

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。第五節則為韓、日、中五國之匯率反應函數，簡述各國為結論。

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)	<ol style="list-style-type: none"> 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)	<ol style="list-style-type: none"> 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。 	<ol style="list-style-type: none"> 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^e)，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， $p_t^e = \dot{p}_t - \dot{p}_t^*$ 。

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 $y_t^e = \log(y_t) - \log(y_t^*)$

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

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

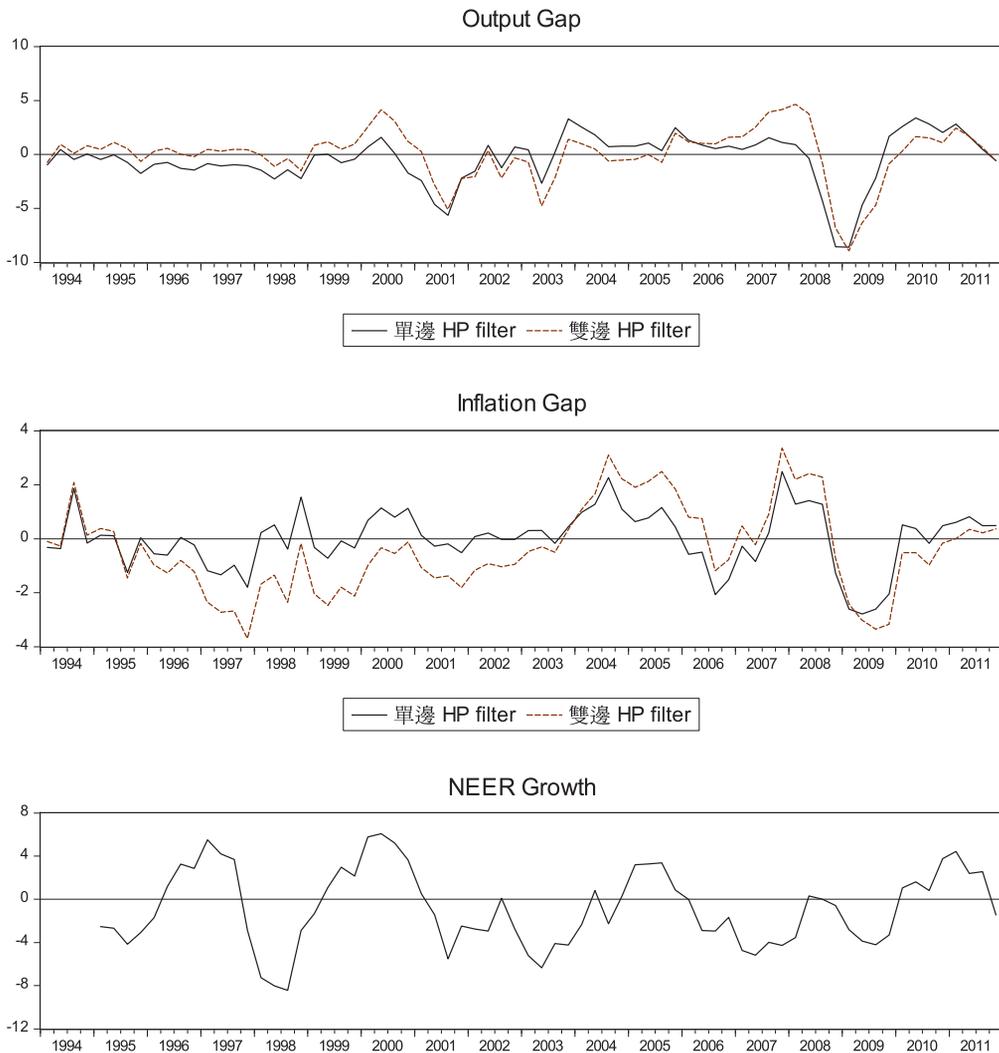
$g_t = g_{t-1} + v_t$ ，其中 $v_t \sim N(0, \sigma_0^2 / \lambda)$ 。 λ 為平滑係數^{註18}。

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_4NEER)、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_t NEER， 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

