

## 98 年度校內教師專題研究計畫之研究報告

論文題目:

日圓與韓元兌美元之匯率波動的動態關聯性與非對稱性分析：雙  
變數 EGARCH 模型之應用

計畫主持人：洪萬吉 (Wann-Jyi Horng)

計畫編號：140100-CN9815

中華民國 98 年 11 月 20 日

# 日圓與韓元兌美元之匯率波動的動態關聯性與非對稱性 分析：雙變數 EGARCH 模型之應用

洪萬吉

嘉南藥理科技大學醫務管理系副教授

E-mail: hwj7902@mail.chna.edu.tw

## 摘要

本文以 2000 年 1 月 3 日至 2008 年 7 月 31 日之日圓兌美元與韓元兌美元之匯率資料，探討日圓兌美元與韓元兌美元之匯率市場的關聯性與其模型之建構。實證結果得知，日圓兌美元之匯率與韓元兌美元兩市場之相互影響可建構在動態條件相關之雙變數 EGARCH(1, 2) 模式上來分析它。實證結果分析也得知，兩市場之動態條件相關係數平均估計值為  $\hat{\rho}_t = 0.2876$ ，顯示研究資料期間日圓兌美元之匯率波動是正向影響韓元兌美元匯率市場報酬。實證結果分析也顯示，日圓兌美元之匯率市場報酬波動是具有不對稱性現象，而韓元兌美元之匯率報酬波動是未具有不對稱性現象。基於 Engle (2002) 之文章，動態條件相關之雙變數 EGARCH(1, 2) 模型是比動態條件相關之雙變數 GARCH(1, 1) 模型具有解釋能力。這些證據可建議如匯率市場投資人或國際基金經理人，在投資匯率決策之評估時，需考慮匯率與匯率間之波動的風險及其關聯性。

**JEL 分類號: C32, C51, C87, F31**

**關鍵字:** 匯率報酬，動態條件相關，GARCH 模型，雙變數 IGARCH 模型，雙變數 EGARCH 模型。

# **Dynamic Associated and Asymmetric Analysis of South Korea Dollars and Japan Dollars Exchange Rate Volatilities: An Application of the Bivariate EGARCH Model**

Wann-Jyi Horng

Associate Professor, Department of Hospital and Health Care Administration, Chia Nan University of Pharmacy & Science, 60, Erh-Jen RD., Sec.1, Jen-Te, Tainan, Taiwan.

E-mail: hwj7902@mail.chna.edu.tw

## **Abstract**

This paper studies the relatedness and the model construction of the Korea dollars and the Japan Dollars exchange rate volatilities in New York market. The study period is from January 2000 to July 2008. Empirical results show that the relatedness of the U.S. dollars and the Japan Dollars exchange rate volatilities, we can construct an bivariate EGARCH(1, 2) model with a dynamic conditional correlation (DCC) to analyze them. The average estimation value of the DCC coefficient for these two markets equals to  $\hat{\rho}_t = 0.2876$ , this result indicates that the Japan dollars exchange rate volatility positively affects the South Korea dollars exchange rate volatility. Empirical results also show that the Japan's exchange rate market does have the asymmetrical effect, but the Korea's exchange rate market does not have the asymmetrical effect. Based on the paper of Engle (2002), the bivariate EGARCH(1, 2) model with a DCC has the better explanation ability compared to the traditional bivariate GARCH(1, 1) model. The evidence suggests that, for examples, the exchange rate investors or the international found managers in the decision of the exchange rate market, they also need to consider the risk of exchange rate volatility, and the relationship of the different foreign exchange rate markets.

**JEL classification:** C32, C51, C87, F31

**Keywords:** exchange rate return, dynamic conditional correlation, GARCH model, bivariate IGARCH model, bivariate EGARCH model.

## **一、前言**

匯率(exchange rate)為外匯匯率(rate of foreign exchange)的簡稱，係指外匯的價格而言，也即一國貨幣在外匯市場與他國貨幣的兌換比率(張錦源，2005)。例如 1 美元可兌換新日圓 110 元，則美元與日圓的匯率為 1 : 110。匯率的主要功用，以日本的立場而言，

是用以表示或衡量日本貨幣的對外匯價(foreign exchange value of money)或對外價值，以作為外匯買賣的根據，如進出口廠商可根據匯率作為折算的標準，計算其成本與收益，而有利國家貿易的進行。

一般政府為了維持金融體系的正常運作，以鼓勵國內企業多出口以維持經濟成長，故不鼓勵幣值升值，而採取貶值策略以刺激出口貿易，雖然外匯價格是由市場上供需所決定，貨幣升值貶值在所難免，大致來說，金融危機後的日本與南韓國內通貨走勢仍維持浮動的狀態。也因匯率之變動將影響國家之貿易的進出口，例如出口廠商與報關行業。本研究將探討兩匯率市場之匯率波動率的波動過程，並進行其實證分析，提供企業經營管理者、投資者及國際基金經理人在面對匯率波動率之市場評估的決策參考。因此本研究也將利用財金計量的研究法探討匯率波動率之模型的建構，其研究資料期間為自2000年1月至2008年7月期間的資料，瞭解日本與南韓兩匯率市場之匯率波動的情形。

在傳統的計量經濟模型與時間序列模型等財務計量研究方法中，自從學者 Engle (1982)提出自我迴歸條件異質變異數(autoregressive conditionally heteroscedasticity；簡稱 ARCH)模型以及 Bollerslev (1986)的一般化自我迴歸條件異質變異數(generalized autoregressive conditionally heteroskedasticity；簡稱 GARCH)模型後，此類模型不僅可以捕捉到金融資產的變異數是不固定的特性，並使得模型的設定能更合乎現實的狀況。

由於一般 GARCH 模型設定當期條件變異數為前一期條件變異數與誤差項平方的函數，故誤差項的正負符號對條件變異數的影響已經不存在。因此條件變異數只會隨者誤差項的大小值變動，而不會隨著誤差項的正負符號改變，即表示不論訊息的好壞，對於市場的好壞都具有相同的影響。但是若新訊息對市場波動具有不對稱影響時，則上述對稱反應的 GARCH 模型將無法反應出正向訊息與負向訊息對波動的不同預測能力，而導致錯誤的推論。因學者 Nelson (1990)對股價變動的研究發現，其負向與正向訊息的衝擊對未來股價的波動有不同的影響；又 Lobo 與 Tufte (1998)也指出金融資產多存在有波動不對稱性之現象，忽略不對稱性效果將會影響到未來波動預測的正確性。為改善此缺失，Nelson (1991)提出所謂的指數型(exponential)GARCH 模型與 Glosten, Jaganathan and Runkle (1993)提出所謂的 GJR-GARCH 模型，此即所謂的非對性波動資料的 GARCH 模型。對非對性波動資料的研究也可以參閱，例如，Poon 與 Fung (2001)，Christie (1982)，French, Schwert 與 Stambaugh (1987)，Campell 與 Hentschel (1992)，Koutmos 與 Booth (1995)及 Koutmos (1996)。因此，本文也將進一步驗證兩匯率市場之匯率報酬波動是否具有不對稱效果。

