貨幣政策、全球化與菲利普曲線

鄭漢亮・毛慶生*

台灣在 1988 年後歷經金融改革與貨幣政策轉變, 促使其全球化程度增加並降低通貨膨脹波動, 這些改變可能導致菲利普曲線產生結構性變化。爲檢視此現象, 本文建構一個小型開放體系之隨機動態全面均衡模型並導出新凱因斯菲利普曲線, 藉由最大概似法估計模型的結構參數了解曲線變化。實證結果顯示 1988 年以後, 除金融改革因素外, 貨幣政策轉變對物價產生的穩定效果, 亦是改變台灣菲利普曲線斜率的主因。爲了確認上述結論, 進一步使用狀態空間模型, AR(p) 模型以及動差法建構縮減式菲利普曲線, 檢視其斜率改變原因, 發現結論與最大概似估計法一致。另外藉由變異數分解, 我們發現台灣在 1988 年之前的景氣波動主要受到貨幣政策與技術進步的影響, 1988 年之後主要影響因素則爲生產力與投資效率。

關鍵詞: 隨機動態均衡模型, 新凱因斯菲利普曲線, 最大概似估計法
JEL 分類代號: E12, E32

1 前言

近幾年許多實證研究均指出菲利普曲線 (Phillips Curve) 在許多國家有逐年平緩趨勢, 例如 Beaudry and Doyle (2000) 和 Roberts (2006) 分別發現加拿大與美國存在此現象。當菲利普曲線變的相對平緩時, 這表示產出缺口 (output gap) 的擴大並不會造成過高的通貨膨脹。在此種情況下, 若政府企圖降低通貨膨脹率, 就必須以犧牲更多產出做爲代價。因此對政策執

*作者分別爲中華經濟研究院助研究員與國立台灣大學經濟系教授。我們非常感謝兩位匿名審查人的意見與建議。文中如有任何疏漏, 悉由作者負責。

臺灣大學學術期刊資料庫

行者而言, 瞭解菲利普曲線斜率的變化實爲一重要課題。一般文獻上認爲菲利普曲線趨緩有兩個重要因素, 其一, Kuttner and Robinson (2008) 認爲穩定的貨幣政策可以降低通膨趨勢, 減少廠商重新定價行爲, 通貨膨脹率將不易受到產出缺口與廠商邊際成本的影響, 因此菲利普曲線會較爲平緩, 相關研究可參照 Roberts (2006)。其二, 有些文獻認爲當全球化程度提高, 國內商品需求之增加可透過進口滿足, 因此廠商的邊際成本與產出缺口之間的相關性將遞減, 導致以產出缺口爲基礎的菲利普曲線, 會較以邊際成本爲基礎的菲利普曲線平緩, 相關文獻包括 Borio and Filardo (2007)、Razin and Binyamini (2007)、陳禮潭等 (2006) 研究。

台灣在1988年以後歷經數次的金融改革, 包括1989年成立外幣拆款市場、1990年開放國外專業投資機構、1996年全面開放一般僑外自然人與法人投資國內證券, 以及2003年開放國際金融業務等。這些措施改善國際資金移動程度, 使得全球化程度提高。同一時間, 台灣的貨幣政策控制通貨膨脹率趨嚴, 使得通貨膨脹率的變動在1988年後減緩。如同前述文獻所探討, 這兩個政策都可能會使台灣的菲利普曲線產生變化, 其中金融改革開放提高全球化對曲線的平緩的影響, 亦已被陳禮潭等 (2006) 證實。而本文的主要目的爲檢視這些政策作爲與轉變對台灣菲利普曲線的影響, 尤其是貨幣政策, 此外亦討論1988年前後造成台灣景氣波動的主因。

文獻上在估計菲利普曲線時, 較常使用的方法是一般化動差法 (Generalized Method of Moments, GMM), 如 Galí and Gertler (1999); Galí et al. (2001) 的研究。然而, Guay and Pelgrin (2004) 強調在新凱因斯 (New-Keynesian) 模型中使用一般化動差法估計結構性參數, 其結果對於正交條件相當敏感, 造成不同工具變數得到相異結論的矛盾情形。爲了避免此一問題, 本文建構一個價格僵固及小型開放情況下的隨機動態全面均衡模型 (Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, 以下簡稱 DSGE 模型), 並使用最大概似法 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) 估計模型的結構參數, 檢視1988年以後的金融改革與政策轉變會如何影響台灣的菲利普曲線。相關探討文獻中, Teo (2009) 亦曾估計台灣的結構參數, 其研究發現投資效率衝擊是造成台灣在1992–2004年期間景氣波動的主要因素之一。投資效率引發景氣循環的現象, 不單只僅限於台灣, Greenwood

臺灣大學學術期刊資料庫

et al. (2000) 與 Fisher (2006) 的實證研究亦發現美國及歐洲的景氣波動裡, 投資效率衝擊著實扮演著相當重要的角色。相較於 Teo (2009), 我們採用較長的樣本期間 (1970 Q3–2007 Q4) 用以檢視台灣的景氣循環, 更重要的是, 雖然 Teo (2009) 也同樣估計台灣的結構參數, 但其並無考慮結構性改變的問題, 例如貨幣政策或是價格僵固程度的改變。然事實上此種結構性改變, 尤其是貨幣政策, 在國外的研究受到相當的重視, 因其往往會影響該國景氣循環的特性, 相關探討可見 Ireland (2003), 但台灣在此方面相關文獻討論相對較少, 因此本文將結構改變可能性納入考量, 探求其對菲利普曲線及景氣循環之影響。依據估計結果, 我們發現在1988年前不穩定的利率政策與技術進步是造成台灣景氣循環的主因, 而1988年後, 影響產出波動主因則是技術與投資效率衝擊, 後者結論與 Teo (2009) 相似。另外, 實證結果亦顯示台灣的價格僵固性與全球化程度逐年增加, 爲造成台灣菲利普曲線趨緩的主要原因。

爲了確認以上結論的可信程度, 我們進一步使用狀態 (State-Space) 模型與 AR(p) 模型捕捉預期通貨膨脹的隨機過程, 並將其運用至縮減式菲利普曲線估計, 此外我們也使用一般化動差法檢視曲線變化。實證結果發現, 在不同設定及估計方法下, 不論是產出缺口或以邊際成本爲基礎的菲利普曲線在1988年以後都呈現逐漸平緩的趨勢。此外, 狀態模型所得縮減式菲利普曲線顯示以產出缺口爲基礎的菲利普曲線斜率, 相對於以邊際成本爲基礎的平緩。此一現象爲全球化與對通貨膨脹管理趨嚴造成菲利普曲線平緩的證據。綜上所述, 除陳禮潭等 (2006), 所得金融改革增加全球化程度因素外, 政策轉變確實亦是造成台灣新菲利普曲線趨緩的主要原因。

我們於下一節建構本文的理論模型, 第3節介紹估計方法, 第4節爲估計結果。第5節爲頑強性檢定。第6節爲結論。

2 模型

我們所考慮的模型經濟由一個代表性家計單位, 一個最終財廠商和介於 [0, 1] 線段的無窮多個中間財廠商所組成。第 $i \in [0, 1]$ 個中間財廠商製造第 i 種中間財商品。家計單位於 t 期期初擁有自前期累積的現金 M_{t-1} 及本期到期的國內折現債券餘額 B_{t-1} 與國外債券餘額 B^*_{t-1}。家計單位並且提

國立臺灣大學學術期刊資料庫

供 h_t 單位的勞動投入和 k_t 單位的資本投入給中間財製造商。令 W_t 及 Q_t 分別表示 t 期的名目工資率及資本租金率, 則家計單位的名目要素所得爲 $W_t h_t + Q_t k_t$。此外, 家計單位也分別自政府與中間財廠商獲得 T_t 的定額移轉及 D_t 的股利所得。家計單位將以上的可用資源用於消費、累積資本、購買國內及國外債券, 我們分述如下。令 i_t 表示 t 期的實質投資支出, 則根據定義, 資本存量的累積方程式可表爲

$$k_{t+1} = (1-\delta)k_t + x_t^i i_t。$$

上式中, 折舊率 $\delta \in (0,1)$, x_t^i 爲干擾投資效率的外生隨機衝擊。我們假設 x_t^i 服從以下的 AR(1) 隨機過程:

$$\ln x_t^i = \rho_x \ln x_{t-1}^i + \varepsilon_t^x,\ \varepsilon_t^x \sim N\left(0, \sigma_x^2\right)。$$

此外, 家計單位於投資過程中必須負擔調整成本, 假設其形式爲

$$\frac{\phi_k}{2}\left(\frac{k_{t+1}}{k_t} - 1\right)^2 k_t,$$

其中參數 $\phi_k > 0$ 爲衡量投資調整成本的大小。遵循 Schmitt-Grohé and Uribe (2003) 的設定, 家計單位可用 $1/r_t^*$ 的折現價格購買國外名目債券 B_t^*, r_t^* 其等於台幣匯率乘以外國實質利率。對小型開放經濟而言, r_t^* 是給定的外生變數, 我們假設 r_t^* 服從外生 AR(1) 過程, 如下所示:

$$r_t^* = \rho_r^* r_{t-1}^* + \varepsilon_t^{r^*},\ \varepsilon_t^{r^*} \sim N\left(0, \sigma_{r^*}^2\right)。$$

另外, 與前面的投資相同, 家計單位在累積國外債券時也需負擔如下的調整成本:

$$\frac{\psi_3}{2}\left(B_t^*/P_t - \bar{b}^*\right)^2,$$

其中 P_t 爲本國最終財的名目價格, 參數 $\psi_3 > 0$ 用來衡量債券調整成本的大小, $\bar{b}^*$ 爲國外實質債券餘額 B_t^*/P_t 的恆定狀態值 (Steady State)。如果經濟體系的全球化程度增加, 則資本移動程度亦會增加, 此時 ψ_3 會下降,

