匯率落後性過度調整與PPP在中國大陸的驗證

王春源[1]*、王昭偉[2]

*1.南亞技術學院校長、企管系教授

2.北京大學經濟學院博士

摘　要

本文重新檢驗 Dornbusch(1976)的匯率動態調整模型，構建了考慮央行外匯政策和貨幣政策之政策搭配的 SVAR 模型，幷依據理論模型及經濟假設對 SVAR 給予長期約束條件。研究結果發現，中國自 2005 年 7 月匯改政策以來的管理浮動匯率期間，面對緊縮性的貨幣政策衝擊，央行會立即采取逆向干預來阻升，使匯率呈現調整滯後的現象。此外，我們還檢驗了貨幣政策衝擊對實際匯率波動在樣本長期與短期之下的相對解釋能力，結果發現隨著樣本期間的拉長，越大的信息集合越能體現貨幣衝擊對實際匯率波動的重要性。

關鍵詞：匯率動態調整、政策搭配、貨幣政策衝擊、結構 VAR

*E-mail: banking4303@gmail.com、banking4303@yahoo.com.tw

Tel: 03-4361070#1401、0935-890168、0931-160329, Fax: 03-4388198

aN EMPIRICAL TESTING OF PPP IN CHINA AND A DELAYED OVER-ADJUSTMENT OF THE FOREX RATE

Chun-Yuan Wang[1]*, Zhao-Wei Wang[2]

1. Professor and President, Department of Business Management, Nanya Institute of Technology.

2. Ph. D., School of Economics, Department of Finance, Peking University.

Abstract

This paper re-examines the exchange rate dynamics model of Dornbusch(1976), and sets up a structural VAR(SVAR) model which policy assignment including monetary policy and foreign exchange policy are incorporated, then we impose long-run identification restrictions according to the theoretical model and economic assumptions. We find that facing the impulse of the contractionary monetary policy, the monetary authorities will adopt a reversed intervention to prevent the appreciation effect, and this makes exchange rate delayed overshooting during the period of managed floating exchange rate system since Chinese exchange rate policy reform on 2005/07/21. In addition, we examine the relative explanatory ability of monetary policy shocks to real exchange rate under short-run and long-run sample periods, and find that monetary shocks may embody more its importance under larger information set as extending the sample period.

Key Words: exchange rate dynamics, monetary policy shocks, policy assignment, structural VAR

*E-mail: banking4303@gmail.com、banking4303@yahoo.com.tw

Tel: 03-4361070#1401、0935-890168、0931-160329, Fax: 03-4388198

壹、引言

匯率動態調整(exchange-rate dynamics)是 1970 年代中期之後國際金融領域最熱門的研究主題之一。這個題材的出現，是由於當時的實證資料顯示，在實施浮動匯率之後，發現當年 Friedman(1953)所描繪的那些實施浮動匯率會帶來的美好遠景幷不如預期，即浮動匯率不見得真是那樣透過市場機能，使經濟順利運轉(陳昭南,1984)。

Dornbusch(1976)發表於 *Journal of Political Economy* 的文章“預期與匯率動態”(Expectations and Exchange Rate Dynamics)首開研究匯率動態調整的先河。該文以恒久性的貨幣干擾爲例，解說匯率短期波動的幅度會大於長期波動的幅度，幷稱之爲“匯率過度調整”，或稱“匯率超調”(overshooting)，其根本原因在於資本市場的調整速度大於商品市場的調整速度。此後，文獻上對於匯率短期水準和長期水準脫節的原因有豐富的討論，如 Frenkel and Rodriguez(1982)强調資本移動性大小；Mathieson(1977)，Bhandari(1981b)和 Levin(1994)强調預期形成方式；Kouri(1976), Branson(1979)和 Turnovsky(1981)强調資產替代程度；Bhandari(1981a)，Karacaoglu(1985)，Chen， Lai and Tsaur(1988)，Chen and Lai(1988)和 Miller(1990)則强調可貸資金理論與流動性偏好理論的分界。

關於匯率動態調整的實證文獻也相當豐富。Eichenbaum and Evans(1995)以美國爲對象，而 Grilli and Roubini(1995)以美國以外的 G-7 爲對象，驗證出匯率動態面對貨幣政策衝擊存在一種令人困惑的反應。他們發現若面臨緊縮性的貨幣政策衝擊，匯率先是逐步緩和升值，接著是逐步緩和貶值；而此衝擊幷沒有很快造成匯率升值到最高點，即匯率升值的最高點有滯後現象。文獻上將這種與 Dornbusch(1976)傳統開放經濟體系下的粘性價格模型與非拋補利率平價條件下所推論之理論結果不一致的現象，稱爲“滯後性超調難題”(delayed overshooting puzzle)。

針對這種難題，有文獻認爲是識別假設存在問題，而當納入更多可信的識別假設時，實證將與理論更加一致。前述 Eichenbaum and Evans(1995)和 Grilli and Roubini(1995)是以遞歸式短期零約束的 VAR 模型，幷得到滯後性超調難題的結論。然而，Cushman and Zha(1997)，Kim and Roubini(2000)和 Faust and Rogers(2003)采用非遞歸式短期零約束的 VAR 模型，而 Jang and Ogaki(2004)則以長期約束下的結構式 VECM 進行實證，這些研究結果與理論模型較一致。

Kim(2005)則以加拿大爲樣本，幷在結構 VAR 模型中考慮了外匯政策對貨幣

政策的反應，發現匯率滯後性超調難題是可能的。例如，當面臨緊縮性的貨幣政策衝擊，匯率將升值，而外匯政策一開始將采取逆向干預以緩和升值效應；然而，外匯政策對匯率的影響只是短暫的，而貨幣政策對匯率的影響却較爲持續，則當外匯政策的政策效應消失時，匯率又會再進一步升值，此將使匯率升值的最高點滯後，形成了滯後性超調難題。

由上述匯率動態調整加以延伸，我們也相當關心實際匯率波動與貨幣衝擊之間的關係。首先，由於實際匯率的波動經常難以解釋，長期以來經濟學者認爲貨幣衝擊是影響實際匯率行爲背後的重要原因。如 Mussa(1986)認爲實際匯率波動反應了物價的緩慢調整，幷增加了貨幣政策的不確定性。其次，近年來有關實際匯率的動態隨機一般均衡模型越來越關注貨幣衝擊，如 Obstfeld and Rogoff(1995)，Beaudry and Devereux(1995)和 Chari 等(2000)。