因此本研究之目的是利用 Engle (2002) 及 Tse 與 Tsui (2002)所提出的動態條件相關的想法提出一個動態條件相關之雙變量 GARCH 模型探討日圓兌美元與韓元兌美元之匯率波動率模型的建構與其關聯性。本文之組織架構如後：第二節敘述日圓兌美元與韓元兌美元之匯率數列的特徵；第三節介紹動態條件相關之雙變數 GARCH 模型的基本架構；第四節動態條件相關之雙變數 GARCH 模型之估計，且分析日圓兌美元與韓元兌美元之匯率間的影響；第五節為動態條件相關之雙變數 IGARCH 模型之不對稱的診斷分析；

第六節為動態條件相關之雙變數 EGARCH 模型之估計，且分析日圓兌美元與韓元兌美元之匯率間的影響；第七節為結論。

## 二、匯率資料之特徵

本研究樣本資料期間為 2000 年 1 月 3 日至 2008 年 7 月 31 日日圓兌美元與韓元兌美元之紐約匯率市場日的成交價，資料來源取自於臺灣經濟新報(TEJ)。其中日圓兌美元匯率則為以日本貨幣表示的單位美元價格（日圓/美元）與韓元兌美元匯率則為以南韓貨幣表示的單位韓元價格（韓元/日圓）的紐約匯率市場之收盤價格。在資料處理方面，為因應匯率交易在假日不營業，故在匯率市場不營業日時將同一時間的匯率資料予以刪除，以符合各匯市的共同交易日，故兩變數樣本經處理過後各為 2175 筆。日圓兌美元之匯率波動率  $RJER_t$  為每日成交匯率價格的對數差分，再乘上 100，此即  $RJER_t = 100 \times (\log JER_t - \log JER_{t-1})$ ，其中  $JER_t$  代表第  $t$  日日圓兌美元之匯率成交匯率價格；韓元兌美元之匯率波動率則為每日成交匯率價格  $RKER_t$  的對數差分，再乘上 100，即  $RKER_t = 100 \times (\log KER_t - \log KER_{t-1})$ 。圖 1 為樣本期間原始資料日圓兌美元之匯率(JER)與韓元兌美元之匯率(KER)趨勢圖及日圓兌美元之匯率波動率(RJER)與韓元兌美元之匯率波動率(RKER)的時間趨勢圖。

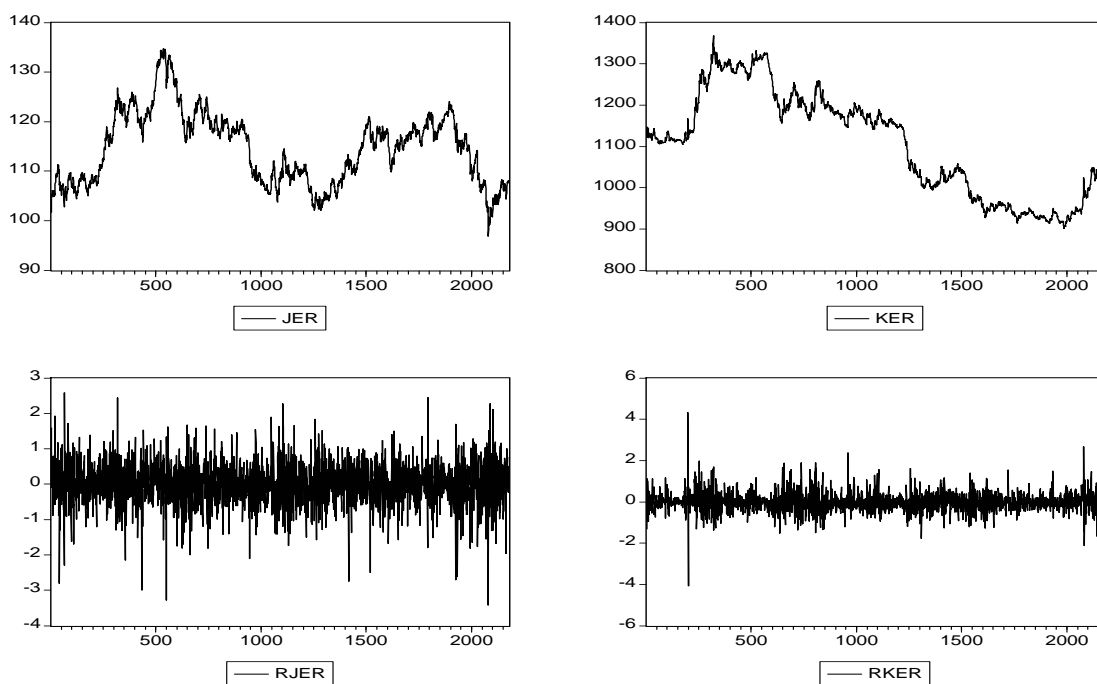


圖 1 為日圓兌美元之匯率(JER)與韓元兌美元之匯率(KER)趨勢圖及日圓兌美元之匯率波動率(RJER)與韓元兌美元之匯率波動率(RKER)的時間趨勢圖。

在所選取的樣本資料期間，由圖 1 可以看出，日圓兌美元之匯率與韓元兌美元之匯率明顯呈現相同方向的走勢，也由圖 1 中知日圓兌美元之匯率波動率與韓元兌美元之匯率波動率都具有大波動伴隨大波動及小波動伴隨小波動的群聚現象。為確認研究資料之穩定性，進一步利用 ADF(Augmented Dickey and Fuller, 1979 與 1981) 與 KSS

(Kapetanios et al., 2003)單根檢定來檢視日圓兌美元之匯率波動率與韓元兌美元之匯率波動率的單根特徵，單根檢定可用來檢測時間序列資料是否具備穩定性，不至於出現虛假回歸(spurious regression)的情形。根據表 2 得知，在時間序列資料取一階差分之後，在 5%顯著水準下，本研究所採用的資料皆呈現穩定的狀態，即日圓兌美元之匯率與韓元兌美元匯率穩定(stationary)數列。也利用 Johansen(1991)所提之共整合檢定法檢定兩匯率市場是否具有長期均衡之關係，在共整合檢定中之 VAR 落後期數的選取是利用最小 AIC (Akaike, 1973)方法來選取，其 VAR 之落後期數為 1 與檢定結果是陳列於表 3，由表 3 中的共整合檢定得知，在顯著水準  $\alpha = 5\%$  之下， $\lambda_{\max}$  與 Trace 統計量為顯著，此顯示日圓兌美元之匯率與韓元兌美元之匯率市場之間不存在共整合的關係，且由表 4 中也得知此兩匯市之間存在正向之關係。雖然日圓兌美元之匯率與韓元兌美元之匯率市場不存在長期的共整合關係，但此兩個匯率市場可能是會相互影響。