臺灣大學 期刊資料庫

因此 ψ_3 可視爲全球化程度的指標。綜上, 家計單位的預算限制式可表示爲

$$\begin{aligned}\frac{M_{t-1}+B^*_{t-1}+B_{t-1}+W_t h_t+Q_t k_t+T_t+D_t}{P_t}\\ =c_t+i_t+\frac{\phi_k}{2}\left(\frac{k_{t+1}}{k_t}-1\right)^2 k_t+\frac{B^*_t/r^*_t+M_t+B_t/R_t}{P_t}\\ +\frac{\psi_3}{2}\left(B^*_t/P_t-\overline{b}^*\right)^2。\end{aligned} \tag{1}$$

上式中的 R_t 爲國內名目毛利率。我們假設家計單位的效用中包含當期消費、實質貨幣餘額以及休閒, 並且其形式爲:

$$E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[j_t\left(\ln c_t+\ln\frac{M_t}{P_t}\right)+\eta\ln(1-h_t)\right], \tag{2}$$

其中時間偏好折現因子 $\beta\in(0,1)$, 且休閒的效用權數 $\eta>0$。依循 Ireland (2000, 2003) 的設定, 令 j_t 爲干擾偏好的隨機外生衝擊, 我們假設 j_t 服從如下的 AR(1) 隨機過程:

$$\ln j_t=\rho_j\ln j_{t-1}+\varepsilon^j_t,\ \ \varepsilon^j_t\sim N\left(0,\sigma^2_j\right)。$$

家計單位在給定預算限制式下選擇 $\{c_t,\ h_t,\ M_t/P_t,\ B_t/P_t,\ B^*_t/P_t,\ k_{t+1}\}$, 極大化其終生預期效用。另外, 雖然本文模型沒有國際商品貿易, 但其進出口部份是由收支面來捕捉, 依據張淑華・毛慶生 (1997), Schmitt-Grohé and Uribe (2003) 及 Obstfeld and Rogoff (1996) 等, 我們可將實質進出口定義爲 $tb_t=b^*_t/r^*_t-b^*_{t-1}/\pi_t$, 結合家計單位消費與持有國外債券最適條件可得:

$$tb_t=\frac{1}{\psi_3}\left(\left(\frac{r^*_{t-1}}{r_{t-1}\pi_t}\right)-\frac{1}{r_t}\right),\ tb_{t+1}=\frac{1}{\psi_3}\left(\left(\frac{r^*_t}{r_t\pi_{t+1}}\right)-\frac{1}{r_{t+1}}\right),$$

其中, $r_t=R_t/E_t\pi_{t+1}$ 爲本國實質利率。

由上兩式, 可發現 r^*_t 的變動將影響下期進出口, 這是因爲當 r^*_t 增加時本國民衆會將錢借給外國從事投資, 則下期該國貿易順差將增加 (現金流入), 因此 r^*_t 可視爲貿易條件 (terms of trade, TFT) 的改變 (或亦匯率的變

臺灣大學學術期刊資料庫

動)。另外, 當國際間開放程度越高 (ψ_3 越小), 則利率變動對進出口的影響亦越大, 意味家計單位越容易利用進出口緩衝貨幣政策與廠商重新定價的影響, 而此將降低產出缺口與通貨膨脹之間的關係。

在描繪家計單位的消費行爲後, 接下來介紹最終財廠商的設定, 假設最終財廠商用 $P_t(i)$ 價格購買 $y_t(i)$ 單位第 i 種中間財, 並使用下列固定規模生產技術生產最終財貨

$$\left[\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} = y_t,$$

其中 $\theta > 1$ 代表中間財價格需求彈性。每個最終財廠商面臨下面利潤極大化問題

$$P_t y_t - \int_0^1 P_t(i) y_t(i) di。$$

同時, 也假設最終財爲同質的完全競爭市場, 在完全競爭假設下各家廠商利潤將爲0。由廠商的最適化一階條件與零利潤條件可決定社會上物價水準:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta} di\right]^{\frac{1}{1-\theta}}。$$

第 i 個中間財廠商從家計單位雇用 $h_t(i)$ 單位勞動與租用 $k_t(i)$ 單位資本, 生產出 $y_t(i)$ 單位中間財。其生產函數爲:

$$A_t h_t(i)^{1-\alpha} k_t(i)^{\alpha} \geq y_t(i),$$

其中 A_t 是技術衝擊。我們假設其服從下列過程

$$\ln A_t = \rho_A \ln A_{t-1} + \varepsilon_t^A,$$

其中 ε_t^A 爲一個序列不相關, 服從平均值爲0, 變異數爲 σ_A 之常態分配的創新因子 (innovation)。我們假設中間財市場爲壟斷性競爭 (monopolistically competitive), 廠商在每一期期初重新設定其商品價格。承襲 Rotemberg (1982) 的設定, 假設廠商在重設價格時, 需負擔一調整成本,

$$\frac{\phi_p}{2}\left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1\right]^2 y_t,$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 ϕ_p 爲測度名目價格僵固程度。中間財廠商受限制於生產技術 $A_t h_t(i)^{1-\alpha} k_t(i)^{\alpha} \geq y_t(i)$ 下, 選擇 $\{h_t(i), k_t(i), P_t(i)\}$ 極大化

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Lambda_t \left(\frac{D_t(i)}{P_t} \right),$$

其中 $\beta^t \Lambda_t$ 代表家計單位邊際消費效用。$D_t(i)/P_t$ 爲中間財廠商實質利潤, 中間財廠商將其於 t 期末移轉給家計單位。實質利潤可表示爲:

$$\frac{D_t(i)}{P_t} = \left[\frac{P_t(i)}{P_t} \right]^{1-\theta} y_t - \frac{W_t h_t(i) + Q_t k_t(i)}{P_t} - \frac{\phi_p}{2} \left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1 \right]^2 y_t,$$

其中 $P_t(i)/P_t$ 爲第 i 個中間財相對價格。將最適定價一階條件取對數線性化後, 可得新凱因斯菲利普曲線:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(\theta - 1)}{\phi_p} \varphi_t,$$

其中 φ_t 定義爲中間財廠商邊際成本, 詳細推導請見附錄 A。有別於傳統菲利普曲線, 當期通貨膨脹是受到預期通貨膨脹影響, 而非通貨膨脹落後期。爲求更精確的估計結果與良好的模型配適度, 我們加入成本衝擊 (Cost Push Shock) 殘差項 ξ_t 至新凱因斯菲利普曲線, 則上式可改寫爲

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(\theta - 1)}{\phi_p} \varphi_t + \xi_t。 \tag{3}$$

Clarida et al. (1999)、Galí (2002) 與 Woodford (2003) 強調如果缺少成本衝擊 ξ_t, 中央銀行將可任意在產出與通貨膨脹間做替換, 然而這與現況不符, 因此加入 ξ_t 項可讓模型更加貼近現況。文獻上認爲式 (3) 中 θ 爲不隨時間改變的參數, 因此當價格僵固 (ϕ_p) 程度增加, 則邊際成本爲基礎的菲利普曲線將趨平緩。另外, 雖本模型無法從一階條件直接得知產出缺口 (此處的產出缺口 x_t 定義爲: 價格僵固下的產出量與無價格僵固性的產出量之間的差距), 與中間財廠商邊際成本 (φ_t) 關係的封閉解 (closed form), 從而導出產出缺口爲基礎的菲利普曲線, 但產出缺口與邊際成本關係可由下列方法所得: 首先藉由 Sims (2002) 解差分方程的方法, 先將變數轉換爲狀態變數的函數。則 x_t 與 φ_t 可表示爲:

$$\begin{bmatrix} \varphi_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 \\ A_2 \end{bmatrix} s_t,$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中, s_t 爲體系中的狀態變數, A_1 與 A_2 爲模型的參數所組成。

因此, 可得 $\varphi_t = \Phi x_t + \omega_t$, 其中 Φ 爲模型中的參數所構成, 而 ω_t 爲不被產出缺口解釋的部份。產出缺口與中間財廠商之邊際成本關聯性, 其經濟直覺可說明如下: 由中間財廠商極小化成本一階條件, 可導出其實質邊際成本爲 (見附錄 A),

$$\varphi_t = \frac{h_t}{(1-\alpha)y_t}\frac{W_t}{P_t},$$

當價格不具有僵固性 (或者價格具僵固性, 但該產出量等於無價格僵固性下的產生量, 即不存在產出缺口), 則勞動支出占產出比率會等於 $(1-\alpha)$, 隱含 $\varphi_t = 1$ 爲常數, 因此廠商的生產活動將與其實質邊際成本無關。若價格爲僵固, 且該產出量不等於無價格僵固性下的產生量 (即存在產出缺口), φ_t 將不爲固定之常數, 則產生的多寡將影響廠商自身的邊際成本, 有關討論可見 Walsh (2003, p. 238)。

給定模型參數範圍, 利用數值分析方法, 我們發現當 ψ_3 變小或 α_π 變大時, x_t 與 φ_t 相關性會下降。因此全球化程度越高或對通貨膨脹管理趨嚴, 則邊際成本與產出缺口相關性將越低, 將上述關係表示如下。

$$\varphi_t = \Phi(\psi_3, \alpha_\pi, \zeta)\, x_t + \omega_t,\ \frac{\partial \Phi}{\partial \psi_3} > 0,\ \frac{\partial \Phi}{\partial \alpha_\pi} < 0,$$

其中 ζ 爲包含模型中其他參數的向量, 包括 ϕ_k、β 等等。上式顯示, $\Phi(\psi_3, \alpha_\pi, \zeta)$ 是 ψ_3 的遞增函數, α_π 的遞減函數, 進一步可將產出缺口爲基礎的菲利普曲線表示爲下式 , 相關討論可見 Razin and Binyamini (2007) 或陳禮潭等 (2006)。[1]

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(\theta-1)}{\phi_p}\Phi(\psi_3, \alpha_\pi, \zeta)\, x_t + (\xi_t + \lambda\omega_t), \qquad (4)$$

