

東亞主要新興經濟體匯率變動率 波動與共變程度之實證分析*

彭德明**

摘 要

本文以多變量GARCH模型針對2006年1月2日至2013年3月29日期間，人民幣、港幣、韓元、新加坡幣與新台幣等五個東亞主要新興經濟體貨幣的匯率變動率，進行波動程度與共變程度的實證分析。

本文的實證結果顯示，在外匯市場受到外生干擾影響的情況下，如果中央銀行調節外匯市場以降低匯率波動幅度，將有助於外匯市場之穩定。韓元、新加坡幣與新台幣匯率變動率的波動型態相似，可能係因共同面臨了類似的國外干擾(例如，國際美元變動、國際資本移動等)所致。在兩兩幣別相關程度方面，新台幣、韓元與新加坡幣變動率也展現相當高的相關程度，尤以2012年3月以降，新台幣與韓元匯率變動率之間為最，該段期間似顯示在面對國外衝擊時，一國央行可能以另一國的匯率動向做為調節外匯市場的參考訊息之一。在人民幣方面，即使人民幣匯率經過2005年較大幅度的制度改變以及全球金融危機等因素之影響，長期間人民幣與東亞其他主要經濟體匯率變動率之間的相關程度仍然不大。至於新台幣與人民幣匯率變動率之間的相關程度，反而在後期呈現下降的趨勢，這可能是因為兩岸央行都各自有著不同的匯率政策考慮，以因應國內外經濟金融情況所致。

* 本文承蒙嚴副總裁宗大、林處長宗耀、陳副處長一端、林副處長淑華、張副研究員天惠、許副研究員碧純與二位行外匿名評審悉心審閱，處內其他同仁也提供寶貴意見，謹致謝意。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研究員。

壹、前言

匯率在開放經濟體系中，一向扮演重要的角色，尤其在金融全球化的趨勢下，匯率的變動往往牽動一國的經濟體系與金融市場。根據國際清算銀行(Bank for International Settlements)的統計，全球外匯市場每日交易總值可達4兆美元之鉅。惟其中絕大部分是市場參與者基於匯率預期、國內外利率差距、國際資產選擇等因素考慮下進行的外匯交易，極易使得匯率大幅波動，造成鉅大的影響。

自2008年以來陸續發生的全球危機，如全球金融危機、歐洲債務危機，乃至於2013年9月底起日圓貶值等，則進一步擴大各國匯率波動程度，而彼此之間也會產生交叉影響，易增外匯市場不穩定的程度，亞洲新興經濟體尤其關心先進國家的財政與貨幣政策發展，對區域內國家外匯市場與國內金融市場的衝擊。

在區域經濟方面，受到1997至1998年亞洲金融危機的影響，亞洲國家也一直積極推動金融合作，期待透過共同合作以促進區域金融穩定與發展。2008年後，由於全球金融危機的影響，亞洲各國金融合作的步伐也更為快速。^{註1} 最重要的考慮，就是在面對全球不確定的年代當中，區域內國家應如何建立必要且有效的機制，以因應動盪不安的國際金融情勢。

因此，不論是從全球或區域的角度，探討區域內主要經濟體匯率變動率波動的程度及其彼此之間的關係，應有其必要性。

在相關的實證文獻方面，國外方面許多有關的實證分析係側重在美元與其他主要國際貨幣之間的關係。例如，Calvet et al. (2006)以多碎形馬可夫轉換(Markov-Switching Multifractal)模型針對德國馬克、日圓與英鎊匯率波動程度。這一類的模型適合應用於資產報酬率之間具有長記憶(long memory)波動特質的分析，但在實作上困難度頗高。Kuhl (2008)以共整合(cointegration)方法討論1990年代與歐元誕生後，歐元、英鎊與美元之間的關係。該研究是從平均值方程式的角度出發，但如果是日資料模型，難以解釋金融變數(包括匯率變動率)的異變異數(heteroskedasticity)與波動群聚(volatility clustering)等特性。Antonakakis (2012)則以多變量一般化自我迴歸條件異變異數模型(Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model，以下簡稱多變量GARCH模型)，討論歐元、英鎊、日圓、瑞士法郎等匯率變動率的共變關係與外溢效果，該文主要係以動態條件相關(Dynamic Conditional Correlation, DCC)模型為基礎，採兩階段估計法，具有估計過程較為簡易的優點，但缺點則為GARCH係數估

計值不具有有效性。

探討東亞經濟體匯率變動率之間關係的國外實證文獻，則並不多見。Ariefianto and Warjiyo (2010)採用誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)，針對東協四國印尼盾、菲律賓披索、新加坡幣與泰銖等幣別匯率變動率進行實證分析，以探討該等貨幣之間共變緊密的程度，是否足以建立最適通貨區域。該文也僅從平均值方程式估計，因此不必然是理想的實證方法。Chung (2006)以DCC模型探討亞洲金融危機前後，韓元與日圓匯率變動率之間的關係。一如前述，DCC模型估計值不具有有效性，而該文僅著重在日圓與韓元之間的關係，實際應用也有其限制。

國內方面的實證文獻則十分缺乏，與本文主題略有關聯的文獻僅有王春源與王昭偉(2011)，該文採取多變量GARCH方法進行實證，針對中國大陸、日本與南韓三國的外匯市場，探討實質有效匯率指數變動率的波動外溢以及中央銀行干預實質有效匯率變動率的分析，與本文以東亞主要新興經濟體名目雙邊匯率變動率進行波動與共變分析，有所差異。

該文主要的問題之一為，由於美元是最重要的國際貨幣，因此央行調節外匯市場的操作目標往往是本國貨幣對美元的名目雙邊匯率，而且是逐日觀察外匯市場變化，不必然以月或季做為操作的基礎。在此情況下，

即使央行干預的目的只是單純地促使名目雙邊匯率穩定，只要長期間國際美元價位呈現下跌的趨勢，就會使得名目有效匯率走低，而由於國內外相對價格變動幅度小於名目有效匯率變動幅度，長期間實質有效匯率也會趨於下跌，因而容易得到央行使得本國貨幣實質貶值以提振出口的論點，但央行真正的意圖卻可能只是促使名目雙邊匯率穩定。換句話說，假定央行針對實質有效匯率進行干預，並以之做為實證的基礎，不必然是合理的設定。

本文針對2006年1月2日至2013年3月29日，人民幣、港幣、韓元、新加坡幣與新台幣匯率變動率本身的波動程度以及彼此之間的共變與相關程度，進行日資料的實證分析，主要目的為透過經濟計量方法，尋找該等貨幣匯率變動率彼此之間的統計型態或關係，以做為後續研究與政策的參考。雖然坊間有不少實證文獻針對外匯干預函數進行個別國家或跨國的實證分析，但筆者認為，在實際操作上各國央行考慮的原則與內涵不必然相同，即便只是研究者針對自己的國家建立有意義的方程式以真正刻劃央行的行為，也非易事。基於這些因素，本文不考慮在模型中設定各國的外匯干預函數，而係專注於發掘各國匯率變動率彼此之間的統計模式。

本文係以匯率變動率為實證的對象，主要原因在於從國內外投資者投資貨幣的資產選擇角度來看，會以各匯率變動率所代表資

產報酬率的高低為決策基礎^{註2}，不是匯率本身，而新興經濟體的中央銀行往往關心的是匯率穩定，也就是匯率變動率的大小，不必然是匯率水準，反而是時論喜以匯率水準討論本國貨幣應否升值或貶值。事實上，不論是採取單一方程式或多變量計量方法，絕大部分有關以GARCH模型針對匯率所進行的實證文獻，也是以匯率變動率為對象。

至於實證期間起始點的選擇，由於中國大陸中國人民銀行於2005年7月21日宣布進行人民幣匯率制度重大改革，使人民幣由單一匯率制度走向管理浮動匯率制度之後，人民幣兌美元匯率的變化較以往明顯，因此本文選擇以2006年起做為實證的起始點。^{註3}

在幣別選取方面，前述人民幣等五幣別的背後為五個最重要的東亞新興經濟體，因此其匯率變化，動見觀瞻，足以對區域經濟與金融產生重大的影響力。^{註4} 在本文的分析中，日圓與歐元匯率變動率為外生變數，代表國際美元動向對該等幣別匯率變動率的影響。

在實證方法方面，由於匯率變動率的統計特性以及研究目的使然，本文主要以多變量GARCH模型做為變異數共變數方程式的實證基礎，考慮的是DVECH與DBEKK模型。該等模型雖然是多變量GARCH的導論級模型，但估計值具有一致性與有效性的優點。

全文共分五節，除第一節為前言外，第二節為基本資料分析，透過基本敘述統計討論各幣別匯率變動率所展現的特點，結果顯示應在非常態分配下，配合平均值方程式採用多變量GARCH模型進行實證，較為妥當。第三節為實證模型之建構與模型的估計結果，本文參考各種模型選擇或設定的標準，建立兩種結合VAR的多變量不對稱GARCH的模型，以做為實證分析的基礎。第四節根據變異數/共變數方程式的實證結果與圖形分析，探討各幣別匯率變動率之波動程度與共變程度。第五節為結論。

文後包括五個附錄，分別為各幣別匯率變動率之單根檢定、模型落後期數與階數之選擇、不對稱效果之檢定、多變量自我相關檢定、平均值方程式之估計結果等，做為參考。

最後，不論是單一方程式或多變量GARCH模型，其變異數/共變數方程式之基本設定方法，雷同於時間數列分析中的自我回歸移動平均(autoregressive moving average)模型。換句話說，GARCH模型並非經濟模型，而是時間數列的統計模型，尤以日資料模型難以納入頻率較低的經濟變數為然。因此本文對於實證結果，儘量避免提出過於擴張的經濟涵義，若有提出解釋，也以似乎、可能等概然性的字眼表達。

貳、基本資料分析

本文的研究期間為2006年1月2日至2013年3月29日，研究的對象為人民幣、港幣、韓元、新加坡幣與新台幣之匯率變動率，日圓與歐元匯率變動率則為外生變數。各國匯率來自於台灣中央銀行網站所公布的資料。該網站採集各國匯率係以台北時間下午四時的收盤價或報價為準，資料的時間點一致，可避免市場不同而產生的不同步交易(non-synchronous trading)問題，適合做為研究各國匯率變動率共變或相關程度的基礎。

匯率變動率的計算是將各幣別轉換為以本國貨幣的美元價格表示(每單位本國貨幣折合為美元的單位數)，然後計算其每日的變動率。

$$\dot{e}_{i,t} = \frac{e_{i,t} - e_{i,t-1}}{e_{i,t-1}} \times 100$$

其中， $e_{i,t}$ 與 $\dot{e}_{i,t}$ 分別為 i 國之匯率與匯率

變動率。若匯率變動率為正值，代表本國貨幣升值，而若匯率變動率為負值，代表本國貨幣貶值。

表1為人民幣、港幣、韓元、新加坡幣與新台幣匯率變動率之敘述統計。若從各國匯率變動率之標準差來看，波動幅度大小有別，以韓元、新加坡幣與新台幣為最，依次分別為0.917、0.370與0.255。人民幣與港幣則因其匯率制度使然，波動程度不大。但相對而言，人民幣匯率變動率之波動程度大於港幣。

雖然各幣別波動程度有別，但其峰值皆大於3，Jarque-Berra統計檢定值也無法拒絕非常態分配的假設檢定，顯示各匯率變動率具有肥尾特性或高狹峰分配(leptokurtosis)。

表1 各國匯率變動率之敘述統計(2006.1.2~2013.3.29)

	人民幣	港幣	韓元	新加坡幣	新台幣
平均值	0.01459	-0.00006	-0.001245	0.01705	0.00575
中位數	0.00439	0.00000	0.00000	0.02499	0.00000
最大值	0.51325	0.28599	14.13435	2.43844	1.51224
最小值	-0.72479	-0.19105	-9.80378	-1.84927	-1.38944
標準差	0.09823	0.03274	0.91709	0.36971	0.25510
偏態	0.03481	0.86982	2.06479	-0.11275	0.02704
峰度	7.27721	14.10701	57.61773	6.51988	6.53123
Jarque-Bera	1373.980	9489.939	225261.3	934.0646	936.4752
p值	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
觀察值數目	1801	1801	1801	1801	1801

資料來源：本研究。

表2為上述各幣別匯率變動率的簡單相關係數，該表顯示各幣別匯率變動率彼此之

間呈現正相關，從最低的0.108(人民幣與韓元)至最高的0.699(新台幣與新加坡幣)。

表2 各國匯率變動率之簡單相關係數

幣別	人民幣	港幣	韓元	新加坡幣	新台幣
人民幣	1.000				
港幣	0.174	1.000			
韓元	0.108	0.139	1.000		
新加坡幣	0.328	0.290	0.557	1.000	
新台幣	0.265	0.255	0.559	0.699	1.000