在表 1 中為樣本期間日圓兌美元之匯率波動率與韓元兌美元之匯率波動率的基本統計量，其統計量包括平均數、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarque-Bera 常態分配檢定等。日圓兌美元之平均匯率為 114.59，其最大值與最小值之差距為 37.87；韓元兌美元之平均匯率為 1105.78，其最大值與最小值之差距為 467.40。日圓兌美元之平均匯率波動率為 0.0028，其最大值與最小值之差距達 6.0041；韓元兌美元之平均匯率波動率為 -0.0054，其最大值與最小值之差距達 8.4093。在變異風險方面，日圓兌美元之匯率波動率的標準差為 0.6166，韓元兌美元之匯率波動率的標準差為 0.4772，其中日圓兌美元之匯率波動率的風險較高。在峰態(kurtosis)係數方面，兩個數列峰態係數皆大於 3，均呈現高狹峰之分配，且由 Jarque-Bera 常態檢定之檢定結果為非常態，此為金融商品變數常見的特徵，故適合使用 GARCH 模型來進行研究分析。也由下述之 ADF 與 KSS 單根檢定得知兩匯率變數皆為穩定，此穩定性的特質為從事 GARCH 模型估計分析及推論的必要條件。

表 1、基本資料之敘述統計量

統計量	JER	KER	RJER	RKER
平均數	114.5926	1105.782	0.002821	-0.005367
中位數	115.4500	1120.700	0.009237	-0.009469
最大值	134.7100	1368.000	2.583329	4.334231
最小值	96.84000	900.6000	-3.420785	-4.075059
標準差	7.232479	126.4489	0.616625	0.477191
偏態係數	0.315493	0.034591	-0.334041	0.359802
峰態係數	2.557711	1.736549	5.337629	10.92918
J-B 常態檢定 (p-值)	53.8098 (0.0000)	145.0992 (0.0000)	535.4241 (0.0000)	5742.058 (0.0000)
樣本數	2175	2175	2174	2174

註：J-B為Jarque-Bera之常態分配檢定。

表 2、基本資料之 ADF 與 KSS 的單根檢定

ADF	JER	RJER	KER	RKER
統計量	-2.7767	-47.9241***	-2.0741	-33.0859***
臨界值 (顯著水準)	-3.9622 ( $\alpha=1\%$ )	-3.4119 ( $\alpha=5\%$ )	-3.1278 ( $\alpha=10\%$ )	
KSS	JER	RJER	KER	RKER
統計量	-2.3478	-25.9810***	-0.8450	-22.7329***
臨界值 (顯著水準)	-2.82 ( $\alpha=1\%$ )	-2.22 ( $\alpha=5\%$ )	-1.92 ( $\alpha=10\%$ )	

註：(1) \*\*\* 表示  $\alpha=1\%$ 時是顯著的。(2) 檢定統計量 t，其臨界值是根據 Kapetanios et al. (2003)中的表一。且 1%、5%和 10%的臨界值 (Critical Value, CV) 分別為-2.82、-2.22 和-1.92。

表 3、Johansen 共整合檢定 (VAR 落後期數=1)

虛無假設 ( $H_0$ )	$\lambda_{\max}$	臨界值 ( $\alpha=5\%$ )	Trace	臨界值 ( $\alpha=5\%$ )
None	8.1584	16.87	10.6591	18.17
At most 1	2.5006	3.74	2.5006	3.74

表 4 TWUSV 與 TWJAV 之非條件相關矩陣

相關係數	JER	KER	相關係數	RJER	RKER
JER	1	0.3968	RJER	1	0.2035
KER	0.3968	1	RKER	0.2035	1

也進一步利用ARCH效果檢定來確定匯率波動率是否存在異質變異數。本研究使用 Ljung-Box (L-B)檢定法、Engle (1982)之拉式乘數(Lagrange Multiplier, LM)檢定方法及Tsay(2002)之F分佈檢定法，進一步確認殘差數列  $a_t$  的變異數是否具有ARCH效果，若具有ARCH效果是可用GARCH模型來配適。依(7)與(8)式之AR模型進行ARCH效果檢定，其ARCH效果檢定即利用殘差平方項在落遲q期下進行回歸分析，其數學式如下：

$$\hat{a}_t^2 = d_0 + d_1 \hat{a}_{t-1}^2 + \dots + d_q \hat{a}_{t-q}^2 + v_t, \quad (1)$$

且檢定虛無假設  $H_0 : d_1 = \Lambda = d_q = 0$ ，當檢定結果為顯著時即表示具有 ARCH 效果，即可配適 GARCH 模型。

由 LM 檢定法、及 F 檢定法及 Ljung-Box 檢定法來檢定匯率波動率是否具有條件異質變異數現象，當其顯著時即表示具有 ARCH 效果，其檢定結果列於表 5 及表 6。由表 5 及表 6 之結果得知，匯率波動率之分析模型，在  $\alpha=1\%$ 之下有顯著的統計值，即是具有條件異質變異數現象，建議在模型的配適上更確認可以利用 GARCH 模型來分析。

表 5、日圓兌美元之匯率波動率的 ARCH 效果檢定(q=30)

LM檢定		F檢定	
統計量	56.7142	統計量	1.9138
(p-值)	(0.0023)	(p-值)	(0.0021)
L-B檢定		$LB^2(9)$	$LB^2(22)$
Q統計量	2.3578	4.4942	2.6247
(p-值)	(0.0185)	(0.0000)	(0.0087)

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

表 6、韓元兌美元之匯率波動率的 ARCH 效果檢定(q=30)

LM檢定		F檢定	
統計量	328.4110	統計量	12.7422
(p-值)	(0.0000)	(p-值)	(0.0004)
L-B檢定		$LB^2(1)$	$LB^2(4)$
Q統計量	18.2846	-5.4887	2.7788
(p-值)	(0.0000)	(0.0280)	(0.0055)