其中 $\lambda = (\theta-1)/\phi_p$。由上式可知, 在給定其他條件不變下, 全球化程度較高或對通貨膨脹管理趨嚴, 將導致產出缺口爲基礎的菲利普曲線斜率, 相較邊際成本爲基礎的菲利普曲線平緩。最後, 假設在這個經濟體裡, 存在

[1]陳禮潭等 (2006) 推導得出 $\varphi_t = \lambda_k x_t$, 並且當貿易條件大於0時, 則 $(\partial\lambda_k/\partial\psi_3) > 0$, 代表當資本移動程度越高, 邊際成本與產出缺口相關性越低, 則產出缺口爲基礎的菲利普曲線將趨於平緩。

期刊資料庫

一個中央銀行, 其並無法觀察到當期的物價膨脹率與產出水準, 只能利用前期相關資訊, 作爲政策擬定的依據。則泰勒法則可表示爲:[2]

$$\ln\left(\frac{R_t}{R}\right) = \alpha_\pi \ln\left(\frac{\pi_{t-1}}{\pi}\right) + \alpha_y \ln\left(\frac{y_{t-1}}{y}\right) + \ln(\upsilon_t),$$

其中 α_π 和 α_y 分別爲對通貨膨脹與產出的反應係數。而 π 和 y 爲 π_t 與 y_t 恆定狀態值。υ_t 代表貨幣政策衝擊, 其服從下列過程:

$$\ln \upsilon_t = \rho_\upsilon \ln \upsilon_{t-1} + \varepsilon_t^\upsilon,$$

其中 $0 \le \rho_\upsilon < 1$, ε_t^υ 爲一序列不相關, 平均值爲 0, 變異數爲 σ_υ 且呈常態分配的創新因子。

我們假設所有中間財廠商有相同決策行爲, 因此在對稱均衡下每家廠商有相同的 $\{P_t(i), y_t(i), h_t(i), k_t(i)\}$。將模型中名目變數 $\{W_t, M_t, B_t, B_t^*, Q_t\}$ 除以 P_t 轉換爲實質變數 $\{w_t, m_t, b_t, b_t^*, q_t\}$, 則模型均衡可定義爲: 給定 b_0, b_0^*, k_0, m_0 與 $\{A_t, \upsilon_t, j_t, x_t^i, \xi_t, r_t^*\}$ 和經濟體中價格序列 $\{\pi_t, w_t, R_t, q_t\}$, 序列 $\{c_t, i_t, h_t, k_{t+1}, b_t, b_t^*, m_t\}$ 滿足家計單位, 中間財和最終財廠商最適一階條件, $y_t = c_t + i_t + [(\phi_k/2)(k_{t+1}/k_t - 1)^2 k_t + (\phi_p/2)(\pi_t - 1)^2 y_t + (\psi_3/2)(b_t^* - \overline{b})^2] + tb_t$ 商品市場, 以及 $B_t = 0$ 的國內債券市場結清條件。

3 估計方法

從家計單位效用極大化、廠商利潤極大化所得最適化一階條件, 與外生變數隨機過程、央行貨幣法則以及市場結清條件, 可得刻畫出整個經濟體的差分方程式。運用 Sims (2002) 方法, 可將模型的解表示爲:

$$\mathbf{s}_t = \Pi \mathbf{s}_{t-1} + \Omega \varepsilon_t,$$

和

$$\mathbf{f}_t = \mathbf{U}\mathbf{s}_t + \varpi \varepsilon_t,$$

[2]本文假設央行貨幣政策操作工具爲利率, 因此該經濟中貨幣存量決定於市場供需雙方。以本模型爲例, 模型中貨幣需求方程式爲 $c_t = (M_t^d/P_t)(1 - (1/1 + R_t))$, 均衡時滿足 $M_t^d = M_t^s$。

期刊資料庫

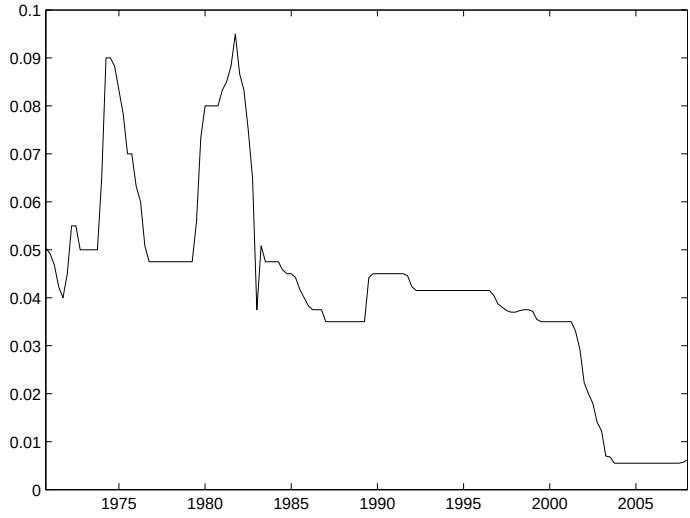


圖 1: 郵局活存利率

其中 $\mathbf{s}_t$ 爲模型中的狀態變數, 包括本國資本 k_t、國外債券 b_t^*、資本投資 i_t 以及六個外生隨機變數。ε_t 向量包含六個外生常態分配創新因子。$\mathbf{f}_t$ 爲模型中內生變數向量, 包括 y_t, c_t, π_t, r_t。Π, Ω, $\mathbf{U}$ 和 ϖ 參數矩陣決定於模型中參數和央行的貨幣政策。方程式體系形成狀態模型 (相關文獻可見 Hamilton (1994)), 因此我們可運用最大概似法估計模型中的結構性參數, 更詳細過程可見 Ireland (2000, 2003)。我們取樣期間爲1970 Q3到2007 Q4, 其中消費和產出資料取自台灣新報資料庫, 爲以2001爲基期之實質消費與國民生產毛額 (GDP), 而通貨膨脹由 CPI 成長率表示。我們使用郵局活存利率做爲利率變數, 所有變數除了利率外皆經過季節調整, 並用 HP 濾器 (filter) 去除趨勢。[3] 圖1畫出郵局活存利率走勢, 由此圖可觀察到在1988年後台灣貨幣政策相對較爲穩定, 波動程度相對較小。圖2顯示除去趨勢後的國內生產毛額, 同樣可觀察到1988年後產出波動減緩, 因此我們將先以1988年爲分界點檢視菲利普曲線前後變化, 下一節將以 Wald 檢定參數是否有結構性改變, 驗證圖形的初步觀察。

[3]一般而言, 利率資料應使用金融業隔夜拆款利率表示, 但台灣新報資料庫中, 金融業隔夜拆款利率起期爲1981 Q1, 樣本期間過短, 因此採用郵局活存利率做爲代理變數, 其在資

臺灣大學學術期刊資料庫

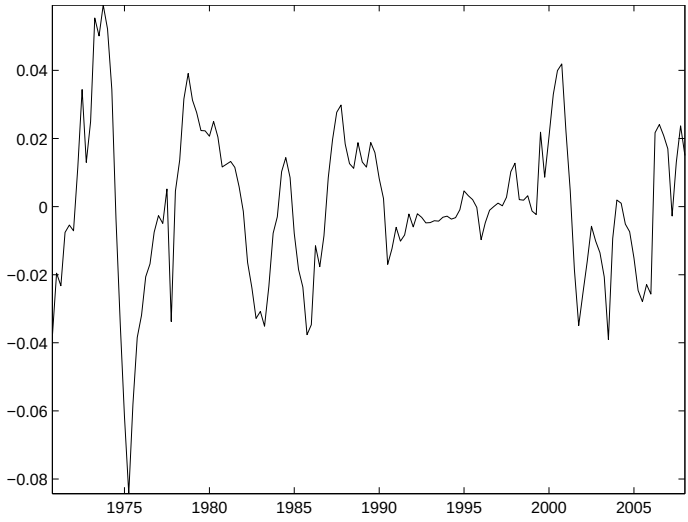


圖 2: 經 HP 後實質國民生產毛額

在估計參數前, 我們先將其分爲兩部份。第一個部份爲不易受政策影響之參數, 如表 1 所歸納。我們設 $\eta = 1.5$ 使得勞動供給時數在恆定狀態下約等於 1/3, 符合實證上平均一天工作時數爲 8 小時。資本折舊率 δ 設爲 0.025, 即年折舊率爲 10%。承襲 Teo (2009),[4] 設中間財價格需求彈性 $\theta = 6$, 隱含中間財廠商超額利潤 (Markup) 在恆定狀態下爲 20%, 而國外利率衝擊自我相關 ρ_{r^*} 與標準差 σ_{r^*} 分別爲 0.875 與 0.01。資本份額設爲 0.3, 折現因子 β 設定爲 0.998 以符合文獻的探討。我們並從資料中計算出通貨膨脹自我相關係數 ρ_ξ 與標準差 σ_ξ 爲 0.8 和 0.06。

4 估計結果

表 2 爲參數估計結果。除了在 1988 年前估計得到的參數 σ_x, 和 1988 年後估計所得 ρ_v 與 σ_v, 在 95% 信賴水準下不顯著異於 0 外, 其他係數皆顯著異於零。ρ_v 在 1988 年後呈現降低, 此表示利率序列波動性降低, 隱含利率政策在 1988 年後相對穩定, 此與圖 1 觀察相符。ρ_A 估計結果顯示技術的

料庫代碼爲 M8002。

[4]Teo (2009) 在其文章中設定台灣國內廠商超額利潤爲20%。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 參數

描述	參數	值
資本份額	α	0.3
休閒權數	η	1.5
折舊率	δ	0.025
中間財價格需求彈性	θ	6
折現因子	β	0.998
通貨膨脹率自我相關	ρ_ξ	0.8
通貨膨脹率標準差	σ_ξ	0.06
國外利率衝擊自我相關	ρ_{r^*}	0.875
國外利率衝擊標準差	σ_{r^*}	0.01