究竟貨幣衝擊能解釋多少實際匯率波動？對於這個問題，許多實證文獻采用複雜的識別條件來檢驗美國的數據幷得到相似的結論。Clarida and Gali(1994)使用美國、加拿大、德國、日本及英國 1974 年第 3 季至 1992 年第 4 季實際匯率的季度數據，幷以 Blanchard-Quah 識別條件來估計實際匯率波動中能由貨幣衝擊來解釋的比例，其發現貨幣衝擊是相對不重要的。他們檢驗出貨幣衝擊所能解釋實際匯率波動的比例不超過 50%，其中德國 41.1%，日本 35.2%，英國 2.8%及加拿大 2.5%。Lastrapes(1992)也使用 Blanchard-Quah 識別條件來估計結構 VAR，幷得到與 Clarida and Gali(1994)相似的結論。Eichenbaum and Evans(1995)以短期遞歸式 VAR 幷采用三個模型識別條件，也發現貨幣衝擊的解釋力同樣很小。Clarida and Gali(1994)則質疑，也許一個不同的、或更大的信息集合能够隱含貨幣衝擊更高的可預測力。不少學者則對 Blanchard-Quah 識別條件下的結構 VAR 提出批評，幷爭論這種長期約束條件只有在足够長的時間序列樣本之下才有意義。Chen(2004)於是以此觀點，采用了更長的樣本來檢驗實際匯率的名義變量衝擊。他采用 Clarida and Gali (1994)對結構 VAR 的設定，以美國、加拿大、德國、日本及英國於 1974 年第 3 季至 2002 年第 4 季的季度數據爲樣本，發現隨著樣本期間越長，實際匯率波動受貨幣衝擊解釋的比例越大。同時，該文還以美國與英國從 1889 年到 1995 年之長達 107 年的年度數據爲樣本，檢驗出在長期樣本期間，實際匯率的波動有將近 50%的比例可由貨幣衝擊來解釋。以上的實證結果顯示貨幣衝擊在更大的信息集合中所扮演的角色更重要。而 Roger (1999)則發現貨幣衝擊在美元兌英鎊的實際匯率波動中有較高的解釋力，但他認爲選擇模型比選擇樣本更重要。

自 1973 年布雷頓森林體系崩潰至 1994 年以前，中國先後經歷了固定匯率制度和雙軌匯率制度，而 1994 年至今則經歷兩次匯率改革。第一次改革，是 1994 年開始將匯率幷軌，我國實行以市場供求爲基礎的、有管理的浮動匯率制度，企業和個人按規定向銀行買賣外匯，銀行進入銀行間外匯市場進行交易，形成市場匯率。中央銀行設定一定的匯率浮動範圍，幷通過調控市場保持人民幣匯率穩定。1997 年以前，人民幣匯率穩中有升，但是在東南亞金融危機爆發後，人民幣匯率浮動區間收窄，實際上實行的是釘住美元的固定匯率制度，大致固定在 8.27 的水平。第二次改革，爲 2005 年 7 月 21 日改采取人民幣參考一籃子貨幣的管理浮動匯率制度，此後人民幣兌美元匯率從 8.23 逐步升值到當前的 6.65，升值幅度高達 25%。是故，本文欲探討有關人民幣匯率受到貨幣政策衝擊的兩個問題：(1) 中國自 2005 年 7 月 21 日匯改政策以來的管理浮動匯率期間，人民幣匯率動態調整受貨幣政策衝擊的反應；(2) 人民幣實際匯率波動在樣本長期與短期之下受到的衝擊反應來源是否有所不同，其中貨幣衝擊各能解釋多大的比例，以分析是否隨著樣本期間的拉長，使越大的信息集合越能體現出貨幣衝擊的重要性。

貳、理論模型

爲了識別匯率波動受貨幣政策衝擊之結構 VAR 的長期約束條件，我們有必要先簡要整理 Dornbusch(1976)的匯率動態調整模型。Dornbusch(1976)的模型具有以下特點：(1)假定勞動市場工資自由調整，本國經濟始終處於充分就業[1]；(2)利率與匯率瞬時調整讓貨幣市場與外匯市場始終維持均衡，但物價却是隨商品市場的失衡呈現緩慢的調整；(3)民衆的預期呈現累退的方式(regressive formation)；(4)模型是以綫性對數表示。

Dornbusch(1976)的小型開放經濟體系模型可以用底下三式表示：

$$\dot{p} = \pi[u + \gamma\bar{y} - \sigma r + \delta(e - p) - \bar{y}] \qquad 1 > \gamma > 0, \sigma > 0, \delta > 0 \tag{1}$$

$$m - p = -\lambda r + \phi\bar{y} \qquad \lambda > 0, \phi > 0 \tag{2}$$

$$r = r^* + \theta(\hat{e} - e) \qquad 1 > \theta > 0 \tag{3}$$

其中，p：本國商品價格；π：商品市場的調整參數；u：總和需求的自發性支出；$\bar{y}$：充分就業的產出水準；e：匯率(本國貨幣/外國貨幣)；m：名義貨幣供給；$\hat{e}$：長期匯率的均衡水準；$\dot{p} = dp/dt$ (t 代表時間)。以上變量除了本國利率 r 與外國利率 r^* 之外，其餘變量皆取自然對數表示。

[1] Bilson(1979)曾經探討工資緩慢調整的情況。

式(1)爲商品市場的調整方程式，該式表示商品市場的超額需求會引起本國物價的上揚。有關商品市場總和需求的設定與傳統 Fleming(1962)、Mundell(1963)的設定完全相同，其爲所得、外國商品與本國商品相對價格的增函數及利率的減函數。式(2)爲貨幣市場的均衡條件，該式設定實際貨幣供給等於實際貨幣需求。式(3)則是利率平價條件(interest rate parity, IRP)。由於本國債券與外國債券具有完全替代的性質，故該式設定本國債券報酬率(即本國利率)恒等於外國債券報酬率(外國利率加上本國貨幣預期貶值率)[2]。

累退預期假定民衆雖然不知道舊均衡狀態趨於新均衡狀態的正確路徑，但却知道長期均衡的性質[3]。因此，若民衆的預期屬於累退的方式，則在模型的運作上，我們必須先求算經濟體系的長期性質，因爲民衆已經擁有該項信息。