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

### 三、GARCH 與雙變量 GRCH 模型的基本架構

如果單純用單變數 GARCH 模型分析，則僅允許日圓兌美元之匯率波動率隨時間變動，容易忽略韓元兌美元之匯率波動率的變異數結構，可能會造成估計的不具效率與推論的偏誤。匯率波動率的條件變異數皆傾向於隨時間變動，雙變數 GARCH 模型同時考慮兩外匯市場波動率的時間相依性(time dependence)，為觀察兩匯率波動率間關聯性的適當研究方法，因此本文利用雙變數 GARCH 模型實證探討日圓兌美元之匯率波動率與韓元兌美元之匯率波動率之間的關聯性與其模型之建構。

#### 3.1 GARCH 模型

自 Bollerslev (1986, 1990)提出所謂一般化之自我回歸條件異質變異數模型(generalized autoregressive conditionally heteroskedasticity Model；即 GARCH Model)。對於 GARCH 模型是允許條件變異數成為過去殘差平方項及過去條件變異數的函數，使條件變異數的動態結構，同時達到彈性及精簡的目的。其一般化常態分配假設與 GARCH(p, q)之模式可假定如下：

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (2)$$



$$a_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t), \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0, \alpha_0 > 0, \quad (3)$$

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1, \quad i = 1, 2, \dots, q \text{ 及 } j = 1, 2, \dots, p. \quad (4)$$

其中  $a_t$  為隨機干擾項(或白噪音);  $\Omega_{t-1}$  為從 1 至  $t-1$  期中之所有可利用資訊的集合;  $h_t$  為受過去  $q$  期殘差平方及  $p$  期條件變異數影響之條件變異數;  $(\delta, \alpha, \beta)$  為未知參數的向量, 如  $\alpha' = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_q)$ 。  $N(0, h_t)$  為常態分配, 其平均數為 0 與變異數為  $h_t$ 。當  $\sum \alpha_i + \sum \beta_j = 1$  是稱為 IGARCH 模型。

一般 GARCH 模型與 ARCH 模型最大的不同在於條件變異數除了受到了前幾期殘差項平方的影響外, 同時也受到條件變異數落後期的影響。因此, GARCH 模型比 ARCH 模型更具有一般性的特質。在 GARCH ( $p, q$ ) 模型中, 條件變異數函數為過去干擾項平方及落後期數條件變異數的線性組合, 此不僅使得條件變異數的結構設定更具彈性, 同時也使得模型的應用更為泛。而由 GARCH 模型看來, ARCH 模型僅是 GARCH 模型的特例, 即當  $p=0$ , GARCH( $p, q$ ) 模型就恢復成為 ARCH( $q$ ) 模型。也由上述之 Jarque-Bera 常態分配檢定得知, 分析資料是未符合常態分配之假設, 且峰態係數皆大於 3, 應使用厚尾部之分配是較適宜。因此本文之分析是採用 Student's  $t$  分配之假設, 且利用 BHHH 之最大概似演算法(Berndt, et. al., 1974)來估計其未知參數。

### 3.2 動態條件相關之雙變量 GARCH 模型

由圖 1 和圖 2 來看日圓兌美元之匯率波動率和韓元兌美元之匯率波動率有一定的關係, 故可設定韓元兌美元之匯率波動率 ( $RKER_t$ ) 為日圓兌美元之匯率波動率 ( $RJER_t$ ) 的解釋變數, 兩個之間的一個最簡單的函數關係為:

$$RJER_t = \phi_0 + \phi_1 RKER_t, \quad (5)$$

當匯率隨時間改變而變動,  $RKER_t$  數列為非為固定的, 其受限於匯率變動  $RKER_t$  之下的股票報酬  $RJER_t$  的條件變異數可表示為:

$$\text{Var}(RJER_t | RKER_t) = \sigma^2(RKER_t), \quad (6)$$

$\sigma^2(RKER_t)$  表示  $RJER_t$  之條件變異數為韓元兌美元之匯率波動率的函數。

且由上述之各表中得知, 日圓兌美元之匯率波動率與韓元兌美元之匯率波動率皆具有異質變異數、高峽峰分配與定性數列的統計特徵, 因此建議使用雙變量 GARCH 模型來分析兩匯率市場之匯率波動率的相互影響。

本文依 Engle (2002) 及 Tse 與 Tsui (2002) 所提之動態條件相關的想法, 提出一個動態條件相關之雙變量 GARCH 模型來分析日圓兌美元與韓元兌美元之匯率波動的關聯性, 其模型可建構在(7)-(14)式, 利用此模型探討兩匯率市場之匯率波動率的相互影響。對動態條件相關之雙變量 GARCH(2, 2) 模型, 其模型可設定如下:

$$RJER_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^n \phi_{1j} RJER_{t-j} + \sum_{j=1}^n \phi_{2j} RKER_{t-j} + a_{1,t}, \quad (7)$$

$$RKER_t = \varphi_0 + \sum_{j=1}^n \varphi_{1j} RKER_{t-j} + \sum_{j=1}^n \varphi_{2j} RJER_{t-j} + a_{2,t} , \quad (8)$$

$$h_{11,t} = \alpha_{10} + \alpha_{11} a_{1,t-1}^2 + \alpha_{12} a_{1,t-2}^2 + \beta_{11} h_{11,t-1} + \beta_{12} h_{11,t-2} , \quad (9)$$

$$h_{22,t} = \alpha_{20} + \alpha_{21} a_{2,t-1}^2 + \alpha_{22} a_{2,t-2}^2 + \beta_{21} h_{22,t-1} + \beta_{22} h_{22,t-2} , \quad (10)$$

$$q_t = \gamma_0 + \gamma_1 \rho_{t-1} + \gamma_2 a_{1,t-1} a_{2,t-1} / \sqrt{h_{11,t-1} h_{22,t-1}} , \quad (11)$$

$$\rho_t = \exp(q_t) / (\exp(q_t) + 1) , \quad (12)$$

$$h_{12,t} = \rho_t \sqrt{h_{11,t}} \sqrt{h_{22,t}} , \quad (13)$$

$\bar{a}_t = (a_{1,t}, a_{2,t})$  是服從雙變數 Student's t 分配，即  $T_v(\bar{0}, (v-2)H_t/v)$ ，其中  $\bar{0}' = (0,0)$  與

$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix}$ ， $h_{12,t} = h_{21,t}$ ，及  $v$  為 Student's t 之自由度。 $\bar{a}_t$  的機率密度函數為

$$\begin{aligned} f(a_{1,t}, a_{2,t} | H_t) &= \frac{\Gamma((v+2)/2)}{((v-2)\pi)\Gamma(v/2)|H_t|^{1/2}} \left[1 + \frac{1}{v-2} \bar{a}_t' H_t^{-1} \bar{a}_t\right]^{-(v+2)/2} \\ &= \frac{\Gamma((v+2)/2)}{((v-2)\pi)\Gamma(v/2)\sqrt{h_{11,t}h_{22,t}(1-\rho_t^2)}} \\ &\quad \left[1 + \frac{1}{(v-2)(1-\rho_t^2)} \left\{ \left(\frac{a_{1,t}}{\sqrt{h_{11,t}}}\right)^2 + \left(\frac{a_{2,t}}{\sqrt{h_{22,t}}}\right)^2 - 2\rho_t \left(\frac{a_{1,t}}{\sqrt{h_{11,t}}}\right)\left(\frac{a_{2,t}}{\sqrt{h_{22,t}}}\right) \right\}\right]^{-(v+2)/2} , \end{aligned} \quad (14)$$

