中、日、韓三國外匯市場之共同波動、聯合干預及溢出效果

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

本文估計中國、日本及韓國 1997 年 1 月至 2010 年 9 月之實際有效匯率之最適 ARMA-GARCH 型態，幷檢驗中日韓三國之央行干預外匯市場之政策有效性，發現日本央行干預匯市最爲有效，而韓國央行的干預政策最爲無效。同時，我們以 BEKK-MGARCH 方法檢驗中國、日本及韓國之實際有效匯率之共同波動及央行聯合干預政策，發現中日、日韓之聯合干預效果顯著。最後，我們以 SVAR 法檢驗三國匯率之動態關係存在遞歸現象，發現中國匯率最不受干擾、日本次之，而韓國匯率最受干擾。

關鍵詞：匯率波動、外匯干預、ARMA-GARCH、BEKK-MGARCH、SVAR

*E-mail: banking4303@gmail.com、banking4303@yahoo.com.tw
Tel: 03-4361070#1401、0935-890168、0931-160329, Fax: 03-4388198

CO-MOVEMENT, JOINT INTERVENTION AND SPILLOVER EFFECT OF THE FOREX MARKET AMONG CHINA, JAPAN AND KOREA

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 estimates the optimal ARMA-GARCH pattern of the real effective forex rate during the period of January, 1997 and September, 2010 among China, Japan and Korea, and tests the policy effectiveness of the forex market intervention among these three countries. We find that Japan is the most effective intervention country and that Korea is the least effective intervention country. We utilize BEEK-MGARCH method to test the co-movement of the real effective forex rates and the effectiveness of joint intervention policy of the forex market among China, Japan and Korea. We find that the countries with the most effective joint-intervention are China with Japan, and Japan with Korea.

Finally, we utilize the SVAR method to test the regressive phenomenon of the forex rates dynamics among these three countries. We find that the countries with the extent of the forex rate insulation are sequentially China, Japan and Korea.

Key Words: VOLATILITY of FOREX RATE, FOREX INTERVENTION, ARMA-GARCH, BEKK-MGARCH, SVAR

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

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

壹、引言

在 1994 年墨西哥和 1997-1998 年亞洲金融危機之後，有關多個資本市場之間的波動聚集(volatility cluster)現象的研究越來越受關注。這方面的研究很重要，因爲資本市場之間波動的相關性是投資組合管理中的決定性因素，且常常受到波動聚集的影響(Forbes and Rigobon, 2002)。波動聚集有兩種些微不同的含意。首先，它涉及到兩個市場的波動存在一個協同因子(common factor)，使兩個市場的價格協同變動。例如，Roll(1992)指出，不同的市場受到相同的信息衝擊常常作出相似的反應。Diebold and Nerlove(1989)和 Harvey(1995)則提出這種協同因子的存在可以解釋匯率的波動現象。Schwert(1989)也發現美國股票市場和債券市場的協同變動現象。Engle and Kozicki(1993)基於協同特徵法(common feature methodology)提出了協同 ARCH 因子(common ARCH factors)，幷用以檢驗匯率的協同波動。Carol(1995)則以協同 ARCH 因子分析了澳元、德國馬克、西班牙比索、英鎊、意大利里拉、日元及荷蘭盾自 1982/01/02 至 1992/12/10 的日度和周度數據的匯率協同波動。 David(2001)研究丹麥和法國的匯率隨機協同波動現象。Chen and Shen(2002)檢驗臺灣匯率與股價之間的價格和交易量的協同波動，Isabel(2009)則檢驗出拉丁美洲 13 個國家於 1995-2008 年間存在匯率協同波動。

波動聚集的另外一個含意，是指波動溢出(spillover)的傳染效應，表示一個市場的波動影響到了另一個市場的波動。文獻上關於市場間波動溢出的研究相當豐富。例如，King and Wadhwani(1990)不同市場之間時常相互傳遞大的誤差。Scheicher(2001)和 Kasch-Haroutounian and Price(2001)研究了中歐新興經濟體—匈牙利、波蘭、捷克和斯洛伐克的整合現象。Kanas(1998)指出了巴黎、倫敦和法蘭克福的股票市場之間的傳遞效應。其它更多有關的研究還有 Lin et al.(1994)、Karolyi(1995)、Koutmos and Booth(1995)、Karolyi and Stulz(1996)，或 Booth et al.(1997) 、 Engle et al.(1990) 、 Bollerslev(1990) 、 Crowder(1994) 、 Engle and Susmel(1993)和 Hamao et al.(1990)等。

以投資組合管理的角度而言，若區域間各經濟體的匯率存在協同波動或波動溢出現象，則表示該區域間各經濟體共同抵禦國際經濟衝擊的能力較差，使得匯率投資組合在該區域內無避險效應；反之，若區域間個經濟體之間沒有協同波動或波動溢出現象，則該區域間的匯率投資組合有避險效應，而面對國際經濟衝擊時的區域經濟也較爲安定。

中日韓三國長久以來在歷史文化及地緣地理上密不可分，幷自從 1997 年東

盟 10+3 領導人會議以來，中日韓三國始終維持國家首腦、財長及央行行長間的例行性工作會議。自 2008-2009 年國際金融危機迄今，中日韓三方更提升爲戰略夥伴關係，在金融層面的合作上，包括深化貨幣互換機制、國際貨幣體系改革、成立亞洲外匯儲備庫、外匯儲備多元化、區域經濟監測與金融監管、區域信用擔保和投資基金及亞洲債券市場等方面，以全方位促進區域金融穩定與繁榮。

本文的目的即檢驗中日韓三國之間的匯率是否存在協同波動現象。此外，我們還考慮了若央行聯合干預外匯市場情況下的協同波動，藉以檢驗聯合干預政策是否能降低區域間匯率協同波動，以促進區域經濟的穩定。而在研究匯率協同波動之前，我們也將檢驗中日韓三國匯率自身的波動現象，如是否存在風險溢價和槓桿效應，以及央行干預對匯率波動的影響，以爲本研究作更完整的補充。

近年來，國內有不少論文應用多變量 GARCH 模型研究金融市場間的互動關係，如趙留彥、王一鳴(2003)以 BEKK 模型探討 A、B 股之間的信息流動與波動溢出，趙華(2007)則同以 BEKK 模型探討人民幣匯率與利率之間的價格和波動溢出效應。陳雲、陳浪男、林魯東(2009)以 BEKK 模型討論人民幣匯率與股票市場波動溢出效應，而鄭鳴、倪玉娟(2010)則以 DCC 模型討論貨幣政策與股票市場的波動，幷以 VAR 模型分析兩者之間的波動溢出關係。

綜觀國內文獻，尚未見到對中國與其它國家外匯市場的協同波動，及引入政府聯合干預的相關研究。故本文探討中國、日本及韓國之間的匯率協同波動及央行聯合干預政策效應，確有重大意義。

