

ISSN 1017-9623

中央銀行季刊

第三十五卷 第一期

中央銀行 編印

中華民國 102 年 3 月

中央銀行季刊

第三十五卷 第一期

中央銀行 編印

中華民國 102 年 3 月

中央銀行季刊

目錄 第三十五卷 第一期

專 載

中央銀行理監事聯席會議決議	中 央 銀 行	1
---------------------	---------	---

專題研究

動態隨機一般均衡架構在臺灣貨幣政策制定上之應用	黃 俞 寧	3
新台幣匯率反應函數之實證分析—兼論與亞洲主要國 家之比較.....	林依伶、張志揚 陳佩玗	35
台灣地區短期通貨膨脹率之預測	陳 佩 玗	63

經濟金融動態

國內經濟金融情勢（民國101年第4季）		
總體經濟	國 內 經 濟 科	91
國際收支	國 際 收 支 科	99
貨幣與信用	金 融 統 計 科	107
金融市場	呂桂玲、許怡君 葉德勝、蔡曜嶺	113
國際經濟金融情勢（民國101年第4季）	國 際 經 濟 科	133

經濟金融日誌

國內經濟金融日誌（民國102年1月至3月）	國 內 經 濟 科	153
國際經濟金融日誌（民國102年1月至3月）	國 際 經 濟 科	157

中央銀行理監事聯席會議決議

(102年3月28日發布)

一、本日本行理事會一致決議：

本行重貼現率、擔保放款融通利率及短期融通利率分別維持年息1.875%、2.25%及4.125%不變。

二、本行利率政策主要考量因素如次：

(一) 本年初以來，主要國家持續採行寬鬆貨幣政策，全球經濟亦緩步復甦；惟近來歐債問題紛擾，加上美國財政問題懸而未決，攸關未來全球經濟穩定成長。

由於景氣復甦力道溫和，國際原油等原物料需求不強，價格回穩，全球通膨壓力減輕。

(二) 國內經濟自上年第4季起逐漸好轉，輸出及民間消費表現較預期為佳，本年2月主計總處上修第1季經濟成長率預測值為3.26%。隨國際景氣和緩擴張，輸出及民間投資將驅動國內經濟成長，預測第2季經濟成長率將升為3.92%，全年為3.59%。勞動市場續有改善，失業率自上年8月之4.40%緩步下降，至本年1月為4.16%；2月回升為4.24%，主要係年節轉職之季節性因素所致。

(三) 本年1至2月平均消費者物價(CPI)年

增率為2.05%，惟不含蔬果及能源之核心CPI年增率僅1.25%；主計總處預測第1季CPI年增率為1.99%。近來國際原物料行情回跌，加以上年國內油電價格調高，以及天候影響蔬果價格上漲，致比較基期陸續墊高，CPI年增率可望回降，預測第2季降為1.40%，全年為1.37%。

(四) 為因應景氣復甦，本行透過公開市場操作，調節市場資金，維持適度寬鬆局面。本年1至2月平均銀行超額準備為332億元，近日金融業隔夜拆款利率維持在0.387%左右。本年1至2月平均銀行放款與投資及M2年增率分別為5.65%及3.26%，市場資金足以支應經濟活動所需。

綜合上述考量，基於本行維持物價穩定與金融穩定，並協助經濟成長之法定職責，在全球經濟仍存不確定性，且國內經濟復甦力道溫和，通膨壓力減輕之情況下，本行理事會認為，維持現行政策利率，尚屬適當。本行將持續密切注意國內外經濟金融情勢，適時採行妥適的貨幣政策。

三、為加強金融機構控管不動產授信風險，本行對特定地區購屋與土地抵押貸款，

以及高價住宅貸款等採行針對性審慎措施，已見成效，其中特定地區房貸成數已降至5.7成，房貸利率平均升至2%以上。

近來本行已督促銀行對於特定地區以外、房價漲幅較大地區之放款，採取自律審慎措施，以加強不動產授信風險控管。

本行將持續關注不動產放款變動情

形，促請金融機構健全經營，以維護金融穩定。

四、新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定，惟若因不規則因素(如短期資金大量進出)及季節因素，導致匯率過度波動與失序變動，而有不利於經濟與金融穩定之虞時，本行將維持外匯市場秩序。

動態隨機一般均衡架構在台灣貨幣政策制定上之應用*

黃俞寧**

摘要

本文建構了一包含有金融部門的小型開放經濟動態隨機一般均衡 (Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) 模型，使用1979年第一季至2012年第二季的台灣總體資料，透過貝氏估計 (Bayesian estimation) 方法來估計模型參數，並據以進行政策分析與預測。貝氏估計的結果顯示，台灣央行所採取的貨幣成長率法則，其施行具有一定的持續性，且較為強調整體CPI通貨膨脹率的穩定。政策的福利分析則顯示，在一般情況下，貨幣成長率法則因為有助於穩定經濟，其福利水準較通膨目標法則 (inflation targeting rule)、固定匯率制度為高。

樣本外預測則顯示，DSGE 模型在名目變數，特別是通貨膨脹率與M2貨幣餘額的預測表現較佳；但若以整體 RMSE 來看，DSGE 模型的預測表現較VAR模型差。若是僅以國內六變數，或是三變數之RMSE來看，則DSGE 模型在全球金融風暴發生之前，其長期預測較VAR模型佳。

* 本文係摘錄自中央銀行委託研究計畫報告。本計畫的所有論點皆屬作者個人意見，與中央銀行以及作者服務單位無關。文中的任何錯誤皆由作者自行負責。

** 作者謹在此感謝陳南光教授、陳旭昇教授、嚴副總裁宗大、林處長宗耀、李行務委員光輝、汪研究員建南、吳研究員懿娟、劉副研究員淑敏、繆副研究員維正與相關同仁等對本計畫所提供的寶貴意見、指正與協助。此外，作者特別感謝研究助理劉世夫、林學宏與楊馥菁的協助。黃俞寧為國立政治大學經濟系助理教授。

壹、導 論

近二十年來，國際經濟學界中，總體經濟學的研究多數利用引入包括獨佔性競爭與價格僵固性等市場不完全性的動態隨機一般均衡 (Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) 模型來進行相關議題的分析。特別是由於價格僵固性的存在，使此模型可以產生與數據相符的貨幣政策的實質效果；並因其具有個體基礎 (microfoundation)，有利於分析不同政策下的社會福利水準，亦常作為衡量政策效果的理論工具 (welfare analyses)，故而廣為各國中央銀行所使用。^{註1} 然而，台灣貨幣政策的相關研究，至今僅有少數是依此模型來進行分析，建構一具代表性的總體經濟模型，並據以進行政策分析，乃至預測，以與傳統的向量自我回歸 (VAR) 等方法進行比較，對於台灣貨幣政策的相關研究具有相當重要的意涵。因此，本文欲建構一符合台灣經濟現況的小型開放經濟的DSGE 模型，以貝氏估計 (Bayesian estimation) 方法進行模型參數估計，並據以進行貨幣政策評估。再以此模型進行預測，與傳統方法進行比較，期能做為中央銀行制定貨幣政策的參考分析架構。

以此模型進行貨幣政策分析的文獻十分豐富，有相當多研究是以開放經濟的DSGE 架構來進行貨幣政策的福利分析，例如Obstfeld and Rogoff (2000)、Devereux and

Engel (2003)、Kollmann (2002)、Sutherland (2006)、Bergin, Shinc and Tchakarov (2007)、Schmitt-Grohé and Uribe (2007)、Galí and Monacelli (2005)等。不論是封閉經濟體系或是開放經濟體系，大多數研究皆發現通膨目標法則 (inflation targeting rule) 為最適的貨幣政策。

而自2008年由美國信用市場風暴演變而成全球性的金融風暴之後，有相當多的文獻在DSGE 架構中加入金融市場，以刻劃金融市場的摩擦性 (financial friction) 對於總體經濟所面臨的外來衝擊與政策衝擊具有擴散 (contagion) 與擴大 (multiplier) 的效果。

^{註2, 註3} 此金融市場的摩擦性會顯示在外部融資貼水 (external finance premium, EFP) 等指標上。諸多台灣相關文獻皆發現，信用管道 (credit channel) 是台灣貨幣政策的重要傳遞機制 (汪建南與李光輝，2004；吳中書與陳立修，2004；吳懿娟，2004)，而且在貨幣總量體制下所呈現的效果較在利率法則下的效果佳 (汪建南與李光輝，2004)；另外，Hwang and Ho (2012)的研究亦顯示，金融摩擦性對於台灣經濟具有顯著性。

而近幾年來，隨著研究方法的進步，DSGE 模型亦被用以進行預測，且大多數研究皆發現其預測效果優於 (或不遜於) VAR 或Bayesian VAR (BVAR) 模型的預測結果。

如Smets and Wouters (2003, 2004, 2007)、Christoffel, Coenen and Warne (2010)等。而以DSGE 架構進行分析，更使預測的結果具有個體基礎。

由上可知，國際經濟學界，乃至各國央行皆已廣為使用DSGE 模型以進行貨幣政策的相關研究，並據以做出預測。台灣以DSGE 模型架構進行貨幣政策分析的文獻仍相對較少。^{註4} Teo (2009) 以台灣的資料，依貝氏估計方法對DSGE 模型的參數進行估計，但其並未進行貨幣政策的研究。管中閔等 (2010) 亦建構了一個 DSGE 模型，並對其參數進行估計。Teo (2011) 以一加入存貨投資的 DSGE 模型進行貨幣目標 (monetary targeting)、利率法則 (interest rate rule) 與固定匯率制度的福利分析。Hwang and Ho (2012) 以一包含有銀行部門的 DSGE 模型對台灣的貨幣政策進行較為完整的福利分析，其研究結果發現，對台灣而言，採取貨幣目標法則是較利率法則較好的；而作為一個小型的開放經濟體系，對於匯率的控制亦能有效地控制物價的波動。Hwang and McNelis (2012) 亦得到相似的結論。

本文擬引入一具有金融市場摩擦性

(financial friction) 的 DSGE 模型來進行台灣的貨幣政策分析。相較於Teo (2009, 2011)，本文具有信用市場的摩擦性，並在估計之後，再進行貨幣政策分析與總體經濟預測。^{註5} 本文的模型主要參考 Hwang and McNelis (2012) 與Teo (2009) 的模型設定，於一DSGE 模型中加入具有摩擦性的金融體系，以貝氏估計方法估計模型參數，並據以分析貨幣政策的效果；再依Smets and Wouters (2007) 的預測方法對台灣的總體經濟進行預測，將其預測結果與 VAR 模型的預測結果進行比較，以評估DSGE模型對於台灣總體經濟的預測能力。本文使用 1979 年第一季至2012年第二季的台灣總體變數的季資料來進行估計。雖然文獻上顯示台灣的總體經濟在 1990 年之後經歷了結構性的轉變；Teo (2009) 亦因央行於 1992 年方行宣告貨幣政策是以貨幣總量為目標而僅採取 1992 年之後的資料，但為進行預測，本文採取了較長的樣本期間。

本文的架構如下。第二節為模型設定，第三節則為參數的估計，第四節為估計結果分析，第五節為政策分析，第六節為預測，並於第七節做出結論。

貳、模型設定

一、商品市場

商品市場上有兩種商品：本國貿易財與

進口財。其中，貿易財除了出口之外，亦有一部分作為國內消費與投資。因此，家計單位的消費品組合中共有兩種商品：國內貿易

財與進口商品。每一種型態的商品（貿易財與進口財）皆為獨佔性競爭的市場，亦即市場上有無數的小廠商生產許多各自具有異質性、但彼此互相競爭的商品。商品市場的總和商品 C_t 與價格指數 P_t 分別設定如下：

$$C_t = \left[(\alpha^H)^{\frac{1}{\gamma^T}} (C_t^d)^{\frac{\gamma^T-1}{\gamma^T}} + (1-\alpha^H)^{\frac{1}{\gamma^T}} (C_t^m)^{\frac{\gamma^T-1}{\gamma^T}} \right]^{\frac{\gamma^T}{\gamma^T-1}}, \quad (1)$$

$$P_t = \left[(\alpha^H)(P_t^d)^{1-\gamma^T} + (1-\alpha^H)(P_t^m)^{1-\gamma^T} \right]^{\frac{1}{1-\gamma^T}}, \quad (2)$$

其中， C_t^d 、 C_t^m 、 P_t^d 與 P_t^m 分別為本國的貿易財與進口財的消費量與價格。 α^H 為本國商品在整體消費中所佔的比重， γ^T 則為本國家計單位對於本國貿易財與進口財之間的替代彈性。依據此總和消費指數的設定，本國貿易財與進口商品的需求函數分別為：

$$\begin{aligned} C_t^d &= (\alpha^H) \left(\frac{P_t^d}{P_t} \right)^{-\gamma^T} C_t, \\ C_t^m &= (1-\alpha^H) \left(\frac{P_t^m}{P_t} \right)^{-\gamma^T} C_t. \end{aligned} \quad (3)$$

因本國貿易財與外國貿易財皆為獨佔性競爭市場，我們假設其總和消費指數依據 Stiglitz-Dixit 的總和消費指數設定如下：

$$\begin{aligned} C_t^i &= \left[\int_0^1 C_t^i(j)^{\frac{\nu^d-1}{\nu^d}} dj \right]^{\frac{\nu^d}{\nu^d-1}}, \\ P_t^i &= \left\{ \int_0^1 P_t^i(j)^{1-\nu^d} dj \right\}^{\frac{1}{1-\nu^d}}, \quad i = d, m, \end{aligned} \quad (4)$$

則其消費函數可分別寫為：

$$C_t^i(j) = \left(\frac{P_t^i(j)}{P_t^i} \right)^{-\nu^d} C_t^i, \quad i = d, m, \quad (5)$$

其中， ν^d 為國內個別商品彼此之間的替代彈性。

國內廠商生產的商品亦銷售到國外。出口廠商所面對的國外需求 C_t^X 亦依循類似的消費型態，其總和消費、物價指數，以及需求函數分述如下：

$$C_t^{X,k} = \left[\int_0^1 (C_t^{X,k}(j))^{\frac{\nu^x-1}{\nu^x}} dj \right]^{\frac{\nu^x}{\nu^x-1}},$$

$$P_t^{X,k} = \left\{ \int_0^1 P_t^{X,k}(j)^{1-\nu^x} dj \right\}^{\frac{1}{1-\nu^x}}, \quad (6)$$

$$C_t^{X,k} = X_t \left(\frac{P_t^{X,k}}{P_t^*} \right)^{-\eta}, \quad k = PCP, LCP, \quad (7)$$

X_t 為國外總和商品的消費需求。因台灣為小型開放經濟體系，出口有相當程度受到國外影響。我們假設有一定比例廠商的出口品採取外國貨幣訂價，亦即文獻上的消費者當地貨幣訂價 (local-currency pricing, LCP)，其以外國貨幣預訂價格，故當期的出口價格不隨著匯率波動而調整；其餘廠商則採取生產者貨幣訂價 (producer-currency pricing, PCP)，以本國貨幣預訂價格，故其出口價格會隨著匯率而調整。假設市場上採取PCP訂價的廠商比例為 e ，亦即出口廠商中，有 e 比例的廠商採取 PCP 定價，有 $1-e$ 比例的廠商則採取 LCP 定價。因此，總出口可寫為以下形式：

$$C_t^X = e C_t^{X,PCP} + (1-e) C_t^{X,LCP}, \quad (8)$$

因台灣為一小型開放經濟體系，進口商品價格主要受到國際物價的影響，因此，我

們假設進口物價 $P_t^m = S_t P_t^*$ 。私部門消費之外，資本形成 I_t 亦包含有本國貿易財與進口財，其產品組成與私部門消費依循類似模式，但使用本國貿易財與進口財的比重與彈性和私部門消費不同。投資組成與因投資而產生的本國商品與外國商品需求如下：

$$I_t = \left[(\alpha^I)^{\frac{1}{\gamma^I}} (I_t^d)^{\frac{\gamma^I-1}{\gamma^I}} + (1-\alpha^I)^{\frac{1}{\gamma^I}} (I_t^m)^{\frac{\gamma^I-1}{\gamma^I}} \right]^{\frac{\gamma^I}{\gamma^I-1}}, \quad (9)$$

$$P_t^I = \left[(\alpha^I) (P_t^d)^{1-\gamma^I} + (1-\alpha^I) (P_t^m)^{1-\gamma^I} \right]^{\frac{1}{1-\gamma^I}}, \quad (10)$$

$$I_t^d = (\alpha^I) \left(\frac{P_t^d}{P_t^I} \right)^{-\gamma^I} I_t, \quad I_t^m = (1-\alpha^I) \left(\frac{P_t^m}{P_t^I} \right)^{-\gamma^I} I_t, \quad (11)$$

$$I_t^k = \left[\int I_t^k(j)^{\frac{\nu^I-1}{\nu^I}} dj \right]^{\frac{\nu^I}{\nu^I-1}},$$

$$I_t^k(j) = \left[\frac{P_t^k(j)}{P_t^k} \right]^{-\nu^I} I_t^k, \quad k = d, m, \quad (12)$$

α^I 為投資中本國貿易財所佔的比重， γ^I 則為投資中本國與外國貿易財的替代彈性。政府支出則假設只消費本國商品。

二、生產部門

國內廠商生產需雇用勞動與資本，其生產函數設為 Cobb-Douglas 的形式：

$$Y_t(j) = A_t K_t(j)^\alpha (\kappa^I N_t(j))^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (13)$$

其中， α 為使用資本財的比例。依據 Smets and Wouters (2007) 的假設，生產力具有定態 (stationary) 與非定態 (non-stationary) 的部份，勞動擴張的生產力為非定態，具有

一固定成長趨勢 κ ，故而，第 t 期的有效勞動力為 $\kappa^I N_t$ ；總生產要素生產力 A_t 則依循定態的 AR(1) 形式。因此，模型中的實質變數亦皆具有長期的成長趨勢。

在此模型中，我們假設廠商有 $\mu_{1,t}$ 比例的資本支出需透過跟銀行借貸，故其資本使用受限於以下的信用限制式：^{註6}

$$LN_t \leq \mu_{1,t} R_t^K K_t, \quad (14)$$

R_t^K 為廠商租用資本財的租金，借貸資金需支付 R_t^n 的貸款利息。 $\mu_{1,t}$ 為廠商使用外部融資的成數，有可能受到其他總體層面的外在衝擊。 W_t 為名目工資。因此，廠商生產的總成本為 $TC_t = (1 + \mu_{1,t} R_t^n) R_t^K K_t + W_t N_t$ 。透過成本極小化所得到的邊際成本為：

$$MC_t = \frac{1}{A_t} \left((1 + \mu_{1,t} R_t^n) R_t^K \right)^\alpha W_t^{1-\alpha} \alpha^{-\alpha} (1-\alpha)^{\alpha-1}. \quad (15)$$

三、家計單位

家計單位的效用主要來自於消費，勞動投入則會帶來負效用。代表性家計單位 i 的效用函數如下所示：

$$U(C_t^i, m_t^i, N_t^i) = U_t^C \log(C_t^i - h C_{t-1}^i) +$$

$$U_t^m \frac{(m_t^i)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m} - \gamma^N U_t^N \frac{(N_t^i)^{1+\sigma_N}}{1+\sigma_N}, \quad (16)$$

我們假設家計單位的消費行為具有外部習慣形成 (external habit formation)。亦即其消費的當期效用會受到前一期社會總體消費 C_{t-1} 的影響， h 即為此外部消費習慣形成對於

當期消費效用的影響。因實質經濟體系具有 κ 的固定成長率，家計單位所持有的實質貨幣餘額為 $m_t = M_t / \kappa^t P_t$ 。 N_t 為勞動供給， γ^N 為休閒相對消費的效用， U_t^C 、 U_t^m 與 U_t^N 分別為消費偏好、實質貨幣餘額與勞動供給所面臨的衝擊。 σ_m 與 σ_N 為實質貨幣餘額的利率彈性與勞動供給的替代彈性。

家計單位的主要收入來源為工資所得與出租資本財的所得，並持有廠商與銀行的利潤。家計單位會以此所得來支付其消費，並以其累積資本 K_t ，或持有存款 D_t 與現金 M_t 。故其預算限制式可表示如下：

$$(1-\tau)W_t^i N_t^i + (1+R_{t-1}^m)D_{t-1}^i + M_{t-1}^i + \Pi_t^i + \Pi_t^{iB} + R_t^K K_t^i = P_t C_t^i + M_t^i + D_t^i + P_t^I I_t^i, \quad (17)$$

其中， W_t^i 為工資， R_t^K 為家計單位將資

本財租用給廠商的所得； τ 為工資所得稅率， R_{t-1}^m 為存款利率。 Π_t^i 與 Π_t^{iB} 分別為廠商與銀行的利潤。

社會的資本財是由家計單位進行投資而得。投資除了直接成本外，亦具有調整成本。因此，資本財的變動途徑如下：

$$K_t^i = (1-\delta)K_{t-1}^i + \Xi_t^I \left(1 - \Phi \left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} \right) \right) I_t^i, \quad (18)$$

其中， δ 為資本財折舊率， Ξ_t^I 為投資所面對的衝擊。 $\Phi \left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} \right)$ 為投資的調整成本函數，我們假設 $\Phi \left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} \right) = \frac{1}{2} \psi \left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} - \kappa \right)^2$ 。^{註7}

家計單位選擇消費 C_t^i 、存款 D_t^i 、實質貨幣餘額 $\left(\frac{M_t^i}{\kappa^t P_t} \right)$ 、投資 I_t^i 與資本財 K_t^i 來極大化其效用：

$$\begin{aligned} \underset{\{C_t^i, D_t^i, M_t^i, I_t^i, K_t^i\}}{\text{Max}} \quad \Psi_t^i = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s & \left\{ -\Lambda_{t+s}^i \left[C_{t+s}^i + \frac{D_{t+s}^i}{P_{t+s}} + \frac{M_{t+s}^i}{P_{t+s}} - (1+R_{t+s-1}^m) \frac{D_{t+s-1}^i}{P_{t+s}} - \frac{M_{t+s-1}^i}{P_{t+s}} \right. \right. \\ & \left. \left. - \frac{P_{t+s}^I}{P_{t+s}} I_{t+s}^i - (1-\tau) \frac{W_{t+s}^i}{P_{t+s}} N_{t+s}^i - \frac{R_{t+s}^K}{P_{t+s}} K_{t+s}^i - \frac{\Pi_{t+s}^i}{P_{t+s}} - \frac{\Pi_{t+s}^{iB}}{P_{t+s}} \right] \right. \\ & \left. - \Omega_{t+s}^i \left[K_{t+s}^i - \Xi_{t+s}^I \left(1 - \Phi \left(\frac{I_{t+s}^i}{I_{t+s-1}^i} \right) \right) I_{t+s}^i - (1-\delta) K_{t+s-1}^i \right] \right\}, \quad (19) \end{aligned}$$

最適條件分述如下（省略個人上標 i ）：

$$\Lambda_t = U_t^C (C_t - hC_{t-1})^{-1}, \quad (20)$$

$$\frac{\Lambda_t}{P_t} = \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{P_{t+1}} (1+R_t^m), \quad (21)$$

$$U_t^m m_t^{-\sigma_m} - \Lambda_t \kappa^t + \beta E_t \Lambda_{t+1} \frac{P_t \kappa^t}{P_{t+1}} = 0, \quad (22)$$

$$\frac{P_t^I}{P_t} \Lambda_t = \Omega_t \left[1 - \Xi_t^I \Phi \left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} \right) - \Xi_t^I \Phi' \left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} \right) \frac{I_t^i}{I_{t-1}^i} \right] +$$

$$\beta E_t \left[\Omega_{t+1} \Xi_{t+1}^I \Phi' \left(\frac{I_{t+1}^i}{I_t^i} \right) \left(\frac{I_{t+1}^i}{I_t^i} \right)^2 \right],$$

$$\Omega_t = \beta E_t \left[\Lambda_{t+1} \left(\frac{R_{t+1}^K}{P_{t+1}} \right) + \Omega_{t+1} (1-\delta) \right],$$

其中， Λ_t 為預算限制式的乘數 (Lagrangian multiplier)， Ω_t 為投資函數的乘數。令 $Q_t = \Omega_t / \Lambda_t$ ，則上面二式可寫為：

$$\frac{P'_t}{P_t} = Q_t \left[1 - \frac{1}{2} \Xi'_t \psi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \kappa \right)^2 - \Xi'_t \psi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \kappa \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] + \beta E_t \left\{ \left[Q_{t+1} \Xi'_{t+1} \psi \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} - \kappa \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \right] \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \right\}, \quad (23)$$

$$Q_t = \beta E_t \left\{ \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \left[\left(\frac{R_{t+1}^K}{P_{t+1}} \right) + Q_{t+1} (1 - \delta) \right] \right\}. \quad (24)$$

四、工資僵固性 (staggered wage)

我們假設勞動市場亦為獨佔性競爭市場，每個勞工對其勞動供給皆具有一定的獨佔性，故可與雇主簽訂勞動契約以設定工資。勞動市場的需求與商品市場的商品組合相似，依固定替代彈性 (constant elasticity of substitution, CES) 的形式組合而成：

$$N_t = \left[\int_0^1 \left(N_t^i \right)^{\frac{\lambda^w - 1}{\lambda^w}} di \right]^{\frac{\lambda^w}{\lambda^w - 1}}, \quad (25)$$

$$W_t = \left[\int_0^1 \left(W_t^i \right)^{1 - \lambda^w} di \right]^{\frac{1}{1 - \lambda^w}},$$

λ^w 為不同勞工間的替代彈性。故而，每一個別勞工的需求函數為：

$$N_t^i = \left(\frac{W_t^i}{W_t} \right)^{-\lambda^w} N_t. \quad (26)$$

在生產力具有固定成長趨勢下，實質工資會隨其以成長率 κ 逐期增加。

依循 Smets and Wouters (2007) 的設定，我們假設市場上的工資雖然具有僵固性，但若當期該勞工無法重新設定工資，其亦會將名目工資依著前期的通貨膨脹率與穩定均衡 (steady state) 下的長期通貨膨脹率加權而進行調整 (inflation indexation)，且其名目工資亦會隨著生產力的成長趨勢而成長，故名目工資可寫為：

$$W_t^i = \kappa^t \pi_{t-1}^{\chi^w} \bar{\pi}^{1 - \chi^w} W_{t-1}^i, \quad (27)$$

其中， π_{t-1} 與 $\bar{\pi}$ 分別為前一期與穩定均衡下的通貨膨脹率， χ^w 則為依前期通貨膨脹率調整的比重。

勞動工資的設定依循 Calvo staggered pricing (Calvo, 1983) 的形式，每一期期初，勞工皆有 $(1 - \theta^w)$ 的機率會改變其價格，亦即勞動市場上有 $(1 - \theta^w)$ 比例的勞工會調整工資。當期可調整工資者所訂定的最適工資如下：

$$\frac{W_{t,j}^o}{P_t} = \frac{1}{1 - \tau} \frac{\lambda^w}{\lambda^w - 1} \left\{ \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \theta^w)^s \gamma^N U_{t+s}^N \left(N_{t+s}^i \right)^{1 + \sigma_N}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \theta^w)^s \Lambda_{t+s} / P_{t+s} (\pi_t \pi_{t+1} \dots \pi_{t+s-1})^{\chi^w} \bar{\pi}^{s(1 - \chi^w)} \kappa^s N_{t+s}^i} \right\}, \quad (28)$$

在工資僵固的情況下，其總和工資指數的變動即依循以下路徑：

$$\begin{aligned} \left(W_t \right)^{1 - \lambda^w} &= \theta^w \left(\kappa W_{t-1} \pi_{t-1}^{\chi^w} \bar{\pi}^{1 - \chi^w} \right)^{1 - \lambda^w} \\ &\quad + (1 - \theta^w) \left(W_t^o \right)^{1 - \lambda^w}, \end{aligned} \quad (29)$$

其中， $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 為每一期的總和物價之通貨膨脹率。

五、商品價格僵固性 (staggered price setting)

國內廠商生產的商品除了可於國內消費之外，亦可出口至國外。我們假設有 e 比例的廠商出口採取生產者貨幣定價 (PCP)， $(1-e)$ 比例的廠商則採取當地貨幣定價 (LCP)，故一個代表性的本國廠商之利潤函數應可寫為：

$$\Pi_t(j) = P_t^d(j)C_t^d(j) + eP_t^{X,PCP}(j)C_t^{X,PCP}(j) + (1-e)S_tP_t^{X,LCP}(j)C_t^{X,LCP}(j) - TC_t(j), \quad (30)$$

S_t 為名目匯率。廠商 j 分別訂定本國商品價格 $P_t^d(j)$ 與外國商品價格 $P_t^{X,PCP}(j)$ 與 $P_t^{X,LCP}(j)$ 以極大化其利潤：

$$P_t^{d,o}(j) = \frac{\nu^d}{\nu^d - 1} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta^p)^s \Gamma_{t+s,t}^j MC_{t+s,t} (C_{t+s,t}^d(j) + I_{t+s,t}^d(j) + G_{t+s,t}^d(j))}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta^p)^s \Gamma_{t+s,t}^j (C_{t+s,t}^d(j) + I_{t+s,t}^d(j) + G_{t+s,t}^d(j)) (\pi_t^d \pi_{t+1}^d \dots \pi_{t+s-1}^d)^{\chi^p} \bar{\pi}^{(1-\chi^p)s}}, \quad (32)$$

$C_{t+s,t}^d(j) + I_{t+s,t}^d(j) + G_{t+s,t}^d(j)$ 為廠商 j 於 $t+s$ 期仍維持第 t 期訂價下的需求量， $MC_{t+s,t}$ 則為在此產量下的邊際成本。

國內商品之總和物價指數將依循以下變動途徑：

$$\begin{aligned} (P_t^d)^{1-\nu^d} &= \theta^p \left((\bar{\pi}^d)^{1-\chi^p} (\pi_{t-1}^d)^{\chi^p} P_{t-1}^d \right)^{1-\nu^d} \\ &+ (1-\theta^p) (P_t^{d,o})^{1-\nu^d}, \end{aligned} \quad (33)$$

$$\text{Max } E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta^p)^s \Gamma_{t+s,t}^j \{ \Pi_{t+s}(j) \}, \quad (31)$$

其中， $\Gamma_{t+s,t}^j = \beta^s (\Lambda_{t+s}^j / \Lambda_t^j) P_t / P_{t+s}$ 為隨機訂價因子 (stochastic pricing kernel)。與工資僵固者同，廠商若無法於該期調整其商品價格，則其亦會將名目價格依前一期通貨膨脹率與穩定均衡下的長期通貨膨脹率加權進行調整， χ^p 為其依前期通貨膨脹率指數化的權數。名目價格僵固的設定之下，不論是對於國內商品的訂價或是出口品訂價，採取 Calvo 訂價的廠商每一期皆有 $(1-\theta^p)$ 的機率可改變價格。

對於國內廠商而言，若其在 t 期訂定價格 $P_t^{d,o}(j)$ 之後，在接下來的 s 期皆無法改變其價格，該指數化下的價格應為 $P_{t+s}^d(j) = (\pi_t^d \pi_{t+1}^d \dots \pi_{t+s-1}^d)^{\chi^p} (\bar{\pi}^d)^{(1-\chi^p)s} P_t^{d,o}(j)$ 。因此，其在第 t 期所選擇的最適訂價應為：

對於 PCP 廠商 j ，若其在第 t 期訂定本國貨幣價格 $P_t^{Xo,PCP}(j)$ 之後，在接下來的 s 期皆無法改變此價格，則指數化後的價格應為 $P_{t+s}^{X,PCP}(j) = (\pi_t^{PCP} \pi_{t+1}^{PCP} \dots \pi_{t+s-1}^{PCP})^{\chi^p} (\bar{\pi}^{PCP})^{(1-\chi^p)s} P_t^{Xo,PCP}(j)$ 。因 PCP 廠商將選擇本國貨幣訂價以極大化其利潤，故其最適訂價為：

$$P_t^{Xo,PCP}(j) = \frac{v^x}{v^x - 1} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta^p)^s \Gamma_{t+s,t}^j MC_{t+s,t} C_{t+s,t}^{X,PCP}(j)}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta^p)^s \Gamma_{t+s,t}^j C_{t+s,t}^{X,PCP}(j) (\pi_t^{PCP} \pi_{t+1}^{PCP} \dots \pi_{t+s-1}^{PCP})^{\chi^p} (\bar{\pi}^{PCP})^{(1-\chi^p)s}}, \quad (34)$$

其中， $C_{t+s,t}^{X,PCP}(j)$ 為在 $t+s$ 期維持第 t 期訂價不變的商品 j 之國外需求量。因此，第 t 期 PCP 訂價下的出口總和物價應為：

$$(P_t^{X,PCP})^{1-\nu^x} = \theta^p \left[(\bar{\pi}^{PCP})^{1-\chi^p} (\pi_{t-1}^{PCP})^{\chi^p} P_{t-1}^{X,PCP} \right]^{1-\nu^x} + (1-\theta^p) (P_t^{Xo,PCP})^{1-\nu^x}, \quad (35)$$

LCP 廠商 j 將以外國貨幣來進

行訂價，其亦依循相同的指數化方式來調整價格。因此，若 LCP 廠商在第 t 期所選擇的最適訂價在接下來的 $t+s$ 期皆無法改變其價格，則 $t+s$ 期的價格應調整為 $P_{t+s}^{X,LCP}(j) = (\pi_t^{LCP} \pi_{t+1}^{LCP} \dots \pi_{t+s-1}^{LCP})^{\chi^p} (\bar{\pi}^{LCP})^{(1-\chi^p)s} P_t^{Xo,LCP}(j)$ 。其最適定價應為：

$$P_t^{Xo,LCP}(j) = \frac{v^x}{v^x - 1} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta^p)^s \Gamma_{t+s,t}^j MC_{t+s,t} C_{t+s,t}^{X,LCP}(j)}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\theta^p)^s \Gamma_{t+s,t}^j C_{t+s,t}^{X,LCP}(j) (\pi_t^{LCP} \pi_{t+1}^{LCP} \dots \pi_{t+s-1}^{LCP})^{\chi^p} (\bar{\pi}^{LCP})^{(1-\chi^p)s}}, \quad (36)$$

其中， $C_{t+s,t}^{X,LCP}(j)$ 為在 $t+s$ 期維持第 t 期訂價不變的國外需求量。則第 t 期 LCP 訂價下的出口總和物價為：

$$(P_t^{X,LCP})^{1-\nu^x} = \theta^p \left[(\bar{\pi}^{LCP})^{1-\chi^p} (\pi_{t-1}^{LCP})^{\chi^p} P_{t-1}^{X,LCP} \right]^{1-\nu^x} + (1-\theta^p) (P_t^{Xo,LCP})^{1-\nu^x}, \quad (37)$$

六、銀行

銀行部門提供存款與放款業務的服務，並持有政府債券 B_t^g 為其資產，且與國外金融市場有資金往來而持有國外債券 B_t^f ，故其利潤函數可表示為：

$$\begin{aligned} \Pi_t^B = & (1+R_{t-1})B_{t-1}^g + (1+R_{t-1}^n - \phi_N)L_{t-1} \\ & + (1+R_{t-1}^*)\Delta_{t-1}S_tB_{t-1}^f + D_t - S_tB_t^f \\ & - (1+R_{t-1}^m + \phi_M)D_{t-1} - B_t^g - L_t, \end{aligned} \quad (38)$$

其中， R_t 為政府債券所支付的利息， R_t^* 則為國外債券所支付的利息。我們假設此一小型開放經濟體系，其國際間的資本流動具有摩擦性，故其借貸利率需包含風險貼水 Δ_{t-1} 。我們假設風險貼水為 $\Delta_{t-1} = \exp\left[-\xi\left(\frac{S_{t-1}B_{t-1}^f}{P_{t-1}Y_{t-1}}\right) - b\right]$ ，即為前期所持有的實質國外債券與穩定均衡下實質國外債券 b 的差距（因國際金融市場上具有摩擦性，穩定均衡下的國外債券餘額 b 應等於 0）。 ξ 可視為國際資本市場上的摩擦性，該值越高代表國際資金流動具有越高的摩擦性。

銀行提供放款與放款服務時皆有額外的成本，亦即為 ϕ_N 與 ϕ_M 。此存放款利差即刻畫了金融市場上的摩擦性。^{註8}

銀行的營運面對以下的資產負債限制

$$\text{式：} D_t = L_t + B_t^g + B_t^f \text{。}$$

假設銀行為風險中立者，其營運目的主要在資產負債限制式下，選擇最適的存款、放款金額與國內外債券的持有以極大化其利潤：

$$\text{Max}_{\{B_t^g, L_t, M_t, B_t^f\}} \Pi_t^B = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \Pi_{t+s}^B, \quad (39)$$

故其極大化利潤的條件可使以下的利率平價條件成立：

$$R_t = R_t^n - \phi_N, \quad (40)$$

$$R_t = R_t^m + \phi_M, \quad (41)$$

$$(1 + R_t) = E_t \left\{ (1 + R_t^*) \exp \left[-\xi \left(\frac{S_t B_{t+1}^f}{P_t Y_t} \right) - b \right] \frac{S_{t+1}}{S_t} \right\}. \quad (42)$$

七、政府

政府的預算限制式如下所示：

$$G_t = \frac{\tau W_t N_t}{P_t^d} + \frac{B_t^g - (1 + R_{t-1}) B_{t-1}^g}{P_t^d} + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t^d}. \quad (43)$$

政府的稅收主要來自於所得稅，亦可以發行公債與貨幣來支付其支出。假設政府對於支出的決定蓋以選擇政府支出-產出比例， $g_t = G_t/Y_t$ 為主。此一政府支出-產出比將會依循一外生衝擊的途徑變動。

不同於其他國家央行多以利率法則為主，台灣央行自1992年宣告，貨幣政策以貨幣總量法則 (monetary aggregate rule)，亦即盯住M2成長率目標來施行。假設貨幣供給的成長率 $\Delta M_t = \ln M_t - \ln M_{t-1}$ ，則央行的貨

幣政策乃依循以下法則：

$$\Delta M_t = (1 - \alpha_m) (\Delta M + \alpha_p^m \pi_t + \alpha_y^m \Delta y_t + \alpha_s^m \Delta S_t) + \alpha_m \Delta M_{t-1} + e_t^m, \quad (44)$$

其中， $\Delta S_t = \ln(S_t/S_{t-1})$ 、 $\Delta y_t = (\ln(Y_t/Y_{t-1}) - \kappa)$ ， α_p^m 、 α_y^m 與 α_s^m 為央行貨幣政策對於通貨膨脹率、經濟成長率（每人平均實質所得成長率）與匯率變動率的調整程度， α_m 則為貨幣成長率法則中的持續性。

除此之外，於此模型中，我們亦將目前實施的貨幣成長率法則與兩種不同的貨幣政策—通膨目標法則 (inflation targeting rule) 與固定匯率制度進行比較。其中，通膨目標法則的設定如下：

$$\pi_t = \bar{\pi}, \quad (45)$$

固定匯率制度則為：

$$\Delta S_t = 0. \quad (46)$$

八、商品市場結清條件

每一期商品市場上的需求與供給皆需結清。商品市場上的結清條件為：

$$C_t^d + I_t^d + G_t + e C_t^{X, PCP} + (1 - e) C_t^{X, LCP} = Y_t, \quad (47)$$

勞動、國內債券、貨幣與金融市場亦皆須結清。

九、外生衝擊

在此經濟體系裡，我們假設共有十一種外生衝擊：生產力衝擊、消費偏好衝擊、勞動供給衝擊、政府支出衝擊、信用市場

衝擊、貨幣需求衝擊、貨幣供給衝擊、外國利率衝擊、外國通膨衝擊、國外需求衝擊與投資衝擊。我們假設此十一種衝擊皆依循AR(1)的形式變動：

$$a_t = (1 - \rho_a) \bar{a} + \rho_a (a_{t-1} - \bar{a}) + \varepsilon_t^a, \quad (48)$$

$$u_t^c = (1 - \rho^{uc}) \bar{u}^c + \rho^{uc} (u_{t-1}^c - \bar{u}^c) + \varepsilon_t^{uc}, \quad (49)$$

$$u_t^n = (1 - \rho^{un}) \bar{u}^n + \rho^{un} (u_{t-1}^n - \bar{u}^n) + \varepsilon_t^{un}, \quad (50)$$

$$g_t = (1 - \rho^g) \bar{g} + \rho^g (g_{t-1} - \bar{g}) + \varepsilon_t^g, \quad (51)$$

$$\vartheta_t = (1 - \rho^\mu) \bar{\mu} + \rho^\mu (\vartheta_{t-1} - \bar{\mu}) + \varepsilon_t^\mu, \quad (52)$$

$$\varphi_t^m = (1 - \rho^{um}) \bar{u}^m + \rho^{um} (\varphi_{t-1}^m - \bar{u}^m) + \varepsilon_t^{um}, \quad (53)$$

$$e_t^m = (1 - \rho^m) \bar{e}^m + \rho^m (e_{t-1}^m - \bar{e}^m) + \varepsilon_t^m, \quad (54)$$

$$R_t^* = (1 - \rho^{R^*}) \bar{R}^* + \rho^{R^*} (R_{t-1}^* - \bar{R}^*) + \varepsilon_t^{R^*}, \quad (55)$$

$$\pi_t^* = (1 - \rho^{\pi^*}) \bar{\pi}^* + \rho^{\pi^*} (\pi_{t-1}^* - \bar{\pi}^*) + \varepsilon_t^{\pi^*}, \quad (56)$$

$$x_t = (1 - \rho^x) \bar{x} + \rho^x (x_{t-1} - \bar{x}) + \varepsilon_t^x, \quad (57)$$

$$e_t^l = (1 - \rho^l) \bar{e}^l + \rho^l (e_{t-1}^l - \bar{e}^l) + \varepsilon_t^l, \quad (58)$$

其中， $a_t = \ln A_t$ 、 $u_t^c = \ln U_t^C$ 、 $u_t^n = \ln U_t^N$

、 $\vartheta_t = \ln \mu_{1,t}$ 、 $g_t = \ln \left(\frac{G_t}{Y_t} \right)$ 、 $\varphi_t^m = \ln U_t^m$ 、

$\pi_t^* = \ln \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}^*} \right)$ 、 $x_t = \ln X_t$ 、 $e_t^l = \ln \Xi_t^l$ 。 ρ 為變數

的AR(1)係數， ε_t 則皆為白噪音。

參、貝氏估計 (Bayesian Estimation)

此模型中的實質 GDP 具有長期成長趨勢以符合資料中實質 GDP 具有長期趨勢的現象，我們必須先將此模型中的實質變數去趨勢化使其成為定態(stationary)，再藉由Dynare來進行參數估計與預測。我們先於 3.1 節簡單論述貝氏估計的作法，再於 3.2-3.4 節中詳述使用資料、以及模擬校對參數與先驗機率分配的設定。

一、貝氏估計方法概述

依據Sims (2002) 的方法，自然對數線性化的系統可寫為：^{註9}

$$\Gamma_0(\theta) w_t = \Gamma_1(\theta) w_{t-1} + \Gamma_\varepsilon(\theta) \varepsilon_t + \Gamma_\eta(\theta) \eta_t, \quad (59)$$

其中， w_t 為模型變數的向量， ε_t 為外生過程的白噪音(white noise)衝擊所組成的向量， η_t 為內生的理性預期預測誤差的向量， θ 為模

型結構參數向量， Γ 則為結構參數函數。

根據Sims (2002)，(59) 式可改寫為：

$$w_t = \Phi_1(\theta) w_{t-1} + \Phi_\varepsilon(\theta) \varepsilon_t, \quad (60)$$

其中， Φ_1 與 Φ_ε 是結構參數的函數。

(60)式可視為狀態空間 (state space) 中的狀態方程式 (state equation)。若 x_t 是 w_t 的子集，當觀察到 x_t 時，可藉由式(61)將 x_t 與 w_t 作連結：

$$x_t = B w_t, \quad (61)$$

B 為選擇「 w_t 」的矩陣，經由式(60)與

(61)，將能組成 x_t 的狀態空間結構。

因此，令 $X^T = \{x_1, \dots, x_T\}$ ，狀態空間結構可在外生衝擊為常態分配的白噪音假設下，使用Kalman filter來計算結構參數的條件概似函數 (conditional likelihood function)， $L(X^T | \theta)$ 。

貝氏估計的計算過程中，概似函數可與結構參數 θ 的先驗機率分配 (prior distribution) $p(\theta)$ 結合，利用貝氏理論來計算出結構參數的後驗分配 (posterior distribution)， $p(\theta|X^T)$ ：

$$p(\theta|X^T) = \frac{L(X^T|\theta)p(\theta)}{\int L(X^T|\theta)p(\theta)d\theta}, \quad (62)$$

接下來即採用數值演算方法來得到能極大化其後驗機率分配的模式。此後驗模型 (posterior mode) 將作為隨機漫步Metropolis-Hastings演算法 (Random Walk Metropolis-Hastings algorithm) 的初始值以產生後驗分配。「後驗」也就是結構參數的機率區間，能從演算過程中產生而獲得。衝擊反應函數與變異數分解也能從中轉換產生而來。

二、使用資料

本文利用台灣與美國的總體經濟資料來進行估計，所使用資料皆為季資料，資料期間為1979年第一季至2012年第二季。^{註10} 台灣的資料包含實質國內生產毛額、實質民間消費、實質投資、出口、進口、M2貨幣總量、消費者物價指數、美元兌新台幣的即期匯率、實質薪資；^{註11} 美國的資料則包括美國消費者物價指數及美國聯邦資金市場利率。其中，實質薪資為工業部門平均薪資除以消費者物價指數而得。^{註12} 台灣的實質國內生產毛額、實質消費、實質投資、工業薪資與 M2總量皆以Eviews的 X12 程式進行季

節性調整後，再以當年的人口指數進行調整。^{註13, 註14}

台灣的資料中，貨幣供給 (M2) 的資料來源為中央銀行的「中央銀行統計資料庫」，美元兌新台幣即期匯率的資料來源則為台灣經濟新報的「TEJ資料庫」，人口數的資料來源為內政部戶政司的「內政統計年報」，其餘國內變數的資料皆來自於行政院主計處的「總體統計資料庫」；美國的資料則取自於台灣經濟新報的「TEJ資料庫」。由於部份變數資料僅能取得月資料，為將其轉換為季資料，本研究以該類型變數之當年3月、6月、9月及12月的資料作為當年第一季、第二季、第三季及第四季的資料。^{註15} 進行模型估計與預測時，本文所使用的變數資料除利率外，皆取對數之後再取差分；利率則是除以四以得到季利率。

三、模擬校對參數設定 (calibrated parameters)

模型中部份參數我們透過模擬校對取得其值，不進行估計，而是在該參數值的設定之下進行估計。模擬校對的參數值之設定主要是依據台灣經濟的長期特質，並參考文獻上已廣為接受的參數值。依循傳統文獻， β 設為 0.99，資本財的折舊率則設為 0.025，亦即其年折舊率約為 10%。

根據台灣 2000-2011 年間的資料，^{註16} 國內商品在總和消費與投資中的比重約為

0.927 與 0.591，故將 α^H 與 α^I 分別設為 0.93 與 0.6。依據財政部的資料，台灣 2009 年的平均所得稅率為 13.6%，故將 τ 設為 0.15。^{註17} 靜止均衡下的政府支出佔 GDP 比重設為 0.17，為樣本期間的長期平均。採取 PCP 定價的廠商比例因缺乏直接資料，將其設為 0.4。^{註18}

根據央行資料，台灣廠商外部資金的來源約有 75% 來自於間接金融。因此，我們將信用貸款的比例 $\bar{\mu}$ 設為 0.8。根據 Hwang and Ho (2012)，台灣金融業的外部融資貼水 (external finance premium)，亦即存放款利差，1996 年第一季至 2006 年第四季的平均約為 2.6%。因此，我們將信用市場的另外兩個參數，金融業存款與放款服務的成本 ϕ_N 與 ϕ_M 皆設為 0.0035，亦即存款年息與貸款年息約有 2.8% 的利差。校對的參數數值列於表 1。

四、先驗分配 (prior distribution)

我們透過貝氏估計方法對模型中的參數進行估計。估計參數的先驗機率 (prior) 設定列於表 2-2 的前三欄。^{註19} 因為在樣本期間，台灣實質 GDP 的平均季成長率約為 0.4%，通貨膨脹率的平均季成長率則為 0.3%，故假設經濟成長趨勢依循常態分配，其平均值為 0.4，標準差為 0.1，靜止均衡 (steady state) 下的通貨膨脹率依循伽瑪分配 (Gamma Distribution)，其平均值設為 0.3，標準差為

0.1。^{註20}

其中，數值當應介於 (0, 1) 之間的參數，假設其依循貝他分配 (Beta Distribution)，如生產函數的資本財比重 α 、消費習慣形成的影響 h 等，皆假設為 Beta 分配。因為資本財佔生產比例多為 1/3，故假設其平均值為 0.35，標準差為 0.02。消費者的消費習慣形成多設為 0.75-0.8 之間，本文假設其平均為 0.6，標準差為 0.02。名目價格與名目工資指數化的權術之平均值則皆設為 0.5，物價與工資的僵固性亦皆設為 0.5，標準差皆為 0.02，與文獻上多數的設定一致。休閒相對消費的效用設為 1，標準差為 0.02；國際資本市場上的摩擦性之平均值設為 0.019，標準差為 0.001。^{註21}

而若其參數值應限制為正值，但並不侷限於 1，則假設其依循逆伽瑪分配 (Inverse Gamma Distribution)。如商品彈性、勞動彈性等。因此，本國商品、外國商品的個別替代彈性 ν^d 、 ν^x 之平均值皆設為 5，標準差為 2，出口品需求的個別替代彈性 η 之平均值設為 2；消費與投資中的本國與外國的替代彈性， γ^T 與 γ^I ，其平均值皆設為 1.5，勞動供給彈性 σ_N 、個別勞動替代彈性 λ^W 、貨幣需求彈性 σ_m 之平均值皆設為 5。上述彈性之標準差皆設為 2。另外，投資的調整成本 ψ 之平均值設為 5，標準差為 0.1。

因台灣央行採取貨幣成長率法則，故本研究亦對此貨幣成長率法則之政策參數

進行估計。其中，貨幣法則中的持續性 α_m 之平均值應為正值，故假設其依循 Beta Distribution，平均值為0.6，標準差為0.02。其餘政策參數 $\alpha_p^m, \alpha_y^m, \alpha_s^m$ 則假設其依循常態分配。因央行之貨幣政策以穩定經濟為主，此政策參數或為負值，因此，我們假設 α_p^m 之平均值為-0.35，標準差為0.015； α_y^m 之平均值設為 -0.1， α_s^m 之平均值則設為-0.02，二者之標準差皆設為 0.001。

外生衝擊方面，其AR(1) 係數皆假設為

Beta Distribution。其中，因為生產力通常會有較高的持續性，我們將 ρ_a 之平均值設為 0.75，標準差為0.2；其餘外在衝擊的 AR(1) 係數之平均值則皆設為0.5，標準差為0.2，惟出口衝擊之標準差設為 0.02。外在衝擊之標準差皆為正值，故假設其依循 Inverse Gamma Distribution，平均值皆設為 0.01，標準差為2。但因一般而言，投資衝擊波動程度較大，故將其平均值設為0.03，標準差設為 4。

肆、後驗估計結果(posterior estimation results)

以樣本資料與設定的先驗分配，本文利用Dynare來進行貝氏估計。各參數的估計結果列於表2 的最後三欄。其中，資本於生產中的比例 α 為0.3837，與文獻上普遍認同的 1/3 相近。本國商品與外國商品個別替代彈性 ν^d 與 ν^x 分別為8.55與8.17，皆在合理範圍之內，亦即其定價的markup 約為1.13與 1.14。出口需求、國內商品消費與投資中，對於本國商品與外國商品的替代彈性 η 、 γ^T 與 γ^I 則分別為0.43、3.40與1.85，此結果與 Teo (2009) 略有不同。勞動市場上個別勞工的需求替代彈性 λ^w 為8.38，亦即其工資定價的markup 約為1.14；勞動供給彈性倒數 σ_N 為4.56，休閒相較於消費的效用 γ^N 則為 0.98。

貨幣需求的替代彈性 σ_m 為5.04，較文

獻中為高。^{註22} 消費者的外部習慣形成的影響僅為 0.64，低於文獻上普遍採用的 0.8 左右的數值，亦低於Teo (2009) 對於台灣經濟的估計值0.74。資本財投資的調整成本 ψ 為 5.06，國際資本市場上的摩擦性 ξ 則約為 0.019，較Kollmann (2002) 文中所設之0.0019 為高，顯示台灣作為一個小型開放經濟體系，其國際金融市場摩擦性較OECD 國家為高。

Calvo定價中，廠商與勞工每期可以改變價格的機率 θ^p 為0.38，亦即商品價格的僵固期間僅有1.6季。此一估計值遠低於歐美國家普遍估計所得的0.75，以及Teo (2009) 針對台灣資料估計所得的0.635。^{註23} 但工資的僵固性 θ^w 估計結果為0.51，亦即工資僵固期間約為2季，與Teo (2009) 所得的估計值0.47

十分接近。商品價格與工資對前一期通貨膨脹率調整的程度 χ^p 與 χ^w 則皆為0.48。

貨幣政策的參數中，其貨幣成長率的持續性 α_m 為0.60，其對於通貨膨脹率、產出成長率與匯率的貶值率之反應參數 α_p^m 、 α_y^m 與 α_s^m 則分別為-0.33、-0.10、-0.02。此估計結果顯示，台灣央行貨幣政策的施行較重視通貨膨脹率的穩定，此結果與Teo (2009) 的估計結果一致。

至於外在衝擊的部分，總和要素生產力衝擊的AR(1)係數 ρ_a 為0.99，投資衝擊之

AR(1)係數 ρ^i 為0.94，政府支出AR(1)係數 ρ^g 為0.96，三者皆具有相當高的持續性。國外利率衝擊、國外物價衝擊與國外需求衝擊之持續性 ρ^R 、 ρ^π 與 ρ^x 則分別為0.90、0.22與0.56；貨幣需求衝擊 ρ^{um} 與貨幣供給衝擊 ρ^m 則分別為0.99與0.03，國內信用市場衝擊之持續性 ρ^μ 則為0.88。外生衝擊的變異數估計則顯示，某些變數的波動性較高，如勞動供給與實質貨幣需求的偏好 σ^{um} 與 σ^{um} ，但信用衝擊 σ^μ 與貨幣供給衝擊 σ^m 則較小。

伍、貨幣政策的福利分析

最適貨幣政策向來即為一重要的政策議題。傳統模型因為不具有個體基礎，因此不容易找到一個相對客觀的標準來衡量政策施行的表現。DSGE 模型的主要特點與優勢即在於其具有個體基礎，故研究者可以透過社會整體福利（效用）水準來衡量不同政策的優劣。

一、福利水準的衡量

本文採用代表性家計單位的預期終身效用來衡量福利水準。期初的福利水準可寫為：

$$CV_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[U_t^C \log \{ C_t - hC_{t-1} \} + U_t^m \frac{(m_t)^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m} - \gamma^N U_t^N \frac{(N_t)^{1+\sigma}}{1+\sigma} \right]. \quad (63)$$

依據Schmitt-Grohé and Uribe (2007)，本研究同樣假設期初的福利水準為達成均衡的福利水準，並透過估算在不同貨幣政策執行下的均衡福利水準以評估貨幣政策的效果。貨幣政策 a 執行後的均衡福利水準為：

$$CV_0^a = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \bar{U}^C \log \left\{ \left(1 + \frac{\gamma^a}{100} \right) (1-h/\kappa) \bar{C} \right\} + \bar{U}^m \frac{(\bar{m})^{1-\sigma_m}}{1-\sigma_m} - \frac{\gamma^N \bar{U}^N}{1+\sigma} (\bar{N})^{1+\sigma} \right\}, \quad (64)$$

(64)式中， $\bar{C}$ 、 $\bar{m}$ 與 $\bar{N}$ 為穩定均衡下的消費、實質貨幣餘額與勞動投入水準。 $\bar{U}^C$ 、 $\bar{U}^m$ 與 $\bar{U}^N$ 則為此效用函數的穩定均衡水準。 γ^a 是在貨幣政策 a 之下，以穩定均衡消費 (steady-state consumption) 來衡量的福利利得 (welfare gain)。因此， γ^a 越大表示福利越

大。

二、不同貨幣政策的福利分析

假設市場上有三種衝擊同時發生：1% 生產力衝擊、1% 國外需求衝擊與1% 國外利率衝擊。我們欲探討當此三種衝擊同時發生時，在三種不同的環境設定（基準模型、LCP廠商、低信用摩擦性）下，三種貨幣政策（貨幣成長率法則、通膨目標法則與固定匯率）施行所帶來的福利利得 γ^a ，以及主要總體變數的標準差。模擬結果列於表3。