其中  $\rho_t$  為  $a_{1,t}$  與  $a_{2,t}$  之動態相關係數， $\Gamma(\bullet)$  為 Gamma 函數及  $H_t^{-1}$  為  $H_t$  的反矩陣。

## 四、動態條件相關之雙變量 GARCH 模型估計與分析

### 4.1 動態條件相關之雙變量 GARCH 模型與參數估計

本節利用動態條件相關之雙變量 GARCH 模型，即使用(7)-(14)式探討兩匯率市場波動率之關聯性的實證分析。先估計一個包含較多落遲項數、過度參數化的一般模型，在根據估計的結果，剔除一些解釋變數，最後得到一個簡化的模型，簡化模型的優點為可降低多重共線性、較大的自由度與較高可信度的估計結果、及較容易觀察和掌握結果，簡化模型與原始一般化模型具有相同的解釋能力。

由表 7 顯示動態條件相關之雙變量 GARCH 模型聯合估計的結果，且以 P 值檢定各個係數是否具顯著性，並去除不顯著的參數。在所選取的樣本期間內，日圓兌美元之匯率波動率不受常數項之影響，但受韓元兌美元之匯率波動率的落後一期的影響 ( $\phi_{21}=0.0134$ )。且日圓兌美元之匯率波動率受到日圓兌美元之匯率波動率落後二期的影響 ( $\phi_{11}=-0.0665$  與  $\phi_{12}=-0.0450$ )。韓元兌美元之匯率波動率也受到常數項之影響 ( $\varphi_0=-0.0224$ )，且受韓元兌美元之匯率波動率的落後一期的影響 ( $\varphi_{11}=-0.0784$ )。且韓元兌美元之匯率波動率也受到日圓兌美元之匯率波動率落後一期 ( $\varphi_{21}=0.0914$ ) 的影響。另一方面，日圓兌美元之匯率波動率與韓元兌美元之匯率波動率之動態相關係數的平均估計值為負值 ( $\hat{\rho}_t=0.2926$ )，其檢定顯著不為 0，此也顯示研究期間日圓兌美元之匯率波

動率對韓元兌美元之匯率波動率是正向的影響。對於 Student's t 分布之自由度  $\nu$  的估計值為 4.0280，且在 1% 顯著水準之下也是顯著的，此也顯示研究資料是具有厚尾部之分配。

另外，日元兌美元之匯率波動率與韓元兌美元之匯率波動率之條件變異數的方程式中，由估計結果得知  $\alpha_{11} + \beta_{11} = 1$  與  $\alpha_{21} + \beta_{21} = 1$  均符合 IGARCH 模型之參數的條件假設，此也顯示動態條件相關之雙變量 IGARCH(1, 1) 模型可捕捉日圓兌美元之匯率波動率與韓元兌美元之匯率波動率之間的波動過程，但還需要進一步去進行標準殘差的診斷分析，此分析將提供於文後。

表 7、動態條件相關之雙變量 IGARCH(1, 1) 模型之估計

$$RJER_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^2 \phi_{1j} RJER_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \phi_{2j} RKER_{t-j} + a_{1,t}$$

$$RKER_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^2 \phi_{1j} RKER_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \phi_{2j} RJER_{t-j} + a_{2,t}$$

$$h_{11,t} = \alpha_{10} + \alpha_{11} a_{1,t-1}^2 + \beta_{11} h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t} = \alpha_{20} + \alpha_{21} a_{2,t-1}^2 + \beta_{21} h_{22,t-1}$$

$$q_t = \gamma_0 + \gamma_1 \rho_{t-1} + \gamma_2 a_{1,t-1} a_{2,t-1} / \sqrt{h_{11,t-1} h_{22,t-1}}, \rho_t = \exp(q_t) / (\exp(q_t) + 1)$$

$$h_{12,t} = \rho_t \sqrt{h_{11,t}} \sqrt{h_{22,t}}$$

參數	$\phi_0$	$\phi_0$	$\phi_{11}$	$\phi_{12}$	$\phi_{21}$
係數	0.0153	-0.0224	-0.0665	-0.0450	0.0626
(p-值)	(0.1784)	(0.0015)	(0.0040)	(0.0421)	(0.0140)
參數	$\phi_{22}$	$\phi_{11}$	$\phi_{12}$	$\phi_{21}$	$\phi_{22}$
係數	0.0296	-0.0784	0.0076	0.0914	-0.0039
(p-值)	(0.2511)	(0.0005)	(0.7357)	(0.0000)	(0.7602)
參數	$\alpha_{10}$	$\alpha_{11}$	$\beta_{11}$	$\alpha_{20}$	$\alpha_{21}$
係數	0.0106	0.0836	0.9164	0.0117	0.2298
(p-值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
參數	$\beta_{21}$	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\nu$
係數	0.7702	-2.1545	4.1670	0.1252	4.0280
(p-值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0002)	(0.0000)
參數	$\bar{\rho}_t$	$\min \rho_t$	$\max \rho_t$		
係數	0.2926	0.0623	0.6928		
(p-值)	(0.0000)				

註：(1) p-值  $< \alpha$  表示顯著 ( $\alpha = 1\%$ ,  $\alpha = 5\%$ ,  $\alpha = 10\%$ )。

(2) 自然對之最大概似函數值為  $L_r = -494.4965$ 。

## 4.2 標準殘差之診斷分析

簡化的動態條件相關之雙變量IGARCH模型之合適性，將以Ljung-Box檢定標準殘差及標準殘差平方項是否仍存在自我相關，由表8與表9中的 $LB(5)$ 至 $LB(25)$ 之標準殘差的Q檢定的P值及 $LB^2(5)$ 至 $LB^2(25)$ 之標準殘差平方項Q檢定的P值診斷中得知，動態條件相關與誤差修正之雙變量IGARCH(1, 1)模型已無標準殘差的自我相關；且由表10與表11中也得知，動態條件相關之雙變量IGARCH(1, 1)模型已無標準殘差平方項之ARCH效果。因此，該模型之配適是合適的。

