Kalman-Filter 方法估計匯率泡沫現象

王昭偉[1]、王春源[2]*

1.北京大學經濟學院博士

*2.南亞技術學院校長、教授

摘　要

過去文獻中，將泡沫(bubbles)定義為資產價格偏離市場基本面的部份。本文以 Flood and Hodrick(1990)的泡沫理論模型及 Meese(1986)的貨幣模型為基礎，設定了包含泡沫項的匯率決定方程式，並採用狀態空間模型，運用卡爾曼濾波以最大似然法進行遞推估計。研究對象為中國自 2005 年 7 月匯改政策以來至 2010 年 11 月的人民幣/美元，及 1990 年 1 月至 2010 年 11 月的日圓/美元的匯率泡沫現象。本文估計結果顯示，中國及日本所估計的匯率泡沫項皆存在且泡沫參數皆顯著。分析泡沫項的走勢及泡沫參數的梯度，都能符合樣本期間匯率的變動行為，合理解釋了匯率偏離市場基本面的情形。

關鍵詞：匯率泡沫、狀態空間模型、卡爾曼濾波

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

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

A KALMAN-FILTERING ANALYSIS OF EXCHANGE RATE BUBBLES

ZHAO-WEI WANG[1], CHUN-YUAN WANG[2*]

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

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

Abstract

In the past literatures, “bubbles” is defined as the deviation of an asset’s price from the value of its market fundamentals. Based on the bubble’s model of Flood and Hodrick(1990) and the monetary model of Meese(1986)，this paper sets up a exchange rate determination equation including a bubble size term, then we adopt a state space model and make a MLE recursive estimation in use of Kalman-Filter. We use the samples of the exchange rates of RMB/U.S. dollars from 2005/07 when China adopted the revolution policy of exchange rate system to 2010/11, and the exchange rates of Japanese Yen/U.S. Dollars from 1990/01 to 2010/11 to examine if there are exchange rate bubbles. The estimation outcome show that there are exchange rate bubbles and the bubbles’ parameters are significant. By analyzing the trend of the bubbles and the gradients of the bubbles’ parameters, the estimation result corresponds to the behavior of exchange rate during the sample, and the deviation of exchange rate from its market fundamentals can be explained reasonably.

Key Words: Exchange Rate Bubbles, State Space Model, Kalman-Filter

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

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

壹、引言

“泡沫”(bubbles)一詞用於解釋經濟現象，可追溯至 17-18 世紀的歐洲，其中以 1637 年荷蘭鬱金香泡沫[1]、1719 年法國密西西比泡沫[2]，及 1720 年英國南海泡沫[3]並稱為近代歐洲三大泡沫事件。隨著世界經濟中心的轉移，美國也經歷了 1837 年經濟大恐慌、1907 年銀行危機、1929 年股市大崩盤、1970 年代高惡性通脹、1987 年黑色星期一等經濟泡沫事件。近 20 年來，全球性經濟泡沫導致的金融危機仍持續發生，如 1994 年墨西哥金融危機、1997 年東南亞金融危機，及 2007 年美國次貸金融危機。

Diba and Grossman(1984)曾經為泡沫如此定義：泡沫，在理性預期下，為實際資產價格偏離該資產市場基本價值(market fundamental value)的部份。此意味經濟個體對資產價格的自我實現的信念(self-fulfilling belief)是純粹由經濟個體的理性預期所驅動的價格波動，稱之為“投機泡沫”(speculative bubbles)[4]。在過去的文獻中，泡沫理論可以應用於股價、期貨、債券、黃金、物價、房地產，及匯率等資產價格行為的研究。

Blanchard and Watson(1982)根據投機泡沫的定義，衍生出確立型泡沫(Deterministic Bubbles)與隨機型泡沫(Stochastic Bubbles)等兩種泡沫型態。Hamilton(1986)則以市場基本價值作為模型基礎，發展出確立型泡沫、破滅型泡沫(Collapsing Bubbles)，及連續再生型泡沫(Continuously Regenerating Bubbles)。

Flood and Garber(1980)是最早將泡沫理論應用至實證檢定的學者，其針對德國在 1918-1923 年的超級通脹(hyperinflation)期間的物價水準異常大幅波動進行泡沫檢定，結論為無顯著的泡沫現象。Burmeister and Wall(1982)捨棄貨幣供給為外生變量的假設，且將泡沫型態定義為隨機型，並以卡爾曼濾波(Kalman Filter)檢定出德國在超級通脹期間不存在泡沫現象。

LeRoy and Porter(1981)運用方差邊界(variance bound)檢定法，對美國在 1971-

[1] 1637 年發生在荷蘭，是世界上最早的泡沫經濟事件。當時由鄂圖曼土耳其引進的鬱金香球根异常地吸引人，引起大衆搶購，導致價格瘋狂飆高。在泡沫化過後，價格僅剩下泡沫時的百分之一，讓荷蘭各大都市陷入混亂。

[2] 1719 年 5 月開始，法國股票價格連續上升了 13 個月，股票價格從 500 裏弗爾漲到一萬多裏弗爾，漲幅超過了 20 倍。法國股市從 1720 年 5 月開始崩潰，連續下跌 13 個月，跌幅為 95%。

[3] 1720 年，南海公司接受投資者分期付款購買新股，股票供不應求，價格狂飆到 1000 英鎊以上。後來《反金融詐騙和投機法》通過，南海公司股價一落千丈，南海泡沫破滅。

[4] 亦有主張認為投機泡沫可以分為理性投機泡沫和非理性投機泡沫，兩者的共同點在於都重視預期的作用，區別在於：前者以理性預期假說為基本前提，而後者以否定理性預期的假說爲出發點。

1979 年的股票市場進行泡沫檢定，認為美國股價波動劇烈，故可能非效率市場。Blanchard and Watson(1982)同以方差界線檢定法，得到 1871-1979 年的美國股市存在泡沫現象。West(1987a)依據 Hausman(1978)所提出的設立檢定法(specification test)檢驗出美國 S&P 500(1971-1980)及道瓊工業指數(1928-1978)存在顯著泡沫現象。Diba and Grossman(1988)則以協整理論(cointegration theory)為基礎，檢驗 1871-1986 年的美國股市，並發現股價與股利間的確存在協整關係，故美國股市可能無泡沫現象。Yangru Wu(1997)則以卡爾曼濾波檢定出美國股市在 1870 至 1995 年間投機泡沫顯著存在，而 1960 年代的股價中有約 40%-50%來自於投機泡沫。

West(1987b)以 LeRoy and Porter(1981)所使用的方差邊界檢定法，對 1974-1984 年馬克/美元的匯率進行泡沫檢定，認為不存在泡沫現象。Meese(1986)同以 West(1987a)的泡破檢定法，檢驗由貨幣市場均衡模型所決定的美元/馬克、美元/英鎊的匯率是否存在泡沫現象，此方法允許隨機泡沫存在，且在匯率泡沫的對立假設下確認參數估計的標準漸進分配。在他的架構中，每個國家的貨幣需求與實際所得和利率相關，而在非拋補利率平價(uncovered interest rate parity)的假設下，兩國利率與匯率的預期變動率相關，以及在偏離購買力平價(purchasing power parity)理論服從隨機漫步的假設下，代入貨幣需求函數，即可求出匯率的市場基要解(market fundamental solution)，而實證結果為證實 1973/10-1982/10 間存在泡沫現象。然而，West 與 Meese 所應用的方法卻存在一個問題，即在於其聯合檢定過程中，其虛擬假設認為無泡沫現象及模型設定正確，而其對立假設則為結構模型的誤設、市場基要過程的誤設和理性投機泡沫現象存在或其他非理性行為...等。以上這些行為皆可能造成拒絕虛擬假設。也就是說，當造成拒絕虛擬假設情況時，有人可能會錯誤地認為泡沫現象存在，但實際上卻沒有泡沫。故陳禮潭(1999)即提出 West/Meese 忽略模型誤設的可能性，使結論落入 Hamilton(1986)所強調將模型誤設認定是投機泡沫的謬誤中。為了避免落入這種將投機泡沫與模型誤設混為一談的謬誤，陳禮潭引用 Durlauf and Hooker(1994)所提出的概念，設計出有別於 West/Meese 的方法來檢驗台灣的匯率行為及泡冒現象。在模型誤設上，除了將模型誤設引進，作者設計了兩個設定式(specification)，設法將投機泡沫與模型誤設分解開來，並用正交檢定法(orthogonality tests)，測試這兩種模型噪音(model noise)的存在性。本質上，無論泡沫是發散性(explosive)或破裂性，均與前期信息集合息息相關；而正交檢定法則正是測試設定式是否與信息集合正交，故若其測試結果顯示其有投機泡沫存在，顯然該結果無法明確地指出所測出的泡沫