貳、研究方法

我們分別以 GARCH(p,q)-M 及 E-GARCH(p,q,r)模型考慮了中日韓三國匯率報酬率是否存在風險溢價及槓桿效應。GARCH-M 模型納入風險溢價的概念，是檢驗金融市場中是否存在“高報酬伴隨著高風險”的現象。E-GARCH 模型所檢驗的是金融市場中的槓桿效應，意指金融市場中的不對稱現象—“負的衝擊比正的衝擊更容易增加波動”，故若該資產的上一期價格下跌，代表上一期的報酬率爲負值，則會增加持有該資產的風險；而若上一期價格上漲，代表上一期的報酬率爲正值，則會減少持有該資產的風險。最後，我們再將單變量 GARCH 模型擴展至多變量 MGARCH 模型，討論匯率之間的協同波動性。

一、GARCH-M模型

在外匯市場中，如果一國匯率存在 GARCH-M 效應，則表示該國匯率的波動

也會帶來較高的匯價報酬。由於金融理論表明，具有較高可觀測到的風險的資產可以獲得更高的平均收益，其原因在於人們一般認爲金融資產的收益應當與其風險成正比，風險越大，預期的收益就越高。這種利用條件方差表示預期風險的模型被稱爲 GARCH-M 模型，其爲 GARCH-in-mean 的簡稱，是由 Engle, Lilien and Robins(1987)所引入。GARCH-M 模型在意義上，就是將 GARCH 所衡量的隨時間變動的風險，擴展到在報酬均值方程中加入風險溢價的模型，用以描述金融市場中“高報酬伴隨著高風險”的現象[1]。

我們可將 GARCH(p,q)-M 模型表述如下：

$$y_t = a_0 + \rho g(\sigma_t) + \varepsilon_t \tag{1.1}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 \tag{1.2}$$

其中，y_t：資產報酬率、a_0：與風險無關的報酬率、$\rho g(\sigma_t)$：風險溢價($g(\sigma_t)$爲與σ_t有關的風險函數，此風險函數可以是條件標準差σ、條件方差σ_t^2，或對數形式$\log(\sigma_t)$等。)

式(1.1)當中的參數ρ爲風險溢價係數，是 GARCH-M 模型觀察的重點。ρ是用與條件方差σ_t有關的風險函數$g(\sigma_t)$來衡量，它表示預期風險波動對資產報酬率y_t的影響程度，表示了風險和收益之間的一種權衡。在本文的中日韓三國匯率波動的估計模型中，如果估計出的$\rho > 0$，就表示該國匯率存在 GARCH-M 效應，即該國匯率存在“高風險伴隨著高報酬”的風險溢價現象。

二、E-GARCH模型

在外匯市場中，如果一國匯率存在 E-GARCH 效應，則表示該國匯率有“槓桿效應”。由於外匯市場或股票市場等資本市場，經常發生這樣的現象：資產價格的下跌通常比資產價格的上漲帶來更高程度的波動，而導致資本市場中的衝擊常常表現出一種非對稱效應。這種非對稱效應的研究十分重要，因爲它允許波動率對市場下跌的反應比對市場上升的反應更加迅速，因此被稱爲“槓桿效應”。在股票市場中，因爲較低的股價減少了股東權益，股價的大幅下跌增加了公司的槓桿作用，從而提高了持有股票的風險。在外匯市場中，我們也同樣關心上 1 期匯價

[1] “高風險伴隨著高報酬”的風險溢價現象，雖然符合直覺，但實證文獻的結果却有爭議。如 Engle et al.(1987)研究美國國庫券報酬率，發現兩者呈正相關；而 Glosten, Jagannathan and Runkle(1993)運用 CRSP(Center for Research in Security Prices)的加權股價月資料報酬率估計，却發現兩者呈負相關。Chou et al.(1992)以“移動視窗法”(rolling sample)估計 ARCH-M，幷指出 ARCH-M 模型中的風險溢價係數幷非固定不變的常數。

的下跌或上漲，是否將影響當期的匯率波動。由於外匯市場爲交易量最大的資本市場，且貼近於完全有效市場，槓桿效應可以體現出貨幣資產持有人對於過去匯率的負報酬所產生的投機、恐慌等心理因素，是否加劇了當期的匯率波動。對於這種現象，Nelson(1991)提出了指數 GARCH 模型，或稱 E-GARCH(exponential GARCH)模型，該模型的主要貢獻就在於反應金融市場中常見的“槓桿效應”[2]。我們以 E-GARCH(1,1)爲例將條件方差方程式表述爲：

$$\ln\left(\sigma_t^2\right)=\alpha_0+\alpha_1\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right|+\gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}+\beta_1\ln\left(\sigma_{t-1}^2\right) \tag{2}$$

其中，$\ln\left(\sigma_t^2\right)$：條件方差設定爲對數形式。

式(2)當中的參數γ爲槓桿效應係數，是 E-GARCH 模型觀察的重點。這是由於等號右邊第二項取絕對值必爲正值，故爲了反應上 1 期爲壞消息($\varepsilon_{t-1}<0$)相較於好消息($\varepsilon_{t-1}\geq 0$)對風險的影響較大，γ值必須爲負。在本文的中日韓三國匯率波動的估計模型中，如果估計出的$\gamma<0$，就表示該國匯率存在 E-GARCH 效應，即該國匯率存在“負報酬時比出現正報酬時更能造成較大的波動現象”的槓桿效應，意味該國外匯市場面對正負報酬的衝擊影響存在非對稱性。

三、MGARCH模型

多變量自回歸條件异方差模型(multivariate GARCH model, 或稱 MGARCH)，就是將原本單變量 GARCH 的方差方程式，擴展成爲多變量的向量自回歸形式，故 MGARCH 又稱 Vector GARCH(或稱 VGARCH)。MGARCH 的基本意義，就是將不同資產間可能存在的協同波動(common volatility)或波動溢出(volatility spillover)等現象，具體模型化幷量化估計其結果。

若以二元多變量的 MGARCH(1,1)爲例，整組方程式可表示爲：

$$h_{11,t}=c_{11}+a_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2+b_{11}h_{11,t-1} \tag{3.1}$$

$$h_{22,t}=c_{22}+a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2+b_{22}h_{22,t-1} \tag{3.2}$$

$$h_{12,t}=c_{12}+a_{12}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}+b_{12}h_{12,t-1} \tag{3.3}$$

其中，式(3.3)爲條件協方差方程式。其仍爲 GARCH(1,1)形式，只是 ARCH 項是兩個殘差項的落後 1 期相乘$\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}$，此藉由兩個殘差項的相乘，可用來描述 2 個變量之間的關係；而 GARCH 項是落後 1 期的條件協方差$h_{12,t-1}$。