資料來源：本研究。

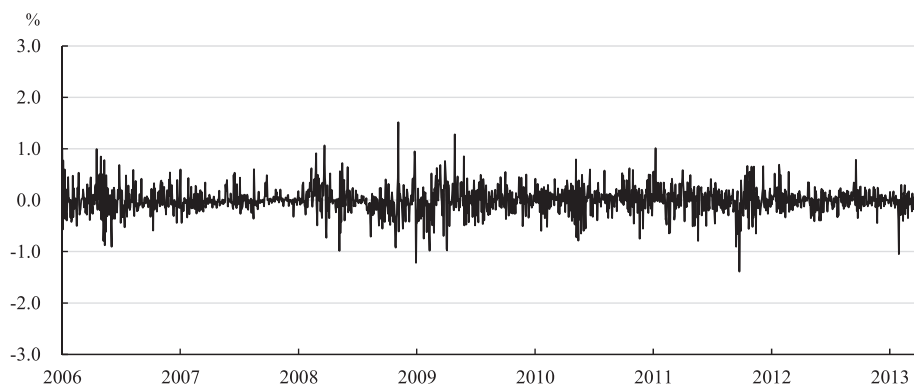
新台幣、韓元與新加坡幣之間的匯率變動率相關程度頗高。若從新台幣匯率變動率的角度觀察，與之關聯程度最高的為新加坡幣與韓元，分別為0.699與0.559，而韓元與新加坡幣之間也有0.557的相關程度。人民幣與港幣方面，過去該兩種貨幣的變動幅度較低，因此與其他三種貨幣的相關程度也偏低。例如，從新台幣匯率變動率觀察，其與人民幣及港幣的相關程度分別為0.265與0.255。

圖1至5分別為新台幣、人民幣、港幣、韓元與新加坡幣之匯率變動率。為便於跨國

比較，除了韓元匯率變動率以外，其他幣別匯率變動率的圖形皆同以縱軸最小值-3%至最大值3%的區間表示。^{註5}就新台幣匯率變動率而言，整個期間尚稱穩定，除了危機較為緊急的時點以外，多在1%與-1%之間波動，似顯示台灣央行著重於匯率穩定，而非外界所認為的升值或貶值。

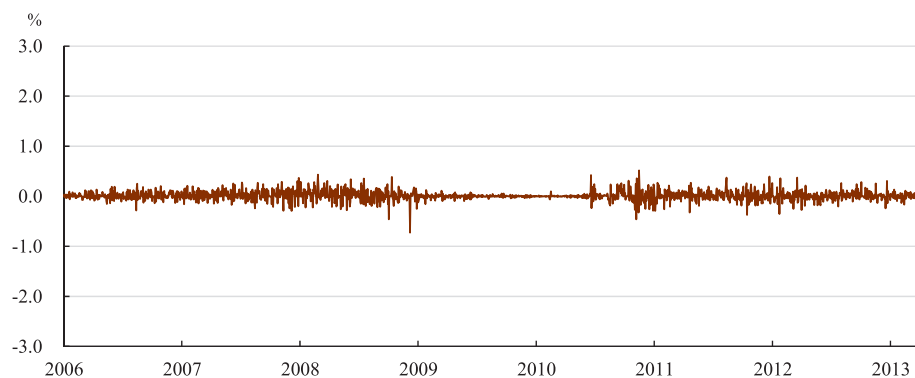
圖1至5顯示，即使各幣別匯率變動率有所差異，但皆展現波動群聚的現象，也就是大波動通常會跟隨著大波動，而小波動通常會跟隨著小波動的現象。

圖1 新台幣匯率變動率



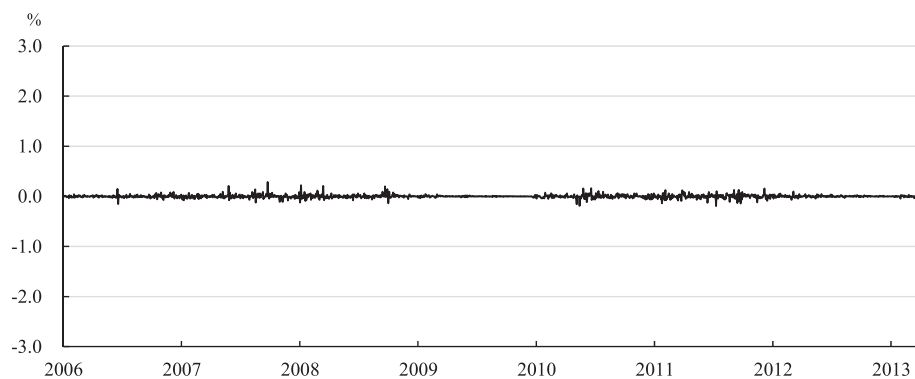
資料來源：中央銀行。

圖2 人民幣匯率變動率



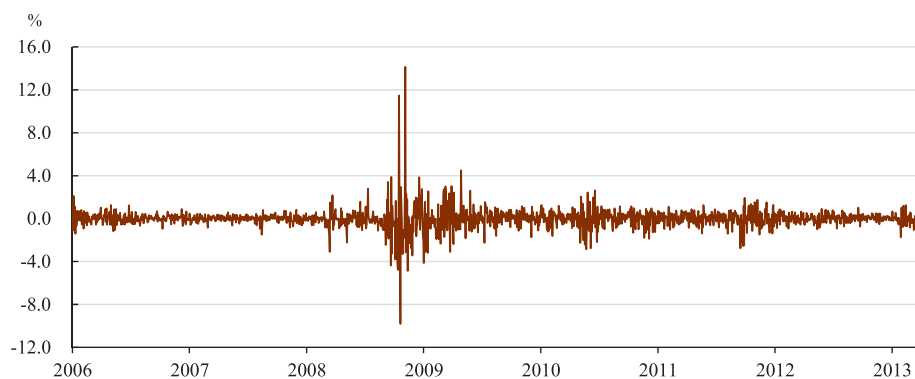
資料來源：中央銀行。

圖3 港幣匯率變動率



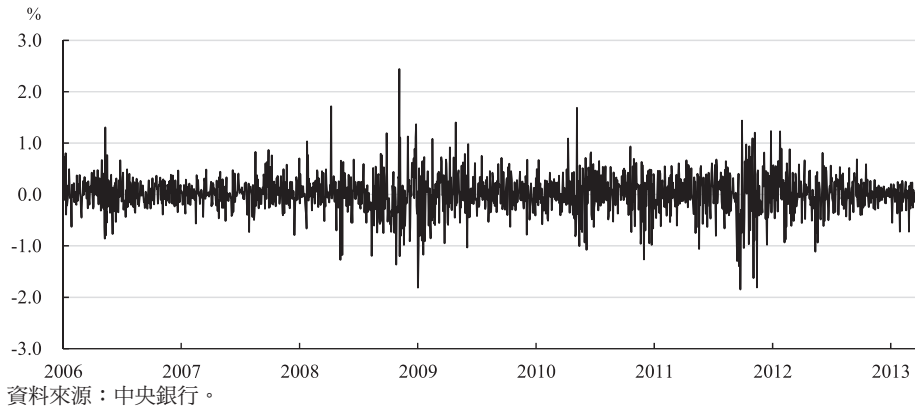
資料來源：中央銀行。

圖4 韓元匯率變動率



資料來源：中央銀行。

圖5 新加坡幣匯率變動率



綜合上述，從各幣別匯率變動率的峰度值皆大於3、統計檢定顯示具有高狹峰分配、各幣別匯率變動率之間具有相當程度的關聯、異變異數與波動群聚等特性來看，有關波動程度(條件變異數與條件標準差)

以及彼此之間共變程度(條件共變異數與條件相關係數)的研究，在非常態分配的假設下，配合平均值方程式採用多變量GARCH模型進行實證，較為妥當。

參、實證模型建構與估計結果

一、平均值方程式

在平均值方程式方面，本文設立以下的向量自我迴歸(Vector Autoregression, VAR)模型：

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c} + \sum_{r=1}^R \boldsymbol{\eta}_r \mathbf{y}_{t-r} + \sum_{s=0}^S \boldsymbol{\lambda}_s \mathbf{x}_{t-s} + \boldsymbol{\mu} \mathbf{d}_1 + \mathbf{v} \mathbf{d}_2 + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t | \Omega_{t-1} \sim t(0, \mathbf{H}_t)$$

式中， $\mathbf{y}_t = (\dot{e}_{cn,t}, \dot{e}_{hk,t}, \dot{e}_{kr,t}, \dot{e}_{sg,t}, \dot{e}_{tw,t})'$ 、 $\mathbf{x}_t = (\dot{e}_{jp,t}, \dot{e}_{eu,t})'$ 、 $\dot{e}_{cn,t}$ 、 $\dot{e}_{hk,t}$ 、 $\dot{e}_{kr,t}$ 、 $\dot{e}_{sg,t}$ 、 $\dot{e}_{tw,t}$ 、 $\dot{e}_{jp,t}$ 與 $\dot{e}_{eu,t}$ 分別為 t 期人民幣(CN)、港幣(HK)、韓元(KR)、新加坡幣(SG)、新台幣(TW)、日圓(JP)與歐元(EU)兌美元匯率的變動率。 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$

為 5×1 誤差項向量，假定為 t 分配，其平均值為0，且變異數/共變數矩陣為 \mathbf{H}_t ， Ω_{t-1} 則為前期的訊息集合。(1)式中日圓與歐元匯率皆為外生變數，代表國際美元的動向。

由於本文的實證期間橫跨平常時期與危機時期，為得到更精確的估計，也另外於(1)式設立 \mathbf{d}_1 與 \mathbf{d}_2 虛擬變數向量，分別代表全球金融危機與歐洲債務危機，其中 \mathbf{d}_1 在2008年7月10日至2009年6月30日期間設定為1，其他日期為0，而 \mathbf{d}_2 在2009年10月20日至2012年9月6日期間設定為1，其他日期為0。

註6

二、變異數/共變數方程式

多變量GARCH模型種類相當繁多，以下首先簡單介紹與本文有關的模型。有關的綜覽文獻，可參閱Bauwens *et al.* (2006)、Ding and Engle (2001)、Silvennoinen and Teräsvirta (2009)等。

若令vech為將矩陣內各元素堆疊為列向量的半向量化運算元(vector-half operator)，則完整的多變量GARCH (p, q)模型可表示為

$$\begin{aligned} \text{vech}(\mathbf{H}_t) = & \text{vech}(\mathbf{C}) + \sum_{i=1}^q \mathbf{A}_i \text{vech}(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \boldsymbol{\varepsilon}'_{t-i}) \\ & + \sum_{j=1}^p \mathbf{B}_j \text{vech}(\mathbf{H}_{t-j}) \end{aligned} \quad (2)$$

(2)雖然為完整的多變量GARCH模型，但由於待估計參數個數太多(參閱表3)，不易估計，即使可獲得估計結果，也因為參數過多，不易得到理想的估計結果。此外，變異數/共變數矩陣不保證為半正定(positive semi-definiteness)，使得實際用途受到限制。

Bollerslev *et al.* (1988)於是進一步設計了DVECH-GARCH模型，將上述的係數矩陣限制為對角線矩陣。若不以vech的型態，而是以一般矩陣的方式表達，並假設 $p = q = 1$ ，則(2)可精簡地表達為：

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C} + \mathbf{A} \bullet \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}'_{t-1} + \mathbf{B} \bullet \mathbf{H}_{t-1} \quad (3)$$

其中， \mathbf{H}_t 為 $N \times N$ 條件變異數/共變異數

矩陣， \mathbf{C} 、 \mathbf{A} 與 \mathbf{B} 為 $N \times N$ 係數矩陣， \bullet 則為Hadamard乘積(不同矩陣內位置相同的元素相乘)。

另一方面，Baba *et al.* (1991)則提出了BEKK-GARCH (p, q, K)，利用二次式建構條件共變異數矩陣，以保證變異數/共變異矩陣為正定，並使得待估計參數個數減少。其一般式為：

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}\mathbf{C}' + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q \mathbf{A}_{ik} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \boldsymbol{\varepsilon}'_{t-i} \mathbf{A}'_{ik} + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_{ik} \mathbf{H}_{t-i} \mathbf{B}'_{ik} \quad (4)$$

式中， \mathbf{C} 、 \mathbf{A}_{ik} 與 \mathbf{B}_{ik} 皆為 $N \times N$ 係數矩陣。假設 $K = 1$ ，則

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}\mathbf{C}' + \sum_{i=1}^q \mathbf{A}_i \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \boldsymbol{\varepsilon}'_{t-i} \mathbf{A}'_i + \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_i \mathbf{H}_{t-i} \mathbf{B}'_i \quad (5)$$

(5)待估計參數個數雖然較少，但仍然不低，再加上該式並非線性，估計過程中達到收斂並非易事，因此一般再就該式再加上限制。常見的作法是假設 \mathbf{A}_i 與 \mathbf{B}_i 為對角線矩陣，使(5)式成為對角化(Diagonal) BEKK-GARCH ($p, q, 1$)模型。

另外常見的導論級模型包括Bollerslev (1990)的固定條件相關(Constant Conditional Correlation)模型。由於該模型的條件相關係數為固定，Engle (2002)乃發展出DCC模型，使相關係數能因時間而改變。

表3 多變量對稱GARCH模型參數個數(以 $N=5, p=2, q=1, K=1$ 為例)