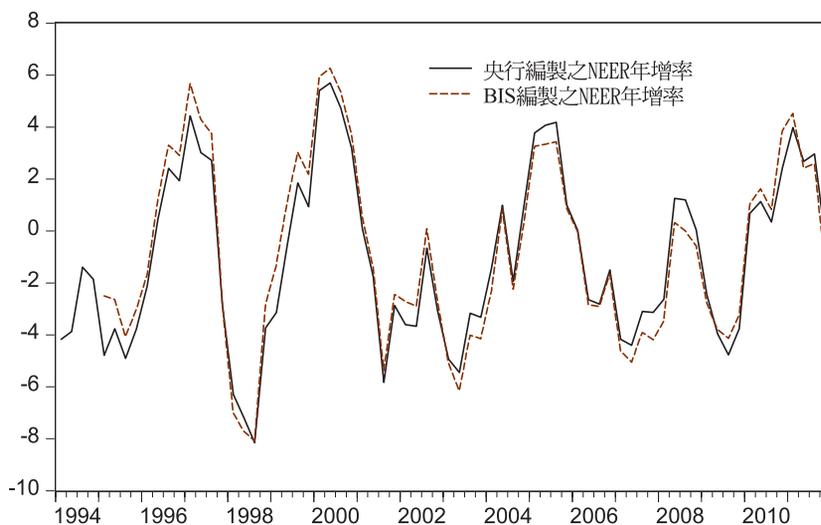


表5 央行編製之NEER實證結果

	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

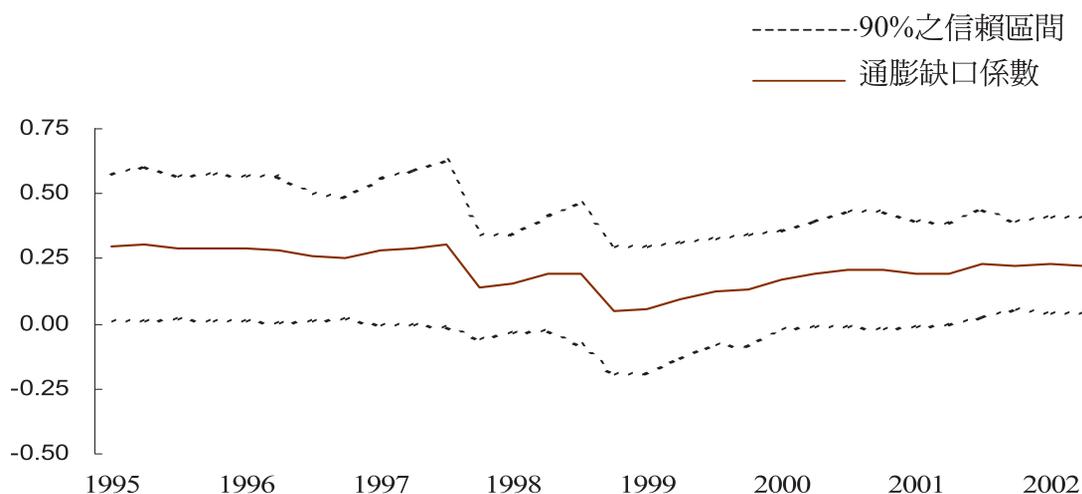
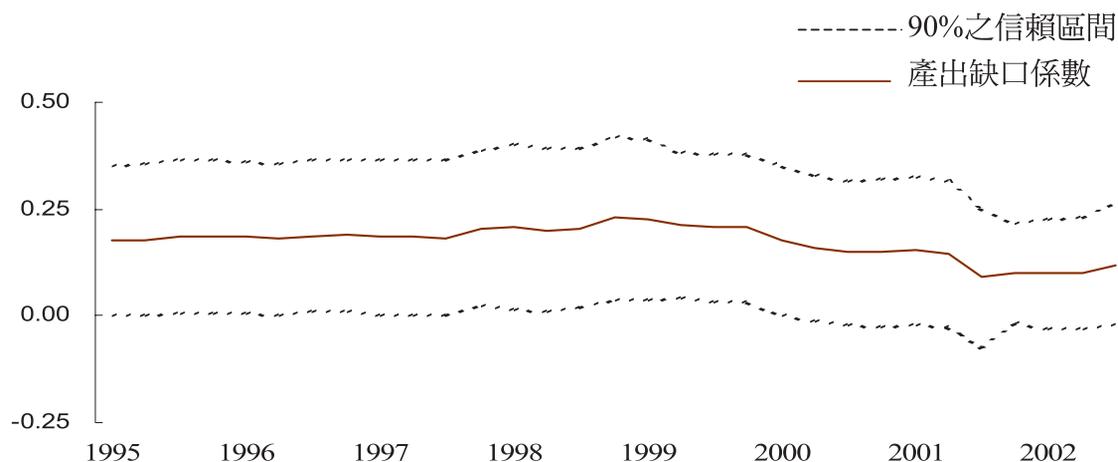