表 8、日圓兌美元之匯率波動率-雙變量 IGARCH(1, 1)之標準殘差

與其平方的 Q 檢定

L-B檢定	$LB(5)$	$LB(10)$	$LB(15)$	$LB(20)$	$LB(25)$
Q統計量	5.4999	9.5427	13.1968	15.5188	16.6653
(p-值)	(0.3580)	(0.4815)	(0.5871)	(0.7460)	(0.8936)
L-B檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q統計量	3.3535	9.8580	13.2557	15.8979	18.1258
(p-值)	(0.6457)	(0.4530)	(0.5826)	(0.7229)	(0.8370)

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

表 9、韓元兌美元之匯率波動率-雙變量 IGARCH(1, 1)之

標準殘差的 Q 檢定與其平方的 Q 檢定

L-B檢定	$LB(5)$	$LB(10)$	$LB(15)$	$LB(20)$	$LB(25)$
Q統計量	6.7610	10.8247	20.9157	24.6132	33.2249
(p-值)	(0.2390)	(0.3713)	(0.1395)	(0.2166)	(0.1255)
L-B檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q統計量	2.1915	2.8084	5.2094	7.6342	8.0319
(p-值)	(0.8221)	(0.9856)	(0.9902)	(0.9940)	(0.9995)

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

表 10、雙變量 IGARCH(1, 1)之標準殘差的 ARCH 效果檢定

日圓兌美元	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q統計量	-1.2949	-1.4520	0.3282	-0.4478	0.5174
(p-值)	(0.1955)	(0.1466)	(0.7428)	(0.6543)	(0.6049)
韓元兌美元	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q統計量	-0.8274	-0.0176	1.0456	-0.1258	-0.4134
(p-值)	(0.4081)	(0.9859)	(0.2959)	(0.8999)	(0.6794)

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

表 11、雙變量 IGARCH(1, 1)之標準殘差的 ARCH 效果之 F 檢定

日圓兌美元	Tsay F檢定	韓元兌美元	Tsay F檢定
統計量	0.8028	統計量	0.4114
(p-值)	(0.7672)	(P-值)	(0.9981)

註：p-值 <  $\alpha$  表示顯著 ( $\alpha = 1\%$ ， $\alpha = 5\%$ ， $\alpha = 10\%$ )。

## 五、雙變量 IGARCH 模式之不對稱的診斷分析

由上述誤差修正之雙變量 IGARCH 之標準殘差診斷分析中只能看出模型配適的好壞，但其卻是無法查覺出模型是否有捕捉到不對稱的現象，故因此 Engle and Ng (1993) 爲了斷定模型是否有不對稱之虞發展出一套診斷檢定(diagnostic test)，故因此本研究將利用此診斷檢定法來進行檢定。Engle and Ng(1993)認爲若利用觀測到之變數的過去值可以用來預測標準化殘差平方  $(a_t / \sigma_t)^2$ ， $\sigma_t = (h_t(v-2)/v)^{1/2}$ ，但如果其並未包涵在預測模式中，則表示模型可能誤設，因此其模型設定之診斷檢定方法有如下四種檢定方法：

### (1) 符號偏誤檢定(Sign Bias Test)

$$(a_t / \sigma_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-1}^- + e_t, \quad (15)$$

### (2) 負程度偏誤檢定(Negative Size Bias Test)

$$(a_t / \sigma_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-1}^- (a_{t-1} / \sigma_{t-1}) + e_t, \quad (16)$$

### (3) 正程度偏誤檢定(Positive Size Bias Test)

$$(a_t / \sigma_t)^2 = b_0 + b_1 (1 - S_{t-1}^-) (a_{t-1} / \sigma_{t-1}) + e_t, \quad (17)$$

### (4) 聯合檢定(Joint Test)

$$(a_t / \sigma_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-1}^- + b_2 S_{t-1}^- (a_{t-1} / \sigma_{t-1}) + b_3 (1 - S_{t-1}^-) (a_{t-1} / \sigma_{t-1}) + e_t, \quad (18)$$

其中  $S_{t-1}^-$  爲一虛擬變數：當  $a_t \leq 0$  時，則  $S_t^- = 1$ ，反之則爲 0。

由表 12 所描述的是經由上述四種檢定後的結果，其中對日圓兌美元之匯率波動率的不對稱檢定結果爲：(1)在符號偏誤檢定中爲不顯著 ( $\alpha = 10\%$ )。(2)在負程度偏誤檢定中爲顯著 ( $\alpha = 5\%$ )。(3)在正程度偏誤檢定中爲顯著 ( $\alpha = 10\%$ )。(4)在聯合檢定下爲顯著 ( $\alpha = 10\%$ )。對韓元兌美元之匯率波動率的不對稱檢定結果爲：(1)在符號偏誤檢定中爲不顯著 ( $\alpha = 10\%$ )。(2)在負程度偏誤檢定中爲不顯著 ( $\alpha = 10\%$ )。(3)在正程度偏誤檢定中爲不顯著 ( $\alpha = 10\%$ )。(4)在聯合檢定下爲不顯著 ( $\alpha = 10\%$ )。由不對稱檢定之結果得知，日圓兌美元之匯率市場是具有不對稱現象，而韓元兌美元之匯率波動率是未具有不對稱現象。

表 12、IGARCH(1, 1)之不對稱檢定

日圓兌美元 之匯率	符號偏誤 檢定	負程度偏 誤檢定	正程度偏 誤檢定	聯合 檢定
F統計量 (p-值)	1.2687 (0.2601)	5.3594 (0.0207)	2.7285 (0.0987)	2.3978 (0.0663)
韓元兌美元 之匯率	符號偏誤 檢定	負程度偏 誤檢定	正程度偏 誤檢定	聯合 檢定
F統計量 (p-值)	0.0402 (0.8411)	0.6752 (0.4113)	0.8126 (0.3675)	0.7453 (0.5250)