為某一特殊類型，但卻能間接或直接地指出外匯市場存有投機泡沫。而作者的實證結論，則強烈地支持台灣匯率的不穩定是由於模型有相當嚴重誤設的現象所致，而匯率的決定卻不受投機泡沫所影響。

Woo(1987)利用資產平衡模型(portfolio-balance model)決定均衡匯率的理論基礎，檢驗出美元/馬克、美元/法郎、日圓/美元間存在投機泡沫。Yangru Wu(1995)則利用卡爾曼濾波估計匯率中無法觀察到的泡沫項，其經由匯率決定的貨幣模型，作者將市場基本面與投機泡沫過程以狀態空間加以表示，泡沫則被視為狀態變量，並得到 1974-1988 年間，美元/英鎊、日圓/美元、美元/馬克之間不存在顯著的泡沫現象。吳致寧(1995)以台灣外匯市場為研究對象，運用 Johanson 的協整檢定，證實了貨幣學派模型所隱含的匯率與貨幣供給、所得及利率等存在協整關係，即匯率與市場基本面之間，可被視為一長期均衡的關係，故拒絕了外匯市場存有投機泡沫的虛擬假設。除了上述物價、股市，及匯市，文獻上泡沫理論也應用於金價(Diba and Grossman, 1984)、房價(Qin and Randolph, 2005)等。

2005 年 7 月 21 日，中國對人民幣匯率形成機制進行了改革，實現了人民幣盯住美元單一貨幣的匯率機制到盯住一攬子貨幣的匯率機制的轉變，使中國的匯率制度成為建立在以健全市場供求為基礎的管理浮動匯率體制(managed floating exchange rate system)。同時，自 2005 年以來，國際間針對人民幣升值的壓力從未停止[5]，經歷 2008-2009 年金融危機之後，人民幣升值與否的議題更成為中外經濟攻防的焦點。是故，檢驗中國自匯率改革以來，人民幣匯率是否能體現基本面價值，即泡沫現象是否存在有其重大意義；甚至進一步透過泡沫項的正負分析人民幣匯率究竟是過度升值或過度貶值。此外，我們也同時檢驗日本於 1990 年 1 月至 2010 年 11 月日圓/美元的匯率泡沫，與中國相比較。

匯率泡沫為實際匯價超過市場基本價值的部份，為不可觀測的變量，此可藉由狀態空間模型(state space model)表示。狀態空間模型的兩大點為：1. 狀態空間模型可將不可觀測的變量(如理性預期、測量誤差、長期收入、趨勢和循環要素等，稱為狀態變量)併入可觀測模型，並與其一起得到估計結果；2. 狀態空間模型是利用強大的迭代運算法－卡爾曼濾波予以估計。卡爾曼濾波可以用來估計單變量和多變量的 ARMA 模型、馬爾可夫轉換模型和變參數模型等。國內文獻中，趙留彥(2005)基於可觀測的月度通脹率和利率序列，設定不可觀測的預期通脹率和預期真實利率服從向量自回歸過程，並在理性預期假定下將該過程寫為狀態空

[5] 2005 年 4 月 6 日，美國參議院以 67 票對 33 票通過查爾斯·舒默和林賽·格雷厄姆的聯合提案，要求人民幣匯率必須在六個月內升值 27.5%，否則將對中國出口商品加征 27.5%的進口關稅。

間表示，並以卡爾曼濾波估計中國的預期通脹率。李晴(2007)設立有關中美貿易收支的變參數模型，並以卡爾曼濾波估計可變參數，郭冰(2008)則以卡爾曼濾波估計上海 2000-2007 年住宅市場的泡沫現象，驗證出泡沫趨勢對房價的增長起到了很大的拉動作用。黃巧玲和謝維波(2008)則以微熵率法(differential entropy ratio method)求得相空間(phase space)重構，且應用卡爾曼率波在重構後的相空間中對匯率系統進行建模與預測，並將實驗結果與遺傳(GA, genetic algorithm)神經網絡預測進行比較，最後該算法在短期匯率預測中的速度及準確率上均優於 GA 神經網絡。

綜觀國內文獻，尚無將泡沫理論應用至人民幣匯率的實證研究，故本文即以中國匯改後的數據，檢驗人民幣匯率的泡沫現象。我們將以 Meese(1986)的匯率決定的貨幣模型為基礎，再以狀態空間模型表示，運用卡爾曼濾波進行極大似然法遞迴運算，以檢驗中國自 2005 年 7 月匯率改革以來至 2010 年 11 月，及日本自 1990 年 1 月至 2010 年 11 月兌美元的匯率泡沫，藉以觀察人民幣/美元、日圓/美元的匯率偏離市場基本面的情況。

貳、理論模型

一、泡沫理論模型

本文引用 Flood and Hodrick(1990)對泡沫現象所建立的理論框架如下：

假設一資產的價格，等於持有這項資產期間所發放的股利值與期末時資產出售價格的加總的期望折現值：

$$p_t = \frac{E_t(d_{t+1} + p_{t+1})}{(1+r)} \tag{1}$$

其中，p_t：資產價格、d_{t+1}：持有資產期間的股利值、p_{t+1}：資產期末出售價格，r：折現率。$E_t(d_{t+1} + p_{t+1})$ 表示基於 t 期資訊下，未來股利與未來價格的期望值。同理，在替代 p_{t+1} 下迭代運算，可得：

$$p_t = \frac{E_t\left[d_{t+1} + \frac{E_{t+1}(d_{t+2} + p_{t+2})}{1+r}\right]}{(1+r)} \tag{2}$$

同理，在重複替代 p_{t+2} 下迭代運算，並使用重複期望值定理，即 $E_t(E_{t+1}(d_{t+2})) = E_t(d_{t+2})$，另定義折現因子 $\rho = \frac{1}{1+r}$，則資產的價格將等於所有未來股利的期望值現值，表示為：

$$p_t^f = \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i E_t(d_{t+i}) \tag{3}$$

其中，p_t^f 則定義為此模型的市場基本價格。

需注意，式(3)並非式(1)的唯一數學解，而為了顯示其它解的特性，我們讓資產市場價格等於市場基本價格加上我們稱作泡沫(bubbles)的價格，表示為：

$$p_t = p_t^f + B_t \tag{4}$$

其中，B_t：泡沫項，代表了資產市場價格偏離了市場基本價格的部份。而若式(4)中的市價滿足式(1)，則泡沫的現值必為下 1 期未來泡沫的期望折現值，即：

$$B_t = \rho E_t(B_{t+1}) \tag{5}$$

式(5)隱含 $E_t(B_{t+i}) = \frac{1}{\rho^i} B_t$，故 $B_{t+1} = \frac{1}{\rho} B_t$，若資產價格和股利服從 I(1)過程，即表示有單位根，則由上述方程可推導出：

$$\Delta p_t^f = p_t^f - p_{t-1}^f = (1-\rho)\sum_{i=0}^{\infty} \rho^j [E_t(d_{t+j}) - E_t(d_{t+j-1})] \tag{6}$$

假設股利的增長服從 AR(1)過程：$\Delta d_t = \Phi \Delta d_{t-1} + \delta_t$，$E(\delta_t) = 0, \mathrm{var}(\delta_t) = \sigma_\delta^2$，則：

$$\Delta p_t^f = \frac{1}{1-\Phi\rho}\Delta d_t + \frac{\Phi\rho}{1-\Phi\rho}\Delta d_{t-1} = \psi \Delta d_t + (1-\psi)\Delta d_{t-1} \tag{7}$$