[2] 自此以後，各種針對 ARCH/GARCH 模型的修正或擴展模型相當多，例如 AARCH、NARCH、PARCH、PNP-ARCH、STARCH、SWATCH、TARCH，和 component ARCH 等等(Engle, 1995)，文獻上將它們稱之爲 GARCH 家族(GARCH family)。

採用下三角堆疊矩陣 vech(.)的表達式，式(3.1)-(3.3)可表示爲：

$$vech(H_t) = C + \sum_{i=1}^{q} A_i vech(\varepsilon_{t-i}\varepsilon'_{t-i}) + \sum_{j=1}^{p} B_j vech(H_{t-i}) \tag{4}$$

其中，H_t：ε_t 的協方差矩陣，維度 $N \times N$，ε_t：均值方程式的回歸殘差向量，維度 $N \times 1$，C、A、B 則分別爲係數矩陣。若詳細寫出個矩陣的元素，此 vech(1,1)表示爲：

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{12} \\ c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & \dots & \dots \\ \dots & a_{12} & \dots \\ \dots & \dots & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon^2_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & \dots & \dots \\ \dots & b_{12} & \dots \\ \dots & \dots & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \tag{5}$$

式(5)的係數矩陣 A、B 的非對角元素不一定爲 0，爲較一般化的 General-vech(1,1)模型。這種一般化 vech 模型待估參數太多，如式(5)的二元 MGARCH(1,1)模型，待估參數就高達 21 個，若更多變量的 MGARCH(p,q)模型，待估參數將會呈幾何式的增加。故實際應用時，有時將采用較精簡的對角化 Diagonal-vech(1,1)模型，表示爲：

$$vech(H_t) = diag\{C\} + diag\{A\} vech(\varepsilon_{t-i}\varepsilon'_{t-i}) + diag\{B\} vech(H_{t-i}) \tag{6}$$

式(6)的 Diagonal-vech (1,1)-MGARCH 雖然在待估參數上已經大幅精簡，但在估計上，係數矩陣 A、B 却容易估計出不該爲負值的負值係數，使得不該有負值的條件方差 $h_{ii,t}$ 的估計值出現負值，此將使條件協方差矩陣 H_t 爲非正定矩陣[3](indefinite matrix)。文獻上有兩種解决方法，即采用 Cholesky 分解來處理待估參數矩陣，或以 BEKK 模型來處理。BEKK 模型是由 Baba, Engle, Kraft and Kroner(1991)首創，幷由 Engle and Kroner(1995)發表。

BEKK 模型的參數矩陣的設定形式，就是將 ARCH 項和 GARCH 項變量被待估參數包夾於中，此方法也可達到使參數矩陣具有正定性的目的。N 變量 MGARCH(1,1)-BEKK 模型可表示爲：

$$H_t = \hat{C}\hat{C}' + A\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}\hat{A}' + \hat{B}H_{t-1}\hat{B}' \tag{7}$$

其中，$\hat{C}$、$\hat{A}$、$\hat{B}$：$N \times N$ 矩陣。若以二元 MGARCH(1,1)-BEKK 爲例，式(7)的 $A\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}\hat{A}'$ 及 $\hat{B}H_{t-1}\hat{B}'$ 項可展開爲：

$$\begin{aligned} \hat{A}\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}\hat{A}' &= \begin{bmatrix} \hat{a}_{11} & . \\ \hat{a}_{21} & \hat{a}_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} & . \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon^2_{2,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{a}_{11} & . \\ \hat{a}_{21} & \hat{a}_{22} \end{bmatrix}' \\ &= \begin{bmatrix} (\hat{a}_{11}\varepsilon_{1,t-1} + \hat{a}_{21}\varepsilon_{2,t-1})^2 & . \\ (\hat{a}_{11}\varepsilon_{1,t-1} + \hat{a}_{21}\varepsilon_{2,t-1})(\hat{a}_{21}\varepsilon_{1,t-1} + \hat{a}_{22}\varepsilon_{2,t-1}) & (\hat{a}_{21}\varepsilon_{1,t-1} + \hat{a}_{22}\varepsilon_{2,t-1})^2 \end{bmatrix} \end{aligned} \tag{8}$$

[3] 條件方差不可爲負值，但條件協方差可以爲負值。

$$\hat{B}H_{t-1}\hat{B}' = \begin{bmatrix} \hat{b}_{11} & \cdot \\ \hat{b}_{21} & \hat{b}_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & \cdot \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{b}_{11} & \cdot \\ \hat{b}_{21} & \hat{b}_{22} \end{bmatrix}' \tag{9}$$

$$= \begin{bmatrix} (\hat{b}_{11}h_{11,t-1} + \hat{b}_{12}h_{22,t-1})^2 & \cdot \\ (\hat{b}_{11}h_{11,t-1} + \hat{b}_{12}h_{22,t-1})(\hat{b}_{12}h_{11,t-1} + \hat{b}_{22}h_{22,t-1}) & (\hat{b}_{12}h_{11,t-1} + \hat{b}_{22}h_{22,t-1})^2 \end{bmatrix}$$

我們採用 Diagonal-BEKK 的形式，使參數簡化，觀察重點爲協方差方程式，$h_{ij,t} = c_{ij} + \alpha_{ij}\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + \beta_{ij}h_{ij,t-1}$，其中的 $h_{ij,t}$ 爲匯率協同波動，係數 α_{ij} 爲短期交叉衝擊係數，而係數 α_{ij}、β_{ij} 相加，即 $\alpha_{ij} + \beta_{ij}$ 值的大小可判斷協同波動持續性。

參、匯率波動與央行干預的實證分析

一、樣本選擇

本文采用中國、日本及韓國的實際有效匯率(REER, Real Effective Exchange Rate)與外匯儲備的月度數據爲樣本，樣本期間涵蓋 1997 年 1 月至 2010 年 9 月，橫跨 1997-1998 年亞洲金融危機及 2008-2009 年全球金融危機，以檢驗三國匯率在較長周期及度過重大金融危機之下的匯率表現。我們之所以取用實際匯率爲樣本，是因爲長期之下實際匯率較能解釋實體經濟的波動，而且中國在 1998 年 1 月至 2005 年 6 月的 90 個月當中，名義匯率基本固定在 8.27 的水平而較無實證意義。

實際匯率爲三國貨幣兌美元的數據，幷以 2005 年爲基期；外匯儲備包含黃金及一般外匯的國際總儲備，單位爲百萬特別提款權(SDR)。以上所有數據皆取自然對數。數據來源爲國際金融統計(IFS)數據庫。

