

# 國立交通大學

經營管理研究所

碩士論文



DCC 模型族下外匯期貨避險績效之分析

The Analysis of Foreign Exchange Futures Hedging

Performance under DCC Models

研究生：邱美卿

指導教授：周雨田教授

中華民國九十六年六月

DCC 模型族下外匯期貨避險績效之分析  
The Analysis of Foreign Exchange Futures Hedging  
Performance under DCC Models


研究生：邱美卿

Student : Mei-Chin Chiu

指導教授：周雨田

Advisor : Ray Yeutien Chou

國立交通大學  
經營管理研究所  
碩士論文



A Thesis  
Submitted to Institute of Business and Management  
College of Management  
National Chiao Tung University  
in Partial Fulfillment of the Requirements  
for the Degree of  
Master  
of  
Business Administration  
June 2007

Taipei, Taiwan, Republic of China

中華民國九十六年六月

# DCC 模型族下外匯期貨避險績效之分析

研究生：邱美卿

指導教授：周雨田 教授

國立交通大學經營管理研究所碩士班

## 摘 要

過去關於利用期貨或遠期契約來降低外匯風險的文獻相當多，早期研究大多是利用迴歸分析法求取最適的避險比率，然而傳統避險比率在假設現貨與期貨市場的風險是常數之下，代表無論何時開始從事避險，避險比例都會保持一樣的，但是在實際交易過程中，新的資訊不斷地進入市場，資產的風險是會隨之改變的，這樣的假設往往與市場實際交易情況不一致，所以本研究採取動態避險策略，著重於分析 DCC 模型族下外匯期貨的避險績效，並且參照 Lien 和 Yang (2006) 的研究，在模型中加入基差的效果，以探討加入基差效果是否能提升避險效益，此外也加入以變幅 (range) 為基礎的 DCC-CARR 模型，探討利用變幅捕捉市場波動性下，其是否會比以報酬率為基礎且考慮基差效果的避險模型有比較好的避險效益。實證結果發現在樣本內的避險績效比較上，無論是採取每日或每週的避險調整期間，大致而言，以 OLS 有較好的表現。至於樣本外的避險績效比較，若為採取每日調整期間下，加入基差效果能夠提升避險的績效，然而在每週調整期間下，除了澳幣以外，其他貨幣則是以變幅為基礎的 DCC-CARR 模型表現最好。

關鍵詞：避險比率、DCC、基差、變幅

# The Analysis of Foreign Exchange Futures Hedging Performance under DCC Models

Student : Mei-Chin Chiu

Advisor : Dr.Ray Yeutien Chou

Institute of Business and Management  
National Chiao Tung University

## ABSTRACT

There are many studies recognizing that currency risk can be minimized through futures/forward hedging. Early research illustrated the benefits of conventional strategies derived from the regression method. However, under the assumption that the risk in spot and futures markets is constant over time, it implies that conventional hedge ratio will be the same irrespective of when the hedging is undertaken. But this assumption contrasts with reality. That's because as new information is received by the market, the riskiness of each of the assets changes. So, this article uses dynamic hedging strategies and investigates the hedging performance of foreign exchange futures under DCC models. In order to follow the article of Lien and Yang (2006) and investigate the effects of the spot-futures spread on the hedging performance, the models used in this article incorporate the spot-futures spread. Besides, this article also uses a range-based DCC-CARR model compared with the return-based DCC models incorporating the effect of spot-futures spread. The in-sample results indicate that OLS provides best hedging performance regardless of adjusting the hedging ratio daily or weekly. Out-of-sample results suggest that the return-based DCC models incorporating the effect of spot-futures spread provided best hedging performance when adjusting the hedging ratio daily. But if we adjust the hedging ratio weekly, DCC-CARR model provides best hedging performance except the Australian dollar.

Keywords : hedging ratio 、 DCC 、 spread 、 range

## 誌 謝

在寫論文期間，心裡已經開始想誌謝的內容，現在終於可以把它們一一寫下來，也順便整理寫論文過程中的點滴回憶。

本論文承蒙周雨田老師悉心的指導，才得以順利完成，感謝周老師在研究方向上給予建議，以及在我遇到問題時為我解惑；也感謝巫春洲老師在忙碌之餘幫我修改論文，且在寫作上給予許多的建議，如此我的論文才更加完善與流暢；還有感謝劉炳麟學長在程式與研究方法上的幫忙，以及提供口試的經驗給我們，舒緩我們對口試的緊張心情。另外還要感謝書審委員丁承老師與胡均立老師，他們也是給予我許多寶貴的建議，我的口試才得以順利通過。

寫論文雖然是一個艱辛的過程，但從中也感受到友情的可貴，在此感謝秉佑、彩霞、秀珊、妮鈴、凱騫和純蘭的鼓勵與陪伴，真的很高興可以和他們在同一個家族；還有感謝我的國中和大學同學不時關心我的論文進度，尤其要特別謝謝有義氣的大學同學榮逢，在課業與報告的壓力之下，抽出時間陪我抓資料。最後要感謝養我育我的父母及家人，他們在我的求學階段不斷地給我關懷與鼓勵，有他們真好！

雖然研究所兩年很快就過了，但是未來的日子還很長，心中除了滿懷的感恩，還要獻上我誠摯的祝福，祝福各位師長與同學們未來一切順心。

邱美卿 謹誌

2007年6月

# 目 錄

目錄	.....	i
表目錄	.....	ii
一	緒論.....	1
1.1	研究背景與動機.....	1
1.2	研究目的.....	2
1.3	研究方向.....	3
1.4	研究架構.....	3
二	相關理論與文獻回顧.....	4
2.1	外匯期貨.....	4
2.2	避險理論.....	5
2.2.1	傳統避險理論.....	5
2.2.2	Working 的假說.....	7
2.2.3	投資組合避險理論.....	7
2.3	國內外相關文獻.....	10
三	研究方法.....	16
3.1	研究流程.....	16
3.2	模型介紹.....	17
3.2.1	向量誤差修正模型.....	17
3.2.2	CARR 模型.....	19
3.2.3	DCC 模型.....	21
3.3	最適避險比率.....	23
3.4	避險績效之衡量.....	24
四	實證結果.....	25
4.1	資料來源與處理.....	25
4.2	基本分析.....	26
4.2.1	單根檢定.....	26
4.2.2	敘述統計.....	27
4.2.3	共整合檢定結果.....	31
4.3	基差對市場報酬、波動性之影響與模型估計.....	32
4.4	避險績效比較.....	38
五	結論與建議.....	42
參考文獻	.....	43
附錄一	.....	46
附錄二	.....	49
附錄三	.....	54
附錄四	.....	59

## 表 目 錄

表 4-1	現貨價格單根檢定表 .....	26
表 4-2	現貨價格單根檢定表 (一次差分後) .....	27
表 4-3	期貨價格單根檢定表 .....	27
表 4-4	期貨價格單根檢定表 (一次差分後) .....	27
表 4-5	現貨與期貨日報酬率之敘述統計 .....	28
表 4-6	現貨與期貨週報酬率之敘述統計 .....	29
表 4-7	現貨與期貨週變幅之敘述統計 .....	30
表 4-8	共整合檢定 .....	31
表 4-9	傳統 DCC 模型 .....	34
表 4-10	對稱效果 DCC 模型 .....	35
表 4-11	非對稱效果 DCC 模型 .....	36
表 4-12	CARR 模型 .....	37
表 4-13	樣本內模型每日調整績效比較 .....	39
表 4-14	樣本外模型每日調整績效比較 .....	39
表 4-15	樣本內模型每週調整績效比較 .....	40
表 4-16	樣本外模型每週調整績效比較 .....	41

# 一、緒論

## 1.1 研究背景與動機

隨著國際化與自由化的腳步，國家與國家之間的資金流動情形，可說是與日俱增，而在資金流動的同時，國際性企業貨幣資產卻可能在國家之間幣值不同的問題下，其價值會有所增減，所以無論是產品進、出口的報價或資金的調度，都必須注意且掌握匯率的走勢，否則企業可能會因為匯率的波動而連受損失。

另一方面，諸多重要的經濟與政治因素會影響匯率波動，例如通貨膨脹率、失業率、不可預期的天災或政局的不穩定等因素，皆可能會影響一國的幣值，最值得大家借鏡的事件即為亞洲金融風暴，此事件起因於泰國放棄泰銖釘住以美元為主的一籃子通貨匯率，而改採匯率浮動制度之後，即引發了亞洲貨幣危機與金融危機，導致亞洲各國一波又一波的匯率貶值，更加深外匯風險管理的重要性，而企業為了強化其財務管理的成效，妥善的外匯風險管理是不可或缺與忽視的一環，所以為了降低匯率變動而產生的風險，企業大多會透過適當的避險工具來加以規避，避險工具包括外匯選擇權、遠期外匯和外匯期貨等衍生性金融商品，其中以外匯期貨是企業最常用到的避險工具，而且也是交易量最大的金融期貨。

在外匯期貨的發展上，由於 1970 年代布列敦森林協定 (Bertton Wood Agreement) 崩潰，因而固定匯率制度瓦解，國際間的貨幣制度由固定匯率走向浮動匯率，匯率的風險增加，芝加哥商業交易所 (CME) 之分支部門-國際貨幣



市場 (IMM) 於 1972 年 5 月 16 日推出英鎊、加幣、馬克、日圓、瑞士法郎等外匯期貨，提供另一個管理外匯風險的管道，之後在歐洲、亞洲各地的期貨交易所也陸續推出外匯期貨的交易，可見外匯期貨在規避外匯風險的重要性。

## 1.2 研究目的

過去關於利用期貨或遠期契約來降低外匯風險的文獻相當多，早期研究大多是利用迴歸分析法求取最適的避險比率，例如 Ederington (1979)；然而，現貨市場與期貨市場受到市場上不同條件變異的影響，傳統避險比率在假設現貨與期貨市場的風險是常數之下，代表無論何時開始從事避險，避險比例都會保持一樣的，但是在實際交易過程中，新的資訊不斷地進入市場，資產的風險是會隨之改變的，所以這樣的假設往往與市場實際交易情況不一致，也因此近期的研究多採用 GARCH 模型，利用 GARCH 模型配適資產的波動，以進一步估算出避險比率，例如 Kroner 和 Sultan (1993)，而且也都在實證上得到 GARCH 模型動態避險優於傳統避險策略的結論。

Engle (2002) 提出 DCC 模型 (Dynamic Conditional Correlation Model)，許多關於期貨避險的研究也在避險模型上放寬相關係數的設定，允許相關係數會隨著時間而變動 (time-varying) 的動態過程，例如 Lien 和 Yang (2006)，因此，本研究希冀著重與 Lien 和 Yang (2006) 的研究對照，並加入 Chou, Wu, 和 Liu (2006) 的 DCC-CARR 模型，利用英鎊、瑞士法郎、日圓、加幣及澳幣五檔外匯期貨契約來直接規避現貨風險，並且希望透過財務計量經濟模型進行估算避險比率，以找出最適的避險策略，進而提升外匯的避險。