模型	公式	參數個數
Full VECH-GARCH	$[N(N+1)/2][1+(p+q)N(N+1)/2]$	690
Full BEKK-GARCH	$(p+q)KN^2 + N(N+1)/2$	90
Diagonal VECH-GARCH	$[N(N+1)/2](1+p+q)$	60
Diagonal BEKK-GARCH	$(p+q)KN + N(N+1)/2$	45
CCC-GARCH	$N(N+9)/2$	35

資料來源：Bauwens *et al.* (2006)、Ding and Engle (2001)、Silvennoinen and Terasvirta (2009)。

大體上而言，多變量GARCH模型的設計是一種取捨：愈完整的模型，可資運用與分析的方向愈多，彈性也愈大，但是待估計參數眾多，以致於估計不易或不易得到理想的估計結果，容易喪失估計本身的意義；愈是簡化的模型則剛好相反，固然限制較多，但較符合模型設立的精簡原則(parsimony principle)，若所選擇的變數大部分皆為重要變數，從係數檢定顯著程度的角度來看，可望得到理想的估計結果。基於易於估計的考量，本文考慮的是多變量DVECH與DBEKK模型。這兩種模型雖然是多變量GARCH的導論級模型，但其估計值皆具有一致性與有效性的特質。

三、最適模型的選擇

多變量GARCH模型係聯合估計平均值方程式與變異數/共變數方程式，與一般估計平均值方程式的經濟計量模型不同，因此本文以逐一測試或檢定方式，參考訊息準則(information criterion)(詳細說明請參閱附錄二)數據，以及變動方向與幅度檢定(sign and

size bias test，參閱附錄三)、多變量自我相關檢定(multivariate portmanteau test)等結果，以決定適當的模型。

根據前述反覆檢定的過程後，最後本文選定VAR(2)對角化門檻VECH(1, 2)以及VAR(2)對角化門檻BEKK GARCH (1, 2, 1)等兩個模型。為避免重覆出現中英文夾雜的現象，以下本文分別稱之為VAR(2)-DVECH-TGARCH(1,2)與VAR(2)-DBEKK-TGARCH (1, 2, 1)模型，或甚至在若干地方分別簡稱為DVECH與DBEKK模型。兩個模型的殘差值自我相關檢定可參閱附錄四。

(一) VAR(2)-DVECH-TGARCH (1, 2)模型

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C} + \mathbf{A}_1 \bullet \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}'_{t-1} + \mathbf{A}_2 \bullet \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} \boldsymbol{\varepsilon}'_{t-2} + \mathbf{B}_1 \bullet \mathbf{H}_{t-1} + \mathbf{G} \bullet \mathbf{z}_{t-1} \mathbf{z}'_{t-1} \quad (6)$$

(6)式中， \mathbf{H}_t 、 \mathbf{A}_1 、 \mathbf{A}_2 、 \mathbf{B}_1 與 \mathbf{G} 皆為 5×5 矩陣，分別代表變異數/共變數、ARCH (1)係數、ARCH (2)係數、GARCH (1)係數以及不對稱項的係數矩陣； $\mathbf{z}_{t-1} = \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \bullet \mathbf{I}(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1,0})$ ， \mathbf{I} 為 5×1 指標函數向量。如果以矩陣中的各元素表達，(6)式對應於下式：

$$\begin{aligned} \sigma_{ii,t} &= c_{ii} + (\alpha_{ii} + \delta_i I_{i,t-1}) \varepsilon_{i,t-1}^2 + \theta_i \varepsilon_{i,t-2}^2 + \beta_i \sigma_{ii,t-1} \\ \sigma_{ij,t} &= c_{ij} + (\alpha_{ij} + \delta_j I_{i,t-1} I_{j,t-1}) \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} + \theta_j \varepsilon_{i,t-2} \varepsilon_{j,t-2} \\ &\quad + \beta_j \sigma_{ij,t-1} \quad i \neq j \end{aligned} \quad (7)$$

(6)式說明匯率變動率的變異數/共變數主要係受前期與落後期兩期誤差值平方(或誤差值的交叉值)與前期變異數/共變數等因素的影響。此外，本文也考慮了不對稱效果(asymmetric effect)，以捕捉訊息內涵不同對匯率變動率波動程度所產生不同程度的影響。

至於不對稱效果設定的方式，本文以 Glosten *et al.* (1993)所發展的單一方程式門檻 GARCH (univariate threshold GARCH)模型為基礎，將之延伸為多變量GARCH模型指標函數向量：若前期的誤差值為負值，會使得當期匯率變動率波動程度變大，因此指標值設定為1。另一方面，若前期的誤差值為正值，則指標值設為0。換句話說，負面的訊息或衝擊會擴大匯率變動率的波動程度，而正面的訊息則否。在這些因素的考慮下，不對稱係數估計值應為正值或者為0，以反映負面的訊息會擴大當期匯率變動率的波動程度，或者是正面的訊息不影響當期匯率變動率的波動程度。

(二) VAR(2)-DBEKK-TGARCH (1, 2, 1) 模型

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}\mathbf{C}' + \mathbf{A}_1 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}'_{t-1} \mathbf{A}'_1 + \mathbf{A}_2 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} \boldsymbol{\varepsilon}'_{t-2} \mathbf{A}'_2 + \mathbf{B}_1 \mathbf{H}_{t-1} \mathbf{B}'_1 + \mathbf{G} \mathbf{z}_{t-1} \mathbf{z}'_{t-1} \mathbf{G}' \quad (8)$$

(5)式中的 \mathbf{C} 為下三角(lower triangle)

係數矩陣、 \mathbf{H}_t 為 5×5 變異數/共變數係數矩陣、 \mathbf{A}_1 、 \mathbf{A}_2 、 \mathbf{B}_2 與 \mathbf{G} 分別為 5×5 ARCH (1)、ARCH (2)以及不對稱項的對角線係數矩陣。一如(6)式，(8)式也考慮不對稱的效果，因此 \mathbf{z}_{t-1} 的界定與(6)式中的相同。若以矩陣中各元素表達，則(8)式對應於下式：

$$\begin{aligned} \sigma_{ii,t} &= c_{ii} + (\alpha_i^2 + \delta_i^2 I_{i,t-1}) \varepsilon_{i,t-1}^2 + \theta_i^2 \varepsilon_{i,t-2}^2 + \beta_i^2 \sigma_{ii,t-1} \\ \sigma_{ij,t} &= c_{ij} + (\alpha_i \alpha_j + \delta_i \delta_j I_{i,t-1} I_{j,t-1}) \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} \\ &\quad + \theta_i \theta_j \varepsilon_{i,t-2} \varepsilon_{j,t-2} + \beta_i \beta_j \sigma_{ij,t-1} \quad i \neq j \end{aligned} \quad (9)$$

(6)與(8)式的共通點為皆考慮了前期誤差值平方(或前期誤差值的交叉值)、前期變異數/共變數以及不對稱因素等3個效果對當期變異數/共變數的影響。

上述多變量GARCH模型的變異數/共變數方程式分別與平均值方程式結合，成為兩個待估計的實證模型：VAR(2)-DVECH-TGARCH (1, 2)模型以及VAR(2)-DBEKK-TGARCH (1, 2, 1)模型。這兩個模型的共同優點是參數個數較完整的模型為少，容易估計，缺點則是係數矩陣經過對角化處理，雖然可分析兩兩市場之間的互動情形(例如，新台幣與韓元匯率變動率之互動)，但無法探討第三方市場的波動外溢效果(例如，新加坡市場的變動對新台幣與韓元匯率變動率之間互動的影響)。

四、模型之實證結果

本節針對前節所提出的VAR(2)-DVECH-TGARCH (1, 2)以及VAR(2)-DBEKK-

TGARCH (1, 2, 1)兩個模型進行實證。各數列單根檢定結果列於附錄二，該兩個模型的多變量自我相關檢定以及平均值方程式估計結果分別列於附錄四與附錄五。變異數/共變數方程式實證結果列於下表4與5。

比較表4與5，在常數項係數方面，兩個模型表現相近，不少常數項係數並不顯著，但估計值十分接近於0，對於計算相關數值影響不大。在關鍵的ARCH與GARCH項、不對稱項等係數方面，DVECH模型僅在GARCH項估計表現甚佳(皆為十分顯著)，而

DBEKK模型則在各ARCH(1)、ARCH(2)、GARCH(1)與不對稱項係數皆有不錯的表現。

整體來看，雖然該DVECH模型在事前模型的選擇上具有較高的訊息準則值，但從各係數估計值是否顯著的角度來看，DBEKK模型表現較佳。在訊息準則值差異不大的情況下(AIC值差距僅為0.003)，基於係數顯著程度便於分析的考慮，以下本文分析以DBEKK模型為準。

表4 DVECH-TGARCH (1, 2)模型

$$H_t = C + A_1 \bullet \epsilon_{t-1} \epsilon'_{t-1} + A_2 \bullet \epsilon_{t-2} \epsilon'_{t-2} + B_1 \bullet H_{t-1} + G \bullet z_{t-1} z'_{t-1}$$

	係數	係數值	t 值	p 值
常數項係數矩陣	C_{cncn}	0.000008	2.482	0.013
	C_{cnhk}	0.000001	0.839	0.402
	C_{cnkr}	0.000043	0.871	0.384
	C_{cmsg}	0.000037	1.476	0.140
	C_{cnrw}	0.000008	0.458	0.647
	C_{hkhk}	0.000000	2.130	0.033
	C_{hkkr}	0.000014	0.930	0.353
	C_{hksg}	0.000006	1.348	0.178
	C_{hktrw}	0.000002	0.555	0.579
	C_{krkr}	0.003675	4.380	0.000
	C_{krsg}	0.001521	3.916	0.000
	C_{krtrw}	0.001314	4.719	0.000
	C_{sgsg}	0.001588	4.342	0.000
	C_{sgtrw}	0.000845	4.279	0.000
	C_{trtrw}	0.000764	4.706	0.000
	ARCH(1)項係數	α_{cncn}	0.225947	6.159
α_{cnhk}		0.031062	0.807	0.420
α_{cnkr}		-0.015556	-0.471	0.637
α_{cmsg}		-0.017277	-0.531	0.595
α_{cnrw}		-0.018369	-0.455	0.649
α_{hkhk}		0.167718	4.889	0.000
α_{hkkr}		0.025777	0.863	0.388
α_{hksg}		0.028990	0.977	0.329
α_{hktrw}		0.088685	2.480	0.013
α_{krkr}		0.114271	3.526	0.000
α_{krsg}		0.064645	2.583	0.010
α_{krtrw}		0.110272	3.923	0.000

	係數	係數值	t 值	p 值
	α_{sgsg}	0.063368	2.786	0.005
	α_{sgrw}	0.103895	4.231	0.000
	α_{rwrw}	0.277557	8.061	0.000
ARCH(2)項係數	θ_{cncn}	-0.152787	-4.403	0.000
	θ_{cnhk}	-0.018601	-0.490	0.624
	θ_{cnkr}	0.030788	0.941	0.347
	θ_{cmsg}	0.020314	0.676	0.499
	θ_{cnrw}	0.026748	0.700	0.484
	θ_{hkik}	-0.130092	-3.891	0.000
	θ_{hkkr}	0.003031	0.102	0.919
	θ_{hksg}	-0.021953	-0.754	0.451
	θ_{hkrr}	-0.079147	-2.335	0.020
	θ_{krkr}	-0.068270	-2.187	0.029
	θ_{krsg}	-0.034019	-1.425	0.154
	θ_{krrw}	-0.067682	-2.520	0.012
	θ_{sgsg}	-0.023403	-1.054	0.292
	θ_{sgrw}	-0.061428	-2.664	0.008
θ_{rwrw}	-0.209405	-6.286	0.000	
GARCH (1)項係數	β_{cncn}	0.926963	120.479	0.000
	β_{cnhk}	0.956127	43.111	0.000
	β_{cnkr}	0.950917	71.251	0.000
	β_{cmsg}	0.949319	62.140	0.000
	β_{cnrw}	0.946706	93.328	0.000
	β_{hkik}	0.915426	121.696	0.000
	β_{hkkr}	0.907899	37.734	0.000
	β_{hksg}	0.956161	76.351	0.000
	β_{hkrr}	0.928161	53.456	0.000
	β_{krkr}	0.910504	105.131	0.000
	β_{krsg}	0.918582	96.961	0.000
	β_{krrw}	0.907208	101.237	0.000
	β_{sgsg}	0.916212	89.555	0.000
	β_{sgrw}	0.909036	78.153	0.000
β_{rwrw}	0.914641	95.275	0.000	
不對稱項係數	δ_{cncn}	0.027238	1.685	0.092
	δ_{cnhk}	0.024721	1.221	0.222
	δ_{cnkr}	0.012866	0.902	0.367
	δ_{cmsg}	0.043397	2.559	0.011
	δ_{cnrw}	0.036294	2.676	0.008
	δ_{hkik}	0.120328	7.212	0.000
	δ_{hkkr}	0.042844	2.249	0.025
	δ_{hksg}	0.024002	2.140	0.032
	δ_{hkrr}	0.056350	3.389	0.001
	δ_{krkr}	0.075965	4.635	0.000
	δ_{krsg}	0.054158	3.978	0.000
	δ_{krrw}	0.043935	3.537	0.000
	δ_{sgsg}	0.053204	3.733	0.000
	δ_{sgrw}	0.029039	2.359	0.018
δ_{rwrw}	0.001989	0.192	0.848	