表3的結果顯示，在基準模型下，市場

上只有40% 的PCP廠商，且金融市場具有相當的摩擦性（存放款年利差達2.8%）時，貨幣成長率法則下的福利利得最高。但若市場上全為LCP廠商，亦即若出口廠商皆以外國貨幣報價；或者金融市場不具摩擦性，亦即存款與放款成本皆為0時，通膨目標法則下的福利利得則為最高。此外，在這三個不同的狀況中，表3的結果顯示，貨幣成長率法則下，匯率標準差較通膨目標法則之下低，CPI 通貨膨脹率的標準差則較固定匯率制度之下低。因此，貨幣成長率法則的施行有助於協助穩定名目變數。

陸、預 測

本節中，我們建構VAR(1)-VAR(3) 的模型，以本文所採用的資料來進行估計，並據以進行預測，再與DSGE 模型比較其短期至長期的預測表現。

一、模型預測表現評估

模型預測表現的衡量方式主要以均方根預測誤差 (Root Mean Square Error, RMSE) 來進行衡量，並由各個變數產生的預測誤差，計算出各個變數的均方根預測誤差來進行模型間單一變數的比較。RMSE的衡量方式為：

$$RMSE_i(h) = \sqrt{\frac{\sum_{t=T}^{T+N_h-1} e_{i,t}^2(h)}{N_h}}, \quad (65)$$

$e_t(h)$ 為 h 季前預測產生的殘差值， $e_{i,t}(h)$ 即為 $e_t(h)$ 第 i 個元素， N_h 則為 h 季前預測的數量。

VAR模型的整體預測表現，可透過樣本內變數的變異數，藉由平減該變數的標準差，使各變數單位相同，以進行多變數預測能力的評估。^{註24} 因此，模型整體預測表現的衡量方式為：

$$RMSE_{overall} = \ln|\Omega_M(h)|, \quad (66)$$

其中，

$$\Omega_M(h) = \frac{1}{N_h} \sum_{t=T}^{T+N_h-1} \tilde{e}_t(h) \tilde{e}_t'(h), \quad (67)$$

$$\tilde{e}_t(h) = M^{-1/2} e_t(h), \quad (68)$$

M 為樣本內變異數所組成的對角矩陣。

二、VAR模型與 DSGE模型預測

此VAR模型中的變數與我們進行貝氏估計時所使用的11個可觀察變數相同，包括了台灣實質所得、消費、投資、進口、出口、實質工資、CPI 通貨膨脹率、M2餘額、新台幣美元即期匯率、美國CPI 通貨膨脹率與聯邦資金利率。完整的樣本期間涵括 1979年第一季到2012年第二季；其中，我們以 1979年第一季至1998年第四季期間作為樣本內期間，1999年第一季至2012年第二季為樣本外期間，並以此段期間的預測值來衡量不同模型的預測能力。^{註25} DSGE 模型的預測採用同樣的變數樣本作為可觀察變數 (observable) 來估計模型參數，據以進行預測。依循 Smets and Wouters (2007) 與其他相關研究，VAR 模型每季皆重新估計，DSGE 模型則為每年重新進行估計。

表4中列出以 1999年第一季至2012年第二季為樣本外期間的VAR(1)–VAR(3)、DSGE等模型對於個別變數預測之 RMSE。^{註26} 1q-12q 分別代表 1季、2季、3季、4季、8季、12季前的預測結果。

由表4的結果可以看出，VAR(1)-VAR(3)等模型預測之RMSE 十分接近；其中，VAR(1) 模型在實質工資與CPI通貨膨脹率的預測表現較其他二者為佳。將VAR模型與 DSGE 模型所預測的個別變數之RMSE 進行比較，則可看出DSGE 模型在CPI通貨膨脹

率、M2貨幣餘額、匯率的長短期預測表現皆較VAR模型為佳，但進口的點預測表現則遠較VAR 的預測表現差，其餘變數之預測表現則差異不大。

由於2008-2009 年金融風暴期間總體經濟表現與之前差異甚大，為了排除此一重大衝擊，我們亦以1999年第一季至2007年第四季為樣本外期間來衡量VAR 模型與DSGE模型在經濟正常時期的預測表現分別為何。個別變數預測的RMSE列於表5。由表5的結果可以看出，其與表4的結果相近，DSGE 模型在CPI通貨膨脹率、M2貨幣餘額之長短期預測表現皆較好，對於出口的短期預測亦較佳；但DSGE模型對於GDP成長率、投資、進口、匯率的長短期預測表現皆較VAR模型差。

為了評估模型的整體預測表現，表6-1與6-2分別列出上述1999年第一季至2012年第二季與1999年第一季至2007年第四季等二個樣本外預測期間的整體預測表現。在每一段期間進行的樣本外預測，我們皆分別計算各個模型對於所有變數、國內六變數（實質工資、CPI通貨膨脹率、GDP成長率、消費、投資、M2貨幣餘額）、國內三變數（CPI通貨膨脹率、GDP成長率、M2貨幣餘額）預測的RMSE。

以整體預測表現來看，各個模型的長短期預測表現並無太大差異，但VAR(1) 模型在這兩段樣本外期間所做之預測表現皆較其

他模型佳。若以國內六個變數預測的RMSE來進行比較，DSGE模型在1999年第一季至2012年第二季的樣本外預測表現皆明顯地較VAR模型差，但在1999年至2007年期間的樣本外預測，其平均預測 (mean forecast) 的長期預測表現則多較VAR模型佳。然而，若僅以國內三個變數預測的RMSE來進行比較，DSGE模型在1999年第一季至2012年第二季的樣本外預測較VAR模型差，但在1999

年-2007年的樣本外預測，其長期（8季與12季）點預測與平均預測皆較VAR模型佳。由此可見，在2008年全球金融風暴發生之前，此DSGE模型的預測表現不必然較VAR模型差；但金融風暴發生之後，此DSGE模型的預測表現卻不如VAR模型，可見此DSGE模型對於金融風暴期間的預測能力是較不好的。

柒、結 論

本研究建構一小型開放經濟DSGE模型，利用1979年第一季至2012年第二季的台灣總體資料，透過貝氏估計方法來估計其模型參數，據以進行政策分析，並進行預測。為因應2008年由信用市場開始的金融風暴，我們在模型中加入提供存款與放款服務的銀行部門。

研究結果發現，貝氏估計的結果大致與文獻相符，貝氏估計的結果顯示了台灣的名目商品價格僵固性與名目工資僵固性分別只有1.6季與2季，較歐美國家短。貨幣成長率法則的政策參數估計則顯示，貨幣成長率法則具有一定的持續性；相較於匯率的調控，央行貨幣政策的施行更強調調整CPI通貨膨脹率的穩定。

藉由估計所得的參數進行的政策之福利分析顯示，在我們的基準模型中，相較於通

貨膨脹率目標 (inflation targeting rule) 與固定匯率制度 (fixed exchange rate regime)，貨幣成長率法則帶來較高的福利水準。並且，貨幣成長率法則在三種不同情境的設定之下，皆有助於穩定名目變數。

本文亦以1979年第一季至1998年第四季的資料作為樣本，利用VAR模型與DSGE模型分別對1999年第一季至2012年第二季進行樣本外預測。其預測結果顯示，採用DSGE模型進行的短期與長期預測，大抵皆較VAR模型的預測表現差，但其對於名目變數的預測則多較VAR模型好。在1999年第一季至2012年第二季期間，若以整體均方根預測誤差 (RMSE) 來與VAR模型預測之RMSE進行比較，則DSGE模型表現較差；但若以全球金融風暴發生之前，即1999年第一季至2007第四季期間來進行樣本外預測，並僅以

包含通貨膨脹率、經濟成長率等國內六變數或三變數預測之RMSE來衡量其預測表現，則DSGE模型的長期預測表現會較VAR 模型佳。

本文所建立的 DSGE 模型提供了一個藉由DSGE模型進行政策分析的基本架構，未

來可因應現實經濟情況，在此架構上加入相關部門，或者其他的政策傳導機制來進行估計，並據以從事件與政策分析以及預測。此外，本文目前僅以DSGE 模型與VAR(1)模型來進行預測，未來的研究可納入BVAR (Bayesian VAR)等模型來進行預測。

表1 校對模擬之參數設定 (calibrated parameters)

參數	參數說明	設定值
β	主觀貼現率	0.99
δ	資本財的折舊率	0.025
α^H, α^I	國內商品在總和消費、投資中的比重	0.09, 0.47
$\bar{\mu}$	信用借貸成數	0.8
$e, 1-e$	PCP、LCP廠商的比例	0.4
ϕ_N, ϕ_M	放款與存款的成本	0.0035, 0.0035
τ	所得稅率	0.15
$\bar{g}$	長期政府支出佔GDP比重	0.17

表2-1 模型估計參數之說明

參數	參數說明
結構參數	
α	資本財占產出之比重
η	外國商品之需求彈性
ν^x, ν^d	本國、外國各別商品之替代彈性
λ^W	勞動需求的替代彈性
γ^T, γ^I	本國消費、投資中本國商品與外國商品之替代彈性
σ_N, σ_m	勞動供給與實質貨幣需求之彈性
ψ	投資的調整成本
h	消費習慣形成的影響
ξ	國際資本市場摩擦性
γ^N	勞動供給之效用
χ^W, χ^P	工資與商品價格指數化程度
θ^W, θ^P	工資與商品價格之僵固性
$(\kappa-1)\times 100$	產出之成長趨勢（以百分比表示）
$(\bar{\pi}-1)\times 100$	穩定均衡下的通貨膨脹率（以百分比表示）
政策參數	
α_m	貨幣成長率法則的持續性
$\alpha_p^m, \alpha_y^m, \alpha_s^m$	貨幣成長率法則對於通膨、產出成長率與匯率變動反應之政策參數

表2-2 估計參數之先驗分配與後驗估計結果

	先驗分配 (Prior distribution)			後驗分配 (Posterior distribution)		
	分配	平均	標準差	平均	90%信賴區間	
結構參數						
α	B	0.350	0.02	0.3837	0.3823	0.3853
η	I	2.000	2	0.4328	0.3480	0.5006
ν^x	I	5.000	2	8.1698	7.9929	8.3711
ν^d	I	5.000	2	8.5540	8.3687	8.7236
λ^W	I	5.000	2	8.3790	8.0811	8.7143
γ^T	I	1.500	2	3.3978	3.2138	3.6251
γ^I	I	1.500	2	1.8539	1.6305	2.0858
σ_N	I	5.000	2	4.5579	4.3218	4.8028
σ_m	I	5.000	2	5.0415	4.7703	5.3168
ψ	I	5.000	0.1	5.0625	5.0506	5.0719
h	B	0.600	0.02	0.6390	0.6366	0.6405
ξ	B	0.019	0.001	0.0190	0.0189	0.0191
γ^N	I	1	0.02	0.9834	0.9813	0.9854
χ^W	B	0.500	0.02	0.4783	0.4739	0.4822
χ^P	B	0.500	0.02	0.4814	0.4770	0.4856
θ^W	B	0.500	0.02	0.5079	0.5056	0.5107
θ^P	B	0.500	0.02	0.3801	0.3766	0.3835
$(\kappa-1)\times 100$	N	0.4	0.1	0.7815	0.7699	0.7917
$(\bar{\pi}-1)\times 100$	G	0.3	0.1	0.2994	0.2989	0.2999
政策參數						
α_m	B	0.600	0.02	0.6028	0.6000	0.6056
α_p^m	N	-0.350	0.015	-0.3266	-0.3285	-0.3246
α_y^m	N	-0.100	0.001	-0.0993	-0.0995	-0.0992
α_s^m	N	-0.020	0.001	-0.0201	-0.0202	-0.0200

表2-2 (續) 估計參數之先驗分配與後驗估計結果

	先驗分配 (Prior distribution)			後驗分配 (Posterior distribution)		
	分配	平均	標準差	平均	90%信賴區間	
外在衝擊持續性						
ρ_a	B	0.750	0.2	0.9851	0.9794	0.9932
ρ^{uc}	B	0.500	0.2	0.2395	0.2011	0.2775
ρ^{um}	B	0.500	0.2	0.9610	0.9461	0.9763
ρ^g	B	0.500	0.2	0.9627	0.9521	0.9718
ρ^u	B	0.500	0.2	0.8814	0.8400	0.9351
ρ^{um}	B	0.500	0.2	0.9870	0.9800	0.9918
ρ^m	B	0.500	0.2	0.0272	0.0166	0.0400
ρ^{R^*}	B	0.500	0.2	0.8991	0.8788	0.9194
ρ^{π^*}	B	0.500	0.2	0.2213	0.1987	0.2493
ρ^x	B	0.500	0.02	0.5636	0.5606	0.5668
ρ^l	B	0.500	0.2	0.9415	0.9186	0.9620
外生衝擊						
σ^a	I	0.010	2	1.2054	1.0964	1.3128
σ^{uc}	I	0.010	2	1.1178	1.0451	1.1987
σ^{um}	I	0.010	2	7.2433	6.9784	7.5918
σ^g	I	0.010	2	0.4510	0.4043	0.4997
σ^u	I	0.010	2	0.0110	0.0038	0.0211
σ^{um}	I	0.010	2	6.9956	6.8083	7.1598
σ^m	I	0.010	2	0.5588	0.5186	0.6200
σ^{R^*}	I	0.010	2	0.3771	0.3493	0.4157
σ^{π^*}	I	0.010	2	1.7433	1.6296	1.8993
σ^x	I	0.010	2	2.3087	2.1812	2.5003
σ^l	I	0.030	4	0.5567	0.4974	0.6388

註：代表貝他分配 (Beta Distribution)；N代表常態分配 (Normal Distribution)；I代表逆伽瑪分配(Inverse Gamma Distribution)；G代表伽瑪分配(Gamma Distribution)。

表3 不同貨幣政策下的福利分析

($\sigma_a = \sigma_x = \sigma_{R^*} = 0.01$)

	(A)	(B)	(C)
	貨幣成長率法則	通膨目標法則	固定匯率
情況一：Benchmark-- $e = 0.4$, $\phi_N = \phi_M = 0.0035$			
γ^a	42.30%	39.26%	-0.71%
Y	0.1455	0.1660	0.1050
EX	0.1465	0.1730	0.0662
ΔP	0.0068	0.0000	0.0377
Δe	0.0457	0.0586	0.0000
情況二：LCP廠商-- $e = 0$, $\phi_N = \phi_M = 0.0035$			
γ^a	27.90%	38.90%	-0.71%
Y	0.1455	0.1657	0.0110
EX	0.1462	0.1722	0.0044
ΔP	0.0068	0.0000	0.0377
Δe	0.0457	0.0586	0.0000
情況三：低信用摩擦-- $e = .4$, $\phi_N = \phi_M = 0$			
γ^a	28.28%	39.47%	-0.64%
Y	0.1450	0.1651	0.1047
EX	0.1460	0.1721	0.0661
ΔP	0.0068	0.0000	0.0374
Δe	0.0453	0.0579	0.0000

表4 單一變數樣本外預測之RMSE：1999Q1-2012Q2

	實質工資	CPI通膨	GDP(季) 成長率	消費	投資	出口	進口	M2 貨幣餘額	匯率
Var (1) RMSE-statistic for different forecast horizons									
1q	0.9805	0.4812	0.7901	0.6720	1.9436	2.0235	2.0122	0.4636	1.2643
2q	0.9621	0.4350	0.8093	0.6236	2.2290	2.2163	2.69655	0.4950	1.2579
3q	0.9938	0.3921	0.8162	0.6466	2.2358	2.2161	2.6602	0.5805	1.1848
4q	0.9901	0.3927	0.8032	0.6568	2.2581	2.2157	2.6269	0.6216	1.1673
8q	0.9643	0.3811	0.8403	0.7025	2.3232	2.2271	2.6968	0.7194	1.2169
12q	0.9777	0.3821	0.7997	0.7124	2.0687	2.1047	2.5626	0.7921	1.1674
Var (2) RMSE-statistic for different forecast horizons									
1q	1.0740	0.6060	0.7979	0.6838	1.9840	2.0709	2.0871	0.4284	1.3967
2q	1.1579	0.5040	0.8397	0.6577	2.2887	2.3152	2.8905	0.4538	1.3652
3q	1.0117	0.4838	0.8313	0.6716	2.3180	2.2327	2.7659	0.5275	1.2813
4q	0.9573	0.4793	0.7875	0.6430	2.2694	2.1903	2.6063	0.5348	1.1813
8q	0.9470	0.4261	0.8582	0.7145	2.3922	2.2543	2.7171	0.5957	1.2371
12q	0.9476	0.4076	0.7914	0.6833	2.0616	2.0756	2.5270	0.6826	1.1748
Var (3) RMSE-statistic for different forecast horizons									
1q	1.2945	0.6423	0.8370	0.7122	2.0509	2.3495	2.3927	0.4965	1.6494
2q	1.2724	0.5594	0.8221	0.6619	2.3040	2.4922	3.0442	0.4798	1.5522
3q	1.2578	0.5374	0.8041	0.6742	2.2321	2.3531	2.7434	0.5674	1.4657
4q	1.1257	0.4897	0.7337	0.6209	2.1321	2.1736	2.4919	0.5459	1.1364
8q	0.9459	0.4020	0.8652	0.7424	2.4253	2.2864	2.8176	0.5458	1.2214
12q	0.9597	0.4204	0.8057	0.6975	2.1038	2.1000	2.5421	0.5843	1.2363
DSGE(Mean) RMSE-statistic for different forecast horizons									
1q	1.2945	0.6423	0.8370	0.7122	2.0509	2.3495	2.3927	0.4965	1.6494
2q	1.2724	0.5594	0.8221	0.6619	2.3040	2.4922	3.0442	0.4798	1.5522
3q	1.2578	0.5374	0.8041	0.6742	2.2321	2.3531	2.7434	0.5674	1.4657
4q	1.1257	0.4897	0.7337	0.6209	2.1321	2.1736	2.4919	0.5459	1.1364
8q	0.9459	0.4020	0.8652	0.7424	2.4253	2.2864	2.8176	0.5458	1.2214
12q	0.9597	0.4204	0.8057	0.6975	2.1038	2.1000	2.5421	0.5843	1.2363
DSGE(Point) RMSE-statistic for different forecast horizons									
1q	1.3759	0.3766	0.9785	0.6192	3.9363	2.6193	5.4786	0.3890	2.1360
2q	1.1205	0.3477	1.0429	0.6555	3.0968	1.4162	4.7400	0.3099	1.6823
3q	1.3957	0.3307	1.2015	0.9437	3.4689	1.8968	4.1849	0.3447	1.5722
4q	1.6561	0.3295	1.2961	0.7868	2.7987	2.9662	4.0966	0.4964	1.7466
8q	1.5467	0.3625	1.2736	0.7784	2.6869	3.2050	3.4584	0.4809	1.6476
12q	1.6380	0.3862	1.2977	0.6952	3.2665	3.1569	3.8973	0.5633	1.5536

說明一：1q:「一季前預測 (one step ahead forecast)」, 2q:「二季前預測 (two step ahead forecast)」, 3q:「三季前預測 (step ahead step forecast)」, 4q:「四季前預測(step ahead forecast)」, 8q:「八季前預測 (step ahead forecast)」, 12q:「十二季前預測 (step ahead forecast)」。

說明二：Mean：mean forecast；Point：point forecast。

表5 單一變數樣本外預測之RMSE：1999Q1-2007Q4

	實質工資	CPI通膨	GDP(季) 成長率	消費	投資	出口	進口	M2 貨幣餘額	匯率
Var (1) RMSE-statistic for different forecast horizons									
1q	0.9089	0.4807	0.6610	0.7090	1.8986	1.7481	1.6352	0.4589	1.1500
2q	0.9529	0.4511	0.6139	0.6676	1.9808	1.7446	1.8631	0.5745	1.0775
3q	0.9719	0.3689	0.6260	0.6951	1.9769	1.7257	1.8912	0.6791	1.0518
4q	0.9782	0.4064	0.6240	0.7076	2.0324	1.7459	1.9123	0.7291	1.0499
8q	0.9140	0.3960	0.6639	0.7541	2.1550	1.7537	1.9886	0.8378	1.1071
12q	0.9345	0.4013	0.5318	0.7752	1.5994	1.3413	1.4533	0.9271	0.9996
Var (2) RMSE-statistic for different forecast horizons									
1q	1.0087	0.6212	0.6994	0.7351	1.9739	2.0136	1.8932	0.4495	1.2091
2q	1.1082	0.4311	0.6734	0.7092	2.0511	1.9418	2.2663	0.4861	1.1488
3q	0.9867	0.4091	0.6621	0.7369	2.0731	1.7897	2.1059	0.5988	1.1464
4q	0.9457	0.4517	0.6456	0.7096	2.1254	1.7856	1.9878	0.6045	1.0447
8q	0.8930	0.4441	0.7068	0.7848	2.2723	1.8121	2.0098	0.6972	1.1590
12q	0.8881	0.4337	0.5339	0.7454	1.6002	1.3126	1.3899	0.8047	1.0168
Var (3) RMSE-statistic for different forecast horizons									
1q	1.2844	0.6427	0.7398	0.7402	2.0737	2.3065	2.2287	0.5368	1.5825
2q	1.2317	0.4954	0.6410	0.7174	2.0971	2.1389	2.5491	0.5070	1.4810
3q	1.2951	0.4936	0.6370	0.7264	1.9747	1.8582	2.1495	0.6137	1.4979
4q	1.1995	0.4771	0.5912	0.6992	2.0544	1.7222	2.0489	0.5949	1.0983
8q	0.8791	0.4052	0.7091	0.8164	2.2644	1.8171	2.1664	0.6467	1.1627
12q	0.8959	0.4474	0.5426	0.7637	1.5900	1.3589	1.3543	0.6916	1.0819
DSGE(Mean) RMSE-statistic for different forecast horizons									
1q	1.5416	0.3614	1.0639	0.4838	3.5857	1.1296	5.2377	0.2908	2.0244
2q	1.2451	0.2924	1.1805	0.7156	2.3783	1.3120	4.5669	0.3180	1.8504
3q	1.4985	0.4111	0.9610	1.0632	2.6954	1.9964	4.5949	0.3923	1.4159
4q	1.2689	0.2965	0.8022	0.7666	2.1425	2.0638	4.1316	0.5390	2.0027
8q	1.1732	0.3657	0.7262	0.7515	1.7859	2.1630	3.0887	0.6004	1.9103
12q	1.1401	0.3970	0.5001	0.6857	1.6435	1.8378	2.6350	0.6593	1.7052
DSGE(Point) RMSE-statistic for different forecast horizons									
1q	1.5861	0.4311	1.0296	0.4837	3.9102	1.0428	5.4331	0.2933	1.9518
2q	1.1655	0.3326	1.1269	0.7226	2.8027	1.3411	4.7670	0.3130	1.847
3q	1.6019	0.3814	1.2278	1.0569	3.6221	2.0096	4.3623	0.3921	1.4671
4q	1.2982	0.2920	0.8921	0.7814	2.6460	2.0542	4.2112	0.5462	1.9698
8q	1.0816	0.3353	0.6566	0.7612	2.5190	2.2645	3.1527	0.5589	1.7934
12q	1.1657	0.4277	0.4508	0.6685	3.0927	2.0263	3.5045	0.6584	1.7390

說明一：1q:「一季前預測 (one step ahead forecast)」, 2q:「二季前預測 (two step ahead forecast)」, 3q:「三季前預測 (step ahead step forecast)」, 4q:「四季前預測 (step ahead forecast)」, 8q:「八季前預測 (step ahead forecast)」, 12q:「十二季前預測 (step ahead forecast)」。

說明二：Mean：mean forecast；Point：point forecast。

表6-1 模型預測之整體RMSE：1999Q1-2012Q2

	整體 ($W_t, \pi_t, Y_t, C_t, I_t, EX_t, IM_t, M_t, S_t$)	國內1: ($W_t, \pi_t, Y_t, C_t, I_t, M_t$)	國內2: (π_t, Y_t, M_t)
VAR(1)			
1q	0.544248	0.866594	0.652716
2q	0.643644	0.900054	0.762579
3q	0.663512	0.909787	0.757379
4q	0.666371	0.933112	0.776044
8q	0.744971	0.959357	0.755391
12q	0.671438	0.899715	0.722286
VAR(2)			
1q	0.610568	0.938494	0.808184
2q	0.749339	0.954750	0.873986
3q	0.719350	0.974619	0.898029
4q	0.639494	0.963023	0.866257
8q	0.761472	0.936331	0.674483
12q	0.622338	0.871029	0.697896
DSGE (Mean)			
1q	0.777383	1.023843	0.934112
2q	0.813423	1.036200	1.050215
3q	0.761718	1.035896	1.032240
4q	0.581774	0.981770	0.942807
8q	0.783917	0.938975	0.652780
DSGE (Mean)			
1q	1.400101	1.402989	1.004817
2q	1.029301	1.100463	1.081248
3q	1.177345	1.295646	0.957533
4q	1.319417	1.374669	1.388407
8q	1.300614	1.374572	1.444386
12q	1.216840	1.298516	1.367175
DSGE (Point)			
1q	1.357925	1.342042	0.884675
2q	1.073626	1.154446	0.98212
3q	1.39485	1.577862	1.328742
4q	1.410434	1.504954	1.497569
8q	1.359262	1.456995	1.471165
12q	1.455757	1.571335	1.531478

說明： EX_t 與 IM_t 分別為出口與進口。

表6-2 模型預測之整體RMSE：1999Q1-2007Q4

	整體 ($W_t, \pi_t, Y_t, C_t, I_t, EX_t, IM_t, M_t, S_t$)	國內1: ($W_t, \pi_t, Y_t, C_t, I_t, M_t$)	國內2: (π_t, Y_t, M_t)
VAR(1)			
1q	0.3933	0.6768	0.3512
2q	0.3797	0.6641	0.3587
3q	0.4176	0.6992	0.3965
4q	0.4551	0.7480	0.4564
8q	0.5585	0.8249	0.5411
12q	0.3429	0.6972	0.4713
VAR(2)			
1q	0.5319	0.7335	0.4746
2q	0.5190	0.6551	0.2896
3q	0.5047	0.7196	0.4210
4q	0.4704	0.7442	0.4301
8q	0.6081	0.8117	0.4327
12q	0.2740	0.6358	0.3719
VAR (3)			
1q	0.7218	0.8813	0.8813
2q	0.6188	0.8001	0.8001
3q	0.5768	0.8413	0.8413
4q	0.4627	0.7959	0.7959
8q	0.6215	0.8173	0.8173
DSGE (Mean)			
1q	1.2221	1.2861	1.0186
2q	1.0753	1.1599	1.2128
3q	1.1803	1.2984	0.8592
4q	0.8961	0.8565	0.5692
8q	0.7187	0.7052	0.4559
12q	0.4522	0.4481	0.0044
DSGE (Point)			
1q	1.2751	1.3531	0.9694
2q	1.1129	1.1909	1.1276
3q	1.4271	1.6256	1.3091
4q	1.0265	1.0512	0.7538
8q	0.7866	0.8076	0.2661
12q	0.8079	0.8443	-0.0948

說明：EX_t 與 IM_t 分別為出口與進口。

附 註

- (註1) 古典模型所假設的價格彈性，將使貨幣政策具有中立性 (monetary neutrality)，亦即貨幣政策完全無法影響實體經濟。此一模型無法解釋實證數據上所顯示的貨幣政策對於 GDP、消費等實質經濟的影響。
- (註2) Bernanke and Blinder (1988)、Bernanke and Gertler (1989)、Bernanke and Gertler (1995)、Goodfriend and McCallum (2007)等早期研究已說明/證實金融摩擦性的存在對於經濟體系、乃至貨幣政策傳遞效果的重要性。
- (註3) 如Gertler and Karadi (2011)、Kollmann et al. (2011)、Dib (2010)。
- (註4) 台灣的貨幣政策相關研究有侯德潛 (2005)、許振明 (1999)、汪建南與李光輝 (2004)、吳中書與陳立修 (2004)、吳懿娟 (2004)，皆不是一般均衡模型架構。
- (註5) Hwang and Ho (2012)的參數乃以模擬校對 (calibration)；Hwang and McNelis (2012)雖以所估計參數來進行貨幣政策的分析，卻未利用 DSGE 模型來進行預測。
- (註6) 此信用限制式並未限制廠商的生產行為，但若其借貸比例增加，則其生產成本將會增加。
- (註7) 此設定參考Smets and Wouters (2007)與Teo (2009)的設定。二者皆假設 $\Phi(\kappa) = 0$ ， $\Phi'(\kappa) = 0$ ， $\Phi''(\bullet) > 0$ 。
- (註8) 此存放款利差即為文獻上的外部融資貼水 (external finance premium)。文獻上多假設其為內生，與景氣呈現反向關係 (請參見Bernanke and Gertler, 1995)。在此我們將其設為外生以簡化假設，當 $\phi_N = \phi_M = 0$ 時， $R_t^n = R_t^m = R$ ，亦即金融市場不具有摩擦性。
- (註9) 貝氏估計的說明可參考Teo (2009)，第210-211頁。
- (註10) 台灣自 1978 年第三季開始允許匯率浮動，至1979年一月始正式採取浮動匯率制度。因此，我們的樣本期間自 1979 年第一季開始，以因應此一重大制度變革。
- (註11) 因為台灣中央銀行自 1992 年正式公布以盯住M2成長率為其貨幣政策工具，因此，國內的資料中納入M2 總量，而非絕大部分國外文獻所採用的金融業拆款利率。
- (註12) 服務業平均薪資自1980年第一季才開始公布，因此樣本資料中的薪資以工業部門薪資為主。
- (註13) 台灣自 1980 年後才公布季節性調整的支出面國內生產毛額。
- (註14) 依循Smets and Wouters (2007) 的做法，將 1992 年的人口指數訂為1，其他年份則以該年人口數相對於 1992 年的人口數之比值來決定其人口指數。本文中的台灣人口主要以15歲以上人口為主，外國人口則採用美國16歲以上勞動人口。
- (註15) 本文中僅能取得月資料之變數分別就台灣與美國部分敘述如下。台灣部分：工業部門平均薪資、消費者物價總指數、美元兌新台幣即期匯率、貨幣供給 (M2)；美國部分：美國聯邦資金市場利率。
- (註16) 文中的比重值是依據行政院主計處總體統計資料庫的數據資料計算而得。資料來源：行政院主計處 (2012)，「國民所得統計」，資料取自行政院主計處總體統計資料庫網站：<http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9L.asp>。
- (註17) 資料來源：財政部財政資訊中心 (2012)，「98年度綜合所得稅申報核定統計專冊—綜合所得、應納稅額及稅率統計表」，資料取自行政院財政資訊中心網站：<http://www.fia.gov.tw/ct.asp?xItem=2193&ctNode=552&mp=3>。
- (註18) 相關實證分析顯示，亞洲的出口廠商多以美元定價，其出口價格會隨著匯率波動而改變。故本文假設60% 的台灣出口廠商採取 LCP，40% 採取 PCP訂價。
- (註19) 相關變數的先驗機率設定主要參考Teo (2009) 與 Hwang and McNelis (2012) 的設定。
- (註20) 依循Smets and Wouters (2007) 的做法，將此成長率乘上100。
- (註21) Kollmann (2002) 假設資本市場摩擦性的係數為 0.0019，該值乃由 OECD 國家估計所得。因台灣的金融市場開放性低於歐美國家，故假設一較高的數值。

- (註22) 貨幣需求彈性對於貨幣成長率法則施行的效果應扮演重要角色，後續相關研究可對此再更深入探討。
- (註23) Smets and Wouters (2007)在其模型中加入商品價格與工資markup的衝擊等實質摩擦性以得到較高，與現實相符的商品價格僵固性之估計值。但於本模型中，即使加入此二種實質摩擦性，亦無法使商品價格僵固性的估計值顯著提高。此或許可視為台灣廠商訂價較具彈性。
- (註24) 此計算公式主要參考Adolfson, Lindé, and Villani (2007)。
- (註25) 因為1997-1998年發生了東南亞金融風暴，故以1998年底之前的資料作為樣本內資料以進行估計。
- (註26) 表四中，我們分別列出DSGE模型的平均預測（mean forecast）與點預測（point forecast）。根據Dynare使用手冊說明，平均預測僅考慮了估計參數的不確定性，但未納入外在衝擊的不確定性；點預測則兼具考慮了估計參數與外在衝擊的不確定性。文獻上多以點預測為主（如Smets and Wouters, 2007；Del Negro and Schorfheide, 2012）。

參考文獻

中文文獻

- 行政院主計處（2012），「國民所得統計」，資料取自行政院主計處總體統計資料庫網站：<http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9L.asp>。
- 汪建南、李光輝（2004），「我國貨幣政策操作及傳遞機制之實證分析—兼論銀行信用管道與股票價格管道」，中央銀行季刊，第26卷第3期，第17-56頁。
- 吳中書、陳立修（2004），「台灣總體經濟信用管道之探討」，第8屆經濟發展學術研討會，國立台北大學，第1-34頁。
- 吳懿娟（2004），「我國貨幣政策傳遞機制之實證分析」，中央銀行季刊，第26卷第4期，第33-68頁。
- 侯德潛（2005），「開放經濟之貨幣政策法則—台灣的實證分析」，中央銀行季刊，第27卷第2期，第23-38頁。
- 財政部財政資訊中心（2012），「98年度綜合所得稅申報核定統計專冊—綜合所得、應納稅額及稅率統計表」，資料取自財政部財政資訊中心網站：<http://www.fia.gov.tw/ct.asp?xItem=2193&ctNode=552&mp=3>。
- 陳旭昇、吳聰敏（2010），「台灣貨幣政策法則之檢視」，經濟論文，第38卷第1期，第33-59頁。
- 許振明（1999），利率法則？或貨幣總量法則？—我國貨幣政策之評價，台北：國家科會委員會，編號：NSC 88-2415-H-002-029。
- 管中閔、印永翔、姚睿、黃朝熙、徐之強、陳宜廷（2010），台灣動態隨機一般均衡模型 (DSGE) 建立與政策評估，行政院經濟建設委員會，編號：(99)008.104。

英文文獻

- Adjemian, S., H. Bastani, M. Juillard, F. Mihoubi, G. Perendia, M. Ratto and S. Villemot (2011), “Dynare: Reference Manual, Version 4,” *Dynare Working Papers*, 1, CEPREMAP.
- Adolfson, M., J. Linde, and M. Villani (2007), “Forecasting Performance of an Open Economy DSGE Model,” *Econometric Reviews*, 26, 289–328.
- Bergin, P. R., H. C. Shinc and I. Tchakarov (2007), “Does Exchange Rate Variability Matter for Welfare? A Quantitative Investigation of Stabilization Policies,” *European Economic Review*, 51(4), 1041-1058.

- Bernanke, B., and A. Blinder (1988), "Credit, Money, and Aggregate Demand," *The American Economic Review*, 78(2), 435-439.
- Bernanke, B. S., and M. Gertler (1989), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, 79, 14-31.
- Bernanke, B., and M. Gertler (1995), "Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
- Calvo, G. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Christoffel, K. G. C., and A. Warne (2010), "Forecasting with DSGE Models," *Working Paper Series*, European Central Bank, No. 1185.
- Del Negro M. and Schorfheide F. (2012), "DSGE Model-Based Forecasting," *Handbook of Economic Forecasting*, 2.
- Devereux, M. B. and C. Engel (2003), "Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange-Rate Flexibility," *Review of Economic Studies*, 70, pp. 765-783.
- Dib, A. (2010), "Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycle," *Working Paper 2010-24*, Bank of Canada.
- Edwards, S., and C. A. Végh (1997), "Banks and Macroeconomic Disturbances under Predetermined Exchange Rates," *Journal of Monetary Economics*, 40(2), 239-278.
- Galí, J., and T. Monacelli (2005), "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy," *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734
- Gertler, M., and P. Karadi (2011), "A Model of Unconventional Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 58, 17-34
- Goodfriend, M., and B. T. McCallum (2007), "Banking and Interest Rate in Monetary Policy Analysis: a Quantitative Exploration," *Journal of Monetary Economics*, 54(5), 1480-1507.
- Hwang, Y. N., and F. M. Yang (2010), "Implications of Economic Openness for Financial Crisis," *Journal of Social Sciences*, 4(1), 51-74.
- Hwang, Y. N., and P. McNelis (2012), "Monetary Growth Targeting, the Taylor Rule and Share-Market Stability: the Taiwanese Experience," Working Paper.
- Hwang, Y. N., and P. Y. Ho (2012), "Optimal Monetary Policy for Taiwan: a Dynamic Stochastic General Equilibrium Framework," *Academia Economic Papers*, 40(4), 447-482 (TSSCI).
- Iacoviello, M. (2005), "House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle," *American Economic Review*, 95(3), 739-764.
- King, R., and M. Lin (2005), "Reexamining the Monetarist Critique of Interest Rate Rules," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 87(4), 513-530.
- Kollmann, R. (2002), "Monetary Policy Rules in the Open Economy: Effects on Welfare and Business Cycles," *Journal of Monetary Economics*, 49(5), 989-1015.
- Kollmann, R., Z. Enders, and G. J. Müller (2011), "Global Banking and International Business Cycles," *European Economic Review*, 55(3), 407-426.
- Obstfeld, M. and K. Rogoff (2000), "New directions for stochastic open economy models," *Journal of International Economics*, 50, 117-153.
- Schmitt-Grohé, S., and M. Uribe (2007), "Optimal Simple and Implementable Monetary and Fiscal Rules," *Journal of Monetary Economics*, 54(6), 1702-1725.

- Sims, C. A. (2002), "Solving Linear Rational Expectations Models," *Computational Economics*, 20, 1-20.
- Smets, F., and R. Wouters (2003), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area," *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123-75.
- Smets, F. R., and R. Wouters (2004), "Forecasting with a Bayesian DSGE Model: an Application to the Euro Area," *Working Paper Series*, European Central Bank, No. 389.
- Smets, F., and R. Wouters (2007), "Shocks and Frictions in US Business Cycles: a Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, 97(3), 586-606.
- Sutherland, A. (2006), "The Expenditure Switching Effect, Welfare and Monetary Policy in a Small Open Economy," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(7), 1159-1182.
- Taylor, L. B. (1993), "Discretion Versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(1), 195-214.
- Teo, W. L. (2009), "Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Taiwanese Economy," *Pacific Economic Review*, 14(2), 194-231.
- Teo, W. L. (2010), "Inventories and Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy," *Journal of International Money and Finance*, 30(8), 1719-1748.

新台幣匯率反應函數之實證分析—兼論與亞洲主要國家之比較*

林依伶、張志揚、陳佩玗**

摘要

假設台灣央行除以利率為政策工具外，亦以管理匯率方式來維持物價及經濟成長的穩定，則尚可以匯率反應函數說明央行的貨幣政策行為。本文主要參考徐千婷 (2005) 與 Parrado (2004)，設定新台幣名目有效匯率反應函數，探討匯率變動是否具有反通膨或反景氣循環之行為。由於目前採取通膨目標機制的國家，大多數皆以消費者物價指數年增率作為目標，故不同於徐千婷 (2005) 採核心物價指數，本文改採消費者物價指數進行實證分析。此外，亦嘗試比較4個鄰近亞洲國家，包括新加坡、南韓、日本及中國大陸之匯率反應函數實證結果。

本文實證結果顯示，台、星兩國的匯率政策行為大致相似，皆具反景氣循環及反通膨之特性，惟新加坡的通膨缺口係數較不顯著；南韓匯率政策顯著不具有反通膨之特性。可能係因韓元在過去曾透過大幅貶值以因應金融危機，導致南韓國內出現高通膨的現象；日圓匯率不具反景氣循環特性，可能與國際資金易流向日圓進行避險，故而導致即使日本國內經濟呈現低迷，匯率卻仍可能呈現升值之狀況；中國大陸匯率政策具反通膨特性，惟不具反景氣循環的特性，推測原因可能與人民幣過去大致採釘住美元策略有關。因此每個國家不同的匯率管理方式，亦可能導致其匯率反應函數背後涵義有所不同。

* 本文承蒙梁常務理事明義、何常務理事志欽、黃理事朝熙、朱理事美麗與林理事金龍於101年3月10日舉辦「貨幣與匯率政策座談會」給予寶貴意見，以及嚴副總裁宗大、林處長宗耀、陳副處長一端、林副處長淑華、吳研究員懿娟、彭研究員德明、張副研究員天惠、許副研究員碧純與四位匿名審稿人之悉心審閱，以及處內其他同仁給予寶貴意見，在此亦一併致謝。最後感謝「財團法人台北外匯市場發展基金會」對本研究計畫之補助。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處四等專員。

壹、前言

根據我國中央銀行法規定，維持物價穩定及促進經濟成長為貨幣政策之最終目標。因此，央行採取相關貨幣政策以應對總體經濟變數的變化，例如通膨或產出之波動，其反應行為可透過貨幣政策反應函數描述。而若貨幣當局除以準備貨幣或利率為操作工具或目標外^{註1}，另搭配以影響匯率走向之方式對通膨及產出進行反應，則可以匯率反應函數說明其行為。

央行是否應以影響匯率走向之方式，來因應經濟基本面之變化，在過去，IMF認為匯率主要應由市場決定。然而，全球金融危機過後，由於英美等國採行量化寬鬆政策以提振市場信心，量化寬鬆政策可能造成資金外流至利率及經濟成長率較高的新興市場國家，使其貨幣大幅升值，且有資產價格泡沫發生的風險，故使新興市場國家體會到國際間的資本移動所帶來的高度波動性，可能會損害其經濟成長^{註2}。

因此，近期IMF研究部副主管Jonathan D. Ostry提出雙目標(通膨與匯率穩定)及雙工具(利率與外匯市場干預)之政策更適合新興市場國家之觀點^{註3}。並說明新興市場國家在以政策利率因應外來衝擊時，相較於僅以利率應對之貨幣政策，若能同時搭配外匯干預操作，則可使社會福利提高。

職此之故，我們得以透過一國的匯率

反應函數，觀察其匯率變動是否依據經濟基本面的變化進行調整，以達成貨幣政策最終目標(物價穩定與經濟成長)。例如徐千婷(2005)指出，新台幣名目有效匯率顯著具反景氣循環，以及反通膨之特性。意即當產出缺口增加時，新台幣名目有效匯率會上升(升值)以抑止過熱的景氣；當通膨缺口增加時，匯率亦會上升以減緩通膨壓力。

徐千婷(2005)乙文係採核心物價指數進行台灣實證，然現行各國大都較關心整體消費者物價指數(Headline CPI)而非核心物價指數^{註4}。因此，不同於徐千婷(2005)，本文改採消費者物價指數進行新台幣名目有效匯率反應之實證分析。此外，本文透過不同假設和變數設定(例如央行面對通膨或產出波動之反應存有時間落差)，以驗證實證結果是否具穩健性。另亦採不同樣本起點估計方式，以檢驗估計係數的穩定性。

同時，本文亦嘗試比較台灣與鄰近亞洲4國包括新加坡、南韓、日本及中國大陸，其貨幣當局面對經濟基本面波動時，是否採取調節措施以影響匯率方式因應。

本文架構如下。第一節為前言。第二節為文獻回顧，說明與各國匯率政策及反應函數相關之文獻，即各文獻對匯率反應函數之政策涵義與適用說明。第三節為新台幣名目有效匯率反應函數實證分析，分別採OLS

及GMM兩種估計方法。第四節為台、星、匯率制度及匯率反應函數之比較。第五節則為結論。

貳、文獻回顧

一、各國匯率政策之相關文獻

Ostry *et al.*(2012) 針對採行通膨目標機制之新興市場國家共14國進行追蹤資料迴歸分析^{註5}，結果顯示採行通膨目標機制之新興國家，除考量通膨目標之外，匯率穩定亦是其目標之一。且Ostry *et al.*(2012) 整理諸多實證研究文獻，發現採行通膨目標機制之新興國家，其央行的外匯干預行為，大體而言皆能夠降低匯率的波動度，並可以影響匯率水準，顯示外匯沖銷性干預有效。而文中的模擬結果更顯示，央行可配合兩個工具—利率調整與外匯市場操作，來達成物價穩定以及匯率穩定之雙重目標，因此對於新興市場國家，雙工具比單一利率工具更加適合，且可增加民眾對央行之可信度^{註6}。

有關對各國匯率反應行為的相關研究方面，Parrado (2004) 假設新加坡貨幣管理局(MAS)以名目有效匯率作為政策工具，且遵循一條匯率反應函數，而央行的最終目的為穩定物價及產出成長。Parrado以1991年1月至2002年4月為樣本期間，並使用一般化動差法(Generalized Method of Moments, GMM)進行估計，其實證結果發現，MAS之匯率政策顯著具有反通膨以及反景氣循環之特性，

尤以追求物價穩定為首要目標^{註7}。

Cavoli and Rajan (2007) 同樣採Parrado (2004) 之做法探討1985年1月至2004年4月之新加坡名目有效匯率反應函數，並採取OLS及二階段最小平方法(two-stage least squares, TSLS)進行估計^{註8}，其實證結果支持MAS以名目有效匯率作為逆風向的工具，以因應通膨與產出波動，此與Parrado(2004)的結論相同。

Park (2008) 亦採Parrado (2004) 之作法，假設南韓央行將名目有效匯率視為政策工具，並建構其反應函數，同樣以GMM方法進行估計。根據樣本期間為1999年1月至2007年8月之結果顯示，南韓匯率政策顯著具反景氣及反通膨之特性^{註9}。而比較南韓與新加坡通膨及產出的長短期彈性，兩個國家的短期彈性幾乎相同；然長期彈性方面，新加坡較南韓大。因此Park認為，南韓並不像新加坡那樣以匯率作為主要政策工具，可能係因其並不像新加坡來得開放(出口對產出之比例較低^{註10})。

就台灣實證方面，亦有許多文獻探討央行的匯率政策行為。Dahl and Lo (2005) 指出，對開放經濟體而言，匯率是傳遞外部干擾的重要來源，因此若貨幣當局以物價穩定

為最終目標，央行為了穩定匯率進行外匯干預，確有其正當動機及理論基礎。其實證結果顯示，台灣央行貨幣政策於追求物價穩定的立場堅定，且其透過適度的外匯干預，以隔絕外部因素干擾對我國物價之衝擊，確實有助於穩定台灣物價。

楊雅惠與許嘉棟 (2005) 說明各國央行藉干預匯市來操控匯率，主要是因匯率為影響進出口、經濟景氣以及國內物價水準之重要變數。對貿易依存度較高的國家來說，匯率為央行穩定物價或是增進經濟成長重要之工具，此外，穩定匯率亦是央行干預匯市之目的之一。該文藉由最適干預行為分析，將央行干預時所著重的三個目標—促進經濟成長、穩定物價與穩定匯率，引入新台幣匯率(美元兌換成新台幣)決定方程式。其實證發現，央行的外匯干預對匯率發揮了顯著作用，且景氣不佳時，央行藉干預引導新台幣貶值；當國內物價有膨脹之虞時，則引導新台幣升值。

徐千婷 (2005) 使用台灣1982年第1季至2005年第1季之樣本期間，依 Parrado (2004) 及Scheibe (2002) 之作法來建立新台幣名目有效匯率反應函數，並採GMM 進行估計。其估計結果顯示，通膨缺口及產出缺口之係數符號皆顯著為正，表示台灣匯率政策大致遵循反通膨及反景氣循環之特性。

Chen *et al.* (2010) 指出小型開放經濟體，尤以出口為導向的國家，因出口占其整

體經濟活動比例甚高，故貨幣當局常以外匯干預來調控匯率之走勢，因此該文認為除利率外，匯率亦為央行重要的貨幣政策工具。其以1998年1月至2008年6月為樣本期間，估計台灣外匯干預政策反應函數，並使用門檻模型，以匯率年增率作為門檻變數。結果顯示，央行的外匯干預存在逆風而行的現象，意即無論在新台幣升貶值期間，央行皆關心匯率穩定的現象。而對於產出變動，僅在台幣強力升值時，施行反景氣循環對策，即央行將使台幣貶值，以刺激出口，故具有不對稱之外匯干預傾向。

二、匯率反應函數的適用與政策意涵說明

不同文獻對於匯率反應函數用於說明各國貨幣政策行為的條件，或實證結果的政策解釋意涵不盡然相同(見表1)。例如McCallum(2006)認為若一國採取以匯率為中心之貨幣政策(exchange rate-centered monetary policy)，則相對於利率反應函數，匯率反應函數較適合用來說明該國的貨幣政策行為。另外，一國貿易開放程度為決定其是否以匯率(相對利率)作為主要政策工具重要因素，例如中國大陸因貿易開放程度低，故其在目前或未來採匯率作為主要政策工具的可能性較低。Park(2008)更進一步藉由比較新加坡及南韓兩國匯率反應函數之係數及長期彈性之相對大小(或顯著性)，判斷星韓

兩國何者以匯率作為較重要的政策工具。根據其實證結果南韓匯率的通膨與產出「長期彈性」皆較新加坡「低」，故其認為在貨幣政策的操作上，南韓不如新加坡倚重匯率。

徐千婷(2005)則認為，若一國採搭配管理匯率方式達成央行主要政策目標，則仍可由匯率反應函數來判斷，該國的匯率變動是否依據經濟基本面的變化進行調整。而兩國匯率反應函數之係數差異，係可能同時受到兩國的貨幣政策操作策略及總體經濟情況等不同所致。其中，根據徐千婷(2005)，新加坡乃以匯率作為貨幣政策的操作重點，而台灣則否，但台灣匯率的通膨長期彈性為1.43較新加坡的0.85大，因此可以據以推論，影

響兩國匯率的通膨及產出長期彈性相對大小之因素應不只一種(見表1)。

因此，文獻上對於匯率反應函數之實證結果的解釋、或匯率反應函數是否適用於說明一國貨幣政策之條件看法上，仍有些不同之處。然因本文主要探討新台幣的匯率反應行為，且台灣央行並非以匯率作為主要操作工具，故本文採徐千婷(2005)之看法，以匯率反應函數之估計結果，討論一國在搭配匯率作為操作目標時，其匯率變動是否依據經濟基本面進行調整。若實證結果顯示，該國匯率政策未反映經濟基本面時，則再嘗試從其匯率制度或角色探討造成此狀況之可能因素。

表1 匯率反應函數之適用與重要結論之說明

	政策意涵/以匯率反應函數說明一國貨幣政策的適用條件或背景	重要結論
McCallum (2006)	1. 若一國匯率作為政策工具以達成通膨或產出穩定之目標，則該國匯率仍應屬浮動匯率的一環 (variant of floating exchange rate)，因其表示匯率行為與通膨和產出缺口目標具一致性，而非指匯率須釘住某一目標值。 2. 若一國的貿易開放程度高(以出口對產出之比例衡量)，則採「匯率」作為主要政策工具的效率相對較「利率」為高。 3. 若一國採匯率作為主要政策工具，則其貨幣政策反應函數可以匯率反應函數來表示。	中國大陸因貿易開放程度較低，故目前或未來採取以匯率作為政策工具之可能性較低。
Park (2008)	若一國之貨幣政策以匯率為中心，則匯率反應函數較利率反應函數適合描述一國之貨幣政策。	南韓匯率政策反應函數之通膨與產出「長期彈性」較新加坡「低」，顯示在貨幣政策上，南韓不如新加坡倚重匯率。此可由南韓「貿易開放程度較新加坡低」來解釋。
徐千婷 (2005)	1. 一國可能同時採「利率」或「貨幣基數」作為操作目標，亦可能選擇以管理「匯率」方式達成穩定通膨和產出之目標。此時可使用匯率反應函數闡釋其貨幣政策。 2. 匯率反應函數係用以觀察匯率在政策上是否依據經濟基本面的變化進行調整。	1. 我國通膨及產出缺口係數高於新加坡，可能與兩國貨幣政策制度、總體經濟情況等不同有關。 2. 該文隱含，兩國匯率的通膨及產出「長期彈性」相對大小，與其是否以匯率為相對重要操作目標可能不具一定關係，尚須考量其他因素。

參、新台幣名目有效匯率反應函數實證分析

一、模型設定

央行政策擬定的主要最終目標包括維持物價穩定與促進經濟成長^{註11}，另央行理監事聯席會指出，新台幣匯率係採管理浮動匯率制度^{註12}。假設央行在採用貨幣及利率作為主要操作目標之外，亦配合管理匯率方式達成穩定通膨及產出時，則可透過名目有效匯率反應函數加以描述此行為。根據Cavoli and Rajan (2007)，我們將匯率反應函數描述如下（推導過程詳見附錄1^{註13}）：

$$D_4NEER_t = \alpha + \beta \times p_t^g + \gamma \times y_t^g + \rho \times D_4NEER_{t-1} + u_t \quad (1)$$

其中， D_4NEER_t 為名目有效匯率之年增率， $D_4NEER_t = (\log(NEER_t) - \log(NEER_{t-4})) \times 100$ ； p_t^g 為第 t 期的通膨缺口，代表通貨膨脹率與央行目標值的差距； y_t^g 為第 t 期的產出缺口，表示產出偏離其潛在水準的程度^{註14}， u_t 為一服從標準常態分配($N(0,1)$)的隨機變數。

若央行搭配管理名目有效匯率做為達成政策目標的方法之一，則我們預期通膨缺口上升時，央行將允許新台幣升值 ($NEER$ 上升或 $D_4NEER_t > 0$) 以減輕物價上漲的壓力，因此 $\beta > 0$ ；同理，在產出缺口上升時，央行亦以新台幣升值之方式抑止過熱的景氣，因此 γ 亦大於0。

實證時，本文除採最小平方方法 (OLS) 對

式(3)進行估計外，另考量到通膨和產出可能具有內生性之問題，故亦使用GMM進行估計。其中，GMM之估計步驟為：選取名目有效匯率、通膨缺口、產出缺口變數之落後期及常數項作為工具變數 Z_t ，且此工具變數符合正交條件(orthogonality condition)，即 $E(Z_t u_t) = 0$ 。其次，極小化下列動差條件二次式以得到GMM估計量：

$$J(\beta, \hat{W}_T) = T m_T(\beta)' \hat{W}_T^{-1} m_T(\beta) \quad (2)$$

其中， β 為係數向量， W_t 為加權矩陣， $m_T(\beta)$ 為動差條件式，即

$$m_T(\beta) = \frac{1}{T} \sum_t Z_t u_t(\beta)$$

接續令 $W=I$ ，極小化(2)式後得到第一階段的迴歸係數估計式 $\hat{\beta}_0$ ，利用 $\hat{\beta}_0$ 求得最適加權矩陣後^{註15}，代回(2)式，並極小化(2)式以求得 $\hat{\beta}$ 。此即為「二階段最適GMM估計量」(two-step optimal GMM estimator)。

另為修正殘差項可能具異質變異與序列相關的問題，本文在採OLS及GMM估計法時，對迴歸係數的共變異矩陣皆採Newey and West (1987) 的 HAC形式，以獲得更穩健的統計估計。

二、實證資料來源與說明

本文採用國際清算銀行 (Bank of International Settlements, BIS) 公布之新台幣名目有效匯率進行實證，樣本期間為1994年

第1季至2011年第4季，其中與解釋變數相關的物價與產出部分，係採主計總處公布之消費者物價指數 (CPI)，以及實質GDP。以下分別詳細說明各變數：

1. 名目有效匯率年增率

名目有效匯率係指，本國幣對主要貿易對手國貨幣匯率指數的加權平均數，本文採用BIS公布之廣義新台幣名目有效匯率^{註16}。由於BIS編製之廣義名目有效匯率樣本係自1994年起，因此實證樣本起點亦為1994年第1季。此外，本文另亦採用央行所編製之新台幣名目有效匯率，以進行實證結果的穩健性分析。

2. 通膨缺口

由於採取通膨目標機制之國家，目前大多數皆以消費者物價指數年增率做為目標，故不同於徐千婷(2005)採核心物價指數，本文改採消費者物價指數進行實證。為估計通膨缺口(p_t^g)，本文將經季調後的CPI年增率以HP過濾法估計潛在通膨率，再將經季調後CPI年增率($\dot{p}$)與潛在通膨率($\dot{p}^*$)相減以得到通膨缺口值， $p_t^g = \dot{p}_t - \dot{p}_t^*$ 。

3. 產出缺口

本文主要透過HP過濾法來配適實質產出之趨勢線，將取對數的季調後實質GDP，即 $\log(y)$ ，以HP過濾法來估計潛在產出($\log(y^*)$)，便可得到產出缺口 $y_t^g = \log(y_t) - \log(y_t^*)$

關於HP過濾法的設定，本文除使用一

般文獻常使用的雙邊HP過濾法外，另亦使用單邊的HP過濾法，以作為穩健性測試^{註17}。根據Harvey (1985)，HP過濾法的估計值可由以下的狀態空間模型(包括測量方程式及狀態方程式)求得。