如果泡沫存在，則：

$$\Delta p_t = \Delta p_t^f + \Delta B_t, \quad \Delta B_{t+1} = \frac{1}{\rho}\Delta B_t \tag{8}$$

假設泡沫的發生式隨機的，則我們可以將泡沫的方程寫成 $\Delta B_{t+1} = \frac{1}{\rho}\Delta B_t + \xi_t$。

二、匯率決定的貨幣模型

匯率決定的貨幣模型(Monetary Model)在文獻上可分為三種：1.彈性價格貨幣模型(flexible price monetary model)；2.粘性價格貨幣模型(sticky price monetary model)；3.實際利率差異模型(interest differential model)。Meese(1986)則採用彈性價格貨幣模型來決定均衡匯率。首先，假設：(1)兩國(本國與外國)皆有相同形式的貨幣需求；(2)兩國具有相同的所得彈性；(3)兩國具有相同的利率彈性。

在貨幣市場均衡下：

$$\frac{M_t}{P_t} = Y_t^{a_1}\left[e^{r_t}\right]^{-a_2}$$

將上式兩邊同時取自然對數，得：

$$\ln M_t - \ln P_t = a_1 \ln Y_t - a_2 r_t \Rightarrow m_t - p_t = a_1 y_t - a_2 r_t \tag{9}$$

其中，m_t：本國相對外國貨幣供給的自然對數值，p_t：本國相對外國物價的自然對數值，y_t：本國相對外國實際所得的自然對數值，r_t：兩國短期利率差，a_1：所得彈性，a_2：利率半彈性。

在假設非拋補利率平價[6](uncovered interest parity, UIP)成立下，得關係式：

$$r_t = E_t e_{t+1} - e_t \tag{10}$$

其中，e_t：t 期即期匯率的自然對數值，E_t：基於 t 期信息下的期望值，$E_t e_{t+1} - e_t$：預期匯率的變動率。

進一步假設購買力平價[7](purchasing power parity, PPP)的偏離符合一隨機漫步(random walk)，即：

$$\begin{aligned} &e_t - p_t = u_t \\ &u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned} \tag{11}$$

其中，$p_t = \dfrac{p_d}{p_f}$，p_d：國內物價，p_f：國外物價。

假設 m_t 與 y_t 為外生變量下，將式(10)、式(11)代入式(9)，得：

---

[6] 非拋補利率平價理論：就一理性、風險中立的投資者而言，當式(8)成立時，投資一塊錢在國內或國外，對其影響沒有差異。

$$1 \times (1 + i_d) = \left(\frac{1}{s}\right) \times (1 + i_f) \times E_t s_{t+1}$$

其中，i_d：國內利率，i_f：國外利率，s：即期匯率，$E_t S_{t+1}$：下一期即期匯率的預期值。將上式加以整理，即構成非拋補利率平價理論：

$$i_d - i_f = \frac{E_t s_{t+1} - s_t}{s_t}$$

上式在利用泰勒一階展開式下，即可進一步由下式表達：

$$r_t = \frac{E_t s_{t+1} - s_t}{s_t} = \ln E_t s_{t+1} - \ln s_t \Rightarrow r_t = E_t e_t - e_t$$

其中，$r_t \equiv r_d - r_f$，$E_t e_t \equiv \ln E_t s_{t+1}$，$e_t \equiv \ln s_t$。

[7] 購買力平價理論：在不考慮運輸成本、貿易障礙等因素下，透過市場套利的力量，一商品在不同市場上的價值應該相等。表示方法有二：

A. 絕對 PPP(absolute PPP)：

$ep_f = p_d$ 或 $e = p_d / p_f$

B. 相對 PPP(relative PPP)：

將 $ep_f = p_d$ 取對數 $\Rightarrow \ln e + \ln p_f = \ln p_d \Rightarrow \dot{e} = \dot{p}_d - \dot{p}_f$。

其中，e：即期匯率，p_d：國內物價，p_f：國外物價。

$$m_t - p_t = a_1 y_t - a_2 r_t$$
$$\Rightarrow m_t + u_t - e_t = a_1 y_t - a_2 (E_t e_{t+1} - e_t)$$
$$\Rightarrow e_t (1 + a_2) = m_t - a_1 y_t + a_2 E_t e_{t+1} + u_t$$
$$\Rightarrow e_t = \frac{1}{1+a_2}(m_t - a_1 y_t) + \frac{a_2}{1+a_2} E_t e_{t+1} + \frac{1}{1+a_2} u_t$$
$$\Rightarrow e_t = (1-b)(m_t - a_1 y_t) + b E_t e_{t+1} + (1-b) u_t$$
$$\Rightarrow e_t = (1-b) X_t + b E_t e_{t+1} + (1-b) u_t \tag{12}$$

其中，$X_t \equiv m_t - a_1 y_t$，X_t 變量定義為市場基本價值，或稱市場基要(market fundamentals)。$b = \frac{a_2}{1+a_2}$，$0 < b < 1$。所得彈性 a_1 在之後的估計式中假設為已知。

經由式(12)可獲得唯一具前瞻性(unique forward looking)且不具泡沫項的市場基要解 e_t^f 為：

$$e_t^f = (1-b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t (X_{t+i}) + u_t \tag{13}$$

需注意，式(13)只是式(12)的特殊解(particular solution)，而在包含泡沫過程 $\{B_t\}$ 之下：

$$E_t (B_{t+j}) = B_t \left(\frac{1}{b} \right)^j \qquad j = 0, 1, 2, ... \tag{14}$$

則可將包含泡沫的匯率解表示為：

$$e_t = (1-b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t (X_{t+i}) + u_t + B_t = e_t^f + B_t \tag{15}$$

在構成 e_t 的式(15)中，$(1-b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t (X_{t+i}) + u_t$ 為市場基要解，而 B_t 則為匯率泡沫。將式(15)取一階差分，則產生：

$$\Delta e_t = (1-b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i (E_t X_{t+i} - E_{t-1} X_{t+i-1}) + \varepsilon_t + \Delta B_t = \Delta e_t^f + \Delta B_t \tag{16}$$

在假設一階差分後，市場基要解 Δe_t^f 符合 ARIMA(p,1,0)過程如下：

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p} c_i \Delta X_{t-i} + \delta_t \qquad \delta_t \sim N(0, \sigma_\delta^2) \tag{17}$$

其中，p：自回歸階數，此可藉由實證決定。而為了評估式(16)中的條件期望值，則假設 t 期的信息集合只包含基本要素 x 的目前和過去的已實現值。

將式(17.1)表示為如下矩陣式：

$$Y_t = A Y_{t-1} + v_t \tag{17.2}$$

其中，$Y_t = (\Delta X_t, \Delta X_{t-1}, ..., \Delta X_{t-p+1})'$, $v_t = (\delta_t, 0, 0, ..., 0)'$ 皆為 $p \times 1$ 向量，而

$$A=\begin{pmatrix} c_1 & c_2 & c_3 & \cdots & c_{n-1} & c_n \\ 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & 0 & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & 0 & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & 0 \end{pmatrix}$$ 為 $p\times p$ 矩陣。

讓 $g=(1,0,0,...,0)$ 為一 $1\times p$ 向量，$\Delta X_t = gY_t$，以及 $E_t\Delta X_{t+i} = gE_tY_{t+i} = gA^iY_t$，進而產生：$E_tX_{t+i} = E_t(X_t + \sum_{j=1}^{i}\Delta X_{t+j}) = X_t + g\sum_{j=1}^{i}A^jY_t$ 經由預測法則及一些簡單的代數運算後，可獲得下列匯率決定方程式：

$$\Delta e_t = \Delta X_t + N\Delta Y_t + \Delta B_t + \varepsilon_t \approx \Delta X_t + \Delta B_t + \varepsilon_t \tag{18}$$