資料來源：本研究。

表5 DBEKK-TGARCH (1, 2, 1)模型之估計結果

$$H_t = \mathbf{C}\mathbf{C}' + \mathbf{A}_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} \mathbf{A}'_1 + \mathbf{A}_2 \varepsilon_{t-2} \varepsilon'_{t-2} \mathbf{A}'_2 + \mathbf{B}_1 \mathbf{H}_{t-1} \mathbf{B}'_1 + \mathbf{G}z_{t-1} z'_{t-1} \mathbf{G}'$$

	係數	係數值	t值	p值
常數項係數	C_{cncn}	0.000010	2.651	0.008
	C_{cnhk}	0.000001	1.060	0.289
	C_{cnkr}	0.000135	2.020	0.043
	C_{cnsq}	0.000082	2.756	0.006
	C_{cntw}	0.000025	1.000	0.318
	C_{hkhk}	0.000000	2.168	0.030
	C_{hkkr}	-0.000001	-0.032	0.975
	C_{hksg}	0.000013	1.770	0.077
	C_{hktw}	0.000001	0.163	0.871
	C_{krkr}	0.005277	5.220	0.000
	C_{krsg}	0.001781	4.472	0.000
	C_{krtw}	0.001803	5.562	0.000
	C_{sgsg}	0.001790	4.454	0.000
	C_{sgtw}	0.000829	4.825	0.000
	C_{twtw}	0.001557	6.466	0.000
ARCH(1)項係數	α_{cn}	0.303083	14.650	0.000
	α_{hk}	0.173238	9.557	0.000
	α_{kr}	0.160023	4.810	0.000
	α_{sg}	0.208532	8.833	0.000
	α_{tw}	0.256401	12.922	0.000
ARCH (2)項係數	θ_{cn}	-0.088970	-1.735	0.083
	θ_{hk}	-0.088282	-2.464	0.014
	θ_{kr}	0.201756	6.415	0.000
	θ_{sg}	0.143109	4.031	0.000
	θ_{tw}	0.090736	2.204	0.028
GARCH (1)項係數	β_{cn}	0.958124	265.167	0.000
	β_{hk}	0.949023	259.403	0.000
	β_{kr}	0.945482	194.587	0.000
	β_{sg}	0.955982	186.162	0.000
	β_{tw}	0.936641	171.255	0.000
不對稱項係數	δ_{cn}	0.057317	1.426	0.154
	δ_{hk}	0.415886	17.446	0.000
	δ_{kr}	0.260218	9.613	0.000
	δ_{sg}	0.108936	4.277	0.000
	δ_{tw}	0.191124	6.384	0.000

資料來源：本研究。

肆、波動程度與共變程度分析

一、波動程度分析

根據(9)式，各幣別匯率變動率之變異數方程式為：

$$\sigma_{ii,t} = c_{ii} + (\alpha_i^2 + \delta_i^2 I_{i,t-1}) \varepsilon_{i,t-1}^2 + \theta_i^2 \varepsilon_{i,t-2}^2 + \beta_i^2 \sigma_{ii,t-1}$$

因此根據表5的估計結果，可將各幣別匯率變動率之變異數方程式表達於下表：

表6 各幣別匯率變動率之變異數方程式

幣別	變異數方程式
人民幣	$\sigma_{cncn,t} = 0.0000097 + 0.092\varepsilon_{cn,t-1}^2 + 0.008\varepsilon_{cn,t-2}^2 + 0.918\sigma_{cncn,t-1} + 0.003I_{cn,t-1}\varepsilon_{hk,t-1}^2$
港幣	$\sigma_{hkhk,t} = 0.0000004 + 0.030\varepsilon_{hk,t-1}^2 + 0.008\varepsilon_{hk,t-2}^2 + 0.901\sigma_{hkhk,t-1} + 0.173I_{hk,t-1}\varepsilon_{kr,t-1}^2$
韓元	$\sigma_{krkr,t} = 0.0052769 + 0.026\varepsilon_{kr,t-1}^2 + 0.041\varepsilon_{kr,t-2}^2 + 0.894\sigma_{krkr,t-1} + 0.068I_{kr,t-1}\varepsilon_{sg,t-1}^2$
新加坡幣	$\sigma_{sgsg,t} = 0.0017897 + 0.043\varepsilon_{sg,t-1}^2 + 0.020\varepsilon_{sg,t-2}^2 + 0.914\sigma_{sgsg,t-1} + 0.012I_{sg,t-1}\varepsilon_{nw,t-1}^2$
新台幣	$\sigma_{nwnw,t} = 0.0015570 + 0.066\varepsilon_{nw,t-1}^2 + 0.008\varepsilon_{nw,t-2}^2 + 0.877\sigma_{nwnw,t-1} + 0.037I_{nw,t-1}\varepsilon_{nw,t-1}^2$

資料來源：本研究。

以下根據表6，討論各係數的估計結果。

(一) 前期的變異數($\sigma_{ii,t-1}$)

前期的變異數($\sigma_{ii,t-1}$)所衡量的是自身波動的持續程度(own-volatility persistence)，為影響當期各幣別匯率變動率之變異數($\sigma_{ii,t}$)的最大來源，尤以人民幣、新加坡幣與港幣為最，依高低順序分別為0.918、0.914與0.901。韓元與新台幣方面，也分別達到0.894與0.877。該實證結果似顯示以下三個意義：

1. 如果前一期匯率變動率的波動程度擴大，也會使得當期匯率變動率的波動幅度擴大；而若前一期的波動程度縮小，則會使得當期的波動程度縮小。

2. 若外匯市場受到外生干擾的影響，使得匯率變動率的波動程度擴大，如果中央銀

行縮小波動幅度，會有助於外匯市場之穩定。

3. 由於新興經濟體中央銀行進場調節外匯市場的頻率較高，實際匯率也會反映央行調節的結果，這代表如果央行在前期採取措施穩定匯率，使匯率波動的程度降低，也會有助於後期外匯市場的穩定。

(二) 前期誤差項平方($\varepsilon_{i,t-1}^2$)

前期誤差項平方($\varepsilon_{i,t-1}^2$)所衡量的是自身波動的外溢效果(own-volatility spillovers)，也就是前一期的衝擊對於當期匯率變動率波動程度($\sigma_{ii,t}$)的影響。從表6觀察，若不考慮不對稱的效果，各係數值並不高，依大小順序排列，分別為人民幣(0.092)、新台幣(0.066)、新加坡幣(0.043)、港幣(0.030)與韓元(0.026)。對於韓元、新加坡幣與新台幣而

言，其影響程度有限，係數值分別為0.025、0.036與0.063。雖然如此，由於其力量可影響次一期的條件變異數，進而影響後期的匯率變動率，因此並非不重要的變數。

(三) 不對稱效果($I_{i,t-1}e_{i,t-1}^2$)

不對稱效果係指前一期負面的訊息會對當期匯率變動率的波動程度造成較大的影響。單就不對稱效果來看，港幣最高(0.173)，而人民幣則最低(0.003)，中間依序為韓元(0.068)、新台幣(0.037)與新加坡幣(0.0012)。

前小節有關前期誤差項平方的討論若加計不對稱效果，則依大小順序依次為港幣(0.203)、新台幣(0.103)、人民幣(0.095)、韓元(0.094)與新加坡幣(0.055)。港幣與新台幣的係數皆較高，因此如果前一期發生了負面的訊息衝擊，市場會產生較大的反應，使當日匯率波動率的變動程度擴大。

(四) 落後兩期誤差項平方($e_{i,t-2}^2$)

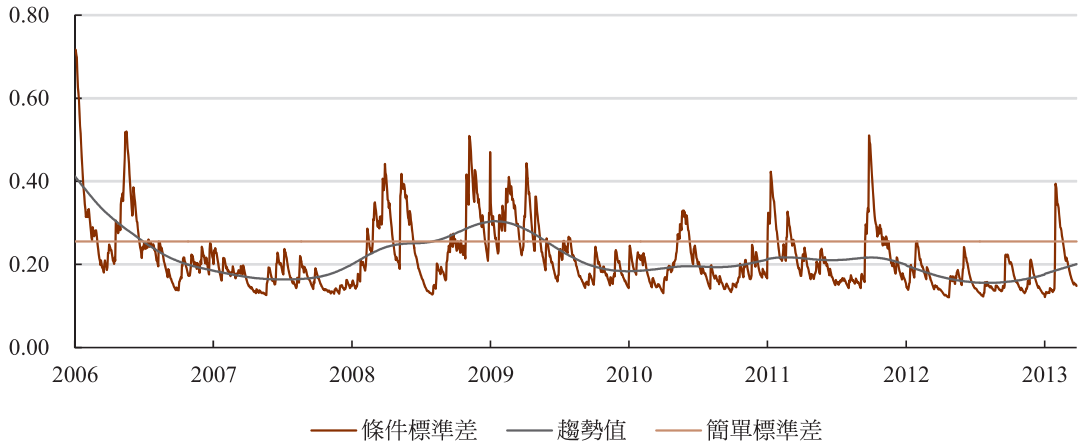
另外一項與自身波動外溢效果有關的變數為落後兩期的誤差項平方($e_{i,t-2}^2$)，這一方面以韓元與新加坡幣所受的影響較大，其係數分別為0.041與0.020，人民幣、港幣與新台幣皆分別為0.008。

前述的討論皆從係數估計值的大小出

發，表面上某些幣別係數估計值相近，但 $\sigma_{ii,t-1}$ 、 $e_{i,t-1}^2$ 與 $e_{i,t-1}^2$ 等變數值會支配 $\sigma_{ii,t}$ 的大小及其變動幅度，各幣別的條件變異數仍然會有很大的差異，因此觀察各條件變異數的走勢也相當重要。由於一般係將金融資產報酬率的波動程度以標準差表示(例如，Taylor 2007)，以下本文將該五種貨幣匯率變動率之條件變異數估計值，轉換為條件標準差及其趨勢值列示於圖6至10。^{註7}此外，本文也將表1各匯率變動率之簡單標準差一併列示於各圖，以資比較參考。

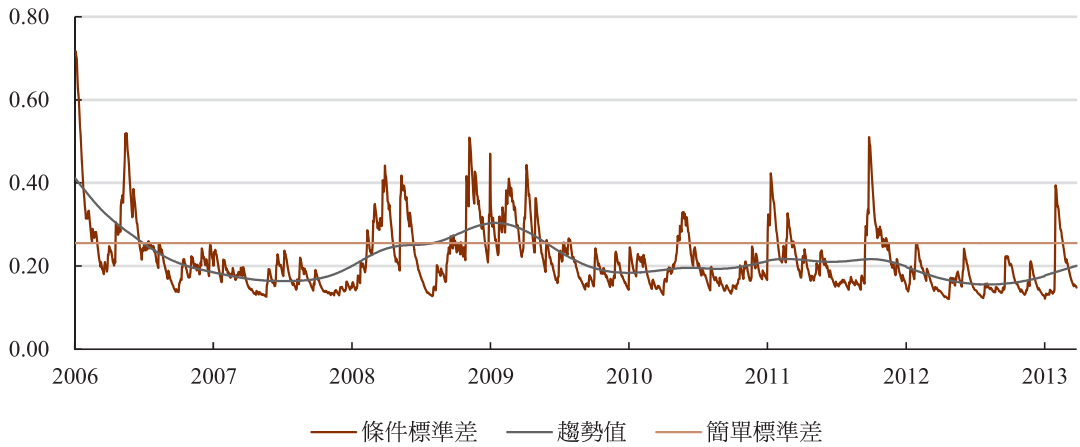
從圖6至10各幣別觀察，大致上分為兩組。一組為人民幣與港幣匯率，在整個樣本期間，其匯率變動率的波動程度變化不大，又以港幣為最，主要原因在於由於所採行的匯率制度使然，使得該兩種貨幣兌美元價位本就變動有限。另一組為韓元、新加坡幣與新台幣，在2008年以前，該三種貨幣匯率變動率的波動程度不大，但其後波動程度增加，而波動幅度陡升之處，主要係受到美國次級房貸危機、全球金融危機、歐洲債務危機，乃至於日圓貶值等國際因素的影響，使得韓元、新加坡幣與新台幣匯率變動率的波動程度擴大。