令 $\hat{x}$ 代表經濟變量 x 的長期均衡值，則在長期均衡時 $\dot{p}=0$ 且 $p=\hat{p}$，$r=\hat{r}$，$e=\hat{e}$。將這些性質代入式(1)－式(3)可得：

$$u+\gamma\bar{y}-\sigma\hat{r}+\delta(\hat{e}-\hat{p})=\bar{y} \tag{1.1}$$

$$m-\hat{p}=-\lambda\hat{r}+\phi\bar{y} \tag{2.1}$$

$$\hat{r}=r^* \tag{3.1}$$

將式(1.1)－式(3.1)以矩陣式排列可得：

---

[2]令 E^e 爲以自然對數表示的預期匯率且 $\ln E=e$，則持有外國債券的預期報酬率 r^f 等於：

$$r^f=r^*+\frac{E^e-E}{E}$$

由於累退預期定義匯率的預期值等於匯率的長期均衡值 $\hat{E}$ 與本期匯率的加權平均數，即：

$$E^e=\theta\hat{E}+(1-\theta)E$$

將此定義代入 r^f 可得： $r^f=r^*+\dfrac{\theta(\hat{E}-E)}{E}=r^*+\theta\left(\dfrac{\hat{E}}{E}-1\right)$

由於對任何實數 X 而言，它與對數有如下的關係式：

$X\cong X_0(\ln X-\ln X_0+1)$ (對 $\ln X$ 做 Taylor 綫性近似展開，X_0 爲 X 的初始值。)

據此，可將 r^f 再表示成：

$$r^f=r^*+\theta\left[\left(\frac{\hat{E}}{E}\right)_0\left(\ln\left(\frac{\hat{E}}{E}\right)-\ln\left(\frac{\hat{E}}{E}\right)_0+1\right)-1\right]$$

令期初時 $E=\hat{E}=1$，即 $\left(\dfrac{\hat{E}}{E}\right)_0=1$，則上式可再表示成：

$$r^f=r^*+\theta(\ln\hat{E}-\ln E+1-1)=r^*+\theta(\hat{e}-e)$$

[2] 見 Bhandari(1982, pp. 16)。

[3] 見 Bhandari(1982, pp. 16)。

$$\begin{bmatrix} -\delta & -\sigma & \delta \\ 1 & -\lambda & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \hat{p} \\ \hat{r} \\ \hat{e} \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} -u+(1-\gamma)\bar{y} \\ m-\phi\bar{y} \\ r^* \end{bmatrix} \tag{4}$$

利用 Cramer's Rule 可得：

$$\hat{p}=m+\lambda r^*-\phi\bar{y} \tag{5}$$

$$\hat{r}=r^* \tag{6}$$

$$\hat{e}=m+\left(\lambda+\frac{\sigma}{\delta}\right)r^*+\left(\frac{1-\gamma}{\delta}-\phi\right)\bar{y}-\frac{1}{\delta}u \tag{7}$$

由式(5)－式(7)可得貨幣供給變動的長期效果：

$$\frac{\partial\hat{p}}{\partial m}=\frac{\partial\hat{e}}{\partial m}=1 \qquad \frac{\partial r}{\partial m}=0 \tag{8}$$

由式(8)可知，在浮動匯率制度下，未能預料到的貨幣供給增加，長期會引起本國物價與匯率等比例的增加，利率則維持固定不變。故，長期而言，貨幣具有中立的性質，而此性質可作爲 SVAR 模型的長期約束條件。

接著，我們可以討論經濟體系的短期性質。由於 Dornbusch 模型假定利率與匯率能够瞬時調整，讓貨幣市場及外匯市場始終維持均衡；商品市場則由於本國物價呈現緩慢的調整，因而短期可以失衡。據此，短期在粘性物價(sticky price)的前提下，我們可從式(2)及式(3)決定短期的利率與匯率：

$$\begin{bmatrix} -\lambda & 0 \\ 1 & \theta \end{bmatrix}\begin{bmatrix} r \\ e \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} m-p-\phi\bar{y} \\ r^*+\theta\hat{e} \end{bmatrix} \tag{9}$$

由於民衆已經知道長期均衡匯率 $\hat{e}$ 的性質，因而將式(7)代入式(9)，再利用 Cramer's Rule 可得：

$$r=\frac{-m+p+\phi\bar{y}}{\lambda} \tag{10}$$

$$e=\left(1+\frac{1}{\lambda\theta}\right)m-\frac{1}{\lambda\theta}p+\left(\lambda+\frac{\sigma}{\delta}+\frac{1}{\theta}\right)r^*+\left(\frac{1-\lambda}{\delta}-\phi-\frac{\phi}{\lambda\theta}\right)\bar{y}-\frac{1}{\delta}u \tag{11}$$

由式(11)可求得貨幣供給變動對匯率的衝擊效果(impact effect)：

$$\frac{\partial e}{\partial m}=1+\frac{1}{\lambda\theta} \tag{12}$$

比較式(12)及式(8)，可得知貨幣供給變動對短期匯率與長期匯率的相對波動幅度：

$$\frac{\partial e}{\partial m}-\frac{\partial\hat{e}}{\partial m}=\frac{1}{\lambda\theta} \tag{13}$$

式(13)顯示，若貨幣供給增加，將引發匯率短期上揚的幅度大於長期上揚的幅度，即擴張性的貨幣政策會造成"匯率過度調整"，或稱"匯率超調"。Chen and

Lai(1988)對 Dornbusch(1976)推論之匯率超調的結論有一簡潔的解釋：短期在粘性物價及產出固定的前提下，對應著貨幣供給的增加，本國利率必須下跌才能維持貨幣市場的均衡。而在利率平價條件必須滿足的限制下，要讓本國利率下跌的唯一方法就是預期匯率下跌；而使預期匯率下跌成立的途徑只有讓短期匯率上揚的幅度超過長期匯率上揚的幅度。

參、結構VAR模型構建

我們假設經濟體系可由如下的結構方程所描述：

$$G(L)y_t = e_t \tag{14}$$

其中，$G(L)$：多項式矩陣，L 爲一落後運算子；y_t：$n\times1$的變量向量；e_t：$n\times1$的結構誤差向量[4]。e_t 爲序列無相關，且 $\mathrm{var}(e_t)=\Lambda$。$\Lambda$ 爲一對角矩陣，且其主對角元素爲結構誤差的方差，故結構誤差爲相互無相關。