其中，$N = g(I-A)^{-1}[A-(1-b)(I-bA)^{-1}A]$。

為以經濟意涵討論，由於市場基要 $X_t \equiv m_t - a_1y_t$，故 $\Delta X_t \equiv \Delta m_t - a_1\Delta y_t$，代入式(18)得：

$$\Delta e_t = \Delta m_t - a_1\Delta y_t + \Delta B_t + \varepsilon_t \tag{19}$$

就經濟意義上理解，式(19)可解釋為，若相對貨幣供給增加，則利率下跌引發匯率上升(貶值)，而若相對所得增加，則利率上漲引發匯率下降(升值)。

參、匯率泡沫的狀態空間表示

將式(17.1)的市場基要過程代入式(18)的匯率決定方程式，並假定式(18)中的泡沫項 ΔB_t 服從式(8)的 AR(1)過程，得到：

$$\Delta e_t = \sum_{i=1}^{h} c_i\Delta X_{t-i} + \Delta B_t + \varepsilon_t \tag{20}$$

$$\Delta B_{t+1} = \frac{1}{\rho}\Delta B_t \tag{21}$$

將式(21)視作狀態方程，式(20)視作量測方程，則系統式(20)－式(21)可表示為如下狀態空間形式：

狀態方程：$\xi_{t+1} = F\xi_t + Gx_t + v_{t+1}$ (22)

量測方程：$y_t = H\xi_t + Ax_t + w_t$ (23)

其中，

$$\xi_t = [\Delta B_t, \Delta B_{t-1}]'$$
$$y_t = [\Delta X_t, \Delta e_t]'$$
$$x_t = [\Delta X_t, \Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, ..., \Delta X_{t-p}]'$$
$$v_{t+1} = [\eta_t, 0]'$$
$$w_t = [\delta_t, \varepsilon_t]'$$
$$F \equiv \begin{bmatrix} 1/\rho & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}, G \equiv \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, H \equiv \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$$
$$A \equiv \begin{bmatrix} 0 & c_1 & c_2 & \cdots & c_{h-1} & c_h \\ 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \end{bmatrix}$$
$$\Rightarrow \begin{bmatrix} \Delta B_{t+1} \\ \Delta B_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1/\rho & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta B_t \\ \Delta B_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_t \\ \Delta X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ 0 \end{bmatrix}$$
$$\begin{bmatrix} \Delta X_t \\ \Delta e_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta B_t \\ \Delta B_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & c_1 & c_2 & \cdots & c_{h-1} & c_h \\ 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_t \\ \Delta X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}$$
$$\Rightarrow \Delta B_{t+1} = \frac{1}{\rho} \Delta B_t + \eta_t$$
$$\Delta B_t = \Delta B_t$$
$$\Delta X_t = c_1 \Delta X_{t-1} + c_2 \Delta X_{t-2} + ... + c_p \Delta X_{t-p} + \delta_t$$
$$\Delta e_t = \Delta B_t + \Delta X_t + \varepsilon_t$$

狀態空間對殘差項的設定需服從均值為 0 的白噪音過程，且殘差項 v_t 和 w_t 必須相互獨立，表示為：

$$E(v_t v_\tau') = \begin{cases} Q & for\ t = \tau \\ 0 & otherwise \end{cases} \tag{24}$$

$$E(w_t w_\tau') = \begin{cases} R & for\ t = \tau \\ 0 & otherwise \end{cases} \tag{25}$$

$$E(v_t w_\tau') = 0 \quad for\ all\ t = \tau \tag{26}$$

x_t 為事先決定或為外生，此意涵 x_t 對超出 $y_{t-1}, y_{t-2}, ..., y_1$ 所包含的 ξ_{t+s} 或 w_{t+s} ($s = 0,1,2,...$)不提供任何信息。因此，x_t 可以包含 y_t 的滯後項，或與 ξ_τ 和 w_τ 無關的變量。系統式(24)－式(26)是用來描述有限觀察值的序列 $\{y_1, y_2, ..., y_T\}$，且假設狀態向量的初始值 ξ_1 需存在。我們假設 ξ_1 與 v_t 和 w_t 的任何實現值皆無關：

$$E(v_t \xi_1') = 0 \qquad for\ t = 1,2,...,T \tag{27}$$

$$E(w_t \xi_1') = 0 \qquad for\ t = 1,2,...,T \tag{28}$$

狀態方程式(22)隱含 ξ_t 可被表示成($\xi_1, v_2, v_3, ..., v_t$)的線性函數：

$$\xi_t = v_t + F v_{t-1} + F^2 v_{t-2} + ... + F^{t-2} v_2 + F^{t-1} \xi_1 \qquad for\ t = 2,3,...,T$$

因此，式(27)和式(24)隱含 v_t 與 ξ_t 的滯後項無關：

$$E(v_t\xi_\tau')=0 \qquad for\ \tau=t-1,t-2,...,1$$

同理，

$$E(w_t\xi_\tau')=0 \qquad for\ \tau=1,2,...,T$$

$$E(w_t y_\tau')=E[w_t(A'x_\tau+H'\xi_\tau+w_\tau)'=0 \quad for\ \tau=t-1,t-2,...,1$$

$$E(v_t y_\tau')=0 \quad for\ \tau=t-1,t-2,...,1$$

系統式(22)－式(28)構成了狀態空間的基本形式，系統中的變量參數矩陣 *F,Q,A,H,R* 也可為時間的函數，即為變參數形式[8]。

卡爾曼濾波運算法[9]從 ξ_t 的無條件初始均值和方差開始，通過預測和校正(undating)方法對以下方程進行迭代：

$$\hat{\xi}_{t+1|t}=F\hat{\xi}_{t|t-1}+Gx_t+K_t(y_t-H\hat{\xi}_{t|t-1}-Ax_t) \tag{29}$$

其中，$\xi_{t+1|t}$ 表示基於常數項和 t 期信息集 $\Omega_t=(y_t,y_{t-1},...,y_1,x_t,x_{t-1},...,x_1)$ 的線性函數對狀態變量的一步向前預測(one-step-ahead state prediction)。其中 K_t 習慣上稱為卡爾曼濾波增益(Kalman gain)矩陣：

$$K_t\equiv FP_{t|t-1}H'(HP_{t|t-1}H'+R)^{-1} \tag{30}$$

這裡 $P_{t|t-1}$ 是基於 t-1 期信息對 t 期狀態變量預測的最小均方誤差(MSE)。相應地，y_{t+1} 的預期值以及 MSE 分別為：

$$\begin{aligned}&\hat{y}_{t+1|t}=H\hat{\xi}_{t+1|t}+Ax_{t+1}\\&E[(y_{t+1}-\hat{y}_{t+1|t})(y_{t+1}-\hat{y}_{t+1|t})']=HP_{t+1|t}H'-R\end{aligned} \tag{31}$$

設定 $\{w_t,v_t\}_{t=1}^T$ 服從多元正態分布，則 y_t 的條件分布為：

$$y_t\left|x_t,\Omega_{t-1}\right.\sim N(H\hat{\xi}_{t|t-1}+Ax_t,\ HP_{t-1|t}H'+R) \tag{32}$$

於是可構造樣本對數似然函數：

$$\begin{aligned}\log L(\theta)=&-T\log 2\pi-\frac{1}{2}\sum_t\log\left|HP_{t|t-1}H'+R\right|\\&-\frac{1}{2}\sum_t\log(y_t-H\hat{\xi}_{t|t-1}+Ax_t)'(HP_{t|t-1}H'+R)\cdot(y_t-H\hat{\xi}_{t|t-1}+Ax_t)\end{aligned} \tag{33}$$

利用數值算法(例如 BHHH 算法)最大化該似然函數，即可求得參數估計值，並且可基於式(29)進一步計算狀態變量(匯率泡沫)的一步向前預測值[10]。

---

[8] 更多有關狀態空間的設定，參考 Hamilton(1994), Time Series Analysis, pp. 372-377。

[9] Stanley Schmidt 於 1958 年首次實現了卡爾曼濾波器。Rudolf E. Kalman 在 1960 年於 NASA 埃姆斯研究中心訪問時,發現他的方法對於解決阿波羅計畫的軌道預測很有用，後來阿波羅飛船的導航電腦使用了這種濾波器。關於這種濾波器的論文由 Swerling (1958), Kalman (1960)與 Kalman and Bucy (1961)發表。