### 1.3 研究方向

本研究的方向為放寬相關係數為常數的條件，以探討 DCC 模型下的避險策略是否有效，並且著重與 Lien 和 Yang (2006) 的研究對照，利用 Lien 和 Yang (2006) 研究中相同的模型，以探討加入基差效果是否能提升避險效益，又為了有別於 Lien 和 Yang (2006) 的研究，本研究嘗試加入 Chou, Wu, 和 Liu (2006) 以變幅 (range) 為基礎的 DCC-CARR 模型，探討利用變幅捕捉市場波動性下，其是否會比以報酬率為基礎且考慮基差效果的避險模型有比較好的避險效益。

### 1.4 研究架構



本研究內容總共分為五章，以下為各章的內容簡介：

#### 第一章 緒論

說明本研究的動機與背景、研究目的。

#### 第二章 文獻回顧

介紹期貨與整理過去的避險理論，且探討國內外有關期貨避險之相關文獻。

#### 第三章 研究方法

介紹相關之計量經濟模型與本研究擬採用的避險模型。

#### 第四章 實證研究

說明資料的處理來源與進行資料分析，並且比較各種模型的避險績效。

#### 第五章 結論

彙整前一章的實證結果。

## 二、 相關理論與文獻回顧

本章第一節先對外匯期貨做一個簡單的介紹，接著在第二節中概述避險理論的演化，而第三節則是回顧國內外相關文獻且探討之。

### 2.1 外匯期貨

期貨契約（futures contract）是一種標準化的合約，買賣兩方約定在未來某到期日，依一定價格買入或賣出某數量的某種標的商品，或者在到期日結算價差，又依標的資產的不同，而有不同的期貨契約，如果標的資產為外匯，則為外匯期貨（currency futures）。期貨契約的發展主要的目的是提供避險的功能，避險者可藉由期貨將風險移轉給有能力或願意承擔風險的人。

一般而言，期貨的避險策略可分為空頭避險（bear hedge）、多頭避險（bull hedge）、交叉避險（cross hedge）三種。空頭避險即賣出避險（short hedge），當持有現貨商品時，卻擔心未來因價格下跌而遭受損失，由於現貨和期貨的價格有高度的相關性，所以避險者可在期貨市場賣出期貨，如果現貨價格下跌，避險者雖然在現貨市場損失，但卻可在期貨市場獲利，因而損益抵銷，達到避險的目的；多頭避險即買進避險（long hedge），避險者若在現貨市場賣空現貨或未來會買入現貨，卻擔心將來因價格上漲而遭受損失，因此可在期貨市場買進期貨；而交叉避險的策略，則為買賣比較相近的資產期貨來從事避險。

所謂的外匯期貨，是契約的買賣雙方約定未來某個到期日，以約定的交割匯

率，進行買賣一定數量的某一外國貨幣，外匯期貨首先在 1972 年 5 月 16 日於芝加哥商業交易所之分支部門-國際貨幣市場掛牌交易，也是第一個在交易所交易的金融期貨；外匯期貨有標準化的契約規格，即有標準的合約大小、保證金、到期日等。

## 2.2 避險理論

在避險理論的發展上，根據 Ederington (1979) 的文章分類，依不同的目標函數而將之分為三類：傳統避險理論 (traditional hedging theory)、Working 的假說 (Working's hypothesis)、投資組合避險理論 (portfolio and hedging theory)。

### 2.2.1 傳統避險理論 (traditional hedging theory)

傳統避險理論亦稱為簡單避險理論 (naive hedging theory)，其基本假設為期貨價格變動與現貨價格變動方向相同且波動幅度一致，並且認同期貨市場的規避風險能力，主張當避險者為了規避市場上價格波動的可能風險，若利用在期貨市場反向操作同現貨部位相同數量的期貨契約，則在期貨市場的利得或損失，正好可與現貨市場的損失或利得完全抵銷掉，在這樣的基本假設之下，傳統避險策略所決定的避險比率為 1，所謂的避險比率，意指在現貨市場持有一單位現貨，為了規避現貨風險而在期貨市場放空期貨的單位數，所以當避險比率為 1 時，亦即期貨契約部位等於現貨部位的全部避險。其數學說明如下：

$$H = C_S (P_S^1 - P_S^0) + C_F (P_F^1 - P_F^0) = C_S \Delta P_S + C_F \Delta P_F \quad (1)$$

$$\begin{aligned}
\text{Var}(H) &= C_S^2 \sigma_{\Delta P_S}^2 + C_F^2 \sigma_{\Delta P_F}^2 + 2C_S C_F \text{Cov}(\Delta P_S, \Delta P_F) \\
&= C_S^2 \sigma_{\Delta P_S}^2 + C_F^2 \sigma_{\Delta P_F}^2 + 2C_S C_F \sigma_{\Delta P_S, \Delta P_F}
\end{aligned} \tag{2}$$

其中，

$H$ ：採取避險後投資組合之損益

$C_S$ ：避險者持有之現貨部位

$C_F$ ：避險者持有之期貨部位

$P_S^0$ ：現貨第 0 期之價格

$P_S^1$ ：現貨第 1 期之價格

$P_F^0$ ：期貨第 0 期之價格

$P_F^1$ ：期貨第 1 期之價格

$\sigma_{\Delta P_S}^2$ ：現貨價格變動之變異數

$\sigma_{\Delta P_F}^2$ ：期貨價格變動之變異數

$\sigma_{\Delta P_S, \Delta P_F}$ ：現貨價差與期貨價差之共變數



由於傳統避險理論的基本假設為期貨價格變動與現貨價格變動是方向相同

且波動幅度一致的，則  $\rho_{\Delta P_S, \Delta P_F} = 1$ ， $\sigma_{\Delta P_S} = \sigma_{\Delta P_F}$ ，故

$$\begin{aligned}
\text{Var}(H) &= C_S^2 \sigma_{\Delta P_S}^2 + C_F^2 \sigma_{\Delta P_F}^2 + 2C_S C_F \sigma_{\Delta P_S, \Delta P_F} \\
&= C_S^2 \sigma_{\Delta P_S}^2 + C_F^2 \sigma_{\Delta P_F}^2 + 2C_S C_F \sigma_{\Delta P_S} \sigma_{\Delta P_F} \rho_{\Delta P_S, \Delta P_F} \\
&= C_S^2 \sigma_{\Delta P_S}^2 + C_F^2 \sigma_{\Delta P_S}^2 + 2C_S C_F \sigma_{\Delta P_S}^2 \\
&= (C_S + C_F)^2 \sigma_{\Delta P_S}^2
\end{aligned} \tag{3}$$

所以在避險期間，持有現貨部位與期貨部位相同且反向操作，即  $C_S = -C_F$ ，則投資組合的損益風險將為零，因此傳統避險理論的避險比率為 1。然而 Ederington (1979) 利用適應性預期理論推導出現貨價格的變動會伴隨著某一比例而非相同的期貨價格波動，所以在傳統避險的假設之下，無法完全規避風險。

### 2.2.2 Working 的假說 (Working's hypothesis)

Working (1962) 認為避險者從事避險操作的目標在於追求預期利潤極大化，而不是追求風險極小化，在追求利潤極大化的原則之下，避險者的避險操作類似投機者，兩者的不同在於避險者必須承擔基差風險<sup>1</sup>(basis risk)，以規避現貨價格變動的風險，故避險者關心的是基差的變動，而非絕對的價格變動，所以根據 Working 的假說，在現貨市場持有長部分的人，若預期基差將會下降時，會採取避險，反之，則完全不採取避險，故此謂選擇性避險。

### 2.2.3 投資組合避險理論 (portfolio and hedging theory)

傳統避險理論強調期貨契約部位等於現貨部位的全部避險，其避險比率為 1；而 Working 的選擇性避險假說則強調避險者目標在於追求預期利潤極大化，其避險比率不是 0 就是 1。而 Johnson (1960) 首先介紹投資組合避險理論觀念，整合了傳統避險理論追求風險極小化與 Working 選擇性避險假說的追求預期利潤極大化，透過風險與報酬具有抵換關係，將現貨與期貨視為一個投資組合來看，因而避險的進行可能採取部分避險，這個觀點提出之後，也廣受實務上的應

---

<sup>1</sup> 基差風險：指隨著到期日逼近，期貨價格反而偏離現貨價格的風險。

用。在投資組合避險理論中，列舉兩種方法：最小變異數避險比率（minimum variance hedge ratio）和均異分析（mean-variance approach）。

（1）最小變異數避險比率

Ederington (1979) 提出最小變異數避險模型，在投資組合理論下，以求取投資組合風險極小化為前提，進而決定最適避險比率。其數學說明如下：

在不避險的情形之下：

$$E(UR) = C_S E[P_S^1 - P_S^0] \quad (4)$$

$$Var(UR) = C_S^2 \sigma_{\Delta P_S}^2 \quad (5)$$

在避險的情形之下：

$$E(H) = C_S E[P_S^1 - P_S^0] + C_F E[P_F^1 - P_F^0] \quad (6)$$

$$Var(H) = C_S^2 \sigma_{\Delta P_S}^2 + C_F^2 \sigma_{\Delta P_F}^2 + 2C_S C_F \sigma_{\Delta P_S, \Delta P_F} \quad (7)$$

其中，

$UR$ ：避險前之損益

令避險比率  $b = C_F / C_S$ ，表示現貨部位避險的比例，則：

$$Var(H) = C_S^2 \{ \sigma_{\Delta P_S}^2 + b^2 \sigma_{\Delta P_F}^2 + 2b \sigma_{\Delta P_S, \Delta P_F} \} \quad (8)$$

由於以求取投資組合風險極小化為目標，所以在已知現貨部位  $C_S$  之下，求

$$\underset{\{b\}}{Min} Var(H) = C_S^2 \{ \sigma_{\Delta P_S}^2 + b^2 \sigma_{\Delta P_F}^2 + 2b \sigma_{\Delta P_S, \Delta P_F} \} \quad (9)$$

$$\frac{\partial Var(H)}{\partial b} = C_S^2 \{ 2b \sigma_{\Delta P_F}^2 + 2 \sigma_{\Delta P_S, \Delta P_F} \} = 0 \quad (10)$$

$$\text{故可得風險最小化的最適避險比率 } b^* = -\frac{\sigma_{\Delta P_S, \Delta P_F}}{\sigma_{\Delta P_F}^2} \quad (11)$$