圖6 新台幣匯率變動率之波動程度



資料來源：本研究。

圖7 人民幣匯率變動率之波動程度



資料來源：本研究。

圖8 港幣匯率變動率之波動程度



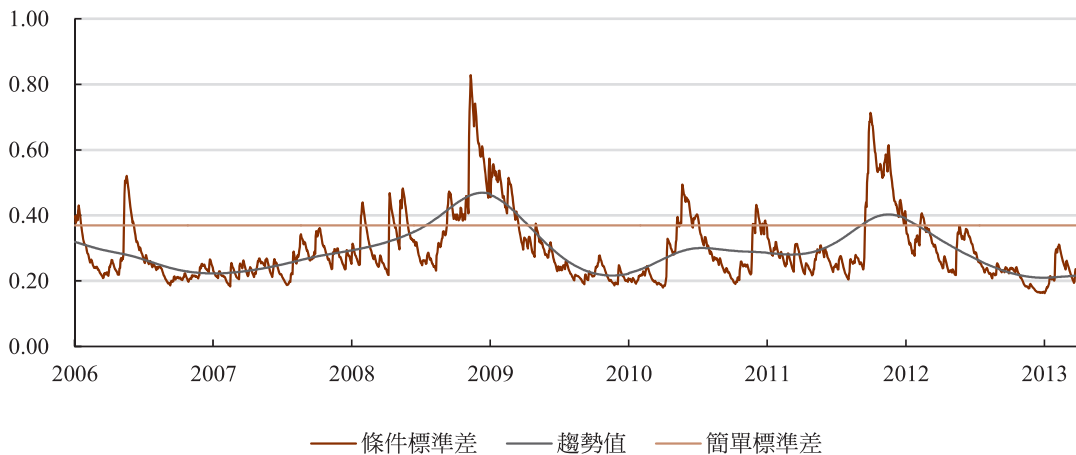
資料來源：本研究。

圖9 韓元匯率變動率之波動程度



資料來源：本研究。

圖10 新加坡幣匯率變動率之波動程度

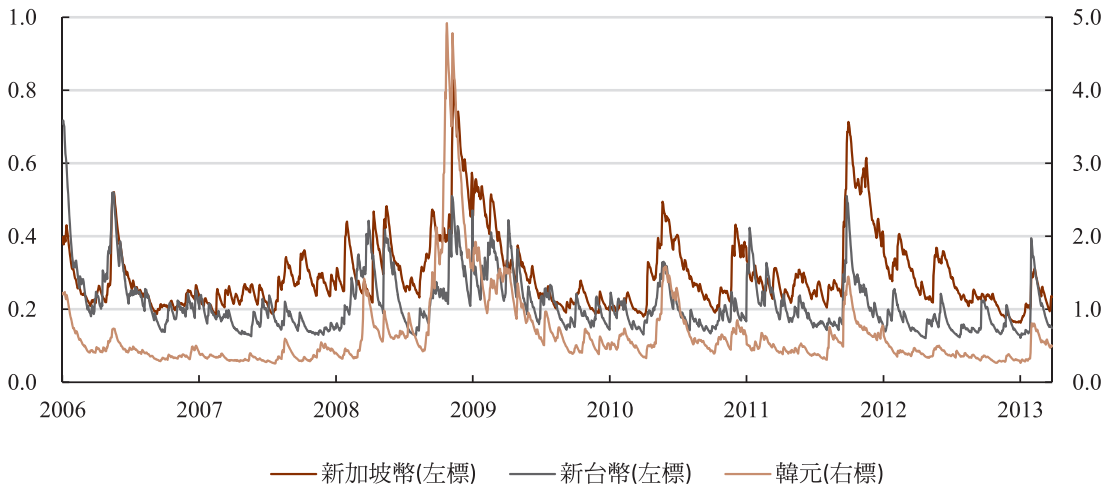


資料來源：本研究。

在該三種貨幣匯率變動率之波動起伏相似程度方面，以下圖11採取雙軸圖的表達方式，將該三種貨幣匯率變動率之條件標準差共同列示。^{註8} 觀察圖11，從任一時點來看，新台幣、新加坡幣與韓元匯率變動率之波動幅度大小不一，其中又以新台幣匯率變動率較低，維持相對穩定的局面，新加坡幣次之，韓元匯率變動率的波動幅度則最高。

但就波動形態而言，三者的變化相似。台灣、新加坡與南韓三個經濟體的經濟發展階段雖相近，但發展的內涵不同，^{註9} 而能有相似的波動形態，可能係因該等經濟體面臨了類似的國外干擾所致。例如，國際美元變動、短期國際資本移動等，皆是新興經濟體經常面臨的國外干擾。

圖11 新台幣、新加坡幣與韓元匯率變動率之波動程度



資料來源：本研究。

二、共變程度與相關係數分析

各幣別匯率變動率彼此之間之共變數方程式為：

$$\sigma_{ij,t} = c_{ij} + (\alpha_i \alpha_j + \delta_i \delta_j I_{i,t-1} I_{j,t-1}) \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} + \theta_i \theta_j \varepsilon_{i,t-2} \varepsilon_{j,t-2} + \beta_i \beta_j \sigma_{ij,t-1} \quad i \neq j$$

由於有五種貨幣，若兩兩配對，共有10條共變數估計方程式之多。以下分三個小節討論。第一小節著重於波動程度較大的新台幣、韓元與新加坡幣兩兩之間的共變程度與相關係數分析。第二小節觀察人民幣匯率變動率與其他幣別匯率變動率之間的相關程度。第三小節根據實證結果討論人民幣與新

台幣匯率變動率之間相關程度。

至於港幣方面，從前節的探討可以得知，港幣匯率變動率波動程度很低，主要係因香港採取嚴格的聯繫匯率制度，長遠而言，也不太可能有太大的改變。在此情況下，進行共變程度或相關係數分析的意義不大，因此此處予以省略。

(一) 新台幣、韓元與新加坡幣匯率變動率的共變與相關程度

根據表5的估計結果，可將新台幣、韓元與新加坡幣匯率變動率之共變異數方程式表達於下表：

表7 新台幣、韓元與新加坡幣匯率變動率的共變關係

幣別	共變異數方程式
新台幣 與 韓元	$\sigma_{krnw,t} = 0.001803 + 0.041\varepsilon_{kr,t-1}\varepsilon_{nw,t-1} + 0.018\varepsilon_{kr,t-2}\varepsilon_{nw,t-2} + 0.885\sigma_{krnw,t-1} + 0.050I_{kr,t-1}I_{nw,t-1}\varepsilon_{kr,t-1}\varepsilon_{nw,t-1}$
新台幣 與 新加坡幣	$\sigma_{sgnw,t} = 0.000829 + 0.053\varepsilon_{sg,t-1}\varepsilon_{nw,t-1} + 0.013\varepsilon_{sg,t-2}\varepsilon_{nw,t-2} + 0.895\sigma_{sgnw,t-1} + 0.021I_{sg,t-1}I_{nw,t-1}\varepsilon_{sg,t-1}\varepsilon_{nw,t-1}$
韓元 與 新加坡幣	$\sigma_{krsg,t} = 0.001781 + 0.033\varepsilon_{kr,t-1}\varepsilon_{sg,t-1} + 0.029\varepsilon_{kr,t-2}\varepsilon_{sg,t-2} + 0.904\sigma_{krsg,t-1} + 0.028I_{kr,t-1}I_{sg,t-1}\varepsilon_{kr,t-1}\varepsilon_{sg,t-1}$

資料來源：本研究。

根據表7，3種貨幣匯率變動率彼此之間的共變關係，主要決定於前一期的共變程度($\sigma_{ij,t-1}$)，也就是交叉波動的持續程度(cross volatility persistence)，其係數值分別為新台幣與韓元的0.885、新台幣與新加坡幣的0.895、韓元與新加坡幣的0.904，代表彼此之間共變程度對未來匯率變動率的影響，可持續一段相當長的期間。

一個貨幣前一期未預料到的衝擊，也會影響至另一貨幣，並產生相互的交叉影響($\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1}$)，可稱之為交叉波動的外溢程度(cross volatility spillover)。其係數值分別為新台幣與韓元0.041、新台幣與新加坡幣0.053、韓元與新加坡幣0.033。落後兩期對當期的影響則依上述順序分別為0.018、0.013與0.029，但其影響程度皆不若前一期彼此之間的共變程度。

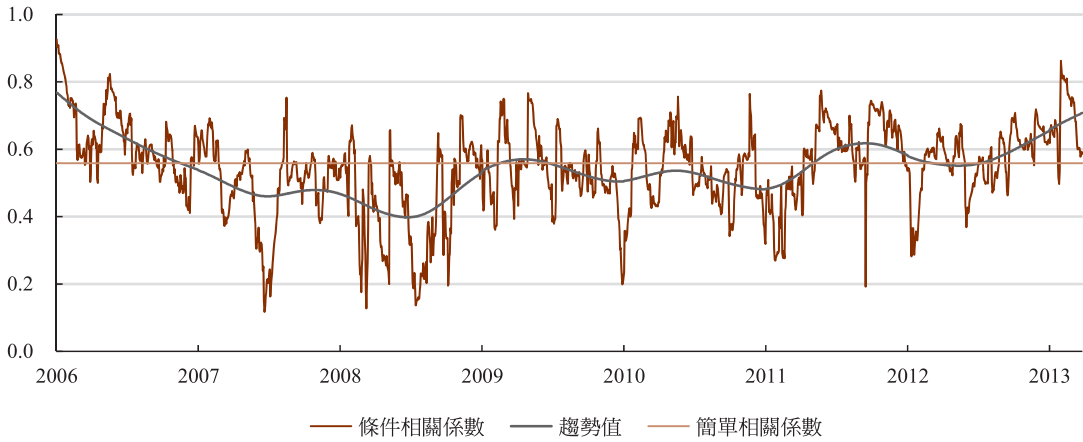
在不對稱效果方面，如果兩種貨幣前期

的誤差項為負值，也就是若兩種貨幣皆面臨負面的衝擊，則不但會擴大本身匯率變動率波動的程度，也會由一種貨幣外溢至另一貨幣，產生交叉影響(前期的交叉效果)，使得匯率變動率共變幅度擴大，尤以新台幣與韓元之間為最，係數值為0.05。

根據該三種幣別的變異數/共變數方程式，可得到彼此之間的條件相關係數，連帶將趨勢值(參閱註7有關趨勢值的計算方法)以及表2的簡單相關係數一併列示於以下圖12至14。

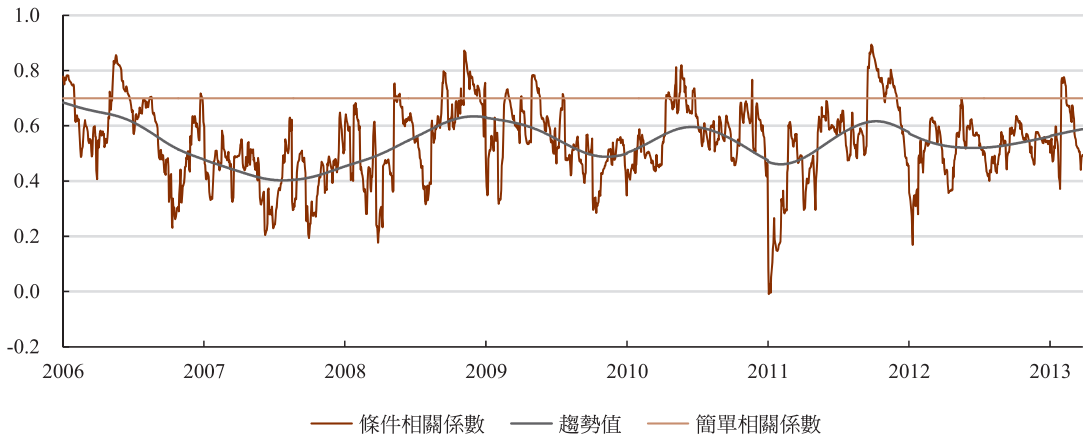
從圖12至14的趨勢值觀察，首先，2011年中至2013年3月間，新台幣與韓元匯率變動率之間的相關程度相當密切，而自2012年3月起，兩者的相關程度似進一步上升，由2012年3月初的0.553上升至2013年3月底的0.708。

圖12 新台幣與韓元匯率變動率的條件相關係數



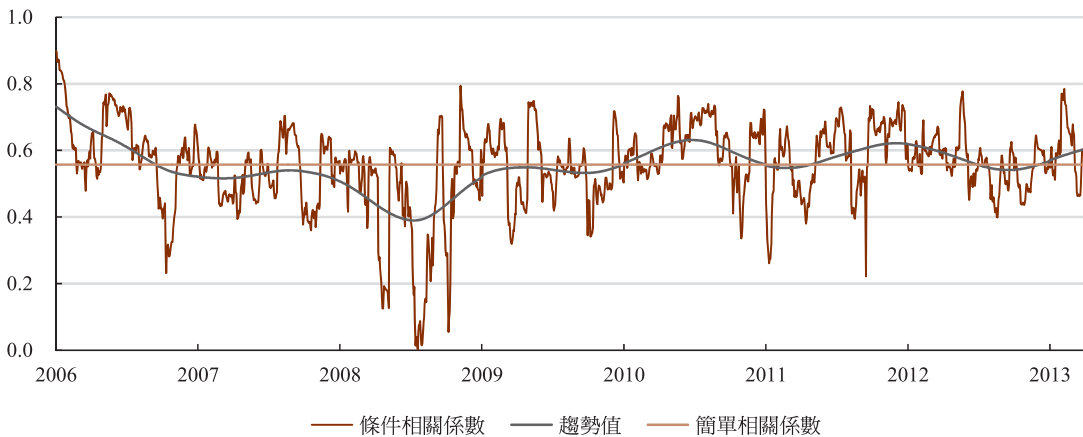
資料來源：本研究。

圖13 新台幣與新加坡幣匯率變動率的條件相關係數



資料來源：本研究。

圖14 韓元與新加坡幣匯率變動率的條件相關係數



資料來源：本研究。

新台幣與新加坡幣以及韓元與新加坡幣匯率變動率彼此之間的相關程度也相當密切。2013年3月底，新台幣與新加坡幣以及韓元與新加坡幣匯率變動率之間的相關係數分別為0.588與0.602，但不若新台幣與韓元之間的關係。