[10] 更多有關卡爾曼濾波的討論，參考 Hamilton(1994), Time Series Analysis, pp. 377-381，或 Kim, Chang-Jin(1999), State-Space Models with Regime Switching, pp. 29-37。

肆、實證估計

一、數據選取與處理

為檢驗中國匯改政策後的匯率泡沫，本文採用中國 2005 年 7 月至 2010 年 11 月之間的月度數據，共 65 個月度。另外，為與他國經驗相比較，本文同時採用日本 1990 年 1 月至 2010 年 11 月之間的月度數據，共 251 個月度。我們所選取的變量包括：(1) 人民幣/美元、日圓/美元的名義匯率，(2) 貨幣供給以廣義貨幣 M2 為代表，(3) 實際所得由於缺乏月度數據，我們以月度工業生產指數作為替代變量。需注意，由於資料的可獲取性，日本/美國的研究我們採用以 2005 年=100 的定基比數據，而由於中國的工業生產指數僅公布同比數據[11]，故中國/美國的研究我們將美國數據由定基比調整為同比數據，以使相對實際所得具可比性。數據處理方面，廣義貨幣 M2、工業生產指數皆經由 X12 法進行季節調整。本文最終欲檢定的變量為名義匯率、相對貨幣供給與相對實際所得，以上變量皆取自然對數值，我們分別表示為 e、m、y，而市場基本面定義為 $x \equiv m - 0.4y$。所有數據來源皆為中經網(CEI)的 OECD 數據庫。

二、模型估計

我們先檢驗國際金融文獻上一個令人費解的困惑，即名義匯率的波動大小與市場基本面的波動小難以連結，一般稱之為 exchange rate disconnect puzzle[12]。我們以中國及日本為例，如果匯率能反應基本面，則匯率波動與基本面波動的比例應該接近 1。然而，從表一、圖一及圖二可發現，中國基本面的波動遠大於匯率的波動，而日本匯率的波動遠大於基本面的波動。故中國與日本的匯率與基本面難以連結，這其中匯率偏離基本面的部份，即為本文所欲估計的匯率泡沫。

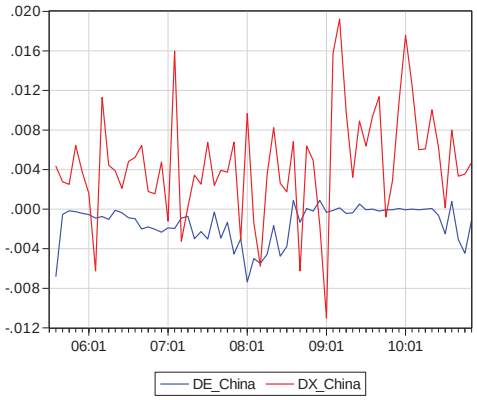
[11] 定基比是給定某一年為基期作為對比的變動，而同比是指相對上年同期的變動。

[12] 此觀念最早由 Meese and Rogoff(1983)提出，認爲以基本面爲基礎的經濟模型來預測名義匯率在樣本外預測的表現上竟不如簡單隨機漫步模型，文獻上稱之爲 Meese and Rogoff puzzle。

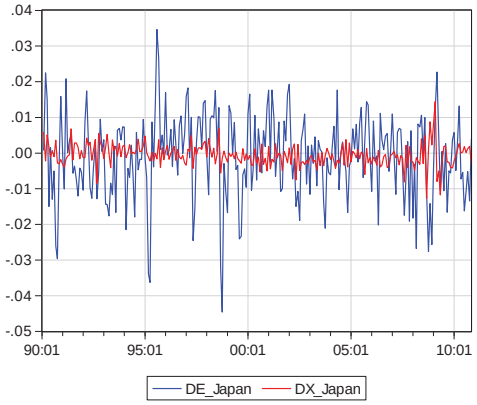
表一、名義匯率與市場基本面的波動比較

貨幣	權重	英鎊	3%
美元	23%	加拿大元	1%
日元	18%	盧布	2%
歐元	21%	澳元	1%
韓元	9%	新加坡元	3%
港幣	11%	林吉特	2%
台幣	5%	泰銖	1%

註：中國樣本(2005/07-2010/11)、日本樣本(1990/01-2010/11)

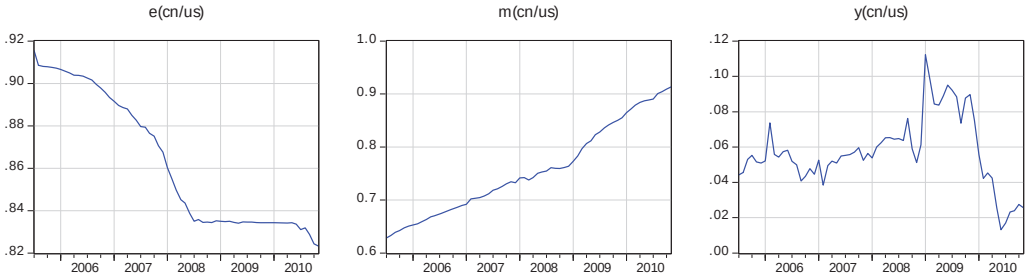


圖一、中國匯率波動與基本面波動

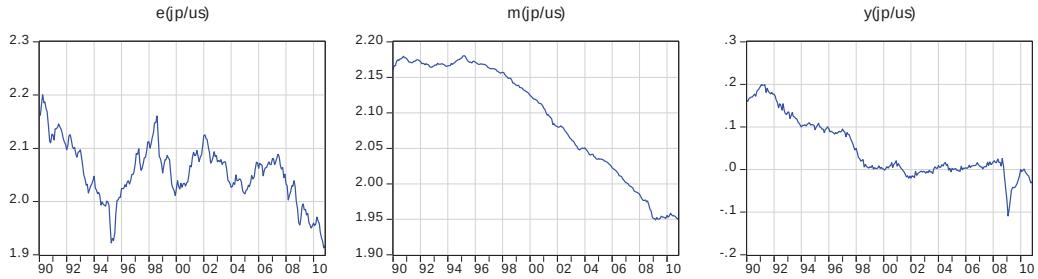


圖二、日本匯率波動與基本面波動

我們接著以圖形判斷中日兩國基本變量的走勢：



圖三、中國/美國的名義匯率、相對貨幣供給及相對實際所得(2005/07-2010/11)



圖四、日本/美國的名義匯率、相對貨幣供給及相對實際所得(1990/01-2010/11)

為先診斷各時間序列變量是否為平穩，我們採用 Phillips and Perron(1988)的 PP 單根檢定。由圖三及圖四可知，序列 e_{cn} 、m_{cn} 及 m_{jp} 具有明顯時間趨勢，故該三者變量的單根檢定形式採取包含截距項和趨勢項，而 y_{cn} 、e_{jp} 及 y_{jp} 則僅考慮截距項。檢定結果如表二，各變量原始數據在 $\alpha=5\%$ 的顯著水準下皆無法拒絕序列中存在單根的虛擬假設，而在取 1 階差分之後，各變量在 $\alpha=1\%$ 的顯著水準下皆拒絕了虛擬假設。故所有變量在差分後為平穩，為 I(1)序列。

表二、中國/美國及日本/美國相對變量的 PP 單根檢定

	Level		1st difference	
	中國	日本	中國	日本
名義匯率 (e)	-1.1093	-1.3341	-5.5039*	-11.7572*
相對貨幣供給 (m)	-0.9980	-3.2160	-6.3910*	-13.2897*
相對實際所得 (y)	-2.0419	-1.3933	-8.9396*	-14.9485*