以上就是所謂的最小變異數避險比率，然而，最小變異數避險比率卻完全忽略投資組合中期望報酬的部分，因此這個策略和均異分析架構不一致。

## (2) 均異分析 (mean-variance approach)

Anderson 和 Danthine (1981)、Kahl (1983) 採用報酬與風險並重的分析方法去衡量避險組合的期望報酬與風險，假設避險者的期望效用函數，並追求目標函數的期望效用極大化，其假設的期望效用函數為：

$$E(U) = E(H) - \frac{1}{2} \lambda \text{Var}(H) \quad (12)$$

其中，

$U$ ：避險者之效用函數

$\lambda$ ：風險趨避係數，由於避險者為風險趨避者，風險趨避係數會大於零

故追求效用函數極大化時：

$$\text{Max}_{\{C_F\}} E(U) = E(H) - \frac{1}{2} \lambda \text{Var}(H) \quad (13)$$

$$E(H) = C_S E[P_S^1 - P_S^0] + C_F E[P_F^1 - P_F^0] = C_S \mu_{\Delta P_S} + C_F \mu_{\Delta P_F} \quad (14)$$

$$\text{Var}(E(H)) = C_S^2 \sigma_{\Delta P_S}^2 + C_F^2 \sigma_{\Delta P_F}^2 + 2C_S C_F \sigma_{\Delta P_S, \Delta P_F} \quad (15)$$

其中

$\mu_{\Delta P_S}$ ：現貨價格變動之平均數

$\mu_{\Delta P_F}$ ：期貨價格變動之平均數



在已知  $C_S$  下，對目標函數  $C_F$  求一階微分且令其為零，則可得：

$$C_F = \frac{E[P_S^1 - P_S^0]}{\lambda \sigma_{\Delta P_F}^2} - C_S \frac{\sigma_{\Delta P_S, \Delta P_F}}{\sigma_{\Delta P_F}^2} \quad (16)$$

$$\text{則避險比率 } b^* = \frac{C_F}{C_S} = -\frac{\sigma_{\Delta P_S, \Delta P_F}}{\sigma_{\Delta P_F}^2} + \frac{E[P_S^1 - P_S^0]}{\lambda \sigma_{\Delta P_F}^2 C_S} \quad (17)$$

將 (17) 式分解成兩個部分來看，前半部同風險最小化之下的避險比率，故代表避險的部位，而後半部代表投機部位，當現貨價格追隨平賭過程 (martingale process)，即  $E[P_S^1 - P_S^0] = 0$ ，或是避險者的風險趨避係數  $\lambda$  趨近於無窮大的情形時，投機部位會等於零，此時的最適避險比率會和最小變異數避險比率相同。然而，在均異分析下的避險比率必須要知道個人風險趨避係數，但是個人風險趨避係數無法確切得知，故應用上有所限制。

### 2.3 國內外相關文獻

在國外關於避險的文獻中，早期是以傳統迴歸方法去估計避險比率，例如 Ederington (1979) 使用傳統 OLS 模型去研究新期貨市場的避險效果，其研究的對象分別為美國政府房屋抵押債 (GNMA)、美國國庫券 (T-bill)、小麥和玉米，避險期間設為二週與四週，並且以直接避險方式去評估避險比率與避險績效。Ederington (1979) 的實證結果發現距離到期日較遠的期貨契約確實其避險績效較差，反而是使用較近月的期貨契約，其避險的效果較佳，這是由於現貨價格的變動與較近月契約的期貨價變動之間，比起與遠月契約價格變動有較高的相關性，

此外也發現避險期間越長，能夠有助於提升避險效果，而且所估算出的避險比率皆顯著小於 1，也就是說，在傳統避險理論與 Working's 假說之下，並無法完全規避風險。上述是屬於靜態的避險，亦即避險比率都是常數，然而 Kroner 和 Sultan (1993)認為這樣的假設會有兩個潛在的問題：第一、如果現貨與期貨存在共整合的關係，則傳統避險理論會有誤設模型的情形；第二、這些研究大多假設現貨與期貨市場的風險是常數，然而在現實中，新的資訊不斷地進入市場，資產的風險性是會隨之改變的。又因為大部分有關避險的研究都忽略了資產與資產分配動態間的共整合關係，Kroner 和 Sultan (1993) 認為如果忽略共整合的情況，將會影響到既存模型的避險績效。因而 Kroner 和 Sultan (1993) 利用誤差修正 EC-GARCH 模型、誤差修正 EC-OLS 模型、傳統 OLS 模型和 Naïve 避險策略去估算避險比率並比較各模型的避險績效，並以英鎊、加幣、德國馬克、日圓和瑞士法郎現貨與期貨做為研究對象，在初步的資料分析結果中，發現現貨與期貨市場有共整合的關係，而且有 ARCH 效果的存在，表示加入誤差修正項的動態避險模型應能提高避險效益，在樣本內的結論中，發現誤差修正 EC-GARCH 模型比其他模型有較好的避險效果，而在樣本外的比較上，英鎊以傳統 OLS 模型避險績效較好，瑞士法郎則是誤差修正 EC-OLS 模型，其他三種貨幣皆以雙變量誤差修正 EC-GARCH 模型有較好的避險績效，最差的同樣是 naïve 策略，所以可知動態模型確實能有效助於避險，例如 Tong (1996) 也認為資產報酬的波動會隨著時間而變動且可能有某種規律性，以致於資產報酬的條件分配和非條件分配有所不同，此外，報酬的波動也可能存在群聚的現象，也就是高波動追隨高波動，而低波動追隨低波動，因此利用 GARCH 模型所建立的動態避險策略應會優於靜態避險，其研究日圓遠期契約去規避日圓現貨以及東京股價指數的風險，並且利用雙變量 GARCH 模型去建立動態避險策略的模型且與傳統 OLS 模型做比較，

發現雙變量 GARCH 模型確實優於傳統 OLS 模型，而且動態避險風險的減少明顯比靜態風險來得多，雖然 Kroner 和 Sultan (1993) 證驗出加入誤差項能有助於降低風險，但 Tong (1996) 試著加入誤差修正項，卻發現對於風險降低的程度並沒有多大的幫助。然而 Koutmos 和 Pericli (1998) 的實證卻也是誤差修正 EC-GARCH 模型避險效果優於其他模型，不過 Koutmos 和 Pericli (1998) 是研究動態避險在商業本票上的重要性及可行性，其以三個月國庫券期貨與六十天期、九十天期、一百八十天期的商業本票進行交叉避險研究，由於在初步的資料分析中，發現現貨與期貨市場有共整合關係存在，故將誤差修正項加入模型之中，利用誤差修正 EC-GARCH 模型、GARCH 模型和傳統 OLS 模型進行避險效益的比較，在樣本內和樣本外績效改進的比較上，皆為誤差修正 EC-GARCH 模型避險效果優於其他模型，所以加入誤差修正的動態避險模型仍可能會對避險有幫，例如 Lien 和 Yang (2006) 有鑑於過去許多學者驗證出動態避險策略表現優於傳統避險，故進一步探討基差 (spread) 對報酬率和風險的影響，以改良動態避險策略，又其根據文獻指出價差對現貨和期貨價格的波動性影響，以及正負基差分別對現貨和期貨價格風險結構有不同的影響，所以 Lien 和 Yang (2006) 認為如果能將基差考慮進來，應能改善避險策略的績效，其使用的模型是以雙變量 DCC-GARCH 模型為基本架構，首先第一個模型是以 Kroner 和 Sultan (1993) 使用的雙變量誤差修正 EC-GARCH 模型為基礎，由於外匯現貨與期貨之間具有共整合關係，故本文作者在均數方程式中也加入修正誤差項，亦即基差的落後項，此外也加入現貨與期貨報酬率的落後項，以探討兩者之間的交叉影響，在變異數方程式的部分是 GARCH (1,1) 模型，但是在相關係數的部分，則是利用 Engle(2002) 提出的 DCC (Dynamic Conditional Correlation) 模型，讓相關係數會隨時間改變，故 Lien 和 Yang (2006) 將第一個模型稱之為傳統 DCC 模型；

第二個模型則在變異數方程式及相關係數的部分做修正，加入落後基差的平方項，以探討基差的對稱效果，因而稱之為對稱效果 DCC 模型；由於加入基差的平方項，無法分別顯現正負基差對報酬與風險的影響，故第三個模型修正的部分則是加入正負基差的落後項，並稱之為非對稱效果 DCC 模型。除了研究上述三種模型的避險績效，也將之與傳統 OLS 模型和 Naïve 避險策略做避險績效的比較。Lien 和 Yang (2006) 研究對象為澳幣、英鎊、加幣、德國馬克、日元和瑞士法郎的現貨與期貨日資料，在前三個模型估計結論中，發現落後的現貨(期貨)報酬對當期期貨(現貨)有正向的影響效果，而對當期現貨(期貨)有負向的影響，也就是說市場有均數回復的行為，此情形尤其以現貨市場較明顯。另一方面，在澳幣、英鎊和加幣市場上，基差的非對稱性效果對報酬率和相關係數有顯著的影響，至於基差的非對稱性效果對市場波動性影響，除了加幣之外，在其他貨幣市場都有顯著的影響。在模型的避險績效比較上，樣本內的結論為澳幣、英鎊、德國馬克、日圓和瑞士法郎現貨市場中，非對稱性效果 DCC 模型有較好的避險績效，樣本外分析結論則為澳幣、英鎊、德國馬克現貨市場中，非對稱效果有較好的避險績效，而加幣和日圓現貨市場則是對稱效果有較好的避險績效，此外，無論是樣本內或樣本外的分析，Naïve 皆為表現最差的避險策略，因此 Lien 和 Yang (2006) 發現加入基差效果確實能有效改善避險績效。

至於國內文獻的部分，大多是認為在現貨市場與期貨市場受到不同條件變異的影響之下，市場間的連動關係會受到市場因素變動而有所差異，因而利用動態避險模型應會優於靜態模型，例如盧惠盈 (2002)，其研究日圓、馬克、英鎊期貨規避現貨的風險，且採取傳統 OLS 模型、ARMA 模型、VEC 模型和雙變量 GARCH 模型，由於現貨與期貨市場有共整合關係，故在 GARCH 模型中加入誤