二、實證估計

我們先將 1997/01-2010/09 的中日韓三國實際匯率如圖 1 所示：

我們接著對中日韓三國匯率進行單根檢驗。由於本研究的樣本爲中日韓三國的匯率，故樣本性質爲兼具橫截面與時間序列性質的 Panel Data，我們可采用

Panel 單根檢驗。Panel 單根檢驗可簡單理解爲個別單變量的聯合單根檢驗。文獻上證明，在一般條件下，聯合單根檢驗的檢定力優於個別單根檢驗[4]。從圖 1 可看出三國的匯率走勢無明顯時間趨勢，故我們在單根檢驗的設定上不考慮時間趨勢項，而只考慮截距項。Panel 單根檢驗結果如表 1 所示。

表 1 中日韓三國實際匯率的 Panel 單根檢驗

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
H_0 : Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	0.07197	0.5287	3	488
H_0 : Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.77633	0.2188	3	488
ADF - Fisher Chi-square	7.11889	0.3100	3	488
PP - Fisher Chi-square	6.58135	0.3613	3	492

由表 1 可知，中日韓三國的匯率均無法拒絕具有單根的虛擬假設，此表示三國的匯率皆爲非平穩序列。爲了進一步觀察三國匯率長期下的周期趨勢(trend)與波動(cycle)，我們以 Hodrick-Prescott 濾波器(Hodrick-Prescot filter)對三國匯率進行 HP 分解。HP 分解的概念爲，若給定非平穩序列 y_t ，在 y_t 中分解出一個恒常序列(隨機趨勢) TR_t 以極小化 y_t 圍繞著 TR_t 的方差：

$$\sum_{t=1}^{T}(y_t - TR_t)^2 \tag{10}$$

然而，若我們只有以上的目標函數，則設定 $TR_t = y_t$ 就能達到極小值，此不但無意義，也使 TR_t 的波動過大。故我們對目標函數加入一個懲罰項，以對過度波動的 TR_t 予以懲罰，表示爲：

$$\begin{aligned} TR_t^{HP} = \arg\min_{\{TR_t\}_{t=1}^{T}} & \sum_{t=1}^{T}\left(y_t - TR_t\right)^2 \\ & + \lambda\sum_{t=2}^{T-1}\left[\left(TR_{t+1} - TR_t\right) - \left(TR_t - TR_{t-1}\right)\right]^2 \end{aligned} \tag{11}$$

由式(11)可知，參數 λ 控制了 TR_t 的平滑程度，λ 越大，TR_t 就越平滑。Hodrick and Prescott(1997)建議將 λ 設定爲 100(年度數據)、1600(季度數據)及 14400(月度數據)，而 $CY_t^{HP} = y_t - TR_t^{HP}$ 就是 y_t 的波動部分。

我們將中日韓三國匯率的 HP 分解結果如圖 2：

[4] 較高的檢定力，意指錯誤地無法拒絕“不正確的單根假設”的概率會降低。

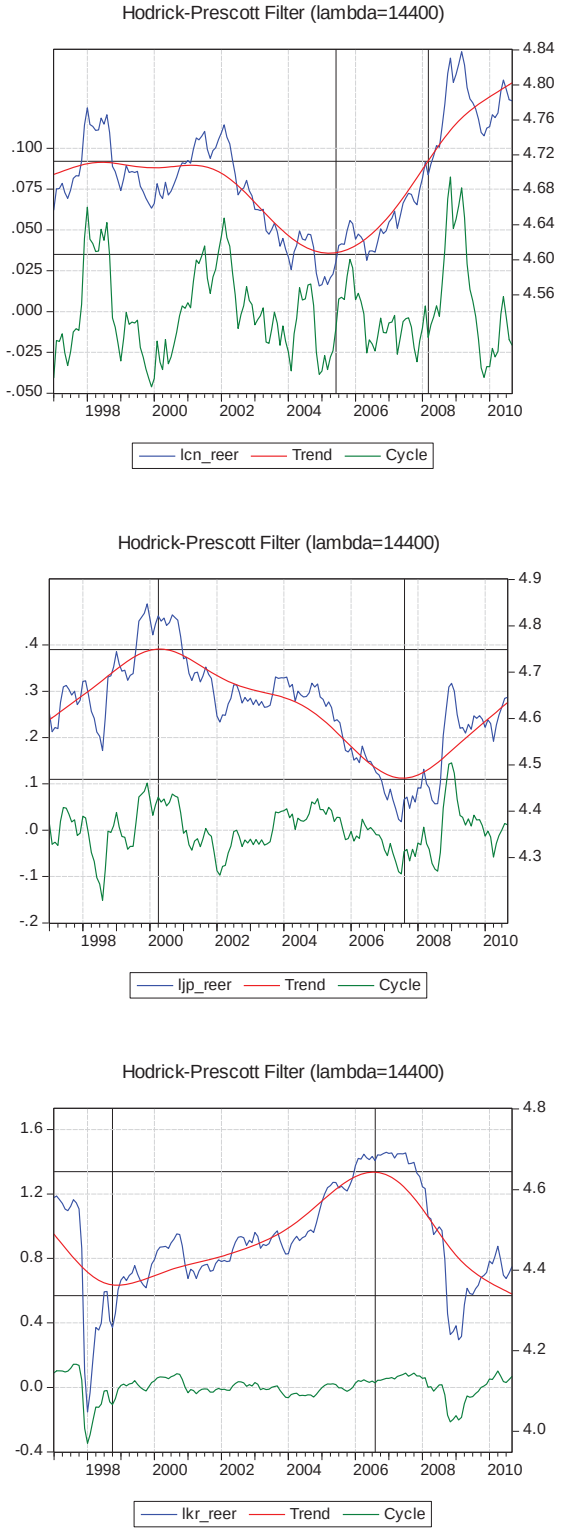

圖 2 中日韓三國 1997/01-2010/09 的實際匯率(取對數)HP 分解

從圖 2 可比較，中國實際匯率變動[5]的趨勢最爲平穩，自 1997/01-2008/03 都在 0.035-0.092(差幅 0.057)的趨勢區間浮動，幷于 2005/06 下降至底，隨後于 2005/07 之後往上攀升，直到 2008/03 始突破此趨勢區間。這反應了中國自 2005 年 7 月匯率改革以來人民幣對外競爭力持續走强的趨勢。而日本實際匯率始終都在 0.11-0.39(差幅 0.28)的趨勢區間浮動，幷分別于 2000/04 及 2007/08 達到趨勢區間內最高和最低點。韓國的實際匯率趨勢波動幅度最大，其趨勢區間爲 0.57-1.34(差幅 0.77)，爲中國的 13.5 倍，日本的 2.75 倍。其趨勢高點爲 2006/08，而趨勢低點除了 1998/10 之外，就當前最新數據 2010/09 來看，似乎仍有持續往下的趨勢。就隨機波動來看，韓國于 1997-1998 及 2008-2009 兩次金融危機的實際匯率更明顯大幅下挫，這顯示韓國在面對國際金融衝擊時的抵禦能力似乎特別脆弱。