註：1. 表格內數字為調整後 t 統計量。

2. *表示 $\alpha=1\%$ 的置信水平上顯著。

在實證估計之前，我們需先回到式(12)理論模型的推導，其假設市場基要 $X_t \equiv m_t - a_1 y_t$ 中的相對貨幣供給與相對實際所得兩變量為外生變量。此隱含若市場基要外生於匯率，則匯率過去的改變不會影響當前的市場基要，故為了確認此市場基要(相對貨幣供給及相對實際所得)為外生的假設成立，我們以 Granger Causality 檢定。檢定結果如表二，可知無論是中國或日本，匯率變動(Δe_t)皆與市場基要(貨幣供給變動 Δm_t 、實際所得變動 Δy_t)之間不存在因果關係，此確立了市場基要對於匯率變量的外生性。

表三、中國/美國及日本/美國匯率變動與相對貨幣供給及相對實際所得的 Granger 因果關係檢定

	F-Statistic		P-value	
H_0：A does not Granger Cause (→) B	中國	日本	中國	日本
匯率變動 Δe_t → 貨幣變動 Δm_t	1.3624	0.6916	0.2600	0.5984
貨幣變動 Δm_t → 匯率變動 Δe_t	1.2930	2.2581	0.2851	0.0636
匯率變動 Δe_t → 所得變動 Δy_t	0.5293	1.9234	0.7147	0.1072
所得變動 Δy_t → 匯率變動 Δe_t	0.0306	0.6092	0.9981	0.6564

接下來，我們需確認式(17.1)市場基要變動方程式：$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p} c_i \Delta X_{t-i} + \delta_t$ 的最適落後期。我們可以 ACF、PACF 診斷，再以過度配適法(overfitting)使 ΔX_t 的 AR(p)過程的殘差項服從白噪音，最後再經由 AIC、SBC 準則來決定最適落後期數 p。其中，市場基要 $X_t \equiv m_t - a_1 y_t$ 中的所得彈性 a_1，我們參考 Wu(1995)的假定，令 $a_1 = 0.4$ 為固定值而不由預測得知。最終，我們得到中國及日本的市場基要變動 ΔX_t 分別服從 AR(1,2,3,4)及 AR(2)，表示為：

$$\Delta X_{t,cn} = c_1 \Delta X_{t-1,cn} + c_2 \Delta X_{t-2,cn} + c_3 \Delta X_{t-3,cn} + c_4 \Delta X_{t-4,cn} \tag{34}$$

$$\Delta X_{t,jp} = c_2 \Delta X_{t-2,jp} \tag{35}$$

我們再將式(34)及式(35)代入式(18)，分別得到中國及日本的匯率決定方程式，並重寫式(21)的泡沫變動方程，令 $b = \frac{1}{\rho}$ 為泡沫參數。最後得到中國及日本匯率泡沫估計的狀態空間如下：

中國：

$$\Delta e_{t,cn} = C(1)\Delta X_{t-1,cn} + C(2)\Delta X_{t-2,cn} + C(3)\Delta X_{t-3,cn} + C(4)\Delta X_{t-4,cn} + \Delta B_t + \varepsilon_t \tag{36}$$

$$\Delta B_{t+1} = b_{cn,t} \Delta B_t + \eta_t \tag{37}$$

日本：

$$\Delta e_{t,jp} = C(2)\Delta X_{t-2,jp} + \Delta B_t + \varepsilon_t \tag{38}$$

$$\Delta B_{t+1} = b_{jp,t} \Delta B_t + \eta_t \tag{39}$$

式(36)及式(38)為式(23)的量測方程，而式(37)及式(39)則為式(22)的狀態方程，我們以此建立狀態空間模型，運用卡爾曼濾波遞迴運算及進行最大似然法估計參數 $(b_{i,t}, c_i, \sigma_\eta^2, \sigma_\varepsilon^2)$，我們採用 BHHH 數值算法。中國及日本的狀態空間估計結果分列如表四所示。

表四、狀態空間系統的參數估計值及標準差

係數	中國		日本	
	參數值	標準差	參數值	標準差
泡沫參數 b_i	0.951967**	0.042032	0.997445**	0.016810
C(1)	0.020565	0.057008		
C(2)	-0.000970	0.052975	-0.339638	0.217439
C(3)	0.034618	0.047538		
C(4)	0.030571	0.050106		
σ_ε	0.000973**	0.316161	0.011629**	0.082392
σ_η	0.000676**	0.653678	0.000095*	7.672599
泡沫項 ΔB_t				
狀態終值	-0.002258		-0.001068	
Root MSE	0.000932		0.000910	
Z 統計量	-2.422986		-1.173143	
P-Value	0.0154*		0.2407	
Likelihood	310.8671		751.6758	
AIC	-10.12890		-6.029644	
SBC	-9.884563		-5.972975	

註：**和*分別表示在 $\alpha = 1\%$ 和 $\alpha = 5\%$ 置信水平上顯著。

三、估計結果分析

我們接著對中國及日本的匯率泡沫項 ΔB_t 進行一步向前預測，並計算泡沫參數 b_i 的對數似然估計的梯度[13](gradient)，其經濟意義為參數的變化率。

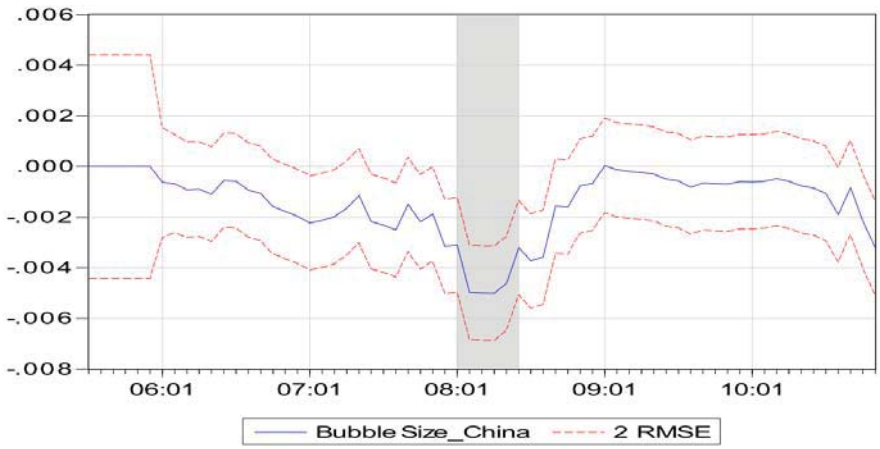
我們可藉由泡沫項的正負判別匯率變動偏離基本面變動的部分。重寫式(18)的匯率決定方程式：

$$\Delta e_t = \sum_{i=1}^{h} c_i \Delta X_{t-i} + \Delta B_t + \varepsilon_t \tag{18}$$

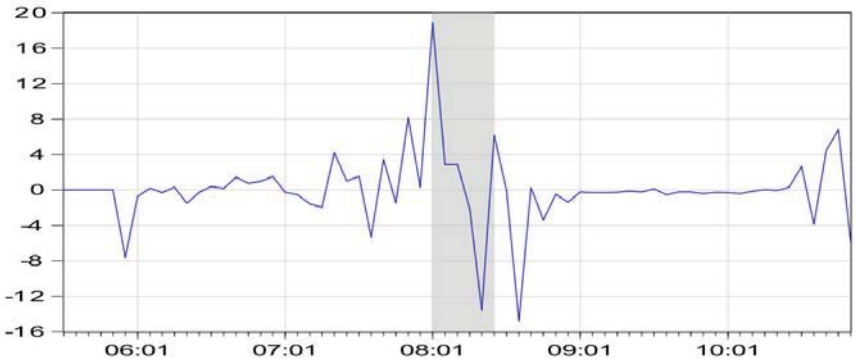
式(18)表示，若泡沫項 ΔB_t 為正，則表示匯率變動 Δe_t 過高，此隱含貨幣過度貶值；而若泡沫項 ΔB_t 為負，則表示匯率變動 Δe_t 過低，此隱含貨幣過度升值。若泡沫項 ΔB_t 接近於 0，則我們可解釋為匯率變動 Δe_t 符合基本面變動 ΔX_t，則匯率反應了市場基本價值。