差修正項，實證結果發現整體而言，以 OLS 模型得到最好的表現，VEC 和雙變量 GARCH 模型在不同指標上各有所長，而 ARMA 模型避險效果最差，故以模型的選取來看，傳統 OLS 模型即能有不錯的避險效果，反而更複雜的模型卻未必如預期得到最好的效果。然而吳玟儀 (2002) 也是以探討目的為用外匯期貨規避避險即期匯率的風險，其研究對象為日圓、英鎊、馬克、瑞士法郎、加幣、澳幣和歐元，除了利用直接避險的方式，另外也加入歐元期貨與英鎊、瑞士法郎的交叉避險，吳玟儀 (2002) 採取雙變量誤差修正 EC-GARCH 模型、雙變量 GARCH 模型、誤差修正 EC-OLS 模型、傳統 OLS 模型與 Naïve 避險策略，在樣本內的避險結果中，發現直接避險的避險比率比交叉避險高，且現貨與期貨相關程度越高，其避險效益越好，此外也發現不管是樣本內的避險結果或樣本外風險趨避程度較低的避險結果，動態模型皆優於靜態模型。然而上述文獻中的動態模型皆是假設相關係數為常數的，所以鍾柏婷 (2003) 試圖利用 Cholesky 分解式方法，放寬常數相關係數的限制，使模型中的相關係數可隨時間而改變，以驗證是否動態相關係數下的模型有較好的避險效益，其研究英鎊、加幣、德國馬克、日圓、瑞士法郎的期貨規避現貨風險，其應用動態變動相關係數避險模型及因素避險模型從事外匯避險，並與常數相關係數避險模型比較避險差異，在樣本內的避險比較上，若是採每日調整避險比率，因素避險模型相對於常數相關係數避險模型較佳，但是若為每週調整，則無論是動態變動相關係數避險模型或因素避險模型，皆比常數相關係數避險模型佳，而四週調整卻以常數相關係數避險模型較佳，在樣本外則無論其調整期間，動態變動相關係數避險模型及因素避險模型的效果皆較常數相關係數避險模型佳，此外，也發現各模型之避險績效皆隨著避險期間增加而增加。同樣地陳昱宏 (2005) 也是放寬相關係數為常數的限制，其主要是探討商品期貨規避現貨價格風險的避險效益，研究對象為咖啡、玉米、棉花、黃金

和大豆期貨與現貨，且避險模型以 DCC-CARR 模型為主體，將之與其他模型做避險效益的比較，包括 Naïve、傳統 OLS 模型、CCC-GARCH、CCC-CARR 及 DCC-GARCH 模型，在樣本內，以各避險模型的投資組合報酬率風險來比較，除了黃金期貨之外，其他商品期貨皆以 DCC-CARR 模型有最好的避險效果；在樣本外五期以及每期五十個值做比較，結果與樣本內的結果大致相同，但是在樣本外一期，所有商品期貨皆以 DCC-CARR 皆有較佳的避險效果，就整體而言，無論是樣本內或樣本外，可看出 DCC-CARR 相對於其它模型表現均較為優異。

根據以上國內外的實證研究，可發現大部分的文獻皆驗證出現貨價格風險可透過衍生性商品(例如期貨)有效地加以規避。早期研究著重在利用迴歸方法的傳統 OLS 模型靜態避險上。後期的研究則認同風險具有隨時間而變動的特性，因而採用 GARCH 模型做動態避險研究，且大部分的文獻指出動態避險比靜態避險有較佳的避險效益。近幾年來，由於 Engle (2002) 提出動態條件相關係數 (DCC) 的概念，相關避險研究的方向也已經加入 DCC 的應用，且皆驗證 DCC 模型有不錯的避險效益。

### 三、 研究方法

本章先概述研究的流程，然後就資料特性的檢定方法做說明，接著介紹各避險模型及本研究將使用的動態最適避險比率，最後則是模型避險績效評估與比較的方法。

#### 3.1 研究流程

本研究的研究標的是芝加哥商品交易所國際貨幣市場的外匯期貨與路透社 (Reuters) 所提供的外匯現貨價格，首先將現貨與期貨的原始價格進行單根檢定，若價格序列呈現非定態，則進行差分的資料處理過程，以使之成為定態的序列，接著再進行基本敘述統計分析，以及共整合檢定，經過上述基本的檢定之後，再將資料配適避險模型，探討基差效果與市場報酬、波動性的關係。

接著利用各模型並估算求出最適避險比率，再將最適避險比率重新投入計算，求出本研究期間以該最適避險比率進行避險的投資組合新報酬，接著利用本研究將使用的避險績效衡量方法，將避險與未避險情況下的風險進行比較，以比較那個模型的避險效益為佳。

## 3.2 模型介紹

### 3.2.1 向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model)

由於要參照 Lien 和 Yang (2006) 對外匯期貨避險的研究方法，首先在報酬率均數方程式是參考 Engle 和 Granger (1987) 加入誤差修正項的雙變量誤差修正模型，其式子如下：

$$R_{s,t} = \alpha_{s0} + \sum_{i=1}^p \alpha_{si} R_{s,t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{sj} R_{f,t-j} + \gamma_s B_{t-1} + \varepsilon_{s,t} \quad (18)$$

$$R_{f,t} = \alpha_{f0} + \sum_{i=1}^p \alpha_{fi} R_{s,t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{fj} R_{f,t-j} + \gamma_f B_{t-1} + \varepsilon_{f,t} \quad (19)$$

其中，

$$R_{s,t} = S_t - S_{t-1}$$

$$R_{f,t} = F_t - F_{t-1}$$

$$B_{t-1} = S_{t-1} - F_{t-1}$$

$S_t$ 、 $F_t$  為現貨與期貨價格取自然對數



其殘差向量  $E_t = (\varepsilon_{s,t}, \varepsilon_{f,t})$  的條件變異數—共變異數矩陣如下：

$$\text{var}(E_t | \Phi_{t-1}) \equiv H_t = \begin{bmatrix} h_{s,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{f,t} \end{bmatrix} \quad (20)$$

$$h_{s,t} = w_s + \theta_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_s h_{s,t-1} \quad (21)$$

$$h_{f,t} = w_f + \theta_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_f h_{f,t-1} \quad (22)$$

然而，相關係數的部分將利用 Engle (2002) 的 DCC 模型，使條件相關係數



會隨時間而變動 (time-varying)，也就是說  $h_{s,t} = \rho_t \sqrt{h_{s,t} h_{f,t}}$ ， $\rho_t$  為條件相關係數，其公式如下：

$$\rho_t = (1 - k_1 - k_2) \bar{\rho} + k_1 \rho_{t-1} + k_2 \psi_{t-1} \quad (23)$$

$$\psi_{t-1} = \frac{\sum_{h=1}^m \eta_{s,t-h} \eta_{f,t-h}}{\sqrt{\left( \sum_{h=1}^m \eta_{s,t-h}^2 \right) \left( \sum_{h=1}^m \eta_{f,t-h}^2 \right)}} \quad (24)$$

其中，

$$m \geq 2, \eta_{s,t} = \frac{\varepsilon_{s,t}}{\sqrt{h_{s,t}}}, \eta_{f,t} = \frac{\varepsilon_{f,t}}{\sqrt{h_{f,t}}}$$

$\bar{\rho}$ ：殘差的非條件相關係數

Lien 和 Yang (2006) 稱以上的模型為傳統 DCC 模型，故本研究亦沿用此名稱。

接下來再針對 DCC 模型予以修改，在變異數方程式與相關係數公式中加入基差的落後平方項，亦即加入  $B_{t-1}^2$ ，並將此模型稱為對稱效果 DCC 模型，其式子如下：

$$h_{s,t} = w_s + \theta_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_s h_{s,t-1} + \xi_s B_{t-1}^2 \quad (25)$$

$$h_{f,t} = w_f + \theta_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_f h_{f,t-1} + \xi_f B_{t-1}^2 \quad (26)$$

$$\rho_t = (1 - k_1 - k_2) \bar{\rho} + k_1 \rho_{t-1} + k_2 \psi_{t-1} + \mu B_{t-1}^2 \quad (27)$$

然而，對稱效果 DCC 模型只能看出基差的大小對條件變異數與相關係數的影響，無法分別看出正負基差的影響性，所以接下來的模型則是將正負基差項分開來探討，將兩者視為不同的解釋變數，模型修改的部分在於均數方程式、變異數與相關係數公式中加入正負基差項，並稱為非對稱效果 DCC 模型，其模型表

示如下：

$$R_{s,t} = \alpha_{s0} + \sum_{i=1}^p \alpha_{si} R_{s,t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{sj} R_{f,t-j} + \gamma_{spb} \max(B_{t-1}, 0) + \gamma_{snb} \min(B_{t-1}, 0) + \varepsilon_{s,t} \quad (28)$$

$$R_{f,t} = \alpha_{f0} + \sum_{i=1}^p \alpha_{fi} R_{s,t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{fj} R_{f,t-j} + \gamma_{fnb} \max(B_{t-1}, 0) + \gamma_{fnb} \min(B_{t-1}, 0) + \varepsilon_{f,t} \quad (29)$$

$$h_{s,t} = w_s + \theta_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_s h_{s,t-1} + \xi_s \max(B_{t-1}, 0) + \varphi_s \min(B_{t-1}, 0) \quad (30)$$

$$h_{f,t} = w_f + \theta_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_f h_{f,t-1} + \xi_f \max(B_{t-1}, 0) + \varphi_f \min(B_{t-1}, 0) \quad (31)$$

$$\rho_t = (1 - k_1 - k_2) \bar{\rho} + k_1 \rho_{t-1} + k_2 \psi_{t-1} + \mu \max(B_{t-1}, 0) + \nu \min(B_{t-1}, 0) \quad (32)$$

其中  $\max(B_{t-1}, 0)$ 、 $\min(B_{t-1}, 0)$  分別為落後一期正負基差項。

### 3.2.2 CARR 模型 (Conditional Autoregressive Range Model)

建立資產價格的波動模型，一直是近幾年來財務計量學者研究的主题，例如在風險的預測上，若能建立一個可以捕捉價格波動的動態模型，將能夠有助於風險控管，而變幅長久以來在統計學中，被視為可用來預測隨機變數的波動性，尤其被廣泛應用於品質管理上，但是早期在財務上的應用卻是相當罕見，過去曾有學者認為變幅可用來預測股價的波動性，例如 Parkinson (1980) 認為利用變幅作為波動性的預測會比其他標準方法更具有優勢，然而在實證研究中，卻沒有得到有力的佐證，Chou (2005) 認為其原因在於無法捕捉波動性的動態演化，因而提出一個將變幅與 GARCH 結合的 CARR 模型，而且利用 S&P500 股價指數資料驗證出 CARR 模型相較於 GARCH 模型，比較能提供有力的波動預測，以下為 CARR(p,q) 模型：

$$A_t = \lambda_t \varepsilon_t \quad (33)$$

$$\lambda_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i A_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j \lambda_{t-j} \quad (34)$$

$$\varepsilon_t \Big| \Omega_{t-1} \stackrel{i.i.d.}{\sim} f(1, \xi_t)$$

在式子 (33) 中， $A_t$  表示為最高價取自然對數後再減去最低價取自然對數，然後再剩上 100，亦即為變幅 (range)，而上式中的  $\lambda_t$  為 t-1 期前資料集合  $\Omega_{t-1}$  之第 t 期變幅  $A_t$  的條件期望值，亦即  $\lambda_t \equiv E(A_t | \Omega_{t-1})$ ， $\lambda \geq 0$ ； $\varepsilon_t$  為有相同分配且平均數為 1、彼此獨立的干擾因子；在條件均數方程式中的係數 ( $\omega, \alpha_i, \beta_j$ ) 皆為正數，以確保  $\lambda \geq 0$ ，而  $\alpha_i$  和  $\beta_j$  分別變幅對變幅條件期望值的短期和長期的影響效果， $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j$  為變幅變動的持續性效果，又為了讓變幅行程符合定態，其條件為  $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ ，而變幅的非條件（長期）均數為  $\bar{\omega} = \omega / (1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{j=1}^p \beta_j)$ ，當  $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j$  越大時，非條件均數也會越大。在進行實證分析之前，將上述的 CARR 模型改寫成如下式：

$$\sqrt{A_t} = \sqrt{\lambda_t} \sqrt{\varepsilon_t} \quad (35)$$

$$\lambda_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (\sqrt{A_{t-i}})^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \lambda_{t-j} \quad (36)$$