首先，透過測量方程式 (measurement equation) 將序列(y_t)分解為趨勢項 (y_t^*) 和循環項 (e_t)：

$$y_t = y_t^* + e_t, \text{ 其中 } e_t \sim N(0, \sigma_0^2)$$

並透過狀態方程式(state equation)定義趨勢項為其落後期加上一成長率(g_{t-1})，且該成長率服從一隨機漫步走勢，即

$$y_t^* = g_{t-1} + y_{t-1}^*$$

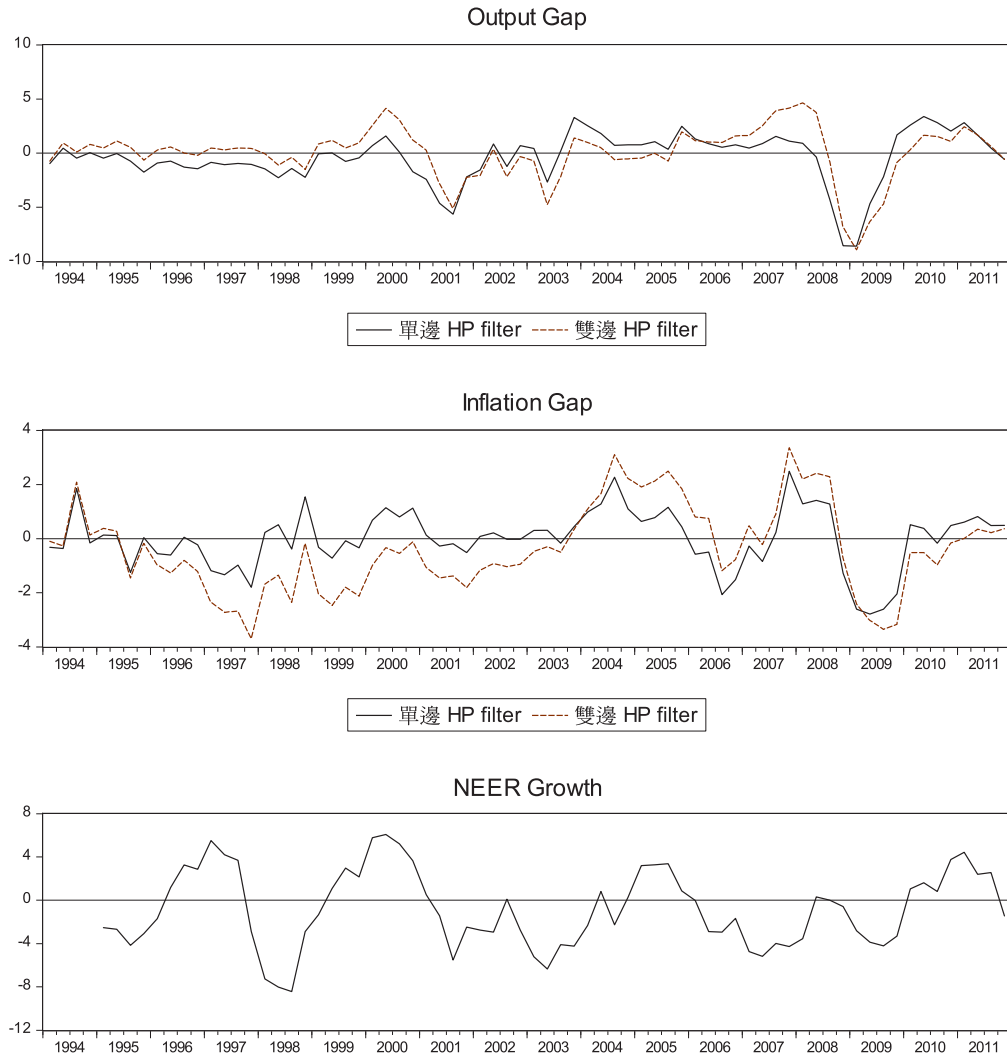
$g_t = g_{t-1} + v_t$ ，其中 $v_t \sim N(0, \sigma_0^2 / \lambda)$ 。 λ 為平滑係數^{註18}。

若我們以Kalman filter中的平滑估計值(smoothed estimate)作為趨勢項，此即為一般文獻常見的雙邊HP filter估計值；若以Kalman filter中的過濾估計值 (filtered estimate)作為趨勢項，則為單邊HP filter估計值。

本文將使用兩種不同HP過濾法所得到的產出缺口、通膨缺口和名目有效匯率年增率繪於圖1。觀察產出和通膨缺口走勢，以單邊或雙邊HP過濾法所計算出的產出缺口和通膨缺口走勢大致類似，惟以缺口的正負值來看，則仍有不同之處。如1994-1998年以雙邊HP過濾法所計算的產出缺口大致在0上下移動，若以單邊HP過濾法計算則大致

為負值；1995-2003年以雙邊HP 過濾法計算 濾法則大致在0上下移動。
 的通膨缺口多為負向缺口，若以單邊HP 過

圖1 產出缺口(Output Gap)、通膨缺口(Inflation Gap)及名目有效匯率(NEER)年增率



三、新台幣名目有效匯率反應函數之實證分析

1. 單根檢定

為避免虛假迴歸之可能性，在進行實證前，本文先對主要變數進行單根檢定，包括

名目有效匯率年增率 ($D_4\text{NEER}$)、產出缺口 (y_t^g) 及通膨缺口 (p_t^g)，根據單根檢定結果顯示，該三變數在ADF、DF-GLS及KPSS檢定下皆不具單根(詳見表2)，因此可假設名目有效匯率反應函數式(3)中，所有變數皆具恆定性。

表2 單根檢定

變數	檢定統計值 (含截距項不含趨勢項)		
	ADF	PP	KPSS
$D_4\text{NEER}$	-5.36***	-3.57***	0.09
y_t^g	-4.39***	-3.18**	0.04
p_t^g	-7.13***	-5.06***	0.04

註：1. 「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。

2. ADF與PP之虛無假設為序列具有單根，KPSS之虛無假設則為序列具恆定性。

2. 實證結果

估計方法上，本文除使用OLS外，另考量解釋變數和被解釋變數之間可能有同期相關之問題，如名目有效匯率變動可能透過影響進出口之物價，進而影響產出和通膨缺口，故亦採用GMM估計法進行實證以解決可能存在的內生性問題。

根據表3及表4，實證結果如下：

(1) 不論採單邊或雙邊之HP過濾法估計通膨缺口及產出缺口，其實證結果皆顯示，新台幣名目有效匯率變動具有顯著反通膨及反景氣循環之特性。其中，

(i) 若通膨及產出缺口皆以雙邊HP 過濾法估計而得，則不論以OLS或GMM進行估計，產出缺口和通膨缺口的估計係數皆顯著為正。表示當實際產出高於潛在產出時，NEER會上升(即新台幣升值)，以抑制過熱的景氣；而當通膨率高於央行的目標時，央行將允許NEER上升，以減輕物價上漲的壓力。

(ii) 若考慮央行決策的即時性，改採單邊HP 過濾法進行估計時，產出缺口和通膨

缺口的估計係數同樣為正，而且較為採雙邊HP 過濾法時顯著。

(2) 名目有效匯率年增率對於通膨缺口之長期彈性，約介於1.1至1.8之間，而對產出缺口的長期彈性則介於0.4至0.9之間。另根據調整速度，名目有效匯率面對各變數變動的反應，約在第4季左右會調整完畢。

(3) 以GMM進行估計時，通膨缺口的估計係數會較以OLS估計時為大，產出缺口的估計係數會較以OLS估計時為小，顯示在未考慮內生性的問題時，可能低估新台幣匯率對通膨穩定的反應程度，及高估對產出波動的反應程度。

(4) 名目有效匯率年增率前期項係數估計值約介於0.75至0.77之間，隱含匯率變動係呈緩慢逐步的方式調整。

(5) 根據GMM估計法中的J統計量，其所對應的p值皆大於0.1，顯示本文工具變數的選擇合理。而模型的配適度在63%至64%之間，配適結果尚稱良好，表示本文之匯率反應函數模型可大致描述台灣過去的匯率走勢。

表3 新台幣名目有效匯率實證結果

	缺口以雙邊HP 過濾法計算		缺口以單邊 HP 過濾法計算	
	OLS	GMM	OLS	GMM
常數項	-0.185 (-0.989)	-0.109 (-1.102)	-0.086 (-0.370)	-0.088 (-1.174)
通膨缺口	0.297* (1.732)	0.337*** (3.090)	0.298** (2.211)	0.397*** (8.360)
產出缺口	0.177* (1.676)	0.100* (1.878)	0.200** (2.151)	0.125*** (4.746)
前期項	0.747*** (14.374)	0.768*** (32.296)	0.770*** (19.137)	0.774*** (43.045)
J-test		10.888		8.897
p-value		0.283		0.447
adj-R ²	0.635	0.628	0.639	0.629

註：1. 括弧內為t值。
2. 「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。
3. J-test為過度認定限制(over-identifying restrictions)的J統計量，當J統計量小於臨界值，表示無法拒絕模型過度認定的限制，p-value為J-test所對應的p值。
4. GMM估計法之工具變數包括， D_tNEER ， p_t^s ，及 y_t^s 之落後1-4期。

表4 長期彈性及調整速度

	缺口以雙邊HP 過濾法計算		缺口以單邊 HP 過濾法計算	
	OLS	GMM	OLS	GMM
通膨缺口彈性	1.186	1.453	1.296	1.757
產出缺口彈性	0.700	0.431	0.870	0.553
調整速度	3.953	4.310	4.348	4.425

註：長期彈性計算方式為：表3之變數係數估計值/(1-前期項係數)。
調整速度計算方式為：1/(1-前期項係數)。

3. 實證穩健性分析

本節進行新台幣名目有效匯率反應函數
穩健性分析，說明如下。

(1) 改採央行自行編製之NEER(圖2)

估計結果參見表5。其結果仍顯示，不論以單邊或雙邊HP過濾法估計產出及通膨缺口，以及不論採OLS或GMM兩種不同估計法，我國匯率政策皆具顯著反通膨及反景氣循環之特性^{註19}。

(2) 改以落後1期之通膨及產出缺口進行估計

由於匯率面對產出及通膨波動的調整行為，可能存有時間落差，因此改以落後1期之通膨及產出缺口進行估計。然因落後項不具內生性問題，故只以OLS進行估計，而不採GMM估計法。結果顯示(見表6)，我國匯率政策仍具顯著反景氣循環之特性，惟反通膨特性不顯著。推測可能係因我國物價資料

公布較具即時性，每月皆可獲得最新的物價 行為較為明顯，而無時間落差問題。
資訊，因此央行對當期通膨波動進行反應之

圖2 央行及BIS編製之NEER年增率

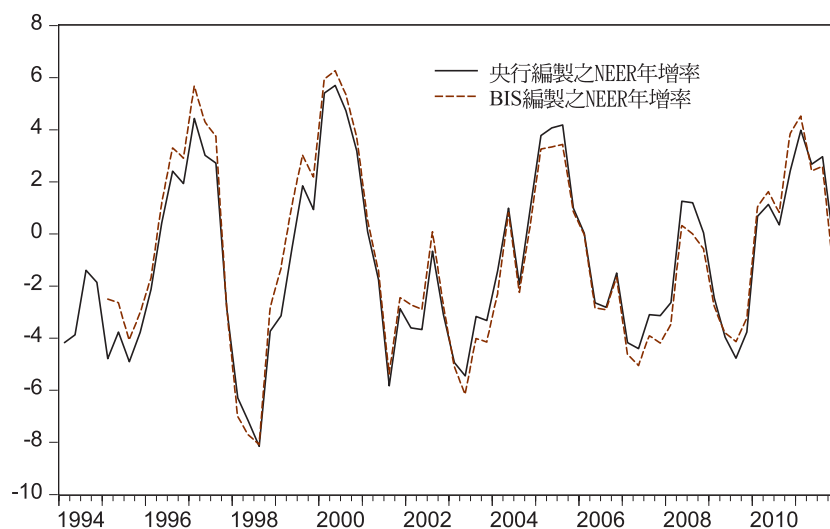


表5 央行編製之NEER實證結果

	缺口以雙邊 HP 過濾法計算		缺口以單邊 HP 過濾法計算	
	OLS	GMM	OLS	GMM
常數項	-0.211 (-1.222)	-0.067 (-0.664)	-0.094 (-0.452)	-0.065 (-1.056)
通膨缺口	0.346*** (2.661)	0.373*** (4.073)	0.376*** (3.165)	0.426*** (8.521)
產出缺口	0.204* (1.68)	0.164*** (3.349)	0.214** (2.242)	0.165*** (6.532)
前期項	0.722*** (14.308)	0.705*** (37.094)	0.751*** (18.946)	0.729*** (33.160)
J-test		4.489		14.477
p-value		0.876		0.106
adj-R ²	0.645	0.631	0.649	0.633

註：同表3。

表6 以落後一期的通膨缺口及產出缺口進行OLS估計

	缺口以雙邊 HP 過濾法計算	缺口以單邊 HP 過濾法計算
常數項	-0.187 (-1.537)	-0.107 (-0.643)
落後一期通膨缺口	0.071 (0.728)	0.124 (0.827)
落後一期產出缺口	0.125** (2.526)	0.196*** (4.163)
前期項	0.753*** (28.000)	0.749*** (19.308)
adj-R ²	0.611	0.624

註：同表3。

(3) 改以生產函數法估計產出缺口^{註20} 產出缺口與通膨缺口對名目有效匯率的影響

若改以較具經濟理論基礎之生產函數法 方向，大致顯著為正。

估計產出缺口，則就表7之估計結果顯示，

表7 以生產函數法估計潛在產出之實證結果

	通膨缺口以雙邊HP 過濾法計算		通膨缺口以單邊 HP 過濾法計算	
	OLS	GMM	OLS	GMM
常數項	0.025 (0.088)	0.109 (1.163)	0.010 (0.041)	-0.040 (-0.479)
通膨缺口	0.338** (2.232)	0.247** (2.538)	0.261 (1.644)	0.404*** (7.327)
產出缺口	0.205*** (2.743)	0.242*** (7.502)	0.181** (2.027)	0.093*** (2.996)
前期項	0.749*** (14.264)	0.766*** (33.032)	0.763*** (19.718)	0.765*** (43.868)
J-test		7.155		8.131
p-value		0.621		0.521
adj-R ²	0.642	0.637	0.636	0.626

註：同表3。

根據上述各種穩健性分析顯示，我國匯率政策具反通膨及景氣循環之特性大致具實證上的穩健性。

4. 不同樣本起點之估計結果

接下來，我們採用「固定尾端樣本點、

逐次縮減最初樣本點」之方式，並以OLS法^{註21}進行模型在1994年第1季至2002年第4季間不同樣本起點之估計(樣本端點皆為2011年第4季)，將不同樣本起點下通膨缺口係數與產出缺口係數列於圖3與圖4中，以檢視估計

係數之穩定性。

根據圖3，通膨缺口係數約在1998年及1999年出現數值較前後期為低的情況，其可能原因為1998-1999年間的亞洲金融危機，使得匯率對通膨波動的反應相對較產出波動

低，但平均而言(忽略1998-1999年間)通膨缺口係數約在0.2至0.3區間變動，其變動範圍不大。而圖4則顯示，產出缺口係數相對較通膨缺口穩定，平均而言約在0.1至0.2區間變動。

圖3 不同樣本起點下通膨缺口係數

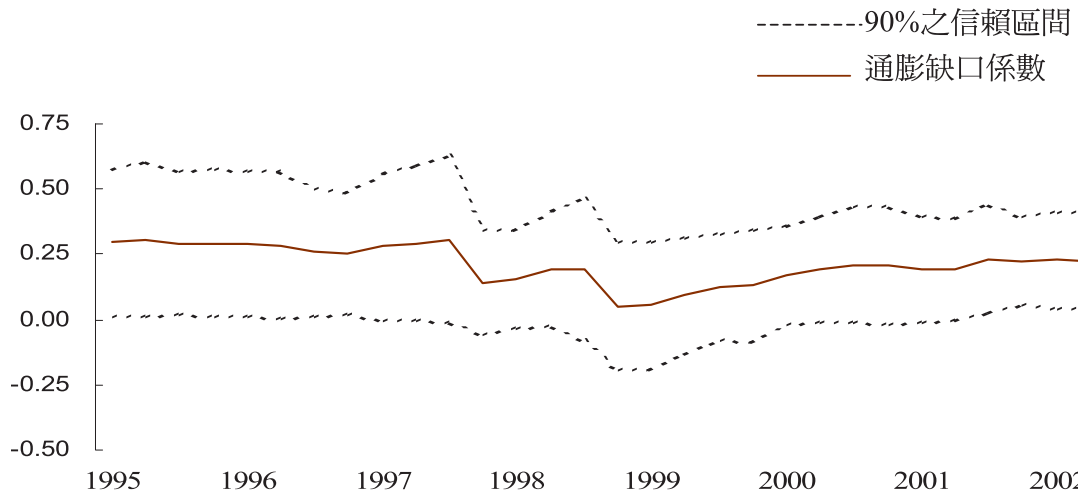
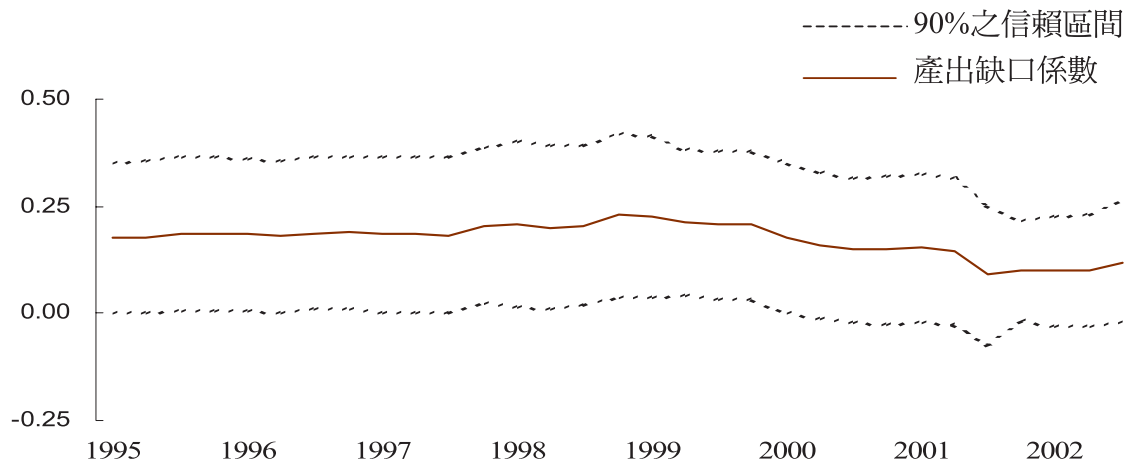


圖4 不同樣本起點下產出缺口係數



肆、台、星、韓、日、中五國之匯率反應函數

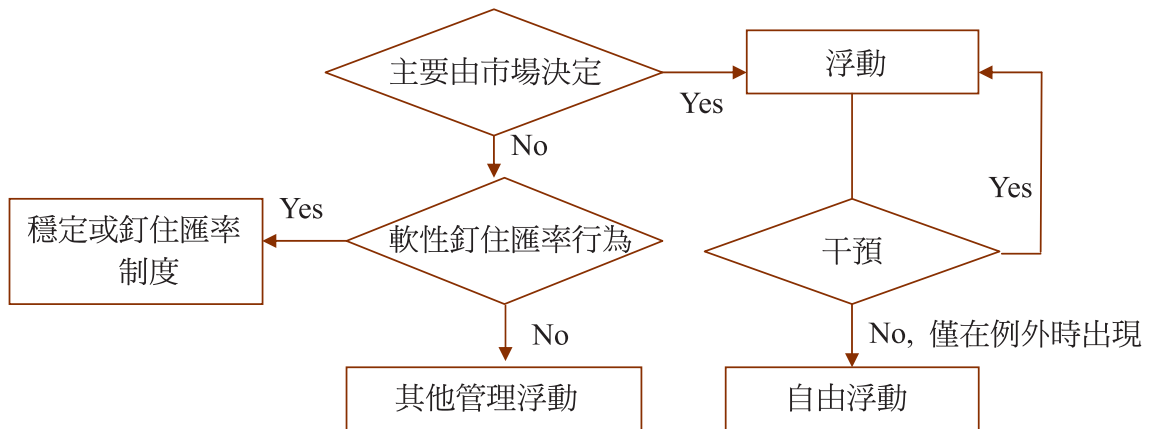
本節嘗試比較台灣、新加坡、南韓、日本以及中國大陸五國政府(以下簡稱台、星、韓、日、中)在面對經濟基本面(通膨及產出)波動時，若配合管理匯率方式達成目標時，各國名目有效匯率反應函數之實證結果。

一、星、韓、日、中匯率制度

根據IMF(2011a)對星、韓、日、中之匯率制度分類^{註22}(見圖5與表8)，新加坡為採其他管理浮動(other managed arrangement)匯率制度的國家；南韓採浮動匯率制度(floating)

^{註23}；日本採自由浮動(free floating)匯率制度。然根據日本央行公布之購買美元的干預日資料(1991年4月1日至2011年3月31日)顯示，除2005年至2009年沒有干預資料外，其餘各年日本央行皆有公開購買美元之干預數據。而中國大陸雖於2005年起宣稱改採管理浮動匯率制度，但IMF仍將其歸類為採釘住匯率(crawl-like arrangement)制度國家，因其在過去主要採釘住美元之策略。故而星、韓、日、中四國皆有對匯率進行干預之行為。

圖5 IMF匯率制度分類方法



資料來源: Habermeier et al(2009)。

表8 星、韓、日、中匯率制度類別 (根據於IMF(2011a))

	新加坡	南韓	日本	中國大陸
匯率制度	其他管理浮動匯率	浮動匯率	自由浮動匯率	釘住匯率制度 (釘住美元)
期間	2009~ (2008年以前為管理 浮動匯率)	2009~ (2008年以前為獨立 浮動匯率)	2009~ (2008年以前為獨立 浮動匯率)	2010~ (2009年以前為穩定 匯率)

- 註：1. IMF於2009年增加浮動與自由浮動匯率制度兩個類別，取代原先的管理浮動與獨立浮動(independent floating)兩類別。
 2. 浮動匯率制度特色為：其匯率主要由市場決定，但該國仍可透過間接或直接干預以應付過度的匯率波動。
 3. 自由浮動匯率制度的干預行為僅會在市場失衡時出現，且官方會公開干預資料。
 4. 其他管理浮動匯率制度之特色為：干預行為較浮動匯率制度頻繁，沒有釘住他國貨幣，但匯率亦非主要由市場決定。

二、星、韓、日、中四國之資料來源 與相關變數處理

四國名目有效匯率資料皆來自BIS，而實質GDP (皆為本國幣計價，以美元計價之實證結果參見附錄2^{註24})、消費者物價指數等數據主要根據各國官方公布之資料。然而，

因中國大陸未公布每季實質GDP與CPI水準值，故改以經濟成長率($\dot{y}$)及通膨率($\dot{p}$)做為名目有效匯率反應函數之解釋變數^{註25}。其餘三國仍採產出缺口(y_t^g)及通膨缺口(p_t^g)進行實證。各國通膨缺口及產出缺口的估計方式見表9。

表9 模型變數說明與資料來源

國家變數	新加坡	日本	南韓*	中國大陸
通膨缺口 ($\dot{p} - \dot{p}^*$)	1. 採HP過濾法計算 $\dot{p}^*$ 。 2. 將取對數的季調後CPI年增率減去 $\dot{p}^*$ 。	1. 採HP過濾法計算 $\dot{p}^*$ 。 2. 將取對數的季調後CPI年增率減去 $\dot{p}^*$ 。	1. 1998Q1-2011Q4的 $\dot{p}^*$ 之資料為南韓央行公布之通膨目標值；1994Q1-1997Q4則以HP法平滑後而得。 2. 將取對數的季調後CPI年增率減去 $\dot{p}^*$ 。	以CPI年增率代替。
產出缺口 (y_t^g)	1. 採HP過濾法計算潛在產出。 2. 將取對數的季調後實質GDP減去潛在產出。	直接採OECD公布之日本產出缺口的估算數。	1. 採HP法過濾法計算潛在產出。 2. 將取對數的季調後實質GDP減去潛在產出。	以經濟成長率代替。

註：此處HP過濾法皆採雙邊估計方式。

*南韓於1998年起改採通膨目標機制。

三、名目有效匯率反應函數之各國實證結果

新加坡、南韓、日本及中國大陸四國名目有效匯率反應函數的模型設定皆與台灣相同，本文比較各國匯率函數採OLS (包含Newey-West型式之HAC共變異矩陣估計值)及GMM兩種估計法的實證結果。

1. OLS估計結果之比較

將五國採OLS估計法之匯率反應函數實證結果列於表10。結果顯示，台、星兩國的匯率反應行為大致相似，皆顯著具反景氣循環之特性，亦具反通膨之特性，惟新加坡的通膨缺口係數不顯著。顯示，兩國匯率變動大致依據其經濟基本面的通膨與景氣波動程度進行調整，具穩定經濟之作用。

南韓產出缺口係數顯著為正，而其通膨缺口係數則顯著為負，表示南韓匯率政策有反景氣循環現象，但顯著不具有反通膨特性。Park (2008) 以1999年1月至2007年8月的資料進行實證，但其結果為南韓匯率顯著具有反通膨之特性。本文結果與其不同之可能原因為，除了本文採季資料，而Park (2008) 係採月資料外，且於1997年亞洲金融危機和2008年全球金融風暴時，韓國藉由大幅貶值(見圖6)以增強出口競爭力^{註26}，可能因而導致南韓國內出現高通膨的現象，而Park (2008) 之樣本期間未包含兩次金融危機期間。

日圓匯率政策則不具反景氣循環特性，可能原因為，日本為全球最大淨債權國，因此當國際金融情況存在不確定性時，國際資金易流向日圓進行避險，如根據圖6，在2008年全球金融危機發生後，雖日本國內經濟呈現低迷，惟國際資金流入相對安全的日本金融性資產，致使日圓呈現升值走勢。故而即使日本央行欲透過買賣外匯，以引導日圓匯率走向來反映產出變動，結果可能因日圓具國際避險性質，日本央行仍無法有效改變匯率走向以反應國內景氣^{註27}。

而中國大陸之匯率反應函數則雖不具反景氣循環，但顯著具反通膨特性。推測可能原因為，中國大陸於2005年7月21日進行人民幣匯率機制改革，雖宣布不再釘住美元，而改採管理浮動匯率制度，然而，於2008年-2009年的全球金融危機期間，人民幣又重歸緊釘美元的匯率制度(於2010年6月再次宣布恢復管理浮動匯率)^{註28}，故可能因而導致其不具反景氣循環之特性。

觀察人民幣名目有效匯率年增率與經濟成長率在不同期間的共變異係數(見表11)，其中，1994-2004年期間兩者關係為負向(釘住美元，故而人民幣匯率可能因此不具反景氣特性)，而在2005-2007年期間兩者則改為正向關係(改採管理浮動機制，故可能因此轉為具反景氣特性)，但在2008-2011年則又轉為負向關係，因此中國大陸之匯率波動是否反映其經濟基本面，可能與其係採管理浮

動或釘住美元之匯率政策有關。

經濟波動，或是該國貨幣當局無法有效影響

然而，各國匯率變動不符合經濟基本
面時，其可能原因除了上述所提，該國貨幣當
局在干預匯率時，沒有同時考量通膨波動或

匯率方向之外，亦可能係因該國貨幣當局並
非以管理匯率方式達成政策目標。

表10 各國匯率反應函數估計結果-OLS (含HAC共變異矩陣估計值)

國家	係數	通膨缺口 (β)	產出缺口 (γ)	前期項係數 (ρ)	adj-R ²
台灣		0.297* (1.732)	0.177* (1.676)	0.747*** (14.374)	0.64
新加坡		0.138 (1.134)	0.170*** (3.370)	0.745*** (13.060)	0.69
南韓		-3.646*** (-4.035)	0.620** (2.348)	0.666*** (10.341)	0.62
日本		3.426*** (7.288)	-0.820*** (-3.141)	0.723*** (13.542)	0.67
中國大陸		0.197* (1.922)	-0.454 (-1.044)	0.796*** (10.963)	0.67

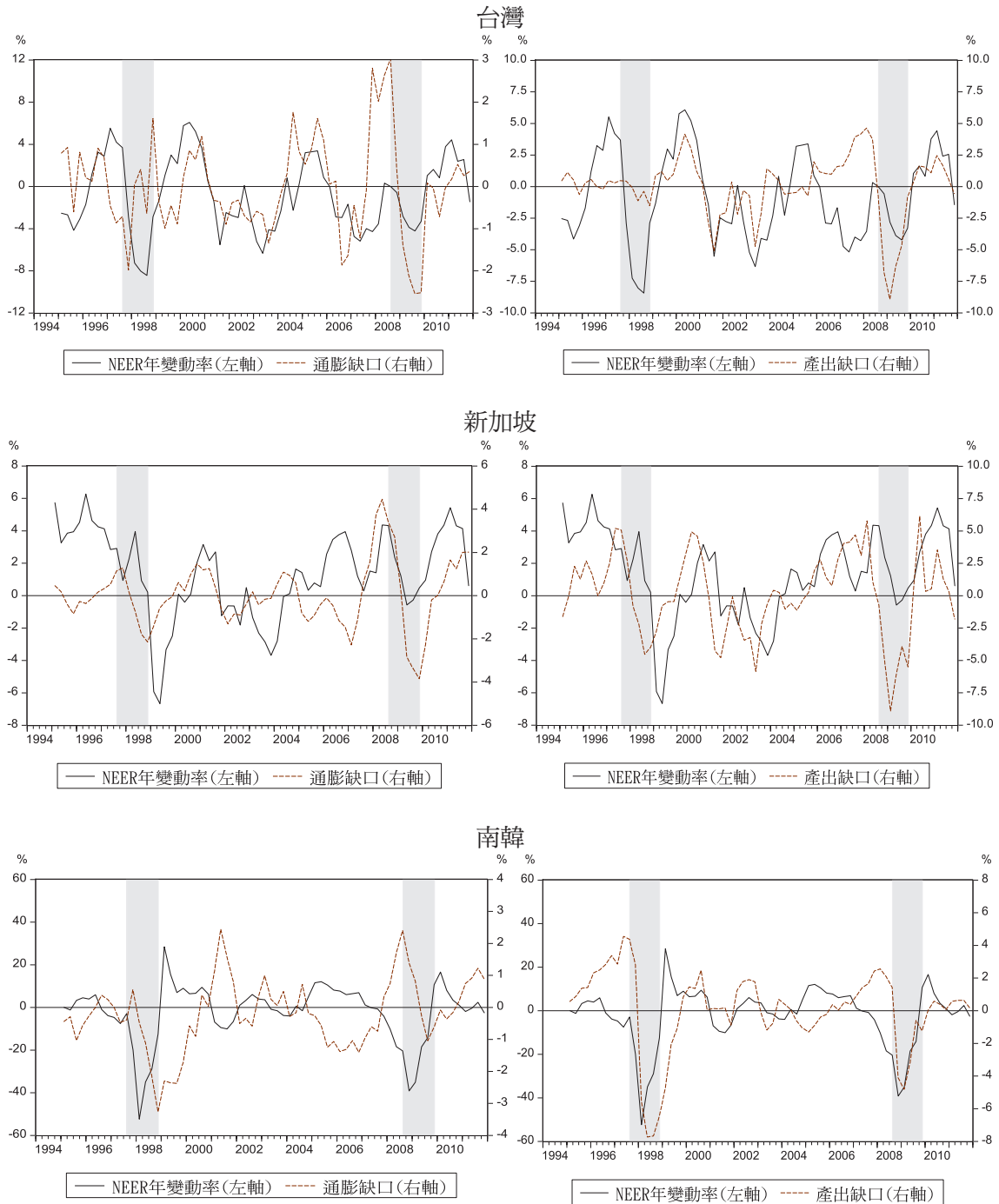
註：1. 樣本期間皆為1994年第1季-2011年第4季

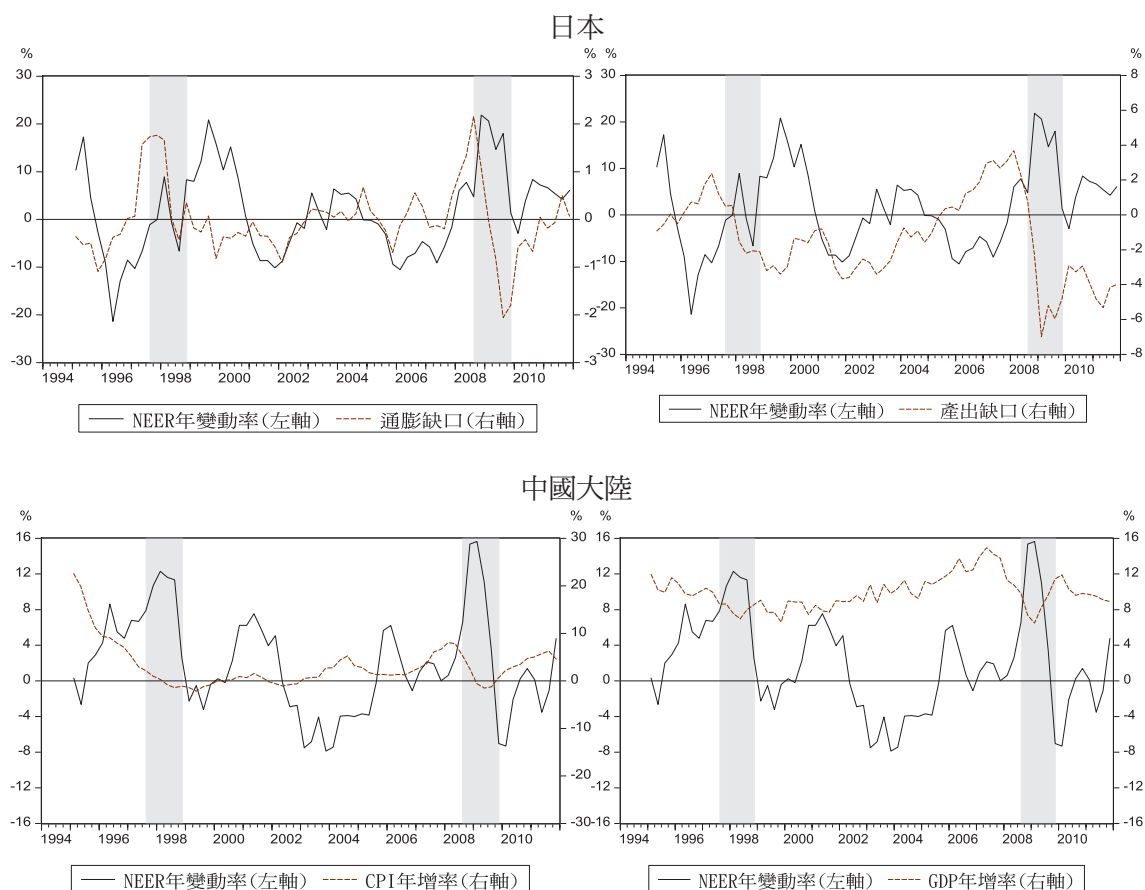
2. 其餘同表3。

表11 不同期間之人民幣D4NEER與經濟成長率之共變異數

樣本期間	1994-2011	1994-2004	2005-2007	2008-2011
共變異數	-3.611	-2.635	1.493	-7.869

圖6 台星韓日中NEER變動與通膨缺口及產出缺口





註：陰影區為亞洲(1997-1998年)及全球金融危機(2008-2009年)期間。

2. GMM估計結果之比較

將五國採GMM估計法之匯率反應函數實證結果列於表12。其估計結果大致與採OLS估計時相同，即台、星兩國匯率變動皆依據其經濟基本面的通膨與景氣進行調整（皆顯著），具穩定作用。而南韓仍顯著不具反通膨特性，日本及中國大陸則仍顯著不具反景氣循環特性。

根據上述實證結果可發現，台、星兩國其匯率對通膨和產出缺口關係大都顯著為正，顯示兩國政府可能透過管理匯率方式，

來減緩國內通膨及產出的波動。而南韓則可能因其在景氣衰退期間，政府透過大幅貶值方式因應，間接促使物價上升，而後又大幅升值以致於產出缺口係數可能出現負值（以GMM估計時）。

至於日本及中國大陸兩國之匯率政策則仍具反通膨之特性，但不具反景氣循環特性。綜言之，除南韓的產出缺口係數轉為不顯著且為負外，各國名目有效匯率反應函數以GMM估計或以OLS估計之結果大致不變。

表12 各國匯率反應函數估計結果-GMM

國家 \ 係數	通膨缺口 (β)	產出缺口 (γ)	前期項係數 (ρ)	adj-R ²	J-test
台灣	0.337*** (3.090)	0.100* (1.878)	0.768*** (32.296)	0.63	10.888 (0.283)
新加坡	0.138* (1.711)	0.173*** (4.765)	0.706*** (39.528)	0.68	6.389 (0.700)
南韓	-4.297*** (-35.447)	-0.163 (-0.742)	0.751*** (24.148)	0.60	8.451 (0.489)
日本	4.600*** (9.278)	-0.865*** (-4.354)	0.721*** (22.559)	0.67	7.116 (0.625)
中國大陸	0.364*** (4.922)	-0.430*** (-4.298)	0.817*** (26.503)	0.70	10.501 (0.311)

註：1. 樣本期間皆為1994年第1季至2011年第4季。

2. 其餘同表3。

伍、結 論

本文根據1994年第1季至2011年第4季之新台幣名目有效匯率反應函數實證結果，分析在面對通膨及產出波動時，我國的匯率變動是否反應兩者的波動以達成穩定之效果。此外，亦進行比較鄰近亞洲國家的匯率反應函數，包括新加坡、南韓、日本及中國大陸。

根據實證結果，顯示：

1. 就新台幣名目有效匯率反應函數實證結果顯示，我國匯率政策顯著具反通膨及反景氣循環之特性。其中

(1) 若通膨及產出缺口皆以雙邊HP 過濾法估算，不論以OLS或GMM進行估計，其實證結果皆顯示，當實際產出高於潛在產出時，NEER會上升(即新台幣升值)，以抑制過熱的景氣；而當通膨率高於央行目標時，央

行則允許NEER上升，以減輕物價上漲的壓力。

(2) 若考慮央行決策的即時性，改採單邊HP 過濾法進行估計時，產出缺口和通膨缺口的估計係數皆為正，且較採雙邊HP 過濾法估計時顯著。

(3) 依穩健性分析，不論改採央行編製之NEER、以落後1期之通膨及產出缺口作為解釋變數，或改以較具經濟理論基礎的生產函數法估計產出缺口，或以轉換為美元計價之產出缺口進行實證(附錄二)，其結果顯示，我國匯率政策具反通膨及景氣循環之特性大致具有實證上的穩健性。

2. 比較台、星、韓、日、中之名目有效匯率反應函數實證結果顯示：

(1) 台、星兩國的匯率政策行為大致相

似，皆顯著具反景氣循環及反通膨之特性，惟新加坡的通膨缺口係數較不顯著。

(2) 南韓通膨缺口係數顯著為負，代表其匯率政策不具有反通膨之特性。此可能與韓元在過去曾透過大幅貶值以因應金融危機，導致南韓國內出現高通膨的現象使得匯率不具反通膨特性。而因應景氣變化部分，在以OLS估計時南韓匯率政策具反景氣循環特性，惟以GMM估計時則無。

(3) 日圓匯率不具反景氣循環特性，可能與國際資金易流向日圓進行避險，且日本央行無法有效改變匯率走向以反映國內景氣，故而導致即使日本國內經濟呈現低迷，匯率卻仍可能呈現升值之狀況有關。

(4) 中國大陸匯率政策具反通膨但不具反景氣循環的特性，推測原因可能與人民幣

過去大致採釘住美元策略有關。

(5) 惟各國匯率變動不符合經濟基本面時，其可能原因除了該國貨幣當局在管理匯率時，沒有同時考量通膨波動或經濟波動，或是該國貨幣當局無法有效影響匯率方向之外，亦可能係因該國貨幣當局並非以管理匯率方式達成政策目標(Park (2008))^{註29}。故而每個國家不同的匯率管理方式，亦可能導致其匯率反應函數背後涵義有所不同。

3. 本文匯率反應函數的解釋變數和泰勒法則之解釋變數相同，皆假設央行在執行匯率或貨幣政策時只關心通膨和產出波動，然而尚有其他因素，如國際資金流入等，可能會影響央行的匯率反應行為，此可為未來研究方向。

附 註

(註1) 吳致寧等 (201)及林依伶等 (2012) 進行利率法則之分析，其實證結果大致顯示，央行原則上採取反景氣循環及抗通膨之貨幣政策，且維持匯率之「動態穩定」亦為央行貨幣政策重要目標。

(註2) 2010年世界銀行常務董事Sri Mulyani指出，亞洲經濟體面對美國實施第二次量化寬鬆政策可能使該地區之股票、匯率及房地產市場面臨資產泡沫的威脅，見Barry Porter(2010)。此外Joseph Stiglitz也曾指出，Fed與ECB採取量化寬鬆政策，對於全球經濟復甦並無幫助，此舉反而使得全球陷入混亂。這種流動性氾濫(flood of liquidity)會造成外匯市場的不穩定，大量流出的美元，使得新興國家市場的貨幣持續升值。而在Fed宣布第二次量化寬鬆政策後，Stiglitz更公開表示新興市場國家需要以資本管制來處理大量流入的熱錢以確保經濟體系的穩定，見Walter Brandimart(2010)及Chris Lewis(2010)。

(註3) 詳見Ostry *et. al* (2012)。

(註4) 例如，Hammond (2012) 說明現行採用通膨目標機制之27個國家中，大多數皆採用整體消費者物價指數(Headline CPI)為目標而非核心物價指數，其理由為，1、以月資料的基礎下，CPI 的資料易取得；而核心物價指數波動度較低且可能會對政策利率過於反應。以南韓為例，在2000年至2006年間使用核心CPI，而目前改採主要CPI。2、核心CPI的衡量通常剔除食物等因素，然在一些發展中國家，其食物占CPI約40%，因此將它剔除可能會喪失可信度。

- (註5) 包括巴西、智利、哥倫比亞、捷克、匈牙利、印尼、南韓、墨西哥、祕魯、波蘭、羅馬尼亞、斯洛伐克、泰國和土耳其等國，樣本期間為該國採行通膨目標機制至2010年。(斯洛伐克於2009年加入歐元區，自此改採歐元區之貨幣政策)。
- (註6) 然Ostry et al.(2012)說明央行不該持續干預外匯，而是需透過干預來紓緩匯率偏離之狀況。
- (註7) 該文之估計結果顯示，通膨缺口之係數較產出缺口來得大，因此說明MAS之匯率政策以追求物價穩定為首要目標
- (註8) 該文針對被解釋變數名目有效匯率，有兩種處理方式，第一種為名目有效匯率取對數後一階差分，第二種為匯率缺口，潛在名目有效匯率以HP 過濾法處理。
- (註9) 若樣本期間改為1998年1月至2007年8月，則產出缺口係數雖仍為正但轉為不顯著。
- (註10) MaCallum (2006) 提出貨幣當局應該以利率或是匯率為政策工具之重點，主要是決定於出口對產出之比例。當出口對產出之比例增加時，則貨幣當局以匯率為重點較為適切。
- (註11) 參見《中華民國中央銀行之制度與功能》。
- (註12) 詳見中央銀行理監事聯席會議決議(201)，中央銀行新聞稿245號。
- (註13) 本文主要參考Cavoli and Rajan (2007)乙文，並嘗試修正其推導過程之筆誤，得到匯率反應函數式(1)之形式。
- (註14) 實證文獻中，亦常見在政策反應函數中加入前瞻性變數，如 $E_t \pi_{t+k}$ 和 $E_t y_{t+k}$ 。故作者亦有嘗試以前瞻性通膨及產出缺口作為解釋變數，惟估計結果不符理論預期，此與徐千婷 (2005) 的結論相同，即當期的通膨及產出缺口較能適切反應我國匯率走向。
- (註15) 此處使用Newey and West (1987) 的估計量計算最適加權矩陣，為一具異質且序列相關之一致性 (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent, HAC) 的估計式。
- (註16) BIS有效匯率指數基期年為2005年，且係採61個貿易對手國作為一籃子定義下計算而得的名目有效匯率。
- (註17) 一般文獻常用之HP 過濾法為雙邊移動平均的概念，以此概念計算而得的趨勢，會利用到樣本全期的資訊；惟就施政的觀點而言，政策研擬的當下並未擁有全樣本的資訊，因此在進行政策法則估計時，使用雙邊HP 過濾法可能會發生資料訊息上的錯誤，使得估計結果發生偏誤。Stock and Waston (2003)和Mehra (2004) 在計算缺口時，皆使用單邊的HP 過濾法進行估計。
- (註18) 本文按照Hodrick and Prescott (1997) 的建議，設定為1600。
- (註19) 以央行編制之NEER所得之產出及通膨缺口係數皆大於採BIS編制之結果，其可能原因與兩者走勢雖一致但有時波動大小仍不同有關。
- (註20) 估計方法詳見附錄1。
- (註21) 因GMM估計法需放置工具變數，故其自由度較低，因此未以GMM估計法進行係數穩定之檢定。
- (註22) 台灣非屬IMF會員國，故不在分類中，然依據央行歷年理監事聯席會，台灣係採管理浮動匯率制度。
- (註23) IMF(2010)將南韓重新追溯定義為浮動匯率制度國家(在之前南韓被定義為採自由浮動匯率制度)。參見IMF(2010)及IMF(2009)。而Reinhart and Rogoff(2004)的匯率分類，是以一國家實際上所採行的匯率制度作分類，而非該國央行官方宣稱的匯率制度。其分類更新至2007年，依據Reinhart and Rogoff的匯率分類，南韓在1994年4月至1997年11月匯率是釘住美元，1997年12月至1998年6月為浮動匯率，1998年7月至2004年11月為管理浮動匯率，2004年至2007年12月為釘住美元匯率。可詳見Reinhart 個人網站 <http://www.carmenreinhardt.com/research/publications-by-topic/exchange-rates-and-dollarization/>
- (註24) 由於以本國幣計價和以外國幣計價資料進行實證，得到的結果可能會不同，故本文亦曾嘗試改以美元計價之產出缺口進行實證，詳見附錄2。其結果顯示台灣及新加坡兩國匯率政策仍顯著具有反景氣循環之特性，惟通膨缺口係數之估計值皆不顯著為正。然而，因各國未公布各季美元計價之實質GDP值，故在進行估計時，可能會牽涉到轉換匯

率的問題，因此對於結果需謹慎解讀。

(註25) 以實質GDP成長率減去潛在GDP成長率為較適合的產出缺口代理變數，而本文僅以實質GDP成長率作為產出缺口代理變數，背後係隱含潛在GDP成長率為固定常數，詳見Kwan, C. H. (2012)。

(註26) 然而，當時國際資金外移亦可能促使韓元的大幅貶值。

(註27) 實證結果顯示日圓匯率顯著具反通膨特性，但在日本央行無法有效改變匯率走向的背景下，造成該情況的可能原因為，日本通膨及日圓升值在各受不同因素影響下，恰成正向走勢。例如2008年下半年受國際原物料價格走高影響，導致日本通膨上升；而另一方面，因日圓避險角色關係，國際資金流入導致日圓升值，詳見Obstfeld(2009)。

(註28) 參見IMF(2011b)。

(註29) 因此匯率反應函數可能不適用來描述其貨幣當局的政策行為，然而，即便如此，若一國屬新興市場，則央行搭配匯率干預操作來達成雙目標的社會福利較大(Ostry et. al (2012))。

(註30) 根據Cavoli and Rajan (2007)之附錄二，其在求解過程中存在一些筆誤，例如極大化(max)目標函數應改為極小化(min)等，本文於參考Ljungvist and Sargent (2000)乙文後，已重新推導並嘗試修正多數筆誤。

(註31) 根據Ljungvist and Sargent (2000)，極小化過程主要根據下列法則： $\frac{\partial x'Ax}{\partial x} = (A + A')x$; $\frac{\partial y'Bz}{\partial y} = Bz$; $\frac{\partial y'Bz}{\partial z} = B'y$ 。

(註32) 因中國大陸未公布每季實質GDP水準值，故無法計算美元計價之產出缺口。

(註33) 由於各國未公布各季美元計價之實質GDP值，故在進行估計時，可能會牽涉到轉換匯率的問題，因此對於結果需謹慎解讀。

參考文獻

- 林依伶、張志揚與陳佩玗(2012)，「台灣利率法則之實證研究-考慮匯率變動之不對稱性效果」，《中央銀行季刊》，第三十四卷第一期，39-62。
- 徐千婷（2005），「台灣的匯率管理與匯率反應函數—兼論新加坡的匯率政策」，《中央銀行季刊》，第二十七卷第三期，79-96。
- 吳致寧、李慶男、張志揚、林依伶、陳佩玗與林雅淇（2011），「再論台灣非線性利率法則」，《經濟論文》，第三十九卷第三期，頁307-338。
- 楊雅惠與許嘉棟（2005），「新臺幣匯率與央行干預行為」，《臺灣經濟預測與政策》，第三十五卷第二期，23-41。
- Ball (1999), "Policy rules for open economies," In: *Monetary Policy Rules* (ed. Taylor J. B.), pp.127-56. University of Chicago Press, Chicago.
- Barry Porter (2010), "World Bank Says Asia May Need Capital Controls to Curb Bubbles," Bloomberg, November 9.
- Cavoli, T. and R. S. Rajan (2007), "Managing in the Middle : Characterizing Singapore's Exchange Rate Policy," *Asian Economic Journal*, 21(3), 321-342.
- Chen, Nan-Kuang , Ya-Chu Kuo and Hung-Jen Wang (2010), "The Reaction Functions of the Interest Rate and Foreign Exchange Intervention- the Case of Taiwan," 紀念陳昭南院士學術研討會
- Chris Lewis (2010), "Stiglitz Urges Capital Controls to Curb "Hot Money"," Reuters, November 11.
- Dahl, Christian. M. and Melody Lo (2005), "Assessing Exchange Rate Pass-Through : A New Empirical Approach," *Manuscript*, Purdue University.

- Habermeier, K., A. Kokenyne, R. Veyrune, and H. Anderson (2009) “Revised System for the Classification of Exchange Rate Arrangements,” IMF Working Paper No.09/211.
- Hammond, G (2012), “State of the Art of Inflation Targeting – 2012,” Centre for Central Banking Studies Handbook-No.29.
- Harvey, A C (1985), “Trends and Cycles in Macroeconomic time series,” *Journal of Business and Economic Statistics* 3: 216-227.
- Hodrick, R.J. and E.C. Prescott (1997) “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, credit and Banking*, Blackwell Publishing, 29(1), 1-16.
- IMF (2009), “IMF Annual Report Annual Report on Exchange arrangements and exchange restrictions”.
- IMF (2010), “IMF Annual Report Annual Report on Exchange arrangements and exchange restrictions”.
- IMF (2011a), “IMF Annual Report Annual Report on Exchange arrangements and exchange restrictions”.
- IMF (2011b), “People’s Republic of China: 2011 Article IV Consultation” *IMF Country Report*, No. 11/192.
- Kwan, C. H. (2012), “The Business Cycle in China since the Lehman Crisis ,” Macroeconomic Conference, Nomura Foundation.
- Ljungqvist, L. and T. Sargent (2000), “Recursive Macroeconomic Theory,” MIT Press, Cambridge, UK.
- McCallum, B. T. (2006), “Singapore's Exchange Rate-Centered Monetary Policy Regime and its Relevance for China,” *MAS Staff Paper*, No. 43.
- Mehra, Yash P. (2004) "The Output Gap, Expected Future Inflation and Inflation Dynamics: Another Look," *Topics in Macroeconomics*: 4(1), Article 17.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), “Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation,” *International Economic Review* 28, 777-787.
- Obstfeld, M. (2009), “Time of Troubles: The Yen and Japan’s Economy, 1985-2008”. Mimeo, University of California, Berkley.
- Ostry, Jonathan D., Atish R. Ghosh, and Marcos Chamon (2012), “Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economics,” *IMF Staff Discussion Note*, SDN/12/01, Feb. 29.
- Park, Won-Am(2008), “Inflation Targeting and Exchange Rate Management in Korea,” Hongik University.
- Parrado, E. (2004), “Singapore’s Unique Monetary Policy : How Does It Work?” *MAS Staff Paper* , No. 31.
- Reinhart, C. and K. Rogoff (2004), “A Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation,” *Quarterly Journal of Economics*, 119, 1–48.
- Scheibe, J. (2002), Middle Way Exchange Rate Regimes — the Case of Singapore, M.Phil Thesis.
- Stock, J. H., and M. W. Watson (2003), “Forecasting output and inflation: The role of asset prices,” *Journal of Economic Literature* 41:788-829.
- Tatom, John A. (1979), “Energy Prices and Capital Formation: 1972-1977,” Federal Reserve Bank of St. Louis, *Economic Review*, May, 2-11.
- Walter Brandimarte (2010), “Fed, ECB Throwing World into Chaos: Stiglitz ,” Reuters, October 6.