表 2: 參數估計

	1988前 Estimate	1988後 Estimate		1988前 Estimate	1988後 Estimate
ψ_3	8.95×10^{-4} 1.35×10^{-7}	7.42×10^{-4} 3×10^{-6}	ρ_j	0.99 (0.0001)	0.27 (0.0008)
ϕ_p	2.57 (0.0007)	56.10 (0.0008)	ρ_v	0.68 (0.0264)	0.02 (0.0211)
ϕ_k	2.26 (0.0002)	7.39 (0.0008)	σ_A	1.51 (0.0806)	0.45 (0.0448)
α_y	0.24 (0.0001)	6.41×10^{-5} (7.74×10^{-6})	σ_x	0.03 (0.05)	0.1758 (0.0032)
α_π	1.72 (0.0002)	2.10 (0.0007)	σ_j	0.79 (0.0618)	0.58 (0.0775)
ρ_A	0.98 (2.09×10^{-5})	0.27 (0.0067)	σ_v	0.98 (0.0001)	0.02 (0.0116)
ρ_x	0.94 (0.0004)	0.87 (0.0008)			

持續性 (persistence) 在第一個期間相對較高, 代表產出在1988年前波動較高, 符合在圖 2 初步觀察。ρ_j 在 1988年後相對較低, 表示 1988年後金融開放改革可能造成民衆的消費偏好有所改變。

臺灣大學學術期刊資料庫

政策參數 α_y 與 α_π 的估計結果有助於我們悉知央行貨幣政策操作的變化, 估計結果發現在1988年後央行對通貨膨脹干預趨嚴, 並且 Wald 檢定在95%信心水準下拒絕參數 α_π 沒有結構性改變的虛無假設,[5] 顯示台灣貨幣政策在1988年後確實有轉變。國外文獻研究亦發現, 當央行採取較強烈控制通貨膨脹的貨幣政策時, 將使得通貨膨脹率降低, 相關文獻可見 Ireland (2000, 2003), 而估計結果也確實發現1988年後對通貨膨脹控制趨嚴 (α_π 由1.72增加至2.10), 其也伴隨較穩定的物價 (ϕ_p 由2.57增加至56.10), 而此爲穩定貨幣政策減少廠商重新定價次數因而降低物價波動程度的證據, 並由式 (4) 可知以產出缺口爲基礎的菲利普曲線將因此而較平緩。另外, 而 Wald 檢定也在95%信心水準下拒絕 ϕ_p 沒有結構性改變的虛無假設, 顯示出 ϕ_p 確實存在結構性改變, 具增加趨勢。根據式 (3) 與式 (4), 物價僵固程度增加將同時使邊際成本以及產出缺口爲基礎的菲利普曲線兩者斜率趨緩。爲檢查上述所有結果的頑強性, 另設 $\theta = 5.5$ 和 $\theta = 6.5$, 但結果仍相同。

事實上, 台灣在1970年到1980年經濟發展過程中歷經兩次石油危機, 其對通貨膨脹的影響劇烈且明顯, 1973年到1974年第一次石油危機發生時, 當時阿拉伯爲主的輕原油價格, 由每桶的2.59美元狂飆至1974年11.65美元, 漲幅高達爲349.80%, 高油價致使1974年第三季的國內消費者物價的成長率高達21.92%, 如圖3所示。1979年到1980年又爆發第二次石油危機, 1979年該年內國際原油價格由每桶的12.7美元調升至17.5, 到1980年已漲至36美元, 兩年合計漲幅爲183.46%。該漲幅雖不及第一次石油危機, 但仍對物價造成極大壓力, 1980年第三季消費者物價成長率仍達到6.86%的高峰。圖3也顯示出相較1988年前, 1988年後穩定的貨幣政策與溫和的油價讓通貨膨脹率變動與趨勢相形較緩。[6]

---

[5]Wald 檢定公式爲 $(\gamma_1 - \gamma_2)^2/(Var(\gamma_1 - \gamma_2))$, α_π 與 ϕ_p 以及 ψ_3 統計檢定量分別爲 $W_\pi = (2.1 - 1.72)^2/(0.0002^2 + 0.0007^2)$, $W_{\phi_p} = (56.1 - 2.57)^2/(0.0007^2 + 0.0008^2)$, $W_{\psi_3} = ((7.42\times10^{-4} - 8.95\times10^{-4})^2)/((3\times10^{-6})^2 + (1.35\times10^{-7})^2)$ 皆大於 $X^2_{95\%}(1) = 3.84$。

[6]在1988年前通貨膨脹率標準差爲0.0319, 1988年後其爲0.0096。另外, 本文是依循 Ireland (2003) 研究美國景氣循環, Teo (2009) 與張淑華·毛慶生 (1997) 研究台灣景氣循環未將石油部門納入考量的做法 (雖美國爲大型開放國家但不意味石油價格衝擊對美國並不重要), 爲確保後面結論爲正確, 我們以利率、產出、消費、投資、通貨膨脹、石油價格等

國家圖書館 期刊資料庫

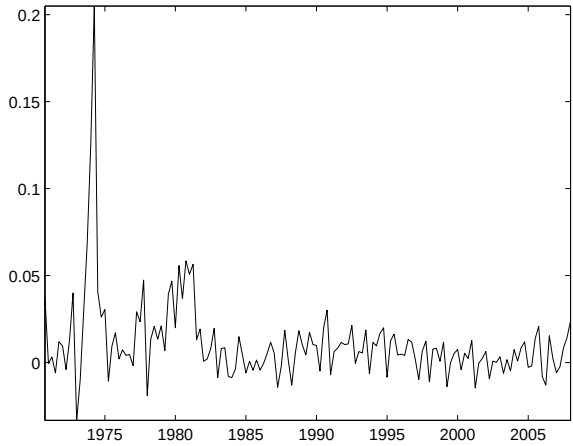


圖 3: 通貨膨脹率

另由表2可發現 ψ_3 在1988年後下降 (ψ_3 由 8.95×10^{-4} 降至 7.42×10^{-4}), 顯示出台灣全球化程度增加。雖然 ψ_3 變動幅度不大, 但 Wald 檢定於95%信心水準下拒絕 ψ_3 無結構性改變的虛無假設, 顯示台灣在1988年後其國際資本移動程度確實增加。由式 (4) 可推論以產出缺口爲基礎的菲利普曲線將因此較爲平緩, 而事實上, 陳禮潭等 (2006), 亦已在其研究發現金融開放是造成台灣菲利普曲線趨緩的原因。

接下來我們運用先前所得參數呈列產出與消費的衝擊反應圖形, 檢視模型中外生變數衝擊對產出與消費影響。圖4顯示出緊縮貨幣政策和中間財廠商邊際成本增加, 將導致產出與消費下降; 而技術進步發生、消費財需求增加時, 將使得產出與消費上升; 生產投資效率提升時, 1988年前家計單位會減少消費、增加投資, 1988年之後家計單位亦先減少消費、增加投資, 但之後消費量隨著產出增加所帶來的財富效果上升; 當貿易條件改

實際資料估計變異數分解, 該結果顯示石油價格對台灣景氣循環的貢獻約爲5%, 爲相對較低的比率, 並且本文後面所有的結果仍成立, 因此雖然石油價格衝擊短期會對台灣的經濟造成影響, 但長期而言台灣的經濟仍由技術進步、投資或貨幣政策環境等因素所驅動。另外, 模型中的成本衝擊也足以捕捉石油價格對通貨膨脹的影響, 因此我們不將石油部門納入研究內容。