上式可視為 GARCH 模型，只是因變數變成  $\sqrt{A_t}$ ，而不是報酬率，因此在估計 CARR 模型之前，變幅資料要再經過開平方的處理。在 CARR 模型的估計中，可以透過準最大概似法 (Quasi-Maximum Likelihood Estimation; QMLE) 得到參數的一致性估計值，而參數的共變異數矩陣在估計上則採用 Bollerslev 和 Wooldridge (1992) 的穩健 (robust) 標準差估計法。

### 3.2.3 DCC 模型 (Dynamic Conditional Correlation Model)

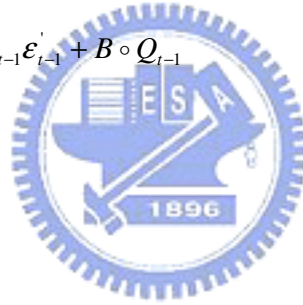
Engle (2002) 將 Bollerslev (1990) 的 CCC (Constant Conditional Correlation) 模型予以延伸，把原本模型中的常數條件相關係數改成會隨時間而變動，並稱之為 DCC (Dynamic Conditional Correlation) 模型，其模型結構描述如下：

$$r_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, D_t \rho_t D_t)$$

$$D_t^2 = \text{diag}\{w_t\} + \text{diag}\{k_t\} \circ r_{t-1} r_{t-1}' + \text{diag}\{\lambda_t\} \circ D_{t-1}^2 \quad (37)$$

$$\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t \quad (38)$$

$$Q_t = S \circ (u' - A - B) + A \circ \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + B \circ Q_{t-1} \quad (39)$$



$$\begin{aligned} \rho_t &= \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} \\ &= \begin{bmatrix} q_{1,t}^{-1/2} & 0 \\ 0 & q_{2,t}^{-1/2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q_{1,t} & q_{12,t} \\ q_{12,t} & q_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q_{1,t}^{-1/2} & 0 \\ 0 & q_{2,t}^{-1/2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} \\ \rho_{12,t} & 1 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (40)$$

其中， $r_t$  為含  $n$  個資產報酬的向量； $\mathbf{1}$  為元素為 1 的向量； $D_t$  為殘差項條件變異數矩陣； $\circ$  為 Hadamard 乘積； $Q_t$  為標準化殘差之條件共變異數矩陣，此外，在此  $\rho_t$  為動態條件相關係數矩陣，而非報酬率。

在假設  $r_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, H_t)$  之下，其概似函數如下：

$$\begin{aligned}
 L &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log 2\pi + \log |H_t| + r_t' H_t^{-1} r_t) \\
 &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log 2\pi + \log |D_t \rho_t D_t| + r_t' D_t^{-1} \rho_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \\
 &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log 2\pi + 2 \log |D_t| + \log |\rho_t| + \varepsilon_t' \rho_t^{-1} \varepsilon_t) \\
 &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log 2\pi + 2 \log |D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t + \log |\rho_t| + \varepsilon_t' \rho_t^{-1} \varepsilon_t) \tag{41}
 \end{aligned}$$

令  $\theta$  為  $D_t$  中的參數、 $\phi$  為  $\rho_t$  中的參數，則可以上列的概似函數分成相關係數部分及波動性部分的總和，其表示如下：

$$\begin{aligned}
 L(\theta, \phi) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log 2\pi + 2 \log |D_t| + r_t' D_t^{-1} r_t) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (-r_t' D_t^{-1} r_t + \log |\rho_t| + \varepsilon_t' \rho_t^{-1} \varepsilon_t) \\
 &= L_v(\theta) + L_c(\theta, \phi) \tag{42}
 \end{aligned}$$

由上式可看出概似函數的波動性部分，其實正是單變量 GARCH 模型概似函數的加總，也就是如下所示：

$$L_v(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_t \sum_{i=1}^n (\log(2\pi) + \log(h_{i,t}) + \frac{r_{i,t}^2}{h_{i,t}}) \tag{43}$$

因此為了要求出參數的估計式，可採用兩階段的估計方法，第一階段先就概似函數中的波動性部分予以最大化，求出  $\theta$  的估計式，亦即求出 GARCH 模型中的參數，所以  $\hat{\theta} = \arg \max \{L_v(\theta)\}$ ，接著將其代入概似函數中相關係數部分中，並求其最大化，也就是  $\max_{\phi} \{L_c(\hat{\theta}, \phi)\}$ ，因而可求出 DCC 模型下的參數估計式，進而求出動態條件相關係數。

### 3.3 最適避險比率

假設  $R_{f,t+1}$  和  $R_{s,t+1}$  分別為第  $t$  期至第  $t+1$  期期貨與現貨價格的改變，而  $-b_t$  代表在期貨市場持有的空頭部位，因此在第  $t$  期持有一單位現貨且放空  $b_t$  單位期貨之投資組合報酬如下：

$$x_{t+1} = R_{s,t+1} - b_t R_{f,t+1} \quad (44)$$

在均異分析（mean-variance）的架構之下，投資者的期望效用函數如下：

$$E_t U(x_{t+1}) = E_t(x_{t+1}) - \gamma \sigma_t^2(x_{t+1}) \quad (45)$$

其中， $\gamma$  為風險趨避係數（因為避險者為風險趨避者，故  $\gamma > 0$ ），且投資者求其預期效用之最大化，因而可得到第  $t$  期效用最大化的避險比率

$$b_t^* = \frac{-E_t(R_{f,t+1}) + 2\gamma \sigma_t(R_{s,t+1}, R_{f,t+1})}{2\gamma \sigma_t^2(R_{f,t+1})} \quad (46)$$

若假設期貨價格追隨平賭過程（即  $E_t(R_{f,t+1}) = 0$ ）時，上式可簡化成如下式子：

$$b_t^* = \frac{\sigma_t(R_{s,t+1}, R_{f,t+1})}{\sigma_t^2(R_{f,t+1})} \quad (47)$$

這個避險比率與傳統的最小平方法 OLS 避險比率相類似，差別在於此避險比率是用隨時間變動（time-varying）的條件動差取代非時變（time-invariant）的非條件動差，因此此避險比率在新資訊不斷進入市場時，而有所改變與調整，本研究

將依照上式做為動態避險比率的算法。

### 3.4 避險績效之衡量

本研究的避險績效之衡量採用 Ederington (1979) 使用過的方法，計算在建立避險投資組合下的風險，相對於未避險時的情形，所能夠減少風險的程度，故其計算方式如下：

$$\frac{Var(UR) - Var(H)}{Var(UR)} \quad (48)$$

其中，

$Var(UR)$ ：未避險下現貨報酬率之變異數

$Var(H)$ ：避險投資組合報酬率之變異數

此外，避險投資組合報酬率的計算為  $R_{s,t} - b_{t-1}^* R_{f,t}$ ， $R_{s,t}$  和  $R_{f,t}$  分別為現貨與期貨第 t 期報酬率， $b_{t-1}^*$  為所估算出的避險比率，故  $Var(H) = Var(R_{s,t} - b_{t-1}^* R_{f,t})$ 。

當(48)式所算出的值越大時，表示避險績效越好。



## 四、實證結果

### 4.1 資料來源與處理

本文主要探討的外匯分別為在外匯市場流通量大的主要貨幣—澳幣、加幣、日圓、瑞士法郎和英鎊即期匯率與期貨，現貨的資料取自路透社即期匯率報價的平均價，外匯期貨資料則是採用芝加哥商業交易所的期貨契約，由於近月期貨契約交易量大，故期貨資料的部分也使用近月契約收盤價。

本研究避險調整期間採每日與每週，由於無法取得每日現貨最高價與最低價的資料，僅能取得現貨每日平均價，因而在調整期間為每週的部分才加入 DCC-CARR 模型，又因為缺乏現貨每日最高價與最低價的資料，所以本研究利用現貨變幅每週最高平均價與最低平均價的變幅代替所謂實際的週變幅（即每週真正的最高價與最低價之差），而期貨變幅則是每週最高收盤價與最低收盤價代表實際的週變幅，又為了避免星期效果的影響，再加上有文獻利用週三資料 (Kroner and Sultan, 1993)，所以週資料採用每週三的價格資料。本研究的樣本期間是 1994 年 1 月 1 日至 2007 年 2 月 28 日，下列為現貨報酬率和變幅的計算方式，而期貨的報酬率和變幅計算方法依此類推。

#### 1、現貨報酬率

$$R_{s,t} = (S_t - S_{t-1}) \times 100 \quad (49)$$

$S_t$ ：現貨在第 t 期的平均價取自然對數

$S_{t-1}$ ：現貨在第 t-1 期的平均價取自然對數



## 2、現貨變幅

$$A_{s,t} = (\ln P_t^{High} - \ln P_t^{Low}) \times 100 \quad (50)$$

$P_t^{High}$ ：現貨在第 t 期最高收盤價

$P_t^{Low}$ ：現貨在第 t 期最低收盤價

## 4.2 基本分析

### 4.2.1 單根檢定

在進行模型估計之前，先檢定現貨與期貨價格是否存在單根，如果無法拒絕有單根的虛無假設，表示該序列為非定態，則需進行差分之後，再做一次單根檢定，直到該序列成為穩態的為止。表 4-1 和表 4-3 為現貨與期貨原始價格取自然對數之後，所進行的單根檢定表，在此現貨與期貨原始價格取對數後，將之稱為現貨與期貨價格，由表 4-1 和表 4-3 可得知無法拒絕有單根的虛無假設，現貨與期貨價格為非定態序列，故將兩者分別進行差分，再做一次單根檢定，表 4-2 及表 4-4 為一次差分後的單根檢定表，由表 4-2 及表 4-4 可知經過差分之後的序列符合定態數列，表示現貨與期貨的報酬率可成為模型估計的投入變數，以上為日資料的單根檢定，週資料的結論亦相同，故在此不贅述。

表 4-1 現貨價格單根檢定表

	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
ADF	-1.014	-1.443	-2.199	-1.524	-1.751
P-value	0.941	0.848	0.489	0.822	0.728