附錄1—匯率反應函數之推導

根據Ball (1999) 和Cavoli and Rajan (2007)，可設定開放經濟體模型如下：

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t - \beta_2 r_t - \beta_3 e_t + \varepsilon_{t+1} \quad , \quad (1)$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_1 y_t - \alpha_3 e_t + \alpha_4 e_{t-1} + \eta_{t+1} \quad , \quad (2)$$

$$e_t = \theta r_t \quad 。 \quad (3)$$

(1)式為開放經濟IS曲線，產出(y)為實質利率(r)、匯率(e)及自身落後項的函數；(2)式為開放經濟菲利普曲線，通膨受產出及匯率的落後項所影響；(3)式則為匯率和實質利率之間的連結，用以捕捉國內利率上升時，造成資金流入進而使得匯率升值的效果。所有變數皆為恆定狀態偏離值 (deviations from steady-state value)。將(3)式套入(1)式，可得：

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t - (\beta_2 / \theta + \beta_3) e_t + \varepsilon_{t+1} \quad 。 \quad (4)$$

我們可將(2)和(4)式以矩陣形式表示如下：

$$x_{t+1} = Ax_t + Be_t + \sum_{t+1} \quad , \quad (5)$$

其中， $x_t = [y_t \quad \pi_t \quad e_{t-1}]'$ 。此為Ljungvist and Sargent (2000) 之隨機最適線性控制問題 (stochastic linear optimal regulator problem)，欲求得政策變數 e_t 的最適法則，

需最小化中央銀行損失函數如下：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \lambda_{\pi} \pi_t^2 + \lambda_y y_t^2 \} \quad 。$$

較為一般化的寫法為：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ x_t' R x_t + e_t' Q e_t \} \quad , \quad (6)$$

其中， R 的對角線元素為 $[\lambda_y \quad \lambda_{\pi} \quad 0]$ ，且 $Q = 0$ 。在式(5)的限制下，極小化該損失函數，並假設value function為二次方程式 (quadratic form) $-x' P x + d$ ，則Bellman equation可描述如下^{註30}：

$$\begin{aligned} x' P x + d &= \min_e \{ x_t' R x_t + e_t' Q e_t + \beta E [x_{t+1}' P x_{t+1} + d] \} \\ &= \min_e \{ x_t' R x_t + e_t' Q e_t + \beta E [(A x_t + B e_t + \sum_{t+1})' P (A x_t + B e_t + \sum_{t+1})] + \beta d \} \quad , \end{aligned} \quad (7)$$

其中， $d = \beta(1 - \beta)^{-1} tr P \Sigma$ 。極小化(7)式所得之一階條件式為^{註31}：

$$(Q + \beta B' P B) e_t = -\beta B' P A x_t \quad ,$$

並表示成政策變數 e_t 的函數如下：

$$e_t = -\beta(Q + \beta B' P B)^{-1} B' P A x_t \quad , \quad (8)$$

而(8)式可表示為 $e_t = F x_t$ ， F 為最適政策法則的係數向量。以純量變數(scalar) 的形式，可表示為：

$$e_t = f_1 y_t + f_2 \pi_t + f_3 e_{t-1} \quad ,$$

此即為本文匯率反應函數之基礎。

附錄2—以美元計價GDP之進行各國實證

由於相對於以美元計價之淨出口值，以本國幣計價之淨出口走勢包含各幣別兌美元之升貶幅度，因此兩種不同計價方法的經濟走勢可能不同，而導致估計結果亦不同，且為比較台、星、韓、日^{註32} 各國匯率變動對產出行為的反應，本文另嘗試以美元計價之實質GDP來計算各國產出缺口^{註33}，並進行1994年第1季至2011年第4季匯率反應函數之實證。估計結果見附表及附圖。

結果顯示，台、星兩國之匯率政策皆具有顯著反景氣循環之特性，惟在通膨係數上雖仍為正向但皆不顯著；南韓則仍顯著不具反通膨特性，但顯著具反景氣循環特性。因

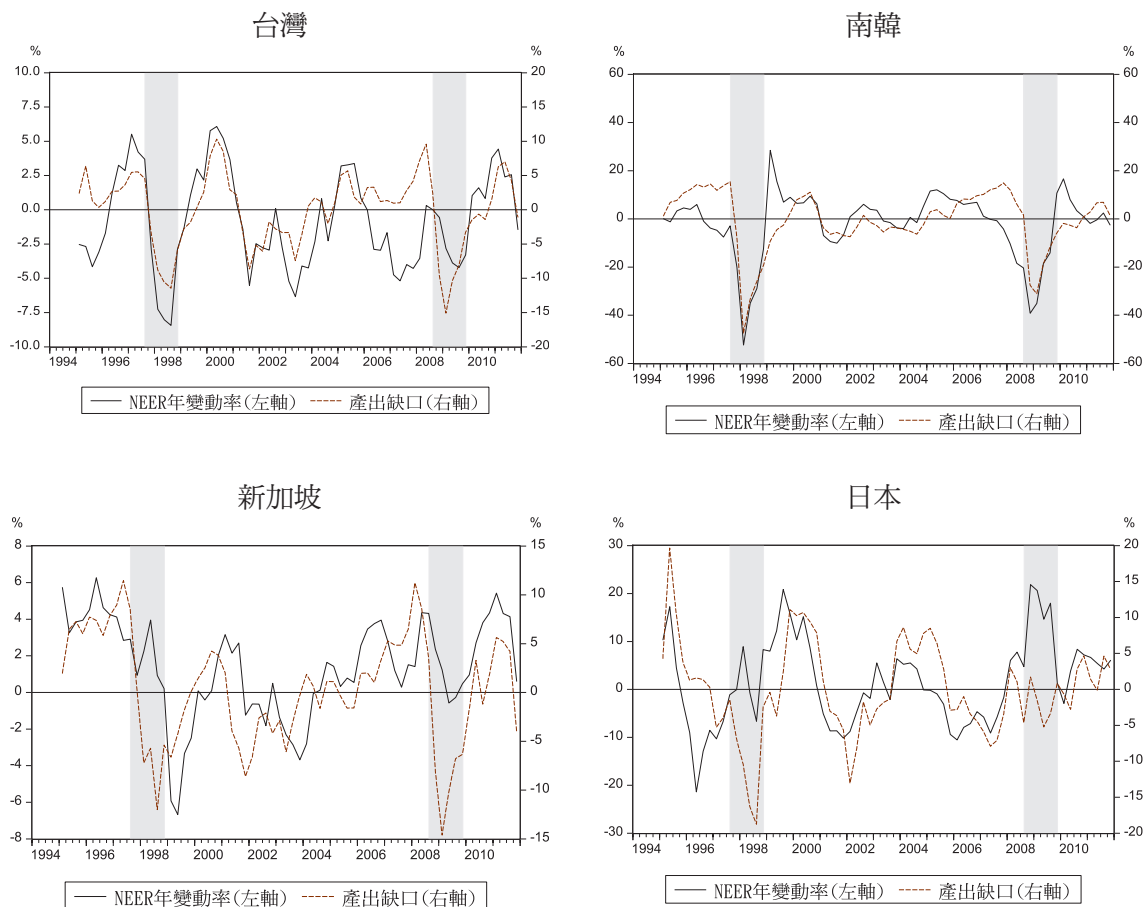
此台、星、韓三國之產出缺口係數皆較以本國幣計價時顯著且為正，而通膨缺口之t值則變得較小或轉為不顯著，推測可能原因為以美元計價之產出缺口波動變大，故而名目有效匯率之變動轉為主要由產出缺口的變動來解釋(而通膨缺口的解釋力則降低)。

而日本則顯著具反通膨特性，但以美元計價之產出缺口係數轉為正向，因此日圓計價較以美元計價之產出缺口走勢差異大(甚至相反)。造成此結果的可能因素為，日圓易在全球景氣衰退時出現升值(此可能與日圓具避險角色有關)，而使日圓計價的產出缺口呈現負向的頻率變多。

附表 以美元計價之各國匯率反應函數-OLS

國家 \ 係數	通膨缺口 (β)	產出缺口 (γ)	前期項係數 (ρ)	adj-R ²
台灣	0.013 (0.099)	0.232*** (2.732)	0.608*** (5.113)	0.7
新加坡	0.086 (0.837)	0.117*** (3.569)	0.704*** (13.239)	0.71
南韓	-3.604*** (-3.324)	0.363*** (2.826)	0.506*** (6.307)	0.68
日本	2.680*** (4.557)	0.129** (2.087)	0.784*** (19.716)	0.64

附圖 台、星、韓、日之NEER變動與以美元計價之產出缺口



附錄3—生產函數法之說明

本文生產函數法的設定主要參考Tatom (1979)，假定產出遵循固定的生產函數模式，隨生產要素(資本存量、就業人口)投入量的變化而增減。此外，由於能源價格的變動影響投資及生產的決策，因此將油價加入生產函數中。生產函數設定如下：

$$Y_t / L_t = f(K_t / L_t, P_t^{oil} / PGDP_t)$$

其中，K為資本存量；L為勞動力； $P_t^{oil} / PGDP$ 為油價對GDP平減指數的相對價格。

而促進經濟發展之因素並不侷限於要素投入量的增加，常因某些非經濟因素(教育、研究發展、金融制度變革)而發生，一概稱之為「技術進步」。於是於生產函數中另加入代表技術進步的時間趨勢項A：

$$Y_t / L_t = f(K_t / L_t, P_t^{oil} / PGDP_t, A_t)$$

估計時，本文係採二階段估計法進行估計。首先對(1)式進行參數估計：

$$\log(Y_t / L_t) = c_0 + c_1 \log(K_t / L_t) + c_2 \log(P_t^{oil} / PGDP_t) \quad (1)$$

接著將(1)式的殘差項以HP filter所估得的趨勢項視為 A_t ，再對(2)式進行估計：

$$\log(Y_t / L_t) = c_0^* + c_1^* \log(K_t / L_t) + c_2^* \log(P_t^{oil} / PGDP_t) + c_3^* A_t \quad (2)$$

得到參數估計值， c_0^* 、 c_1^* 、 c_2^* 及 c_3^* 後，便可以推估實質潛在產出 Y^* 。再將經季調後 $GDP(Y^{sa})$ 與 Y^* 代入(3)式：

$$ygap_t = \ln(Y_t^{sa}) - \ln(Y_t^*) \quad (3)$$

即可得到生產函數法下的產出缺口值 ($ygap$)。

台灣地區短期通貨膨脹率之預測*

陳佩玕**

摘要

通貨膨脹率在經濟體系中扮演重要的角色，因此，維護物價穩定為各國貨幣當局最重要的政策目標，準確的預測通膨率自是相當重要的。相關文獻中，Ilek (2007) 說明採取分解(disaggregation)通膨率的各組成項目來預測通膨率，比以總合(aggregation)預測方式來得好，因為該法可以增加通膨率預測的準確性，以及提高貨幣政策的有效性。其他諸多採取分解CPI子項目之方式的實證文獻，也說明在短期預測方面，採分解方式之預測能力較佳(如Demers and Champlain (2005)、Duarte and Rua (2005)及Benalal *et al.* (2004))。

國內文獻中，對於台灣通膨率之預測，大致仍以貨幣模型、菲力普曲線模型及成本加成模型為主，且直接對CPI或是核心CPI預測，尚未見採取分解CPI子項目來進行短期通膨率之預測。因此本文嘗試分解CPI各組成項目，進行台灣地區短期通膨率之預測，以期有助改善預測之偏誤。

本文主要使用單變量模型來進行實證分析。實證樣本期間為2000年1月至2012年6月，主要分析CPI基本分類下之七大項目，為了解分解CPI子項目是否可增進預測準確度，並提供未來通膨預測的展望，參照相關文獻之作法，本文採兩種預測方式：(一)直接預測CPI變數本身；(二)先估計CPI各組成項目之預測值後，依權重總合為CPI預測值；接著透過遞迴(recursive)估計來比較兩種方式的樣本外預測結果(向前1-6期之預測)。此外，因多數文獻並未進行未來CPI年增率之預測，故本文嘗試按英格蘭銀行之作法，預測未來6個月(2012年7月至12月)之通膨率，並透過分解14個子項目，觀察哪些子項目對CPI的影響最大，以供本行制定貨幣政策參考。

* 本文初稿完成於民國102年1月。除四位匿名審稿人之悉心審閱外，撰稿期間承蒙本行嚴副總裁宗大、林處長宗耀、陳副處長一端、林副處長淑華、吳研究員懿娟、葉科長盛與張副研究員天惠給予寶貴意見，特此衷心謝忱。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處四等專員。

壹、前言

通貨膨脹率在經濟體系中扮演重要的角色，通膨率不能太高或太低，太高的通膨率會阻礙經濟成長，而太低的通膨率則有通貨緊縮的風險。因此，維護物價穩定為各國貨幣當局最重要的政策目標之一。我國中央銀行法第2條規定中央銀行的目標為促進金融穩定、健全銀行業務、維護對內對外幣值之穩定與協助經濟之成長。如何建立一套在實務上易於操作的物價預測方法，對於中央銀行貨幣政策的制定與執行相當重要。

作者於2012年2月參加英國英格蘭銀行研訓中心舉行之「危機後通膨目標機制」研習課程，其中介紹英格蘭銀行之短期通貨膨脹率預測^{註1}，主要是觀察未來6個月之通膨率，因CPI組成項目其走勢不盡相同，故其背後的經濟意涵必不盡相同，因此需要不同的模型設定。預測方式主要是分解CPI之組成項目，而後進行CPI各子項目之預測，並依各項目相對CPI權重加總，得到CPI預測值，此作法可以得到短期預測(1至6個月)的較佳結果，但在中長期預測並不理想。

許多實證文獻說明在短期預測下，採用分解CPI子項目之方式進行預測更佳(如 Demers and Champlain (2005)、Duarte and Rua (2005)及 Benalal *et al.* (2004)^{註2})。Ilek (2007)說明採取分解(disaggregation)CPI組成項目來估計通膨率，比以總合(aggregation)的方式

來得好，因為分解可以增加通膨率預測的準確度，以及提高貨幣政策的有效性。實務上，各個CPI組成項目的變化並不符合經濟理論，部分CPI之組成項目會受到政府控制物價所影響，而非來自市場的力量(例如能源價格)。然國內文獻中，對於我國通膨率之預測，大致仍以貨幣模型、菲力普曲線模型、成本加成模型為主，且直接對CPI或是核心CPI進行預測，尚未有採取分解CPI子項目來進行通膨率之預測。

本文主要貢獻在於嘗試分解CPI各組成項目，進行我國短期通膨率之預測^{註3}。實證樣本期間為2000年1月至2012年6月，以基本分類下之CPI月資料來進行分析，分解成14個子項目進行個別預測。主要使用四個模型：隨機漫步模型、自我相關迴歸模型(每個子項目以相同模型設定)、自我相關迴歸模型(每個子項目以不同模型設定)以及不可觀測成分模型。為了解分解CPI子項目是否可增進預測準確度，更能提供未來通膨預測的完善的展望，因此採取兩種預測方式：第一種為直接預測CPI變數本身；第二種則是估計不同CPI組成項目之預測值後，依權重總合為CPI預測值，來進行比較。此外，也透過分解CPI子項目來了解各CPI組成項目下，那些成分影響CPI較大，亦嘗試進行未來6個月(2012年7月至12月)之通膨率預測，

以供本行制定貨幣政策參考。

本文架構安排如下：第一節為前言，第二節為文獻探討，主要說明採取分解方式估計通膨率之文獻；第三節則說明本文所估計

的CPI之各組成項目；第四節為模型建構與實證分析，說明樣本外之預測結果以及未來6個月之通膨率預測；第五節則為結論。

貳、文獻探討

關於總合(agggregation)以及分解(disaggregation)這兩種作法從1950年代起就有許多理論上與實證上的爭論，可追溯至Theil (1954) 及Grunfeld and Griliches (1960)。Ilek (2007)整理分解經濟變數的優點，大致如下所述：(1)分解變數可增進各項目動態結構的彈性，使預測上更有效率(Barker and Pesaran (1990))；(2)分解可以完整地或是部分抵消來自各項目的殘差，可降低變異性，增加預測的有效性(Clement and Hendry(2002))；(3)透過分解有助於估計CPI各組成項目間對經濟體系衝擊的差異性。這一點對貨幣政策制定者來說很重要，他們可清楚得知通膨對經濟體系造成壓力的來源(Bils *et al.* (2003)，Demers and Champlain (2005))；(4)透過分解可以得知通膨壓力的特質，可能具有短暫性或者是永久的^{註5}。

而亦有文獻認為直接以總合變數(例如，CPI總指數)進行預測較好。Grunfeld and Griliches (1960) 認為分解過後的變數實務上不易被完美地設定，錯誤設定的模型不會增加預測準確度，特別是當有些分解的變數存

在一些衝擊。

近期有許多文獻採取分解CPI組成項目來進行CPI之預測，相關文獻整理於附錄1。諸多文獻之結果大致顯示分解CPI之組成項目能增進預測準確度^{註5}，說明如下。Demers and Champlain (2005) 使用加拿大的資料，以菲力普曲線模型^{註6} 預測每月的核心通膨率，發現分解核心CPI之各項目(6個及19個)有助於預測核心CPI年增率，特別是在短期下，因為可以改善RMSE^{註7}。

Duarte and Rua (2005) 針對葡萄牙的資料，將CPI之組成項目分成三種層次(level)^{註8}，這種分解CPI之子項目，個別進行預測，而後加權加總成CPI預測值之方式，該文稱之「由下而上方式(bottom-up approach)」，結論顯示在短期預測下(向前預測1至5期)，採用分解CPI之子項目而後加總其預測值，較直接以總合的資料(即CPI)進行預測為佳，此外若是分解CPI愈多子項目其預測準確度愈佳。

Ilek (2007)針對以色列資料，建立通膨結構模型^{註9}，其中通膨方程式採取兩種方式

估計，一種為直接估計核心CPI，另一種為分解核心CPI組成項目^{註10}。結果顯示採取分解的方式來估計通膨率，比起直接估計總合變數來得好，因為分解可以增加通膨率預測的準確性，以及提高貨幣政策的有效性。並說明實務上，各個CPI組成項目的改變並不符合經濟理論，部分CPI之組成項目會受到政府控制物價所影響，而非來自市場的力量(例如能源價格)。

Cobb (2009)使用智利的資料，來驗證使用CPI各項目之資料來預測通膨率是否對預測準確度有正面效果，將CPI之子項目分成三種層次^{註11}，使用AR模型、不可觀測成分模型及VAR模型，向前預測1、3、6及12個月，以此比較分解CPI相較於直接預測CPI是否可以更準確。結果顯示使用分解CPI這種間接方式進行預測，比起直接預測CPI來得有效率，有助於預測。

Espasa *et al.* (2002)分解美國CPI為4個子項目：能源、食物、非能源商品以及服務，發現後三項具有I(2)性質，因此針對後三項進行I(2)共整合分析。該文為了解分解CPI子項目是否能增進預測準確度，針對後三項進行預測，並總合而得到美國非能源CPI預測值，與直接預測非能源CPI之結果，進行比較。結果顯示分解CPI的方式可提供更多正確的預測，且發現預測美國非能源CPI時，單變量模型比多變量模型預測表現較佳。此外，向前預測5至12期(中期與長期)，分解

CPI的方式比起直接預測CPI來得好。

Benalal *et al.* (2004) 主要針對歐元區以及歐元區中最大的四個國家(德、法、義、西)進行分析，使用單變量(隨機漫步、ARIMA、指數平滑)及多變量(VAR、貝氏VAR及單一方程)模型，該文欲了解分解HICP(Harmonized Index Of Consumer Prices; 調和的消費者物價指數)子項目(非加工食物、加工食物、非能源製造品、能源及服務類)的間接方式來進行預測是否比直接預測HICP(或HICPX^{註12})來得好；結果顯示在12期與18期之下，直接預測HICP結果較佳，而短期(1至6個月)之下，間接預測較佳。

國內預測通貨膨脹率的文獻眾多，但不乏是採用貨幣模型、成本加成模型以及菲力普曲線模型進行預測。例如：侯德潛與徐千婷(2002)主要使用貨幣學派之P*模型^{註13}與菲力普曲線模型，結果顯示兩模型均能夠解釋台灣物價變動，然P*模型對台灣物價變動的預測能力不如菲力普曲線模型。而葉盛與田慧琦(2004)，同時使用季節ARIMA模型、貨幣模型、成本加成模型以及菲力普曲線模型，結果顯示季節性ARIMA模型較無法捕捉物價變動趨勢的轉折點，而貨幣模型則明顯高估，因此相對上，以成本加成模型與菲力普曲線模型對預測物價變動較具價值。

由此可知，國內文獻中尚未有採取分解CPI之組成項目之方式，進行CPI之短期通膨預測。因此，本文主要貢獻為國內首篇嘗

試分解CPI各組成項目，進行我國短期通膨率之預測，並與直接預測CPI進行比較，以了解是否分解CPI子項目可捕捉更多有用資

訊，使得通膨預測更加準確，以供本行制定貨幣政策之參考。

參、CPI之組成項目

本文以樣本期間2000年1月至2012年6月^{註14} 間台灣消費者物價指數及其組成項目^{註15} 來進行實證分析。以消費者物價指數為變數進行分析，主要是因為CPI為最能反映生活成本的物價指數，也是人民最關切的焦點。且根據Hammond (2012)，現行採用通膨目標機制之27個國家，均採用整體消費者物價指數(Headline CPI)為目標，而非核心物價指數^{註16}。

台灣CPI之組成，其分類方式，主要有

基本分類與商品性質別分類。本文主要以CPI基本分類進行分析。基本分類共有七大類，包括：食物類、衣著類、居住類、交通類、醫藥保健類、教養娛樂類以及雜項類(各項目之權重詳見表1)。居住類占CPI之權重最大，為27.95%，其中房租的權重占18.54%；其次為食物類，權重為26.08%，其中家外食物、水果、蔬菜、肉類及穀類及其製品，所占權重分別為8.87%、2.76%、2.48%、2.31%及1.97%。

表1 組成CPI各項目之權重(基本分類)

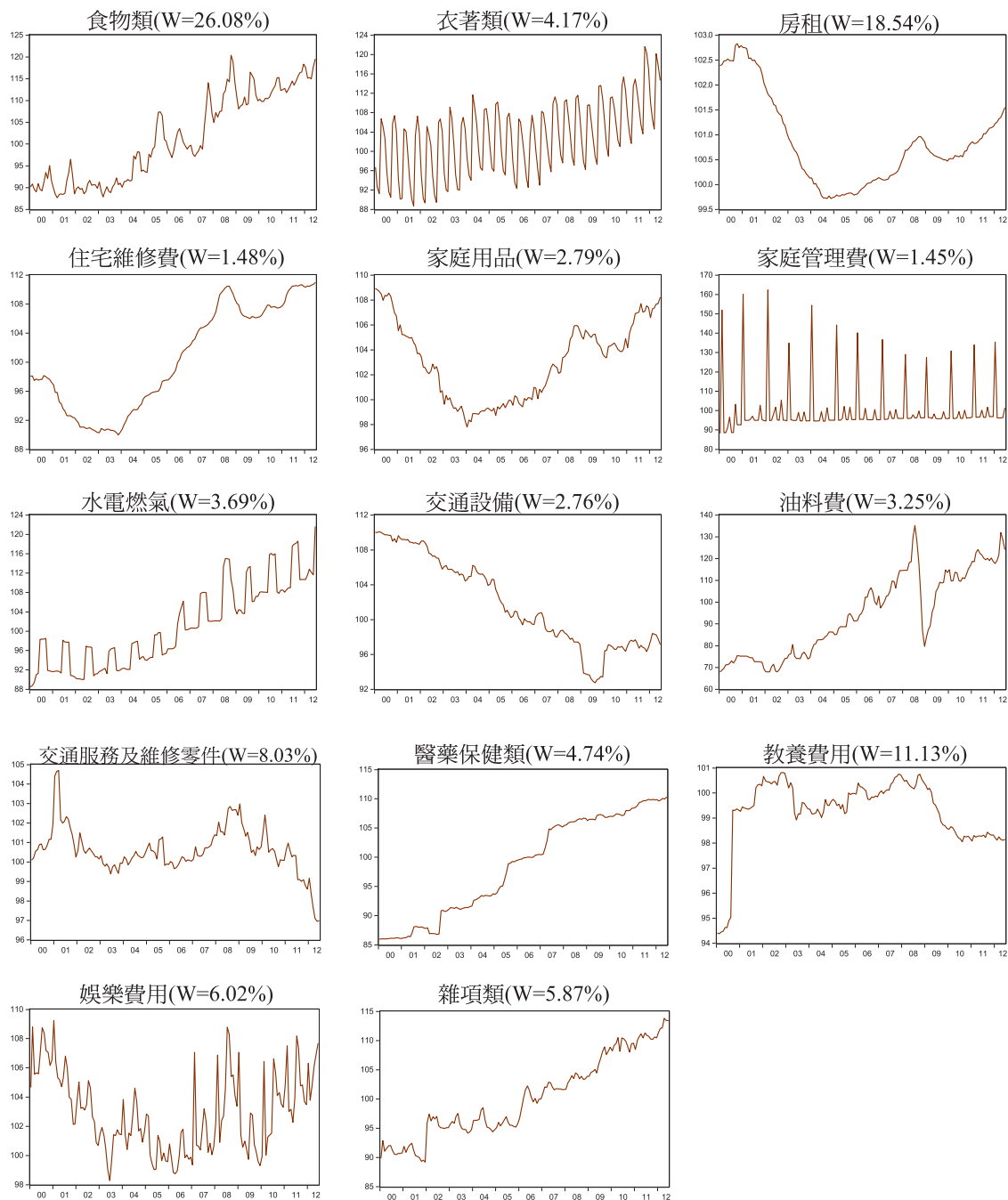
組成項目	權重(%)	組成項目	權重(%)
一、食物類	26.08	家庭管理費	1.45
穀類及其製品	1.97	水電燃氣	3.69
肉類	2.31	四、交通類	14.04
蔬菜	2.48	交通設備	2.76
水果	2.76	油料費	3.25
家外食物	8.87	交通服務及維修零件	8.03
二、衣著類	4.17	五、醫藥保健類	4.74
成衣	2.7	六、教養娛樂類	17.15
三、居住類	27.95	教養費用	11.13
房租	18.54	娛樂費用	6.02
住宅維修費	1.48	七、雜項	5.87
家庭用品	2.79		

註：以2006年為基期

資料來源：行政院主計總處

分解CPI之組成項目，主要是因CPI子項目之走勢並不一樣，其背後的經濟意涵必不盡相同。由圖1可見各個項目走勢明顯不同，因此，在設定時間序列模型時，自然不

圖1 CPI組成項目之走勢圖



註：W表示權重

能夠採取相同的模型設定，需考量模型是否應放入季節虛擬變數或時間趨勢，以符合預測之需求。關於食物類項目，台灣的食物類價格其走勢深受天候因素影響。例如蔬菜、水果價格會受到市場供需所影響，而供需又深受天候影響，特別是豪雨颱風^{註17}。此外，偶發事件亦對食物類指數造成影響，例如，2011年中的塑化劑事件，使水果價格短暫急遽上漲^{註18}；另外，瘦肉精及禽流感事件，使得肉類價格有下跌現象。

衣著類指數，長期而言會受棉花、化纖等原料成本所影響。此外，服飾換季、折扣促銷，使得衣著類走勢具有季節性，即衣著類每逢換季上市，指數呈明顯上升走勢；而後促銷及折扣活動，又使指數回跌。居住類項目，主要由房租、住宅維修費、家庭用品、家庭管理費以及水電燃氣所組成。

其中房租占居住類之權重最大，然租金近年來大致呈微升走勢(圖1走勢圖波動較大，乃是刻度緣故)，因此對於CPI總指數的影響不大。家庭管理費之變動特性主要在於農曆三節，因其含有褓姆費用及家庭佣人費用，在春節、端午及中秋節，國人依習俗會餽贈禮金，尤以春節較高，因此家庭管理費用在農曆春節1月或2月時會呈現高點。而水電燃氣方面，因夏季會實施用電高費率，故水電燃氣指數於夏季期間明顯較其他季節來得高，呈現季節性之變化。

交通類項目，主要包含交通設備、油料

費、交通服務及維修零件。以交通服務及維修零件所占權重較大，為8.03%，而其中包含通訊費，權重為3.18%，近年來市場開放，因此網路費、行動電話費及市內電話等通訊費陸續調降，使得通訊費呈現下跌趨勢，故交通服務及維修零件亦有下跌現象。油料費之走勢，主要受國際原油價格變動之影響，例如，2008年國際原油價格大幅回跌，油料費隨之調降，乃是業者反映國際油價，調降國內油價，因此2008年下半年油料費指數有下降之現象。而2012年4月2日油價解除緩漲，引起民眾通膨預期之心理，惟其後至5、6月國際油價反而呈現下跌，致油料費立即上升後迅速反映油價走勢下降。

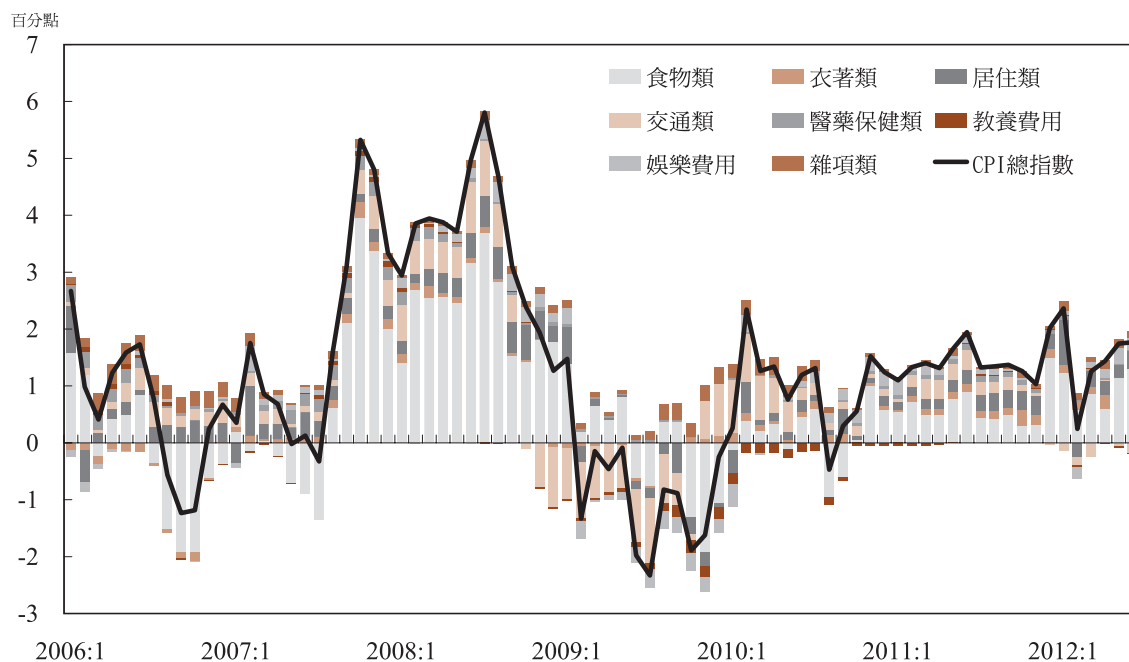
教養娛樂類，其中教養費用，包含學雜費，因政府政策使得學雜費不易調漲，近十年來相當平穩^{註19}。娛樂費用中包含國內外旅遊團費，而旅遊團費會受春節旅遊及暑假旺季影響而進行調漲^{註20}，因此娛樂費用於春節1月或2月，以及7、8月會較其他月份高。雜項類中，香菸及檳榔的權重為1.47%，而雜項類逐年上升的主要因為香菸價格上漲，其中2002、2005年及2009年香菸受菸品健康捐調漲所影響，分別上漲5元、5元及10元。

CPI各子項目走勢不盡相同，且各子項目占CPI總指數之權重不同，因此對CPI總指數之影響亦不盡相同。圖2觀察2006年1月至2012年6月這段期間，CPI各子項目對CPI年增率之影響，整體來說明顯可見食物類對

CPI總指數的影響極大，CPI 年增率明顯之上升或下降，主要來自食物類價格的影響，且食物類價格民眾感受最深刻，因此在預測CPI時，不能忽略食物類價格。而居住類的權重雖然最高，然房租近年來相對持穩，因

此對於CPI總指數的影響並不大。此外，交通類項目對CPI總指數亦有明顯的影響力存在^{註21}。

圖2 CPI之組成項目對CPI總指數之影響



肆、模型建構與實證分析

本節實證主要分析CPI基本分類下之七大項目，並將居住類、交通類、教養娛樂類中的細項分解^{註22}，因此共有14個CPI子項目要進行預測。

一、單根檢定

由於大部分的總體經濟變數為非定態數

列，如果直接對非定態變數進行傳統的迴歸分析，將造成Granger and Newbold(1974)所謂的虛假迴歸(spurious regression)，因此為避免虛假迴歸的問題，本文採用ADF(Augmented Dickey Fuller)檢定方法，檢驗實證變數為具有單根的非定態數列，或是線性趨勢的定態數列。

表2 單根檢定

變數	定義	ADF單根檢定			
		水準值		一階差分項	
cpi	CPI總指數	-0.63	(0.86)	-13.81 ***	(0.00)
food	食物類	-0.89	(0.79)	-10.72 ***	(0.00)
cloth	衣著類	0.78	(0.99)	-3.76 ***	(0.00)
rent	房租	-1.56	(0.50)	-4.05 ***	(0.00)
repair	住宅維修費	-0.34	(0.91)	-3.86 ***	(0.00)
household	家庭用品	-0.88	(0.79)	-7.27 ***	(0.00)
operate	家庭管理費	-3.32 **	(0.02)	-10.45 ***	(0.00)
gas	水電燃氣	0.30	(0.98)	-3.94 ***	(0.00)
transq	交通設備	-1.24	(0.66)	-10.10 ***	(0.00)
fule	油料費	-1.58	(0.49)	-7.90 ***	(0.00)
transervice	交通服務及維修零件	-1.54	(0.51)	-9.15 ***	(0.00)
medical	醫藥保健類	-0.74	(0.83)	-10.53 ***	(0.00)
edu	教養費用	-3.58 **	(0.01)	-1.98	(0.29)
ent	娛樂費用	-2.09	(0.25)	-4.41 ***	(0.00)
other	雜項費	-0.77	(0.83)	-8.36 ***	(0.00)

註1：為包含常數項之檢定統計量。

註2：「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。
括號內為p-value。

首先對14個CPI子項目進行對數處理，接著進行單根檢定。由表2單根檢定的結果，除教養費用及家庭管理費用這兩項子項目外，其餘變數之水準值皆具有單根性質，因此進行一階差分處理。而經過一階差分，其檢定結果為定態，可知除教養費用以及家庭管理費用外，其餘變數皆為I(1)數列^{註23}。

二、模型估計設定

CPI總指數可定義為其組成子項目之加權平均值，即

$$CPI_t = \sum_{i=1}^n \omega_i y_t^i$$

$$= \omega_1 y_t^1 + \omega_2 y_t^2 + \dots + \omega_n y_t^n, \quad t = 1, \dots, T$$

其中 $y_t^i (i = 1, \dots, n)$ 為組成CPI之子項目， n 為所考慮的子項目個數。 ω_i 為子項目之權重，權重為固定，且 $\omega_i > 0$ 且 $\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$ 。

而本文為了解分解CPI各子項目後是否可增進預測準確度，因此使用兩種預測方式。第一種為直接預測總合值，即直接對CPI進行預測。另一方式則是分解CPI子項目，而後預測各個子項目，加權平均總合子項目預測值得到CPI總指數預測值，稱為間接預測。

預測結果會受許多因素所影響，其中兩個因素為模型的選擇以及模型選擇的準則。某些時候，簡單時間序列模型表現的比結構模型好，例如Hendry(2002)指出較簡單的模

型可以得到較佳的結果，因為其對於結構轉變有較穩健的結果。Fildes and Stekler (2002) 說明單變量模型在短期預測下，相較於複雜的模型來得較為合理，甚至更好。而針對模型的選擇，主要有兩個準則，樣本內的配適程度以及樣本外預測能力。此外，Stock and Watson(1999)說明預測方式不只是建立在單一預測模型，而是不同模型下的結果，透過模型衡量基準來決定。

因此本文嘗試使用四種不同的模型進行預測，主要使用單變量模型，分別如下^{註24}：

(一) 隨機漫步模型(Random Walk Model)

本文所採用的是含截距項的隨機漫步模型，模型設定如下：

$$y_t^i = a_0 + y_{t-1}^i + \varepsilon_t^i$$

其中 y_t^i 為CPI之子項目， y_{t-1}^i 為前期項， $\varepsilon_{i,t}$ 為隨機干擾項且為白噪音(white-noise)。

(二) 自我迴歸模型(Autoregressive Model)

——子項目皆為AR(5)模型設定

$$y_t^i = \alpha_0 + \beta_1 y_{t-1}^i + \beta_2 y_{t-2}^i + \dots + \beta_p y_{t-p}^i + \varepsilon_t^i$$

關於落後期數部分，若是選取過短的落後期數 p ，可能無法確保殘差項不具自我相關，Said and Dickey (1984) 建議落後期數應取 $\text{int}(T^{1/3})$ ，其中 int 代表整數，而 T 為觀察值個數。實證樣本期間為2000年1月至2012年6月，共有150個樣本數，取整數後，選取落後期為5期，即AR(5)模型。

(三) 自我迴歸模型——子項目為不同模型設定

由前一節之說明，可以得知CPI之各項目其走勢不盡相同，因此背後也有不同的經濟意涵。故模型設定上，不可能每個子項目皆相同，需考慮是否具有季節性或時間趨勢，如下所示：

$$y_t^i = \alpha_0 + \beta_1 y_{t-1}^i + \beta_2 y_{t-2}^i + \dots + \beta_p y_{t-p}^i + c_1 u_t + c_2 \gamma_t + \varepsilon_t^i$$

其中 p 為最適落後期數， u_t 為時間趨勢， γ_t 為季節虛擬變數， ε_t^i 為隨機干擾項。根據CPI各項目之走勢，判斷是否有時間趨勢，或是模型設定是否需要放入季節虛擬變數加以控制。

同樣根據Said and Dickey (1984)最多放入5期的落後期，本文嘗試依序放入落後1至5期之落後項，並判斷該變數之走勢是否具有時間趨勢或是季節性，若有時間趨勢，則放入時間趨勢項，若有季節性存在，則放入季節虛擬變數。例如食物類估計式，放入8月及9月之季節虛擬變數，以捕捉颱風季節之影響^{註25}；家庭管理費估計式，則放入2月、6月及9月來捕捉農曆三節對家庭管理費用之影響^{註26}；水電燃氣估計式，則放入6月至9月之季節虛擬變數來捕捉夏季用高費率。此外，若有結構性改變的時點，也加入虛擬變數來處理。例如，2008年國際油價大幅回跌，因此油料費估計式中考慮了2008年之虛擬變數。

因嘗試依序放入落後1至5期之落後項，故至少有5組模型，以調整後的判定係數 $\bar{R}^2$ ，及資訊評選準則AIC與BIC進行比較，選

擇 $\bar{R}^2$ 較大且AIC與BIC最小的模型^{註27}。關於組成CPI之各項目的估計模型，可詳見附錄3。

此外，亦針對估計模型進行殘差值診斷性檢定，檢定模型之殘差是否無自我相關及無異質變異，分別以Ljung-Box's Q檢定診斷模型之殘差有無自我相關，以ARCH檢定殘差是否有異質變異。自我相關檢定結果顯示，大致上各個模型之殘差項不具有自我相關性，且ARCH檢定亦顯示殘差項不具異質變異的現象，顯示模型設定大致允當^{註28}。

(四)不可觀測成分模型(Unobserved Component Models ; UCM)

根據Ghysels *et al.* (2006)，即使季節性是影響經濟主體的因子，在建構模型時仍通常會忽略季節性。因此該文說明在預測的過程中，這些經濟變數之特徵需完整地建構。Harvey and Koopman(2009)也說明時間序列變數存有時間趨勢、季節性以及循環等特徵，但我們無法直接從資料觀察到。因此該文針對經濟與財務議題使用不可觀測成分模型，並說明如何用於預測及政策制定。

不可觀測成分模型假設時間序列可以分成許多成分，包括趨勢項、季節成分及干擾項。而Andrews (1994) 說明在月資料下，特別是具有季節性的資料及長時間的資料，不可觀測成分模型表現較好。本文根據Harvey(1989)、Koopman and Ooms (2002)、Hindrayanto *et al.* (2010)，不可觀測成分模型

之設定為^{註29}：

$$y_t = u_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad t = 1, \dots, T$$

上式中 y_t 為經濟變數，由時間趨勢 u_t 、季節項 γ_t 及具有白噪音性質的隨機干擾項 ε_t 所組成。其中時間趨勢 u_t ，呈現局部線性趨勢(local linear trend)之型態^{註30}。

$$u_t = u_{t-1} + \beta_{t-1} + e_t \quad e_t \sim NID(0, \sigma_e^2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad \xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2)$$

e_t 與 ξ_t 為獨立互不相關且具白噪音之干擾項^{註31}。

而季節成分則呈三角函數(Trigonometric form)之型態，如下所示^{註32}：

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{[s/2]} \gamma_{j,t}$$

$$\begin{pmatrix} \gamma_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos \lambda_j & \sin \lambda_j \\ -\sin \lambda_j & \cos \lambda_j \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \gamma_{j,t-1} \\ \gamma_{j,t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \omega_{j,t} \\ \omega_{j,t}^* \end{pmatrix},$$

$$\text{即} \begin{cases} \gamma_{j,t} = \gamma_{j,t-1} \cos(\lambda_j) + \gamma_{j,t-1}^* \sin(\lambda_j) + \omega_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^* = -\gamma_{j,t-1} \sin(\lambda_j) + \gamma_{j,t-1}^* \cos(\lambda_j) + \omega_{j,t}^* \end{cases},$$

$$\begin{pmatrix} \omega_{j,t} \\ \omega_{j,t}^* \end{pmatrix} \sim NID \left\{ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \sigma_w^2 \right\} \quad j = 1, \dots, [s/2]$$

其中， $\lambda_j = 2\pi j / s$ ， s 為季節頻率， $j = 1, \dots, [s/2]$ 。若資料型態為月資料的話，則 $s = 12$ ，因此季節成分會有6個不同的變異數，而這些模型中的干擾項 $\omega_{j,t}$ 及 $\omega_{j,t}^*$ 為互不序列相關，且變異數 $\sigma_{w,j}^2$ 皆相同，即 $\sigma_{w,j}^2 = \sigma_w^2$ 。

本文藉由上述四種模型：隨機漫步模型、AR模型(子項目為AR(5)模型設定及不同模型設定)與不可觀測成分模型，各別估計14個CPI子項目並加權而得CPI預測值。另

外使用隨機漫步模型、AR(5)模型及不可觀測成分模型直接針對CPI總指數進行預測。本文透過直接與間接預測的方式，比較分解CPI各組成項目是否會得到更好的估計結果，能否提供更多的資訊，增加預測準確度。

三、模型之樣本外預測能力

為比較各模型樣本外之預測能力，本節採用的預測誤差評量指標，包括：(1) 平均誤差絕對值 (Mean Absolute Error；MAE)，(2) 平均誤差絕對百分比 (Mean Absolute Percentage Error；MAPE) 與 (3) 誤差均方根 (Root Mean Squared Error；RMSE)，衡量模型預測誤差的大小。其公式如下：

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} |y_t - \hat{y}_t|$$

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right|$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} (y_t - \hat{y}_t)^2}$$

其中 y_t 為實際值， $\hat{y}_t$ 為預測值，而 $T+N$ 為全部樣本，保留 N 筆當作樣本外資料，因此以第1筆到第 T 筆為樣本內資料來估計模型，再以第 $T+1$ 筆開始，一直到第 $T+N$ 筆為止當作樣本外資料 (共 N 筆樣本外資料觀察值) 之預測力評估。

樣本外預測方式採取遞迴 (recursive)

估計，遞迴估計為將模型使用至 T 期的資料，即以2000年1月至2009年12月為樣本期間，進行向前 N 期 ($N=1、2、3、4、5、6$) 的預測，以得 $T+N$ 期之預測值，接續再增加1個樣本點，即使用2000年1月至2010年1月，同樣進行未來 N 期之預測，重覆此一程序，最後求算上述移動樣本之 MAE (MAPE 或 RMSE) 的平均值，一直估算到樣本期間為2000年1月至2011年12月，每個向前預測期間共有25個觀察樣本。Giacomini and White(2006) 說明遞迴估計法的優點為使用某個時間點所有可用的資訊來進行預測，但滾動 (rolling) 估計法因每增加一筆樣本點時，則必須剔除前個估計樣本期間第一期資料，則會有遺漏資訊的缺點^{註33}。

表3為各模型之預測能力結果，透過直接針對CPI進行預測，及以間接方式分解CPI各子項目後預測來進行比較。可發現除隨機漫步模型外，其餘模型採取間接預測方式，其MAE、MAPE以及RMSE皆較直接針對CPI預測來得小，顯示採取分解CPI子項目後進行預測，可以增加資訊，使得預測能力較佳。此外，亦發現使用AR模型 (子項目不同模型設定)，其預測能力最佳，顯示採取簡單模型，並且考慮各項目其走勢特性，是有助於預測準確度^{註34}。

表3 樣本外預測能力比較^{註35}

預測期間	模型 估計方式	隨機漫步模型		AR模型 AR(5)模型設定		AR模型 不同模型設定	不可觀測 成分模型	
		直接	間接	直接	間接	間接	直接	間接
向前預測1期	MAE	0.41	0.46	0.40	0.34	0.25	0.52	0.38
	MAPE	0.39	0.43	0.38	0.32	0.24	0.49	0.36
	RMSE	0.41	0.46	0.40	0.34	0.25	0.52	0.38
向前預測2期	MAE	0.47	0.51	0.42	0.40	0.31	0.53	0.41
	MAPE	0.44	0.48	0.39	0.37	0.30	0.50	0.39
	RMSE	0.52	0.56	0.46	0.43	0.35	0.58	0.46
向前預測3期	MAE	0.51	0.54	0.44	0.42	0.31	0.66	0.59
	MAPE	0.48	0.51	0.44	0.39	0.30	0.62	0.55
	RMSE	0.58	0.61	0.50	0.45	0.36	0.74	0.66
向前預測4期	MAE	0.55	0.59	0.45	0.43	0.32	0.66	0.54
	MAPE	0.51	0.55	0.43	0.41	0.30	0.62	0.51
	RMSE	0.62	0.66	0.52	0.48	0.37	0.75	0.61
向前預測5期	MAE	0.59	0.63	0.46	0.45	0.33	0.76	0.64
	MAPE	0.55	0.60	0.43	0.42	0.31	0.71	0.60
	RMSE	0.67	0.71	0.53	0.50	0.39	0.85	0.74
向前預測6期	MAE	0.63	0.67	0.46	0.46	0.34	0.85	0.64
	MAPE	0.59	0.63	0.44	0.43	0.31	0.80	0.61
	RMSE	0.72	0.76	0.54	0.51	0.39	0.94	0.73

四、未來6個月(2012年7月至12月)之 預測結果

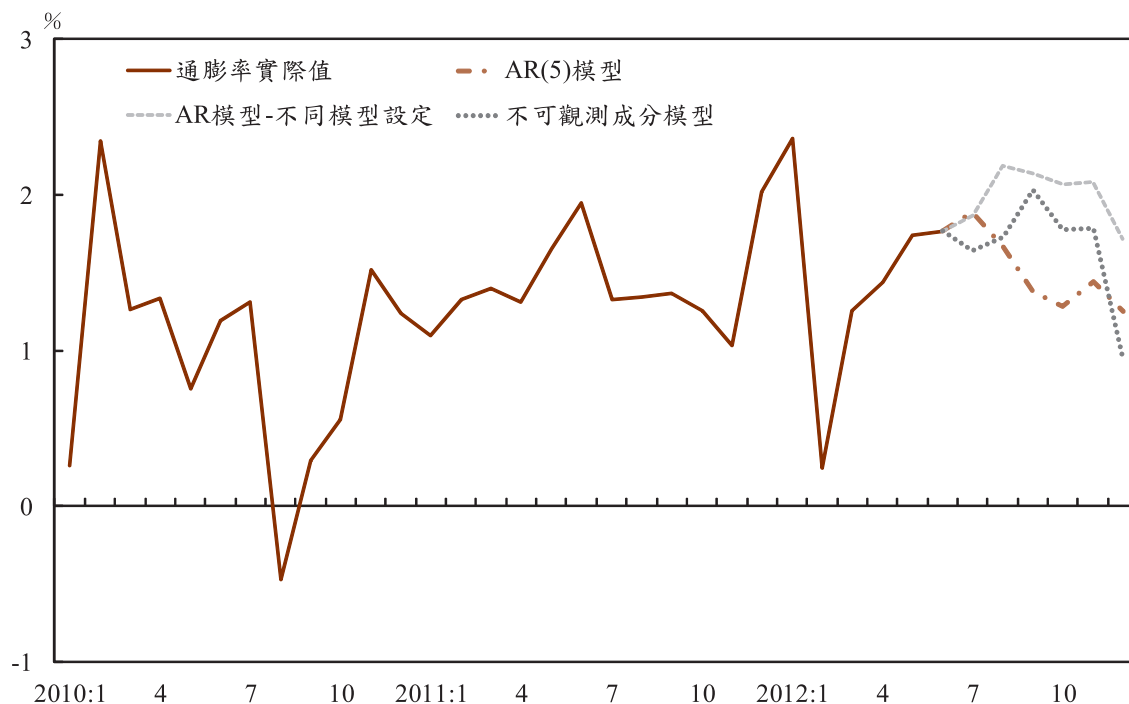
由上節樣本外預測能力之比較，可發現採用分解CPI子項目的方式較直接預測CPI為佳。本節主要進行未來6個月2012年7月至12月之通膨率預測，預測期間為2012年7月至12月。

根據Razzak (2002)，其建議貨幣政策決策者應去除企圖使用單一模型預測之結果，反而是要結合不同模型的預測結果，加以判斷後，再決定貨幣政策的調整。因此本節針對採取間接預測比直接預測佳的AR(5)模型、AR模型(子項目不同模型設定)以及不可

觀測成分模型進行間接預測，預測2012年7月至12月之通膨率。上述三種模型所預測之未來6個月2012年7月至12月之CPI年增率走勢可見圖3，詳細預測值可見附錄4。預測結果大致顯示AR模型(不同模型設定)與不可觀測成分模型未來6個月CPI年增率預測值之走勢大致一致，均為第3季較高，惟不可觀測成分模型之各月年增率預測值均較低。而AR(5)模型的走勢明顯不同，且第3季的預測數值較低。

綜合本文短期通貨膨脹率之實證結果，估算2012年全年的通貨膨脹率，其結果尚稱平穩，為2%以下。大致上2012年第3季CPI指數介於108.88-109.37之間，

圖3 未來6個月之預測結果



年增率介於1.65%-2.10%^{註36}，第4季其指數介於109.29-110.09 之間，年增率為1.33%-2.07%。而全年通膨率預測值，AR(5)模型為1.48%、AR模型(不同模型設定)預測值為1.78%，不可觀測成分模型為1.56%。

相較其他國內外預測機構對本年CPI年增率之預測數(詳見附表2)，本文的預測結果偏低，除所放入的物價資訊只到2012年6月外^{註37}，主要是因模型中仍許多無法模型化之因素，包括天候因素、制度面因素等。本模型中雖考慮時間趨勢及季節虛擬變數，較可以捕捉CPI各季之走勢，然而仍無法捕捉諸多無法模型化之因素，例如颱風豪雨此種不確定性高之因素對CPI的影響。因此上述各

項無法模型化之因素呈現上揚(下降)現象，則本物價模型預測結果應酌予向上(下)調整。梁國源(2012)也說明許多訊息是難以涵蓋於模型之內，即便是以數量模型為主的時間序列預測，依據經驗作人為判斷也扮演相當重要的角色。因此，在判斷分析短期物價變動上，台灣的食物類價格深受天候影響，造成食物類波動度大，不確定性多，亦是特別應予注意之處。

因AR模型(不同模型設定)與不可觀測成分模型，各子項目之設定考量時間趨勢與季節虛擬變數，且走勢較接近，因此接著觀察這兩個模型下14個CPI子項目未來6個月之預測結果。圖4與圖5為AR模型(不同模型設定)

圖4 CPI各子項目預測結果(2012年7月至12月)—AR模型(不同模型設定)

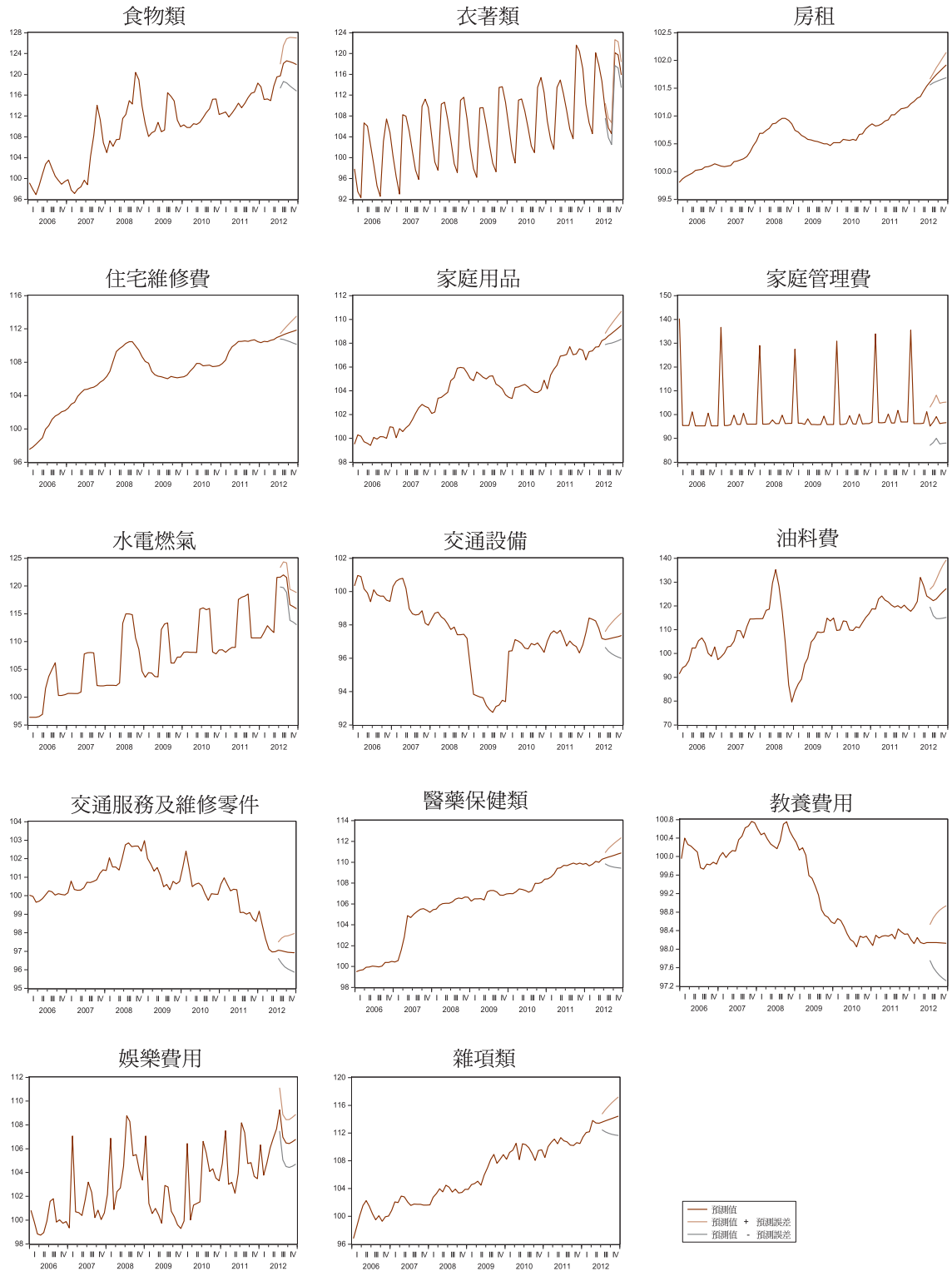


圖5 CPI各子項目預測結果(2012年7月至12月)—不可觀測成分模型



與不可觀測成分模型的結果。

食物類項目方面，AR模型(不同模型設定)其預測結果顯示食物類指數在未來6個月內呈現先上升而後下降之走勢，而不可觀測成分模型則預測食物類指數逐步上升。兩個模型，在衣著類、家庭管理費、水電燃氣、娛樂費用方面，同樣有捕捉到該項目之季節性。即衣著類指數皆顯示8月呈現低點，而後上升，11月呈現高點。房租方面，預測結果皆顯示房租大致維持緩升走勢。家庭管理費用部分，因有褓姆費，三節餽贈禮金，因此過去歷史資料顯示1、2、6、9月份會較高，尤以1月或2月春節最高，而預測結果皆有捕捉到9月時因中秋節餽贈禮金，因此家庭管理費用有較高的現象。

水電燃氣部分，因夏季電費會調漲，而預測結果大致有捕捉到水電燃氣指數於夏季較高。娛樂費用的預測值，明顯捕捉7月時，因暑假旅遊旺季造成國內外旅遊團費較

高，因此該月份娛樂費用項目的提高；教育費用的預測結果顯示大致平穩；醫藥保健類，則預測緩步上升。而不可觀測成分模型，於家庭用品、交通設備、交通服務及維修零件、及雜項類等項目，其預測方向與AR模型(不同模型設定)較為不同，其預測方向為下降，而非上升，由此可推斷這可能是不可觀測成分模型在第4季預測上較AR模型(不同模型設定)為低的原因。

經權重加權14個項目預測值後，得到CPI總指數未來6個月之預測值，本文亦欲了解未來6個月各子項目對CPI總指數的影響，由附圖1可發現食物類對CPI的影響最大，其次為居住類。雖然食物類的波動及不確定因素較多，然其占CPI總指數的權重甚大，且為民眾所深刻感受，因此如同現行採取通膨目標機制之27個國家，其名目基準皆為整體CPI，我國亦不能忽略食物類對CPI總指數之影響。

伍、結 論

對於以維持物價穩定為首要目標的央行來說，準確的預測通膨率是相當重要的。本文主要以台灣2000年1月至2012年6月CPI月資料來進行分析，嘗試分解CPI之子項目，共分解成14個子項目。採用四種模型：隨機漫步模型、自我相關迴歸模型(每個子項目以相同模型設定)、自我相關迴歸模型(每個

子項目以不同模型設定)以及不可觀測成分模型。

參照相關文獻之作法，本文採取兩種預測方式：(一)直接預測CPI變數本身；(二)先估計CPI各組成項目之預測值後，依權重總合為CPI預測值，接著透過遞迴(recursive)估計來比較兩種方式的樣本外預測結果(向前

1-6期之預測)，以了解分解CPI子項目是否可增進預測準確度，更能提供未來通膨預測的展望。此外，因多數文獻並未進行未來CPI年增率之預測，故本文嘗試按英格蘭銀行之作法進行未來6個月(2012年7月至12月)之通膨率預測，並透過分解14個子項目，來了解哪個成分對CPI的影響最大，以供本行制定貨幣政策參考。

實證分析結論大致如下：

1. 樣本外預測能力方面，進行向前1至6期之預測，結果顯示，比較直接預測CPI及透過分解CPI子項目之間接預測方式，除隨機漫步模型外，其餘模型經由分解CPI子項目進行預測，進而依權重加總得出CPI預測值，大致比直接預測CPI，更可以增加預測的準確度。本文的結果與諸多文獻的結論相同，顯示短期預測下，採用分解CPI子項目之方式較佳(如Demers and Champlain (2005)、Duarte and Rua (2005)及Benalal *et al.*(2004))。

2. 基於CPI子項目的走勢不盡相同，因此模型設定必然不能完全相同，需考量時間趨勢以及季節性。在樣本外預測上，本文發現採取自我相關迴歸模型(每個子項目以不同模型設定)，相較其他模型，在預測準確度上較佳。顯示分解CPI子項目並考量各項目走勢之預測方法，較能增加預測準確度。

3. 未來6個月(2012年7月-12月)之預測值：

(1) 自我相關迴歸模型(每個子項目以不同模型設定)與不可觀測成分模型之未來6個月CPI年增率預測值走勢接近，均為第3季較高，惟不可觀測成分模型之各月年增率預測值均較低。

(2) 觀察14個CPI子項目未來6個月之預測結果，自我相關迴歸模型(每個子項目以不同模型設定)與不可觀測成分模型在衣著類、家庭管理費、水電燃氣、娛樂費用等子項目，皆能捕捉該項目之季節性。

4. 本文藉由分解CPI子項目來進行預測，有助於了解那些子項目對CPI總指數影響較大。結果顯示食物類確為重要的影響項目，因此，在預測CPI時，不能忽略其對CPI總指數所造成的影響。