大體上而言，2012年3月以降，新台幣與韓元匯率變動率之間的相關程度上升的趨勢最為明顯，其他兩兩幣別搭配的相關係數也呈上升，但幅度較低。

上述現象或反映，在面對國外衝擊時，一國中央銀行可能以另一國的匯率動向做為調節外匯市場的參考訊息之一，以避免其中一國匯率變動率的變化，透過資本移動影響到另一國的經濟金融。

前述的討論主要是觀察後段的2012年3月起至2013年3月底的趨勢，如果改從全樣

本期間的角度，可以看出新台幣、韓元與新加坡幣匯率變動率等的兩兩關係，在不同期間的高低起伏不一。以新台幣與韓元為例，兩者的條件相關係數在2006至2008年中係呈下降的趨勢，趨勢值最低降至0.4左右。這種波動起伏的變動，似顯示新興經濟體中央銀行不太可能在長期間以另一國的匯率變動率為調整本國匯率變動率的依據，而是與時變動，視當下的國內外經濟金融情勢而調整。這也是採取GARCH分析的優點，在該等模型下所得到的重要統計數據，如標準差、相關係數等，不會在全樣本期間固定。

(二) 人民幣與其他幣別匯率變動率的共變與相關程度

再次根據表5的估計結果，此處將人民幣與其他幣別匯率變動率的共變異數方程式表達於下表：

表8 人民幣與其他幣別匯率變動率的共變分析

幣 別	共變異數方程式
港 幣	$\sigma_{cnhk,t} = 0.000001 + 0.053\varepsilon_{cn,t-1}\varepsilon_{hk,t-1} + 0.008\varepsilon_{cn,t-2}\varepsilon_{hk,t-2} + 0.909\sigma_{cnhk,t-1} + 0.024I_{cn,t-1}I_{hk,t-1}\varepsilon_{cn,t-1}\varepsilon_{hk,t-1}$
韓 元	$\sigma_{cnkr,t} = 0.000135 + 0.049\varepsilon_{cn,t-1}\varepsilon_{kr,t-1} - 0.018\varepsilon_{cn,t-2}\varepsilon_{kr,t-2} + 0.906\sigma_{cnkr,t-1} + 0.015I_{cn,t-1}I_{kr,t-1}\varepsilon_{cn,t-1}\varepsilon_{kr,t-1}$
新加坡幣	$\sigma_{cnsj,t} = 0.00008 + 0.063\varepsilon_{cn,t-1}\varepsilon_{sj,t-1} - 0.013\varepsilon_{cn,t-2}\varepsilon_{sj,t-2} + 0.916\sigma_{cnsj,t-1} + 0.006I_{cn,t-1}I_{sj,t-1}\varepsilon_{cn,t-1}\varepsilon_{sj,t-1}$
新 台 幣	$\sigma_{cnvt,t} = 0.00003 + 0.078\varepsilon_{cn,t-1}\varepsilon_{vt,t-1} - 0.0085\varepsilon_{cn,t-2}\varepsilon_{vt,t-2} + 0.897\sigma_{cnvt,t-1} + 0.011I_{cn,t-1}I_{vt,t-1}\varepsilon_{cn,t-1}\varepsilon_{vt,t-1}$

資料來源：本研究。

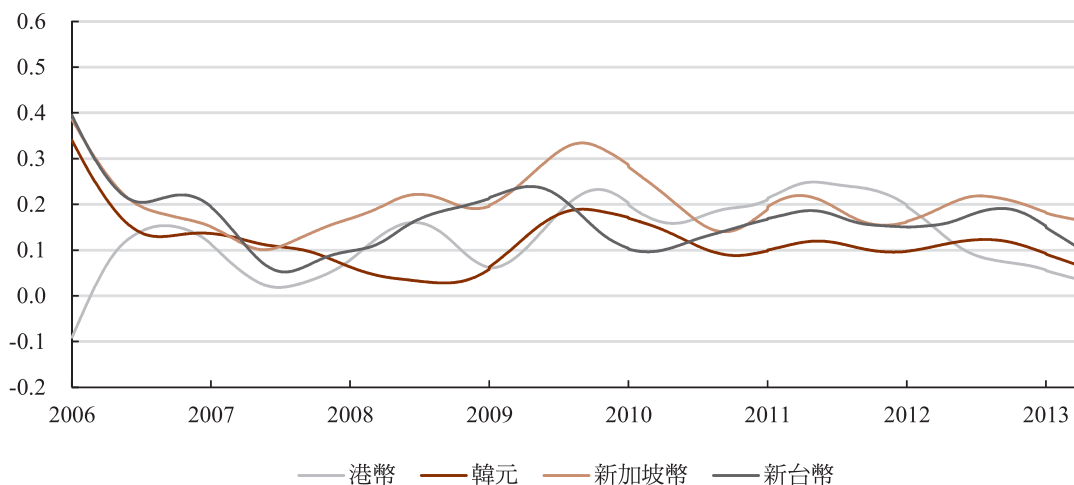
根據表8，從係數值來看，決定當期人民幣與其他幣別匯率變動率共變程度主要仍為前一期的共變異數($\sigma_{cnj,t-1}$)，從0.897至0.909不等。另一方面，前一期的交叉衝擊(也就

是 $\varepsilon_{cn,t-1}\varepsilon_{j,t-1}$)也會影響人民幣與其他貨幣的共變程度，其係數從0.049至0.078。但與表7比較，表8該項的係數較高，代表人民幣對其他貨幣未預料到衝擊的敏感度較高。表8

的不對稱的效果為正值，符合事前想定的符號方向，也就是如果前一期誤差項為負值，會擴大其他貨幣未預料到衝擊對人民幣的影響。

根據人民幣變異數/共變數方程式，可得到人民幣與其他幣別匯率變動率之間的條件相關係數。以下僅列示條件相關係數的趨勢值(計算方法與註7同)於圖15。

圖15 人民幣與其他幣別匯率變動率的條件相關係數趨勢值



資料來源：本研究。

從圖15觀察，2006至2013年3月底之間，人民幣與其他幣別匯率變動率的相關程度不大，大部分期間係在0與0.3之間起伏變動。

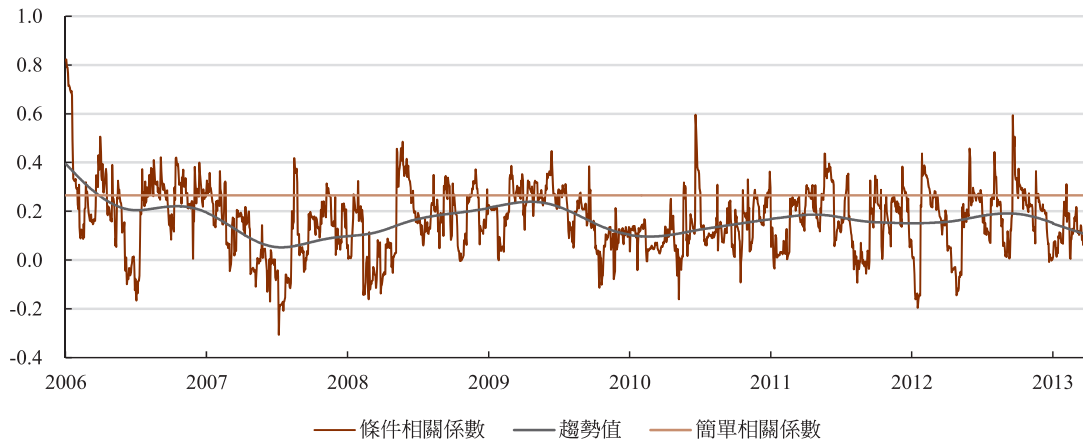
惟自2012年中以降，相關程度呈現降低趨勢。在該段期間，雖然日圓自2012年9月26日起大幅貶值，以致於影響亞洲各國匯率走勢，但人民幣似仍獨樹一格，反而使得其匯率變動率與其他幣別匯率變動率之間的相關程度降低，其中又以對港幣與韓元之間的相關程度為然，與新台幣匯率變動率之間的關係也降至0.1左右，與新加坡幣的關係略

高，但也不足0.2。

(三) 新台幣與人民幣匯率變動率之間的相關程度

新台幣與人民幣之間的關係，一向頗受外界重視，尤其在2012年8月「海峽兩岸貨幣清算合作備忘錄」完成簽署後，更是備受注目。但如果就本文的實證結果以圖16觀察，至少新台幣與人民幣匯率變動率之間的相關程度，並沒有因此而增進，反而呈現下降的趨勢，這可能是因為兩岸央行都各自有著不同的匯率政策考慮以因應國內外經濟金融情況所致。

圖16 新台幣與人民幣匯率變動率的條件相關係數



資料來源：本研究。

台灣方面，經過多年的發展，新台幣匯率不可能一直維持極度狹小的浮動範圍，又因開放程度相當高，對國際金融環境變動的反應也會較為敏銳，政策上似係以縮小國外干擾對匯率波動程度的影響為考慮，而不是維持不變或甚至採取逆轉操作，因此相對而言，新台幣匯率變動率的波動幅度較大。

大陸方面，雖然人民幣匯率於1995年改制，但資本帳交易限制仍高、國內金融體

系也有待進一步發展，政策上似傾向於維持非常狹幅的匯率變動。例如，即便面臨美國方面要求人民幣升值的龐大壓力，中國人民銀行並沒有因此而採取人民幣大幅升值的策略，而係以人民幣小幅度升值搭配較大幅度的工資上漲因應。^{註10} 在此情況下，人民幣匯率變動率的幅度有限，因此與新台幣匯率變動率的關係較不明顯。

伍、結 論

本文針對2006年1月2日至2013年3月29日，人民幣、港幣、韓元、新加坡幣與新台幣等五個東亞主要新興經濟體貨幣的匯率變動率，以多變量GARCH模型進行波動程度與共變程度之實證分析。主要的發現摘錄於后。

在各幣別匯率變動率波動的程度方面，

對當期各幣別匯率變動率之變異數影響最大的來源為前一期的變異數，也就是自身波動的持續程度。因此在外匯市場受到外生干擾影響的情況下，如果中央銀行調節外匯市場以降低匯率波動幅度，將有助於外匯市場之穩定。

就各幣別觀察，人民幣與港幣匯率變動

率的波動程度變化不大，又以港幣為最，主要原因在於所採行的匯率制度使然，使得該兩種貨幣兌美元價位本就變動有限。另外一方面，韓元、新加坡幣與新台幣波動程度自2008年起增加，波動幅度陡升之處，主要係受到美國次級房貸危機、全球金融危機、歐洲債務危機，乃至於日圓大幅貶值等國際因素的影響。

就波動形態而言，韓元、新加坡幣與新台幣三者的變化相似。該三個經濟體的經濟發展階段雖相近，但發展的內涵與方向不同，卻有相似的波動形態，可能係共同面臨了類似的國外干擾(例如，國際美元變動、國際資本移動等)，因而反映出相似的波動型態。

在兩兩幣別相關程度方面，新台幣與韓元匯率變動率之間的相關程度最高，2012年3月以降，新台幣與韓元匯率變動率之間的相關程度上升的趨勢最為明顯。新台幣與新加坡幣以及韓元與新加坡幣匯率變動率彼此之間也有一定的相關程度。此一實證結果似

顯示，在面對國外衝擊時，一國中央銀行可能以另一國的匯率動向做為調節外匯市場的參考訊息之一，以避免其中一國匯率變動率的變化，影響到另一國的經濟金融，從而使得匯率變動率彼此之間的關係較為密切。

如果改從全樣本期間的角度，可以看出新台幣、韓元與新加坡幣匯率變動率等的兩兩關係，在不同期間的高低起伏不一。這種波動起伏的變動，似顯示新興經濟體中央銀行不太可能在長期間緊守單一原則，而是與時變動，視當下的國內外經濟金融情勢而不斷調整。

人民幣方面，即使人民幣匯率經過2005年較大幅度的制度改變以及全球金融危機等因素之影響，長期間人民幣與東亞其他主要經濟體匯率變動率之間的相關程度仍然不大。新台幣與人民幣匯率變動率之間的相關程度，反而在後期呈現下降的趨勢，這可能是因為兩岸央行都各自有著不同的匯率政策考慮，以因應國內外經濟金融情況所致。