說明：ADF 為 ADF 檢定統計量，且現貨價格為現貨原始價格取對數。

表 4-2 現貨價格單根檢定表(一次差分後)

	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
ADF	-57.222	-58.862	-57.308	-59.516	-56.907
P-value	0	0	0	0	0

說明：ADF 為 ADF 檢定統計量，且現貨價格為現貨原始價格取對數。

表 4-3 期貨價格單根檢定表

	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
ADF	-1.083	-1.400	-2.353	-1.592	-1.829
P-value	0.930	0.861	0.404	0.796	0.691

說明：ADF 為 ADF 檢定統計量，且期貨價格為期貨原始價格取對數。

表 4-4 期貨價格單根檢定表(一次差分後)

	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
ADF	-59.017	-59.921	-59.921	-60.685	-60.503
P-value	0	0	0	0	0

說明：ADF 為 ADF 檢定統計量，且期貨價格為期貨原始價格取對數。

#### 4.2.2 敘述統計

表 4-5 和表 4-6 分別為現貨和期貨的日與週報酬率敘述統計，而表 4-7 則為現貨和期貨週變幅之敘述統計。由表可看出幾個現象：在平均數的部分，現貨與期貨報酬的平均數皆很接近零，而且各個貨幣的現貨與期貨平均數皆相近；在標準差的部分，期貨報酬率的標準差大於現貨報酬率標準差，表示期貨市場波動較現貨市場來得大；在偏態係數方面，澳幣和英鎊現與期貨報酬率呈現左偏，但英鎊日現貨報酬率則為右偏，而加幣、日圓和瑞士法郎的現貨期貨報酬率為右偏；在峰態係數及 JB 檢定上，可看出英鎊現貨週報酬率與加幣期貨週報酬率比較接近常態分配，但從兩者的 JB 檢定值來看，若在 10% 顯著水準下，兩者皆可拒絕

為常態分配的虛無假設，而其他貨幣現貨與期貨報酬率的峰態係數顯著大於3，表示呈現高狹峰的狀態，尤其以日圓現貨與期貨的報酬率最為明顯。在週變幅的敘述統計中，則可看出無論是現貨或期貨，變幅的標準差皆小於報酬率的標準差，表示利用變幅來捕捉現貨與期貨市場波動性應該會優於以報酬率為基礎的模型。

表 4-5 現貨與期貨日報酬率之敘述統計

	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
平均數	0.004	0.004	-0.002	0.006	0.008
中位數	0.018	0.000	-0.016	-0.016	0.006
最大值	5.287	1.697	6.582	3.842	2.507
最小值	-3.045	-1.656	-3.568	-3.002	-2.337
標準差	0.624	0.398	0.681	0.655	0.481
偏態係數	-0.059	0.076	0.616	0.284	0.059
峰態係數	6.213	4.609	8.442	4.729	4.273
JB	1478.614	373.652	4453.229	473.651	233.899
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
平均數	0.004	0.004	-0.002	0.006	0.008
中位數	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
最大值	5.170	1.730	8.274	3.927	3.005
最小值	-3.577	-1.897	-3.706	-3.988	-2.811
標準差	0.652	0.395	0.723	0.679	0.505
偏態係數	-0.104	0.024	0.946	0.178	-0.009
峰態係數	5.973	4.632	12.232	5.044	4.717
JB	1270.535	381.189	12704.200	615.694	421.804
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
觀察值	3433	3433	3433	3433	3433

說明：表上半部為現貨報酬率、下半部為期貨報酬率

JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

表 4-6 現貨與期貨週報酬率之敘述統計

	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
平均數	0.020	0.017	-0.007	0.028	0.040
中位數	0.058	-0.028	-0.101	0.016	0.049
最大值	4.490	2.710	9.693	7.115	3.408
最小值	-4.714	-3.504	-6.435	-5.292	-3.165
標準差	1.345	0.844	1.468	1.415	1.053
偏態係數	-0.302	0.031	0.710	0.250	-0.155
峰態係數	3.450	3.677	7.102	4.122	3.289
JB	16.241	13.201	538.661	43.124	5.145
P-value	0.000	0.001	0.000	0.000	0.076
平均數	0.021	0.018	-0.007	0.029	0.041
中位數	0.055	-0.030	-0.106	0.006	0.060
最大值	4.975	2.952	12.656	6.003	3.754
最小值	-5.089	-2.848	-6.613	-5.644	-3.672
標準差	1.402	0.849	1.549	1.439	1.043
偏態係數	-0.192	0.111	1.089	0.300	-0.158
峰態係數	3.746	3.363	10.681	4.289	3.586
JB	20.126	5.182	1822.010	57.806	12.671
P-value	0.000	0.075	0.000	0.000	0.002
觀察值	686	686	686	686	686

說明：表上半部為現貨報酬率、下半部為期貨報酬率

JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

表 4-7 現貨與期貨週變幅之敘述統計

	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
平均數	1.746	1.078	1.806	1.773	1.342
中位數	1.579	0.950	1.551	1.608	1.236
最大值	7.094	3.504	11.897	7.172	4.145
最小值	0.251	0.069	0.244	0.380	0.160
標準差	0.894	0.586	1.101	0.872	0.660
偏態係數	1.338	1.147	2.868	1.650	0.921
峰態係數	6.219	4.554	19.102	8.039	3.903
JB	501.009	219.357	8351.520	1036.987	120.210
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
平均數	1.802	1.080	1.883	1.807	1.368
中位數	1.646	0.975	1.590	1.647	1.266
最大值	6.935	3.736	12.656	9.029	4.841
最小值	0.203	0.110	0.333	0.309	0.139
標準差	0.916	0.565	1.197	0.936	0.670
偏態係數	1.249	1.221	3.127	1.938	1.111
峰態係數	5.625	4.957	21.064	10.636	5.047
JB	375.503	279.888	10444.820	2095.962	260.879
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
觀察值	686	686	686	686	686

說明：表上半部為現貨變幅、下半部為期貨變幅

JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

### 4.2.3 共整合檢定結果

在前面單根檢定的部分，已經檢定出澳幣、加幣、日圓、瑞士法郎和英鎊的現貨與期貨價格皆無法拒絕有單根的虛無假設；然而，在經過一次差分之後，五種貨幣序列皆可拒絕有單根的虛無假設而成為定態，所以這五種貨幣的現貨與期貨的整合階次皆為 I(1)，因而根據 Engle 和 Granger (1987) 共整合檢定步驟，接下來以最小平方法 (OLS) 估計各幣別下現貨價格與期貨價格的長期關係，並將迴歸式的殘差保留下來，再以單根檢定來檢定殘差是否為具有單根，若可拒絕有單根的虛無假設，則表示無法拒絕現貨價格與期貨價格具有長期均衡關係，由表 4-8 結果可推論現貨及期貨之間存在共整合關係，與過去的外匯期貨避險文獻結果一致 (Kroner and Sultan, 1993; Lien and Yang, 2006)，因而可在模型估計中加入誤差修正項，即為基差 (現貨與期貨價格之差)。

表 4-8 共整合檢定

	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
$\hat{\beta}$	1.0014	0.9937	0.9954	0.9968	1.0014
ADF(4)	-7.1249	-8.0975	-5.6129	-8.5611	-7.3880
DW	1.0148	1.0621	0.7332	1.1068	1.1879
5%臨界值	-2.8622	-2.8622	-2.8622	-2.8622	-2.8622

說明：共整合迴歸式為  $\ln P_t^s = \alpha + \beta \ln P_t^f + \varepsilon_t$ ， $P_t^s$ 、 $P_t^f$  分別為現貨與期貨第 t 期原始價格， $\varepsilon_t$  為殘差項，ADF(4) 為落後四期的 ADF 檢定統計量；DW 為共整合迴歸式的 Durbin-Watson 值；5% 臨界值指的是 ADF 檢定統計量之臨界值。

### 4.3 基差對市場報酬、波動性之影響與模型估計

表 4-9 至表 4-11 分別為傳統 DCC 模型、對稱效果 DCC 和非對稱性果 DCC 模型之估計結果，由表中可看出各現貨與期貨報酬率皆存在 ARCH 效果 ( $\theta_s$  和  $\theta_f$ ) 以及 GARCH 效果 ( $\delta_s$  和  $\delta_f$ )，因此 GARCH 模型可用來詮釋現貨與期貨的市場波動，此外由表 4-10 可知基差對稱效果僅對加幣和英鎊現貨市場波動有顯著影響，且對五個貨幣市場的條件相關係數亦有顯著的影響；由表 4-11 發現落後的現貨報酬對當期期貨有正向的影響效果，而對當期現貨(期貨)有負向的影響；相反地，落後的期貨報酬對當期現貨有負向的影響，而對當期期貨有負向影響效果，也就是說落後的現貨和期貨報酬對自己當期有負向影響，而交叉影響為正向，這也表示市場會有一個均數回復的行為，這樣的情形尤其以現貨市場有顯著的現象，此結果也與 Lien 和 Yang (2006) 的研究一致。

至於基差的非對稱效果，正負基差對五個貨幣現貨市場的報酬率皆有顯著的影響效果，但是在期貨市場的部分卻未對五個貨幣完全有顯著影響，表示當現貨市場與期貨市場有所偏離時，現貨市場是扮演修正調整的角色，這也映證了期貨市場對現貨市場而言，有價格發現的作用，此外根據表中正負基差的係數，五個貨幣的現貨市場，其正負基差係數皆為負，而期貨市場的正負基差係數皆為正，表示當基差變大時，現貨市場報酬率會下降，而期貨市場報率會上升，此為一個修復長期均衡關係的現象，這個結論也與文獻一致 (Lien and Yang, 2006)。

而正負基差對市場波動性的影響，根據表 4-11，正負基差對澳幣、加幣、英鎊現貨市場波動有顯著的影響，且對澳幣和英鎊期貨市場波動亦有影響效果，此

外，正基差的係數多為正，而負基差的係數多為負，表示當基差的值越大時，現貨與期貨市場必須調整且修復至長期均衡，因此市場也會更加地波動，然而此現象只有在澳幣和英鎊現貨期貨市場較為顯著，另一方面，正負基差只對澳幣市場報酬相關性有顯著的影響，總而言之，根據上述的結論可知，基差效果確實對市場報酬和波動性有顯著的影響，因此若能將基差效果加入模型中，有助於解釋現貨與期貨市場的波動性，從中估算出避險比率，應能提升避險的績效。