然實務上，物價是個十分複雜的經濟現象，有許多無法模型化之因素，包括天候因素、制度面因素等。因此，在判斷分析短期物價變動上，我們除要考量國內的經濟情勢、國際原物料價格、勞動市場、資產市場以及金融市場等指標外，一些難以量化制度面的情況也要一併考量(例如水費、電費、菸品健康捐、營業稅等)。此外，台灣的食物類價格深受天候影響，造成食物類波動度大，不確定性多，亦是特別應予注意之處。而未來後續研究分析方向亦可考慮以SARIMA模型來處理季節性問題，並可參考Ilek(2007)一文，以多變量模型，且放入前瞻性的變數來進行分析。

附 註

- (註1) 英格蘭銀行建構短期通膨預測模型，主要是因藉由短期通膨預測，有助於了解當前的經濟情勢(例如商品價格的影響、間接稅)，此外，貨幣委員會成員對短期通膨亦較感興趣。英格蘭銀行亦使用短期通膨預測模型對南非進行研究，可見Rummel, O (2012), “Monetary Transmission Channels, Liquidity Conditions and Determinants of Inflation, A Short-Term Inflation Forecast for South Africa: Part I,” Centre for Central Banking Studies, Bank of England.
- (註2) 其中Duarte and Rua (2005)文中的短期係指向前預測1至5期，而Benalal *et al.*(2004)係指向前預測1至6期。
- (註3) 根據相關實證文獻之結果以及英格蘭銀行之作法，本文所進行的短期通膨預測，短期係指6個月，因此樣本外預測能力分析乃進行向前1至6個月，且嘗試進行未來6個月通貨膨脹率之預測。
- (註4) 亦存在一些缺點，像是：(1)各項目的模型錯誤設定會扭曲通膨率的預測；(2)即使模型正確地設定，若是各方程式中有許多解釋變數的話，則會增加衡量誤差；(3)來自各項目的殘差不一定能夠完全抵消。
- (註5) 亦有文獻對採取分解CPI子項目方式進行CPI預測有不同的看法。Hubrich (2005) 針對歐元區進行分析，結果說明總合HICP各子項目對於預測通膨率並未有幫助，因HICP會受到能源與非加工食物干擾，Hendry and Hubrich (2006)亦有類似結果。
- (註6) 所放入的解釋變數除被解釋變數之前期項外，尚有產出缺口落後項、實質匯率(加拿大幣相對美元之匯率)成長率落後項。
- (註7) 該文並未特別說明增加CPI子項目，其預測準確度是否愈佳。
- (註8) 低層次，即直接預測CPI本身；中層次，傳統文獻上CPI中主要5個子項目(非加工食物、加工食物、非能源製造品、能源及服務類)；以及高層次，59個CPI子項目。
- (註9) 包含5條結構方程式：通膨方程式、通膨預期方程式、匯率方程式、產出缺口方程式以及貨幣政策方程式(泰勒法則)。
- (註10) 共有4個主要成分：房屋、衣著及鞋類、能源以及排除以上項目的核心CPI。(該文的核心CPI為排除水果與蔬菜的CPI)
- (註11) 三種層次：8個(食物、房屋、房屋設備、衣著、交通、醫療、教育及雜項)、41個及156個CPI之子項目。此外，該文並未特別說明增加CPI子項目，其預測準確度是否愈佳。
- (註12) 文中的HICPX為剔除非加工食物及能源類的HICP。
- (註13) 可詳見Hallman, J. J., R. D. Porter and D. H. Small (1991), “Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?” *American Economic Review*, 81(4), 841-858。
- (註14) 本文雖無特別採取此樣本期間之理由，然相較於國內其他分析物價的文獻，侯德潛與徐千婷(2002)樣本期間為1982Q1-2001Q3，葉盛與田慧琦(2004)樣本期間為1991Q1-2004Q1，皆為季資料，而本文因採取月資料，共有150個樣本點，應不致於因樣本數少而造成估計上的偏誤。
- (註15) 目前以2006年為基期之CPI共選查424個項目群，相較2001年增加35個項目群。此外，2006年的權數，除居住類、衣著類及雜項類較2001年分別下降2.8%、0.6%及0.3%外，其餘皆上升。食物類上升1.03%，交通類上升1.41%，醫藥保健類上升1%，教養娛樂類上升1.04%。
- (註16) 主要是因，民眾較熟悉CPI，而核心CPI波動較小且可能會對政策利率過於反應，且核心CPI的衡量已剔除波動的因素，如食物。在一些發展中國家，其食物占CPI約40%，因此將它剔除可能會喪失可信度。另泰國2012年1月曾提議通膨目標為整體CPI ($3\% \pm 1.5pp$)，但內閣尚未同意。根據法律，直到整體CPI被同意使用，在這之前仍是使用之前的通膨目標(核心CPI 為 $0.5\%-3\%$)。

- (註17) 根據主計總處新聞稿，2007年10月之消費者物價指數為5.33%，為1994年10月以來新高，主要是受柯羅莎颱風影響，使食物類較上年同期上漲14.86%，其中蔬菜上漲78.63%，水果上漲8.25%。
- (註18) 根據主計總處新聞稿，2011年6月之消費者物價指數為1.93%，為2010年3月以來新高，主要是受到塑化劑事件，使新鮮水果需求量大增，導致水果價格較上年同期上漲21.3%。
- (註19) 觀察從1981年起迄今的教養費用之走勢，可以發現2000年前教養費用呈現階梯式上升趨勢，而至2001年後教養費用則相當平穩。主要是因為在1999年以前，大學的學費是由政府統一訂定徵收標準，而教育部於1999年公佈大學校院學雜費彈性方案，使各校可依實際且經常性之運作成本，自訂合理的學費收費標準。根據教育部統計處的資料，公立大學學雜費的調漲程度，1999年為2.89%，2000年為9.18%，2001年降至4.34%，隨後2008年降至-0.86%左右，至今學雜費未進行調漲。而私立大學學雜費1999年為-0.71%，2000年為4.72%，2001年降至0.04%。
- (註20) 長期下，景氣的好壞亦會影響國人旅遊意願，進而影響旅遊團費。
- (註21) 基本上，不同時期影響CPI總指數的主要項目不同，房租在1980年代中期至1990年代中期，對CPI總指數的影響較大。
- (註22) 將居住類、交通類與教養娛樂費用三類加以細項分解，主要是其中子項目的走勢明顯不同，有些項目之走勢更具有季節性，若不進行拆解，恐無法完整呈現。此外，食物類的細項過多，且蔬菜及水果類的細項亦採月變動權數，為了避免過於繁雜，故並未對食物類進行拆解。
- (註23) 針對子項目進行個別分析時，為了符合定態數列的要求，14個子項目中有12個子項目具單根需做一階差分轉換，另2個子項目則維持原數列型式。而CPI總指數為14個子項目之加權平均值。因此12個經一階差分轉換後的子項目，在進行樣本外預測後，需將預測值進行自然對數轉換變成水準值，以跟2個未轉換的原數列以加權平均方式合成CPI總指數。
- (註24) 本文並不考慮VECM模型，主要是因為這些模型若是均衡值中存在結構改變的話，預測上並不理想 (Clements and Hendry (2002))。
- (註25) 曾嘗試同時放入7月、8月、9月及10月之季節虛擬變數，然 $\bar{R}^2$ 較差。
- (註26) 曾嘗試同時放入1月、2月、6月及9月之季節虛擬變數，然模型殘差值之自我相關檢定與異質變異檢定顯示，殘差值具有自我相關及異質變異。
- (註25) 各CPI子項目的資訊評選準則AIC與BIC列表於附錄2。而各CPI子項目採不同模型設定相較子項目統一使用AR(5)模型來進行分析，其 $\bar{R}^2$ 較高，顯示子項目考慮季節性與時間趨勢後，其樣本內配適能力較佳。此外，雖然部分估計式其 $\bar{R}^2$ 較低，但權重較大的子項目，例如食物類、房租、教養費用等其 $\bar{R}^2$ 尚可，應不致於影響本報告之估計結果。
- (註29) CPI子項目皆為AR(5)模型設定，亦大致顯示各個模型之殘差項不具有自我相關性，且ARCH檢定亦顯示殘差項不具異質變異的現象，故模型設定大致允當。
- (註29) 完整之介紹可見Harvey(1989,Chaper2)，Harvey(1989)於文中稱此型態之模型為基本結構模型(Basic Structural Model)。
- (註30) 另一種型態為隨機漫步模型，以 $u_t = u_{t-1} + e_t$ 表示。
- (註31) 若 $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ ，表示斜率 β 為常數項，因此時間趨勢呈具有漂浮項之隨機漫步型態(random walk plus drift)。若 $\sigma_e^2 = 0$ ，則時間趨勢具有平滑趨勢(smooth trend)；若 $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_\xi^2 = 0$ ，則顯示時間趨勢為確定性趨勢(deterministic trend)，即 $u_t = u_0 + \beta_0 t$ 。
- (註32) 另一種季節成分之型態為虛擬變量季節成分，表示方式為 $\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} = \omega_t$ ，即 $\gamma_t = -\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} + \omega_t$ 。本文實證分析曾嘗試使用此種季節成分表示方式，惟結果不甚理想。
- (註33) 然在樣本出現一些結構性改變的情況下，則滾動估計法可能較為適用。
- (註34) 採用Diebold and Mariano (1995) 的DM 檢定，進行預測誤差比較之檢定，惟檢定結果不顯著。

- (註35) 本文亦嘗試以CPI基本分類下之7大類項目進行實證分析。比較7個子項目與14個子項目間接預測之樣本外預測能力結果，發現採用14個子項目確實可增進預測能力，可見附表1。
- (註36) 其中7月的年增率介於1.64%-1.89%，8月的CPI年增率介於1.66%-2.22%。本文完稿於2012年7月底，隨後7月及8月CPI實際值相繼公布。根據主計總處新聞稿2012年7月CPI年增率為2.46%，8月CPI年增率為3.42%，其年增率較高之原因皆是受到天候因素所影響。本文預測值較實際值偏低，主要是模型中無法放入天候因素對CPI之影響。
- (註37) 本文嘗試於完稿後，7月及8月物價資料公布時，重新進行預測。實證樣本期間加入7月實際值，預測2012年全年CPI年增率約在1.69-1.96%之間，而在加入8月的實際值後，預測2012年全年CPI年增率約在1.80-2.02%。

參考文獻

- 侯德潛與徐千婷(2002)，「我國通貨膨脹預測模型之建立」，中央銀行季刊，第二十四卷第三期，頁9-40。
- 葉盛與田慧琦(2004)，「台灣的物價情勢：影響因素探析與計量實證模型應用」，中央銀行季刊，第二十六卷第四期，頁69-115。
- 梁國源(2012)，「如何做好經濟預測」，主計月刊，第681期，頁22-27。
- Andrews, R. L. (1994), "Forecasting Performance of Structural Time Series Models," *Journal of Business and Economics*, 12(1), 129-133.
- Barker, T. and M. H. Pesaran (1990), *Disaggregation in Econometric Modelling*, Routledge, London and New-York.
- Benalal, N., J. L. Diaz del Hoyo, B. Landau, M. Roma and F. Skudelny (2004), "To Aggregate or Not to Aggregate? Euro Area Inflation Forecasting," *ECB Working Paper*, No. 374.
- Bils, M., P. J. Klenow, and O. Kryvtsov (2003), "Sticky Prices and Monetary Policy Shocks," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 27(1), 2-9.
- Clements, M. P. and D. F. Hendry (2002), "Modelling Methodology and Forecast Failure," *Economics Journal*, 5, 319-344.
- Cobb, M. (2009), "Forecasting Chilean Inflation From Disaggregate Components," *Central Bank of Chile Working Papers*, December, No.545.
- Demers, F. and A. Champlain (2005), "Forecasting Core Inflation in Canada: Should We forecast the Aggregate or the Components?" *Bank of Canada Working Paper*, 2005-44.
- Diebold, F. X. and R. S. Mariano(1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-263.
- Duarte, C. and A. Rua (2005), "Forecasting Inflation Through a Bottom-Up Approach: The Portuguese Case," *Banco de Portugal Working Paper 2-05*, March.
- Espasa, A., P. Poncela, and E. Senra (2002), "Forecasting Monthly US Consumer Price Indexes Through a Disaggregated I(2) Analysis," Working Paper 02-0301, Statistics and Econometrics, Series 09, Universidad Carlos III, Departamento de Estadística y Econometría.
- Fritzer, R., G. Moser, and J. Scharler (2002), "Forecasting Austrian HICP and Its Components Using VAR and ARIMA Models," *Oesterreichische Nationalbank Working Paper*, No.73.
- Fildes, R. and H. Stekler (2002), "The State of Macroeconomic Forecasting," *Journal of Macroeconomics*, 24(4), 435-468.
- Ghysels, E., D. R. Osborn, and P. M. M. Rodrigues (2006), "Forecasting Seasonal Time Series," *Handbook of Economic Forecasting*, Chapter 13, Ed: G. Elliott, C.W.J. Granger and A. Timmermann, Elsevier, 1, 659-711.

- Giacomini, R. and H. White (2006), "Test of Conditional Predictive Ability," *Econometrica*, 74(6), 1545-1578.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 12(2), 111-120.
- Grunfeld, Y. and Z. Griliches (1960), "Is Aggregation Necessarily Bad?" *The Review of Economics and Statistics*, 42(1), 1-13.
- Hallman, J. J., R. D. Porter, and D. H. Small (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?" *American Economic Review*, 81(4), 841-858.
- Hammond, G. (2012), "State of the Art of Inflation Targeting—2012," Centre for Central Banking Studies Handbook, No.29.
- Harvey, A. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Harvey, A. and S. Koopman(2009), "Unobserved Components Models in Economics and Finance: The Role of the Kalman Filter in Time Series Econometrics," *IEEE Control Systems Magazine*, 29(6), 71-81.
- Hendry, D. F. and H. M. Krolzing (2001), *Automatic Econometric Model Selection Using PcGets 1.0*, Timberlake Consultants Ltd., London, UK.
- Hendry, D. F. (2002), "Forecast Failure, Expectations Formation and the Lucas Critique," *Nuffield College Economics Working Paper*, No.8.
- Hendry, D. F. and K. Hubrich (2006), "Forecasting Economic Aggregates by Disaggregates," *CEPR Discussion Paper*, No.5485.
- Hindrayanto, I., J. A. D. Aston, S. J. Koopman, and M. Ooms (2010), "Modeling Trigonometric Seasonal Components for Monthly Economic Time Series," *Tinbergen Institute Discussion Paper*, 10-018/4.
- Hubrich, K. (2005), "Forecasting Euro Area Inflation : Does Aggregating Forecasts by HICP Component Improve Forecast Accuracy?" *International Journal of Forecasting*, 21(1), 216-227.
- Ilek, A. (2007), "Aggregation Versus Disaggregation—What Can We Learn From It?" Bank of Israel, *Monetary Studies Discussion Papers*.
- IMF (2008), "Global Slowdown and Rising Inflation," World Economic Outlook Update, July.
- Koopman, S. J. and M. Ooms (2002), "Periodic Unobserved Component Time Series Models : Estimation and Forecasting with Applications," Paper presented at the 57th European Meeting of the Econometric Society (ESEM2002) held in Venice, August 25-28, 2002, Department of Econometrics, Vrije Universiteit Amsterdam.
- Pufnik, A. and D. Kunovac (2006), "Short-Term Forecasting of Inflation in Croatia with Seasonal ARIMA Processes," Croatian National Bank, December 2006.
- Razzak, W. A. (2002), "Monetary Policy and Forecasting Inflation With and Without the Output Gap," *Discussion Paper Series*, DP2002/03, Reserve Bank of New Zealand.
- Rummel, O (2012), "Monetary Transmission Channels , Liquidity Conditions and Determinants of Inflation , A Short-Term Inflation Forecast for South Africa: Part I ,"Centre for Central Banking Studies, Bank of England.
- Said, S. E. and D. A. Dickey (1984), "Testing for Unit Root in Autoregressive Moving Average Models with Unknown Order," *Biometrika*, 71(3), 599-608.
- Suchoy, T. and Y. Rotberger (2006), "Enhancing the Accuracy of the Seasonal Model for Forecasting CPI in the Short Term," *Discussion Paper of Research Department*, Bank of Israel.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1999), "Forecasting Inflation," *Journal of Monetary Economics*, 44,293-335.
- Theil, H.(1954), "Linear Aggregation of Economic Relations," North Holland, Amsterdam.

附錄1 文獻整理

文獻	國家	指數	資料 頻率	樣本期間	方法	分解CPI 之主要子項目
Espasa <i>et al.</i> (2002)	美國	CPI	月資料	估計樣本1983:1-1997:12 預測樣本 1998:1-2000:12	ARIMA模型、多變 量模型(共整合分析 與動態因子模型)	能源，食物，非能源商 品，服務
Fritzer <i>et al.</i> (2002)	奧地利	HICP	月資料	估計樣本1987:1-1996:12 預測樣本 1996:1-2000:1	ARIMA、VAR模型	非加工食物、加工食 物、能源及服務類
Benalal <i>et al.</i> (2004)	歐元區及 歐元區中 最大的4個 國家(德、 法、義、 西)	HICP HICPX	月資料	1990:1-2002:6	單變量(隨機漫 步、ARIMA、指 數平滑)及多變量 (VAR、貝氏VAR模 型、單一方程)模型	1. HICP中5個主要成 份：非加工食物、加 工食物、非能源製造 品、能源及服務類。 2. 四個歐元區中最大的 國家(德、法、義、 西)。
Hubrich(2005)	歐元區	HICP	月資料	1992:1-2001:12	隨機漫步模型、AR 模型及VAR模型	HICP中5個主要成份： 非加工食物、加工食 物、非能源製造品、能 源及服務類。
Duarte and Rua (2005)	葡萄牙	CPI	月資料	1988:1-2004:12	隨機漫步模型 SARIMA模型 SARIMAX (含有外生變數)	1. 低層次：直接預測 CPI本身。 2. 中層次：傳統文獻使 用CPI中主要5個子 項目(非加工食物、 加工食物、非能源製 造品、能源及服務 類)。 3. 高層次：59個CPI子 項目。
Demers and Champlain(2005)	加拿大	CPIX	月資料	1985:1-2003:12	菲力普曲線模型	兩種層次：6個及19個 CPIX子項目
Hendry and Hubrich (2006)	歐元區 美國	HICP CPI(US)	月資料	歐元區 1992:1-2001:12(2004:12) 美國 1990-2004; 1980-2004	AR模型及VAR模型	1. HICP中5個主要成 份：非加工食物、加 工食物、工業商品、 能源及服務類。 2. 美國CPI中4個主要成 份：食物、工業產 品、服務及能源
Pufnik and Kunovac (2006)	克羅埃西 亞	CPI	月資料	估計樣本1998:1-2003:12 預測樣本 2004:1-2006:3	隨機漫步模型 SARIMA模型	12個CPI子項目
Ilek (2007)	以色列	CPIX	月資料	1998:1-2006:7	通膨結構模型(5條 結構方程式：通膨 方程式、通膨預期 方程式、匯率方程 式、產出缺口方程 式及貨幣政策方程 式(泰勒法則))	房屋、衣著及鞋類、能 源以及排除以上項目的 核心CPI。
Cobb (2009)	智利	CPI	月資料	1998:12-2008:12	AR模型、SARIMA 模型、不可觀測成 分模型及VAR模型	三種層次：8個(食物、 房屋、房屋設備、衣 著、交通、醫療、教育 及雜項)、41個及156個 CPI子項目。

註：HICP 意指調和的消費者物價指數；CPIX意指核心CPI。

附錄2 組成CPI之各項目－調整後判定係數、AIC及BIC

組成CPI之項目	模型所放落後期數	$\bar{R}^2$	AIC	BIC	組成CPI之項目	模型所放落後期數	$\bar{R}^2$	AIC	BIC
食物類	1	0.065	-5.017	-4.937	家庭用品	1	0.066	-8.010	-7.930
	2	0.061	-5.006	-4.906		2	0.072	-8.011	-7.911
	3	0.092	-5.033	-4.913		3	0.068	-8.000	-7.880
	4	0.111	-5.048	-4.908		4	0.074	-8.000	-7.859
	5	0.106	-5.036	-4.876		5	0.071	-7.990	-7.829
衣著類	1	0.917	-5.023	-4.943	家庭管理費	1	0.314	-1.846	-1.745
	2	0.921	-5.067	-4.967		2	0.328	-1.859	-1.739
	3	0.957	-5.678	-5.557		3	0.338	-1.869	-1.728
	4	0.963	-5.802	-5.661		4	0.338	-1.861	-1.701
	5	0.964	-5.826	-5.666		5	0.336	-1.853	-1.672
房租	1	0.266	-12.133	-12.073	水電燃氣費	1	0.575	-5.182	-5.061
	2	0.343	-12.237	-12.157		2	0.578	-5.182	-5.042
	3	0.352	-12.245	-12.144		3	0.588	-5.200	-5.040
	4	0.351	-12.236	-12.116		4	0.742	-5.662	-5.481
	5	0.359	-12.243	-12.102		5	0.747	-5.674	-5.473
住宅維修費	1	0.347	-8.679	-8.619	交通設備	1	0.037	-7.775	-7.694
	2	0.413	-8.780	-8.700		2	0.031	-7.762	-7.661
	3	0.410	-8.767	-8.667		3	0.040	-7.765	-7.645
	4	0.406	-8.754	-8.634		4	0.034	-7.753	-7.612
	5	0.407	-8.750	-8.609		5	0.027	-7.739	-7.579
油料費	1	0.976	-4.074	-4.014	教養費用	1	0.920	-8.210	-8.170
	2	0.979	-4.194	-4.114		2	0.920	-8.199	-8.138
	3	0.979	-4.186	-4.086		3	0.919	-8.188	-8.107
	4	0.979	-4.175	-4.055		4	0.919	-8.174	-8.074
	5	0.979	-4.186	-4.046		5	0.918	-8.161	-8.041
交通服務及維修零件	1	0.007	-7.868	-7.828	娛樂費用	1	0.372	-5.482	-5.382
	2	0.012	-7.867	-7.807		2	0.399	-5.518	-5.398
	3	0.061	-7.911	-7.830		3	0.414	-5.538	-5.397
	4	0.060	-7.904	-7.803		4	0.411	-5.527	-5.366
	5	0.054	-7.891	-7.771		5	0.421	-5.537	-5.356
醫藥保健類	1	0.040	-7.758	-7.637	雜項類	1	0.977	-6.299	-6.219
	2	0.036	-7.748	-7.607		2	0.977	-6.287	-6.187
	3	0.032	-7.737	-7.577		3	0.977	-6.276	-6.155
	4	0.025	-7.724	-7.543		4	0.977	-6.263	-6.122
	5	0.018	-7.711	-7.510		5	0.977	-6.249	-6.089

附錄3 組成CPI之各項目－估計模型

組成CPI之項目	模型	$\bar{R}^2$	Q(1)	Q(4)	ARCH (1)
食物類	$d\log(\text{food}) = -0.01 + 0.03 * d\log(\text{food})_{t-1} - 0.03 * d\log(\text{food})_{t-2} - 0.18 * d\log(\text{food})_{t-3} - 0.16 * d\log(\text{food})_{t-4} + 0.02 * @\text{seas}(8) + 0.01 * @\text{seas}(9) + 0.00002 * @\text{trend}$	0.11	0.65	0.85	0.79
衣著類	$d\log(\text{cloth}) = -0.02 - 0.09 * d\log(\text{cloth})_{t-1} - 0.22 * d\log(\text{cloth})_{t-2} - 0.34 * d\log(\text{cloth})_{t-3} - 0.22 * d\log(\text{cloth})_{t-4} - 0.14 * d\log(\text{cloth})_{t-5} + 0.13 * @\text{seas}(4) + 0.12 * @\text{seas}(10)$	0.96	0.45	0.15	0.76
房租	$d\log(\text{rent}) = -0.001 + 0.25 * d\log(\text{rent})_{t-1} + 0.33 * d\log(\text{rent})_{t-2} + 0.00003 * @\text{trend}$	0.34	0.52	0.81	0.87
住宅維修費	$d\log(\text{repair}) = -0.0003 + 0.36 * d\log(\text{repair})_{t-1} + 0.32 * d\log(\text{repair})_{t-2} - 0.03 * d\log(\text{repair})_{t-3} + 0.002 * d2004 + 0.00001 * @\text{trend}$	0.42	0.96	0.90	0.10
家庭用品	$d\log(\text{household}) = -0.01 - 0.10 * d\log(\text{household})_{t-1} + 0.12 * d\log(\text{household})_{t-2} + 0.002 * d2004 + 0.00003 * @\text{trend}$	0.07	0.81	0.67	0.51
家庭管理費	$\log(\text{operate}) = 7.82 - 0.40 * \log(\text{operate})_{t-1} - 0.16 * \log(\text{operate})_{t-2} - 0.13 * \log(\text{operate})_{t-3} + 0.04 * d\log(\text{operate})_{t-4} - 0.06 * \log(\text{operate})_{t-5} + 0.23 * @\text{seas}(2) - 0.01 * @\text{seas}(6) - 0.002 * @\text{seas}(9)$	0.34	0.02	0.24	0.53
水電燃氣	$d\log(\text{gas}) = -0.01 - 0.09 * d\log(\text{gas})_{t-1} - 0.13 * d\log(\text{gas})_{t-2} - 0.17 * d\log(\text{gas})_{t-3} + 0.08 * @\text{seas}(6) + 0.02 * @\text{seas}(7) + 0.02 * @\text{seas}(8) + 0.02 * @\text{seas}(9)$	0.59	0.64	0.49	0.22
交通設備	$d\log(\text{transeq}) = -0.004 + 0.15 * d\log(\text{transeq})_{t-1} - 0.003 * d2009 + 0.00001 * @\text{trend}$	0.04	0.68	0.72	0.97
油料費	$d\log(\text{fule}) = -0.005 + 0.36 * d\log(\text{fule})_{t-1} - 0.06 * d\log(\text{fule})_{t-2} + 0.02 * d\log(\text{fule})_{t-3} + 0.16 * d\log(\text{fule})_{t-4} - 0.03 * d2008$	0.21	0.98	0.99	0.26
交通服務及維修零件	$d\log(\text{transervice}) = -0.0002 + 0.12 * d\log(\text{transervice})_{t-1} - 0.07 * d\log(\text{transervice})_{t-2} - 0.24 * d\log(\text{transervice})_{t-3} + 0.08 * d\log(\text{transervice})_{t-4}$	0.06	0.98	0.99	0.55
醫藥保健類	$d\log(\text{medical}) = 0.001 + 0.08 * d\log(\text{medical})_{t-1} + 0.002 * d2002 + 0.004 * d2005 + 0.003 * d2007 - 0.000002 * @\text{trend}$	0.04	0.93	0.80	0.92
教養費用	$\log(\text{edu}) = 0.34 + 0.93 * \log(\text{edu})_{t-1} - 0.000014 * @\text{trend}$	0.92	0.94	0.97	0.96
娛樂費用	$d\log(\text{ent}) = -0.005 - 0.51 * d\log(\text{ent})_{t-1} - 0.30 * d\log(\text{ent})_{t-2} - 0.23 * d\log(\text{ent})_{t-3} - 0.13 * d\log(\text{ent})_{t-4} - 0.14 * d\log(\text{ent})_{t-5} + 0.01 * @\text{seas}(1) + 0.02 * @\text{seas}(2) + 0.03 * @\text{seas}(7)$	0.42	0.86	0.38	0.10
雜項類	$d\log(\text{other}) = 0.002 - 0.05 * d\log(\text{other})_{t-1} + 0.02 * d2002_2 + 0.01 * d2009_6$	0.02	0.93	0.97	0.94

註：估計樣本期間為2000年1月至2012年6月。

附錄4 短期通膨率預測值

模型	AR(5)模型				AR-不同模型設定				不可觀測成分模型			
2012年	每月 CPI	年增率 (月)	每季 CPI	年增率 (季)	每月 CPI	年增率 (月)	每季 CPI	年增率 (季)	每月 CPI	年增率 (月)	每季 CPI	年增率 (季)
1月	108.35	2.36	107.43	1.29	108.35	2.36	107.43	1.29	108.35	2.36	107.43	1.29
2月	106.91	0.24			106.91	0.24			106.91	0.24		
3月	107.04	1.26			107.04	1.26			107.04	1.26		
4月	108.04	1.44	108.63	1.65	108.04	1.44	108.63	1.65	108.04	1.44	108.63	1.65
5月	108.57	1.74			108.57	1.74			108.57	1.74		
6月	109.27	1.77			109.27	1.77			109.27	1.77		
7月	109.07	1.89	108.88	1.65	109.10	1.92	109.37	2.10	108.81	1.64	109.05	1.80
8月	108.86	1.66			109.46	2.22			108.94	1.73		
9月	108.70	1.38			109.54	2.17			109.40	2.03		
10月	109.19	1.29	109.29	1.33	110.19	2.22	110.09	2.07	109.72	1.78	109.48	1.50
11月	109.32	1.44			110.14	2.20			109.69	1.78		
12月	109.37	1.26			109.95	1.80			109.03	0.94		
全年通膨 率預測值	1.48				1.78				1.56			

註：2012年7月至12月為預測值，其餘為實際值

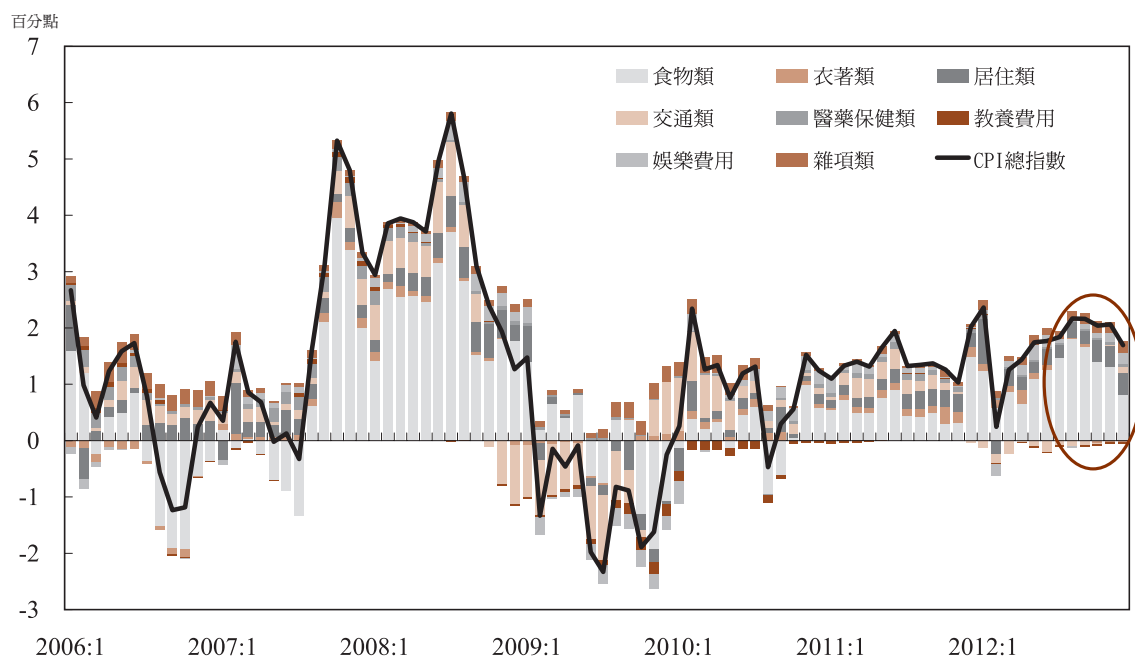
附表1 間接預測之預測能力比較—不同子項目個數

預測期間	模型子項目個數	AR模型AR(5)模型設定		AR模型不同模型設定	
		7個子項目	14個子項目	7個子項目	14個子項目
向前預測1期	MAE	0.40	0.34	0.52	0.38
	MAPE	0.38	0.32	0.49	0.36
	RMSE	0.40	0.34	0.52	0.38
向前預測2期	MAE	0.42	0.40	0.53	0.41
	MAPE	0.39	0.37	0.50	0.39
	RMSE	0.46	0.43	0.58	0.46
向前預測3期	MAE	0.44	0.42	0.66	0.59
	MAPE	0.44	0.39	0.62	0.55
	RMSE	0.50	0.45	0.74	0.66
向前預測4期	MAE	0.45	0.43	0.66	0.54
	MAPE	0.43	0.41	0.62	0.51
	RMSE	0.52	0.48	0.75	0.61
向前預測5期	MAE	0.46	0.45	0.76	0.64
	MAPE	0.43	0.42	0.71	0.60
	RMSE	0.53	0.50	0.85	0.74
向前預測6期	MAE	0.46	0.46	0.85	0.64
	MAPE	0.44	0.43	0.80	0.61
	RMSE	0.54	0.51	0.94	0.73

附表2 主要機構對2012年CPI年增率之預測數

預測機構 (2012年發佈日期)	主計總處 (8/17)	台經院 (7/26)	中經院 (7/23)	中研院 (7/18)	寶華 (6/28)	台綜院 (6/13)	Global Insight (8/15)
2012年預測值	1.93	1.84	1.87	1.80	1.9	1.93	1.92

附圖1 CPI之組成項目對CPI年增率之影響(2012年7月至12月)



國內經濟金融情勢（民國101年第4季）

總體經濟

壹、國內經濟情勢

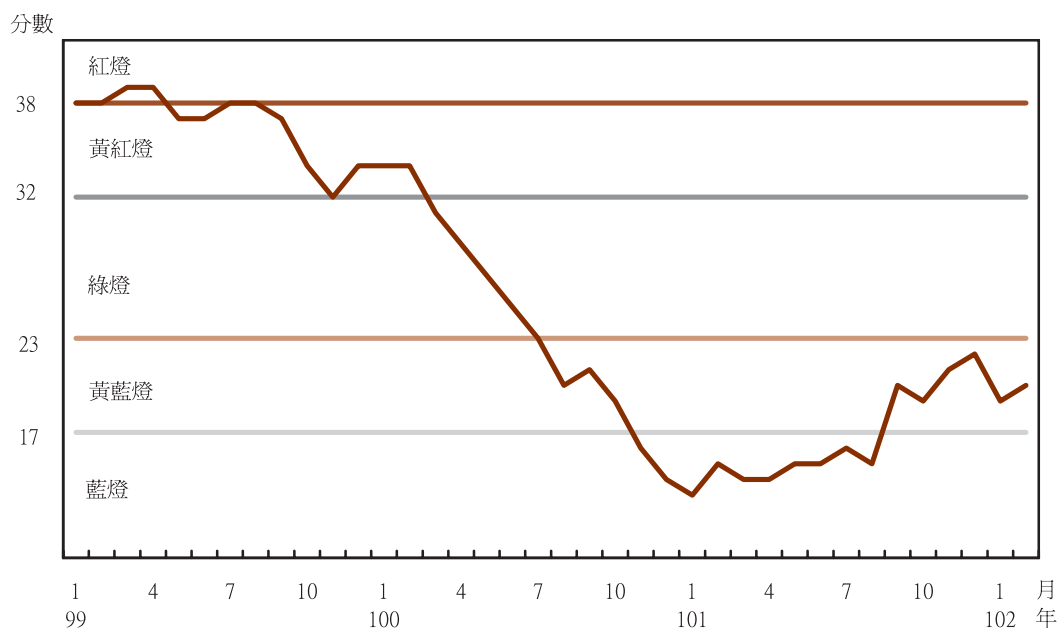
一、景氣復甦步調仍緩

101年9月起，因出口、工業生產及股價指數等指標表現好轉，景氣對策信號在連續10個月呈藍燈之後，轉為黃藍燈，至102年2月，連續6個月呈黃藍燈，綜合判斷分數為20分，顯示國內景氣雖呈復甦，惟步調緩

慢。

101年11月以來，台灣經濟研究院製造業及服務業營業氣候測驗點連續3個月回升，至102年1月分別為99.08點及96.26點，惟2月分別回降為98.09點及94.58點，顯示廠商對未來景氣看法略趨保守。

圖1 景氣對策信號綜合判斷分數



二、經濟溫和成長

101年第4季，隨全球經濟回穩，輸出及民間投資成長較預期為佳，加以民間消費

信心回溫，經濟成長率升為3.72%，全年為1.26%。主計總處預測102年第1季經濟成長率為3.26%。

圖2 經濟成長、投資與消費

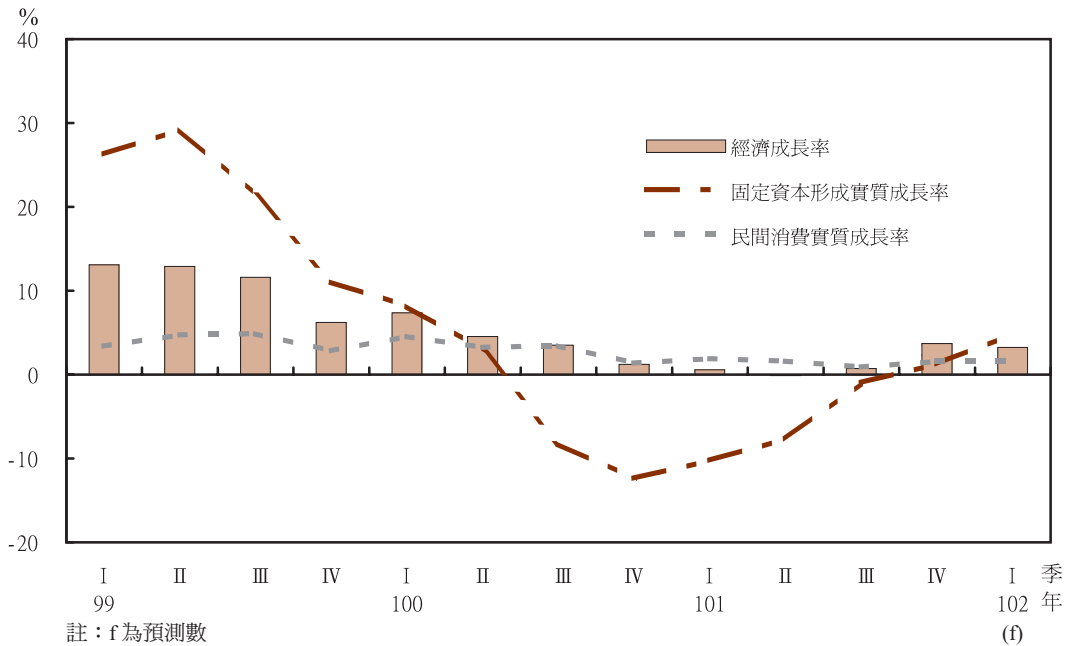


表1 各項需求實質成長率

單位：%，百分點

年/季	項目	經濟成長率	民間消費	政府消費	固定資本形成				輸出	輸入
					合計	民間	公營事業	政府		
99年		10.76	3.96	0.44	21.12	29.76	8.11	-3.10	25.63	27.70
100年		4.07	3.13	2.25	-3.10	-1.26	-14.39	-5.93	4.45	-0.47
101年 p		1.26	1.49	0.39	-4.39	-2.25	-9.03	-12.77	0.13	-1.87
102年 f		3.59	1.86	-0.01	4.81	5.56	0.42	-7.18	6.35	5.34
100/4		1.21	1.36	4.04	-12.38	-12.49	-19.56	-7.54	0.16	-6.62
101/1		0.59	1.92	2.10	-10.21	-9.10	-13.19	-16.89	-3.37	-7.23
2		-0.12	1.61	2.50	-7.69	-5.71	-13.07	-14.92	-2.54	-4.09
3 r		0.73	0.90	-0.70	-0.95	1.54	-11.51	-9.12	2.28	1.88
4 p		3.72	1.55	-1.71	1.25	5.56	-2.82	-11.47	3.95	2.15
102/1 f		3.26	1.57	-0.28	4.85	7.01	-7.47	-6.84	6.20	5.43
101年第4季 貢獻百分點 p		3.72	0.81	-0.21	0.20	0.62	-0.05	-0.37	2.92	1.14

資料來源：行政院主計總處。

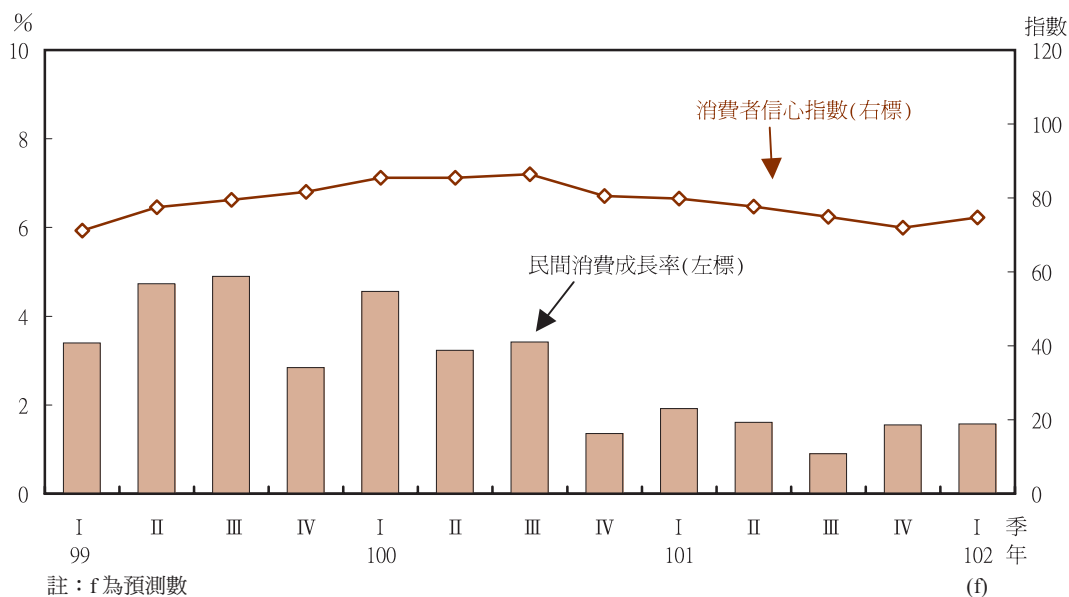
註：r為修正數，p為初步統計數，f為預測數

三、民間消費回溫

101年第4季，因股市上揚，加以勞動市場情勢穩定，消費信心漸次恢復，民間消費

成長率升為1.55%，全年則為1.49%。主計總處預測102年第1季民間消費成長率微升為1.57%。

圖3 消費者信心指數與民間消費

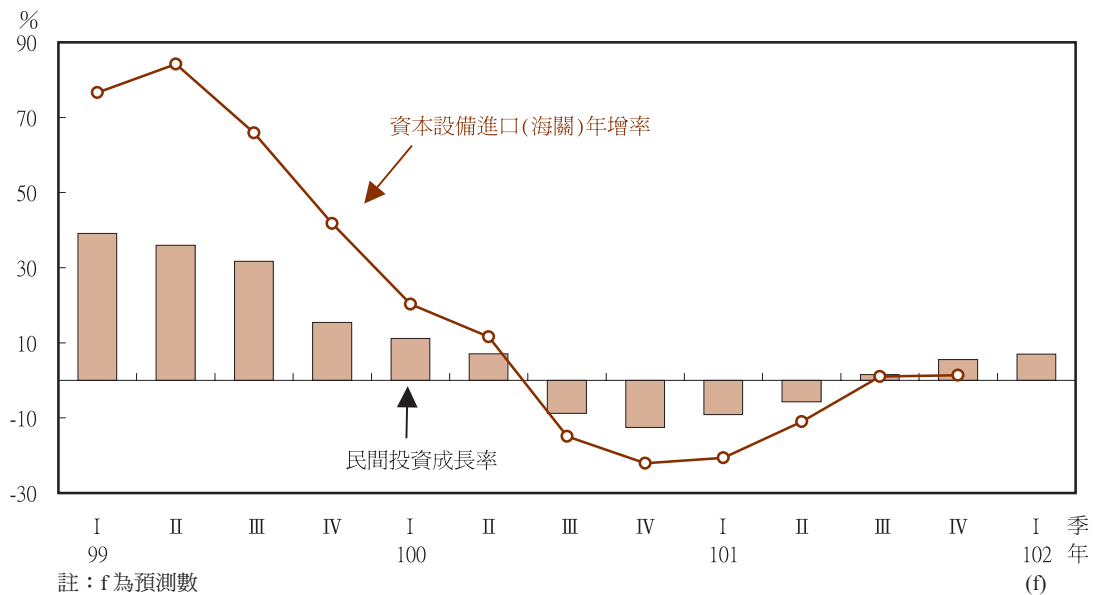


四、民間投資成長力道漸增

101年下半年因100年同期比較基期較低，加上半導體業持續擴充高階製程投資，以及飛機等運輸工具投資大增，民間投資

恢復成長，由第3季之1.54%，升為第4季之5.56%，惟全年仍負成長2.25%。主計總處預測102年第1季民間投資成長率升為7.01%。

圖4 民間投資與資本設備進口



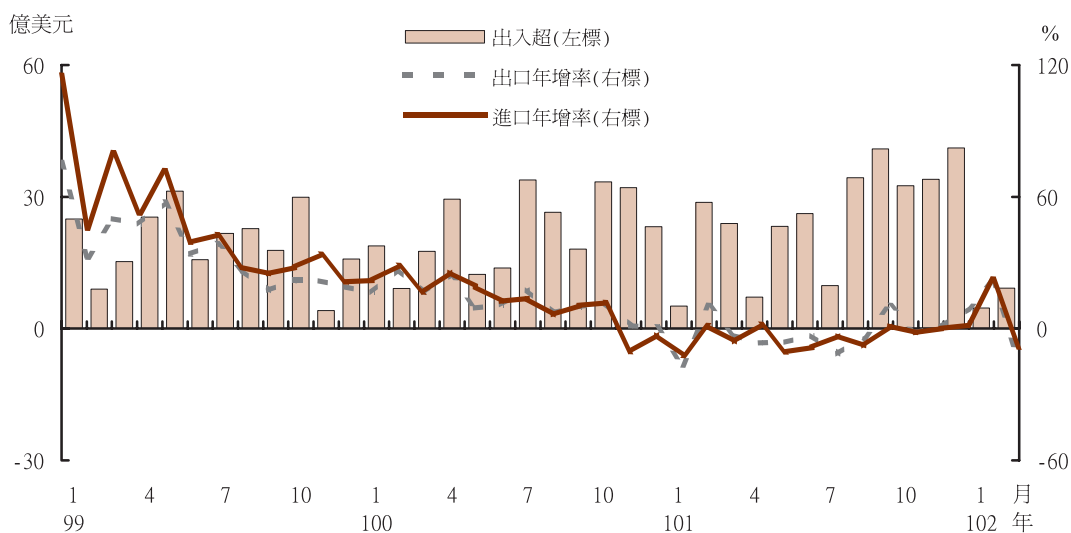
五、對外貿易恢復成長

101年9月以後，因亞洲地區需求增溫，以及礦產品出口大幅成長，出口恢復成長，第4季成長率為2.47%。進口衰退幅度則趨緩，第4季僅微幅衰退0.07%。商品及服務併計之輸出及輸入成長率，第4季分別為3.95%

及2.15%，全年則分別為0.13%與-1.87%。

102年以來，受國際景氣回穩影響，1至2月平均出口、進口分別成長2.0%及7.0%。主計總處預測102年第1季輸出、輸入成長率分別升為6.20%與5.43%。

圖5 進出口貿易

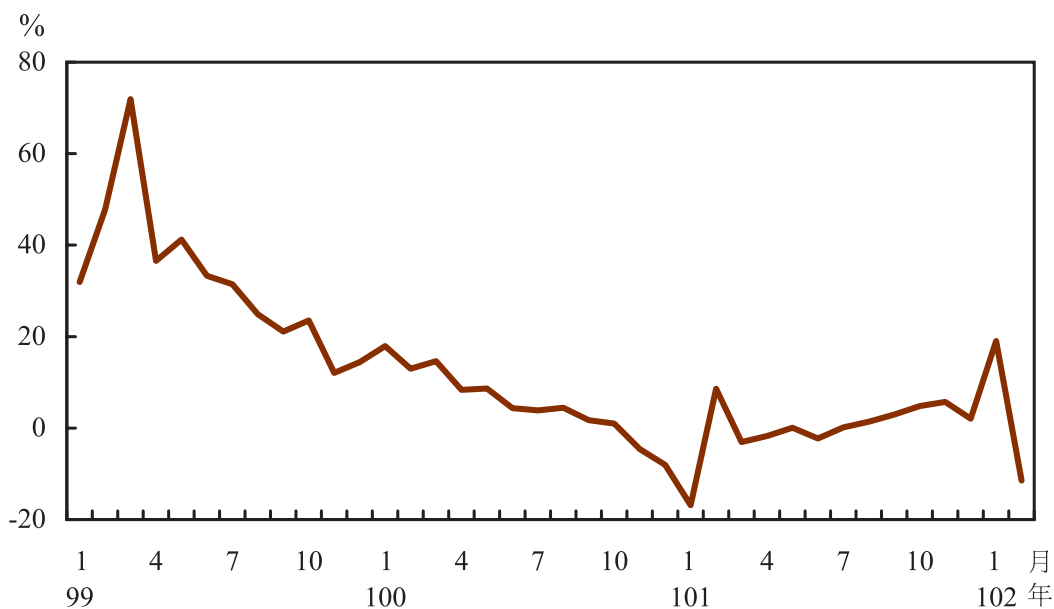


六、工業生產穩定增產

由於電子科技產品推陳出新，101年7月以來，國外接單緩步上升，工業生產恢復成長，至12月年增率為2.05%。102年1月工業生產大幅成長19.05%，2月因逢農曆春節，

工作天數縮減，致工業生產指數下降，年增率亦降為-11.45%；1至2月平均年增率則為3.24%。1至2月製造業生產年增率為3.13%，四大業別以資訊電子工業增加5.03%最多，民生工業增加3.82%次之。

圖6 工業生產年增率



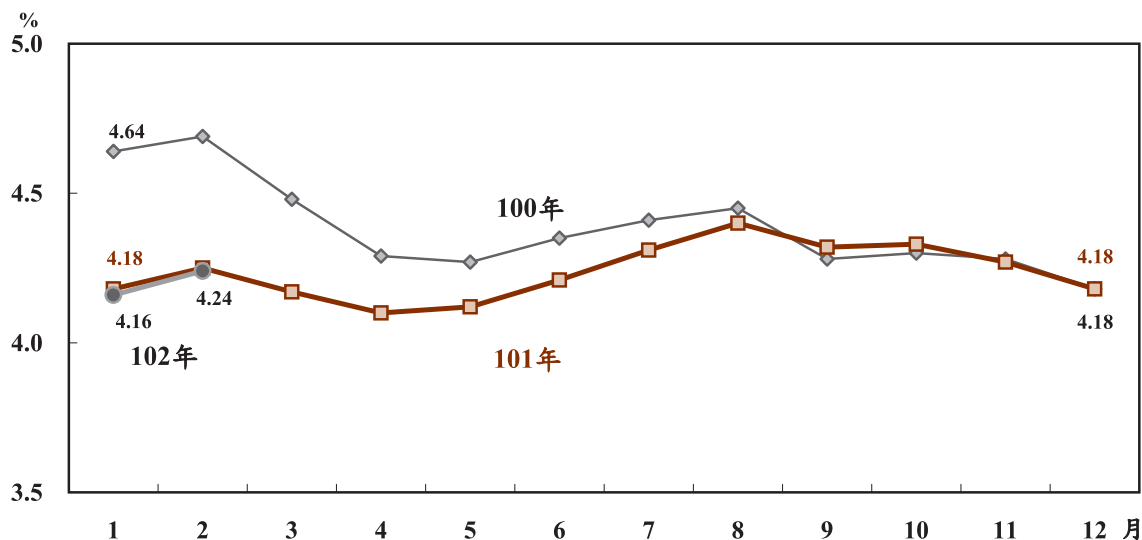
七、失業率下降，薪資成長仍緩

受景氣走緩及畢業生尋職之季節性因素影響，101年8月失業率曾升至4.40%。隨景氣回溫，失業率緩步回降，至102年1月為4.16%。就業人數則連續4個月增加，至102年1月為1,093.5萬人。惟2月受年節轉職因素影響，就業人數降至1,091.5萬人，失業率則回升為4.24%，惟仍較101年同月略降0.01個百分點。

101年第4季起，雖國內景氣緩步復甦，

惟薪資成長仍緩。當年12月非農業部門受僱員工之經常性薪資年增率僅0.44%，惟因部分廠商發放績效獎金及年終獎金，每月平均薪資年增率升為4.30%；全年平均薪資年增率為0.30%，其中經常性薪資年增率為1.28%。102年1月非農業部門受僱員工之平均薪資年增率為-27.58%，主要係101年同期適逢農曆春節，比較基期偏高所致；經常性薪資年增率則為1.48%。

圖7 失業率



八、消費者物價漲幅尚屬溫和

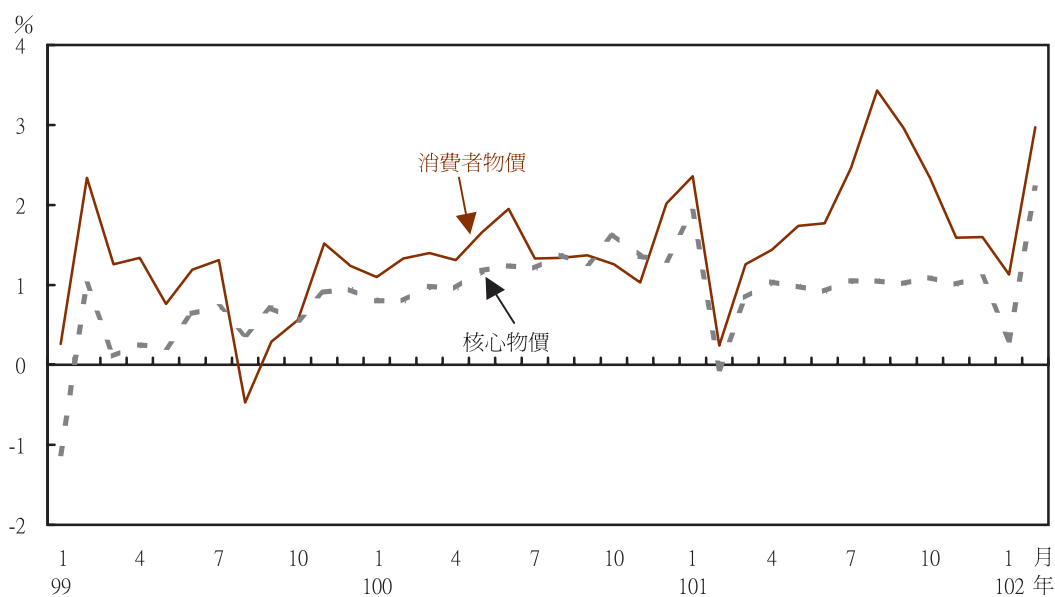
101年7月起，蔬菜、水果受颱風、豪雨影響，價格攀升，CPI年增率走升，7、8月分別達2.46%、3.43%；其後隨蔬菜價格回降，CPI漲幅趨緩，至12月降為1.60%，全年平均為1.93%，不包括蔬果及能源之CPI(即核心CPI)年增率為1.00%，漲幅尚屬溫和。

102年1至2月平均CPI年增率為2.05%，

主因油料費、水果價格與旅遊團費等上漲所致。核心CPI年增率則為1.25%，漲幅維持溫和。

主計總處預測102年第1季CPI年增率達1.99%，惟第2季起，將陸續受油電及蔬果價格比較基期墊高影響，CPI年增率可望回降。

圖8 消費者物價與核心物價



貳、經濟展望

展望102年，隨全球景氣回溫，我國輸出及民間投資恢復成長動能，民間消費將溫和成長，行政院主計總處預測經濟成長率升為3.59%，國內各預測機構預測值之平均為3.49%。

表2 國內預測機構預測102年經濟成長率

單位：%

項 目 \ 預測機構	主計總處	元大寶華	台經院	中研院	台綜院	中經院	平均值
發布日期	102.2.22	102.3.26	102.1.25	101.12.18	101.12.14	101.12.12	
實質國內生產毛額	3.59	3.65	3.49	3.05	3.57	3.60	3.49
實質民間消費支出	1.86	2.18	2.41	1.34	1.52	2.55	1.98
實質政府消費支出	-0.01	---	-1.42	0.43	0.54	0.43	-0.01
實質固定投資	4.81	---	2.15	3.35	3.09	2.73	3.23
實質民間投資	7.37	6.98	4.43	5.96	5.71	4.99	5.91
實質政府投資	-7.18	---	-8.00	-8.00	-8.15	-8.00	-7.87
實質輸出	6.35	6.11	4.36	4.33	4.57	5.26	5.16
實質輸入	5.34	5.21	2.99	2.92	2.64	4.22	3.89
貿易差額(億美元)	377.20	---	---	---	---	---	377.20