我們可估計如下的縮減 VAR 方程：

$$y_t = B(L)y_{t-1} + u_t \tag{15}$$

其中，$B(L)$：多項式矩陣，L 爲一落後運算子，且 $\mathrm{var}(u_t)=\Sigma$。

從已估計出參數的縮減 VAR 方程找出結構方程的參數有幾種方法。其中有些方法采取對同期結構參數給予約束。一種普遍且方便的方法就是以 Cholesky 分解(Cholesky decomposition)將縮減方程的誤差正交化(Sims, 1980)。然而，這種方法我們只能假設一個遞歸結構(recursive structure)，即 Wold 因果連鎖(Wold-causal chain)。Blanchard and Watson(1986)，Bernanke(1986)和 Sims(1986)提供了一種更一般化的方法，其同樣給予同期結構參數約束，但能够允許非遞歸結構(non-recursive structure)的形式。

令 G_0 爲結構方程中的同期係數矩陣，且令 $G^0(L)$ 爲 $G(L)$ 中排除同期係數 G_0 的係數矩陣，表示爲：

$$G(L) = G_0 + G^0(L) \tag{16}$$

這樣，結構方程的參數和縮減方程的參數的關係可表示爲：

$$B(L) = -G_0^{-1}G^0(L) \tag{17}$$

此外，結構誤差和縮減方程的誤差的關係爲：

$$e_t = G_0 u_t \tag{18}$$

其中，式(18)隱含 $\Sigma = G_0^{-1}\Lambda G_0^{-1}$。

[4] 爲簡化，我們在模型中不納入常數向量。或者說，我們可將每個變量視爲長期穩定狀態(steady state)的偏離。

通過對Σ的樣本估計，我們可以得到Λ和G_0的最大似然估計。式(18)等號右項有$n\times(n+1)$個自由參數需被估計。因爲Σ包含$n\times(n+1)/2$個參數，通過對G_0的n 個主對角元素標準化至單位矩陣，我們對G_0還需要至少$n\times(n+1)/2$個識別條件。在 Cholesky 分解的結構 VAR 模型中，G_0爲一三角矩陣。然而，在一般化的結構 VAR 中，G_0可以是任何形式的矩陣(非遞歸)。

肆、匯率動態調整與貨幣政策衝擊的實證分析

一、數據說明與處理

我們所采用的變量向量爲$\{FR, R, M, CPI, IPI, FER, ER\}$。各變量分別表示爲：外匯儲備(*FR*)、利率(*R*)、貨幣存量(*M*)、物價指數(*CPI*)、實際產出(*IPI*)、外國利率(*FER*)及匯率(*ER*)爲樣本。受限於數據可獲取性，我們取用 1999 年 1 月至 2010 年 9 月中國的月度數據，共計 141 個樣本。

有關匯率變量(*ER*)需特別說明，由於我們的實證研究包含兩個部分：(1) 匯率動態調整的實證檢驗。此部份我們關心的是名義匯率受到貨幣政策衝擊時的立即調整，故我們采用中國自匯改政策以來的管理浮動匯率期間，即 2005 年 7 月至 2010 年 9 月的人民幣兌美元名義匯率。(2) 實際匯率在樣本長期與短期之下的貨幣政策衝擊反應。長期之下我們一般更關心實際匯率，加上中國在 1999 年 1 月至 2005 年 6 月之連續 78 個月的人民幣兌美元的名義匯率基本維持在 8.277，幾無變動，以名義匯率爲樣本較無實證意義，故此部份的匯率變量采用實際有效匯率。實際有效匯率爲以 2005 年 CPI=100 的定基比數據。

由於實際產出(*IPI*)無月度數據，我們以工業生產指數替代，實際產出與物價指數(*CPI*)皆爲上年同比數據。而爲了反應金融市場最即時的資金需求，利率變量(*R*)采用銀行間隔夜拆款利率。貨幣存量(*M*)我們采用流動性最高的 M1，是爲了反應整體社會在貨幣市場均衡之下的貨幣需求。此外，由於名義匯率及實際匯率皆以人民幣兌美元爲基礎之下做計算，故外國利率(*FER*)我們選取美國聯邦基金利率。以上變量除了利率(*R*)與外國利率(*FER*)，其餘變量皆取自然對數值。

最後，在數據處理過程中，*CPI*、*IPI*、*M* 皆以 X12 法進行季節調整，數據來源爲中經網(CEI)的 OECD 數據庫及宏觀月度數據庫；而實際有效匯率的數據來源爲國際金融統計(IFS)數據庫。

二、SVAR長期識別約束條件

模型中的利率、貨幣、物價及產出等四個變量，爲貨幣景氣循環(monetary business cycle)文獻中的傳統變量，其必要性在於識別央行的貨幣政策。外匯儲備需考慮在內，是因爲貨幣當局透過外匯買賣來决定匯率水平，此體現了央行的外匯政策。此外，外國利率也須包含在模型中，是因爲外國利率的調整將影響外國資產報酬率，而兩國相對資產報酬率的高低，將引發國際資本的流動，進一步影響匯率水平。同時，外國利率也體現了外國央行的貨幣政策，這也很可能影響到本國的貨幣政策和外匯政策。

我們先將考慮貨幣政策衝擊的 SVAR 模型設定如下，幷在後文解釋我們所設定識別條件的經濟意義：

$$\begin{bmatrix} 1 & g_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & g_{17} \\ g_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & g_{27} \\ 0 & g_{32} & 1 & g_{34} & g_{35} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & g_{43} & 1 & g_{45} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ g_{71} & g_{72} & g_{73} & g_{74} & g_{75} & g_{76} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} FR \\ R \\ M \\ CPI \\ IPI \\ FER \\ ER \end{bmatrix} = -G^0(L) \begin{bmatrix} FR \\ R \\ M \\ CPI \\ IPI \\ FER \\ ER \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{FP} \\ e_{MP} \\ e_{MD} \\ e_{CPI} \\ e_{IPI} \\ e_{FER} \\ e_{ER} \end{bmatrix} \tag{19}$$

式(19)中的 e_{FP}、e_{MP}、e_{MD}、e_{CPI}、e_{IPI}、e_{FER} 及 e_{ER} 爲結構誤差，分別表示外匯政策衝擊、貨幣政策衝擊、貨幣需求衝擊、物價衝擊、產出衝擊、外國利率衝擊及匯率衝擊。