表 4-9 傳統 DCC 模型

$$R_{s,t} = \alpha_{s0} + \alpha_{s1}R_{s,t-1} + \beta_{s1}R_{f,t-1} + \gamma_s B_{t-1} + \varepsilon_{s,t}$$

$$R_{f,t} = \alpha_{f0} + \alpha_{f1}R_{s,t-1} + \beta_{f1}R_{f,t-1} + \gamma_f B_{t-1} + \varepsilon_{f,t}$$

$$h_{s,t} = w_s + \theta_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_s h_{s,t-1} \quad h_{f,t} = w_f + \theta_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_f h_{f,t-1}$$

$$\rho_t = (1 - k_1 - k_2)\bar{\rho} + k_1 \rho_{t-1} + k_2 \psi_{t-1}$$

	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
$\hat{\alpha}_{s0}$	0.0488**	-0.0154**	-0.0586**	-0.1087**	0.0533**
$\hat{\alpha}_{f0}$	-0.0188	0.0033	0.0724**	0.0423*	-0.0061
$\hat{\alpha}_{s1}$	-0.2774**	-0.2894**	-0.2505**	-0.2536**	-0.1740**
$\hat{\alpha}_{f1}$	-0.0173	0.0368	0.0409	0.0086	0.0621
$\hat{\beta}_{s1}$	0.3661**	0.4403**	0.3198**	0.3442**	0.2760**
$\hat{\beta}_{f1}$	0.0340	-0.0132	-0.0294	-0.0097	-0.0579
$\hat{\gamma}_s$	-0.2020**	-0.1801**	-0.0808**	-0.2541**	-0.3144**
$\hat{\gamma}_f$	0.1414**	0.0486*	0.1271**	0.0885**	0.0958
$\hat{w}_s$	0.0021*	0.0004	0.0066*	0.0082*	0.0025*
$\hat{w}_f$	0.0046*	0.0006*	0.007	0.0055	0.5053**
$\hat{\theta}_s$	0.0323**	0.0417**	0.0428**	0.0316**	0.0361**
$\hat{\theta}_f$	0.0332**	0.0398**	0.0406**	0.0215**	-0.0025
$\hat{\delta}_s$	0.9619**	0.9563**	0.9420**	0.9463**	0.9520**
$\hat{\delta}_f$	0.9564**	0.9570**	0.9466**	0.9665**	-0.9904**
$\hat{k}_1$	0.9882**	0.9914**	0.9897**	0.9953**	0.8641**
$\hat{k}_2$	0.0108**	0.0063**	0.0078**	0.0046**	0.0456**
$\bar{\rho}$	0.8660	0.8091	0.8541	0.8227	0.8243

說明：\* 和 \*\* 分別表示 5%和 1%的顯著水準

表 4-10 對稱效果 DCC 模型

$$h_{s,t} = w_s + \theta_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_s h_{s,t-1} + \xi_s B_{t-1}^2$$

$$h_{f,t} = w_f + \theta_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_f h_{f,t-1} + \xi_f B_{t-1}^2$$

$$\rho_t = (1 - k_1 - k_2) \rho + k_1 \rho_{t-1} + k_2 \psi_{t-1} + \mu B_{t-1}^2$$

	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
$\hat{w}_s$	0.0021	0.0001	0.0066*	0.0085*	0.0025*
$\hat{w}_f$	0.0044	0.0005	0.0073*	0.0067*	0.0061*
$\hat{\theta}_s$	0.0316**	0.0397**	0.0427**	0.0316**	0.0383**
$\hat{\theta}_f$	0.0318**	0.0388**	0.0407**	0.0222**	0.0229**
$\hat{\delta}_s$	0.9600**	0.9582**	0.9421**	0.9465**	0.9429**
$\hat{\delta}_f$	0.9561**	0.9581**	0.9476**	0.9656**	0.9483**
$\hat{\xi}_s$	0.0049	0.0035*	-0.0001	-0.0009	0.0109*
$\hat{\xi}_f$	0.0047	0.0016	-0.0014	-0.0028	0.0091
$\hat{k}_1$	0.9883**	0.9219**	0.8931**	0.9961**	0.8697**
$\hat{k}_2$	0.0101**	0.0226**	0.0304**	0.0041**	0.0463**
$\hat{\mu}$	0.0018*	0.0516*	0.0116**	0.0004*	0.0421*
$\bar{\rho}$	0.8702	0.8200	0.8642	0.8284	0.8352

說明：\* 和 \*\* 分別表示 5%和 1%的顯著水準

表 4-11 非對稱效果 DCC 模型

$$R_{s,t} = \alpha_{s0} + \alpha_{s1}R_{s,t-1} + \beta_{s1}R_{f,t-1} + \gamma_{spb} \max(B_{t-1},0) + \gamma_{snb} \min(B_{t-1},0) + \varepsilon_{s,t}$$

$$R_{f,t} = \alpha_{f0} + \alpha_{f1}R_{s,t-1} + \beta_{f1}R_{f,t-1} + \gamma_{fpb} \max(B_{t-1},0) + \gamma_{fnb} \min(B_{t-1},0) + \varepsilon_{f,t}$$

$$h_{s,t} = w_s + \theta_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_s h_{s,t-1} + \xi_s \max(B_{t-1},0) + \varphi_s \min(B_{t-1},0)$$

$$h_{f,t} = w_f + \theta_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_f h_{f,t-1} + \xi_f \max(B_{t-1},0) + \varphi_f \min(B_{t-1},0)$$

$$\rho_t = (1 - k_1 - k_2)\bar{\rho} + k_1\rho_{t-1} + k_2\psi_{t-1} + \mu \max(B_{t-1},0) + \nu \min(B_{t-1},0)$$

	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
$\hat{\alpha}_{s0}$	0.0237	-0.0209**	-0.0289	-0.0948**	0.0337**
$\hat{\alpha}_{f0}$	-0.0154	-0.0059	0.0694**	0.0240	0.0085
$\hat{\alpha}_{s1}$	-0.2726**	-0.2906**	-0.2306**	-0.2495**	-0.1734**
$\hat{\alpha}_{f1}$	-0.0183	0.0336	0.0321	0.0004	0.0516
$\hat{\beta}_{s1}$	0.3580**	0.4400**	0.3017**	0.3387**	0.2733**
$\hat{\beta}_{f1}$	0.0360	-0.0116	-0.0205	0.0002	-0.0448
$\hat{\gamma}_{spb}$	-0.1425**	-0.1524**	-0.8116**	-0.3962**	-0.2537**
$\hat{\gamma}_{fpb}$	0.1323**	0.1012	0.3021	0.2829**	0.0512
$\hat{\gamma}_{snb}$	-0.3916**	-0.1978**	-0.0509*	-0.2330**	-0.4472**
$\hat{\gamma}_{fnb}$	0.1670	0.0119	0.1233**	0.0643	0.1817*
$\hat{w}_s$	0.0004	-0.0001	0.0027	0.0085	0.0006
$\hat{w}_f$	0.0022	0.0001	0.0027	0.0075	0.0643
$\hat{\theta}_s$	0.0265**	0.0400**	0.0417**	0.0305**	0.0365**
$\hat{\theta}_f$	0.0244**	0.0385**	0.0337**	0.0215**	0.0238
$\hat{\delta}_s$	0.9583**	0.9552**	0.9418**	0.9470**	0.9408**
$\hat{\delta}_f$	0.9509**	0.9559**	0.9540**	0.9644**	0.5719**
$\hat{\xi}_s$	0.0092*	0.0062**	0.1472	0.0115	0.0106*
$\hat{\xi}_f$	0.0141*	0.0068*	0.157	0.0097	0.1109**
$\hat{\varphi}_s$	-0.0356*	-0.0023*	-0.0041	0.0011	-0.0317**
$\hat{\varphi}_f$	-0.0683**	-0.0022	-0.0031	0.003	-0.2570**
$\hat{k}_1$	0.9918**	0.3726**	0.8506**	0.9962**	0.8599**
$\hat{k}_2$	0.0062**	0.0532**	0.0285**	0.0039**	0.0388**
$\hat{\mu}$	0.0010*	0.3633**	-0.0943	0.0006	0.0091
$\hat{\nu}$	0.0038*	0.0311	-0.0155**	-0.0002	-0.0578
$\bar{\rho}$	0.8681	0.8183	0.8654	0.8297	0.8346

說明：\* 和 \*\* 分別表示 5%和 1%的顯著水準

在 CARR 模型估計的部分，僅就樣本內期間做探討，表 4-12 是樣本內 CARR 模型下各參數估計值的結果，由表可知  $\alpha$  和  $\beta$  的估計值皆顯著異於零，而且模型殘差項落後 12 期的 Q 統計量，其虛無假設為直到 12 期之前無存在自我相關，根據其 P-value 可知無法拒絕其虛無假設，又  $\alpha$  和  $\beta$  的加總小於 1，亦即變幅行程符合定態，表示 CARR 模型的良好配適，所以可利用 CARR 模型去註釋現貨與期貨的波動性。

表 4-12 CARR 模型

$$R_t = \lambda_t \varepsilon_t$$

$$\lambda_t = \omega + \alpha R_{s,t-1} + \beta \lambda_{t-1}$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim f(1, \xi_t)$$

現貨週變幅	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
$\hat{\omega}$	0.060(2.273)	0.019(1.910)	0.136(2.563)	0.133(1.444)	0.146(2.020)
$\hat{\alpha}$	0.138(5.270)	0.146(5.568)	0.151(4.852)	0.065(2.799)	0.094(3.399)
$\hat{\beta}$	0.828(24.110)	0.837(26.822)	0.772(16.325)	0.861(12.919)	0.797(10.861)
$\rho_1$	-0.007	-0.015	0.048	0.011	0.013
$\rho_{12}$	-0.105	-0.029	-0.005	0.008	0.022
$Q(12)$	16.335(0.176)	15.636(0.208)	13.202(0.355)	9.2471(0.682)	4.888(0.962)
Log likelihood	-1155.8	-981.878	-1167.81	-1168.79	-1072.51
期貨週變幅	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
$\hat{\omega}$	0.052(2.027)	0.017(1.685)	0.103(2.147)	0.137(1.396)	0.186(1.833)
$\hat{\alpha}$	0.128(5.414)	0.117(4.871)	0.122(4.511)	0.049(2.250)	0.087(2.665)
$\hat{\beta}$	0.844(27.184)	0.868(29.971)	0.823(20.076)	0.875(13.284)	0.777(8.103)
$\rho_1$	0.031	-0.012	0.051	-0.014	0.042
$\rho_{12}$	-0.058	-0.024	-0.011	0.018	0.021
$Q(12)$	6.793(0.871)	14.245(0.285)	16.505(0.169)	15.895(0.196)	5.5544(0.937)
Log likelihood	-1166.95	-987.518	-1182.73	-1175.43	-1079.7