國際收支

壹、概況

本季我國經常帳順差15,960百萬美元，產增加3,583百萬美元(表1及圖1)。
金融帳淨流出11,609百萬美元，央行準備資

表1 國際收支

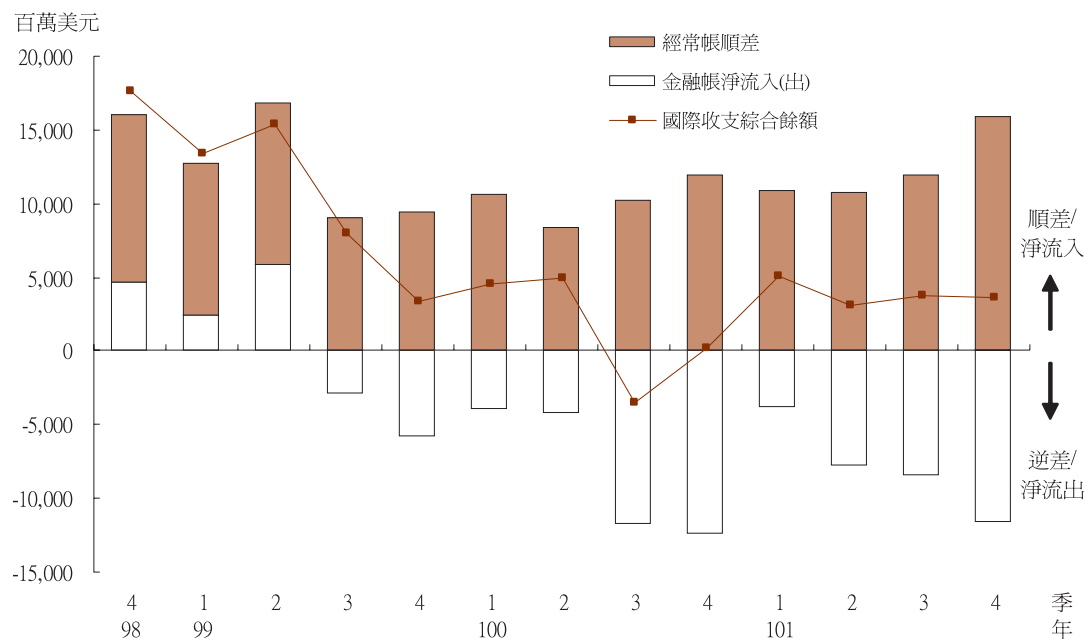
民國101年第4季暨民國100年第4季

單位：百萬美元

	(1) 101年 第4季	(2) 100年 第4季	(1)-(2)
A. 經常帳	15,960	11,927	4,033
商品出口(f.o.b.)	77,185	75,285	1,900
商品進口(f.o.b.)	-66,440	-66,301	-139
商品貿易淨額	10,745	8,984	1,761
服務：收入	12,737	12,227	510
服務：支出	-10,473	-10,990	517
服務淨額	2,264	1,237	1,027
所得：收入	6,025	4,913	1,112
所得：支出	-2,272	-2,640	368
所得淨額	3,753	2,273	1,480
經常移轉：收入	1,422	1,353	69
經常移轉：支出	-2,224	-1,920	-304
經常移轉淨額	-802	-567	-235
B. 資本帳	-18	-32	14
資本帳：收入	4	1	3
資本帳：支出	-22	-33	11
合計，A加B	15,942	11,895	4,047
C. 金融帳	-11,609	-12,314	705
對外直接投資	-3,401	-4,164	763
來台直接投資	270	655	-385
證券投資(資產)	-13,577	1,208	-14,785
股權證券	-5,519	2,017	-7,536
債權證券	-8,058	-809	-7,249
證券投資(負債)	3,045	-1,770	4,815
股權證券	2,563	974	1,589
債權證券	482	-2,744	3,226
衍生金融商品	95	230	-135
衍生金融商品(資產)	1,066	1,506	-440
衍生金融商品(負債)	-971	-1,276	305
其他投資(資產)	-5,607	-6,621	1,014
一般政府	1	6	-5
銀行	-6,737	-12,110	5,373
其他	1,129	5,483	-4,354
其他投資(負債)	7,566	-1,852	9,418
貨幣當局	0	0	0
一般政府	0	0	0
銀行	7,421	-1,581	9,002
其他	145	-271	416
合計，A至C	4,333	-419	4,752
D. 誤差與遺漏淨額	-750	630	-1,380
合計，A至D	3,583	211	3,372
E. 準備資產	-3,583	-211	-3,372

註：無符號在經常帳及資本帳表示收入，在金融帳表示資本流入或資產減少或負債增加，在準備資產表示資產減少；負號在經常帳及資本帳表示支出，在金融帳表示資本流出或資產增加或負債減少，在準備資產表示資產增加。

圖1 國際收支



一、經常帳

商品方面，由於全球景氣漸趨回穩，本季與上年同季比較，出進口分別增加2.5%與0.2%。由於出口增額大於進口增額，本季商品貿易順差增為10,745百萬美元，較上年同季增加1,761百萬美元或19.6%。

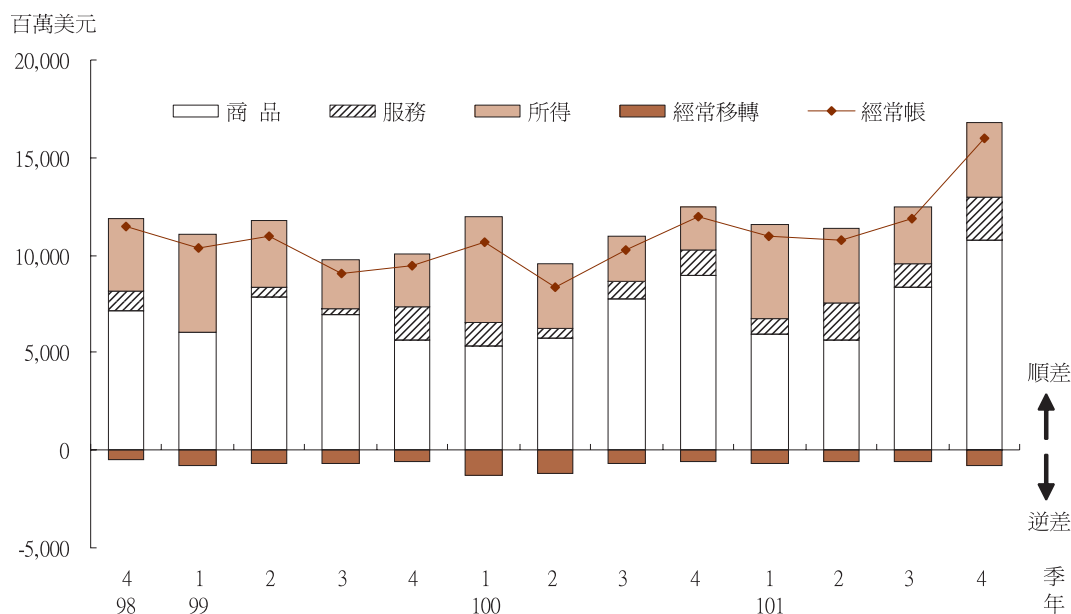
服務方面，本季服務收入12,737百萬美元，較上年同季增加510百萬美元，主要係專業技術與雜項收入及三角貿易淨收入增加；服務支出10,473百萬美元，較上年同季減少517百萬美元，主要係無形資產使用費支出減少。由於收入增加、支出減少，本季服務收支順差由上年同季1,237百萬美元增為2,264百萬美元。

所得方面，本季所得收入6,025百萬美元，較上年同季增加1,112百萬美元，主要係外匯資產投資所得增加；所得支出2,272百萬美元，較上年同季減少368百萬美元，主要係支付外資股利減少。由於收入增加、支出減少，本季所得收支順差增為3,753百萬美元，較上年同季增加1,480百萬美元。

經常移轉方面，本季經常移轉淨支出由上年同季的567百萬美元增為802百萬美元，主要係贍家匯出款增加。

本季因商品、服務與所得順差皆增加，致經常帳順差創歷年單季新高，達15,960百萬美元，較上年同季增加4,033百萬美元或33.8%(圖2)。

圖2 經常帳



二、資本帳

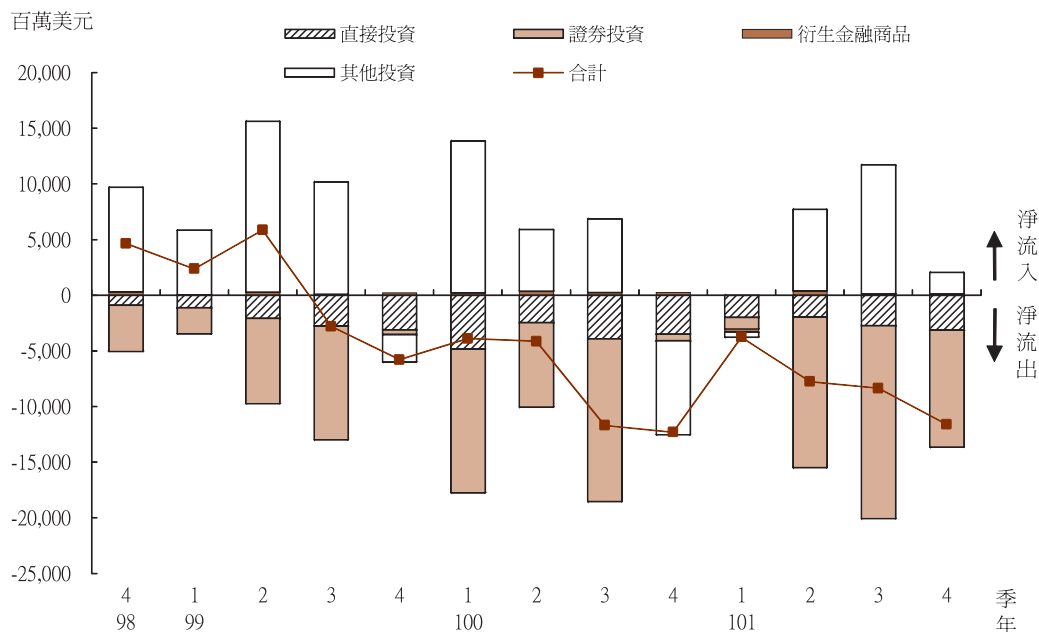
資本帳包括資本移轉(資本設備之贈與、債務之免除及移民移轉)與非生產性、非金融性資產交易(如專利權、商譽等無形資產之買賣斷)。本季資本帳逆差18百萬美元。

三、金融帳

本季金融帳淨流出11,609百萬美元。其中直接投資呈淨流出3,131百萬美元，居民

對外直接投資及非居民來台直接投資淨額分別呈淨流出3,401百萬美元及淨流入270百萬美元。證券投資呈淨流出10,532百萬美元，其中居民對外證券投資淨流出13,577百萬美元，主要係保險公司國外投資增加；非居民證券投資則呈淨流入3,045百萬美元，主要係外資投資國內股市增加。衍生金融商品呈淨流入95百萬美元。其他投資呈淨流入1,959百萬美元，主要係銀行部門自國外引進資金(圖3)。

圖3 金融帳



貳、經常帳

一、商品貿易

本季商品貿易，依國際收支基礎（根據海關進出口貿易統計，就計價基礎、時差、類別及範圍予以調整）計算，商品出口計77,185百萬美元，較上年同季增加1,900百萬美元或2.5%；商品進口計66,440百萬美元，較上年同季增加139百萬美元或0.2%。由於出口增額大於進口增額，商品貿易順差增為10,745百萬美元，較上年同季增加1,761百萬美元或19.6%。

以下根據海關進出口貿易統計，就貿易結構、主要貨品與主要貿易地區別進一步分

析出、進口概況。

就貿易結構而言，出口方面，本季農產加工品較上年同季成長9.4%，農產品及工業產品增幅較小，分別為3.3%及2.3%；工業產品中的重化工業產品向為我國出口主力（出口比重達82.7%），受全球景氣緩步回穩影響，較上年同季轉呈增加2.6%。進口方面，資本設備較上年同季增加1.4%，主要係因半導體設備及飛機進口增加，惟農工原料減少0.3%，主要係電子產品（零組件）、基本金屬及其製品與化學品進口減少，消費品因小客車減少，亦衰退0.4%。

就主要貨品而言，與上年同季相比，出

口方面以「礦產品」、「電子產品」、「精密儀器」及「電機產品」增額較大，四者合計占出口總增額的1.68倍；進口方面則較上年同季略減，主因「礦產品」增額抵銷「電子產品」、「基本金屬及其製品」與「化學品」減額。

就主要貿易地區而言，出口方面，本季對中國大陸（含香港，以下同）出口，較上年同季增加1,328百萬美元或4.5%，為出口增額最大的地區；其次為對東協出口，較上年同季增加1,182百萬美元或8.9%。進口方面，相較上年同季，自中東進口大幅增加2,664百萬美元，惟自日本及東協進口分別減少681百萬美元及664百萬美元。就主要出口市場比重來看，仍以中國大陸所占比重最高，達39.9%，其次為東協六國的18.7%，美國的10.7%及歐洲的9.5%分居第三、四位。主要進口來源仍以日本所占比重最高，達17.4%，其次為中東國家的17.2%，中國大陸的16.7%及東協六國的10.9%分居第三、四位。

二、服務

本季服務收入12,737百萬美元，較上年同季增加510百萬美元；服務支出計10,473百萬美元，較上年同季減少517百萬美元。由於服務收入增加、支出減少，服務收支順差由上年同季1,237百萬美元增為2,264百萬美元。茲將服務收支主要項目之內容及其變動說明如下(表2)：

(一) 運輸

就運輸而言，可區分為旅客運輸、貨物運輸及其他（主要為國外港口、機場費用）。本季運輸收入計2,571百萬美元，較上年同季增加105百萬美元，主要係國輪國際線貨運收入增加。運輸支出計2,635百萬美元，較上年同季增加115百萬美元，主要係支付外輪進口運費及國外倉儲與裝卸費用增加。收支相抵，本季運輸淨支出由上年同季54百萬美元增為64百萬美元。

(二) 旅行

本季旅行收入計3,186百萬美元，較上年同季增加9百萬美元。旅行支出計2,668百萬美元，較上年同季增加363百萬美元，主要係國人出國人次及平均每人每日消費金額增加。收支相抵，本季旅行淨收入由上年同季872百萬美元減為518百萬美元。

(三) 其他服務

其他服務包括通訊、營建、保險、金融、電腦與資訊、專利權使用費、三角貿易、營運租賃、專業技術與雜項服務及個人、文化與休閒以及政府服務等項目。本季其他服務收入計6,980百萬美元，較上年同季增加396百萬美元，主要係專業技術與雜項服務收入及三角貿易淨收入增加。其他服務支出計5,170百萬美元，較上年同季減少995百萬美元，主要無形資產使用費支出減少。收支相抵，本季其他服務淨收入為1,810百萬美元，較去年同季增加1,391百萬美元。

表2 服務貿易

單位：百萬美元

	101年第4季			100年第4季			增 減 比 較	
	(1) 收入	(2) 支出	(1)-(2)	(3) 收入	(4) 支出	(3)-(4)	(5) 收入	(6) 支出
服務	12,737	10,473	2,264	12,227	10,990	1,237	510	-517
一、運輸服務	2,571	2,635	-64	2,466	2,520	-54	105	115
(一)客運	616	450	166	560	405	155	56	45
(二)貨運	1,863	1,198	665	1,805	1,134	671	58	64
(三)其他	92	987	-895	101	981	-880	-9	6
二、旅行	3,186	2,668	518	3,177	2,305	872	9	363
三、其他服務	6,980	5,170	1,810	6,584	6,165	419	396	-995
(一)通訊	123	157	-34	121	158	-37	2	-1
(二)營建	123	110	13	107	101	6	16	9
(三)保險	117	303	-186	158	299	-141	-41	4
(四)金融	232	67	165	240	84	156	-8	-17
(五)電腦與資訊	147	125	22	128	194	-66	19	-69
(六)專利權、商標等使用費	219	944	-725	192	1,503	-1,311	27	-559
(七)其他事務服務	5,860	3,204	2,656	5,534	3,593	1,941	326	-389
1. 三角貿易及與貿易有關服務	4,578	996	3,582	4,467	1,224	3,243	111	-228
2. 營運租賃	52	341	-289	72	437	-365	-20	-96
3. 專業技術與雜項	1,230	1,867	-637	995	1,932	-937	235	-65
(八)個人、文化與休閒服務	43	66	-23	39	58	-19	4	8
(九)不包括在其他項目的政府服務	116	194	-78	65	175	-110	51	19

三、所得

所得包括薪資所得及投資所得。本季所得收入6,025百萬美元，較上年同季增加1,112百萬美元，主要係外匯資產投資所得增加所致；所得支出2,272百萬美元，較上年同季減少368百萬美元，主要係支付外資股利減少。收支相抵，本季所得淨收入由上年同季的2,273百萬美元增為3,753百萬美元(表3)。

四、經常移轉

本季經常移轉收入計1,422百萬美元，較上年同季增加69百萬美元；支出計2,224百萬美元，較上年同季增加304百萬美元，主要因贍家匯出款增加。收支相抵，本季經常移轉淨支出由上年同季的567百萬美元增為802百萬美元。

表3 所得及經常移轉

單位：百萬美元

	101年第4季			100年第4季			增減比較	
	(1) 收入	(2) 支出	(1)-(2)	(3) 收入	(4) 支出	(3)-(4)	(5) 收入	(6) 支出
所得	6,025	2,272	3,753	4,913	2,640	2,273	1,112	-368
一、薪資所得	134	110	24	128	97	31	6	13
二、投資所得	5,891	2,162	3,729	4,785	2,543	2,242	1,106	-381
(一)直接投資	1,261	1,304	-43	874	1,142	-268	387	162
(二)證券投資	404	627	-223	264	1,134	-870	140	-507
(三)其他投資	4,226	231	3,995	3,647	267	3,380	579	-36
經常移轉	1,422	2,224	-802	1,353	1,920	-567	69	304

參、金融帳

金融帳根據投資種類或功能分為直接投資、證券投資、衍生金融商品與其他投資。本季金融帳淨流出11,609百萬美元。茲將本季金融帳變動說明如下(表4)：

本季直接投資淨流出3,131百萬美元。其中，對外直接投資呈淨流出3,401百萬美元，投資地區仍以中國大陸居首，主要投資行業為金融保險業、不動產業及電子零組件製造業；非居民來台直接投資淨流入270百萬美元，主要投資行業為金融保險業、批發零售

一、直接投資

表4 金融帳

單位：百萬美元

	101年第4季			100年第4季			增減比較	
	(1) 資產	(2) 負債	(1)+(2) 淨額	(3) 資產	(4) 負債	(3)+(4) 淨額	(1)-(3) 資產	(2)-(4) 負債
一、直接投資	-3,401	270	-3,131	-4,164	655	-3,509	763	-385
(一)對外直接投資	-3,401	—	-3,401	-4,164	—	-4,164	763	—
(二)來台直接投資	—	270	270	—	655	655	—	-385
二、證券投資	-13,577	3,045	-10,532	1,208	-1,770	-562	-14,785	4,815
(一)股權證券	-5,519	2,563	-2,956	2,017	974	2,991	-7,536	1,589
(二)債權證券	-8,058	482	-7,576	-809	-2,744	-3,553	-7,249	3,226
1.債券與票券	-5,956	482	-5,474	-341	-2,597	-2,938	-5,615	3,079
2.貨幣市場工具	-2,102	0	-2,102	-468	-147	-615	-1,634	147
三、衍生金融商品	1,066	-971	95	1,506	-1,276	230	-440	305
四、其他投資	-5,607	7,566	1,959	-6,621	-1,852	-8,473	1,014	9,418
(一)貿易信用	477	-442	35	529	166	695	-52	-608
(二)借款	-634	1,093	459	-7,284	-1,442	-8,726	6,650	2,535
(三)現金與存款	-2,160	6,329	4,169	-154	762	608	-2,006	5,567
(四)其他	-3,290	586	-2,704	288	-1,338	-1,050	-3,578	1,924
合 計	-21,519	9,910	-11,609	-8,071	-4,243	-12,314	-13,448	14,153

註：無符號表示資本流入或資產減少或負債增加；負號表示資本流出或資產增加或負債減少。

業及化學製品製造業。

二、證券投資

本季證券投資呈淨流出10,532百萬美元。茲就資產與負債分別說明如下：

(一) 資產方面

本季居民投資國外證券呈淨流出13,577百萬美元。其中股權證券淨流出5,519百萬美元，債權證券投資呈淨流出8,058百萬美元，主要係保險公司國外投資增加。債權證券投資中，債券與票券及貨幣市場工具分別呈淨流出5,956百萬美元及2,102百萬美元。

(二) 負債方面

本季非居民投資國內證券呈淨流入3,045百萬美元，其中股權證券投資呈淨流入2,563百萬美元，主要係外資投資國內股市增加。債權證券投資亦淨流入482百萬美元，主要係外資投資公債。

三、衍生金融商品

本季衍生金融商品淨流入95百萬美元，資產方面淨流入1,066百萬美元，主要是銀行部門承做衍生金融商品交易利得；負債方面呈淨流出971百萬美元，主要為民間部門承做衍生金融商品交易損失。

四、其他投資

其他投資包括貿易信用、借款、現金與存款及其他資產與負債。本季其他投資呈淨流入1,959百萬美元，主要係銀行部門自國外引進資金及民間部門收回國外存款。茲就資產與負債分別說明如下：

(一) 資產方面

居民對外其他投資呈淨流出5,607百萬美元，表示居民對非居民之其他債權增加。其中，貿易信用呈淨流入477百萬美元；借款呈淨流出634百萬美元，主要係OBU長期放款增加；現金與存款呈淨流出2,160百萬美元，主要係銀行部門提供國外聯行資金；其他資產呈淨流出3,290百萬美元，主要係銀行部門其他短期資產增加。

(二) 負債方面

非居民對本國其他投資呈淨流入7,566百萬美元，表示居民對非居民之其他負債增加。其中，貿易信用呈淨流出442百萬美元；借款呈淨流入1,093百萬美元，主要係民間部門自國外借款增加；現金與存款呈淨流入6,329百萬美元，主要係外商銀行自國外聯行引進資金及外人在OBU的存款增加；其他負債呈淨流入586百萬美元，主要係銀行部門其他短期負債增加。

肆、中央銀行準備資產

本季國際收支呈現順差，反映在中央銀行準備資產增加3,583百萬美元。

貨幣與信用

壹、概述

本(101)年第4季以來，受到部分資金轉向保險及共同基金等非存款商品影響，M2年增率逐月下滑，10月、11月分別為3.29%及3.26%，12月則因銀行放款與投資成長增加，年增率回升至3.67%；102年1月由於銀行放款與投資成長減緩，加以上年比較基期較高，M2降為3.42%；2月適逢農曆春節，資金需求較強，加以外資呈淨匯入，M2回升為3.53%。M1B方面，隨著股市緩步回穩，外資淨匯入增加，M1B延續上季攀升走勢，至12月年增率為4.91%，為全年最高點；102年2月續升至5.66%。

本季本行政策利率維持不變，季底台銀、合庫銀、土銀、一銀及華銀等五大銀行一年期存款固定利率為1.36%，與上季底相同，至102年2月底維持不變。由於一銀及華銀數度調降放款基準利率，五大銀行平均放款基準利率本季底降至2.883%，至102年2月底維持不變。在新承做放款利率方面，本季各月五大銀行新承做放款加權平均利率呈先升後降趨勢，12月降至1.519%；由於購屋、資本支出及週轉金貸款利率上升，102年1、2月新承做放款加權平均利率分別升至1.611%及1.672%。

表1 重要金融指標年增率

單位：%

年 / 月	貨幣總計數			準備貨幣	全體貨幣機構存款	全體貨幣機構放款與投資	全體貨幣機構對民間部門債權
	M1A	M1B	M2				
99	14.51	14.93	4.53	5.43	5.29	6.15	6.71
100	8.08	7.16	5.83	7.24	4.18	6.00	6.25
101	3.55	3.45	4.17	4.91	3.09	5.69	5.13
101/ 1	4.22	3.86	5.22	9.03	4.57	5.22	5.37
2	1.16	2.84	4.92	2.40	4.23	5.16	5.20
3	2.74	3.47	5.05	4.88	4.70	5.30	4.64
4	4.89	3.77	4.72	4.84	4.01	5.53	4.55
5	4.55	3.24	4.40	4.87	4.01	5.22	4.69
6	4.51	3.18	4.19	4.67	3.60	4.58	4.24
7	4.05	2.88	3.80	4.53	3.02	5.21	4.74
8	2.35	2.73	3.69	4.18	3.85	4.70	4.07
9	2.54	3.35	3.96	4.14	3.19	4.51	3.81
10	3.21	3.57	3.29	4.60	2.86	4.91	4.21
11	3.69	3.65	3.26	4.99	3.13	4.96	4.40
12	4.72	4.91	3.67	5.97	3.09	5.69	5.13
102/ 1	5.94	3.97	2.99	1.17	3.29	5.63	4.97
2	10.26	5.66	3.53	8.94	3.20	5.68	4.98

註：M1A、M1B、M2與準備貨幣年增率係日平均資料(準備貨幣為經調整存款準備率變動因素後之資料)；其餘各項年增率則係月底資料。放款與投資之「證券投資」係以原始成本衡量。

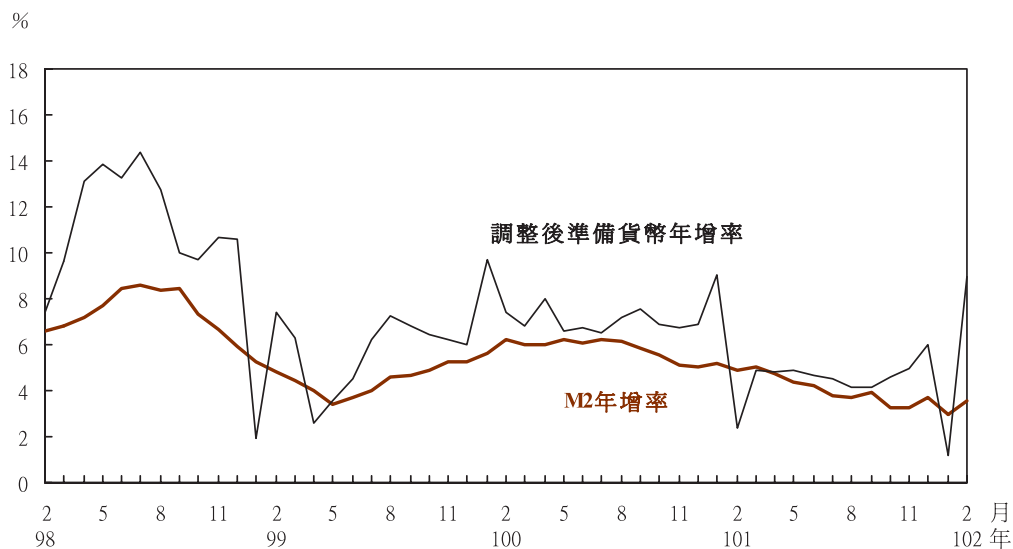
貳、準備貨幣成長上升

本季日平均準備貨幣年增率持續上升，由10月的4.60%持續上升至12月之5.97%。累計本年第4季日平均準備貨幣年增率為5.19%，較上季之4.28%上升0.91個百分點，主要係因景氣回溫，資金需求轉強，交易性貨幣需求增加，加以銀行放款與投資持續成長，以致第4季準備金需求成長上升。至於102年1月因上年農曆春節落在1月，比較基期較高，日平均準備貨幣年增率下降為1.17%；2月則因適逢農曆春節，通貨需求增加，日平均準備貨幣年增率上升為8.94%。

累計102年1至2月日平均準備貨幣年增率為5.03%。

就準備貨幣變動來源分析，本年第4季雖有財政部發行公債與國庫券、國庫向銀行借款、稅款繳庫，以及本行陸續發行定期存單等緊縮因素，惟因有國庫券到期與公債還本付息、財政部償還銀行借款、發放各項分配款及補助款等寬鬆因素，日平均準備貨幣較上季上升。至於102年1月及2月日平均準備貨幣則持續上升。

圖1 準備貨幣及M2年增率



參、貨幣總計數M2年增率先降後升

本季以來，受到部分資金轉向保險及共同基金等非存款商品影響，M2年增率逐月下滑，10月、11月分別為3.29%及3.26%，12月則因銀行放款與投資成長增加，年增率回升至3.67%；102年1月由於銀行放款與投資成長減緩，加以上年比較基期較高，M2

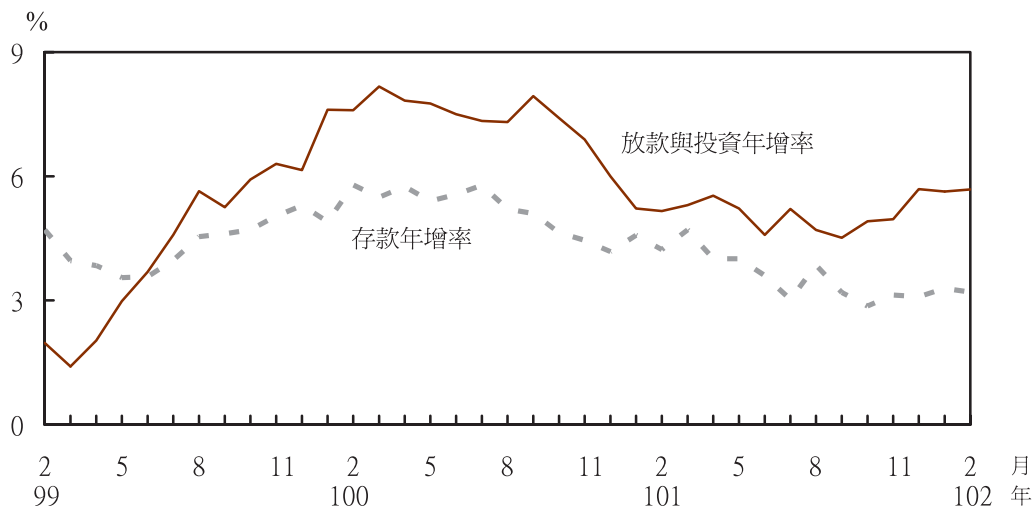
降為3.42%；2月適逢農曆春節，資金需求較強，加以外資呈淨匯入，M2回升為3.53%。M1B方面，隨著股市緩步回穩，外資淨匯入增加，M1B延續上季攀升走勢，至12月年增率為4.91%，為全年最高點；102年2月續升至5.66%。

肆、存款年增率呈下降趨勢

本年第4季全體貨幣機構存款年增率呈下降趨勢，由9月底的3.19%降至12月底的3.09%，主要因部分資金持續轉向保險及共同基金等非存款商品所致；102年1月因外資淨匯入，年增率續升至3.29%，2月外資持續淨匯入，惟適逢農曆春節，資金需求較強，年增率略降為3.20%。就各類存款觀察，活期性存款方面，因上年第4季受股市不振影響，活期性存款流向定期性存款較多，致比較基期較低，加上本季景氣趨穩，外資轉呈淨匯入，年增率由上季底的3.45%升至本季底的4.59%；102年1、2月因股市交易活絡及外資持續淨匯入，年增率分別升為5.44%及4.84%。定期性存款方面，10月起，因部分資金轉向保險及共同基金等非存款商品，年增率由上季底之3.55%下降至11月底的3.15%，12月因資金轉向活期性存款，年

增率續降至2.59%；102年1月受上年同期外匯存款大幅增加，及2月因上年同期部分銀行吸收大額定期存款較多，比較基期較高，年增率分別降至2.01%及2.55%。政府存款方面，本季雖公債還本付息增加，致政府存款減少，惟因上年比較基期較低，年增率由上季底之-6.90%減緩至-2.97%；102年1月除基期因素外，加上發行公債，致政府存款增加，年增率轉呈正成長7.62%，2月因公債及短期借款還本付息支出增加，年增率復呈負成長-1.33%。比重方面，活期性存款占存款總額之比重由上季底之33.18%續升至本季底之33.68%，定期性存款比重由上季底之63.99%續降至本季底之63.53%，政府存款比重由上季底之2.83%降至本季底之2.79%。102年2月底，活期性、定期性及政府存款比重分別為33.54%、63.94%及2.52%。

圖2 全體貨幣機構存款及放款與投資年增率



伍、銀行放款與投資年增率上升

本季底全體貨幣機構放款與投資餘額，以成本計價較上季底增加5,382億元，其中放款與投資分別增加3,128億元與2,255億元，年增率由上季底之4.51%上升至本季底之5.69%，主要因民間部門債權成長增加所致。102年1月，由於銀行對民間部門債權成長減緩，年增率略降為5.63%，2月則因銀行對公營事業債權成長增加，年增率回升至5.68%。若包含人壽保險公司放款與投資，並加計銀行轉列之催收款及轉銷呆帳金額，以及直接金融，本季底全體非金融部門取得資金總額年增率由上季底之4.16%上升為4.55%，102年1月底升至4.64%後，2月底再降為4.58%。

就放款與投資之對象別觀察，受國內景氣回溫，資金需求上升影響，本季底全體貨

幣機構對公營事業債權及民間部門債權年增率較上季底上升，分別為2.03%及5.13%，對政府債權則降為9.60%；102年2月底對政府債權及民間部門債權年增率分別降為8.29%及4.98%，對公營事業債權年增率則回升為8.84%。比重方面，本季底對民間部門債權比重由上季底之80.22%降為79.76%，至102年2月底續降為79.01%，主要為對民營企業放款成長減緩所致；對政府債權比重由上季底之15.67%上升為16.07%，至102年2月底續升為16.77%，主要為政府向銀行借款增加所致；對公營事業債權比重由上季底之4.10%升為4.17%，至102年2月底續升為4.22%，主要為對公營事業證券投資增加所致。

在全體銀行對民營企業放款行業別方

面，本季底對民營企業放款總餘額較上季底增加887億元，其中以對服務業放款增加518億元為最多，其次為對製造業放款增加211億元；102年2月底，全體銀行對民營企業放款總餘額，較本季底減少160億元，主要為對製造業放款減少368億元，對批發零售業放款則增加167億元。就各業別比重而言，本季底以對製造業放款比重47.64%為最高，其次為對服務業之23.91%，再次為對

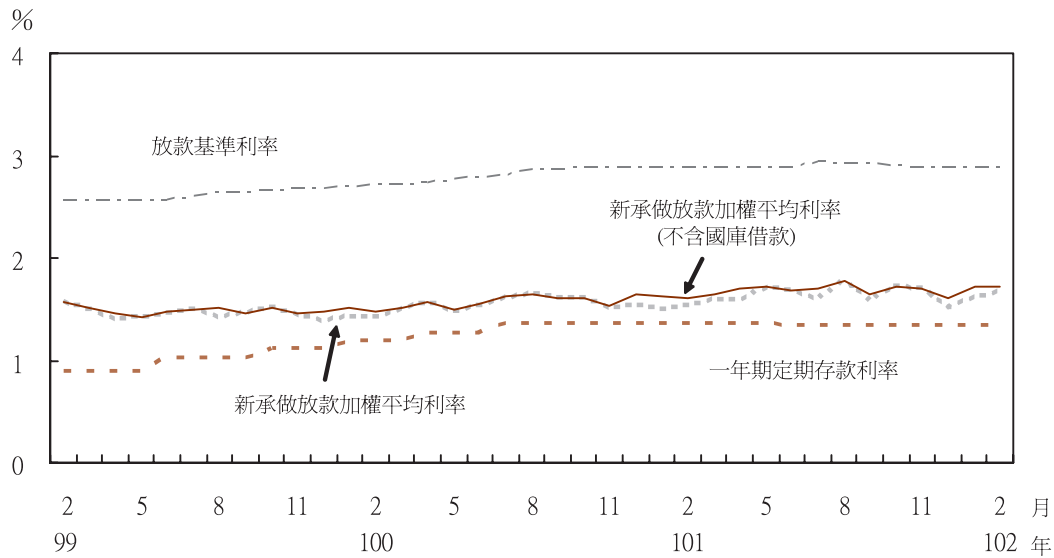
批發零售業之12.84%，其中對製造業及批發零售業放款比重較上季底下降，但對服務業放款比重則較上季底上升，至於對營造業放款比重，則由上季底之2.72%略升為本季底之2.82%。102年2月底對製造業及營造業比重分別為47.30%及2.77%，較本季底略為下降，對服務業及批發零售業的放款比重分別升為23.97%及13.06%。

陸、銀行業利率持穩

本季國內景氣雖回溫，惟因國際經濟穩定成長之不確定性仍在，本行維持政策利率不變，主要銀行存款利率亦維持不變。以臺銀、合庫銀、土銀、華銀及一銀等五大銀行為例，本季底五大銀行一年期存款固定利率為1.36%，與上季底相同，至102年2月底維持不變。放款基準利率方面，五大銀行平均放款基準利率上季底為2.915%，其後因一銀及華銀數度調降利率，本季底五大銀行平均放款基準利率降至2.883%，至102年2月底維持不變。在新承做放款利率方面，五大

銀行新承做放款加權平均利率自上季9月之1.572%，先上升至本季10月之1.717%，其後續降至12月之1.519%，之後因購屋、資本支出及週轉金貸款利率上升，102年1月升為1.611%，2月再升至1.672%，較101年9月上升0.1個百分點；若不含新承做的國庫借款，五大銀行新承做放款加權平均利率自9月之1.650%，下降至12月之1.599%，102年2月回升至1.717%，較101年9月上升0.067個百分點。

圖3 本國五大銀行平均利率



註：五大銀行係指台銀、合庫銀、一銀、華銀及土銀。

金融市場

壹、貨幣市場

自本（101）年第4季起，隨經濟逐漸好轉，輸出及民間消費表現較預期為佳，加以102年初以來，主要國家持續採行寬鬆貨幣政策，全球經濟緩步復甦。由於景氣復甦力道溫和，國際原油等原物料需求不強，價格回穩，全球通膨壓力減輕。

為因應景氣復甦，本行透過公開市場操作，調節市場資金，維持適度寬鬆局面，金融業隔夜拆款加權平均利率維持在0.387%左右；貨幣機構¹日平均淨超額準備由第3季平均之169億元上升至第4季平均之220億元，102年1至2月平均再上升為332億元。

以下分別就本年10月至102年2月之資金情勢、利率走勢及票券流通餘額加以分析：

一、資金情勢

本年第4季貨幣機構日平均淨超額準備平均為220億元，較第3季平均之169億元為高，市場資金大致呈現寬鬆情勢。就各月資金情勢觀察，第4季以來，受本行定期存單到期釋出資金影響，日平均淨超額準備持續上升，至11月達216億元；12月加上公債還本付息、統籌分配款及政務支出撥款增加等

寬鬆因素影響，日平均淨超額準備續升為235億元。至於102年1月因國庫償還借款、發放各項補助款與統籌分配款，以及本行定存單到期等寬鬆因素影響，致日平均淨超額準備持續上升為295億元；2月為因應農曆春節前資金需求，本行定存單到期持續釋出資金，日平均淨超額準備再增加為369億元。

二、利率走勢

在國際經濟前景不確定，國內經濟溫和復甦，以及通膨壓力減輕情況下，本行於100年7月1日升息後，迄今未再調息，重貼現率及擔保放款融通利率分別維持在1.875%及2.25%不變。

金融業隔夜拆款利率方面，自第3季底以來，持續呈低檔走勢，10、11及12月金融業隔夜拆款加權平均利率分別為0.388%、0.386%及0.388%。102年初以來，由於景氣復甦，本行透過公開市場操作，調節市場資金，維持適度寬鬆局面，金融業隔夜拆款加權平均利率均維持在0.387%左右，走勢持穩。至於票券市場利率方面，各天期利率均呈下降趨勢，其中1-30天期商業本票發行

¹ 貨幣機構包含本國銀行、外國及大陸銀行在台分行、信用合作社、農漁會信用部、中華郵政公司儲匯處及貨幣市場共同基金。

圖1.1 貨幣市場利率與貨幣機構淨超額準備

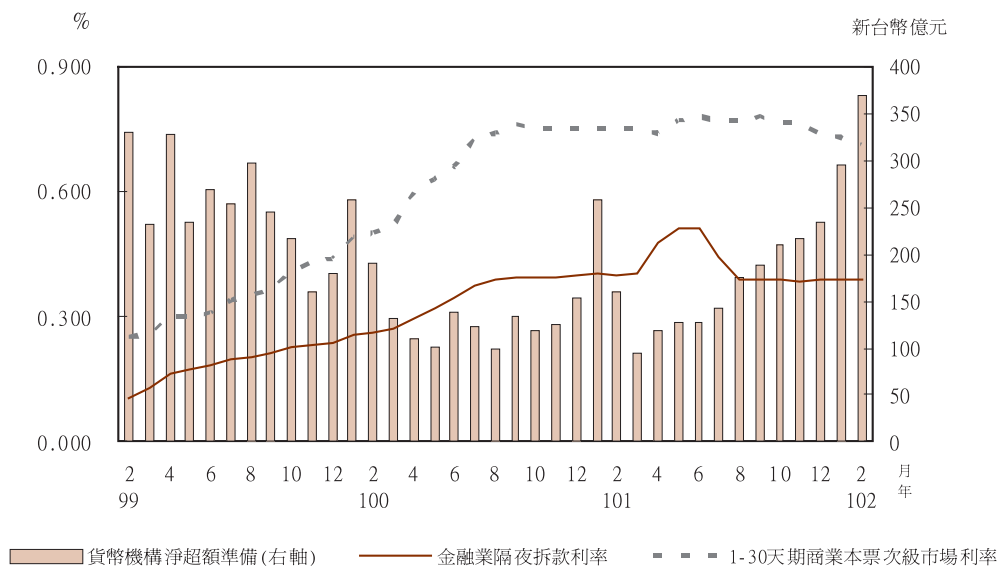


表1.1 貨幣市場利率

單位：年息百分率

年/月	金融業 隔夜 拆款	商業本票						中央銀行定期存單			
		初級市場			次級市場			初級市場			
		1-30天	31-90天	91-180天	1-30天	31-90天	91-180天	1-30天	31-91天	92-182天	274天-1年
99	0.185	0.47	0.58	0.60	0.33	0.38	0.46	0.621	0.659	0.729	0.698
100	0.341	0.79	0.85	0.97	0.66	0.70	0.81	0.818	0.879	0.988	0.948
101	0.428	0.85	0.90	0.92	0.76	0.79	0.85	0.870	0.930	1.050	0.848
101/ 2	0.399	0.87	0.95	0.97	0.75	0.79	0.89	0.870	0.930	1.050	0.887
3	0.402	0.84	0.88	0.94	0.75	0.79	0.88	0.870	0.930	1.050	0.878
4	0.476	0.85	0.89	0.95	0.74	0.79	0.86	0.870	0.930	1.050	0.892
5	0.512	0.86	0.90	0.94	0.77	0.81	0.88	0.870	0.930	1.050	0.893
6	0.513	0.86	0.93	0.94	0.78	0.82	0.88	0.870	0.930	1.050	0.878
7	0.445	0.86	0.88	0.92	0.77	0.80	0.88	0.870	0.930	1.050	0.870
8	0.388	0.84	0.87	0.90	0.77	0.80	0.84	0.870	0.930	1.050	0.853
9	0.389	0.83	0.87	0.88	0.78	0.79	0.84	0.870	0.930	1.050	0.829
10	0.388	0.84	0.87	0.88	0.77	0.78	0.83	0.870	0.930	1.050	0.805
11	0.386	0.82	0.84	0.84	0.76	0.77	0.81	0.870	0.930	1.050	0.758
12	0.388	0.83	0.85	0.82	0.74	0.76	0.79	0.870	0.930	1.050	0.730
102/ 1	0.387	0.82	0.85	0.83	0.73	0.75	0.78	0.870	0.930	1.050	0.717
2	0.387	0.82	0.84	0.81	0.71	0.73	0.76	0.870	0.930	1.050	0.717

利率由本年9月之0.83%略降至102年2月之0.82%；次級市場利率則由本年9月之0.78%下降至102年2月之0.71%，同期間31-90天期次級市場利率亦由0.79%降至0.73%。

三、票券流通餘額

102年2月底票券流通餘額合計為1兆5,670億元，較本年第3季底增加2,193億元。

其中國庫券增加1,250億元為最多，主要係配合國庫年關資金調度需要，發行金額較償還金額為多所致；至於商業本票則增加1,207億元，主要係商業本票發行利率持續維持低檔，台電、中油等公營事業及部分大型民營企業大量發行商業本票所致。另可轉讓定期存單及銀行承兌匯票則分別減少259億元及減少4億元。

表1.2 短期票券之發行、償還及餘額

單位：新台幣億元

年 / 月	合 計			國 庫 券			商 業 本 票			銀行承兌匯票			可轉讓定期存單		
	發行額	償還額	餘 額	發行額	償還額	餘 額	發行額	償還額	餘 額	發行額	償還額	餘 額	發行額	償還額	餘 額
99	71,408	70,164	11,675	3,650	3,400	2,400	59,034	58,687	6,861	331	317	62	8,393	7,760	2,352
100	74,240	73,988	11,926	3,212	3,810	1,803	62,705	62,214	7,352	301	306	57	8,022	7,658	2,715
101	81,877	79,260	14,540	2,650	2,503	1,950	73,116	70,232	10,236	242	256	43	5,869	6,269	2,311
101/ 2	5,978	5,409	12,776	0	0	1,803	5,638	5,021	8,380	21	22	45	320	365	2,549
3	6,597	6,322	13,051	0	0	1,803	6,161	5,846	8,696	25	16	53	411	460	2,499
4	6,394	6,194	13,251	300	520	1,583	5,674	5,295	9,074	23	26	50	398	353	2,545
5	6,987	6,372	13,820	250	271	1,562	6,136	5,535	9,676	23	24	49	577	543	2,533
6	6,694	7,287	13,270	250	512	1,300	5,665	6,080	9,260	22	16	55	757	678	2,655
7	6,695	6,262	13,703	300	300	1,300	6,014	5,610	9,663	19	28	47	363	325	2,693
8	7,633	7,882	13,454	200	200	1,300	6,647	6,753	9,558	21	19	48	765	910	2,548
9	7,072	7,050	13,477	150	300	1,150	6,522	6,201	9,879	17	16	49	382	533	2,398
10	7,318	7,158	13,636	300	250	1,200	6,517	6,451	9,945	18	26	41	483	431	2,451
11	7,990	7,480	14,146	300	0	1,500	6,913	6,683	10,175	16	19	38	760	778	2,432
12	7,656	7,262	14,540	600	150	1,950	6,639	6,578	10,236	18	13	43	399	520	2,311
102/ 1	8,178	7,452	15,266	250	0	2,200	7,589	6,976	10,849	18	22	39	321	455	2,177
2	6,074	5,670	15,670	200	0	2,400	5,426	5,189	11,086	19	13	45	430	467	2,139

貳、債券市場

本（101）年第4季債券發行市場，政府公債方面，中央政府為因應舉新還舊之需，持續執行定期適量發行政策，共發行公債1,300億元；公司債方面，由於下半年部分國營事業發債集中於第3季，致本季發行規模僅886億元，較上季減少832億元；金融債券方面，本季有12家金融機構發行金融債券，發債目的均為充實資本及支應中長期營運資金需求，金融債發行總額為724億元，較上季增加381億元；資產證券化商品方面，本季發行181億元，均為定期循環發行；至於外國債券及國際債券方面，本季新發行1檔2億澳幣的無擔保國際債券，而外國債券未有新發行。

債券流通市場方面，本季因股市上揚，加以長期利率已達低點，買方意願轉趨保守，致債券交易量下降為20兆2,786億元，較上季減少1兆6,176億元或7.39%。

以下就發行市場與流通市場分別加以說明：

一、發行市場

(一) 中央政府公債

本季中央政府發行甲類非自償性建設公債1,300億元，發行年期有5年、10年、20年及30年期。就得標利率觀察，由於長期利率已降至低點，加以本季股市轉趨熱絡，資金自債市轉向股市，各期別公債發行得標利率升跌互見。交易量最大的5年期公債最高得標利率較上季微幅上升3個基本點，而10年期、20年期及30年期公債發行得標利率則較上季分別微幅下降4個基本點、2個基本點及3個基本點。累計至本季底，中央政府公債發行餘額為4兆7,763億元，較上季底增加417億元或0.88%，至102年2月底發行餘額續增至4兆8,263億元。

表2.1 中央政府公債標售概況表

期別	發行日	年期	發行額 (億元)	最高得標利率 (%)	行業得標比重(%)			
					銀行業	證券業	票券業	保險業
※△101甲6	10.12	5	300	0.908	45.33	27.67	23.67	3.33
※101甲7	11.01	20	300	1.580	40.50	26.33	1.00	32.17
※101甲8	11.23	30	300	1.705	31.83	41.50	1.00	25.67
※101甲9	12.18	10	400	1.147	49.75	28.00	8.50	13.75

△為可分割公債。※為增額公債。

表2.2 國內債券發行概況統計表

單位：新台幣億元

年/月	合 計		中央政府公債		直轄市政府公債		公司債		金融債券		資產證券化 受益證券		外國債券及 國際債券	
	發行額	餘 額	發行額	餘 額	發行額	餘 額	發行額	餘 額	發行額	餘 額	發行額	餘 額	發行額	餘 額
99	13,936	66,222	6,100	41,876	193	1,467	3,297	12,022	1,585	8,158	2,568	2,168	193	531
100	13,937	71,135	6,200	45,096	200	1,348	3,966	13,510	1,946	9,004	1,625	1,783	-	394
101	14,346	77,528	6,650	47,763	234	1,581	4,825	16,195	1,804	10,221	769	1,483	62	285
101/ 2	1,030	71,291	650	45,046	-	1,348	186	13,719	20	9,031	174	1,753	-	394
3	1,183	71,482	800	45,046	-	1,348	346	13,983	26	9,020	11	1,691	-	394
4	1,180	72,460	800	45,846	-	1,348	247	14,088	122	9,141	11	1,643	-	394
5	1,284	73,296	650	46,496	-	1,347	292	14,182	168	9,234	174	1,643	-	394
6	1,558	74,404	400	46,896	-	1,347	888	14,907	259	9,436	11	1,509	-	309
7	665	74,186	300	46,696	-	1,347	354	14,915	0	9,406	11	1,513	-	309
8	1,756	75,643	600	47,296	-	1,347	829	15,620	153	9,558	174	1,513	-	309
9	1,086	76,226	350	47,346	-	1,347	535	15,964	190	9,746	11	1,514	-	309
10	739	76,594	300	47,364	-	1,347	239	16,128	127	9,839	11	1,545	62	371
11	1,311	77,430	600	47,963	125	1,472	269	16,237	147	9,950	170	1,523	-	285
12	1,337	77,528	400	47,763	109	1,581	378	16,195	450	10,221	0	1,483	-	285
102/ 1	1,854	78,425	1,200	48,213	-	1,580	654	16,750	0	10,121	0	1,476	-	285
2	1,222	78,686	750	48,263	-	1,580	302	16,953	150	10,271	20	1,334	-	285

資料來源：

- (1) 中央銀行「中華民國金融統計月報」。
- (2) 金管會銀行局「資產證券化案件統計表」。
- (3) 中央銀行外匯局「國際金融組織在台發行債券概況」。

(二) 直轄市政府公債

本季高雄市政府為償還到期債務，於11月及12月分別發行建設公債125億元及109億元，至102年2月底直轄市政府公債發行餘額為1,580億元。

(三) 公司債

由於下半年部分國營事業發債集中於第3季，致本季公司債發行總額僅886億元，較

上季減少832億元或48.43%。就發行內容觀察，由於本季發行公司多為債信良好之大型公司，公司債發行以不可轉讓及無擔保為主，90%為不可轉換公司債，97%為無擔保公司債；前六大發債公司為台電、台化、台塑、台灣大哥大、麥寮汽電及新光人壽，合計發債金額為644億元，占發行總額73%；就債券發行內容觀察，本季以7年期券占

35%為最大宗，其次為10年期券占33%，加權平均發行利率分別為1.45%及1.35%。截至本季底，公司債發行餘額為1兆6,195億元，較上季底增加231億元或1.45%，至102年2月底發行餘額增加至1兆6,953億元。

(四) 金融債券

本季計有12家金融機構發行金融債券，總金額為724億元，較上季大幅增加381億元或111.08%。發行債券主要目的為強化資本結構及支應中長期營運資金需求，發行債券內容均為次順位債，以土銀發行151億元最大；發行期間主要為10年期券及7年期券，分別占60%及39%；由於部分銀行所發行之7年期券之信用評等較差，因此7年期券之加權平均利率為1.59%，高於10年期券

之1.57%。累計至本季底，金融債券發行餘額為1兆221億元，較上季底增加475億元或4.87%，至102年2月底發行餘額擴增為1兆271億元。

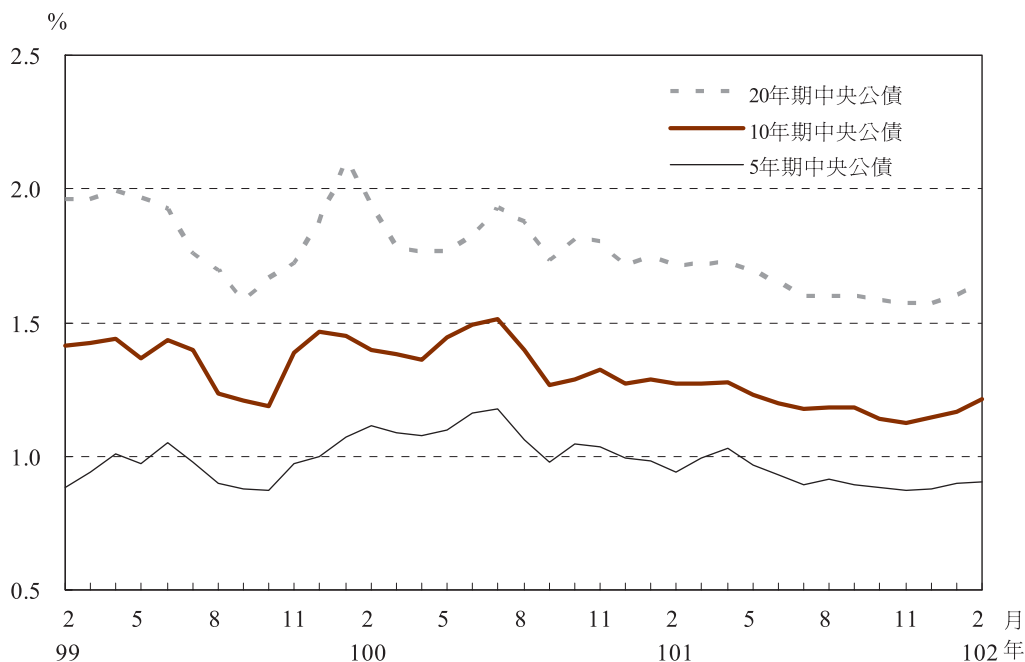
(五) 資產證券化受益證券

本季資產證券化受益證券商品無新案發行，僅有定期循環發行金額181億元，累計至本季底資產證券化受益證券發行餘額為1,483億元，較上季底減少31億元或2.05%，至102年2月底發行餘額再降為1,334億元。

(六) 外國債券及國際債券

本季外國債券無新案發行，10月則有法國巴黎銀行發行3年期2億澳幣的無擔保國際債券，發行利率4.3%，折合新台幣約62億元。截至本季底，合計外國債券及國際債券

圖2.1 各期別公債殖利率走勢圖



發行餘額為285億元，較上季底減少24億元或7.77%。至102年2月底，發行餘額仍為285億元。

二、流通市場

本季國內公債殖利率主要受國際金融情勢及國內股市變化影響。10月初國內股市延續第3季的低迷走勢，10年期公債殖利率呈下跌趨勢，降至11月20日的本年最低點1.1153%。嗣後因國內股市跌深反彈，加以12月美國再推出第4次量化寬鬆貨幣政策，美國公債殖利率轉呈上升等，10年期公債殖

利率回升至12月底的1.1673%。102年1月及2月，受美股屢創新高及全球經濟轉好等利多影響，股市交易持續熱絡，債市交易清淡，10年期指標公債殖利率再上升至2月底的1.2116%。

本季整體債市交易量減少，主要係股市交易熱絡，資金轉往股市，加以長期利率已達低點，買方意願轉趨保守所致。本季各類債券成交總額降為20兆2,786億元，較上季減少1兆6,176億元或7.39%，其中，附條件交易減少7,845億元或4.53%(占成交總額比重，由上季底之79.0%升至本季底之81.5%)，買