前兩條結構方程體現了貨幣當局所能控制的政策(政策反應函數)，我們延續 Gordon and Leeper(1994)、Sims and Zha(1995)和 Kim(2003)的設定，同時考慮了外匯政策和貨幣政策的政策搭配。首先，央行透過外匯儲備的買賣來因應當前匯率的變化；其次，央行也會透過調整利率來因應當前匯率的變化，這是一般傳統的貨幣政策。以上的政策反應函數可透過 g_{17} 與 g_{27} 來體現。而爲了反應 Dornbusch(1976)模型中式(8)所推論長期之下的貨幣中立性，長期之下貨幣存量的增加對利率無任何影響，故設定了 $g_{23}=0$ 的約束條件。

此外，由於外匯政策和貨幣政策都是由央行所控制，故我們假定央行會在兩種政策之間進行政策搭配，而這兩種政策的互動關係可由 g_{12} 和 g_{21} 來體現。另外，因爲物價與產出水準的最終公開數據無法在一個月內立即獲得，故由於信息滯後的影響，央行無法對同期的物價與產出水平做出政策反應(Gordon and Leeper(1994), Sims and Zha(1995))，此設定了 $g_{14}=g_{15}=g_{24}=g_{25}=0$ 的約束條件。最後，假定本國央行執行政策不受外國利率的同期影響(Kim and Roubuni(2000))，且外匯政策不受國內貨幣需求影響，此設定了 $g_{13}=g_{16}=g_{26}=0$ 的約束條件。

第三條方程體現了貨幣需求函數。按照凱恩斯的貨幣需求理論，貨幣需求受到利率與所得(產出)兩個變量的影響；而由於物價的上漲將使得民衆實際購買力衰退，將引發名義貨幣需求。故以上經濟假設由 g_{32} 、 g_{35} 和 g_{34} 來體現。此外，我們假定央行采行沖銷干預，使外匯儲備不影響國內貨幣存量，且國內貨幣存量不受外國利率和匯率的影響，此設定 $g_{31}=g_{36}=g_{37}=0$ 的約束條件。

第四條方程體現了物價水準的決定。假定物價水準不受同期的央行政策所影響，也不受同期外國利率和匯率影響，此設定了 $g_{41}=g_{42}=g_{46}=g_{47}=0$ 的約束條件。同樣，我們考慮 Dornbusch(1976)模型中式(8)所推論長期之下的貨幣中立性，即貨幣存量增加只會造成物價等比例的上漲，且物價受同期產出水準所影響，此可由 g_{43} 和 g_{45} 來體現。

第五條方程中，我們假定廠商面臨其它變量的變化時，由於受制於生產模式、調整成本與生產計劃等限制，無法同期調整產量，故將產出視爲外生，此設定了 $g_{51}=g_{52}=g_{53}=g_{54}=g_{56}=g_{57}=0$ 的約束條件。而第六條方程中，我們假定外國利率只受外國央行調整，不受國內變量影響，故同樣視爲外生，此設定了 $g_{61}=g_{62}=g_{63}=g_{64}=g_{65}=g_{67}=0$ 的約束條件。

最後，第七條方程則表示了外匯市場的均衡，我們假定系統中所有的同期變量都能即時影響匯率，此體現於 g_{71} 、 g_{72} 、 g_{73} 、 g_{74} 、 g_{75} 和 g_{76} 。

三、估計結果

根據 SBC 信息準則，我們選擇了滯後 1 期的縮減 VAR 模型，然後在縮減 VAR 模型估計的基礎上對 SVAR 的 G_0 矩陣進行最大似然估計，整個矩陣在 1%的顯著水準下顯著。

我們將中國 2005 年 7 月至 2010 年 9 月的名義匯率受貨幣政策衝擊的 SVAR 模型估計結果如表 1 所示。

表 1 名義匯率的貨幣政策衝擊 SVAR 模型估計結果(2005/07-2010/09)

$$\begin{bmatrix} 1 & -1.455^{**} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.060^{**} \\ -0.087 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1.289^{**} \\ 0 & -1.022^{**} & 1 & 1.378^{**} & -0.054 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.361^{*} & 1 & 0.159 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0.728^{**} & -0.473^{**} & -0.399^{**} & -0.408^{**} & 0.149 & 0.071^{**} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} FR \\ R \\ M \\ CPI \\ IPI \\ FER \\ ER \end{bmatrix} = -G^0(L) \begin{bmatrix} FR \\ R \\ M \\ CPI \\ IPI \\ FER \\ ER \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{FP} \\ e_{MP} \\ e_{MD} \\ e_{CPI} \\ e_{IPI} \\ e_{FER} \\ e_{ER} \end{bmatrix}$$

注：1. 估計結果爲過度認定。

2. *爲 $\alpha=5\%$ 之下顯著，**爲 $\alpha=1\%$ 之下顯著。

表 1 的係數估計結果與一般經濟理論一致。如央行買入外匯使外匯儲備增加，將使匯率上升(貶值)，$g_{71} > 0$；而若央行調高利率使本國資產報酬率上升，將使匯率下降(升值)，$g_{72} < 0$。爲考察名義匯率對貨幣政策衝擊的反應，我們將結構分解脉衝響應函數如圖 1 所示。