圖4 不同樣本起點下產出缺口係數



肆、台、星、韓、日、中五國之匯率反應函數

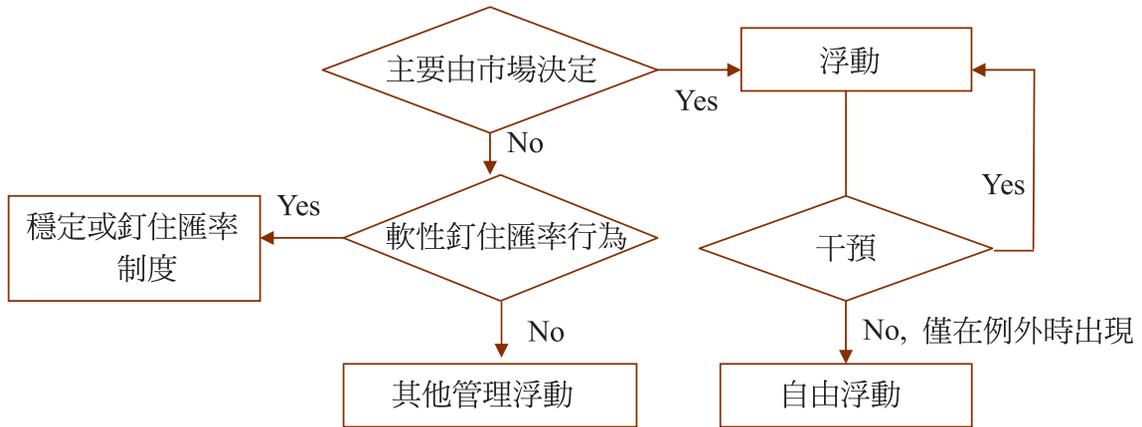
本節嘗試比較台灣、新加坡、南韓、日本以及中國大陸五國政府(以下簡稱台、星、韓、日、中)在面對經濟基本面(通膨及產出)波動時，若配合管理匯率方式達成目標時，各國名目有效匯率反應函數之實證結果。

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(y)及通膨率(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 ($p - p^*$)	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)

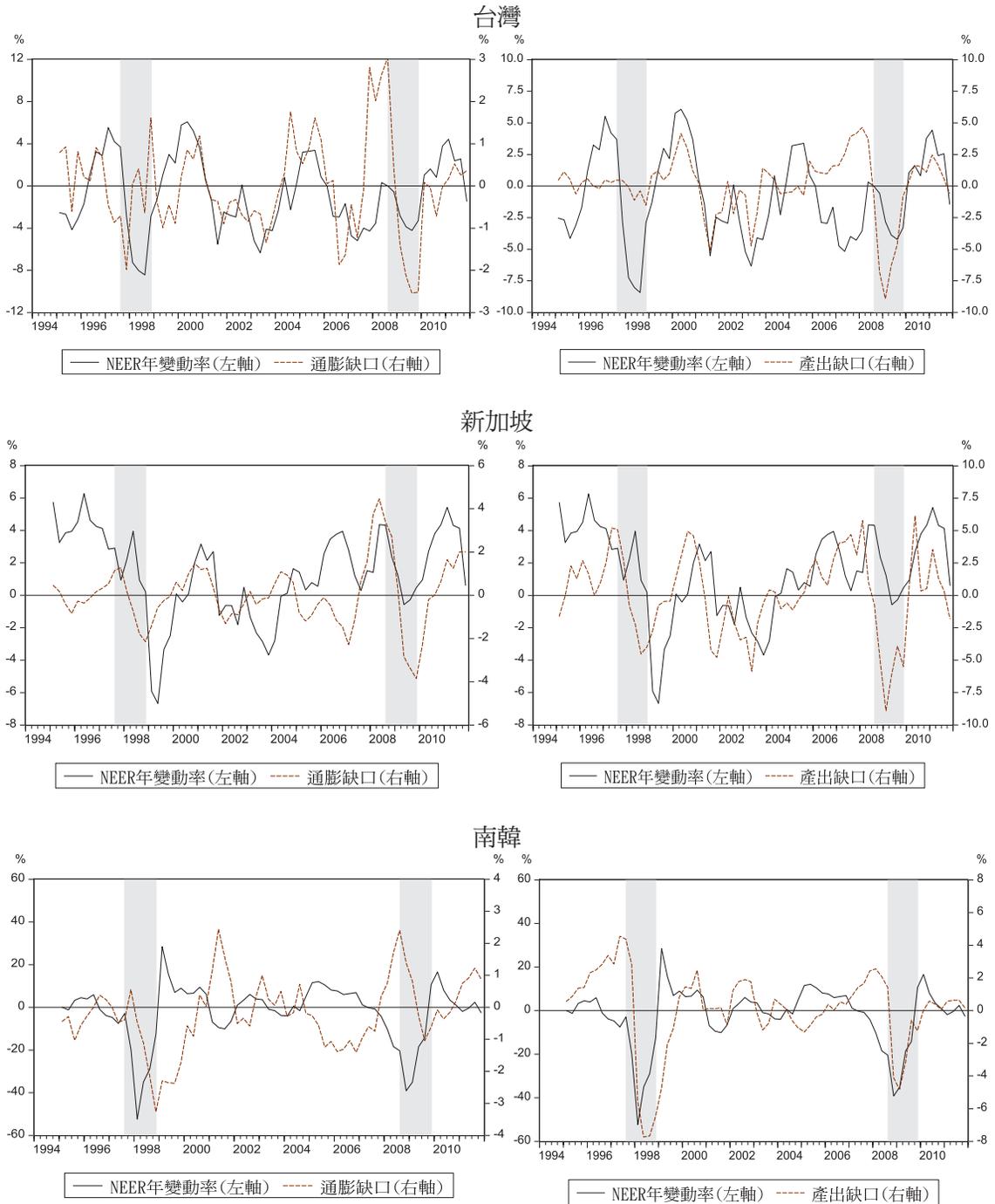
國家	係數	通膨缺口 (β)	產出缺口 (γ)	前期項係數 (ρ)	adj-R ²
台灣		0.297* (1.732)	0.177* (1.676)	0.747*** (14.374)	0.64
新加坡		0.138 (1.134)	0.170*** (3.370)	0.745*** (13.060)	0.69
南韓		-3.646*** (-4.035)	0.620** (2.348)	0.666*** (10.341)	0.62
日本		3.426*** (7.288)	-0.820*** (-3.141)	0.723*** (13.542)	0.67
中國大陸		0.197* (1.922)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