附 註

(註1) 例如，2000年的清邁倡議(Chiang Mai Initiative)、2003年的區域債券市場倡議(Asian Bond Market Initiative)、2009年的清邁倡議多邊化(Chiang Mai Initiative Multilateralization, CMIM、2011年的東協加三總體經濟監控(ASEAN+3 Macroeconomic Surveillance)機制等，並於2013年在東協加三總體經濟監控機制下成立了東協加三經濟研究辦公室(ASEAN+3 Macroeconomic Research Office, AMRO)。東協加三國家且於2005年初協議成立亞洲貝列吉歐小組對話機制(Asian Bellagio Group)，這是一個學者專家小組，做為探討協調各國匯率行動之基礎。Kawai (2007)則主張建立正式的區域匯率協調機制，以做為亞洲走向使用單一貨幣的基礎。有關東亞區域金融合作、最適通貨區域理論等有關議題之探討，可參閱彭德明(2011、2012)。

- (註2) 此係就持有幣別資產報酬率而言，若經貨幣轉換想要進一步持有其他資產，則另須考慮該等資產的報酬率。例如，若短期資產選擇的內容為不同國家的股權資產，而非各國貨幣，則真正的資產報酬率為股票價格變動率與匯率變動率之和。
- (註3) 除了宣布匯率制度改革外，人民幣對美元匯率也自該日起升值2%，成為1美元兌8.11元人民幣。
- (註4) 根據世界貿易組織與美國中央情報局 World Factbook等，2011年該五個經濟體的進出口貿易總額為亞洲國家前五大。
- (註5) 韓元匯率變動率幅度最大的期間發生在2008年第3季後，由於受到全球金融危機的影響，南韓資本大量流出，幾乎釀成經濟金融危機，致造成韓元鉅幅貶值，韓元匯率變動率的幅度也隨之擴大。其後美國聯準會於該年10月29日與南韓央行達成換匯協定，以解決當時南韓方面美元流動性短缺的問題，南韓外匯市場方逐漸恢復穩定。
- (註6) 歐洲債務危機有一部分因素來自於全球金融危機，但並非全受後者的影響，兩者有本質上的差異(彭德明2012)。基於這層考慮，乃設立兩組虛擬變數。在全球金融危機的虛擬變數設定方面，由於該危機發生前已出現美國次級房貸危機，因此其起始點較難有一致的看法。有一部分的看法係以2008年9月15日雷曼兄弟公司宣布破產為始點，但在此之前的7月10日，由於美國兩大房貸機構房利美與房地美財務狀況不佳再度浮現，引發美國股市全面下跌，使亞洲各國的金融市場也受到影響，因此本文以該日為全球金融危機始點，至2009年年中整個情勢已明顯改善，而為終點。在歐洲債務危機的虛擬變數設定方面，該危機始自於2009年10月22日希臘財政部長宣布希臘的財政赤字相對於GDP的比率將達到12.5%，為原先預估的一倍，造成此後歐洲一直動盪不安，因此本文將該日選為始點。2012年9月6日歐洲中央銀行正式宣布直接貨幣交易(Outright Monetary Transactions)計畫的詳細內容後，歐洲危機方獲得明顯緩和，乃將該日設為終點。
- (註7) 本文以Hodrick-Prescott濾波法(Hodrick-Prescott filter)過濾日資料，以得到各條件標準差的趨勢數列值。 λ 值的設定方面，由於一般建議年資料的 λ 值可設為 $100(=100 \times 1^2)$ ，而本文資料中平均每一年營業日天數約為250天，因此日資料的 λ 值設為 $6,250,000(=100 \times 250^2)$ 。
- (註8) 由於2008年10月間，南韓因受全球金融危機的影響，致資本大量流出，韓元大幅貶值，因而使得圖9所示的韓元匯率變動率波動程度也隨之陡增，不易與其他兩種貨幣相互比較，因此該圖以雙軸圖的方式表達，便於比較。
- (註9) 南韓一向側重財團與大企業並引進外人投資，出口產業也較為分散；新加坡雖有不錯的製造業，但服務業相當發達，尤其本身為東南亞的金融中心；台灣則90%以上為中小企業，重要出口產業則集中在資訊電子業。三者內涵並不相同。
- (註10) 中國大陸人民幣升值搭配工資上漲的政策建議，最早應係源自於胡曉煉(2010)。

參考文獻

中文文獻

- 王春源、王昭偉(2011)，「中、日、韓三國外匯市場之共同波動、聯合干預及溢出效果」，南亞學報，第31期，頁325-344。
- 胡曉煉(2010)，匯率機制改革和生產要素價格調整可並行不悖，中國大陸人民銀行網站，7月28日。
- 彭德明(2011)，亞元與東亞金融合作—兼論人民幣國際化的動向，中央銀行，未發表之手稿。
- 彭德明(2012)，「最適通貨區域理論及其對歐洲債務危機的啟示--兼論布魯塞爾共識」，國際金融參考資料，第60輯，頁1-26。

英文文獻

- Antonakakis N. (2012), “Exchange Return Co-movements and Volatility Spillovers before and after the Introduction of Euro,” *FIW Working Paper No. 80*, Research Centre International Economics.
- Ariefianto, D. and P. Warjiyo (2010), “Co-movement 4 Period ASEAN Currency 1997-2005: A Theory Application Namely Optimal Currency Area Using Vector Error Correction Model,” *Bulletin of Monetary, Economics and Banking*, 12-4, 447-480.
- Baba, Y., R. Engle, D. Kraft, and K. Kroner (1991), “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH,” *Discussion Paper 92-5*, Department of Economics, University of California, San Diego.
- Bauwens, L., S. Laurent, and J. Rombouts (2006), “Multivariate GARCH Models: A Survey,” *Journal of Applied Econometrics* 21, 79-109.
- Bollerslev, T. (1990), “Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model,” *Review of Economics and Statistics* 72, 498-505.
- Bollerslev, T., R. Engle, and J. Wooldridge (1988), “A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariance,” *Journal of Political Economy* 96-1, 116-131.
- Calvet, L., A. Fisher, and S. Thompson (2006), “Volatility Comovement: A Multifrequency Approach,” *Journal of Econometrics*, 131, 179-215.
- Chung, C. (2006), “Characterizing Comovement of the Won with the Yen Before and After the Currency Crisis,” *Korea Review of International Studies* 9-2, Global Research Institute.
- Ding, Z. and R. Engle (2001), “Large Scale Conditional Covariance Matrix Modeling, Estimation, and Testing,” *Academia Economic Papers*, 29-2, 157-184.
- Enders, W. (2010), *Applied Econometric Time Series*, 3rd edition, Wiley & Sons Inc.
- Engle, R. and K. Kroner (1995), “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH,” *Econometric Theory*, 11-1, 122-150.
- Engle, R. and V. Ng (1993), “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility,” *Journal of Finance* 48, 1749-1778.
- Glosten, L., R. Jagannathan, and D. Runkle (1993), “On the Relation between the Expected Value and the Volatility on the Nominal Excess Returns on Stocks,” *Journal of Finance* 48, 1779-1801.
- Javed, F. and P. Mantalos (2011), “GARCH-Type Models and Performance of Information Criteria,” *Working Paper*, Department of Statistics, Lund University.
- Kawai, M. (2007), “Toward a Regional Exchange Rate Regime in East Asia,” *ADB Institute Discussion Paper No. 68*, Asian Development Bank Institute.
- Kühl, M. (2008), “Strong Comovements of Exchange Rates: Theoretical and Empirical Cases When Currencies Become the Same Assets,” *CEGE Discussion Papers No. 76*, Center for European, Governance and Economic Development Research.
- Silvennoinen, A. and T. Teräsvirta (2009), “Multivariate GARCH Models,” in T. Andersen, R. Davis, J. Kreiß and T. Mikosch (eds.), *Handbook of Financial Time Series*, Springer, 201-230.
- Taylor, S. (2007), *Asset Price Dynamics, Volatility, and Prediction*, Princeton University Press.

附錄一 單根檢定

附表1 各國匯率變動率之ADF與PP單根檢定

	帶截距項		帶截距項與趨勢項	
	ADF	PP	ADF	PP
人民幣	-44.793*	-44.754*	-44.858*	-44.845*
港幣	-41.355*	-41.342*	-41.348*	-41.336*
韓元	-27.944*	-42.232*	-27.939*	-42.221*
新加坡幣	-43.702*	-43.709*	-43.699*	-43.705*
新台幣	-39.452*	-40.323*	-39.442*	-40.311*
日圓	-43.515*	-43.628*	-43.531*	-43.664*
歐元	-42.057*	-42.058*	-42.070*	-42.070*

註：1. 落後期數的選擇採Schwarz訊息準則(Schwarz information criterion)。

2. *代表在1%的顯著水準下，拒絕單根的虛無假設。

資料來源：本研究。

附錄二 模型落後期數與階數之選擇

多變量GARCH模型係聯合估計平均值方程式與變異數/共變數方程式，因此本文在建立不同的VAR-DVECH-GARCH與VAR-DBEKK-GARCH模型後，首先逐一計算並檢視各模型的Akaike訊息準則(Akaike information criterion，以簡稱AIC)、Schwarz訊息準則(Schwarz information criterion，以下簡稱SC)與Hannan-Quinn 訊息準則(Hannan-Quinn information criterion，以下簡稱HQ)，以決定模型的落後期數與階數。

一般而言，SC具有漸近一致性(asymptotic consistency)的特性，且偏向於選擇落後期數較低的模型(Enders 2010)，符合模型設定的精簡原則，似較為適合做為本文

模型選擇的優先參考指標。不過，根據Javed and Mantalos (2011)對不同的GARCH模型以蒙地卡羅方法(Monte Carlo method)模擬的結果顯示，AIC在偵測階數高於GARCH (1, 1)的ARCH與GARCH效果之準確度高於SC與HQ。為避免遺珠之憾，本文改以AIC為優先的參考指標，SC與HQ為輔。

由於自VAR(3)-GARCH模型以降，各訊息準則值皆趨於上升(取得估計結果後，也未能通過殘差值自我相關檢定)，因此以下列示VAR(1)-GARCH(1, 1)至VAR(3)-GARCH(2, 2)(含不對稱效果)各訊息準則的計算結果。

附表2-1 VAR(1)-DVECH-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-7.080	-6.756	-6.960
GARCH (1, 1)	1	-7.131	-6.761	-6.994
GARCH (1, 2)	0	-7.131	-6.762	-6.995
GARCH (1, 2)	1	-7.183	-6.768	-7.030
GARCH (2, 1)	0	-7.090	-6.721	-6.954
GARCH (2, 1)	1	-7.116	-6.701	-6.963
GARCH (2, 2)	0	-6.898	-6.483	-6.745

資料來源：本研究。

附表2-2 VAR(2)-DVECH-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-7.079	-6.648	-6.920
GARCH (1, 1)	1	-7.129	-6.653	-6.953
GARCH (1, 2)	0	-7.116	-6.640	-6.940
GARCH (1, 2)	1	-7.173	-6.650	-6.980
GARCH (2, 1)	0	-7.089	-6.613	-6.913
GARCH (2, 1)	1	-7.125	-6.603	-6.932
GARCH (2, 2)	0	-6.902	-6.380	-6.710

資料來源：本研究。

附表2-3 VAR(3)-DVECH-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-4.931	-4.488	-4.768
GARCH (1, 1)	1	-6.874	-6.385	-6.693
GARCH (1, 2)	0	-5.937	-5.448	-5.756
GARCH (1, 2)	1	-6.615	-6.380	-6.717
GARCH (2, 1)	0	-5.751	-5.262	-5.571
GARCH (2, 1)	1	-6.881	-6.346	-6.684
GARCH (2, 2)	0	-5.878	-5.343	-5.680

資料來源：本研究。

附表2-4 VAR(1)-DBEKK-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-6.930	-6.667	-6.833
GARCH (1, 1)	1	-7.025	-6.747	-6.922
GARCH (1, 2)	0	-6.978	-6.700	-6.875
GARCH (1, 2)	1	-7.056	-6.763	-6.948
GARCH (2, 1)	0	-6.979	-6.701	-6.876
GARCH (2, 1)	1	-7.058	-6.765	-6.950
GARCH (2, 2)	0	-6.960	-6.667	-6.852

資料來源：本研究。

附表2-5 VAR(2)-DBEKK-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-6.929	-6.559	-6.793
GARCH (1, 1)	1	-7.028	-6.643	-6.886
GARCH (1, 2)	0	-6.983	-6.598	-6.840
GARCH (1, 2)	1	-7.057	-6.657	-6.909
GARCH (2, 1)	0	-6.981	-6.596	-6.839
GARCH (2, 1)	1	-7.060	-6.660	-6.912
GARCH (2, 2)	0	-6.961	-6.561	-6.813

註：沒有數值的部分代表在該模型設定下，無法達到收斂值。

資料來源：本研究。

附表2-6 VAR(3)-DBEKK-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-1.193	-0.796	-1.046
GARCH (1, 1)	1	-2.208	-1.810	-2.061
GARCH (1, 2)	0	-1.216	-0.819	-1.070
GARCH (1, 2)	1	-4.872	-4.460	-4.720
GARCH (2, 1)	0	-1.132	-0.735	-0.986
GARCH (2, 1)	1	-6.170	-5.725	-6.018
GARCH (2, 2)	0	-2.609	-2.197	-2.457