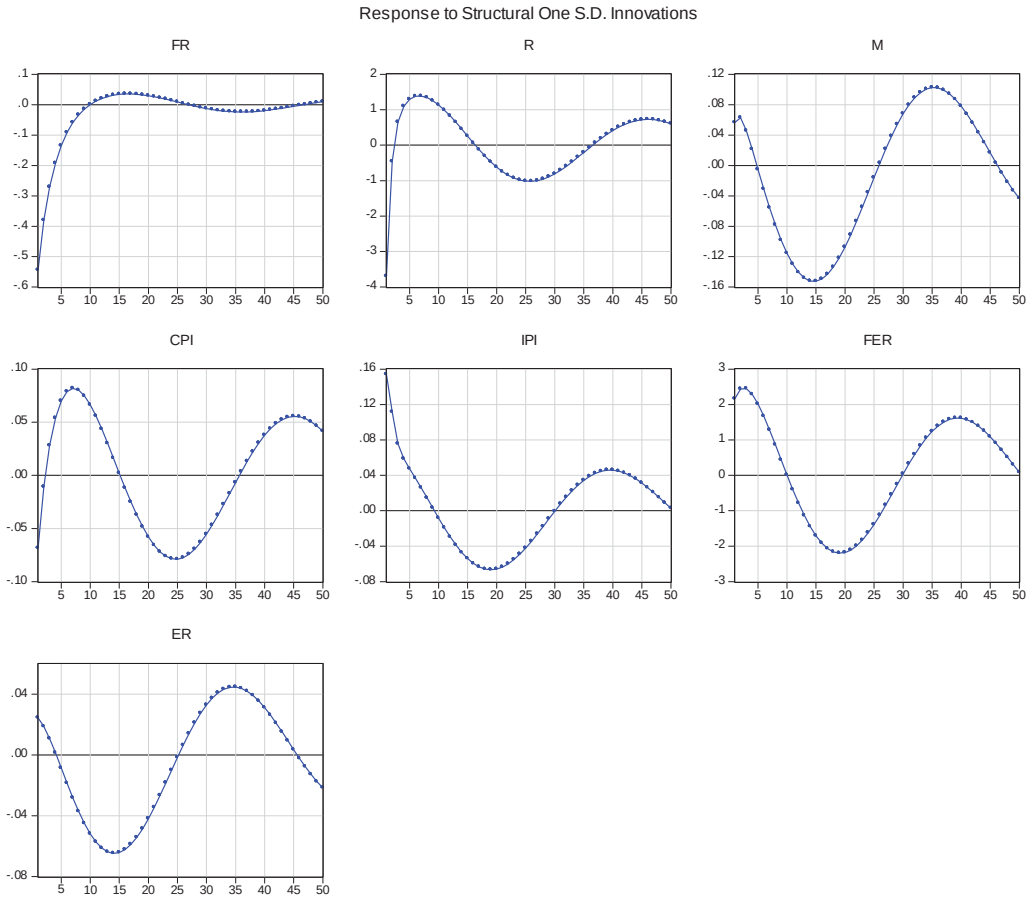

圖 1 貨幣政策衝擊的結構分解脉衝響應函數

如果央行未預期地調高利率，使經濟體系瞬間面對緊縮性的貨幣政策衝擊，從圖 1 可以看到，貨幣需求將立即下降；而產出也立刻下降，這部份符合一般經濟理論，而物價則是先上漲約 7 個月至頂點後才開始下降。我們特別關注匯率的走勢，我們發現匯率受到緊縮性貨幣政策衝擊後會立刻升值，且持續升值約 14 個月之後，才開始回貶。這種反應與傳統粘性價格模型如 Dornbusch(1976)的理論結果不一致，其理論上升值的最高點，應該符合當非拋補利率平價條件成立時，正的利差將很快地導致預期匯率貶值。然而，人民幣匯率會持續升值約 14 個月之後才開始貶值。這表示中國的匯率面對貨幣政策衝擊的反應存在一種調整滯後的現象。

這種匯率調整滯後的現象可以從貨幣政策與外匯政策的互動來解釋。由圖 1 可知，當面臨緊縮性的貨幣政策衝擊，外匯儲備也立刻增加，這可以解釋爲一種逆向干預[5](learning-against-the-wind intervention)。也就是說，當貨幣當局調高利率而導致匯率升值，貨幣當局會立刻在外匯市場采取干預政策來阻升，即透過買入外匯來削弱緊縮性貨幣政策所帶來的升值效應。然而，由於貨幣當局强勁且持續的阻升力道，使人民幣匯率的升值效應不會立即完成，而是逐步漸進式地持續升值一段時間。這我們從圖 1 可看出，外匯儲備受到利率調升後瞬間上升且持續約 15 個月，而與此相對應的，是匯率的升值效應持續約 14 期之後衰退幷反彈回貶，而貨幣當局的阻升力道也隨之遞減幷消失。故，我們可如此分析，面對緊縮性的貨幣政策衝擊，貨幣當局將立即采取逆向干預，即在另一方面購入外匯來阻升，且由於阻升力道强勁且持續，使人民幣匯率的動態調整呈現滯後現象。

伍、實際匯率波動與貨幣政策衝擊的實證分析

我們分別估計 2005 年 7 月至 2010 年 9 月及 1999 年 1 月至 2010 年 9 月的人民幣實際匯率受貨幣政策衝擊的 SVAR 模型。兩段樣本分別橫跨 5 年又 2 個月及 11 年又 9 個月，我們的目的是研究樣本長期與短期之下實際匯率波動受貨幣政策衝擊的相對反應[6]。我們將估計結果如表 2 及表 3 所示，幷將結構方差分解結果如表 4 所示。

表 2 實際匯率的貨幣政策衝擊 SVAR 模型估計結果(2005/07-2010/09)

$$\begin{bmatrix} 1 & -1.467^{**} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.077^{**} \\ 0.153 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1.059^{**} \\ 0 & -1.117^{**} & 1 & 1.240^{**} & 0.080 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.419^{**} & 1 & 0.138 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0.706^{**} & -0.687^{**} & -0.243^{**} & -0.214^{**} & 0.063 & 0.049^{**} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} FR \\ R \\ M \\ CPI \\ IPI \\ FER \\ ER \end{bmatrix} = -G^{0}(L) \begin{bmatrix} FR \\ R \\ M \\ CPI \\ IPI \\ FER \\ ER \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{FP} \\ e_{MP} \\ e_{MD} \\ e_{CPI} \\ e_{IPI} \\ e_{FER} \\ e_{ER} \end{bmatrix}$$

注：1. 估計結果爲過度認定。

2. **爲 $\alpha = 1\%$ 之下顯著。

[5] 有關外匯市場的逆向幹預的討論在過去文獻中還有 Kim(2003)，Lewis(1995)和 Bonser-Neal, Roley, and Sellon(1998)，Kim(2005)也有相似的結論。

[6] 事實上，我們分別以 5 年和 10 年的樣本區間代表短期與長期是不精確的。一般市場的看法，宏觀的短期、中期和長期一般分別是 1 年以內、10 年以內和 10 年以上，但是這種分法是模糊的。若以微觀或國際貿易中技術模型的定義，短期是指任何生產要素都沒有改變，只有技術變化，產量變化，即供給發生變化；中期是指一種生產要素發生變化；而在長期，所有要素都可以變化。在 Blanchard(2005)的宏觀經濟學中，短期是指年到年之間，中期是 10 年以上，長期是半個世紀或更長。然而，中國的匯率資料樣本有限，無法搜集到像西方文獻長達半世紀或百年以上數據，故我們僅以 5 年和 10 年樣本作爲區分，目的只是要觀察樣本拉長情況下，實際匯率受貨幣政策衝擊的相對反應。