[13] 梯度(gradient)：設體系中某處的物理參數(如溫度、速度、濃度等)為 w，在與其垂直距離的 dy 處該參數為 w+dw，則稱為該物理參數的梯度，也即該物理參數的變化率。如果參數為速度、濃度或溫度，則分別稱為速度梯度、濃度梯度或溫度梯度。

一、中國(人民幣/美元)



圖五、中國匯率泡沫項的一步向前預測走勢

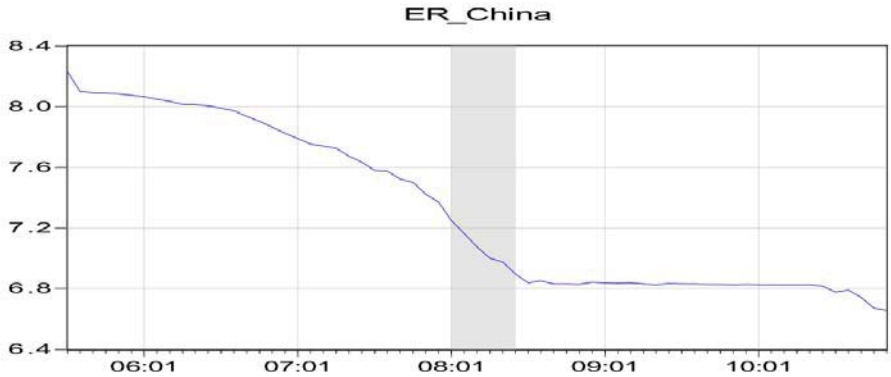


圖六、中國匯率泡沫參數最大似然估計的梯度

觀察圖五，中國自 2005 年 7 月進行匯改以來至 2005 年 12 月，其匯率泡沫維持於 0 的水平，而後轉為負值，並於 2008 年 1 月至 2008 年 6 月(陰影區)處於較低水平，表示這段時間的匯率走勢有過度升值的現象，並於 2009 年 1 月回復至匯率泡沫為 0，但隨後泡沫項又持續轉為負值並緩慢擴大。對比圖六的泡沫參數梯度(泡沫參數變化率)，其也在 2008 年 1 月至 2008 年 6 月的梯度波動最大。

我們可將中國 2005 年 7 月至 2010 年 11 月人民幣/美元的名義匯率[14](ER_China)走勢圖示，以檢驗卡爾曼濾波所估計的匯率泡沫走勢是否符合實際情況，見圖七。

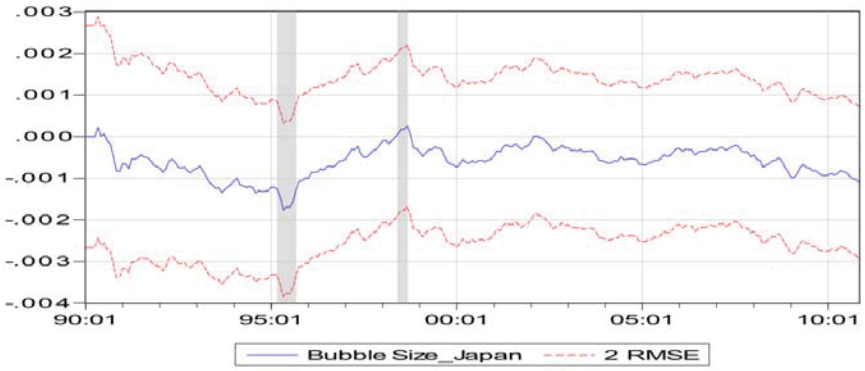
[14] 本文分析皆採名義匯率的自然對數值。為反應真實情況，我們此處以原始數據作圖。



圖七、中國名義匯率走勢(2005/07-2010/11)

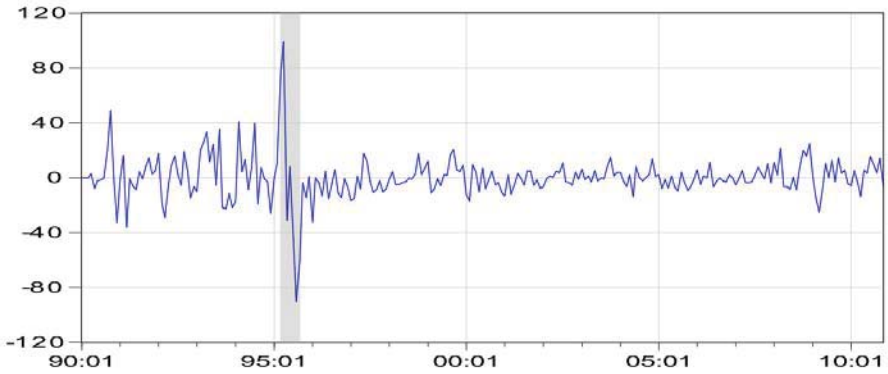
由圖五可分析，人民幣/美元匯率自 2005 年 7 月至 2008 年 6 月的升值幅度相對較高，升值已經超過 20%，而 2008 年 7 月之後的升值腳步則趨緩。2008 年上半年為升值幅度最大期間，2008 年 1 月 2 日美元兌人民幣的中間價為 7.2996，6 月 30 日的資料為 6.8591，半年來人民幣匯率上漲了 6%以上[15]，此實際情況正符合我們以卡爾曼濾波所估計的中國匯率泡沫項於 2008 年 1 月至 2008 年 6 月的負值達到最大，以及泡沫參數於此期間的梯度也波動最大，顯示這段時間的人民幣/美元匯率可能有過度升值的情況。而就整體樣本期間而言，匯率泡沫項未曾為正值，這表示人民幣/美元匯率應不存在是否有過度貶值的問題。

二、日本(日圓/美元)



圖八、日本匯率泡沫項的一步向前預測走勢

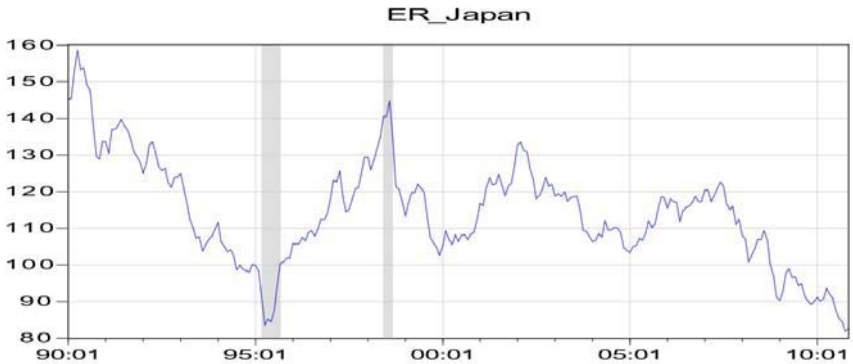
[15] 據國家外匯管理局 2008 年 10 月 7 日發佈的資料顯示，2008 年上半年中國短期外債餘額比上年末激增了 20.57%。而同期人民幣兌美元匯率上漲了 6%以上，一般認爲這是導致短期外債激增的主要誘因。



圖九、日本匯率泡沫參數最大似然估計的梯度

觀察圖八，日本自 1990 年 1 月至 2010 年 11 月，其匯率泡沫大多維持於 0 或負值水平。泡沫項於 1995 年 3 月至 1995 年 9 月(陰影區)處於較低水平，表示有過度升值的現象，並於 1998 年 6 月至 1998 年 9 月(陰影區)處於正值，表示有輕微過度貶值的現象。對比圖九的泡沫參數梯度(泡沫參數變化率)，其也在 1995 年 3 月至 1995 年 9 月的梯度波動最大，而於 1998 年 6 月至 1998 年 9 月的過度貶值現象或許較輕微，在梯度波動中無明顯反應。

我們可將日本 1990 年 1 月至 2010 年 11 月日圓/美元的名義匯率(ER_Japan)走勢圖示，以檢驗卡爾曼濾波所估計的匯率泡沫走勢是否符合實際情況，見圖十。



圖十、日本名義匯率走勢(1990/01-2010/11)