期刊資料庫

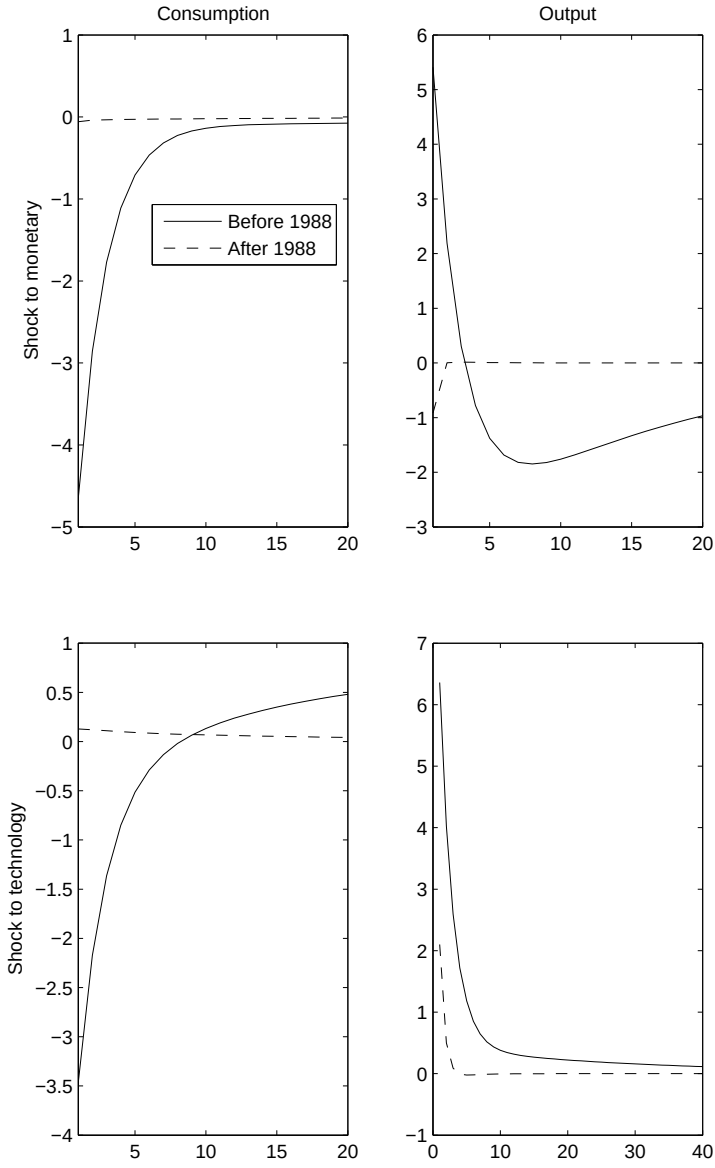


圖 4: 模型內衝擊反應函數

臺灣大學學術期刊資料庫

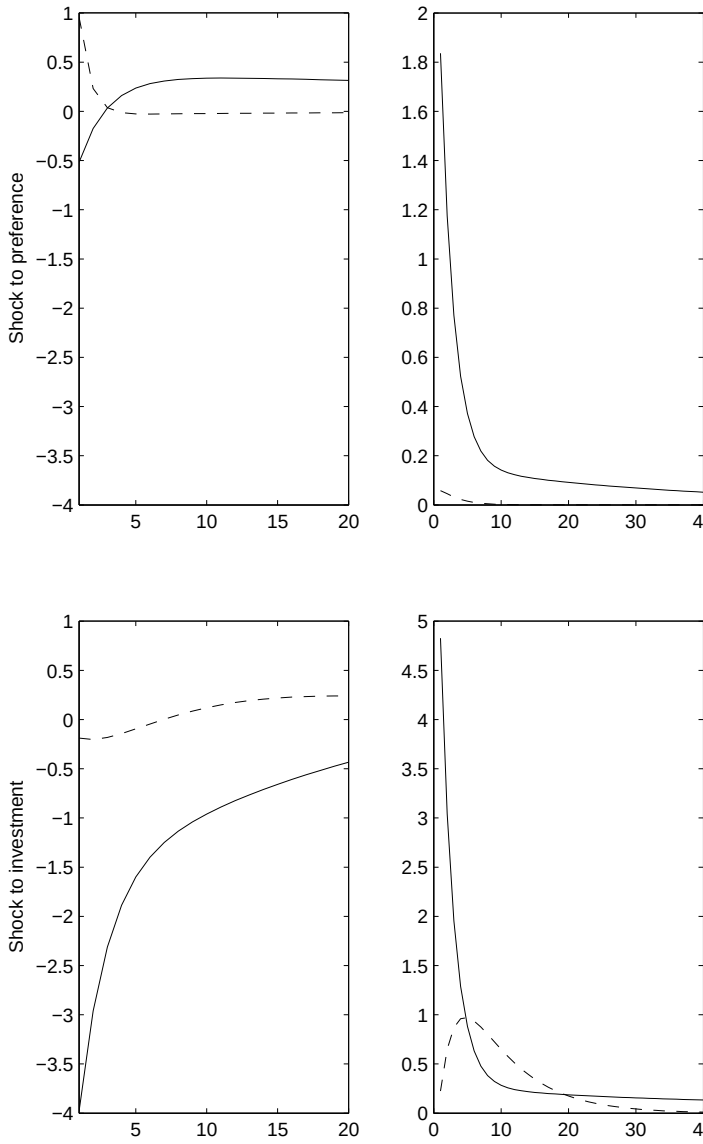


圖 4: (續1) 模型內衝擊反應函數

臺灣大學學術期刊資料庫

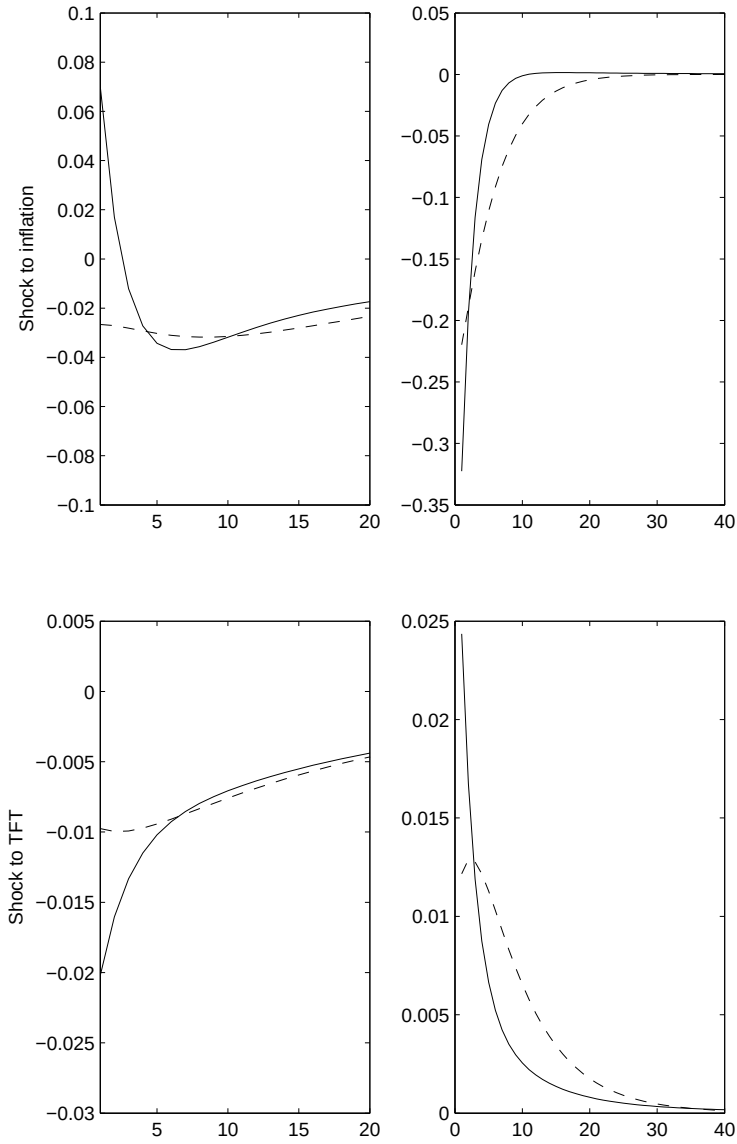


圖 4: (續2) 模型內衝擊反應函數

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 變異數分解 (模型)

	shock v_t	shock A_t	shock j_t	shock x_t^i	shock ξ_t	shock r_t^*
r_t						
Pre 1988	14.24	33.57	1.94	50.24	0.01	0.00
Post 1988	0.33	3.23	0.41	95.83	0.19	0.01
y_t						
Pre 1988	39.35	36.41	3.18	20.98	0.08	0.00
Post 1988	6.24	34.73	0.06	57.74	1.22	0.01
c_t						
Pre 1988	30.66	24.54	3.00	41.78	0.02	0.00
Post 1988	0.61	5.28	38.87	54.33	0.86	0.05
i_t						
Pre 1988	55.26	26.29	2.33	16.10	0.02	0.00
Post 1988	0.23	1.06	0.08	98.31	0.31	0.00
π_t						
Pre 1988	27.76	31.61	2.15	38.46	0.02	0.00
Post 1988	91.16	0.26	0.03	8.53	0.02	0.00

善時, 順差的上升將使本國產出增加, 消費則因資源的出口而呈現下降。

另外藉由變異數分解, 可知道每一個外生衝擊占其內生變數的預測變異數百分比, 某一外生衝擊占的比率越高, 代表內生變數波動源自於此外生衝擊比重越高。我們選擇利率、產出、消費、投資、通貨膨脹與進出口等六個變數認定貨幣 (v_t)、技術 (A_t)、偏好 (j_t)、投資效率 (x_t^i)、成本 (ξ_t)、貿易條件 (r_t^*) 等外生衝擊。由於我們關注衝擊對內生變數長期的影響, 並爲節省空間, 因此只列出利率、產出、消費、投資、通貨膨脹等變數第 40 季的變異數分解結果。表 3 中顯示在 1988 年前消費的預測誤差, 貨幣政策與技術衝擊能解釋部份超半, 但 1988 年之後改以偏好與投資衝擊爲主。由表 3 亦可發現貨幣政策在第一個樣本期間解釋投資變異較投資效率衝擊爲重要, 1988 年之後投資變異大部份則由自身投資效率衝擊所解釋。貨幣政策在 1988 年前能解釋 39.35% 第 40 季產出波動, 顯示出貨幣政策在台灣景氣循環中扮演重要的角色。1988 年後貨幣政策仍是景氣循環的主因, 但已

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 變異數分解 (資料)

	Monetary	Productivity	Preference	Investment	Inflation	TFT
y_t						
Pre 1988	22.1	62.53	0.10	3.86	6.599	3.95
Post 1988	0.23	72.90	0.15	26.54	0.059	0.12
c_t						
Pre 1988	6.75	12.32	65.66	9.39	3.35	2.52
Post 1988	0.67	8.52	79.60	9.02	2.16	0.02

不如技術與投資效率衝擊重要。最後, 整個期間貨幣政策爲解釋通貨膨脹變異的重要因子。

綜合上述, 我們歸結 1988 年前台灣的景氣循環大部份由貨幣政策衝擊與技術進步兩者引起, 1988 年後則轉爲技術與投資效率衝擊所形成。

進一步, 我們使用實際資料做變異數分解以比較上述結果。同樣的選取利率、產出、消費、投資、通貨膨脹、貿易條件做爲內生變數, 另一方面, 爲了避免向量自我迴歸 (Vector Autoregressive, VAR) 外生變數排序 (order) 問題, 我們使用一般化衝擊反應函數 (general impulse responses) 進行變異數分解。[7] 因著重於驗證台灣景氣循環的主因, 在表 4 中只提報產出與消費變異數分解結果。雖然模型無法在數值上精確配適資料, 但仍補捉到台灣景氣循環的特徵與趨勢, 例如, 消費的波動中可被貨幣政策解釋部份逐年下降, 而偏好衝擊可解釋的比例逐年上升, 不論在資料或模型上皆相同。貨幣政策解釋產出波動能力逐年下降, 而 1988 年後大部份預測的變異數由技術與投資效率衝擊所解釋, 此與模型一致, 而貿易條件衝擊 (或是匯率變動衝擊) 在模型中或者是資料估計結果, 皆發現對台灣的景氣循環過程影響不大。此現象一個可能的解釋爲: 由於台灣的匯率經常具有穩定國內經濟之政策目標, 因此當台灣的貿易條件改變時, 央行常用匯率調節進出口穩定物價與 GDP, 而此過程將減緩外在衝擊的影響, 長期下貿易條件對景氣循環的影響將降低。Teo (2009) 的研究也相同發現國外的通貨膨脹、產