爲了進一步估計中日韓三國實際匯率的 ARMA(m,n)-GARCH(p,q)模型，我們需使非平穩序列轉爲平穩序列，故按照一般作法，我們將中日韓三國匯率取一階差分，幷進行 Panel 單根檢驗，如表 2 所示。

表 2 中日韓三國 REER 取一階差分後的 Panel 單根檢驗

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
H_0 : Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-17.4213	0.0000	3	488
H_0 : Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-16.1602	0.0000	3	488
ADF - Fisher Chi-square	191.528	0.0000	3	488
PP - Fisher Chi-square	167.284	0.0000	3	489

由表 2 可知，中日韓三國匯率取一階差分後皆拒絕單根的虛擬假設，成爲平穩序列，此符合 ARMA(m,n)-GARCH(p,q)模型對變量序列的穩定性要求。就經濟意義上而言，匯率取對數後再取一階差分，此爲匯率報酬率的概念。我們將以匯率報酬率爲基本變量進行分析，幷將此匯率報酬率以變量 r 表示。

我們先針對中日韓三國匯率報酬率進行 ARMA(m,n)-GARCH(p,q)模型估計。藉由判讀三國匯率報酬率的 ACF、PACF 圖，及采用過度配適法(overfitting)對模型滯後項進行逐步配適，幷進行 Ljung-Box Q 檢定，使確定估計模型的殘差服從白噪音，再藉由 AIC、SBC 準則及模型簡約性來進行模型選擇。最後，我們通過 Ljung-Box Q^2 檢定及 ARCH-LM 檢定來判別估計模型是否具有 ARCH 型態的异方差，幷確定 ARCH 型態的最適落後期。

[5] REER 去除了通貨膨脹對各國貨幣購買力的影響，爲一國貨幣與對手國貨幣雙邊名義匯率的加權平均值，更能真實反應一國貨幣的對外價值。REER 可作爲一國貿易商品國際競爭力的度量、貨幣危機預警指標，或判斷一國相對于外國居民生活水平的高低。REER 指數上升代表本國貨幣相對價值的上升，下降表示本國貨幣相對價值的下降。

另外，我們將所估計的 GARCH-M 模型及 E-GARCH 模型設定爲：

GARCH(p,q)-M 的均值方程式：

$$r_{i,t} = \alpha_0 + \rho \log\left(\sigma_{i,t}\right) + \varepsilon_{i,t} \tag{12}$$

E-GARCH(p,q,r)的條件方差方程式：

$$\ln\left(\sigma_{i,t}^2\right) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j \left|\frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}}\right| + \sum_{j=1}^{r} \gamma_j \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} + \sum_{j=1}^{p} \ln\left(\sigma_{i,t-j}^2\right) \tag{13}$$

其中，i 表示國家。式(12)的 GARCH-M 模型的風險函數，我們采用對數形式 $\log\left(\sigma_{i,t}\right)$，而式(13)的 E-GARCH 模型將條件方差方程式設定爲指數函數的形式，以維持條件方差不爲負值的前提條件。觀察重點爲 GARCH-M 模型均值方程式的風險溢價項 ρ，以及 E-GARCH 模型條件方差方程式的不對稱項 γ。若 $\rho > 0$，表示存在風險溢價現象；若 $\gamma < 0$，表示存在槓桿效應。

中日韓三國匯率報酬率的 ARMA(m,n)-GARCH(p,q)模型、GARCH-M 及 E-GARCH 模型的估計結果我們整理如表 3 所示：

表 3 中日韓三國匯率的 ARMA(m,n)-GARCH(p,q)模型估計結果.

	ARMA(m,n)-GARCH(p,q)	GARCH(1,1)-M	E-GARCH(1,1,1)
中國	AR(1)-GARCH(1,1)： $r_{cn,t} = 0.212 r_{cn,t-1}$ (2.41*) $\sigma_{cn,t}^2 = 1.066 + 0.164\varepsilon_{cn,t-1}^2 + 0.157\sigma_{cn,t-1}^2$ (1.64) (1.23) (0.35)	$\hat{\rho} = 0.035 > 0$，但不顯著，無法說明有風險溢價現象。	$\hat{\gamma} = 0.123 > 0$，無杠杆效應。
日本	AR(1)-GARCH(1,1)： $r_{jp,t} = 0.195 r_{jp,t-1}$ (2.14*) $\sigma_{jp,t}^2 = 4.803 + 0.216\varepsilon_{jp,t-1}^2 - 0.051\sigma_{jp,t-1}^2$ (2.80*) (2.28*) (–0.18)	$\hat{\rho} = -0.011 < 0$，無風險溢價現象。	$\hat{\gamma} = 0.119 > 0$，無杠杆效應。
韓國	AR(2)-GARCH(1,1)： $r_{kr,t} = 0.617 r_{kr,t-1} - 0.296 r_{kr,t-2}$ (7.88*) (–7.53*) $\sigma_{kr,t}^2 = 3.426 + 0.769\varepsilon_{kr,t-1}^2 - 0.062_{kr,t-1}^2$ (9.59*) (4.56*) (–1.56)	$\hat{\rho} = 0.388 > 0$，且顯著，有風險溢價現象。	$\hat{\gamma} = -0.490 < 0$，且顯著，存在杠杆效應。

注：1.括號內數字爲 z 統計量，*表示係數在 $\alpha = 5\%$ 下顯著。

2.中國匯率報酬率的 AR(1)估計結果以 ARCH-LM 檢驗後，無法拒絕殘差無方差的原假設，使我們無法估計相應的 GARCH(p,q)模式，或者說所估計的 GARCH(p,q)結果意義不大。若按照一般經驗以 GARCH(1,1)估計其係數的估計結果皆不顯著。然而，爲檢驗中國匯率報酬率是否存在風險溢價及槓桿效應，我們仍以 GARCH(1,1)-M 及 E-GARCH(1,1,1)估計。

3.韓國以 ARCH-LM 檢定 AR(2)-GARCH(1,1)-M 仍存在 1 階的 ARCH 型態异方差，我們修正爲 AR(3)-GARCH(1,1)-M 估計。

由表 3 可知，中國匯率報酬率的 ARCH 型態异方差幷不顯著，且無顯著的風險溢價，也不存在槓桿效應。日本匯率報酬率以 AR(1)-GARCH(1,1)足以體現，幷不存在風險溢價及槓桿效應。韓國匯率報酬率除了以 AR(2)-GARCH(1,1)體現之外，另存在顯著的風險溢價及槓桿效應。