由圖十可分析，1990-1995 年間，日本股市和日元出現顯著的反方向運行。1990 年日本股市崩盤之際，日經指數從 38950 的歷史最高點開始下跌，而日元指數卻不斷升值，日圓/美元匯價從 1990 年 160 一路下跌至 1995 年 80。其中，在 1995 年間，由於各主要工業國準備聯手干預美元匯率以平衡對日本大幅貿易逆差，且大眾預期日圓即將升值的心理影響，以及前期大量國際資本湧入造成日本有史以來最嚴重的一次投機泡沫事件[16]，引發日本經濟連續 10 年的衰退。1995-1998 年間，日本股市和日元再次出現顯著的同方向運動。由於亞洲金融危機，國際資本拋售日本股票和日本債券，日經指數從 1996 年 20000 點一路下跌到 13000 多點，而日圓/美元匯率更從 80 貶值到 144。以上實際情況正符合我們以卡爾曼濾波所估計的日本匯率泡沫項於 1995 年 3 月至 1995 年 9 月的負值達到最大，以及泡沫參數於此期間的梯度也波動最大，此反應了過度升值，而 1998 年 6 月至 1998 年 9 月的泡沫項為正值則反應了過度貶值[17]。日圓/美元匯率自從 2007 年 6 月的 122 升值到 2011 年 11 月的 82，創下歷史新高，恐有過度升值的現象。

三、小結

在我們以中日兩國為研究對象中，泡沫項的正負，以及正負值的大小，都能讓我們判斷匯率是否偏離基本面，若偏離，則存在過度升值或過度貶值，而泡沫參數的梯度波動也能反應泡沫項的正負大小。對比名義匯率的走勢圖，可知本文以卡爾曼濾波所估計的泡沫現象與實際經濟情勢相符和。是故，通過以上中國及日本匯率泡沫項走勢的分析，可知泡沫項對於解釋、估計並預測匯率走勢具有顯著意義。

伍、結論

本文研究中國自 2005 年 7 月匯改政策以來至 2010 年 11 月的人民幣/美元，及 1990 年 1 月至 2010 年 11 月的日圓/美元的匯率泡沫現象。我們以 Flood and Hodrick(1990)的泡沫理論模型及 Meese(1986)的貨幣模型為基礎，設定了包含泡沫項的匯率決定方程式，並採用狀態空間模型，運用卡爾曼濾波以最大似然法進行遞推估計。估計結果顯示，中國及日本所估計的匯率泡沫項皆存在且泡沫參數

[16] 日央行五次調高利率，股價大跌至 14000 點附近，與最高點相比下跌了 63%，創下世界三大股市中跌幅最深的記錄。

[17] 1998 年以來，日本經濟更是連續 7 年通貨緊縮，陷入了凱恩斯的“流動性陷阱”，缺乏投資的日本經濟一蹶不振。日本在泡沫經濟崩潰後自 1991 年開始到 2000 年代初期的長期經濟不景氣，一般稱為“失落的十年”。

皆顯著，而所估計的泡沫項的走勢，以及泡沫參數的梯度，都符合樣本期間匯率的變動行為，合理解釋了匯率偏離市場基本面的情形。

本文發現，給吾人之啟示：外匯市場自由化較高的日圓與較低的中國人民幣，皆因有政府央行的匯率干預與市場套匯投機參與，故其匯率變動，皆會偏離市場基本面，呈現匯率預期與基本匯率脫節之泡沫現象。

參考文獻

1. 陳禮潭，1999，《投機泡沫、模型誤設與外匯市場－台灣有效匯率之實證分析》，《經濟論文叢刊》第27卷第1期，第43-68頁。

2.郭冰，2008，《基於卡爾曼濾波的上海住宅市場泡沫研究》，同濟大學經濟與管理學院碩士學位論文。

3.黃巧玲和謝維波，2008，《基於相空間重構與卡爾曼濾波計算組合的短期匯率預測》，《計算機應用與軟件》第25卷第8期，第105-107頁。

4.李晴，2007，《基於卡爾曼濾波的中美貿易收支分析－兼論人民幣實際匯率波動對兩國貿易收支的影響》，《國際貿易問題》第7期，第3-9頁。

5. 吳致寧，1995，《貨幣學派之匯率決定模型與匯率預測－台灣之實證研究》，《經濟論文》，第23卷第1期，第159-187頁。

6. 趙留彥，2005，《中國通貨膨脹預期的卡爾曼濾波估計》，《經濟學(季刊)》，第4卷第4期，第844-864頁。

7. Blanchard, Q. J., and M. W. Watson, 1982, Bubbles, Rational Expectation and Financial Markets, edited by Paul Wachtel. Lexington, ass., Lexington Books, pp. 387-389.

8. Burmeister, E., and K. D. Wall, 1982,“Kalman Filtering Estimation of Unobserved Rational Expectation with Application to the German Hyperinflation,”Journal of Econometrics, 20, pp. 255-284.

9. Diba, B. T., and H. I. Grossman, 1984,“Rational Bubbles in the Price of Gold,”NBER working paper, no. 1300, Cambridge.

10. Diba, B. T., and H. I. Grossman, 1988,“Rational Inflationary Bubbles,”Journal of Monetary Economics, 21, pp. 35-46.

11. Diba, B. T., and H. I. Grossman, 1988a, “The Theory of Rational Bubbles in the Stock Markets,”The Economic Journal, pp. 746-754.

12. Durlauf, S. N., and M. A. Hooker, 1994, “Misspecification versus Bubbles in the Cagan Hyperinflation Model,”in C. Hargreaves, Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration, Oxford University Press.

13. Flood, R. P., and P. M. Garber, 1980, “Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: The First Tests,” Journal of Political Economy, 88(4), pp. 745-770.

14. Flood, R. P., and R. J. Hodrick, 1990, “On Testing for Speculative

Bubbles,”Journal of Economic Perspectives, 4(2), pp. 85-101.

15. Hamilton, J. D., 1986,“On Testing Self-fulfilling Speculative Price Bubbles,”International Economic Review, pp. 545-552.
16. Hamilton, J. D., 1994, Time Series Analysis, Princeton University Press: New York.
17. Kalman, R.E., 1960, “A new approach to linear filtering and prediction problems,”Journal of Basic Engineering, 82 (1), pp. 35–45.
18. Kalman, R.E., and Bucy, R.S., 1961, New Results in Linear Filtering and Prediction Theory.
19. Kim, Chang-Jin, 1999, State-Space Models with Regime Switching, MIT Press: Cambridge, Massachusettes.
20. LeRoy, S. F., and R. D. Porter, 1981, “The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds,”Econometrics, 49, pp. 555-574.
21. Meese, ,R. A., 1986, “Testing for Bubbles in Exchange Markets: A Case of Sparking Rates?”Journal of Political Economy, 94(2), pp. 345-373.
22. Meese R., and Rogoff K., 1983, “Empirical Exchange rate Models of the 1970’s: Do They Fit Out of Sample,”Journal of International Econometrics, 14, pp. 3-24.
23. Qin, X., and T. G. K. Randolph, 2005, “Bubbles, Can We Spot Them? Crashes, Can We Predict Them?”Ph. D. Thesis, Vienna Graduate School of Finance.
24. West, K. D., 1987a, “A Specification Test for Speculative Bubbles,”Quarterly Journal of Econometrics, pp. 530-580.
25. West, K. D., 1987b, “A Standard Monetary Model and the Variability of the Deutschnark-Dollar Exchange Rate,”The Journal of International Economics, 23, pp. 57-76.
26. Woo W. T., 1987, “Some Evidence of Speculative Bubbles in the Foreign Markets,”Journal of Money, Credit, and Banking, 19(4), pp. 498-514.
27. Wu Y., 1995, “Are There Rational Bubbles in Foreign Exchange market? Evidence from an Alternative test,”Journal of International Money and Finance, 14(1), pp. 27-46.
28. Wu Y., 1997, “Rational Bubbles in the Stock Market: Accounting for the U.S. Stock Price Volatility,”Economic Inquiry, pp. 309-319