[7]該處貿易條件由美國與台灣 CPI 相對值表示, 既然美國長久以來爲我國最大貿易國家。

臺灣大學學術期刊資料庫

出與利率等外在因素, 對台灣 GDP 成長率預測變異數平均值的影響趨近於0。

由於配適台灣景氣循環的特徵, 並非本文主要探討之主題, 因此在下一節, 我們將建構縮減式菲利普曲線並檢視其變化, 進而從縮減式角度驗證全球化程度增加與穩定貨幣政策對台灣菲利普曲線的影響。若實證結果發現產出缺口爲基礎的菲利普曲線下降幅度比以邊際成本爲基礎的多, 則該現象爲支持全球化與通貨膨脹控制趨嚴兩者造成曲線斜率平緩的證據。

5 頑強性檢定

執行頑強性檢驗前, 我們以1988年前後爲分界點, 將樣本期間分成兩部份, 並執行下列迴歸

$$(\pi_t - \beta E_t \pi_{t+1}) = a + b\varphi_t + e_t, \tag{5}$$

其中 $b = (\theta - 1)/\phi_p$, φ_t 爲邊際成本。[8]

我們以製造業總工資占 GDP 比率做爲廠商邊際成本變數, 相關設定可見 Galí and Gertler (1999); Galí et al. (2001)。許多景氣循環研究發現在季資料中 β 值接近1, 並且不易隨時間改變, 因此我們簡單設 $\beta = 1$。除了邊際成本外, 我們也使用去除趨勢項的國民生產毛額 (GDP)、失業率與自然失業率差額做爲解釋變數。

由於 $\theta > 1$ 且 $\phi_p > 0$, 因此理論模型預期上述迴歸式斜率應爲正。一般而言, 邊際成本與產出缺口成正比並且與失業率成反比, 因此可預期產出缺口迴歸式斜率爲正而失業率迴歸式斜率爲負。爲避免小樣本與殘差序列相關問題, 我們使用 Newey and West (1987) 變異數矩陣計算參數 t 值。另外, 由於 $E_t\pi_{t+1}$ 無法被觀察到, 我們使用兩種方法估計預期通貨膨脹。其一, 我們利用理性預期理論與費雪方程式建構狀態模型以估計預期通貨膨脹, 見附錄 B。其二, 沿用 Roberts (2006) 的方式, 我們使用 AR(p) 捕捉預期通貨膨脹。而狀態模型與 AR(p) 模型中最適落後期數皆由 AIC (Akaike Information Criterion, AIC) 決定。由於我們關注於曲線斜率變化, 因此迴歸常數項將不被呈列, 表5與表6顯示我們結果。

[8]由於製造業工資資料相較其他變數短, 因此我們所得到邊際成本從1982 Q1 起, 非

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 狀態模型

變數	1988前	1988後
	b	b
y_t	0.211 (0.0475)	0.0072 (0.0331)
$(u_t - u^n)$	−0.8792 (0.2193)	−0.0931 (0.0376)
φ_t	0.0261 (0.0369)	0.0161 (0.0205)

表 6: AR(p) 模型

變數	1988前	1988後
	b	b
y_t	0.165107 (0.060)	−0.008983 (0.033147)
$(u_t - u^n)$	−1.01 (0.268)	−0.104 (0.038)
φ_t	0.179450 (0.041066)	0.015318 (0.021428)

表5狀態模型所得結果裡, 我們發現在各迴歸式中, 菲利普曲線在1988年後較爲平緩, 並且其斜率正負號符合理論預期。爲了讓曲線變化更具體化, 我們使用以常態分配爲核 (kernel) 的無母數方法, 畫出菲利普曲線圖形。圖5到圖10顯示估計結果, 發現在1988年後 $(\pi_{t+1} - \beta E_t \pi_{t+1})$ 和 y_t, $(u_t - u^n)$, φ_t 的關係較爲鬆散, 並且斜率明顯下降接近水平線。[9]

接下來我們使用 AR(p) 估計預期通貨膨脹, 並將 $\pi_t - \beta E_t \pi_{t+1}$ 分別對 y_t, $(u_t - u^n)$ 和 φ_t 迴歸。表6提報結果, 發現 y_t 的迴歸式在1988年後, 其係數正負號變換與理論不盡相符, 惟 t 值並不顯著。其他迴歸式中 b 估計皆呈下降, 截至目前爲止, 所有的結論皆傾向支持菲利普曲線於1988年後有重大改變。