爲瞭解中日韓三國中央銀行對匯市干預的政策有效性，我們可在 GARCH(p,q)方程式中引入外匯儲備變動量，以體現央行在外匯市場上動用外匯儲備的買賣以決定匯率水平。若央行的宣示或行動是可信且明確的，且外匯市場又具有效率性，則理論上央行的干預可以降低匯率波動。反過來說，若央行的宣示或行動是不可信且模糊的，則央行的干預政策將擴大匯率波動；當然，也可能表示外匯市場本身不具效率性。

我們以 AR(1)-GARCH(1,1)爲中日兩國的基本模型，幷以 AR(2)-GARCH(1,1)爲韓國的基本模型。考慮央行干預行爲的 GARCH(1,1)模型修正爲：

$$\sigma_{i,t}^2 = c + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{i,t-1}^2 + \theta \left| \Delta i_fr_{i,t} \right| \tag{14}$$

其中，i 表示國家，θ 爲央行干預係數。我們以 i 國外匯儲備變動的絕對值 $\left|\Delta i_fr\right|$ 作爲 i 國央行干預的替代變量。估計結果如表 4 所示。

表 4 中日韓三國外匯市場央行干預效果

	ARMA(m,n)-GARCH(p,q)估計結果	央行干預係數
中國	$r_{cn,t} = 0.214 r_{cn,t-1}$ (2.43*) $\sigma_{cn,t}^2 = 1.174 + 0.160\varepsilon_{cn,t-1}^2 + 0.135\sigma_{cn,t-1}^2 - 3.301\Delta\left\|\ln cn_fr_{cn,t}\right\|$ (1.415) (1.200) (0.288) (−0.248)	$\theta_{cn} = \dfrac{\partial \sigma_{cn,t}^2}{\partial \Delta \left\|\ln cn_fr_{cn,t}\right\|} = -3.301 < 0$
日本	$r_{jp,t} = 0.202 r_{jp,t-1}$ (2.25*) $\sigma_{jp,t}^2 = 5.740 + 0.285\varepsilon_{jp,t-1}^2 - 0.133\sigma_{jp,t-1}^2 - 51.523\Delta\left\|\ln jp_fr_{jp,t}\right\|$ (4.64*) (2.86*) (−0.99) (−6.02*)	$\theta_{jp} = \dfrac{\partial \sigma_{jp,t}^2}{\partial \Delta \left\|\ln jp_fr_{jp,t}\right\|} = -51.523 < 0$
韓國	$r_{kr,t} = 0.604 r_{kr,t-1} - 0.230 r_{kr,t-2}$ (8.68*) (−6.59*) $\sigma_{kr,t}^2 = 2.073 + 0.714\varepsilon_{kr,t-1}^2 - 0.064\sigma_{kr,t-1}^2 + 54.342\Delta\left\|\ln kr_fr_{kr,t}\right\|$ (5.04*) (4.45*) (−2.09*) (2.44*)	$\theta_{kr} = \dfrac{\partial \sigma_{kr,t}^2}{\partial \Delta \left\|\ln kr_fr_{kr,t}\right\|} = 54.342 > 0$

注：1. 括號內數字爲 z 統計量，*表示係數在 $\alpha = 5\%$ 下顯著。

由表 4 可知，中國的干預係數爲負值，表示中國央行干預匯市能降低匯率波動，但由于我們前述中國匯率在統計上無顯著 ARCH 型態的异方差，表示中國的

匯率波動相當穩定，且干預係數不顯著，參考意義有限。日本的干預係數顯著爲負，表示日本央行的干預政策能有效降低日元波動；而韓國的干預係數顯著爲正，表示韓國央行的干預政策大幅擴大了韓元波動。

肆、匯率協同波動與央行聯合干預的實證分析

在估計 MGARCH(1,1)-BEKK 模型之前，我們必須先確認 MGARCH(1,1)模型的均值方程組合。具體作法爲，我們將中日韓三國匯率的 AR(p)-GARCH(1,1)模型估計結果產生標準化殘差，幷利用交叉相關係數判斷各變量標準化殘差的領先落後關係，以確認 MGARCH 模型的標準化殘差服從白噪音；若殘差不符從白噪音，就修改模型的均值方程。最後，我們再以 Portmanteau Autocorrelations Test 的聯合 Q 檢定進行最終均值方程組合的確認。我們將最終確認的中日、中韓、日韓等三組 MGARCH 模型的均值方程組合整理如表 5。

表 5 MGARCH(1,1)-BEKK 模型的均值方程組合估計結果

	均值方程組合估計結果	
中日	$r_{cn,t}=0.193r_{cn,t-1}+0.092r_{jp,t-5}$ (2.33*) (2.26*)	$r_{jp,t}=0.283r_{jp,t-1}+0.361r_{cn,t-1}$ (3.27*) (2.14*)
中韓	$r_{cn,t}=0.204r_{cn,t-1}-0.017r_{kr,t-1}$ (2.39*) (–0.61)	$r_{kr,t}=0.570r_{kr,t-1}-0.118r_{kr,t-2}$ (4.31*) (–1.28)
日韓	$r_{jp,t}=0.306r_{jp,t-1}$ (4.70*)	$r_{kr,t}=0.521r_{kr,t-1}-0.165r_{kr,t-2}$ (4.10*) (–1.72)

注：1. 括號內數字爲 z 統計量，*表示係數在 $\alpha=5\%$ 下顯著。

考慮匯率協同波動的 MGARCH(1,1)-BEKK 模型可表示爲：

$$h_{ij,t}=c_{ij}+\alpha_{ij}\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1}+\beta_{ij}h_{ij,t-1} \tag{15}$$

其中，i,j 表示國家組合，α_{ij} 表示短期交叉衝擊係數，$\alpha_{ij}+\beta_{ij}$ 可表示爲持續協同波動係數。若 $\alpha_{ij}>0$，表示若前 1 期未預期變動相乘項對條件協方差的影響是正向的，這隱含兩國匯率若在前 1 期同時面臨重大衝擊，則條件相關性將再提高，具有正向協同波動性；而若 $\alpha_{ij}+\beta_{ij}>0$ 且數值較大，則表示兩國的協同波動持續性頗高，即若兩國同時面臨重大衝擊，則兩國之間同向變動的情況會持續較久。我們將中日、中韓、日韓等三組 MGARCH(1,1)-BEKK 模型的式(15)估計結果整理如表 6。

表 6 中日韓三國匯率協同波動性的 MGARCH(1,1)-BEKK 模型估計結果

國家組合(*I,j*)	短期交叉衝擊係數(α_{ij})	持續協同波動係數($\alpha_{ij}+\beta_{ij}$)
中日	0.2614	0.2614
中韓	0.2226	0.6156
日韓	0.1321	0.9461