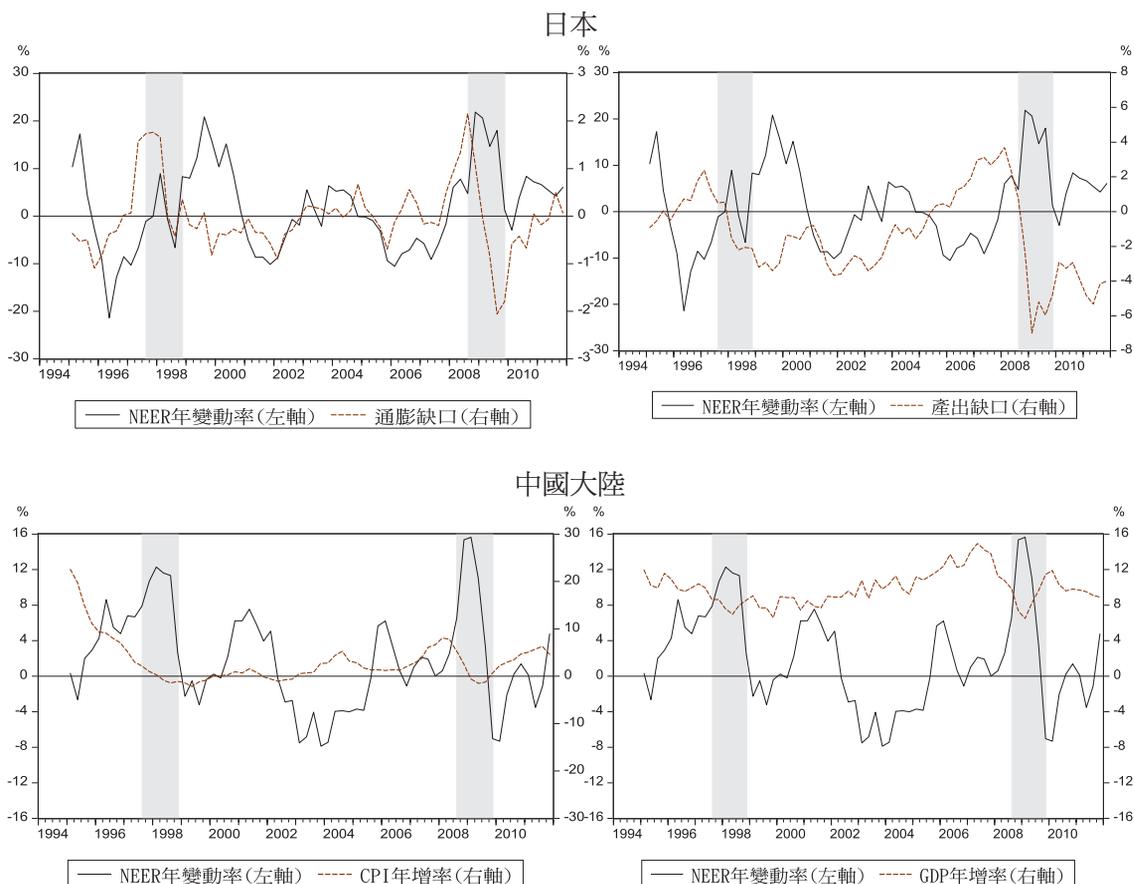
註：1. 樣本期間皆為1994年第1季-2011年第4季
2. 其餘同表3。

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：

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

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

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

(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：

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

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， $x_t = [y_t \ \pi_t \ e_{t-1}]'$ 。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：

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