表2.3 國內債券市場買賣斷及附條件交易統計表

單位：新台幣億元

年 / 月	總成交金額	買 賣 斷		附條件交易	
		金 額	比重 (%)	金 額	比重 (%)
99	1,063,180	426,516	40.1	636,664	59.9
100	978,091	268,567	27.5	709,524	72.5
101	865,517	184,358	21.3	681,159	78.7
101/ 2	73,019	18,369	25.2	54,650	74.8
3	83,005	19,610	23.6	63,395	76.4
4	72,416	17,654	24.4	54,762	75.6
5	77,726	15,603	20.1	62,123	79.9
6	81,155	16,975	20.9	64,180	79.1
7	83,307	19,892	23.9	63,415	76.1
8	74,518	13,385	18.0	61,133	82.0
9	61,137	12,665	20.7	48,472	79.3
10	73,710	14,890	20.2	58,820	79.8
11	69,797	13,875	19.9	55,922	80.1
12	59,279	8,847	14.9	50,432	85.1
102/ 1	76,329	19,553	25.6	56,776	74.4
2	42,839	7,380	17.2	35,459	82.8

資料來源：中華民國證券櫃檯買賣中心。

表2.4 國內債券市場各類債券交易統計表

單位：新台幣億元

年/月	合 計	政府公債	公司債		金融債券	資產證券化 受益證券	外國債券及 國際債券
			普通	可轉換			
99	1,063,180	952,114	84,055	11,556	13,618	1,233	604
100	978,091	810,960	128,207	20,016	16,767	1,523	618
101	865,517	689,748	144,429	11,500	18,592	1,034	214
101/ 2	73,019	59,542	11,036	1,105	1,221	93	22
3	83,005	67,807	12,301	1,388	1,322	170	17
4	72,416	59,354	10,559	1,012	1,394	80	17
5	77,726	63,108	11,770	1,141	1,619	70	18
6	81,155	65,192	12,953	1,132	1,715	146	17
7	83,307	68,716	12,262	941	1,311	60	17
8	74,518	58,218	13,554	968	1,693	59	26
9	61,137	46,670	12,119	754	1,484	94	16
10	73,710	58,566	12,731	753	1,590	50	20
11	69,797	54,369	12,715	715	1,927	55	16
12	59,279	43,695	12,504	735	2,270	59	16
102/ 1	76,329	58,348	14,962	790	2,167	50	12
2	42,839	31,632	9,384	407	1,339	57	20

資料來源：中華民國證券櫃檯買賣中心。

註：自99年4月起，各類債券交易資料包含買賣斷及附條件交易；之前，因缺乏詳細資料，附條件交易均歸入「政府債券」。

賣斷交易減少8,330億元或18.13%(占成交總額比重，由上季底之21.0%降至本季底之18.5%)。若就各類債券交易來看，77%為政府公債交易，本季政府公債交易金額為15兆6,630億元，其餘依序為公司債4兆153億

元、金融債券5,787億元、資產證券化受益證券164億元及外國債券與國際債券52億元。至102年1月，債券交易量上升至7兆6,330億元，2月因農曆春節交易日數較少，債市交易量轉而降至4兆2,839億元。

參、股票市場

101年10月至11月間，因美國財政懸崖疑慮加深，美國股市回檔整理，政府退休基金委外代操遭受嚴重虧損，以及股利課健保補充費，衝擊投資人信心，致台股走弱，於11月21日跌至7,089點。隨後，因政府推出振興股市方案，以及美國啟動第四次量化寬鬆政策（QE4），外資大幅買超台股，台股反彈回升，12月27日漲至7,648點。102年1月以來，則在美國Fed主席柏南克暗示量化寬鬆政策不變，國際股市表現強勁，國內景氣回升，以及兩岸金融開放利多，致台股持續走升，於2月20日漲至8,029點，之後台股呈現區間震盪，於2月27日下跌至7,898點，但仍較101年9月底上漲2.37%。

一、大盤股價指數變動

101年10月份股市下挫，10月底加權指數較上月底下滑 7.12%。此期間主要利空因素包括：1.退休基金虧損問題，衝擊民眾信心，2.衛生署宣布單筆股票股利或現金股利達5,000元，將加收2%的補充保費，3.受歐美需求不佳影響，上市櫃公司第3季財報不如預期，4.iPhone 5發表後，蘋果供應鏈短線利多出盡。

101年11月份股市跌深反彈，11月底加權指數較上月底上漲 5.78%。此期間主要利多因素包括：1.政府研議振興股市方案，

2.美國財政懸崖協商獲致進展，市場疑慮暫時減輕，3.美國製造業景氣意外加速擴張，亞洲製造業景氣也有起色，4.外資由空翻多，在期貨與現貨市場同時作多，有效提振投資氣氛。

101年12月份股市先升後降，12月底加權指數較上月底上漲 1.57%。12月上半月股市走高，此期間主要利多因素包括：1.美國Fed推出第四次量化寬鬆政策，激勵美股回升；2.日本央行宣布將進一步擴大寬鬆貨幣政策；3.標準普爾（S&P）將希臘信用評等，調升一級。12月下半月股市回檔整理，此期間主要利空因素包括：1.美國財政懸崖問題懸而未決；2.蘋果公司出貨不如預期，股價下修，相關供應鏈股價受波及；3.年關逼近，賣壓增強。

102年1月份股市區間震盪，1月底加權指數較上月底上漲 1.95%。此期間主要利多因素包括：1.美國參眾兩院通過預算法案，財政懸崖問題暫時化解；2.國內景氣緩步回升。此期間主要利空因素為101年12月電子業營收不如預期。

102年2月份股市先漲後跌，2月底加權指數僅較上月底上漲 0.61%。102年2月1日至20日期間股市走高，此期間主要利多因素包括：1.新內閣就任，股市展開慶祝行情；2.國內外經濟數據持續轉佳；3.美國Fed理

事主席柏南克暗示將按計畫持續實施QE3。102年2月下旬股市走跌，此期間主要利空因素包括：1.義大利總統選舉陷入僵局；2.電子業淡季效應。

二、各類股股價指數變動

就各類股股價的變動而言，101年10月由於美歐股市走跌，外資轉為賣超，除了水泥類股外，其餘類股均呈下跌局面。電器電纜類股、化學與塑膠類股更大幅下挫10%以上；油電燃氣、食品、航運等跌幅則相對較輕；此外，電子股下跌6.73%，金融股下挫7.93%。

101年11月除塑膠類股下跌1.29%外，其餘類股均呈上漲局面。紡織纖維股因年底旺季效應，漲幅達8.67%；電子類股則在3C新產品問市加持下，買氣回籠，上漲7.3%；金融股亦上漲7.06%。

101年12月除油電燃氣類股因油價下滑與需求減少而下跌2.38%外，其餘類股在外資買超激勵下，均呈上漲局面。玻璃陶瓷類股受惠農曆年前補貨與中國城鎮化需求題材挹注，表現最為亮眼，漲幅達8.94%；塑膠股因國際原物料跌深反彈，本月上漲6.22%；生技類股則受惠政策利多及新藥授權題材而走高，漲幅達4.9%；觀光、汽車

圖3.1 集中市場價量變動趨勢

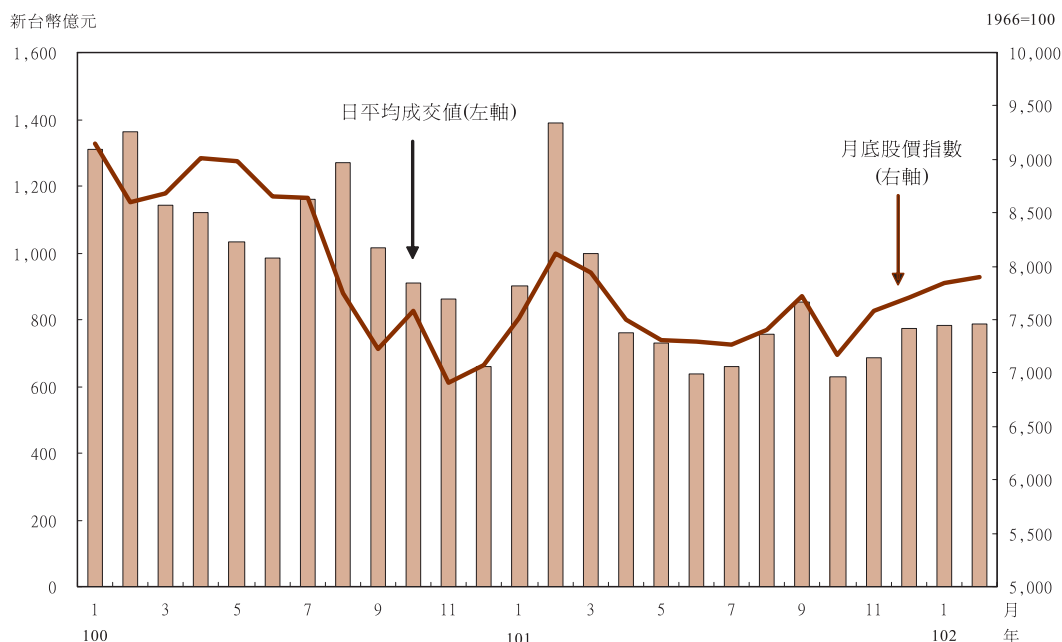


表3.1 集中市場各類股股價指數之變動

類股名稱 日期	加權指數	電子	金融保險	水泥	食品	塑膠	紡織纖維	電機機械	電器電纜	玻璃陶瓷	造紙
101年9月底	7715.2	288.8	831.2	125.5	1127.9	226.4	418.2	106.6	42.0	71.3	166.2
101年10月底	7166.1	269.4	765.3	125.5	1071.4	203.4	384.6	98.7	35.8	66.2	152.3
101年11月底	7580.2	289.0	819.3	128.2	1096.5	200.7	417.9	103.5	38.6	65.4	162.1
101年12月底	7699.5	289.2	841.8	130.3	1123.7	213.2	423.6	106.5	40.6	71.3	170.1
102年1月底	7850.0	292.3	878.8	132.4	1116.1	223.3	434.4	114.5	40.9	69.0	171.2
102年2月底	7898.0	288.4	851.6	129.0	1118.5	221.9	422.4	108.0	40.9	70.1	170.0
101年10月底 與上月底比%	-7.12	-6.73	-7.93	+0.00	-5.01	-10.17	-8.04	-7.43	-14.84	-7.16	-8.40
101年11月底 與上月底比%	+5.78	+7.30	+7.06	+2.17	+2.34	-1.29	+8.67	+4.85	+7.74	-1.13	+6.46
101年12月底 與上月底比%	+1.57	+0.07	+2.74	+1.69	+2.48	+6.22	+1.36	+2.95	+5.16	+8.94	+4.95
102年1月底 與上月底比%	+1.95	+1.05	+4.40	+1.57	-0.68	+4.70	+2.55	+7.45	+0.94	-3.19	+0.63
102年2月底 與上月底比%	+0.61	-1.33	-3.09	-2.55	+0.22	-0.60	-2.76	-5.63	-0.02	+1.64	-0.69

類股名稱 日期	鋼鐵	橡膠	汽車	建材營造	航運	觀光	貿易百貨	油電燃氣	化學	生技醫療	其他
101年9月底	98.8	348.4	238.0	284.7	77.7	136.2	206.7	111.5	113.6	76.6	187.9
101年10月底	92.0	324.6	220.8	257.3	73.1	125.5	188.2	107.5	99.3	70.2	177.7
101年11月底	97.2	333.9	225.0	271.4	77.2	127.3	195.5	111.6	107.2	74.4	184.1
101年12月底	101.2	336.5	233.5	284.3	79.7	132.5	204.9	108.9	108.8	78.1	194.6
102年1月底	103.1	342.1	242.4	299.9	82.1	130.7	207.4	107.9	109.8	77.3	201.1
102年2月底	103.1	330.4	233.3	297.2	82.9	130.3	206.4	107.9	108.4	75.9	196.9
101年10月底 與上月底比%	-6.84	-6.84	-7.23	-9.61	-6.01	-7.83	-8.97	-3.64	-12.54	-8.27	-5.42
101年11月底 與上月底比%	+5.62	+2.88	+1.89	+5.49	+5.69	+1.36	+3.87	+3.82	+7.89	+5.97	+3.60
101年12月底 與上月底比%	+4.09	+0.77	+3.76	+4.73	+3.22	+4.11	+4.85	-2.38	+1.58	+4.90	+5.70
102年1月底 與上月底比%	+1.86	+1.67	+3.83	+5.49	+3.01	-1.34	+1.19	-0.91	+0.91	-1.05	+3.33
102年2月底 與上月底比%	+0.07	-3.45	-3.73	-0.89	+1.01	-0.34	-0.48	-0.04	-1.34	-1.81	-2.10

與航運類股受日幣貶值影響而上漲，分別達4.11%、3.76%與3.22%。

102年1月多數類股呈上漲局面，因醫療器材、光學零件等高精密加工的工具機需求增加，電機機械上漲7.45%；IFRS正式上路，多家建商收益集中於今年認列，致使建材營造類股上漲5.49%；金融類股因兩岸貨

幣清算機制啟動，再加上兩岸金銀三會釋出政策開放利多，漲幅達4.4%。

102年2月多數類股下跌，電機機械類股與金融類股因漲多而回檔，分別下跌5.63%與3.09%；電子類股則因蘋果公司展望不如預期，股價下修，影響相關供應鏈族群表現，致電子類股下跌1.33%。

表3.2 集中市場機構投資人買賣超

單位：億元

年 月	外 資	投 信	自 營 商	合 計
100年全年	-2,776	94	-456	-3,138
101年全年	1,443	-160	-21	1,262
100年11月	-617	-32	-64	-713
100年12月	394	-19	3	378
101年 1月	513	-71	46	488
101年 2月	635	-52	87	670
101年 3月	323	-55	-80	188
101年 4月	-312	-16	-59	-387
101年 5月	-1,128	7	-16	-1,137
101年 6月	-262	27	42	-193
101年 7月	-470	94	36	-340
101年 8月	921	55	-9	967
101年 9月	587	-34	22	575
101年10月	-287	-27	-134	-448
101年11月	428	23	32	483
101年12月	495	-111	11	395
102年 1月	163	-79	6	90
102年 2月	292	-46	48	294

三、法人買賣超

觀察三大法人買賣超情況，101年10月外資因實現獲利而出現賣超287億元，101年11月至102年2月外資均呈買超，主要係因國際資金重返亞洲新興市場，外資陸續買進高價股及權值股。

投信法人方面，除101年11月因逢低承接而出現買超23億元外，其餘月份均呈賣超，主要係因持續調節持股，進行獲利了結。

此外，自營商通常採取較短線操作策略，在股市行情上揚時即有買超，而在股市下跌時便出現賣超。101年10月因股市下跌，自營商出現大幅賣超134億元外，其餘月份則因台股上漲而出現買超。

四、股市重要措施

本期間股市主要措施有：

(一) 101年10月17日，金管會公告，開

放證券投資信託事業得募集發行人民幣計價基金，且外幣計價基金得以新台幣收付。

(二) 101年11月2日，證交所為提升股市交易動能，公告放寬委託人資券互抵額度，委託人當日資券相抵金額於融資限額半數內，得不列入融資或融券限額計算。

(三) 102年1月1日，證券交易所得稅復徵，102年至103年個人採「核實課稅」或「設算所得課稅」雙軌制，104年後則採核實課稅。

(四) 102年2月19日，金管會為配合期貨市場交易成長及滿足避險交易需求，公告放寬期貨市場部位限制，將自然人及法人持有一股價指數類期貨與黃金期貨之最低部位限制數調整為1,000口及3,000口等。

(五) 102年2月21日，為滿足證券商及專業投資人境外投資需求，金管會開放證券商得自行買賣及接受專業投資人委託買賣大陸地區證券市場有價證券。

肆、外匯市場

一、新台幣匯率走勢

101年第4季（10至12月）新台幣對美元匯率最低為10月11日之29.432元，最高為11月12日之29.09元，差距為0.342元。季底新台幣對美元匯率為29.136元，較第3季底升值0.7%，對日圓亦升值12.1%；對歐元、人民幣及韓元則分別較第3季底貶值1.7%、0.1%及3.0%。

本季（102年第1季）底與上季（101年第4季）底比較，新台幣雖對日圓、韓元及歐元升值，惟對美元及人民幣貶值（圖4.1），致新台幣對主要貿易對手國一籃通貨之加權平均匯價（以進出口比重為權數）略貶0.2%。以下分別分析本季新台幣對各幣別之匯率變動。

新台幣對美元匯率：本季最低為3月27日之29.941元，最高為1月11日之29.039元，差距為0.902元。本年初至1月24日，新台幣對美元在29.0至29.1元狹幅區間盤整。之後，由於市場預期美國量化寬鬆(QE)政策可能修正甚至終止，國際美元轉強，新台幣對美元轉貶。本季底新台幣對美元匯率為29.875元，較上季底貶值2.5%，就平均匯率而言，本季新台幣對美元亦較上季貶值1.1%。

新台幣對歐元匯率：1月份因西班牙與

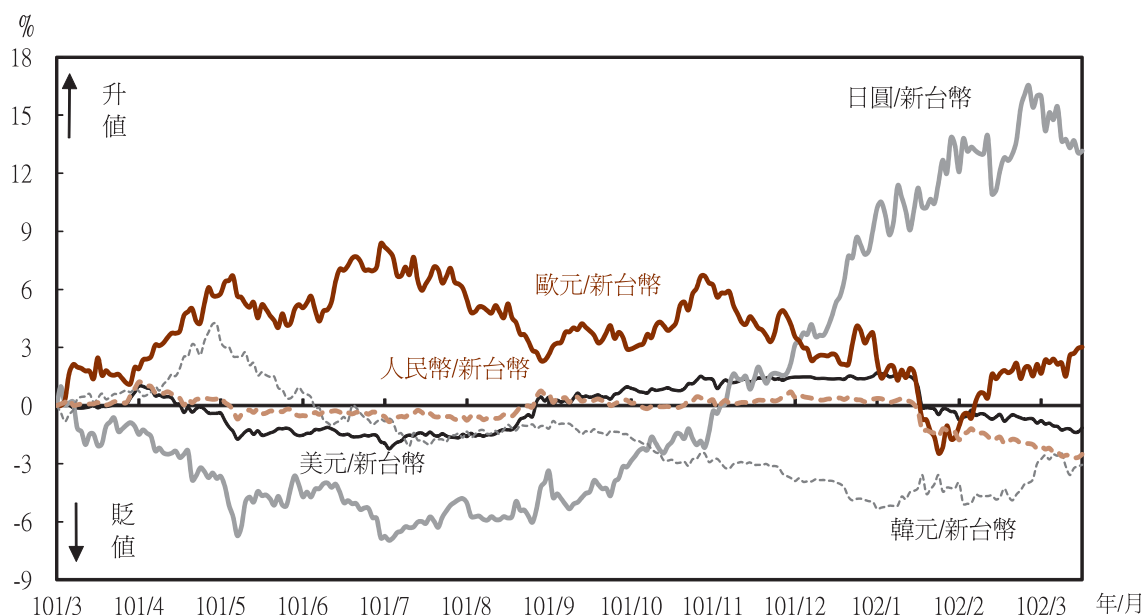
義大利公債標售成功，殖利率下跌，且美、日擴大量化寬鬆貨幣政策，歐元對美元緩步升值，至2月1日達1.3628元的高點後，受到歐盟下修經濟展望、美國QE政策可能退場及塞浦路斯存款稅課徵問題，市場憂慮歐債危機再度爆發，歐元對美元轉呈貶值。本季底新台幣對歐元較上季底升值0.9%，就平均匯率而言，本季新台幣對歐元則較上季貶值2.7%。

新台幣對日圓匯率：日本為改善長期以來的通貨緊縮及經濟疲軟，安倍內閣採取更寬鬆的貨幣政策，以達2%通膨目標，日圓對美元自本年初的87元一路走貶，至3月12日達96.4元的低點，惟下旬已見回穩。本季底新台幣對日圓較上季底升值6.3%，就平均匯率而言，本季新台幣對日圓亦較上季升值12.3%。

新台幣對人民幣匯率：雖然市場憂心日圓持續貶值，將啟動亞洲貨幣競貶，惟中國大陸出口與經濟成長表現較佳，且國務院總理溫家寶強調將持續進行匯改，擴大人民幣跨境使用，人民幣對美元相對持穩，本季在6.21至6.24元區間波動。本季底新台幣對人民幣較上季底貶值2.8%，就平均匯率而言，本季新台幣對人民幣亦較上季貶值1.4%。

新台幣對韓元匯率：隨著國際美元強升及日圓急貶，韓元對美元亦走貶，本年2月

圖4.1 新台幣對主要貿易對手國貨幣之升貶幅度
(與101/3/30比較)



因外資匯入而小幅回升，3月因朝鮮半島局勢緊張，韓元對美元再度走貶。本季度新台幣對韓元較上季底升值1.2%，惟就平均匯率而言，本季新台幣對韓元較上季貶值1.5%。

二、外匯市場交易

101年11月至102年1月外匯市場（含DBU及OBU交易）各類商品之全體外匯交易淨額為15,637.8億美元，較上期（101年8月至10月，以下同）增加5.4%，日平均交易淨額增為240.1億美元，反映出口改善與國內外資金進出規模仍大。其中，OBU外匯交易淨額為2,016.4億美元，較上期增加27.1%，占外匯市場總交易量12.9%。

各交易類別中，以換匯交易最多，交易量為6,687.3億美元，較上期成長0.7%；即期交易居次，交易量為6,100.2億美元，亦較上期成長10.5%；兩者合計占外匯市場總交易量比重超過八成，分別為42.8%及39.0%。匯率選擇權與遠匯交易則分居第三及第四，兩者比重分別為12.2%及5.3%，匯率選擇權交易較上期增加13.1%，遠匯交易則減少5.5%（表4.1及圖4.2）。

按交易幣別分，以新台幣對美元交易最多，101年11月至102年1月的交易比重為47.3%，較上期略減0.1個百分點；新台幣對其他外幣交易比重則甚低，僅約1.9%；第三種貨幣間的交易比重為50.8%，其中美元對

歐元交易比重為14.9%，較上期略增0.4個百分點；對日圓交易比重為10.5%，較上期增加2.1個百分點；其他外幣間的交易比重為25.4%，較上期減少2.5個百分點（圖4.3）。

按交易對象別分，以國內銀行與國外銀行間的交易最多，101年11月至102年1月交易比重為45.8%，較上期增加0.7個百分點；國內銀行與顧客間的交易居次，比重為

表4.1 台北外匯市場各類商品交易量(含OBU之交易)¹

單位：百萬美元

年 / 月	即期	換匯	國內銀行 間新台幣 對外幣	遠期	新台幣對外 幣無本金交 割遠匯 ²	保證金 交易	換匯換利	匯率 選擇權	交易淨額	OBU 交易淨額	日平均總 交易淨額
98	1,841,951	1,627,020	703,409	283,233	93,659	20,809	26,927	311,353	4,111,293	226,613	16,222
99	2,192,719	2,166,897	946,940	290,075	75,893	18,295	23,848	423,261	5,115,095	284,193	20,232
100	2,570,319	2,454,626	967,972	415,459	77,315	19,016	24,587	529,351	6,013,357	407,968	24,169
101	2,249,684	2,558,288	1,129,998	406,831	63,913	19,419	30,993	627,958	5,893,172	579,922	23,408
100 / 11	193,548	213,097	88,533	41,019	5,961	1,742	1,879	44,104	495,389	37,182	22,518
12	147,026	200,935	81,585	29,388	4,061	1,596	1,410	33,315	413,670	29,988	18,803
101 / 1	152,060	174,779	80,774	32,745	5,345	1,751	2,039	42,630	406,005	37,570	23,883
2	198,266	210,685	89,901	35,528	5,952	2,140	3,018	43,253	492,890	41,907	24,644
3	212,243	215,042	89,657	39,209	6,472	1,998	5,437	57,660	531,590	47,375	23,113
4	167,913	206,223	89,554	39,632	6,225	1,772	3,681	53,222	472,443	45,290	23,622
5	220,114	241,392	105,899	42,652	7,298	1,470	2,192	67,249	575,068	57,160	26,139
6	202,896	212,884	92,029	35,924	5,612	1,748	2,288	51,769	507,508	47,744	24,167
7	188,678	216,548	100,263	43,475	5,511	1,621	2,408	53,859	506,590	48,464	23,027
8	181,650	222,580	98,669	30,492	6,211	1,771	1,506	54,608	492,608	50,217	22,391
9	190,347	213,491	90,393	29,854	3,917	1,284	1,921	53,678	490,576	51,345	24,529
10	180,105	227,921	102,321	27,444	4,213	1,445	2,351	60,530	499,796	57,096	22,718
11	183,126	220,351	99,268	26,471	3,455	1,261	2,103	52,589	485,900	54,962	22,086
12	172,286	196,393	91,270	23,405	3,701	1,158	2,048	36,910	432,199	40,793	20,581
102 / 1	254,612	251,984	110,229	33,094	6,050	2,016	2,603	101,367	645,676	105,881	29,349

註：1. 本表各類交易量已剔除「銀行間交易」重複計算部分。此外，與匯率有關之衍生性金融商品交易均列於此表。

2. 新台幣對外幣無本金交割遠匯(NDF)為遠期交易之一部分。

圖4.2 外匯交易-按交易類別

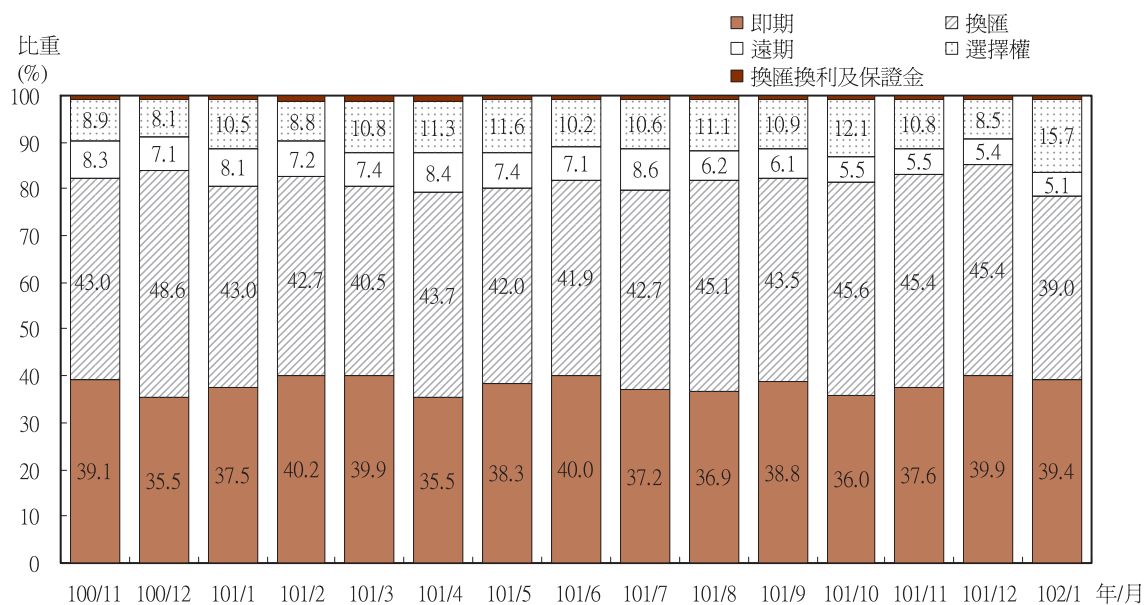


圖4.3 外匯交易-按幣別

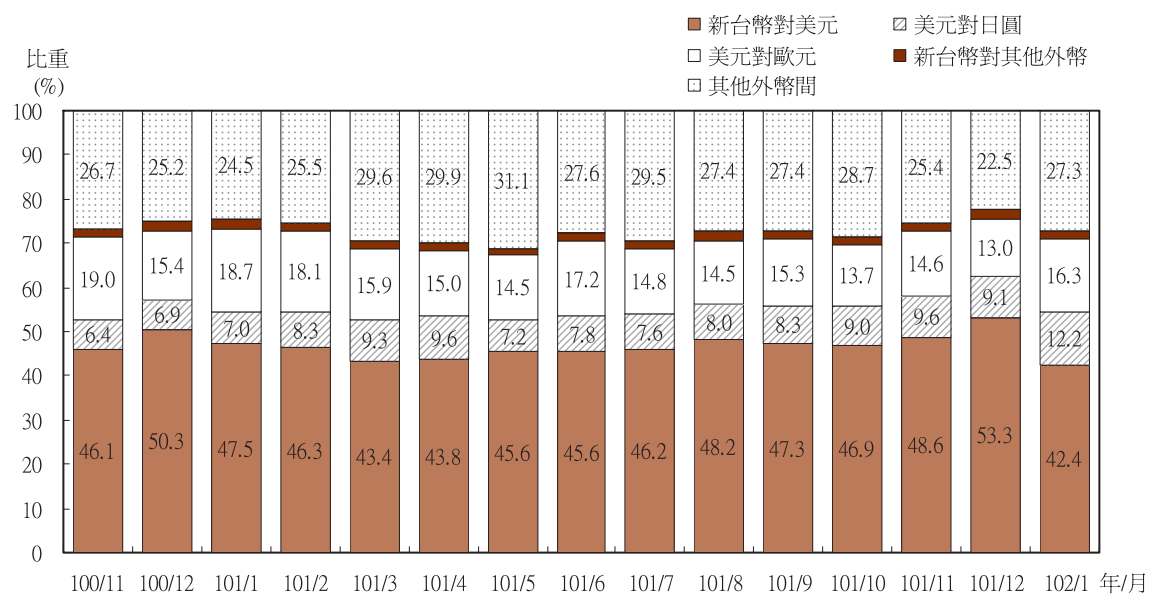
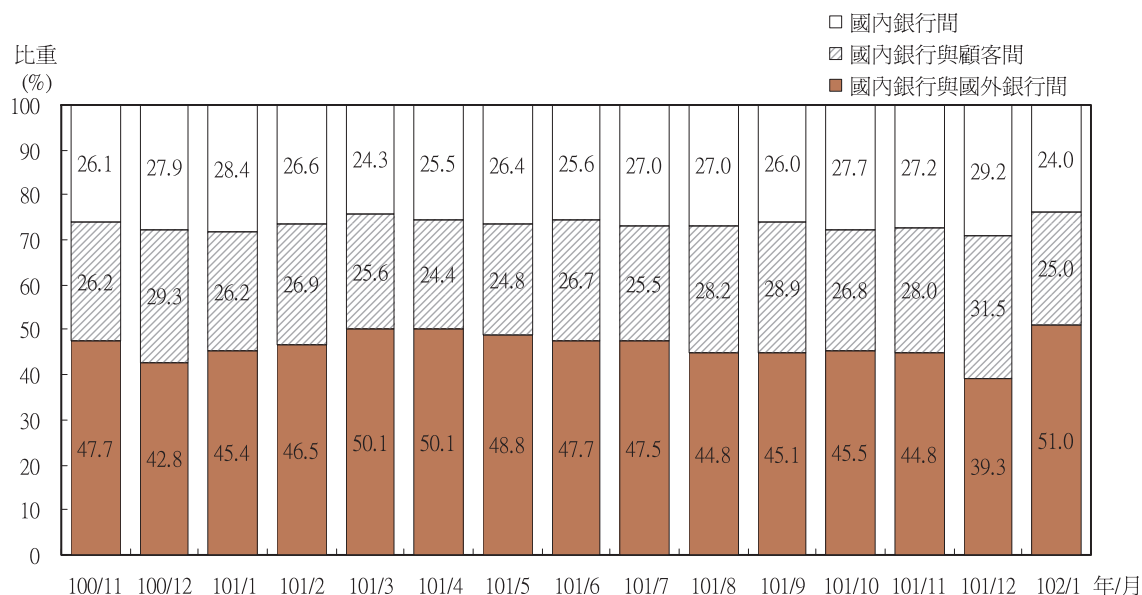


圖4.4 外匯交易-按交易對象別



27.7%，較上期略減0.2個百分點；國內銀行間的交易比重26.4%為最少，較上期略減0.5個百分點（圖4.4）。

三、銀行間換匯及外幣拆款交易

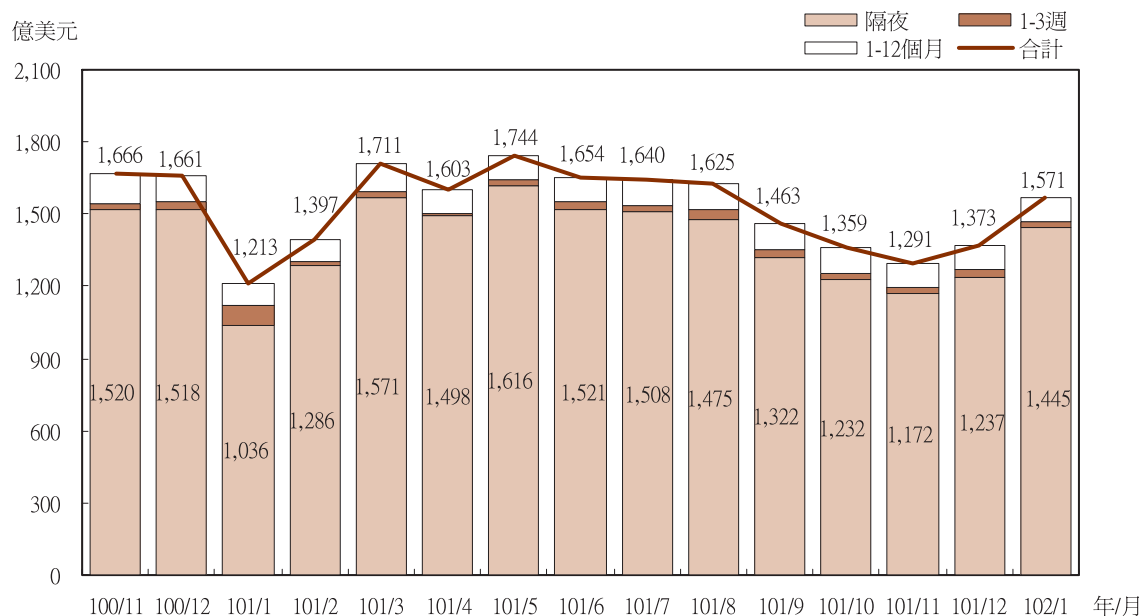
國內銀行間新台幣與外幣換匯市場及銀行間外幣拆款市場係銀行調度外幣資金的主力市場，以下分別說明之。

在新台幣與外幣換匯交易方面(表4.1)，101年11月換匯交易量為992.7億美元，較上月減少3.0%，主要係受下列因素影響：(1)美國總統大選底定，希臘破產疑慮緩解，市場風險胃納度增加，承作長天期換匯交易意願提高；(2)為免年底外幣資金調度不易，銀行傾向辦理跨年度換匯交易，短天期週轉率下降，交易量隨之減少。12月交易量為912.7

億美元，較上月減少8.1%，主要係受下列因素影響：(1)壽險業等客戶到期金額較低，且未全部展期，銀行轉向換匯市場補金額減少；(2)美國財政懸崖問題未解，交易員持觀望態度，致交易量下降。102年1月交易量為1,102.3億美元，較上月增加20.8%，主要受下列因素影響：(1)壽險業等客戶海外投資增加辦理換匯交易，銀行轉向換匯市場補金額增加；(2)銀行為因應農曆春節資金調度，增加辦理換匯交易，交易量因而擴增。

銀行間外幣拆款市場交易方面(圖4.5)，101年11月交易量為1,291.0億美元，較上月減少5.0%，主要係因外匯存款增加，外幣資金充裕，銀行拆款需求減少。12月交易量為1,372.8億美元，較上月增加6.3%，主要係銀行跨年的資金需求較多，致拆款市場交易量

圖4.5 外幣拆款市場月交易量



增加。102年1月交易量為1,571.5億美元，較上月增加14.5%，主要係農曆年前銀行資金需求增加所致。

四、匯率以外涉及外幣之衍生金融商品

101年11月至102年1月匯率以外涉及外

幣之衍生金融商品交易金額為475.6億美元，較上期減少23.6%。其中，以外幣利率期貨交易金額284.4億美元最多，占匯率以外涉及外幣之衍生金融商品交易量的59.8%，較上期減少35.0%；外幣換利交易居次，所占比重為30.1%，較上期增加7.5%（表4.2）。

表4.2 匯率以外涉及外幣之衍生金融商品的交易金額

單位：百萬美元

年 / 月	外 幣 換 利	外幣遠期 利率協議	外幣利率 選 擇 權	外幣利率 期 貨	商品價格交 換及選擇權	股價指數 選 擇 權	信用衍生 商 品	合 計
98	469,003	5,715	4,999	208,636	18,371	51	3,312	710,087
99	125,541	842	6,043	393,468	18,060	105	10,126	554,185
100	76,153	902	3,569	254,703	22,728	421	5,204	363,681
101	51,887	1,069	4,320	142,310	15,440	955	2,243	218,223
100 / 11	1,484	0	226	15,653	1,392	21	549	19,325
12	2,651	560	196	11,742	1,273	8	99	16,528
101 / 1	3,924	0	809	9,140	1,355	29	213	15,471
2	3,289	400	272	11,693	2,337	54	387	18,432
3	8,831	0	293	14,164	1,454	41	290	25,073
4	3,127	0	441	10,148	1,080	54	148	14,998
5	3,796	0	304	12,923	1,320	83	349	18,776
6	3,096	5	247	11,649	1,161	16	163	16,338
7	3,993	634	505	9,686	1,376	71	44	16,310
8	4,233	30	356	11,549	1,370	101	66	17,704
9	4,896	0	231	19,617	1,087	113	64	26,007
10	4,168	0	330	12,548	1,103	200	171	18,519
11	3,678	0	314	11,430	1,031	129	217	16,799
12	4,855	0	219	7,762	765	64	133	13,798
102 / 1	5,765	18	453	9,243	425	672	390	16,966

五、外匯自由化與外匯管理

本行為持續落實自由化、國際化既定政策，及促進銀行外匯業務的健全發展，持續同意指定銀行採事後報備方式，函報開辦新種外匯業務及衍生外匯商品業務等。

為開辦人民幣業務，本行除了核准中國銀行台北分行為在台灣地區人民幣清算行外，並已修正發布「銀行業辦理外匯業務管理辦法」，通函銀行辦理人民幣跨境貿易及自然人透過帳戶買賣人民幣平倉之規定，及開放衍生性人民幣商品業務範圍。在銀行與中銀台北分行簽署清算協議並完成開戶後，

自2月6日起正式開辦人民幣業務。

為強化國內金融基礎設施，以及因應兩岸人民幣清算機制之運作，本行亦建立符合國際規格之外幣結算平台，並於3月1日正式營運。初期先辦理美元匯款，預定7月開辦人民幣匯款，之後亦可納入其他幣別（例如歐元及日圓）交易。新平台能同時處理境內及跨境之美元、人民幣與其他外幣之支付交易，有利於國內金融服務業之發展。

此外，為確保台灣地區人民幣的流動性，本行已與人民銀行初步協商簽署兩岸貨幣互換協議（SWAP），並列入未來合作議題。

國際經濟金融情勢（民國101年第4季）

壹、概述

2013年初以來，美國房市持續復甦，歐債危機舒緩，全球經濟緩步復甦；惟3月美國啟動財政自動減支方案，國債上限問題懸而未決，加以日本安倍內閣之超寬鬆貨幣政策的影響等，均為攸關2013年全球經濟成長之風險因素。

國際機構預測2013年全球經濟成長率與2012年相近。IMF 1月預測2013年經濟成長率由2012年之3.2%升為3.5%(表1)；Global Insight 3月之預測數為2.6%，與2012年持平(表1)。

物價方面，由於全球景氣緩步復甦，2013年以來，國際原物料價格走勢溫和，全球通膨

表1 全球經濟成長展望

單位：%

區域別或國別	2011		2012		2013	
					(1)	(2)
全球	3.9	(3.0)	3.2	(2.6)	3.5	2.6
先進經濟體	1.6	(1.5)	1.3	(1.2)	1.4	1.0
OECD國家	1.8	(1.7)	1.4	(1.3)	1.4	1.1
美國	1.8		2.2		2.0	1.8
日本	-0.6		2.0		1.2	0.6
德國	3.0		0.7		0.6	1.0
英國	0.9		0.2		1.0	0.8
歐元區	1.4		-0.6		-0.2	-0.3
四小龍	4.0		1.8		3.2	
台灣	4.07		1.26		3.9	3.6
香港	4.9		1.4		3.5	3.7
新加坡	5.2		1.3		2.9	2.4
南韓	3.7		2.0		3.6	2.0
東協五國	4.5		5.7		5.5	
泰國	0.1		6.4		6.0	4.3
馬來西亞	5.1		5.6		4.7	4.7
菲律賓	3.9		6.6		4.8	5.4
印尼	6.5		6.2		6.3	6.1
越南	5.9		5.0		5.9	5.2
中國大陸	9.3		7.8		8.2	8.1
印度	7.3		5.2		5.9	6.0
其他新興市場暨發展中國家	6.3		5.1		5.5	

註：1. 資料中粗體字表實際值，其餘為預測值。

2. 2011及2012年之經濟成長率，全球及先進經濟體括弧外數字為IMF資料，OECD國家括弧外數字為OECD資料，括弧內數字均為Global Insight資料。

3. 先進經濟體共33個經濟體，包括G7、歐元區、澳、紐及亞洲新興工業經濟體(四小龍)等；其他新興暨發展中國家，為先進經濟體以外國家共149國，包括非洲、中歐及東歐、俄羅斯、中國大陸、印度、東協、中東及中南美洲國家等。

資料來源：

(1)預測值採用IMF World Economic Outlook, October 2012及IMF World Economic Outlook Update, January 2013資料，僅OECD國家採用OECD's Economic Outlook Report, November 2012資料。

(2)預測值採用Global Insight World Overview, March 2013資料。

壓力減輕。Global Insight預測2013年全球通膨率將由2012年之3.2%降為3.0%。

貨幣政策方面，2013年以來，各國續採寬鬆貨幣政策，印度於1月及3月分別調降政策

利率1碼至7.50%，美國、歐元區、加拿大、澳洲、日本、中國大陸、南韓、印尼、泰國及菲律賓等經濟體則維持政策利率不變 (圖1、圖2)。

圖1 先進經濟體政策利率

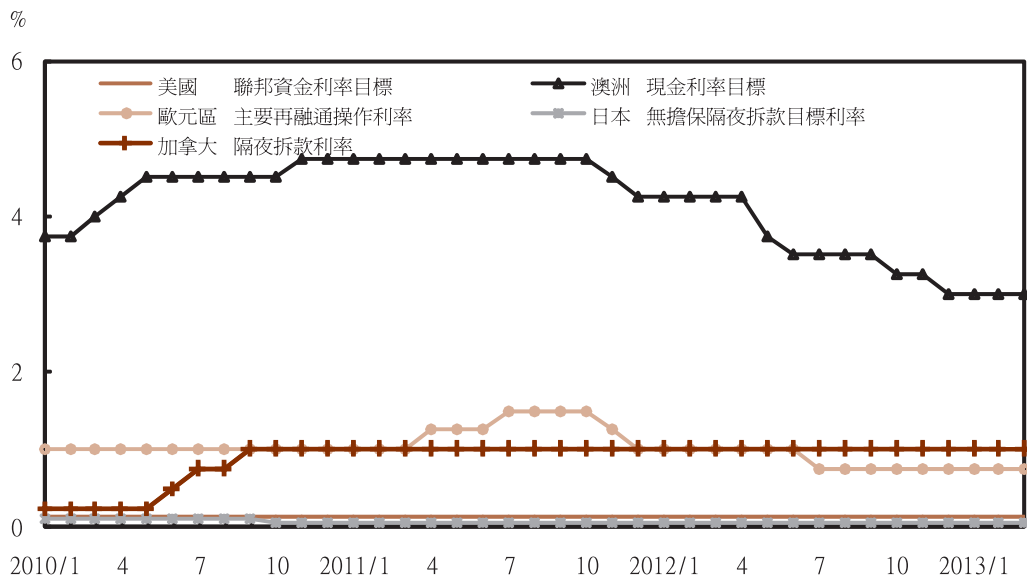
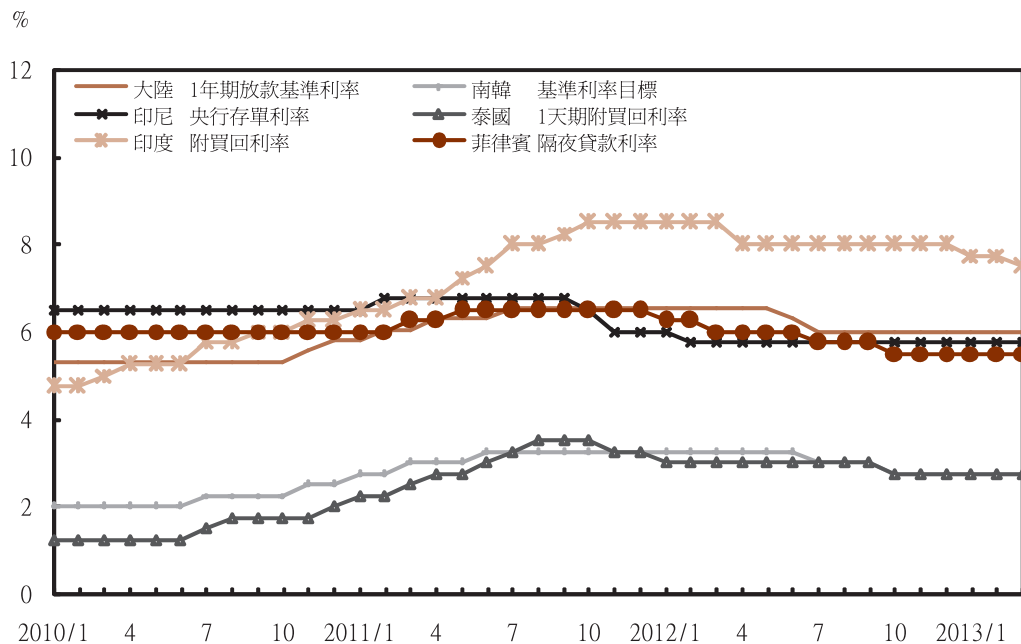


圖2 亞洲新興經濟體之政策利率



貳、美國景氣溫和復甦，貨幣政策維持寬鬆

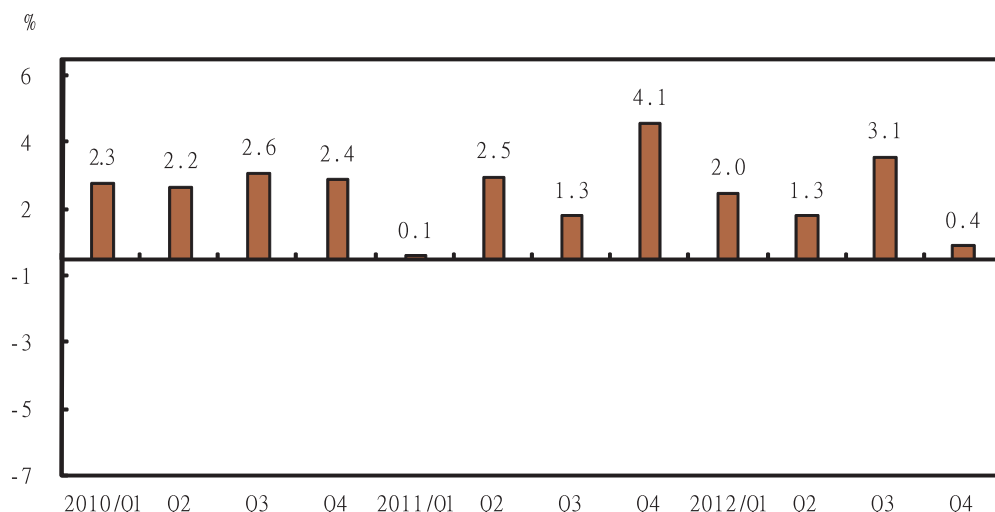
一、經濟溫和成長

2012年第4季美國經濟成長率由第3季之3.1%，大幅降至0.4%(與上季比，換算成年率)(圖3)，主要係政府支出轉呈衰退，以及存貨減少所致。2013年初雖房地產市場持續

復甦，但財政問題仍是攸關經濟前景之主要變數。Global Insight預測2013年經濟成長率為1.8%(低於2012年之2.2%)；近期美國Fed之預測數則為2.3%~2.8%。

根據美國海關貿易統計，2012年第4季

圖3 美國經濟成長率



出口較2011年同期成長1.8%，進口則零成長，全年出、進口分別成長4.5%與3.1%，貿易入超為7,279億美元(表2)，較2011年微增5億美元。2013年1月出口成長2.3%，進口則衰退0.9%，貿易入超為614億美元。

勞動市場方面，2013年2月新增非農就業人數自1月之11.9萬人上升至23.6萬人，失業率亦由1月之7.9%降至7.7%之4年來低點；惟截至3月23日當週初領失業救濟金人數較上週略增1.6萬人至35.7萬人，創2月中以來

高點，顯示就業市場近來的復甦暫時趨緩。

二、通膨溫和

2013年2月CPI年增率由1月之1.6%升至2.0%，主要係能源價格上漲所致；扣除能源與食品之核心CPI年增率則由1月之1.9%略升至2.0%。另外，2月個人消費支出物價指數(PCEPI)年增率為1.3%，與1月持平。Global Insight預測2013年CPI年增率為1.5%，低於2012年之2.1%。

表2 美國重要經濟指標

年 / 月	經濟 成長率 %	失業率 %	工業生產 年增率 %	核心消費者 物價指數 (1982-84=100)	消費者物 價指數 (1982-84=100)	生產者 物價指數 (1982=100)	貿易收支 (百萬美元)
				年增率 %	年增率 %	年增率 %	
2010	2.4	9.6	5.7	1.0	1.6	4.2	-634,896
2011	1.8	8.9	3.4	1.7	3.2	6.0	-727,391
2012	2.2	8.1	3.6	2.1	2.1	1.9	-727,867
2012/ 3	2.0	8.2	3.2	2.3	2.7	2.7	-66,756
4		8.1	4.6	2.3	2.3	1.8	-64,894
5		8.2	4.5	2.3	1.7	0.7	-62,394
6	1.3	8.2	4.4	2.2	1.7	0.8	-56,760
7		8.2	4.2	2.1	1.4	0.6	-57,392
8		8.1	2.8	1.9	1.7	2.0	-58,457
9	3.1	7.8	2.9	2.0	2.0	2.1	-56,815
10		7.9	2.2	2.0	2.2	2.3	-58,415
11		7.8	3.2	1.9	1.8	1.5	-64,875
12	0.4	7.8	2.8	1.9	1.7	1.3	-55,494
2013/ 1		7.9	2.2	1.9	1.6	1.4	-61,351
2		7.7	2.5	2.0	2.0	1.8	

資料來源：Board of Governors of the Federal Reserve System、Bureau of Economic Analysis及 Bureau of Labor Statistics。

三、Fed維持低利率目標不變

為支撐充分就業及物價穩定，2013年3月美國聯邦公開市場委員會決議，每月持續購買400億美元機構房貸擔保證券(Agency MBS)，以及450億美元中、長期公債，並持續以機構債(Agency Debt)及機構房貸擔保證

券到期本金再投資於市場，直到就業前景改善為止。另決議維持聯邦資金利率目標區間於0%~0.25%不變(圖4)，而在失業率高於6.5%、1至2年通膨率不高於2.5%及長期通膨預期穩定下，將維持聯邦資金利率於現行水準。

圖4 美國聯邦資金利率目標與市場利率



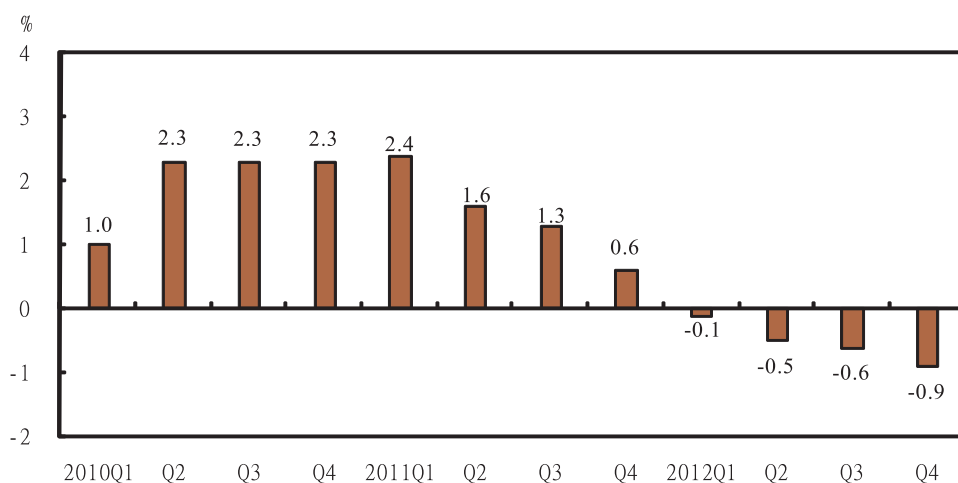
參、歐元區經濟衰退，通膨降溫，政策利率維持不變

一、經濟持續微幅衰退

2012年第4季歐元區經濟成長率由第3季之-0.6%續降至-0.9%(圖5)；與上季比之季變動率則由第3季之-0.1%降至-0.6%，主要係

因輸出、民間消費及固定資本形成同告衰退所致。由於私人部門持續去槓桿化，加以歐元區國家實施撙節措施，恐拖累消費及投資。Global Insight預測2013年經濟成長率為-0.3%，較2012年之-0.6%略有改善。

圖5 歐元區經濟成長率



德國2012年第4季經濟成長率由第3季之0.9%降至0.4%；與上季比之季變動率則由第3季之0.2%降至-0.6%，其中固定資本形成持續負成長，輸出、入則轉為衰退；2012年全年經濟成長率則由2011年之3.0%大幅降至0.7%。Global Insight預測2013年經濟成長率為1.0%。

勞動市場方面，歐元區就業情況持續惡化，2013年1、2月失業率均為12.0%，為歷史新高(表3)。其中法國1月失業率由2012年第4季之10.4%略升至10.6%；德國1至3月失業率均為6.9%，且與2012年第4季持平。

二、通膨降溫

歐元區調和消費者物價指數(HICP)年增率，由2012年第4季之2.3%降至2013年2月之1.8%(圖6)，主要係食物類價格下滑所致；2013年1月扣除能源及未加工食品之核心HICP年增率由2012年第4季之1.6%略降至1.5%，2月續降至1.4%。

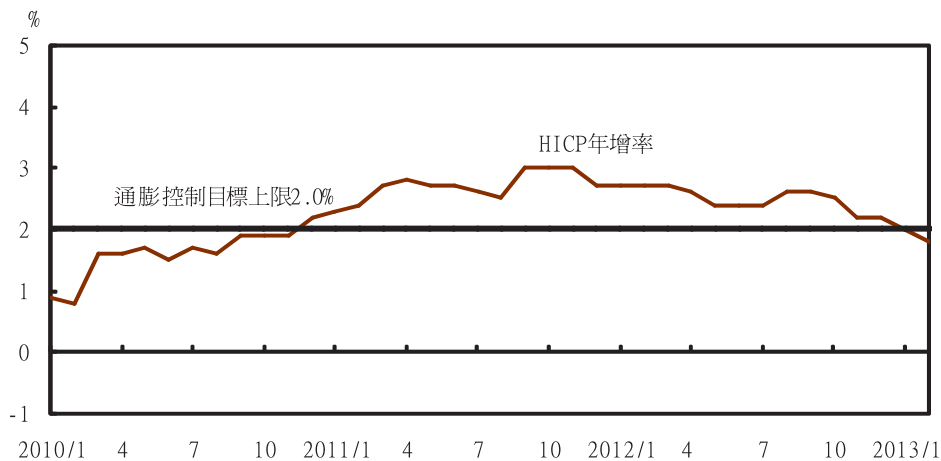
歐洲央行(ECB)預期2013年通膨率可望略低於2%之通膨目標。Global Insight預測歐元區2013年通膨率為1.6%，低於2012年之2.5%。

表3 歐元區重要經濟金融指標

年 / 月	經濟 成長率 %	失業率 %	工業生產年增率 (不包括營建業) %	出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易收支 (百萬歐元)	M3 年成長率 %	調和消費者 物價指數 (HICP) 年增率 (2005=100) %	主要再融通 操作利率 %
2010	2.0	10.1	7.2	20.1	21.6	691	-0.7	1.6	1.00
2011	1.4	10.2	3.1	13.4	14.5	-15,663	2.3	2.7	1.00
2012	-0.6	11.4	-2.3	7.4	1.8	81,141	2.8	2.5	0.75
2012/ 4		11.2	-2.5	6.0	0.2	3,579	2.3	2.6	1.00
5		11.2	-2.4	6.2	1.0	6,622	2.9	2.4	1.00
6	-0.5	11.4	-1.6	12.2	3.3	12,721	2.9	2.4	1.00
7		11.4	-2.5	11.2	3.3	13,561	3.5	2.4	0.75
8		11.5	-2.2	10.4	2.8	4,389	2.7	2.6	0.75
9	-0.6	11.6	-2.5	1.1	-3.9	8,435	2.7	2.6	0.75
10		11.7	-3.1	14.5	7.8	9,056	3.9	2.5	0.75
11		11.8	-3.8	5.3	0.1	12,877	3.7	2.2	0.75
12	-0.9	11.8	-1.9	-3.2	-5.4	10,754	3.5	2.2	0.75
2013/ 1		12.0	-2.1	5.3	1.4	-3,925	3.5	2.0	0.75
2		12.0					3.1	1.8	0.75
3									0.75