注：1. 中日組合的 $\beta_{ij}=0.000015535$，計爲 0。

由表 6 來看，中日、中韓及日韓的匯率短期交叉衝擊係數 α_{ij} 皆爲正值，可知中日韓三國匯率之間具有短期匯率正向協同波動性。這表示若前 1 期發生重大國際衝擊，使兩國匯率同漲或同跌，則彼此條件相關性將再提高。而由持續協同波動係數 $\alpha_{ij}+\beta_{ij}$ 來看，中日匯率持續協同波動性較低(0.2614)，而中韓匯率的持續協同波動性爲中等(0.6156)，但日韓匯率的持續協同波動係數高達 0.9461，顯示日韓之間匯率的條件協方差持續性頗高，可說日韓之間匯率同向變動的情況會持續較久的時間。

中日、中韓、日韓的 MGARCH(1,1)-BEKK 模型匯率條件協方差如圖 3：

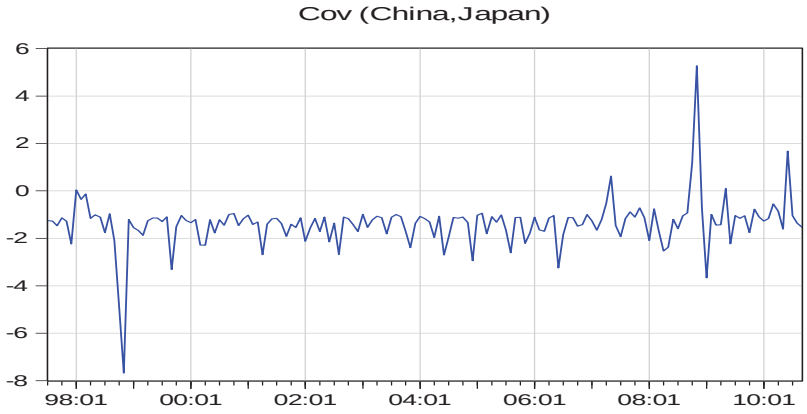

圖 3 中日韓三國匯率協同波動

我們可進一步探討在兩國聯合干預外匯市場的情況下的匯率協同波動，以及聯合干預是否能降低匯率協同波動，以使區域匯率投資組合穩定。我們將考慮央行聯合干預行爲的 MGARCH(1,1)-BEKK 模型表示如下：

$$h_{ij,t} = c_{ij} + \alpha_{ij}\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + \beta_{ij}h_{ij,t-1} + \theta_i\left|\Delta i_fr_{i,t}\right| + \theta_j\left|\Delta j_fr_{j,t}\right| \qquad (16)$$

其中，i,j 表示國家組合，θ 爲央行干預係數。同式(14)的設定，我們以 i,j 國外匯儲備變動的絕對值 $\left|\Delta i_fr\right|$ 作爲 i,j 國央行干預的替代變量。

估計完式(16)後，對兩國干預係數進行顯著性聯合檢驗，以判斷兩國央行聯合干預是否能對兩國匯率協同波動有顯著的政策效應。估計結果如表 7。

表 7 聯合干預之下的中日韓三國匯率協同波動性的 MGARCH(1,1)-BEKK 模型估計結果

國家組合 (i,j)	匯率協同波動性		央行干預係數 θ		央行聯合干預顯著性檢驗	
					Wald Test	
	α_{ij}	$\alpha_{ij}+\beta_{ij}$	θ_i	θ_j	x^2	*p-value*
中日	0.2883	0.2883	-6.1507 (-1.46)	14.7360 (2.81*)	14.2681*	0.0008
中韓	0.1864	0.6486	-5.5282 (-1.21)	2.9260 (0.60)	1.8040	0.4057
日韓	0.1898	0.7976	-2.7169 (-0.35)	18.4432 (3.43*)	12.5730*	0.0019

注：1. 括號內數字爲 z 統計量，*表示係數在 $\alpha = 5\%$ 下顯著。

觀察表 7 幷與表 6 相比較，考慮聯合干預之下的匯率協同波動係數中，中日聯合干預後的協同波動性反而增加(0.2883)。而中韓聯合干預後的短期交叉衝擊係數降低(0.1864)，但持續協同波動係數却增加(0.6486)。日韓聯合干預後的短期交

又衝擊係數也提高(0.1898)，但持續協同波動係數却有比較明顯的下降，由未聯合干預的 0.9461 下降至聯合干預的 0.7976，這表示日韓央行若同時干預外匯市場，則能使日韓匯率的協同波動性降低。

就個別央行干預而言，各組合中的中國干預係數皆爲負，表示中國央行干預外匯市場，都能降低中日、中韓的匯率協同波動，進而促進區域匯率組合的安定。然而，日本央行干預能降低日韓匯率的協同波動，却顯著提高了中日匯率的協同波動。此外，韓國央行干預都提高了中韓、日韓匯率的協同波動，尤其是對日韓匯率的協同波動有顯著影響。

我們另外以 Wald 係數聯合檢驗，分析央行聯合干預的政策效應，發現中日與日韓央行的聯合干預政策效應相當顯著，而中韓則較不顯著。這表示若中日及日韓之間的央行進行聯合干預，將對兩國匯率協同波動有顯著影響。