註：p-值 $<\alpha$  表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

## 六、動態條件相關之雙變數 EGARCH 模型與其模型診斷分析

### 6.1、動態條件相關之雙變數 EGARCH 模型與參數估計

由上述之聯合檢定結果得知，可以使用不對稱之 GARCH 模型探討日圓兌美元與韓元兌美元匯率波動之波動過程。經過選取之後，我們可使用動態條件相關與 EGARCH(1, 2) 模型探討日圓兌美元與韓元兌美元匯率波動模型的建構，其模型如下：

$$RJER_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^2 \phi_{1j} RJER_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \phi_{2j} RKER_{t-j} + a_{1,t}, \quad (19)$$

$$RKER_t = \varphi_0 + \sum_{j=1}^2 \varphi_{1j} RKER_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \varphi_{2j} RJER_{t-j} + a_{2,t}, \quad (20)$$

$$\ln(h_{11,t}) = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^2 \alpha_{1i} \frac{a_{1,t-i}}{\sqrt{h_{11,t-i}}} + \sum_{i=1}^2 \alpha_{1i}^* \left[ \frac{a_{1,t-i}}{\sqrt{h_{11,t-i}}} \right] - mu + \beta_{11} \ln(h_{11,t-1}), \quad (21)$$

$$h_{22,t} = \alpha_{20} + \alpha_{21} a_{2,t-1}^2 + \beta_{21} h_{22,t-1} + \alpha'_{11} a_{1,t-1}^2, \quad (22)$$

$$q_t = \gamma_0 + \gamma_1 \rho_{t-1} + \gamma_2 a_{1,t-1} a_{2,t-1} / \sqrt{h_{11,t-1} h_{22,t-1}},$$

$$\rho_t = \exp(q_t) / (\exp(q_t) + 1), \quad (23)$$

$$h_{12,t} = \rho_t \sqrt{h_{11,t}} \sqrt{h_{22,t}}, \quad mu = 2\sqrt{v-2}\Gamma((v+1)/2) / ((v-1)\Gamma(v/2)\sqrt{\pi}), \quad (24)$$

其中  $a_{1,t} > 0$  表示為好壞消息及  $a_{1,t} \leq 0$  表示為壞消息。 $a_{1,t}$  與  $a_{2,t}$  為服從雙變數之 Student's 分配，其定義同前。

本節利用雙變數 EGARCH 模型，即使用(19)-(24)式探討日圓兌美元與韓元兌美元匯率波動之關聯性的實證分析。先估計一個包含較多落遲項數及參數的一般模型，在根據估計的結果，也剔除一些不顯著的解釋變數，最後得到日圓兌美元與韓元兌美元匯率波動之關聯性的精簡模型。經實證結果得知，日圓兌美元與韓元兌美元匯率波動之關聯性可建構在動態條件相關之雙變數 EGARCH(1, 2)模型上，其估計結果陳述於表 13。

由表 13 顯示動態條件相關之雙變數 EGARCH(1, 2)模型之聯合估計的結果，其係數

之估計值是否顯著，是以 P 值檢定各個係數是否具顯著性。在所選取的樣本期間內，日圓兌美元之匯率波動率不受常數項之影響，但受韓元兌美元之匯率波動率的落後一期的影響( $\phi_{21}=0.0682$ )。且日圓兌美元之匯率波動率受到日圓兌美元之匯率波動率落後二期的影響( $\phi_{11}=-0.0645$  與  $\phi_{12}=-0.0461$ )。韓元兌美元之匯率波動率也受到常數項之影響( $\phi_0=-0.0223$ )，且受韓元兌美元之匯率波動率的落後一期的影響( $\phi_{11}=-0.0769$ )。且韓元兌美元之匯率波動率也受到日圓兌美元之匯率波動率落後一期( $\phi_{21}=0.0947$ )的影響。另一方面，日圓兌美元匯率報酬波動與韓圓兌美元匯率報酬波動之變異數的動態相關係數之平均估計值是為正值( $\hat{\rho}_t=0.2876$ )，且其檢定為顯著不為 0，此結果也顯示日圓兌美元匯率報酬波動是正面影響韓圓兌美元匯率報酬的波動，即是正向的影響。此實證結果是與上述動態條件相關之雙變數 IGARCH(1, 1)模式的結果是一致的。

由實證結果也得知日圓兌美元匯率報酬條件變異數與韓元兌美元匯率報酬波動條件變異數皆會影響其匯率波動。從條件變異數方程式中得知 $\alpha_{21} + \beta_{21} = 1$ ，符合 IGARCH 模型之參數的條件假設，而 EGARCH 模型中的係數無需條件的限制。也由概似比檢定(likelihood ratio test)得知，其檢定結果是支持 EGARCH 模型，此也顯示動態條件相關與雙變數 EGARCH(1, 2)模型可捕捉日圓兌美元匯率與韓元兌美元匯率報酬波動之間的波動過程，但還需要進一步去進行標準殘差的診斷分析，此分析將提供於文後。也由實證結果得知，日圓兌美元匯率報酬波動之好消息與壞消息確實對日圓兌美元匯率報酬的造成影響。因此，動態條件相關之雙變數 EGARCH(1, 2)模型是比動態條件相關之雙變數 GARCH(1, 1)模型較具有解釋能力。

表 13、動態條件相關之雙變數 EGARCH(1, 2)模式之參數估計

參數	$\phi_0$	$\phi_0$	$\phi_{11}$	$\phi_{12}$	$\phi_{21}$
係數	0.0099	-0.0223	-0.0645	-0.0461	0.0582
(p-值)	(0.3856)	(0.0018)	(0.0013)	(0.0287)	(0.0182)
參數	$\phi_{22}$	$\phi_{11}$	$\phi_{12}$	$\phi_{21}$	$\phi_{22}$
係數	0.0381	-0.0769	0.0087	0.0947	-0.0037
(p-值)	(0.1301)	(0.0010)	(0.7065)	(0.0000)	(0.7767)
參數	$\alpha_{10}$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{12}$	$\alpha_{11}^*$	$\alpha_{12}^*$
係數	-0.0467	-0.0625	-0.0375	0.0124	0.1320
(p-值)	(0.0001)	(0.0810)	(0.4738)	(0.7369)	(0.0135)
參數	$\beta_{11}$	$\alpha_{20}$	$\alpha_{21}$	$\beta_{21}$	
係數	0.9451	0.0096	0.2271	0.7729	
(p-值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	
參數	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\nu$	
係數	-2.1714	4.2098	0.1105	4.5607	
(p-值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0002)	(0.0000)	
參數	$\bar{\rho}_t$	$\min \rho_t$	$\max \rho_t$		

係數	0.2876	0.0698	0.7413
(p-值)	(0.0000)		

註：(1) p 值 $<\alpha$  表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

(2) 自然對之最大概似函數值為  $L_f = -468.1410$ 。 $-2[L_f - L_r]$  服從卡方分配與其自由度為 4。 $-2[L_f - L_r]$  之值為 52.711。

(3)  $\chi^2_{0.10}(4) = 7.7794$ ， $\chi^2_{0.05}(4) = 9.4877$  與  $\chi^2_{0.01}(4) = 13.2767$ 。