資料來源：ECB、Eurostat及Thomson Datastream。

圖6 歐元區調和消費者物價指數(HICP)年增率

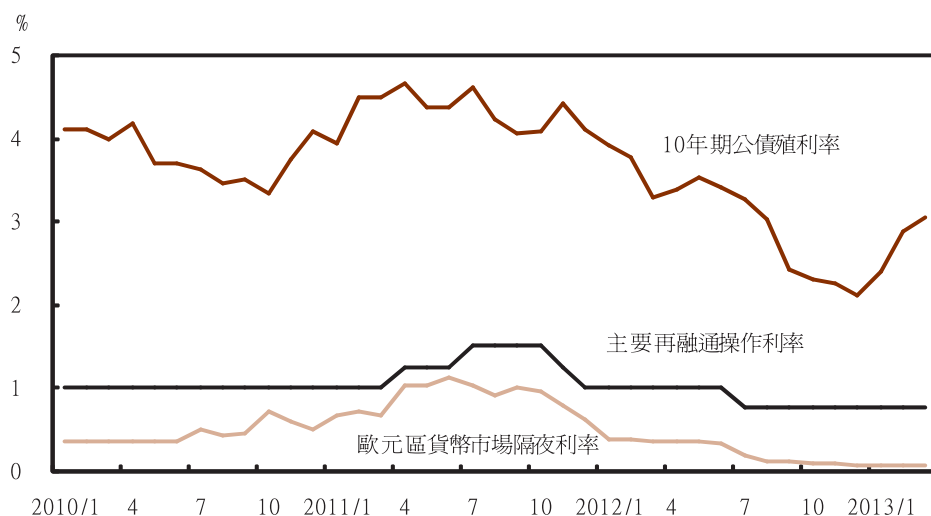


三、ECB維持政策利率不變

鑑於經濟持續疲弱，以及預期中期通膨率可望低於2%之通膨目標，2012年7月ECB

管理委員會(ECB Governing Council)調降主要再融通操作利率至0.75%之歷史低點後，迄今維持不變。

圖7 歐元區官方及長短期市場利率



肆、日本央行擴大貨幣寬鬆，提高通膨目標至2%

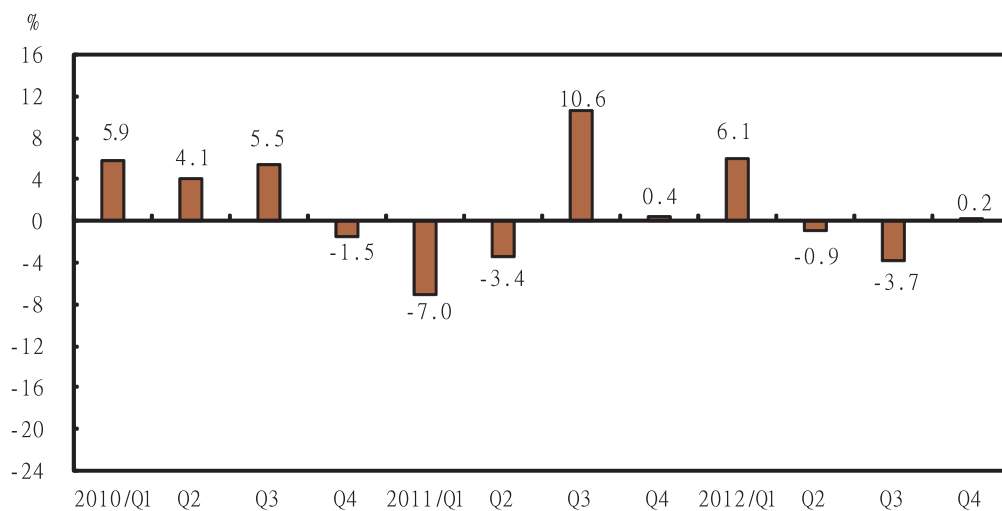
一、經濟轉呈成長

2012年第4季日本經濟成長率(與上季比，換算成年率)由第3季之-3.7%，升為0.2%(圖8)，主要係民間消費及企業設備投資

回溫所致；2012年全年經濟成長率為2.0%。

由於2012年12月26日安倍首相上任後，採取擴大公共支出與寬鬆貨幣措施，振興經濟，Global Insight預測2013年經濟成長率為0.6%。

圖8 日本經濟成長率



對外貿易方面，因國際需求疲弱，2012年第4季出口較2011年同期衰退5.5%，進口則微幅成長0.4%，貿易入超達2.15兆日圓(表4)。由於安倍內閣主張寬鬆政策，引發日圓貶值之預期心理，日圓自2012年底以來大幅走貶，加以國外需求略回溫，2013年1月出口轉為成長6.3%，進口亦成長7.1%，貿易入超為1.63兆日圓。惟2月因中國大陸及歐洲需求下滑，出口再呈衰退2.9%，而因能源成本攀升，進口則成長11.9%，貿易入超7,775億日圓。

勞動市場方面，雖然女性求職者增加，

惟部分未能順利就業，2013年2月失業率由1月之4.2%略升至4.3%。

二、通貨緊縮壓力未見改善

2012年第4季企業物價指數年增率為-0.9%，2013年2月升至-0.1%，主因日圓貶值導致進口原材料價格上漲所致。另2013年1、2月CPI年增率由2012年第4季之-0.2%分別降至-0.3%及-0.6%，剔除生鮮食品之核心CPI年增率亦由-0.1%分別降至-0.2%及-0.3%。Global Insight預測2013年CPI年增率為-0.5%(2012年為0.0%)。

表4 日本重要經濟指標

年/月	經濟成長率 %	失業率 %	工業生產 年增率 %	消費者物價指數 (2010=100)		企業物價指數 (2005=100)	出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易收支 (億日圓)
				總合 年增率 %	剔除生鮮食品 年增率 %	年增率 %			
2010	4.7	5.1	16.5	-0.7	-1.0	-0.1	24.4	18.0	66,347
2011	-0.6	4.6	-2.4	-0.3	-0.3	1.5	-2.7	12.1	-25,647
2012	2.0	4.3	-0.3	0.0	-0.1	-0.8	-2.8	3.8	-69,307
2012/ 3	6.1	4.5	14.2	0.4	0.2	0.3	5.9	10.5	-818
4		4.6	12.9	0.5	0.2	-0.6	7.9	7.9	-5,184
5		4.4	6.0	0.2	-0.1	-0.8	10.0	9.3	-9,079
6	-0.9	4.3	-1.5	-0.1	-0.2	-1.5	-2.3	-2.2	561
7		4.3	-0.8	-0.4	-0.3	-2.2	-8.1	2.3	-5,286
8		4.2	-4.6	-0.4	-0.3	-1.9	-5.8	-5.2	-7,684
9	-3.7	4.3	-8.2	-0.3	-0.1	-1.5	-10.3	4.2	-5,682
10		4.2	-4.5	-0.4	0.0	-1.0	-6.5	-1.5	-5,562
11		4.2	-5.5	-0.2	-0.1	-0.9	-4.1	0.9	-9,570
12	0.2	4.3	-7.9	-0.1	-0.2	-0.6	-5.8	1.9	-6,458
2013/ 1		4.2	-5.8	-0.3	-0.2	-0.3	6.3	7.1	-16,335
2		4.3	-11.0	-0.6	-0.3	-0.1	-2.9	11.9	-7,775

資料來源：內閣府及Thomson Datastream。

三、日本央行提高通膨目標至2%， 2014年起將無限期買入資產

為提振經濟，對抗通貨緊縮，2013年1月日本政府與央行共同宣布，將通膨目標

(CPI年增率)，由現行1%提高至2%。為達成此一目標，2014年1月起將無限期每月買入13兆日圓資產。預計至明年中，資產買入計畫餘額將增加至111兆日圓。

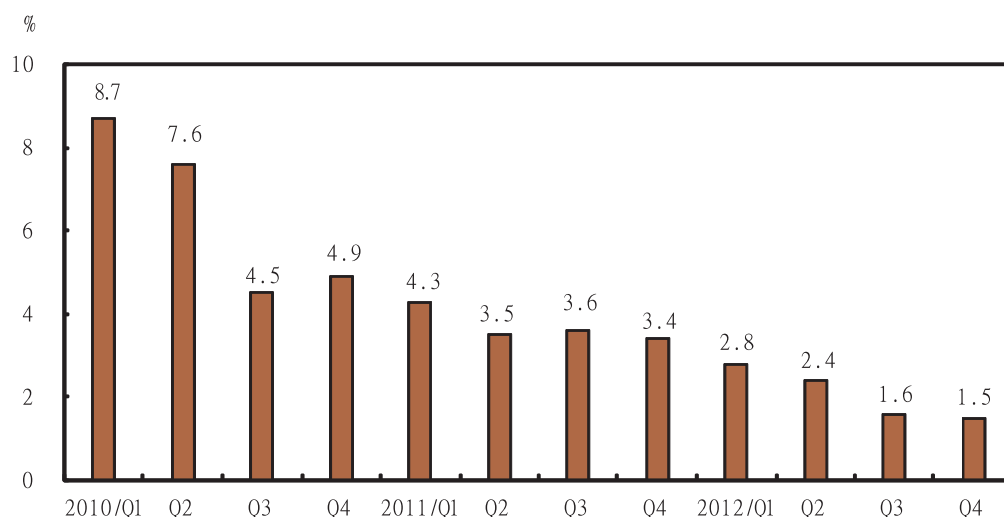
伍、南韓經濟復甦緩慢，通膨率溫和，基準利率維持不變

一、經濟復甦緩慢

2012年第4季南韓經濟成長率為1.5%，略低於上季(圖9)，全年經濟成長率由2011年

之3.7%降至2.0%。由於主要出口地區歐元區經濟持續疲軟，Global Insight預測2013年經濟成長率為2.0%，與2012年持平。

圖9 南韓經濟成長率



對外貿易方面，2012年第4季出、進口分別較2011年同期衰退0.4%及1.0%，貿易出超為99.4億美元。2013年2月適逢春節假期(2012年春節落在1月)，致外貿通關日數較2012年同期減少，出、進口分別由1月之成長10.9%及3.9%，轉呈衰退8.6%及10.7%(表

5)。

勞動市場方面，受畢業生投入就業市場，以及營建業、零售量販業僱用人數下降影響，2013年2月失業率由1月之3.4%，續升至4.0%，為2012年3月以來新高。

二、通膨率下滑

受製造業商品價格下滑影響，2013年2月生產者物價指數(PPI)年增率由2012年第4季之-0.9%，續降至-1.6%。另CPI年增率

由2012年第4季之1.7%，續降至2013年2月之1.4%；2013年2月剔除農產品及能源之核心CPI年增率則與2012年第4季持平，同為1.3%。Global Insight預測2013年CPI年增率為1.8%，低於2012年之2.2%。

表5 南韓重要經濟指標

年/月	經濟 成長率 %	失業率 %	工業生產 年增率 %	消費者物價指數 (2010=100)		躉售物價指數 (2005=100)	出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易收支 (百萬美元)
				總合 年增率 %	剔除農產品及能源 年增率 %	年增率 %			
2010	6.3	3.7	16.3	3.0	1.8	3.8	28.3	31.6	41,172
2011	3.7	3.4	5.9	4.0	3.2	6.7	19.0	23.3	30,801
2012	2.0	3.2	0.9	2.2	1.6	0.7	-1.3	-0.9	28,285
2012/ 3	2.8	3.7	0.5	2.6	1.9	2.4	-1.5	-1.1	2,276
4		3.5	-0.4	2.5	1.8	1.9	-5.0	-0.5	2,138
5		3.1	3.1	2.5	1.6	1.0	-1.0	-1.8	2,392
6	2.4	3.2	0.6	2.2	1.5	0.0	0.9	-6.3	5,169
7		3.1	-0.3	1.5	1.2	-0.6	-8.7	-5.2	2,691
8		3.0	-2.1	1.2	1.3	-0.1	-6.0	-9.4	1,930
9	1.6	2.9	-0.8	2.0	1.4	0.2	-2.4	-6.0	2,853
10		2.8	-1.9	2.1	1.5	-0.5	1.0	1.6	3,708
11		2.8	2.1	1.6	1.3	-0.9	3.9	0.9	4,424
12	1.5	2.9	-0.4	1.4	1.2	-1.2	-6.0	-5.3	1,806
2013/ 1		3.4	7.6	1.5	1.2	-1.6	10.9	3.9	476
2		4.0	-9.3	1.4	1.3	-1.6	-8.6	-10.7	2,060

資料來源：Thomson Datastream。

三、南韓央行維持基準利率不變

全球經濟雖溫和復甦，惟歐債危機及美國財政問題未除、朝鮮半島情勢緊張，南韓經濟仍有下行風險。為確保在不影響經濟成

長之情況下，將中期通膨控制在通膨目標區(2.5%~3.5%)內，2013年3月南韓央行維持基準利率目標於2.75%，已連續5個月不變。

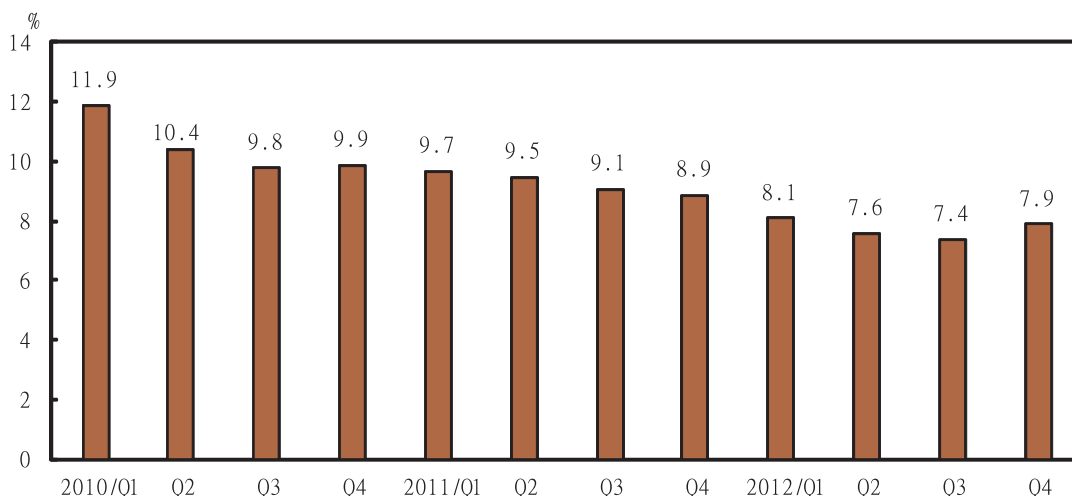
陸、中國大陸經濟回溫，貨幣政策轉趨審慎

一、2012年第4季景氣回升

2012年第4季，中國大陸經濟成長率由第3季之7.4%升至7.9%(圖10)，結束連續7季走緩；惟全年成長率則由2011年之9.3%降至7.8%，其中，消費貢獻4.1個百分點，超越

固定資產投資之3.9個百分點，成為經濟成長的最大來源。2013年1至2月平均出口成長23.4%，惟進口則轉為衰退7.5%，貿易順差為444億美元。Global Insight預測2013年經濟成長率為8.1%。

圖10 中國大陸經濟成長率



二、物價漲幅略回升

2012年第4季CPI年增率為2.1%，2013年1至2月平均略升為2.6%(圖11)；2013年2月工

業品PPI年增率由2012年第4季之-2.3%回升至-1.6%。Global Insight預測2013年CPI年增率為2.6%，與2012年同。

圖11 中國大陸消費者物價年增率



三、中國人民銀行收縮資金

中國人民銀行自2012年7月降息後，改以附買回操作方式釋出資金，加上春節前大量釋金，M2年增率自2012年底之13.8%升至2013年1月底之15.9%，全體銀行新增放款達

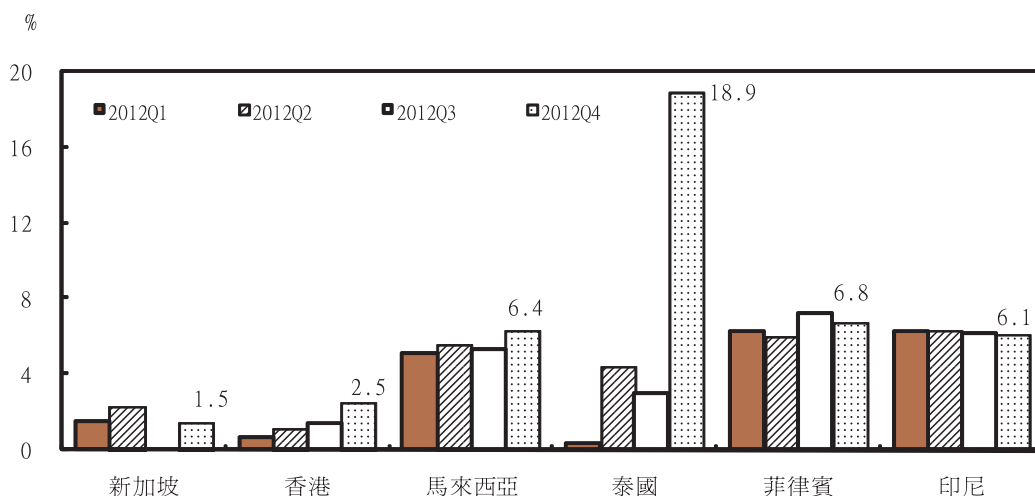
1.07兆人民幣，亦創3年來新高。近期為因應物價及房價走升，2月19日中國人民銀行首度以附賣回操作方式收回市場資金，致2月底M2年增率降至15.2%，全體銀行新增放款亦大幅下滑至0.62兆人民幣。

柒、部分亞洲新興國家經濟成長動能增強，但通膨溫和

亞洲新興經濟體除菲律賓及印尼外，2012年第4季經濟成長率均高於第3季(圖12)。新加坡第4季經濟成長率由第3季之0.0%回升至1.5%，主要係固定資本形成加速成長所致，全年經濟成長率則由2011年之

5.2%驟降至1.3%。2013年隨全球景氣復甦，預期新加坡出口將回溫，加以公共建設可望帶動固定投資，Global Insight預測經濟成長率回升為2.4%。

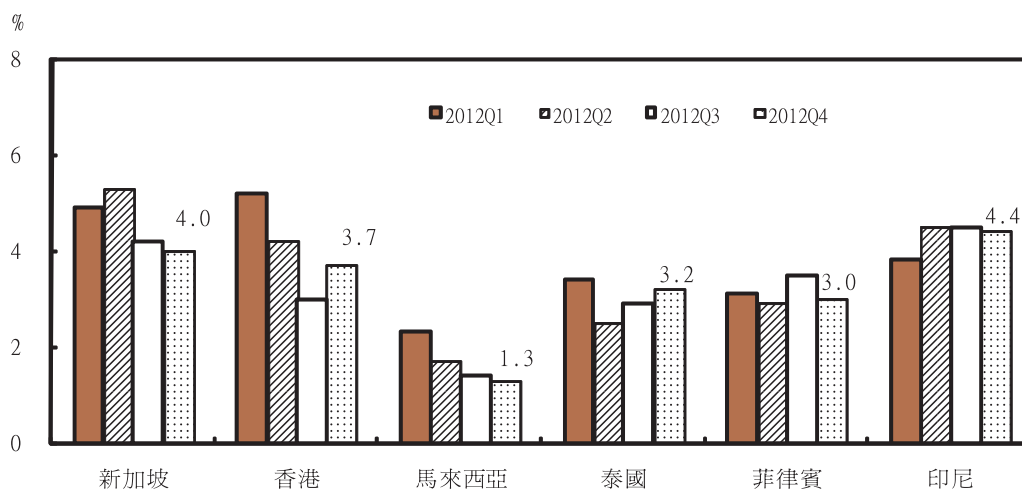
圖12 亞洲新興經濟體經濟成長率



物價方面，由於國際原物料價格回穩，2012年第4季以來，亞洲新興國家之WPI及CPI年增率普遍下滑(圖13)，Global Insight預測2013年多數亞洲新興國家通膨率將續降。

貨幣政策方面，2013年初以來，除印度為提振經濟，於1月及3月二度調降政策利率外，其餘國家政策利率維持不變。

圖13 亞洲新興經濟體消費者物價年增率



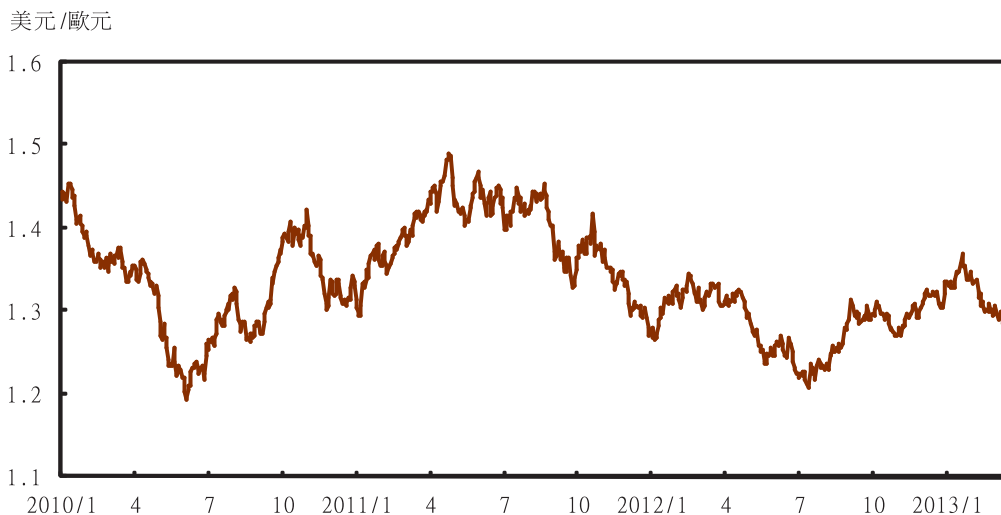
捌、歐元、日圓及亞洲新興國家貨幣普遍走貶

一、歐元回貶

2013年初，市場預期ECB可能降息，歐元1月9日貶至1歐元兌1.3065美元。嗣因降息疑慮解除，加上歐元區銀行提前償還ECB之借款金額高於預期，歐元震盪走升，2月1日升抵1歐元兌1.3640美元，創2011年11月以來

新高。隨後因歐盟調降歐元區2013年經濟成長預測、義大利大選後政治陷入僵局，以及賽普勒斯因金融危機接受紓困，3月27日歐元貶至1.2781美元，4個月來首度跌破1.28美元關卡，至3月29日為1歐元兌1.2841美元(圖14)，較2012年底貶值2.6%。

圖14 歐元對美元匯率



二、日圓續貶

由於安倍內閣主張寬鬆政策，引發弱勢日圓之預期心理，2013年以來，日圓延續2012年第4季以來之貶值走勢，3月中旬後因

日本會計年度將於3月底結束，在資金匯回及市場觀望4月之BOJ政策會議結果下，日圓略為止貶，至3月29日為1美元兌94.02日圓，較2012年底大幅貶值7.6%(圖15)。

圖15 美元對日圓匯率



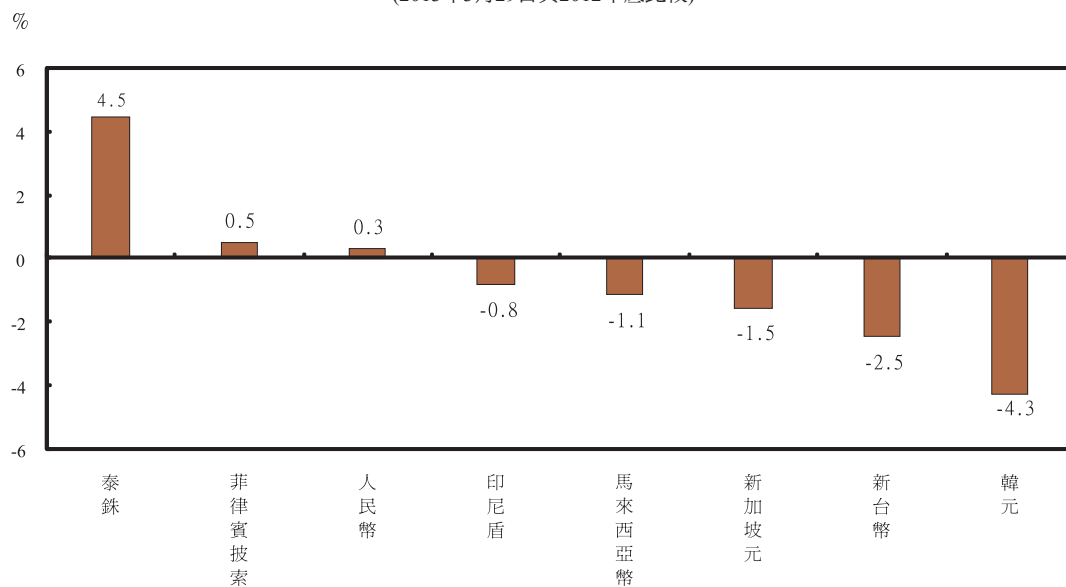
三、多數亞洲新興國家貨幣走貶

2013年初以來，由於先進經濟體大多續採寬鬆貨幣政策，加以多數亞洲新興國家經濟表現較佳，國際資金持續流入，亞洲新興國家貨幣多呈升值走勢；惟自1月下旬起，

受日圓劇貶影響，多數亞幣轉趨貶值。3月29日與2012年底比較，除泰銖、菲律賓披索與人民幣仍對美元升值外，其餘亞洲新興國家貨幣大多對美元貶值(圖16)。

圖16 亞洲新興經濟體貨幣對美元升貶值幅度

(2013年3月29日與2012年底比較)



玖、國際股市上揚

2013年初，由於美國及中國大陸經濟表現優於預期，國際股市上揚。惟2月下旬因穆迪調降英國信評，加上義大利恐陷政治僵局，以及市場擔憂美國將提早結束量化寬鬆貨幣政策，歐美股市反轉下跌；3月初由於美國就業情勢好轉，加以主要國家央行持續採行寬鬆貨幣政策，激勵全球股市回升，美國道瓊工業及那斯達克股價指數迭創歷史新高。日本亦因安倍內閣擴大寬鬆政策，誓言打擊通縮，並提振經濟，股市漲勢凌厲。亞

洲新興國家股市隨全球金融市場氣氛樂觀，普遍上揚，菲律賓、泰國及印尼等股市皆創歷史新高。惟3月中旬以來，受賽普勒斯因紓困案欲課徵存款稅爭議之影響，全球股市轉呈震盪。

2013年3月29日與2012年底比較，以日本股市大漲19.3%最為耀眼，美國道瓊工業及那斯達克股價指數亦分別上漲11.3%及8.2%，泛歐道瓊則上漲2.0%(圖17、圖18、圖19、圖20、圖21)。

圖17 美國道瓊工業股價指數

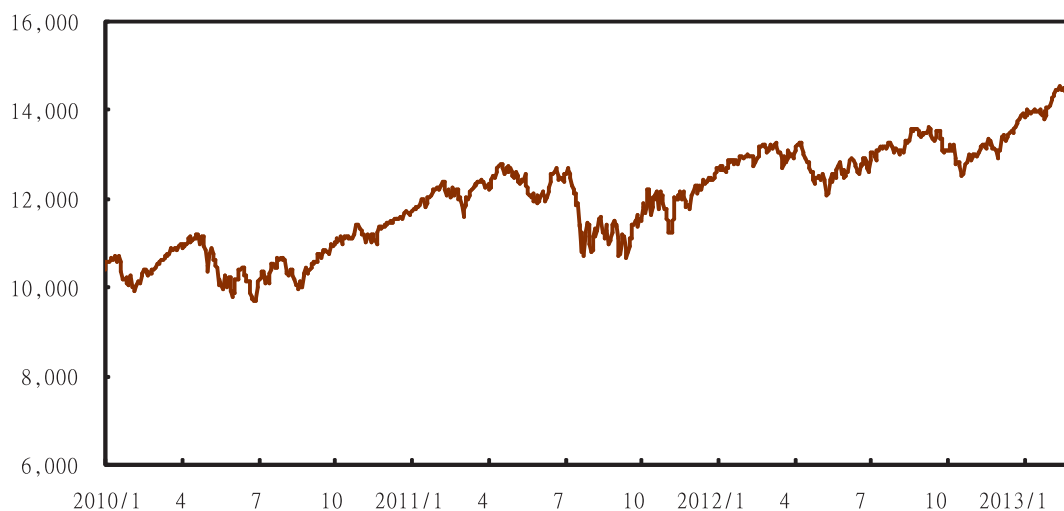


圖18 美國那斯達克股價指數

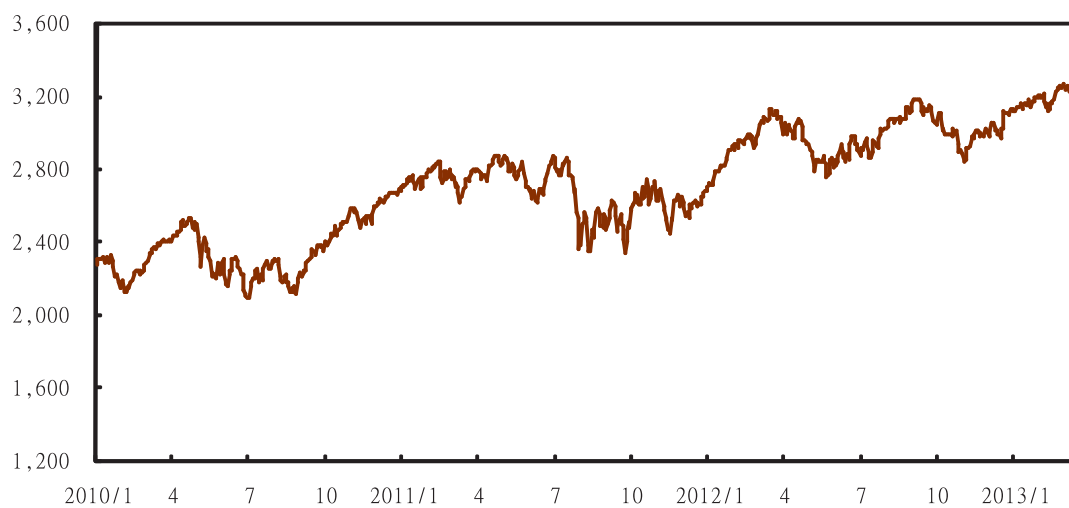


圖19 泛歐股價指數

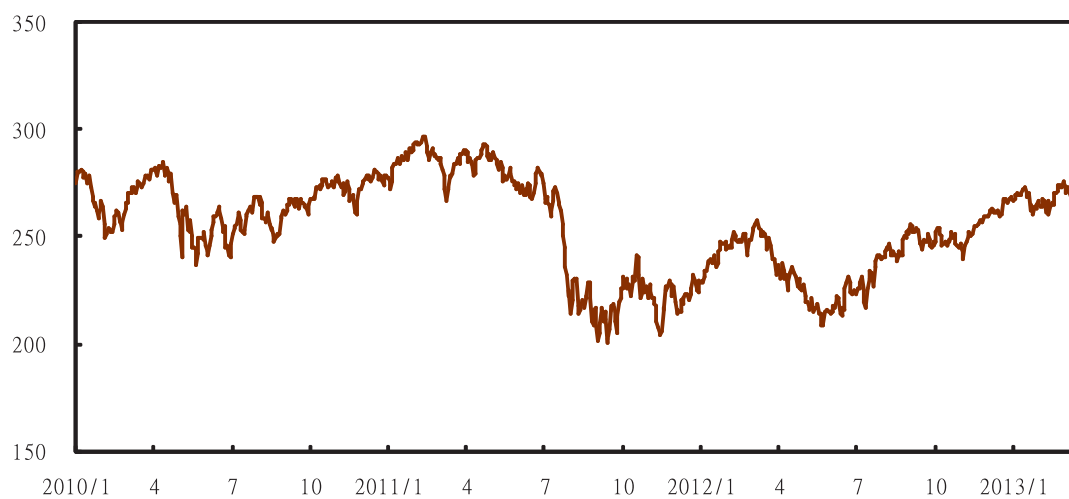


圖20 日本N225股價指數

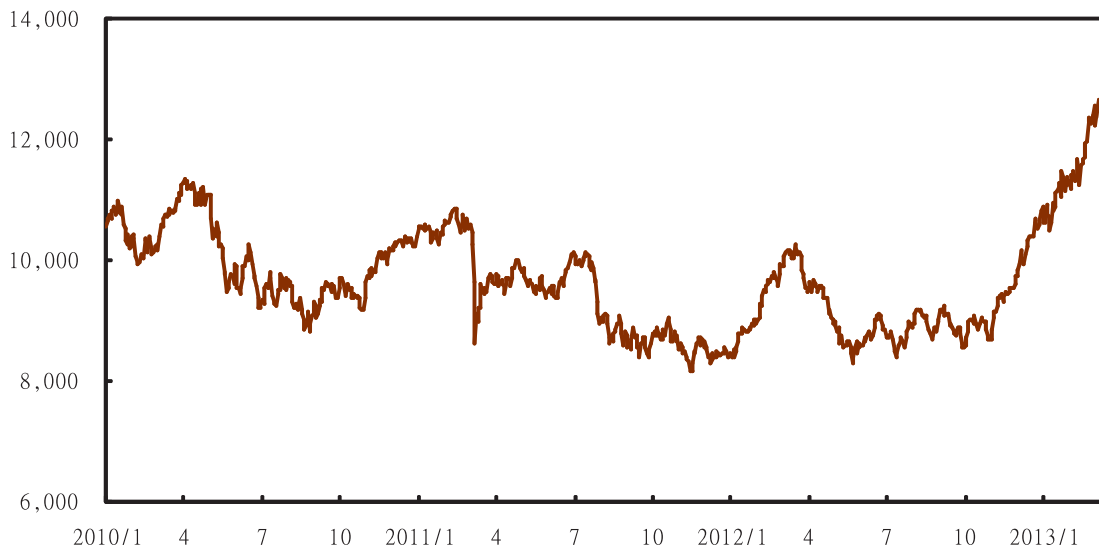
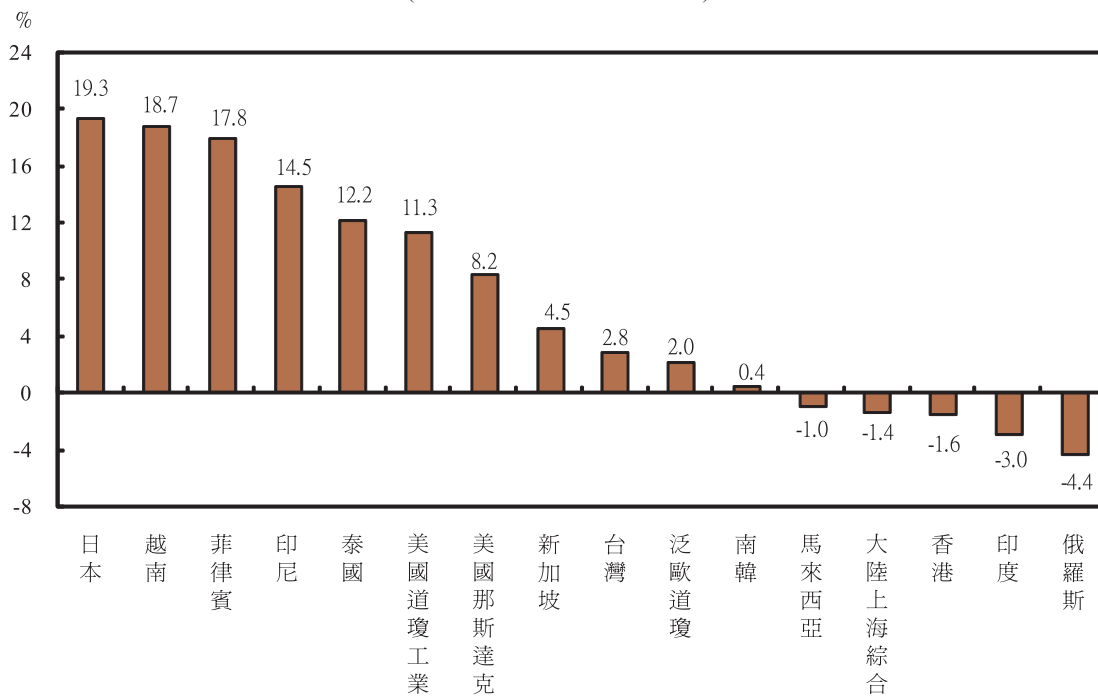


圖21 國際股價變動幅度

(2013年3月29日與2012年底比較)



拾、國際商品價格平穩

2013年初以來，受中東情勢緊繃影響，國際原油價格走升，2月8日布蘭特原油現貨價格達每桶119.12美元。之後，因歐元區及中國大陸經濟表現不如預期、市場擔憂美國可能提早結束量化寬鬆貨幣政策，以及3月起美國啟動財政自動減支方案，3月29日布蘭特原油現貨價格回跌至每桶107.42美元，較2012年底下跌2.4%（圖22）。

受美國頁岩油產量持續提高影響，2013

年3月12日美國能源資訊署(EIA)下修2013年布蘭特原油價格預測至每桶108.33美元，低於2012年之111.7美元。

2013年1月隨國際油價走升，Thomson Reuters/Jefferies CRB期貨價格指數上揚。惟2月以來，因主要穀物產地天候改善，國際穀物價格走跌，加以油價回降，CRB期貨價格指數亦回降，至3月29日為296.4點，較2012年底微升0.4%（圖22）。

圖22 布蘭特原油現貨價格及CRB期貨指數



國際黃金方面，2013年初以來，受惠於美國經濟數據轉佳，黃金避險需求降低，復以市場擔憂Fed恐提早結束量化寬鬆政策影響，金價下滑。惟3月後在賽普勒斯紓困案引發金融市場波動，及Fed表示將持續購債

直到就業前景改善為止，金價自3月6日之本年低點每盎司1,574美元反轉上揚，至3月29日為每盎司1,598.25美元，惟仍較上年底下跌3.8%(圖23)。

圖23 倫敦黃金現貨價格



拾壹、全球經濟成長仍面臨威脅

2013年以來，雖歐債危機略為緩解，惟美國啟動財政自動減支方案，且國債上限問題仍懸而未決；加上義大利尚未能順利組成新內閣，以及9月德國國會大選，均可能牽動歐元區政經情勢發展。此外，中國大陸經

濟雖回穩，惟成長力道不如以往強勁；復以美、歐、日等先進經濟體採行之量化寬鬆政策，以及日圓大幅貶值，均攸關全球金融市場之穩定，係影響2013年全球經濟成長之風險因素。

國內經濟金融日誌

民國102年1月份

- 1日 △證券交易所所得稅復徵，102年至103年個人採「核實課稅」或「設算課稅」雙軌制，104年後則採核實課稅；營利事業採最低稅負制。
- △上市上櫃公司、興櫃公司及金管會主管之金融業正式採用國際財務報導準則（IFRSs）編製財務報告。
- △兩岸經濟合作架構協議（ECFA）貨品早收計畫進行第3次降稅，大陸輸往台灣的267項產品及台灣輸往大陸的539項產品全部零關稅。
- 7日 △金管會宣布，停止適用「加速降低本國銀行逾期放款措施」，並訂定「加強本國銀行授信風險管理措施」，以協助銀行儲備因應未來景氣反轉之能力，落實以風險為基礎之授信業務管理。
- 16日 △配合金管會擴大台灣證券市場規模，積極推動海外企業回台掛牌政策，投審會修正發布「在大陸地區從事投資或技術合作許可辦法」第4條。
- 18日 △金管會修正發布「臺灣地區銀行對大陸地區之授信、投資及資金拆存總額度計算方法說明」，放寬本國銀行對大陸地區總曝險上限計算方式，海外子銀行對大陸地區之授信、投資及資金拆存、尚未撥款的放款金額及一定條件的同業拆款均不計入。
- 23日 △為因應巴賽爾資本協定III規定，以及銀行資本適足性及資本等級管理辦法第5條規定之修正，金管會修正發布「上市上櫃金融機構實施庫藏股注意事項」，自102年起逐年要求銀行提高普通股權益比率、第一類資本比率及資本適足率。
- 28日 △中央銀行核准中國銀行台北分行為台灣地區人民幣清算行，外匯指定銀行（DBU）與中國銀行台北分行簽署清算協議並辦理開戶後，得開辦人民幣業務。
- 29日 △金管會訂定「鼓勵境外基金深耕計畫」，放寬境外基金申請案審查檔數、加速審核境外基金申請案件、放寬總代理人最低應配置人數及允許引進優質的新類型基金商品等，以鼓勵境外基金協助提升我國資產管理規模，並加強對投資人之服務品質。
- △金管會與大陸證監會在台北舉行兩岸證券期貨監理合作平台首次會議，有關兩岸

證券期貨市場開放議題，雙方初步同意在ECFA下，納入多項開放項目。

民國102年2月份

- 1日 △經濟部宣布「海峽兩岸投資保障和促進協議」正式生效，將為在大陸經營之台商於投資及人身安全提供保障，建立兩岸投資往來良好基礎。
- 6日 △國內外匯指定銀行（DBU）正式開辦人民幣業務。
- 19日 △為協助銀行推展外幣授信業務，金管會放寬本國銀行海外分支機構辦理外幣授信，得比照國際金融業務分行（OBU），收受新台幣資產為擔保品，及放寬OBU及海外分支機構辦理外幣授信，得以授信戶持有之他人於境外分行、OBU或DBU之外幣定存單為擔保品。
- 20日 △台灣期貨交易所公告修正「台灣證券交易所股價指數期貨契約」等17項契約交易規則與「股票選擇權契約」規格，包括提高股價指數類商品及黃金商品之最低部位限制數、簡化股票類商品部位限制之級數及放寬各級部位限制口數，以滿足期貨交易人避險交易需求。
- 21日 △為滿足證券商及專業投資人境外投資需求，並拓展證券商兩岸金融市場發展機會，金管會修正證券商自行及受託買賣外國有價證券函令規定，開放證券商得自行買賣及接受專業投資人委託買賣大陸地區證券市場有價證券。
- 25日 △中國信託商業銀行經金管會核准發行國內首檔人民幣計價金融債券募集完成，發行額度計新台幣50億元（人民幣10億元），3年期利率2.9%。
- 27日 △為利信託業發展具兩岸特色之金融業務，並配合外匯管理，金管會修正「信託業募集發行共同信託基金運用於國外投資之範圍及限制規定」，放寬共同信託基金得投資涉及大陸地區相關金融商品。

民國102年3月份

- 1日 △央行規劃由財金資訊公司建立符合國際規格之外幣結算平台正式營運，初期先辦理美元匯款，之後將納入人民幣及其他幣別交易，以強化國內金融基礎設施及因應人民幣清算機制之運作。
- 14日 △金管會為兼顧保障債務人權益及金融市場發展，修正「金融機構出售不良債權應注意事項」，增訂金融機構得出售不良債權之條件，並明訂應以自行催理為原

則。

- 14日 △證券櫃買中心公告「衍生性金融商品交易提前了結系統作業要點」，除可降低整體市場的系統性風險、消除不必要的交易對手信用風險外，對業者亦可有效降低資本計提及後續作業維護成本。
- 18日 △金管會同意富邦金控及台北富邦商業銀行分別收購大陸地區華一銀行29%股權及51%股權，合計收購金額約合56.51億人民幣。
- 20日 △外交部與央行等單位，共同協助我國十餘家廠商及機構，出席亞洲開發銀行於菲律賓馬尼拉總部舉辦之「第4屆亞銀商機博覽會」。
- 26日 △金管會同意大陸商中國建設銀行籌設台北分行，係第3家大陸地區銀行來台設立分行。
- 28日 △中央銀行理事會決議，重貼現率、擔保放款融通利率及短期融通利率維持不變，年息各為1.875%、2.25%及4.125%。

國際經濟金融日誌

民國102年1月份

- 1日 △美國國會通過避免「財政懸崖」之協議，將自動減赤機制之啟動時間延後2個月，並提高富人稅率。
- 10日 △穆迪（Moody's）將賽普勒斯長期債信評等由B3調降3級至Caa3垃圾等級，且債信展望為負向。
- 15日 △世界銀行（World Bank）之「全球經濟展望報告」（Global Economic Prospects）指出，由於先進經濟體採行寬鬆貨幣政策，加以歐元區財政狀況改善，金融市場緊張情緒緩解，惟全球經濟成長仍顯疲弱，因此大幅下修2013年全球經濟成長率預測至2.4%。
- 17日 △聯合國之「2013年世界經濟情勢與展望報告」（World Economic Situation and Prospects 2013）預測2013年全球經濟成長率為2.4%，已開發國家未來兩年經濟仍低迷，就業率恐將至2016年後才可能恢復至全球金融危機前之水準。
- 18日 △西班牙銀行業11月壞帳率由10月之11.23%續升至11.38%，再創歷史新高。
- 22日 △日本政府與日本央行發表共同聲明，將現行通膨目標，即消費者物價指數（CPI）年增率由1%提高至2%，惟未明訂達成之期限。為達上述目標，日本央行將買入資產餘額至111兆日圓，並自2014年1月起無限期每月買入13兆日圓資產（包括長期公債2兆日圓、短期公債10兆日圓，及其他資產1兆日圓）。
- 24日 △國際貨幣基金（IMF）之「世界經濟展望更新報告」（World Economic Outlook Update, WEO）指出，歐元區及美國急迫性之危機風險已緩解，預期2013年全球經濟成長率將緩步回升至3.5%，較2012年10月預測值低0.1個百分點。
- 25日 △惠譽（Fitch）將賽普勒斯長期債信評等由BB-調降2級至B，且債信展望為負向。
- 29日 △為提振經濟，印度央行宣布調降附買回及附賣回利率各1碼分別至7.75%及6.75%。

民國102年2月份

- 5日 △惠譽（Fitch）雖維持荷蘭長期信評於AAA不變，惟將信評展望由「穩定」調降至

「負向」，主因係房價跌幅超過預期，恐壓抑民間消費。

- 16日 △G20峰會發表聲明，指出各國財政與貨幣政策應以國內經濟成長與物價穩定為目標，不應追求具競爭力為目的之匯率水準。
- 20日 △針對上年7月以來中國大陸70大城市房價連續7個月上漲，中國大陸國務院推出5項調控房價措施，包括：完善穩定房價工作責任制、堅決抑制投機投資性購房、增加普通商品住房及用地供應、加快保障性安居工程規劃建設，及加強市場監管等。
- 22日 △穆迪（Moody's）將英國信評從AAA下修為AA1，主因係英國經濟成長緩慢，無法趕上快速升高的債務，此為英國史上首度喪失最高評等，並預測英國債務將於2016年達到高峰，相對GDP比重逾96%。標普（S&P）和惠譽（Fitch）仍給英國3A信評，但展望均為負向。
△日本央行與日本政府發表共同聲明，將現行之通膨目標，由消費者物價指數（CPI）年增率1%，提高至2%，並自2014年1月起將無限期每月買入13兆日圓資產，預計至2014年中，資產買入計畫餘額將增加10兆日圓至111兆日圓，無擔保隔夜拆款目標利率則維持於0%~0.1%不變。
- 25日 △日本首相安倍晉三提名前財務官、亞洲開發銀行（ADB）總裁黑田東彥出任日本央行總裁，黑田主張積極寬鬆貨幣政策，以解決日本20年來的通貨緊縮問題。
- 26日 △義大利國會大選結果，Bersani領導的中間偏左派聯盟在眾議院取得過半的席次，惟參議院則無任何政黨或聯盟獲過半席次，政治恐陷入僵局。

民國102年3月份

- 1日 △中國國務院公布房市調控（國五條）施行細則，除了將追究對房市調控不力的省級政府外，更針對房價上漲過快的城市，調高第2戶住房自備款比例，並要求落實房屋出售徵收20%所得稅的政策，以打擊投機性購房。
△美國自動減支正式啟動，未來7個月聯邦政府將削減850億美元支出，對國防支出影響最鉅。美國國會預算局（CBO）估計將導致本年美國經濟成長率下滑0.6個百分點，損失75萬個工作，失業率增加0.25個百分點。
- 5日 △亞洲開發銀行（Asian Development Bank）發布之「亞洲經濟整合監測」（Asian Economic Integration Monitor, AEIM）報告指出，儘管外在環境疲弱，大部分開發

中亞洲經濟體因內需增強、出口小幅復甦，預測其本年經濟成長率將達6.6%。

- 8日 △惠譽（Fitch）將義大利長期信評由「A-」下調至「BBB+」，展望為「負向」，主要因該國國會大選後，政治陷入僵局。
- 19日 △為提振經濟，印度央行宣布調降附買回及附賣回利率各1碼分別至7.50%及6.50%。
- 20日 △黑田東彥正式接替白川方明成為日本央行（BOJ）總裁，並表示將竭盡所能終結通縮，儘早達成2%的通膨目標，且強調有信心透過果斷的貨幣寬鬆政策完成任務。
- 21日 △標準普爾（S&P）將賽普勒斯長期信評由「CCC+」下調至「CCC」，展望為「負向」，主要因該國銀行業信用危機升高。
- 25日 △賽普勒斯與國際債權三巨頭（歐盟、IMF、ECB）達成新紓困協議，將關閉該國第二大銀行Cyprus Popular Bank，而第一大銀行Bank of Cyprus將進行資本重整。兩家銀行10萬歐元（含）以下之存款皆獲保障，而逾10萬歐元之存款均遭凍結，用以償債或重整，此乃歐元區紓困案中銀行存戶首度被迫承擔銀行損失。

中央銀行出版品一覽

序號	統一編號	出版單位	刊名	出版週期	定價 (新臺幣) 每期	備註
1	1009502856	業務局	中央銀行貨幣在支付系統中扮演之角色	圖書	190	
2	1009801703	業務局	中華民國支付及清算系統	圖書	150	
3	12029870018	發行局	臺幣・新臺幣圖鑑	圖書	3,500	
4	2005800020	金融業務檢查處	金融業務參考資料	月刊	60	
5	2008600047	金融業務檢查處	本國銀行營運績效季報	季刊	240	
6	2009701740	金融業務檢查處	中華民國金融穩定報告	半年刊	300	
7	2009703514	金融業務檢查處	Financial Stability Report, Central Bank of the Republic of China (Taiwan)	半年刊	300	
8	2005900017	金融業務檢查處	金融機構業務概況年報	年刊	320	
9	2005900016	金融業務檢查處	金融機構重要業務統計表	年刊	350	
10	1009500679	金融業務檢查處	金融監理與風險管理選輯	圖書	400	
11	1009900249	金融業務檢查處	全球金融危機專輯	圖書	400	
12	1009900973	金融業務檢查處	全球金融危機專輯（增訂版）	圖書	400	
13	2005100020	經濟研究處	中華民國金融統計月報	月刊	100	
14	2007000052	經濟研究處	Financial Statistics	月刊	40	
15	2006800019	經濟研究處	中央銀行季刊	季刊	250	
16	2007000029	經濟研究處	中華民國國際收支平衡表季報	季刊	110	
17	2006700023	經濟研究處	國際金融參考資料	半年刊	300	
18	2005100018	經濟研究處	中央銀行年報	年刊	250	
19	2005100019	經濟研究處	Annual Report, Central Bank of the Republic of China (Taiwan)	年刊	250	
20	2005900018	經濟研究處	中華民國資金流量統計	年刊	350	
21	2005700016	經濟研究處	中華民國公民營企業資金狀況調查結果報告	年刊	350	
22	12062810024	經濟研究處	中華民國中央銀行之制度與功能（80年版）	圖書	350	
23	12062850033	經濟研究處	The Central Bank of China: Purposes and Functions (1961-1991)	圖書	500	

24	1009203273	經濟研究處	中華民國中央銀行之制度與功能 (92年版)	圖書	500	
25	1009203552	經濟研究處	中華民國中央銀行之制度與功能 (92年版)	圖書	600	精裝
26	1009501943	經濟研究處	The Central Bank of China (Taiwan) : Purposes and Functions (1992-2004)	圖書	350	
27	12061810019	經濟研究處	各國中央銀行法選譯(第一輯)	圖書	500	
28	12061820026	經濟研究處	各國中央銀行法選譯(第二輯)	圖書	500	
29	1009203958	法務室	各國中央銀行法選譯(92年版)	圖書	600	
30	1009302083	法務室	各國中央銀行法選輯(2003年 版)《中英對照本》	圖書	1,200	
31	1009405080	法務室	中央銀行業務規章彙編上冊(94 年12月修訂版)	圖書	580	
32	1009405081	法務室	中央銀行業務規章彙編下冊(94 年12月修訂版)	圖書	450	
33	1009600601	法務室	中央銀行規章彙編上冊(95年12 月修訂版)《中英對照本》	圖書	1,040	
34	1009600602	法務室	中央銀行規章彙編下冊(95年12 月修訂版)《中英對照本》	圖書	880	
35	1009801079	法務室	各國中央銀行法選輯(續編)	圖書	600	
36	1009801080	法務室	各國中央銀行法選輯(續編) 《中英文對照》	圖書	1,200	
37	12072880010	秘書處	認識通貨膨脹	圖書	贈閱	
38	12072890017	秘書處	認識中央銀行	圖書	贈閱	
39	1009004168	秘書處	中央銀行在我國經濟發展中的貢 獻	圖書	贈閱	
40	1009200895	秘書處	The Central Bank of China (Taiwan)	圖書	贈閱	
41	2007300032	中央印製廠	印刷科技季刊	季刊	100	
42	1009701447	中央印製廠	中央印製廠遷台60週年歷年印製 鈔券圖輯	圖書	1,200	
43	1009200061	中央造幣廠	中央造幣廠幣章圖鑑82年至92年	圖書	600	



中央銀行暨所屬中央印製廠、中央造幣廠均設有行政革新信箱，供各界革新建言，歡迎多加利用：

中央銀行：

信箱號碼：台北郵政第5-64號信箱

專線電話：02-2357-1870

傳真號碼：02-2357-1981

另於國庫局及業務局營業大廳設有革新專用信箱

中央印製廠：

信箱號碼：台北郵政第16-1號信箱

專線電話：02-2215-7011

傳真號碼：02-2214-2636

中央造幣廠：

信箱號碼：桃園郵政第224號信箱

專線電話：03-3295174 轉 150 分機

傳真號碼：03-3291412



中央銀行季刊（第三十五卷第一期）

發行人：彭淮南
主編：林宗耀
編輯委員：陳一端 林淑華 李光輝 張炳耀
汪建南 黃富櫻 彭德明
行政編輯：江麗惠
發行所：中央銀行
地址：10066台北市羅斯福路1段2號
出版品網址：<http://www.cbc.gov.tw/>
電話：(02) 2357-1530
電子出版品電話：(02) 2357-1724
出版年月：中華民國 102 年 3 月
創刊年月：中華民國 68 年 3 月
定價：新台幣250元

展售處：

一、五南文化廣場／網路書店：<http://www.wunanbooks.com.tw>

台中總店／地址：40042台中市中區中山路6號

電話：(04) 2226-0330 傳真：(04) 2225-8234

台北法學店／地址：10054台北市中正區銅山街1號

電話：(02) 3322-4985 傳真：(02) 3322-4983

二、三民書局／網路書店：<http://www.sanmin.com.tw>

重南門市／地址：10045台北市重慶南路一段61號

電話：(02) 2361-7511 傳真：(02) 2361-7711

復北門市／地址：10476台北市復興北路386號

電話：(02) 2500-6600 傳真：(02) 2506-4000

三、國家書店／網路書店：<http://www.govbooks.com.tw>

松江門市／地址：10485台北市中山區松江路209號1樓

電話：(02)2518-0207

印刷者：震大打字印刷有限公司
地址：10077臺北市南昌路一段51巷7號
電話：(02) 2396-5877

GPN:2006800019

ISSN:1017-9623

◆ 著作財產權人保留對本刊依法所享有之所有著作權利。欲重製、改作、編輯或公開口述本刊全部或部分內容者，須先徵得著作財產權管理機關之同意或授權。（請洽承辦人江麗惠，電話：2357-1717） ◆



進入枯水期 節水要積極



從十一月起到四月，是台灣的枯水期，
請注意各地區最新水情燈號。

● 水情正常 ● 水情稍緊 ● 一階限水 ● 二階限水 ● 三階限水

節水不是口號 **行動**才是王道

水利署 | 防災資訊服務網 <http://fhy.wra.gov.tw>
節約用水資訊網 <http://www.wcis.itri.org.tw>

【消除歧視 性別平等】

《消除對婦女一切形式歧視公約》簡稱CEDAW，
是全球共同遵行的公約，世界共同的潮流，
我國透過立法使婦女在政治、社會、經濟、
就業、文化、教育、健康、法律、家庭、
人身安全等各個領域，
獲得充分的發展與保障，
建立性別平等的幸福社會！