表 3 實際匯率的貨幣政策衝擊 SVAR 模型估計結果(1999/01-2010/09)

$$\begin{bmatrix} 1 & -5.292^{**} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.707^{**} \\ 0.252 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & -2.471^{**} \\ 0 & -3.420^{**} & 1 & 1.053^{**} & 0.308^{*} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.323^{*} & 1 & 0.151 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0.550^{**} & 0.537^{**} & -0.694^{**} & -0.720^{**} & -0.071 & -0.028^{*} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} FR \\ R \\ M \\ CPI \\ IPI \\ FER \\ ER \end{bmatrix} = -G^{0}(L) \begin{bmatrix} FR \\ R \\ M \\ CPI \\ IPI \\ FER \\ ER \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{FP} \\ e_{MP} \\ e_{MD} \\ e_{CPI} \\ e_{IPI} \\ e_{FER} \\ e_{ER} \end{bmatrix}$$

注：1. 估計結果爲過度認定。

2. *爲 $\alpha = 5\%$ 之下顯著，**爲 $\alpha = 1\%$ 之下顯著。

表 4 實際匯率的結構方差分解 (S：2005/07-2010/09、L：1999/01-2010/09)

	period	5	10	15	20
e_{FP}	S	12.73	11.93	12.55	11.57
	L	1.93	3.85	5.58	6.34
e_{MP}	S	27.33	21.11	20.15	18.32
	L	8.16	18.39	24.95	27.33
e_{MD}	S	3.71	7.48	7.98	7.89
	L	10.82	13.74	12.75	11.06
e_{CPI}	S	17.31	25.41	25.20	30.96
	L	56.35	41.05	30.74	27.74
e_{IPI}	S	1.92	1.68	1.62	1.63
	L	16.37	9.72	7.39	6.81
e_{FER}	S	0.34	0.26	0.25	0.23
	L	0.04	0.07	0.08	0.09
e_{ER}	S	36.66	32.12	32.26	29.40
	L	6.32	13.16	18.50	20.63

表 2 和表 3 的係數估計結果與一般經濟理論一致。由於實際匯率的公式爲：

$$ER = \frac{E \times P_f}{P_d} \tag{20}$$

其中，E：名義匯率、P_f：外國物價、P_d：本國物價。

若央行透過買入外匯而使外匯儲備增加，則匯率將上升(貶值)，由式(20)來看，若相對物價不變，則實際匯率也將上升；而若本國物價上漲，則實際匯率將下降。此由表 2 及表 3 的 $g_{71} > 0$ 和 $g_{74} < 0$ 可體現。

利率、貨幣存量、物價和產出是貨幣景氣循環文獻中的傳統變量，這些變量主要用來識別貨幣政策，故我們特別關心這些變量對實際匯率波動的影響成分。從表 4 可看出，若以 20 期來看，短期樣本下實際匯率波動的主要成份是來自實際匯率本身(29.4%)及物價指數(30.96%)，而長期樣本下來自實際匯率本身的影響則大幅降低，但仍然受物價指數的高度影響(第 5 期的影響甚至高達 56.35%)。由實際匯率的基本定義式(20)可知，實際匯率爲在名義匯率基礎上剔除了兩國相對物價變動的影響，故此可體現於物價指數無論樣本期間的長短都對實際匯率波動有較高的解釋力。

若比較央行能够直接控制的政策影響，即外匯政策及貨幣政策，可發現外匯政策在短期樣本下對實際匯率的波動有較大的解釋力。然而，樣本拉長之後，外匯干預對實際匯率的解釋力則大幅下降；但央行的貨幣政策，即透過利率調整，對實際匯率的影響在長期樣本下有越來越强的趨勢，即隨著樣本期間的拉長，實際匯率波動受貨幣衝擊解釋的比例越大，顯示貨幣衝擊在越大的信息集合中越能體現其重要性[7]。

就貨幣需求來看，實際匯率波動面對貨幣需求衝擊在樣本長短之下較沒有明顯差异(若以 50 期來看，短期與長期各占 10.48%、11.65%)。值得注意的是，實際產出的影響在長期樣本下較能體現，這反應了基本面亦需要較大的信息集合，才能反應其對實際匯率波動的解釋力。此外，我們注意到外國利率對實際匯率的影響，無論樣本期間的長短，都幾乎沒有任何解釋力，這體現中國作爲龐大的經濟體，其實際匯率波動基本不受外國貨幣政策的影響。

陸、結 論

本文主要討論匯率動態調整與貨幣政策衝擊在中國的實證檢驗。透過重新檢驗 Dornbusch(1976)的匯率動態調整模型，構建了考慮央行外匯政策和貨幣政策之

[7] Chen(2004)也有相似的結論。

政策搭配的 SVAR 模型，并依據理論模型及經濟假設對 SVAR 給予長期約束條件。研究結果發現，中國自 2005 年 7 月 21 日匯改政策以來的管理浮動匯率期間，面對緊縮性的貨幣政策衝擊，央行會立即采取逆向干預來阻升，使匯率呈現調整滯後的現象。此外，我們還檢驗了貨幣政策衝擊對實際匯率波動在樣本長期與短期之下的相對解釋能力，結果發現央行的外匯政策與貨幣政策分別在樣本短期和長期之下有相對較高的解釋力，此表示隨著樣本期間的拉長，越大的信息集合越能體現貨幣衝擊對實際匯率波動的重要性。

本文發現，給吾人下列啟示：中國央行可藉由貨幣政策來有效地干預匯率，使匯率變動在短期滯後於匯市的變動，但在長期，貨幣政策仍會反應在匯市上，使匯率變動趨向市場力量所決定的方向。