1970 Q3。

[9]在1988年後, 各曲線高度變化大約爲0.001, 極微小。

臺灣大學學術期刊資料庫

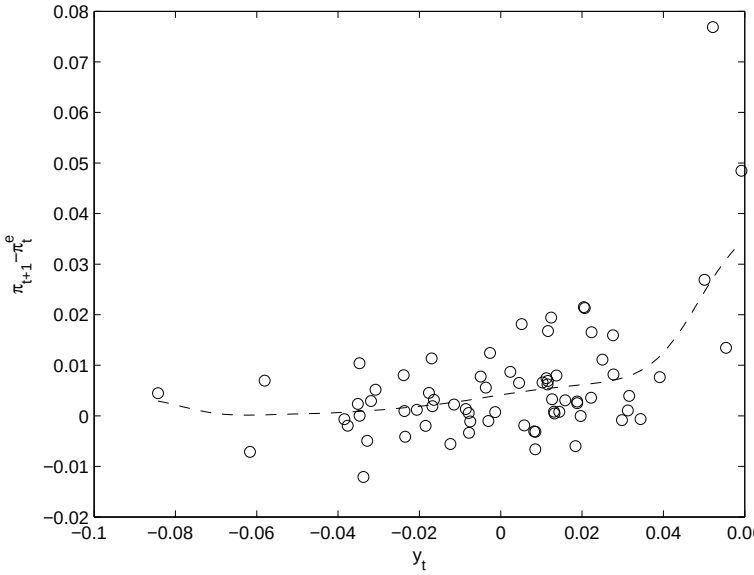


圖 5: $(\pi_t - \beta E_t \pi_{t+1})$ 和 y_t –1988年前

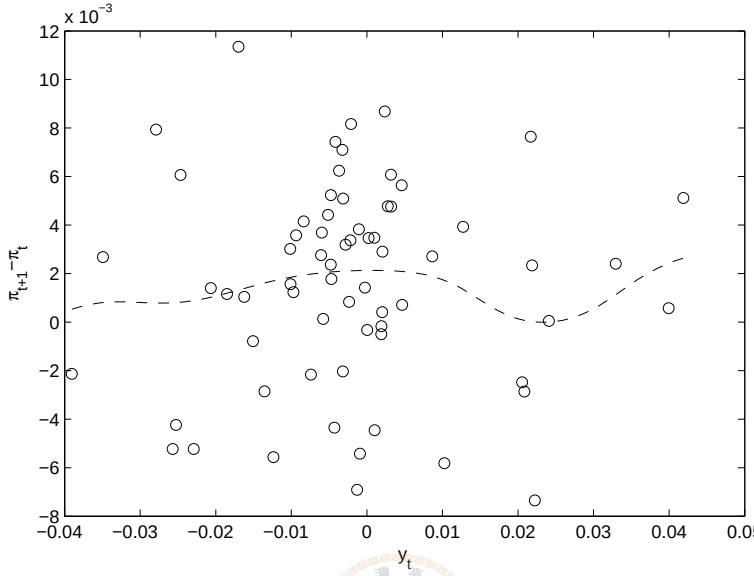


圖 6: $(\pi_t - \beta E_t \pi_{t+1})$ 和 y_t –1988年後

臺灣大學學術期刊資料庫

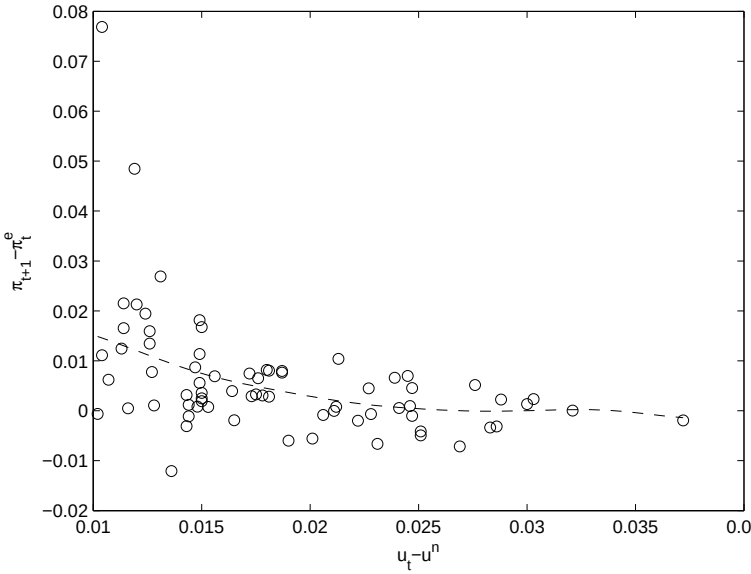


圖 7: $(\pi_t - \beta E_t \pi_{t+1})$ 和 $u_t - u^n$ –1988年前

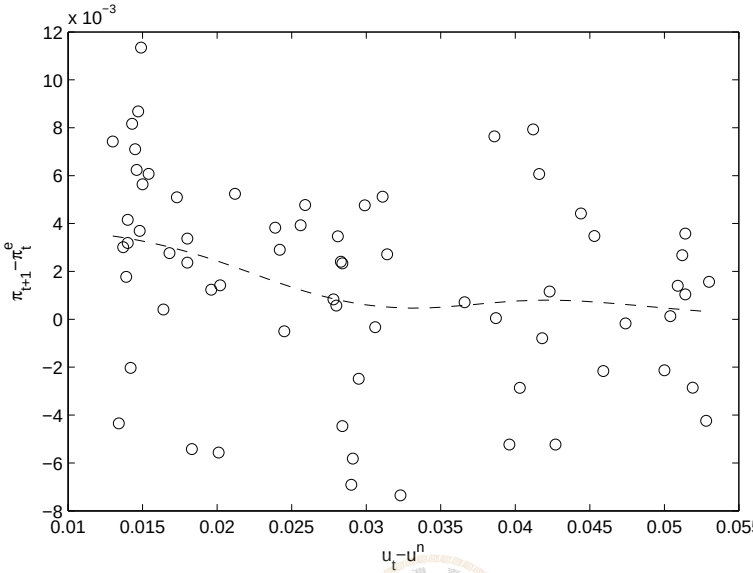


圖 8: $(\pi_t - \beta E_t \pi_{t+1})$ 和 $u_t - u^n$ –1988年後

臺灣大學學術期刊資料庫

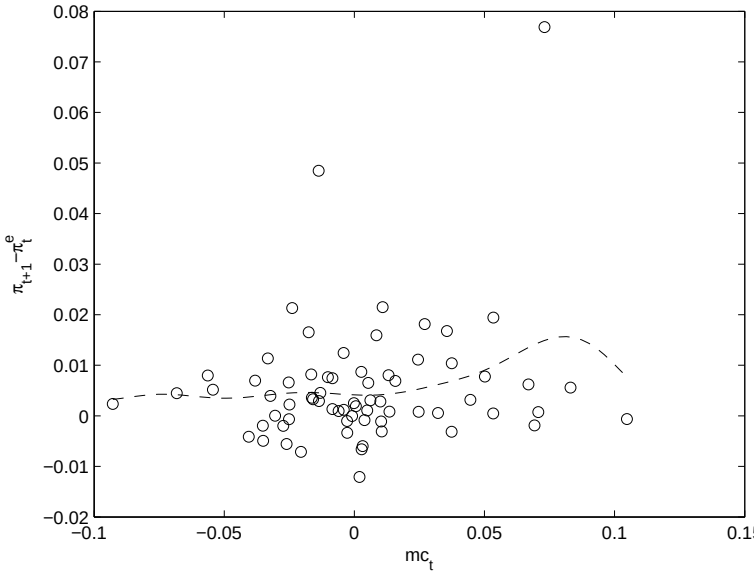


圖 9: $(\pi_t - \beta E_t \pi_{t+1})$ 和 φ_t –1988年前

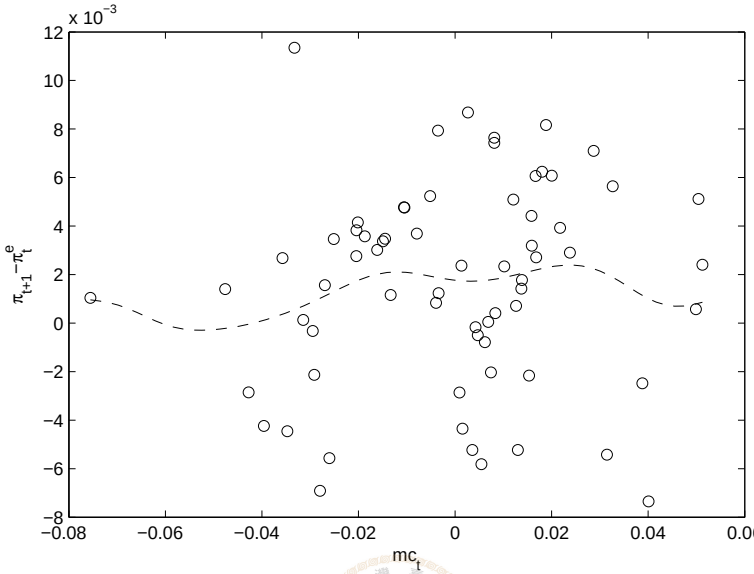


圖 10: $(\pi_t - \beta E_t \pi_{t+1})$ 和 φ_t –1988年後

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 新凱因斯菲利普曲線斜率

1988前 變數	y_t	$(u_t - u^n)$	φ_t
β	0.96 (0.15)	0.88 (0.13)	0.95 (0.12)
b	0.041 (0.1)	−0.030 (0.04)	0.24 (0.18)
J-stat	0.32	3.99	2.84
1988後			
β	0.927 (0.12)	0.99 (0.14)	0.88 (0.11)
b	0.031 (0.10)	−0.012 (0.02)	0.028 (0.04)
J-stat	0.69	0.64	2.89

註: J-stat $\sim X^2$, $X^2_{95\%}(1) = 3.84$, $X^2_{95\%}(2) = 5.99$, $X^2_{95\%}(3) = 7.81$。

最後, 我們使用一般化動差法估計下列動差:

$$E_t \{(\pi_t - \beta\pi_{t+1} - bx_t)\, \Omega_t\} = 0,$$

其中 Ω_t 是工具變數, 且 $x_t \in \{y_t, (u_t - u^n), \varphi_t\}$。我們設定工具變數爲 x_t 和 π_t 的落後期, 而最適落後期數由最小殘差平方和決定。爲避免殘差自我相關與異質性問題, 我們使用自我相關一致性共變異數矩陣估計式 (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance, HACC) 計算標準差, 表7顯示所得到的結果。在個別估計中, 同樣得到 b 在1988年後下降。列表中提報 Hansen (1982) 的 J-stat, 其虛無假設爲動差條件沒有過度認定, 檢定可發現 J-stat 皆沒有拒絕虛無假設。由於1988年前後部份估計所得折現因子 β 差異很大, 此文獻認爲 β 值不易隨時間改變相衝突。因此我們假設 $\beta = 1$, 重新進行估計, 表8爲我們的估計結果。

表8顯示, 在1988年後 b 值同樣呈下降現象, 顯示我們的結論具有頑強性。另外, 由狀態模型所估計通貨膨脹構成的縮減式迴歸中, 發現產出缺口爲基礎的菲利普曲線下降幅度遠比以邊際成本爲基礎的多, 顯示出全球

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 新凱因斯菲利普曲線斜率

1988前 變數	y_t	$(u_t - u^n)$	φ_t
b	0.051 (0.092)	−0.071 (0.05)	0.280 (0.156)
J-stat	0.38	2.66	1.14
1988後			
b	0.042 (0.1)	−0.009813 (0.018795)	0.015 (0.04)
J-stat	0.66	2.24	1.53

註: J-stat $\sim X^2$, $X^2_{95\%}(1) = 3.84$, $X^2_{95\%}(2) = 5.99$, $X^2_{95\%}(3) = 7.81$。

化與對通貨膨脹控制趨嚴有可能是改變台灣菲利普曲線斜率的重要關鍵。至此, 我們可歸納出全球化與貨幣政策轉變是影響台灣菲利普曲線趨緩兩個重要因素。

6 結論

台灣在1988年後, 其貨幣政策轉向嚴格控制通貨膨脹, 並且歷經一連串金融改革措施, 例如, 1989年成立外幣拆款市場、1990年開放國外專業投資機構等等, 使其資本移動與全球化程度增加, 進而使菲利普曲線產生變化。因此我們試圖探討貨幣政策與金融改革措施對菲利普曲線的影響, 並找出台灣景氣循環主因。最大概似估計法結果顯示1988年後穩定貨幣政策減少廠商重新定價次數, 價格僵固程度隨之增加, 使菲利普曲線趨於平緩。另外, 與陳禮潭等 (2006) 等所得的結論相同, 1988年後金融改革措施使得台灣的資本移動程度增加, 亦是造成菲利普曲線趨緩的原因。我們使用狀態模型、AR(p) 模型和動差法建構縮減式菲利普曲線, 檢視其斜率變化做爲頑強性檢驗, 發現其結果與最大概似法一致。再者, 藉由變異數分解, 我們發現1988年前貨幣政策與技術進步是導致景氣循環的主因, 1988年之後景氣循環則由技術與投資效率衝擊所形成。

臺灣大學學術期刊資料庫

另外1988年後, 趨緩的菲利普曲線, 顯示政府若想以犧牲產出換取低通貨膨脹率, 將付出極大的代價, 且政策未必有效。因此貨幣主管機構, 制定貨幣政策須格外謹慎, 以免未達政策目標, 反而造成產出與通貨膨脹不必要的擾動。最後, 由於我們模型只設定廠商面對國內市場競爭, 未來相關研究可將國際競爭影響廠商定價的可能性納入考量, 以求模型能更符合現實狀況。

附錄

A. 菲利普曲線

考慮中間財廠商極小化成本問題, 如下示:

$$\min_{h_t(i),k_t(i)} \left(w_t h_t(i) + q_t k_t(i)\right) + \varphi_t \left(y_t(i) - A_t h_t(i)^{1-\alpha} k_t(i)^{\alpha}.\right),$$

其中, φ_t 爲中間財廠商的邊際成本。考慮對稱均衡與勞動需求最適一階條件, 隱含 φ_t 等於

$$\varphi_t = \frac{h_t w_t}{(1-\alpha) y_t}。$$

另外, 從中間財廠商極大化利潤的問題中,

$$\max\left[\frac{D_t(i)}{P_t} + \psi_t\left(A_t h_t(i)^{1-\alpha} k_t(i)^{\alpha} - \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{-\theta} y_t\right)\right],$$

若考慮對稱均衡, 則最適定價與勞動需求一階條件, 可由下兩式表示:

$$\begin{aligned}\phi_p \Lambda_t \left(\pi_t - 1\right)\pi_t &= (1-\theta)\Lambda_t + \theta\psi_t \\ &\quad + \beta\phi_p E_t\left[\Lambda_{t+1}\left(\pi_{t+1} - 1\right)\pi_{t+1}\left(y_{t+1}/y_t\right)\right], \\ \varphi_t &= \frac{\psi_t}{\Lambda_t},\end{aligned}$$