資料來源：本研究。

從附表2-1至2-6觀察，若以AIC最小值為選擇標準，在DVECH方面，VAR(2)-DVECH(1, 2)之AIC值為最小，由於該模型通過其後的多變量自我相關檢定，因此被選入本文正文當中。在DBEKK方面，VAR(2)-DBEKK(2, 1, 1)模型之AIC值為最小，但不對稱項係數估計值卻為負號，與事前想定方

向不合，因此本文選擇AIC值次低的VAR(2)-DBEKK(1, 2, 1)模型，納入正文討論。此外，附表2-1與2-4有多個VAR(1)-DVECH與VAR(1)-DBEKK也具有頗低的訊息準則值，但該等模型皆無法通過多變量自我相關檢定，因此予以捨棄。

附錄三 變動方向與變動幅度偏向檢定

本文採取Engle and Ng (1993)的變動方向與變動幅度偏向檢定，以決定GARCH模型是否應包含不對稱效果：

$$\hat{\varepsilon}_{i,t}^2 = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}I_{i,t-1}^- + \alpha_{i2}I_{i,t-1}^-\hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \alpha_{i3}I_{i,t-1}^+\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \quad (A1)$$

$$I_{i,t-1}^+ = 1 - I_{i,t-1}^-$$

i 為幣別， $I_{i,t-1}^-$ 為指標值，若 $\hat{\varepsilon}_{i,t-1} < 0$ ，則 $I_{i,t-1}^- = 1$ ，否則 $I_{i,t-1}^- = 0$ ； α_{i1} 為變動方向偏向(sign bias)係數， α_{i2} 或 α_{i3} 為變動幅度偏向(size bias)係數。

根據(A1)可建立虛無假設為 H_0 ： $\alpha_{i1} = \alpha_{i2} = \alpha_{i3} = 0$ ，代表沒有變動方向與變動幅度偏向，此一虛無假設可透過Lagrange Multiplier檢定(簡稱LM檢定)檢測。以下針對沒有不對稱效果的 DVECH-GARCH (1, 2) 與 DBEKK-GARCH (1, 2, 1)模型中的各個方程式誤差值平方進行檢定。LM檢定結果顯示拒絕虛無假設，也就是模型中應考慮不對稱效果。

附表3-1 對稱的DVECH-GARCH (1, 2)模型

	LM值	p 值
人民幣	41.272	0.000
港幣	37.942	0.000
韓元	70.363	0.000
新加坡幣	17.506	0.001
新台幣	88.840	0.000

資料來源：本研究。

附表3-2 對稱的DBEKK-GARCH (1, 2, 1)模型

	LM值	p 值
人民幣	44.301	0.000
港幣	34.420	0.000
韓元	69.633	0.000
新加坡幣	18.849	0.000
新台幣	85.995	0.000

資料來源：本研究。

附錄四 多變量自我相關檢定

附表4-1 VAR(2)-DVECH-TGARCH (1, 2)模型之檢定

1. 標準化殘差值：以Cholesky 分解矩陣標準化

落後期	Q 統計值	p 值	校正 Q 統計值	p 值	自由度
1	31.700	0.167	31.718	0.166	25
2	44.279	0.701	44.311	0.700	50
3	70.438	0.628	70.513	0.625	75
4	88.153	0.796	88.267	0.793	100
5	119.469	0.623	119.671	0.618	125
6	154.347	0.387	154.666	0.380	150
7	186.246	0.266	186.689	0.259	175
8	208.943	0.318	209.487	0.308	200
9	220.187	0.578	220.788	0.567	225
10	246.731	0.547	247.481	0.533	250

資料來源：本研究。

2. 標準化殘差值：以殘差值相關係數矩陣之平方根標準化

落後期	Q 統計值	p 值	校正 Q 統計值	p 值	自由度
1	32.680	0.139	32.698	0.139	25
2	59.145	0.176	59.193	0.175	50
3	94.960	0.060	95.068	0.059	75
4	109.979	0.233	110.120	0.230	100
5	128.796	0.390	128.990	0.385	125
6	163.202	0.218	163.511	0.213	150
7	186.650	0.260	187.050	0.253	175
8	205.273	0.384	205.757	0.375	200
9	238.876	0.251	239.528	0.241	225
10	267.496	0.213	268.308	0.204	250

資料來源：本研究。

3. 標準化殘差值：以殘差值共變數矩陣之平方根標準化

落後期	Q 統計值	p 值	校正 Q 統計值	p 值	自由度
1	29.094	0.260	29.110	0.259	25
2	42.446	0.767	42.477	0.766	50
3	69.472	0.658	69.548	0.656	75
4	89.243	0.771	89.363	0.768	100
5	120.725	0.591	120.933	0.586	125
6	158.011	0.311	158.345	0.305	150
7	188.470	0.230	188.922	0.223	175
8	212.235	0.263	212.793	0.255	200
9	223.560	0.515	224.175	0.503	225
10	252.043	0.452	252.817	0.438	250

資料來源：本研究。

附表4-2 VAR(2)-DBEKK-TGARCH (1, 2, 1)模型之檢定

1. 標準化殘差值：以Cholesky 分解矩陣標準化

落後期	Q統計值	p值	校正Q統計值	p值	自由度
1	23.757	0.534	23.770	0.533	25
2	39.562	0.855	39.593	0.854	50
3	69.413	0.660	69.494	0.658	75
4	87.954	0.800	88.076	0.797	100
5	121.653	0.568	121.869	0.563	125
6	150.602	0.471	150.915	0.464	150
7	178.830	0.406	179.253	0.397	175
8	201.103	0.465	201.625	0.455	200
9	212.937	0.708	213.519	0.698	225
10	242.039	0.629	242.784	0.616	250

資料來源：本研究。

2. 標準化殘差值：以殘差值相關係數矩陣之平方根標準化

落後期	Q統計值	p值	校正Q統計值	p值	自由度
1	31.121	0.185	31.138	0.185	25
2	46.680	0.607	46.715	0.606	50
3	77.297	0.405	77.382	0.403	75
4	98.271	0.530	98.403	0.526	100
5	131.866	0.320	132.092	0.315	125
6	163.067	0.220	163.398	0.215	150
7	194.621	0.148	195.074	0.142	175
8	220.601	0.152	221.171	0.145	200
9	237.018	0.278	237.670	0.268	225
10	274.331	0.139	275.192	0.131	250

資料來源：本研究。

3. 標準化殘差值：以殘差值共變數矩陣之平方根標準化

落後期	Q統計值	p值	校正Q統計值	p值	自由度
1	29.881	0.229	29.898	0.228	25
2	45.051	0.672	45.085	0.671	50
3	72.800	0.551	72.880	0.548	75
4	93.124	0.674	93.249	0.670	100
5	127.531	0.420	127.752	0.415	125
6	158.813	0.296	159.139	0.289	150
7	188.294	0.233	188.734	0.226	175
8	212.135	0.265	212.682	0.256	200
9	224.843	0.490	225.455	0.479	225
10	256.963	0.368	257.754	0.355	250

資料來源：本研究。

附錄五 平均值方程式估計結果

附表5-1 VAR(2)-DVECH-TGARCH(1, 2)

	常數項	$\hat{e}_{cni,t-1}$	$\hat{e}_{cni,t-2}$	$\hat{e}_{hki,t-1}$	$\hat{e}_{hki,t-2}$	$\hat{e}_{kr,t-1}$	$\hat{e}_{kr,t-2}$	$\hat{e}_{sg,t-1}$	$\hat{e}_{sg,t-2}$	$\hat{e}_{nv,t-1}$	$\hat{e}_{nv,t-2}$	\hat{e}_{jpt}	\hat{e}_{jpt-1}	\hat{e}_{jpt-2}	$\hat{e}_{cni,t}$	$\hat{e}_{cni,t-1}$	$\hat{e}_{cni,t-2}$	d_t	
人民幣	0.006(0.000)	-0.058(0.000)	-0.067(0.003)	0.065(0.141)	-0.060(0.130)	0.003(0.150)	-0.001(0.575)	-0.014(0.012)	0.003(0.549)	-0.004(0.529)	-0.003(0.533)	0.007(0.000)	0.001(0.594)	-0.001(0.337)	0.011(0.000)	0.003(0.135)	0.001(0.752)	-0.008(0.019)	-0.005(0.145)
港幣	0.000(0.032)	0.006(0.140)	0.000(0.927)	-0.011(0.659)	-0.054(0.010)	0.001(0.065)	0.000(0.608)	-0.001(0.693)	0.002(0.056)	-0.002(0.319)	-0.003(0.013)	-0.004(0.224)	0.000(0.070)	0.001(0.695)	0.002(0.000)	0.001(0.336)	0.000(0.114)	0.000(0.927)	0.000(0.471)
韓元	-0.015(0.189)	0.025(0.783)	0.001(0.989)	-0.011(0.967)	0.061(0.847)	-0.094(0.000)	0.020(0.448)	0.042(0.330)	0.047(0.301)	-0.059(0.313)	-0.030(0.602)	-0.068(0.000)	-0.002(0.884)	-0.017(0.283)	0.258(0.000)	0.081(0.000)	0.029(0.120)	-0.098(0.057)	0.043(0.015)
新加坡幣	0.006(0.411)	-0.003(0.963)	-0.007(0.911)	0.023(0.900)	-0.291(0.222)	0.021(0.041)	-0.017(0.089)	-0.165(0.000)	0.015(0.586)	-0.056(0.090)	-0.053(0.100)	0.046(0.000)	0.042(0.000)	0.009(0.313)	0.247(0.000)	0.083(0.000)	0.024(0.027)	-0.026(0.150)	0.029(0.005)
新台幣	-0.013(0.012)	0.048(0.197)	-0.017(0.642)	0.093(0.414)	0.099(0.409)	0.002(0.716)	0.000(0.981)	-0.048(0.005)	0.008(0.600)	0.003(0.908)	-0.019(0.436)	0.014(0.019)	0.007(0.281)	0.004(0.476)	0.146(0.000)	0.025(0.001)	0.016(0.028)	-0.018(0.144)	0.026(0.000)

註：括弧內的數值為p值。
資料來源：本研究。

附表5-2 VAR(2)-DBEKK-TGARCH(1, 2, 1)

	常數項	$\hat{e}_{cni,t-1}$	$\hat{e}_{cni,t-2}$	$\hat{e}_{hki,t-1}$	$\hat{e}_{hki,t-2}$	$\hat{e}_{kr,t-1}$	$\hat{e}_{kr,t-2}$	$\hat{e}_{sg,t-1}$	$\hat{e}_{sg,t-2}$	$\hat{e}_{nv,t-1}$	$\hat{e}_{nv,t-2}$	\hat{e}_{jpt}	\hat{e}_{jpt-1}	\hat{e}_{jpt-2}	$\hat{e}_{cni,t}$	$\hat{e}_{cni,t-1}$	$\hat{e}_{cni,t-2}$	d_t	
人民幣	0.005(0.001)	-0.101(0.000)	-0.060(0.009)	0.054(0.205)	-0.051(0.197)	0.003(0.122)	-0.002(0.403)	-0.012(0.029)	0.005(0.269)	-0.004(0.508)	0.002(0.755)	0.008(0.000)	0.001(0.457)	-0.002(0.320)	0.010(0.000)	0.002(0.281)	-0.001(0.466)	-0.005(0.118)	-0.005(0.158)
港幣	0.001(0.041)	0.005(0.244)	0.000(0.949)	-0.014(0.518)	-0.048(0.023)	0.001(0.098)	0.000(0.921)	0.000(0.923)	0.002(0.122)	-0.001(0.439)	-0.003(0.037)	0.000(0.382)	0.001(0.091)	0.000(0.399)	0.001(0.000)	0.000(0.654)	0.001(0.119)	0.000(0.974)	0.000(0.469)
韓元	-0.009(0.474)	0.014(0.882)	0.054(0.582)	-0.132(0.644)	0.060(0.847)	-0.099(0.000)	0.010(0.701)	0.059(0.191)	0.050(0.269)	-0.041(0.495)	0.002(0.974)	-0.059(0.000)	-0.009(0.518)	-0.020(0.198)	0.249(0.000)	0.072(0.000)	0.023(0.235)	-0.073(0.168)	0.036(0.044)
新加坡幣	0.012(0.101)	-0.013(0.831)	-0.003(0.953)	0.041(0.827)	-0.170(0.339)	0.014(0.172)	-0.020(0.040)	-0.154(0.000)	0.007(0.787)	-0.039(0.259)	-0.030(0.342)	0.048(0.000)	0.039(0.000)	0.007(0.442)	0.239(0.000)	0.075(0.000)	0.023(0.030)	-0.023(0.232)	0.026(0.016)
新台幣	0.009(0.112)	0.027(0.494)	-0.017(0.650)	0.093(0.418)	0.166(0.183)	-0.004(0.588)	-0.003(0.690)	-0.046(0.009)	0.005(0.777)	0.028(0.261)	-0.009(0.723)	0.017(0.006)	0.005(0.451)	0.004(0.519)	0.140(0.000)	0.021(0.004)	0.014(0.060)	-0.019(0.164)	0.020(0.010)

註：括弧內的數值為p值。
資料來源：本研究。