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 $[\lambda_y \ \lambda_{\pi} \ 0]$ ，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}：

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

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

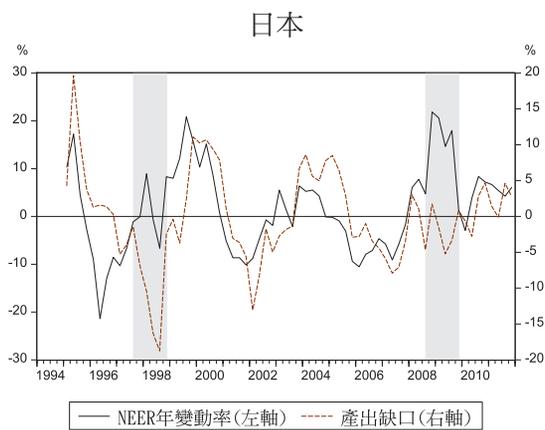
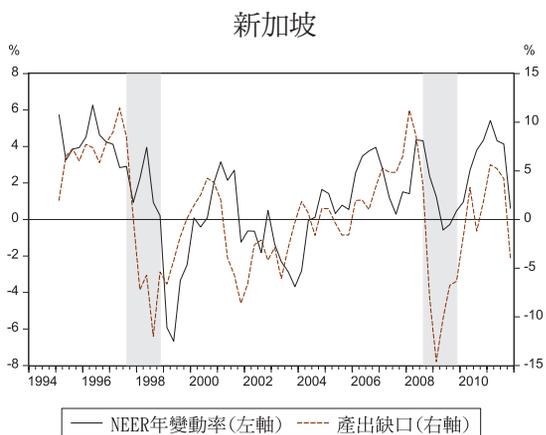
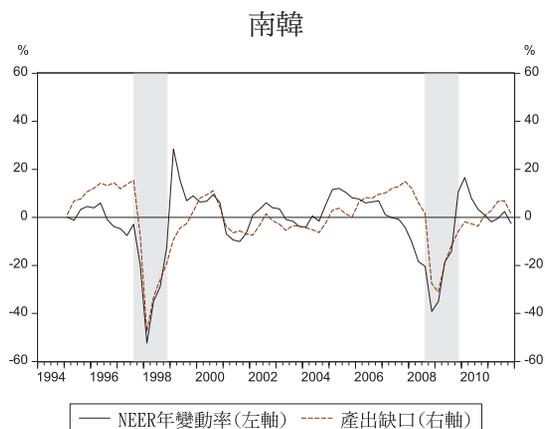
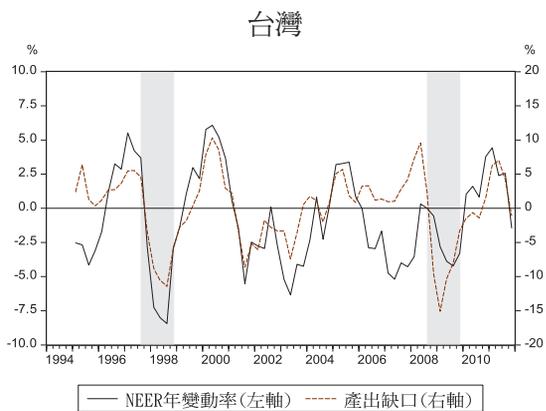
此台、星、韓三國之產出缺口係數皆較以本國幣計價時顯著且為正，而通膨缺口之t值則變得較小或轉為不顯著，推測可能原因為以美元計價之產出缺口波動變大，故而名目有效匯率之變動轉為主要由產出缺口的變動來解釋(而通膨缺口的解釋力則降低)。

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； $P^{oil}/PGDP$ 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($ygap$)。