其中, Λ_t 家計單位邊際消費效用。將上兩式線性化後可得

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(\theta-1)}{\phi_p}\hat{\varphi}_t,$$

爲文中邊際成本爲基礎之菲利普曲線。

臺灣大學學術期刊資料庫

B. 狀態模型

爲簡潔說明, 我們首先簡單假設預期通貨膨脹 $\pi_t^e = E_t\pi_{t+1}$ 服從下列過程:

$$\pi_t^e = F\pi_{t-1}^e + w_t^\pi, \tag{B1}$$

其中 $w_t^\pi \sim N(0, \sigma_\pi^2)$, 另外假設實質利率行程爲

$$r_t = \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \theta_1\pi_{t-1} + \theta_1\pi_{t-2} + w_t^r, \tag{B2}$$

其中 $w_t^r \sim N(0, \sigma_r^2)$, 費雪方程式可以表示如下:

$$R_t = C_1 r_t + C_2\pi_t^e + w_t^R, \tag{B3}$$

其中 $w_t^R \sim N(0, \sigma_R^2)$ 且 $C1, C2 > 0$。我們允許費雪方程式有不成立情況, 即 $C1$ 和 $C2$ 不恆爲一。根據理性預期, 預期通貨膨脹 π_t^e 與通貨膨脹率 π_{t+1} 之間可以表示爲:

$$\pi_{t+1} = \pi_t^e + e_{t+1}, \tag{B4}$$

將式 (B3) 帶入 (B2), 可得

$$\begin{aligned} R_t &= C_2\pi_t^e + w_t^R + \phi_1\left(R_{t-1} - C_2\pi_{t-1}^e - w_{t-1}^R\right) + C_1\theta_1\pi_{t-1} \\ &\quad + C_1\theta_1\pi_{t-2} + \phi_2\left(R_{t-2} - C_2\pi_{t-2}^e - w_{t-2}^R\right) + C_1 w_t^r \\ &= C_2\pi_t^e + \phi_1 R_{t-1} + \phi_2 R_{t-2} - \phi_1 C_2\pi_{t-1}^e - \phi_2 C_2\pi_{t-2}^e + C_1\theta_1\pi_{t-1} \\ &\quad + C_2\theta_1\pi_{t-2} + \left(w_t^R - \phi_1 w_{t-1}^R - \phi_2 w_{t-2}^R + C_1 w_t^r\right)。 \end{aligned} \tag{B5}$$

設 π_t^e 爲不可觀察到的狀態變數, 其中可觀察到的變數爲 $z_t = [R_{t-1}, \pi_{t-1}]$, 將其表示成矩陣形式

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \pi_t^e \\ \pi_{t-1}^e \\ \pi_{t-2}^e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} F & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \pi_{t-1}^e \\ \pi_{t-2}^e \\ \pi_{t-3}^e \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_t^\pi \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}}_{\beta_t = F\beta_{t-1} + w_t},$$

臺灣大學學術期刊資料庫

合併式 (B4) 與式 (B5), 我們得到

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{H}\beta_t + \mathbf{A}_{1\mathbf{z}_t} + \mathbf{A}_1\mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{e}_t,$$

其中

$$\mathbf{y}_t = [\pi_{t+1} R_t], \mathbf{H} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ h1 & h2 & h3 \end{bmatrix},$$

其中

$$h1 = C_2,\ h2 = -\phi_1 C_2,\ h3 = -\phi_2 C_2,\ \mathbf{A}_i = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ \phi_i & \zeta_i \end{bmatrix},\ i = 1, 2,$$

其中 $\zeta_1 = C_1\theta_1$ 且 $\zeta_2 = C_2\theta_1$。而

$$\mathbf{e}_t = \begin{bmatrix} e_{t+1} \\ \left(w_t^R - \phi_1 w_{t-1}^R - \phi_2 w_{t-2}^R + C_1 w_t^r\right) \end{bmatrix},$$

$\mathbf{e}_t \sim N(0, \mathbf{Q})$, 其中

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \sigma_e^2 & 0 \\ 0 & \left(1 + \phi_1^2 + \phi_2^2\right)\sigma_R^2 + C_1^2\sigma_r^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{Q_1}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{Q_2}^2 \end{bmatrix}。$$

藉由放寬假設, 允許 π_t^e 和 r_t 服從 AR(p) 過程, 模型可擴展爲

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \pi_t^e \\ \pi_{t-1}^e \\ \cdot \\ \cdot \\ \pi_{t-p}^e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} F_1 & F_2 & \cdots & F_p \\ 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1}^e \\ \pi_{t-2}^e \\ \cdot \\ \cdot \\ \pi_{t-p-1}^e \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_t^\pi \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix}}_{\beta_t = F\beta_{t-1} + w_t^\pi},$$

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{H}\beta_t + \sum_{i=0}^{p} \mathbf{A}_i \mathbf{z}_{t-i} + \mathbf{e}_t,$$

其中

$$\mathbf{y}_t = [\pi_{t+1} R_t], \mathbf{H} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ C_2 & \Psi \end{bmatrix}, \mathbf{A}_i = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ \psi_i & \omega_i \end{bmatrix},\ i = 0, \cdots, p。$$

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

張淑華・毛慶生 (1997), “戰後台灣景氣循環分析 — 小型開放經濟與國際資本移動”, 《經濟論文叢刊》, 25, 401–440。(Chang, S. H. and Mao, C. S. (1997), “Post-war Taiwan’s business cycles: The small open economy and the international capital mobility”, *Taiwan Economic Review*, 25, 401–440.)

陳禮潭・陳忠榮・呂仁廣 (2006), “新凱因斯學派之菲力浦曲線及資本移動性 — 理論與實證”, 《經濟論文叢刊》, 34, 173–208。(Chen, L.-T. and Chen, J. R. and Lue, R. K. (2006), “New Keynesian Phillips curve and capital mobility-theory and empirics”, *Taiwan Economic Review*, 34, 173–208.)

Beaudry, P. and Doyle, M. (2000), “What happened to the Phillips curve in the 1990s in Canada”, Staff General Research Papers, 10286, Iowa State University.

Borio, C. and Filardo, A. (2007), “Globalisation and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation”, Manuscript, Bank for International Settlement.

Clarida, R., Galí, J., and Gertler, M. (1999), “The science of monetary policy: A new Keynesian perspective”, *Journal of Economic Literature*, 37, 1661–1707.

Fisher, J. D. M. (2006), “The dynamic effects of neutral and investment-specific technology shocks”, *Journal of Political Economy*, 114, 413–451.

Galí, J. (2002), “New perspectives on monetary policy, inflation and business cycle”, NBER Working Paper, No. 8767.

Galí, J. and Gertler, M. (1999), “Inflation dynamics: A structural econometric analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 44, 195–222.

Galí, J., Gertler, M., and López-Salido, J. D. (2001), “European inflation dynamics”, *European Economic Review*, 45, 1237–1270.

Greenwood, J., Hercowitz, Z., and Krusell, P. (2000), “The role of investment-specific technological change in the business cycle”, *European Economic Review*, 44, 91–115.

Guay, A. and Pelgrin, F. (2004), “The U.S. new Keynesian Phillips curve: An empirical assessment”, Bank of Canada Working Paper, 2004–2035.

臺灣大學學術期刊資料庫

Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Hansen, L. P. (1982), "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, 50, 646–660.

Ireland, P. N. (2000), "Interest rates, inflation, and federal reserve policy since 1980", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 32, 417–434.

——— (2003), "Endogenous money or sticky prices?", *Journal of Monetary Economics*, 50, 1623–1648.

Kuttner, K. and Robinson, T. (2008), "Understanding the flattening Phillips curve", Research Discussion Paper, ESAM 08 Conference.

Newey, W. K. and West, K. D. (1987), "A simple positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, 703–708.

Obstfeld, M. and Rogoff, K. S. (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge, MA: MIT press.

Razin, A. and Binyamini, A. (2007), "Flattened inflation-output tradeoff and enhanced anti-inflation policy: Outcome of globalization?", NBER Working Paper, No. 13280.

Roberts, J. M. (2006), "Monetary policy and inflation dynamics", *International Journal of Central Banking*, 3, 193–230.

Rotemberg, J. J. (1982), "Sticky prices in the United States", *Journal of Political Economy*, 90, 1187–1211.

Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. (2003), "Closing small open economy models", *Journal of International Economics*, 61, 163–185.

Sims, C. A. (2002), "Solving linear rational expectations models", *Computational Economics*, 20, 1–20.

Teo, W. L. (2009), "Estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Taiwanese economy", *Pacific Economic Review*, 14, 194–231.

Walsh, C. E. (2003), *Monetary Theory and Policy*, Cambridge, MA: MIT Press.

Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

投稿日期: 2010年3月11日, 接受日期: 2011年8月5日

臺灣大學學術期刊資料庫

Monetary Policy, Globalization and the New-Keynesian Phillips Curve

Han-Liang Cheng

Assistant Research Fellow, Chung-Hua Institution for Economic Research

Ching-Sheng Mao

Department of Economics, National Taiwan University

Taiwan has experienced finance reform and monetary policy change since 1988 and seen an increased level of globalization and reduced volatility of inflation. These changes may lead to a structural change of the New-Keynesian Phillips curve. This paper constructs a small open stochastic general equilibrium model and derives the New-Keynesian Phillips curve to examine the effects of finance reform and monetary policy change on the slope of the curve. The results show that besides financial reform, the monetary policy change which stabilized the price level was a main factor increasing slack in the New-Keynesian Phillips curve after 1988. To confirm the conclusions above, we employ a state-space model and AR(p) to obtain expected inflation, and then estimate the slope of the reduced form Phillips curve. This supports the above conclusion. Furthermore, variance decomposition analysis shows that monetary policy shocks and technology shocks were the main contributors to the business cycle before 1988, while investment efficiency shocks and technology shocks became the main factors after 1988.

Keywords: dynamic stochastic general equilibrium model, New-Keynesian Phillips curve, MLE.

JEL classification: E12, E32

臺灣大學學術期刊資料庫