考慮聯合干預後的中日、中韓、日韓的 MGARCH(1,1)-BEKK 模型匯率條件協方差如圖 4：

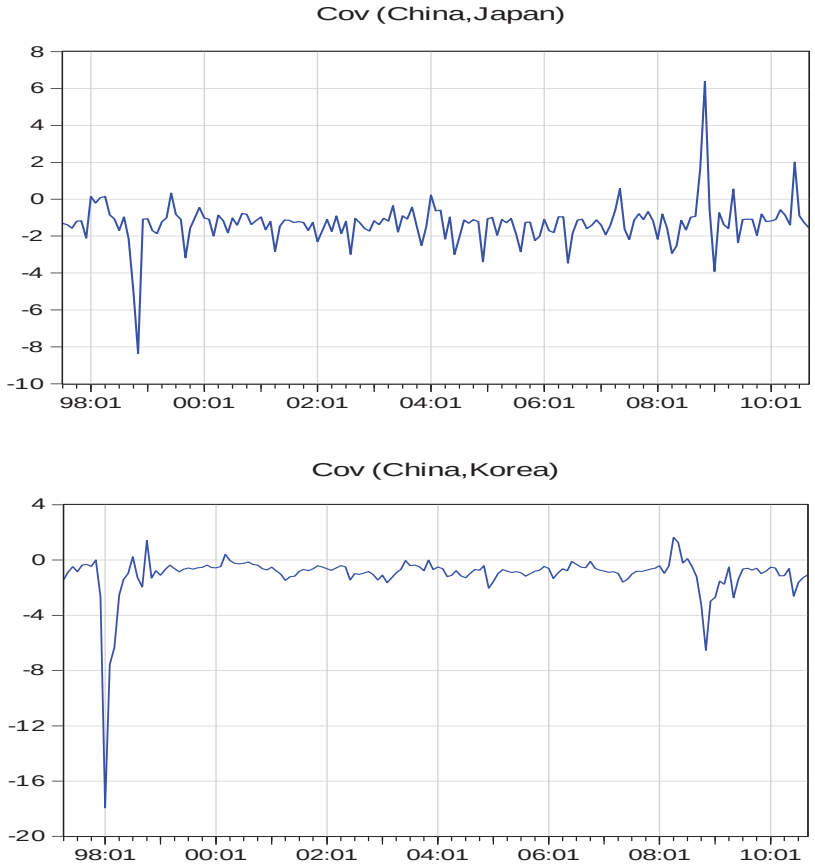

圖 4 中日韓三國聯合干預下的匯率協同波動

伍、結論

綜合以上分析，本文發現中日韓三國中，以中國匯率走勢最爲平穩，而韓國匯率走勢波動最大，且具有顯著的風險溢價及槓桿效應。就央行干預外匯市場而言，日本最爲有效，而韓國最爲無效。就匯率協同波動而言，中日、中韓及日韓之間都存在正向的匯率協同波動性，而以日韓匯率的協同波動持續性最爲顯著。若考慮央行聯合干預，則中日匯率的協同波動性些微提高，日韓匯率的協同波動性明顯降低。此外，中日及日韓的聯合干預對匯率協同波動有顯著的政策效應。

本文發現，給吾人下列啟示：外匯市場自由化愈高的地區，其匯率波動與風險愈大；其跨地區間之匯率的協同波動性愈大；其跨地區間之匯率的政府聯合干預效果愈小。因此，外匯市場的力量，乃主導匯率波動之關鍵。

參考文獻

1. 陳雲、陳浪男、林魯東，2009，《人民幣匯率與股票市場波動溢出效應研究》，《管理科學》第3期，第104-112頁。
2. 趙華，2007，《人民幣匯率與利率之間的價格和波動溢出效應研究》，《金融研究》第3期，第 41-49頁。
3. 趙留彥、王一鳴，2003，《A、B股之間的信息流動與波動溢出》，《金融研究》第10期，第 37-52頁。
4. 鄭鳴、倪玉娟，2010，《貨幣政策與股票市場的波動溢出效應研究》，CFRN工作論文, Available at CFRN:http://www.cfrn.com.cn/getPaper.do?id=2713
5. Bollerslev T, Chou RY, Kroner K, 1992, “ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence”, Journal of Econometrics, 52(1–2), pp.5–59.

6. Bollerslev, T., 1990, “Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Generalized ARCH Model”, Review of Economics and Statistics, 72, pp. 498-505.
7. Booth, C. G., T. Martikainen and Y. Tse, 1997, “Price and Volatility Spillovers in Scandinavian Stock Markets”, Review of Financial Studies, 7, pp. 539-573.
8. Carol Alexander, 1995, “Common Volatility in the Foreign Exchange Market”, Applied Financial Economics, 5:1, pp. 1-10.
9. Chen, S. W. and Shen C. H, 2002, “Price Common Volatility or Volume Common Volatility? Evidence from Taiwan’s Exchange Rate and Stock Markets”, Asian Economic Journal, 18, pp. 185-211.
10. Chou, R., R. Engle, and A. Kane, 1992, “Measuring Risk Aversion from Excess Returns on a Stock Index”, Journal of Econometrics, 52, pp. 201-224.
11. Crowder, W. J., 1994, “Foreign Exchange Market Efficiency and Common Stochastic Trend”, Journal of International Money and Finance, 13, pp. 551-564.
12. Diebold, F. X. and M. Nerlove, 1989, “The Dynamics of Exchange Rate over Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model”, Journal of Applied Econometrics, 4, pp. 1-21.
13. Engle, R. F., Lilien, David, and Robins Russell, 1987, “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model”, Econometrica, 55, pp. 391-407.
14. Engle, R. F. and S. Kozicki, 1993, “Testing for Common Features”, Journal of Business Economics and Statistics, 11(4), pp. 369-395.
15. Engle, R. F., T. Ito and W.-L. Lin, 1990, “Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic intra Daily Volatility in Foreign Market”, Econometrica, 58, pp. 525-542.
16. Engle, R. F. and R. Susmel, 1992, “Common Volatility in International Equity Markets”, Journal of Business and Economic Statistics, 11, pp. 167-176.
17. Engle, R. F. and K. F. Kroner, 1995, “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH”, Econometric Theory, 11, pp. 122-150.
18. Forbes and Rigobon, 2002, “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements”, Journal of Finance, 57, pp. 2223-2261.
19. Glosten, Lawrence R & Jagannathan, Ravi & Runkle, David E, 1993, “On the

Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", Journal of Finance, vol. 48(5), pp. 1779-1801.

20. Hamao, Y. R., M. Sola and V. Ng, 1990, "Correlations in Price Changes and Volatility across International Markets", Review of Financial Studies, 3, pp. 281-307.
21. Harvey, John T., 1995, "The International Monetary System and Exchange Rate Determination: 1945 to the Present", Journal of Economic Issues, 29, pp. 493-502.
22. Kanas, A., 1998, "Volatility Spillovers across Equity Markets: European Evidence", Applied Financial Economics, 8, pp. 245-256.
23. Karolyi, G. A., 1995, "A Multivariate GARCH model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: the Case of the US and Canada", Journal of Business and Economic Statistics, 13, pp. 11-25.
24. Karolyi, G. A. and R.Stulz, 1996, "Why do Markets Move Together? An Investigation of US-Japan Stock Return Comovement", Journal of Finance, 51, pp. 951-986.
25. Kasch-Haroutounian, M. ans S. Price, 2001, "Volatility in the Transition Markets of Central Europe", Applied Financial Economics, 11, pp. 93-105.
26. King, M. and S. Wadhwani, 1990, "Transmission of Volatility Between Stock Markets", Review of Financial Studies, 3, pp. 5-33.
27. Koutmos, G. and G. Booth, 1995, "Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets", Journal of International Money and Finance, 14, pp. 747-762.
28. Lin, W., R. Engle and T. Ito, 1994, "Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmissions of Stock Returns and Volatility", Review of Financial Studies, 7, pp. 507-538.
29. Nelson, Daniel B., 1991, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", Econometrica, 59(2), pp. 347-370.
30. Roll, R., 1992, "Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Market indexes", Journal of Finance, 47, pp. 3-41.
31. Scheicher, M., 2001, "The Comovements of Stock Markets in Hungary, Poland and the Czech Republic", International Journal of Finance and Economics, 6, pp. 27-39.
32. Schwert, G. William., 1989, "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?", Journal of Finance, 44, pp. 1115-1153.