## 6.2、動態條件相關之雙變數 EGARCH 模型之標準殘差診斷分析

動態條件相關之不對稱 GARCH 模型之合適性，將以 Ljung-Box 檢定標準殘差及標準殘差平方項是否仍存在自我相關，由表 14 中的  $LB(5)$  至  $LB(25)$  之標準殘差的 Q 檢定的 P 值及  $LB^2(5)$  至  $LB^2(25)$  之標準殘差平方項 Q 檢定的 P 值診斷中得知，該模型已無標準殘差的自我相關；且由表 15 與表 16 中也得知，該模型已無標準殘差平方項之 ARCH 效果；又由表 17 中之聯合檢定也得知，該模型已無不對稱效果。因此，動態條件相關之 EGARCH(1, 2) 模型的配適是更合適的。

表 14、L-B 檢定-EGARCH(1, 2) 之標準殘差與其平方的 Q 檢定

日圓兌美元	$LB(5)$	$LB(10)$	$LB(15)$	$LB(20)$	$LB(25)$
Q 統計量	2.8488	6.8374	12.5115	15.1839	16.0667
(p-值)	(0.7233)	(0.7407)	(0.6400)	(0.7658)	(0.9128)
日圓兌美元	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q 統計量	6.5798	11.6297	15.1528	17.8906	21.9035
(p-值)	(0.2538)	(0.3106)	(0.4405)	(0.5946)	(0.6413)
韓元兌美元	$LB(5)$	$LB(10)$	$LB(15)$	$LB(20)$	$LB(25)$
Q 統計量	6.4219	10.4429	20.5008	23.9714	32.5859
(p-值)	(0.2673)	(0.4025)	(0.1536)	(0.2436)	(0.1417)
韓元兌美元	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q 統計量	2.3198	3.0277	5.3314	7.9579	8.3905
(p-值)	(0.8034)	(0.9808)	(0.9889)	(0.9921)	(0.9992)

註：p-值 $<\alpha$  表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

表 15、L-B 檢定-EGARCH(1, 2) 之標準殘差的 ARCH 效果檢定

日圓兌美元	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q 統計量	-0.8805	-0.8942	0.2208	-0.0412	0.7319
(p-值)	(0.3787)	(0.3713)	(0.8252)	(0.9671)	(0.4643)
韓元兌美元	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q 統計量	-0.8663	-0.0728	0.9905	-0.1541	-0.4298



(p-值) (0.3864) (0.9419) (0.3221) (0.8776) (0.6674)

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

表 16、雙變數 EGARCH(1, 2)之標準殘差的 ARCH 效果之 F 檢定

日圓兌美元	Tsay F檢定	韓元兌美元	Tsay F檢定
統計量	0.8490	統計量	0.4329
(p-值)	(0.7011)	(P-值)	(0.9970)

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

表 17、EGARCH(1, 1)之不對稱檢定

日圓兌美元 之匯率	符號偏誤 檢定	負程度偏 誤檢定	正程度偏 誤檢定	聯合 檢定
F統計量	0.0683	3.8332	1.6351	1.3988
(p-值)	(0.7938)	(0.0504)	(0.2011)	(0.2413)
韓元兌美元 之匯率	符號偏誤 檢定	負程度偏 誤檢定	正程度偏 誤檢定	聯合 檢定
F統計量	0.0163	0.6204	0.9390	0.7698
(p-值)	(0.8984)	(0.4310)	(0.3326)	(0.5109)

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

## 七、結論

本研究是探討日圓兌美元與韓元兌美元之匯率兩市場的相互影響，其研究樣本期間為自 2000 年 1 月 3 日至 2008 年 7 月 31 日的日資料。實證結果發現得知，日圓兌美元與韓元兌美元之匯率波動率具有不對稱性，且日圓兌美元與韓元兌美元之匯率波動率的相互關係可建構在動態條件相關之雙變量 EGARCH(1, 2)模型上，且也經過標準殘差項之相關性與 ARCH 效果之檢定得知，使用動態條件相關之雙變量 EGARCH(1, 2)模型來衡量兩市場的波動過程是合適的，因此使用動態條件相關之雙變量 EGARCH(1, 2)模型是比動態條件相關之雙變量 IGARCH(1, 1)模型較具有解釋能力。實證結果也得知，兩市場之條件變數的動態相關係數平均估計值( $\hat{\rho}_t=0.2876$ )為正的關係，此也顯示日圓兌美元的波動是正向影響韓元兌美元的波動。這些證據可建議匯率投資者、國際基金經理人與企業經營者，對匯率市場之評估時，需考慮不同匯率波動的風險及與其不同匯率市場的關聯性。

然而，探討金融商品報酬及其波動性之理論與模型眾多，本研究僅使用動態條件相關之雙變量 EGARCH 模型來探討，而影響匯率市場報酬的因素也不只是日圓兌美元與韓元兌美元之匯率的變動而已，建議未來可考慮如採用其他之多變量 GARCH 的模型來進一

步探討。

## 參考文獻

1. 張錦源 (2005), 「國際貿易實務詳論」, 三民書局。
1. Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In 2nd. International Symposium on Information Theory, edited by B. N. Petrov and F. C. Budapest: Akademiai Kiado, 267-281.
2. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
3. 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.
4. Berndt, E.K., Hall, B.H., Hall, R.E. and Hausman, J.A. (1974). Estimation and inference in nonlinear structural models. *Annals of Economic and Social Measurement*, 4, 653-665.
5. Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of estimators for time series regressions with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
6. Dickey, D.A. and W.A. Fuller, 1981, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.
7. Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
8. Engle, R.F. and Kroner, K.F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11, 122-150.
9. Engle, R.F., Lilien, D.M. and Robins, R.P. (1987). Estimating time-varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica*, 55, 391-407.
10. Engle, R.F. (2002). Dynamic conditional correlation- a simple class of multivariate GARCH models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339-350.
11. Johansen, S. (1991). Estimation and hypotheses in testing of cointegration vector in Gaussian vector autoregressive model. *Econometrica*, 59, 1551-1580.
12. Kapetanios, G., Shin, Y. and Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112(2), 359-379.
13. Kearney, C. (1998). The causes of volatility in a small, internationally integrated stock market: Ireland, July 1975 - June 1994. *Journal of Financial Research*, 21, 85-104.
14. Koutoulas, G. and Kryzanowski, L. (1996). Macroeconomic conditional volatility, time-varying risk premia and stock return behavior. *Financial Review*, 31, 169-195.
15. Ljung, G.M. and Box, G.E.P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65, 297-303.
16. Solnik, B. (1987). Using financial prices to test exchange rate models: a note. *Journal of Finance*, 42, 141-149.
17. Tsay, R.S. (2002). *Analysis of Financial Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

18. Tse, Y. K. and Tsui, Albert K C. (2002). A multivariate GARCH model with time-varying correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 351-362.
19. Yang, S.Y. and Doong, S.C. (2004). Price and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: empirical evidence from the G-7 countries, *International Journal of Business and Economics*, 3(2), 139-153.