參考文獻

1. 陳昭南，1984，《臺灣國際金融發展論文之綜合平述》，《臺灣國際金融發展會議》，第619-622頁。
2. 賴景昌，1994，《國際金融理論：進階篇》，第9-15頁，臺北：茂昌出版社。
3. Beaudry, P. and Devereux M., 1995, “Money and the Real Exchange Rate with Sticky Prices and Increasing Returns”, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 43, pp. 55-102.
4. Bernanke, B. S., 1986, “Alternative Explanations of the Money-Income Correlation”, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 25, pp. 49-99.
5. Bhandari, J. S., 1981a, “Expectations, Exchange Rate Volatility and Non-Neutral Disturbances”, International Economic Review, 22, pp. 535-540.
6. Bhandari, J. S., 1981b, “Exchange Rate Overshooting Revisited”, Manchester School, 49, pp. 165-172.
7. Bhandari, J. S., 1982, Exchange Rate Determination and Adjustment, New York: Preager Publishers.
8. Bilson, J., 1979, “The Vicious Cycle Hypothesis”, IMF Staff Papers, 26, pp. 1-37.
9. Blanchard, O. J., Watson, M. W., 1986, Are Business Cycles all Alike? In: Gordon, R. (Ed.), The American Business Cycle: Continuity and Change, University of Chicago Press, Chicago, pp. 123-156.
10. Bonser-Neal, Catherine, Vance V. Roley, and Gordon H. Sellon Jr., 1998, “Monetary Policy Actions, Intervention, and Exchange Rates: A Reexamination of the Empirical Relationships using Federal Funds Rate Target Data”, Journal of Business, 71, pp. 147-177.
11. Branson, W. H., 1979, “Exchange Rate Dynamics and Monetary Policy”, in Lindbeck ed., Inflation and Employment in Open Economies, New York: North-Halland.
12. Chari V., Kehoe P., McGrattan E., 2000, “Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?”, Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report, 277.
13. Chen Shiu-Sheng, 2004, “Real Exchange rate Fluctuations and Monetary Shocks:

A Revisit", International Journal of Finance and Economics, 9, pp. 25-32.

14. Chen, C. N. and Lai, C. C., 1988, "Capital Mobility, Trade-Balance Elasticity, and Exchange Rate Dynamics", Southern Economic Journal, 55, pp. 211-214.
15. Chen, C. N., Lai, C. C. and Tsaur, T. w., 1988, "The Loanable Funds Theory and the Dynamics of Exchange Rates: The Mundell Model Revisited", Journal of International Money and Finance, 7, pp. 221-230.
16. Clarida R., Gali J., 1994, "Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 41, pp. 1-56.
17. Cushman, David O., and Tao Zha, 1997, "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates", Journal of Monetary Economics, 39, pp. 433-448.
18. Dornbusch, R., 1976, "Expectations and Exchange Rate Dynamics", Journal of Political Economy, 84, pp. 1161-1176.
19. Eichenbaum, Martin, and Charles Evans, 1995, "Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates", Quarterly Journal of Economics, 110, pp. 975-1010.
20. Faust, Jon, and John H. Rogers, 2003, "Monetary Policy's Role in Exchange Rate Behavior", Journal of Monetary Economics, 50, pp. 1403-1424.
21. Fleming, J. M., 1962, "Domestic Financial Policies under Fixed and Floating Exchange Rates", IMF Staff Papers, 9, pp. 369-379.
22. Frenkel, J. A. and Rodriguez, C. A., 1982, "Exchange Rate Dynamics and the Overshooting Hypothesis", IMF Staff Papers, 29, pp. 1-30.
23. Friedman, M., 1953, "The Case for Flexibility Exchange Rates", in his Essays in Positive Economics, Chicago: University of Chicago Press.
24. Gordon, David B., and Eric M. Leeper, 1994, "The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification", Journal of Political Economy, 102, pp. 228-247.
25. Grilli, Vittorio, and Nouriel Roubini, 1995, "Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G-7 Countries", Working Paper, 95-17, New York University.
26. Jang, Kyungho, and Masao Ogaki, 2004, "The Effects of Monetary Policy Shocks

on Exchange Rates: A Structural Vector Error Correction Model Approach", Journal of the Japanese and International Economies, 18, pp. 99-114.

27. Karacaoglu, G., 1985, "Liquidity Preference, Loanable Funds, and Exchange Rate and Interest Rate Dynamics", Journal of Macroeconomics, 7, pp. 69-83.
28. Kim, Soyoung, 2003, "Monetary Policy, Foreign Exchange Intervention, and the Exchange Rate in a Unifying Framework", Journal of International Economics, 60, pp. 355-386.
29. Kim, Soyoung, 2005, "Monetary Policy, Foreign Exchange Policy, and Delayed Overshooting", Journal of Money, Credit, and Banking, 37, pp. 775-782.
30. Kim, Soyoung, and Nouriel Roubini, 2000, "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR approach", Journal of Monetary Economics, 45, pp. 561-586.
31. Kouri, P. J. K., 1976, "The Exchange Rate and the Balance of Payments in the Short Run and the Long Run: A Monetary Approach", Scandinavian Journal of Economics, 78, pp. 280-304.
32. Lastrapes W., 1992, "Sources of Fluctuation in Real, Nominal Exchange Rate", Review of Economics and Statistics, 74(3), pp. 530-539.
33. Levin, J. H., 1994, "Fiscal Policy, Expectations, and Exchange Rate Dynamics", Review of International Economics, 2, pp. 50-61.
34. Lewis, Karen K., 1995, "Are Foreign Exchange Intervention and Monetary Policy Related and Does it Really Matter?", Journal of Business, 58, pp. 185-214.
35. Mathieson, D. J., 1977, "The Impact of Monetary and Fiscal Policy under Flexible Exchange Rates and Alternative Expectations Structures", IMF Staff Papers, 24, pp. 535-568.
36. Miller, N. C., 1990, "Toward a Loanable Funds Theory of the Exchange Rate", Unpublished Manuscript.
37. Mundell, R. A., 1963, "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange rate System", Canadian Journal of Economics and Political Science, 29, pp. 475-485.
38. Mussa M., 1986, "Nominal Exchange Rate Regimes, the Behavior of Real Exchange Rate: Evidence and Implications", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 25, pp. 117-214.

39. Obstfeld M., Rogoff K., 1995, “Exchange Rate Dynamics Redux”, Journal of Political Economy, 102, pp. 624-660.
40. Rogers J., 1999, “Monetary Shocks and Real Exchange Rates”, Journal of International Economics, 49, pp. 269-288.
41. Sims, C. A., 1986, “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis”, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review Winter, pp. 2-16.
42. Sims, C. A., and Tao Zha, 1995, “Does Monetary Policy Generate Recessions?: Using Less Aggregate Price Data to Identify Monetary Policy”, Working Paper, Yale University.
43. Turnovsky, S. J., 1981, “The Asset Market Approach to Exchange Rate Determination: Some Short-Run, Stability, and Steady-State Properties”, Journal of Macroeconomics, 3, pp. 1-32.