說明：僅  $Q(12)$  括號內的數值為 p-value，其餘括號內的數值為 t 值； $\rho_1$ 、 $\rho_{12}$  分別為殘差項的

1 階和 12 階自我相關係數； $Q(12)$  數值為殘差項落後 12 期的 Q 統計量。

#### 4.4 避險績效比較

在避險績效比較的部分，首先將資料分割成兩部分，2003 年 12 月 19 日之前為樣本內的資料，之後的資料為樣本外，因此樣本內的資料共計 2600 筆，而樣本外資料共計 834 筆，並且分別做樣本內與樣本外的分析，樣本外的研究採移動視窗（moving window）one-step ahead 的方式，也就是說利用前面 2600 筆觀察值估算出避險比率之後，並代入樣本外第一期的投資組合中，再將最前面的一筆觀察值捨棄，然後加入新的一筆觀察值，同樣保持 2600 筆觀察值，並估算出避險比率且代入樣本外第二期中，如此的預測步驟一直重複到資料用盡為止。

表 4-13 為樣本內每日調整避險比率的績效比較，由表可知無論是那個貨幣，相對於不避險的情形下，透過外匯期貨確實能有效降低風險，而在樣本內的績效比較上，除了英鎊以傳統 DCC 有較好的避險績效外，其他四個貨幣皆以 OLS 模型避險下的投資組合風險最小，且風險降低百分比最高，傳統避險理論 naïve 的避險績效皆為最差的，然而樣本內的研究是屬於事後（ex post）分析的概念，所以接下來進一步做樣本外的比較，以得到更完善且具有經濟意義的結論。

由表 4-14 可知，澳幣和加幣以非對稱效果 DCC 模型模型有較好的避險效益，日圓和瑞士法郎則是傳統 DCC 模型，英鎊為對稱效果 DCC 模型，大致而言，採取每日調整避險比率時，加入基差效果能夠有效改善避險績效，而且利用動態避險，隨著市場資訊不斷進入而調整避險比率，可能會比靜態避險更能有效提升避險效益。

表 4-13 樣本內模型每日調整績效比較

投資組合變異數	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
未避險之變異數	0.3747	0.1188	0.5126	0.4423	0.2099
Naïve	0.1648	0.0721	0.20898	0.2583	0.1348
OLS	<b>0.1394</b>	<b>0.0589</b>	<b>0.1746</b>	<b>0.2124</b>	0.1056
傳統 DCC	0.1412	0.0593	0.1762	0.2127	<b>0.1037</b>
對稱效果 DCC	0.1412	0.0593	0.1762	0.2128	0.1053
非對稱性效果 DCC	0.1408	0.0593	0.2267	0.2131	0.1053
避險績效(%)					
Naïve	56.02	39.28	59.23	41.60	35.77
OLS	<b>62.79</b>	<b>50.39</b>	<b>65.93</b>	<b>51.99</b>	49.69
傳統 DCC	62.31	50.09	65.62	51.90	<b>50.60</b>
對稱性效果 DCC	62.33	50.07	65.62	51.88	49.84
非對稱效果 DCC	62.42	50.06	55.77	51.81	49.80

說明：避險績效的算法為  $\frac{Var(UR) - Var(H)}{Var(UR)}$ ，其中  $Var(UR)$  為未避險下現貨報酬率之變異數， $Var(H)$  為避險投資組合報酬率之變異數。

表 4-14 樣本外模型每日調整績效比較

投資組合變異數	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
未避險之變異數	0.434	0.282	0.311	0.390	0.300
Naïve	0.144	0.101	0.107	0.140	0.089
OLS	0.129	0.103	0.097	0.129	0.089
傳統 DCC	0.122	0.085	<b>0.083</b>	<b>0.120</b>	0.078
對稱效果 DCC	0.119	0.086	0.084	0.121	<b>0.073</b>
非對稱效果 DCC	<b>0.116</b>	<b>0.085</b>	0.094	0.124	0.073
避險績效(%)					
Naïve	66.78	64.09	65.60	64.04	70.16
OLS	70.16	63.58	68.79	66.94	70.22
傳統 DCC	71.87	69.79	<b>73.25</b>	<b>69.10</b>	74.00
對稱效果 DCC	72.54	69.48	73.08	68.86	<b>75.62</b>
非對稱效果 DCC	<b>73.29</b>	<b>69.84</b>	69.76	68.21	75.51

說明：避險績效的算法為  $\frac{Var(UR) - Var(H)}{Var(UR)}$ ，其中  $Var(UR)$  為未避險下現貨報酬率之變異數， $Var(H)$  為避險投資組合報酬率之變異數。

接下來延長避險的調整期間，採取每週調整避險比率，並加入 DCC-CARR 模型的避險策略，以了解利用變幅捕捉市場波動性下，是否能比以報酬率為基礎下的模型為佳，同樣將週資料分割成兩部分，2003 年 8 月 6 日之前為樣本內共計有 500 筆，之後為樣本外共計有 187 筆，由表 4-15 在樣本內的避險績效比較上，發現瑞士法郎和英鎊以 OLS 有較好的避險效益，而澳幣以非對稱效果 DCC、加幣以 DCC-CARR、日圓以對稱效果 DCC 模型，同樣接著進行樣本外的比較，由表 4-16 發現澳幣以 OLS 避險較佳，而加幣、日圓、瑞士法郎則以 DCC-CARR 模型有最好的避險績效，英鎊則是在 OLS 和 DCC-CARR 模型下有相同的表現，由於日圓、瑞士法郎、英鎊的現貨與期貨市場波動大，所以利用變幅來捕捉現貨與期貨市場波動性，進而估計其避險比率，其避險效益優於以報酬率為基礎的模型，而澳幣和英鎊則是相關性較高，因而利用簡單的 OLS 即有不錯的避險績效。

表 4-15 樣本內模型每週調整績效比較

投資組合變異數	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
未避險之變異數	1.7268	0.6192	2.4513	2.1227	1.0429
Naïve	0.1909	0.0608	0.3044	0.2793	0.1873
OLS	0.1704	0.0579	0.2679	<b>0.2630</b>	<b>0.1805</b>
DCC-CARR	0.1755	<b>0.0570</b>	0.2830	0.2663	0.1857
傳統 DCC	0.1740	0.0576	0.2712	0.2659	0.1853
對稱效果 DCC	0.1735	0.0575	<b>0.2665</b>	0.2674	0.1819
非對稱效果 DCC	<b>0.1645</b>	0.0575	0.2713	0.3911	0.1831
避險績效(%)					
Naïve	88.94	90.18	87.58	86.84	82.04
OLS	90.13	90.65	89.07	<b>87.61</b>	<b>82.69</b>
DCC-CARR	89.84	<b>90.80</b>	88.45	87.45	82.19
傳統 DCC	89.93	90.71	88.94	87.48	82.23
對稱效果 DCC	89.95	90.71	<b>89.13</b>	87.40	82.56
非對稱效果 DCC	<b>90.47</b>	90.71	88.93	81.57	82.45

說明：避險績效的算法為  $\frac{Var(UR) - Var(H)}{Var(UR)}$ ，其中  $Var(UR)$  為未避險下現貨報酬

率之變異數， $Var(H)$  為避險投資組合報酬率之變異數。

表 4-16 樣本外模型每週調整績效比較

投資組合變異數	澳幣	加幣	日圓	瑞士法郎	英鎊
未避險之變異數	2.027	1.150	1.356	1.683	1.284
Naive	0.173	0.153	0.148	0.169	0.124
OLS	<b>0.172</b>	0.150	0.147	0.168	<b>0.123</b>
DCC-CARR	0.190	<b>0.143</b>	<b>0.135</b>	<b>0.167</b>	<b>0.123</b>
傳統 DCC	0.208	0.144	0.139	0.168	0.139
對稱效果 DCC	0.202	0.223	0.145	0.174	0.134
非對稱效果 DCC	0.203	0.176	0.141	0.174	0.152
避險績效(%)					
Naive	91.46	86.72	89.06	89.96	90.38
OLS	<b>91.53</b>	87.00	89.14	89.99	<b>90.40</b>
DCC-CARR	90.64	<b>87.54</b>	<b>90.03</b>	<b>90.07</b>	<b>90.40</b>
傳統 DCC	89.72	87.46	89.71	90.00	89.14
對稱效果 DCC	90.03	80.65	89.31	89.64	89.53
非對稱效果 DCC	89.97	84.70	89.60	89.64	88.18

說明：避險績效的算法為  $\frac{Var(UR) - Var(H)}{Var(UR)}$ ，其中  $Var(UR)$  為未避險下現貨報酬

率之變異數， $Var(H)$  為避險投資組合報酬率之變異數。



## 五、 結論與建議

在樣本內的避險績效比較上，無論是採取每日或每週的調整期間，大致而言，以 OLS 有較好的表現。至於樣本外的避險績效比較，若為採取每日調整期間下，可知加入基差效果能夠提升避險的績效，但是在每週調整期間下，加入 DCC-CARR 模型的策略之後，反而是以變幅為基礎的 DCC-CARR 模型表現最好，亦即在動態避險上，利用 DCC-CARR 模型較能有效避險，由於採取較長的調整期間，其市場報酬的變異大，相對地基差風險佔總風險的比例會較小，因此加入基差效果的幫助並不大，因而在市場波動大的情形之下，反而是利用變幅捕捉市場波動性，進而估計其避險比率，會得到較好的避險績效表現。雖然樣本內與樣本外的實證結果有不一致的情形，但是樣本內是屬於事後的分析概念，所以樣本外較符合一般投資大眾的心態，因而著重於樣本外的結論。

此外，根據實證結果也可知不同的調整期間對避險績效有影響，亦即避險績效會隨著避險調整期間加長而增加，也就是說，整體而言，採用每週調整的避險績效皆大於每日調整的避險績效，此結論也與 Ederington(1979)的研究發現一致，這是因為避險期間加長會使報酬率的變異變大，相對地基差風險會下降，因而會使避險績效增加。

所以投資者在利用外匯期貨避險時，在選擇避險策略上的考量上，可利用動態避險策略，避險比率隨著新資訊進入而有所調整，當調整避險比率期間較短時，可採用納入基差效果的模型，若調整期間較長時，由於市場波動較大，則可採用以變幅為基礎的 DCC-CARR 模型，然而在採每週調整的樣本外結論上，僅澳幣是以 OLS 避險績效最好，這一個疑問也是後續研究者可以去探討的地方，並歸納出不同貨幣下的最適避險模型。

## 參考文獻

### 中文部分

- 1、吳玟儀，「外匯期貨之最適避險比率與避險效益分析」，逢甲大學財務金融研究所碩士論文，民國 91 年
- 2、陳昱宏，「利用 DCC-CARR 及 DCC-GARCH 模型求算商品期貨最適避險比率」，國立中央大學財務金融研究所碩士論文，民國 94 年
- 3、盧惠盈，「期貨避險比率及績效分析-以外匯期貨為例」，國立中正大學財務金融研究所碩士論文，民國 91 年
- 4、鍾柏婷，「動態變數相關係數下的外匯期貨之避險比例與績效」，國立政治大學財務管理研究所論士論文，民國 92 年



### 英文部分

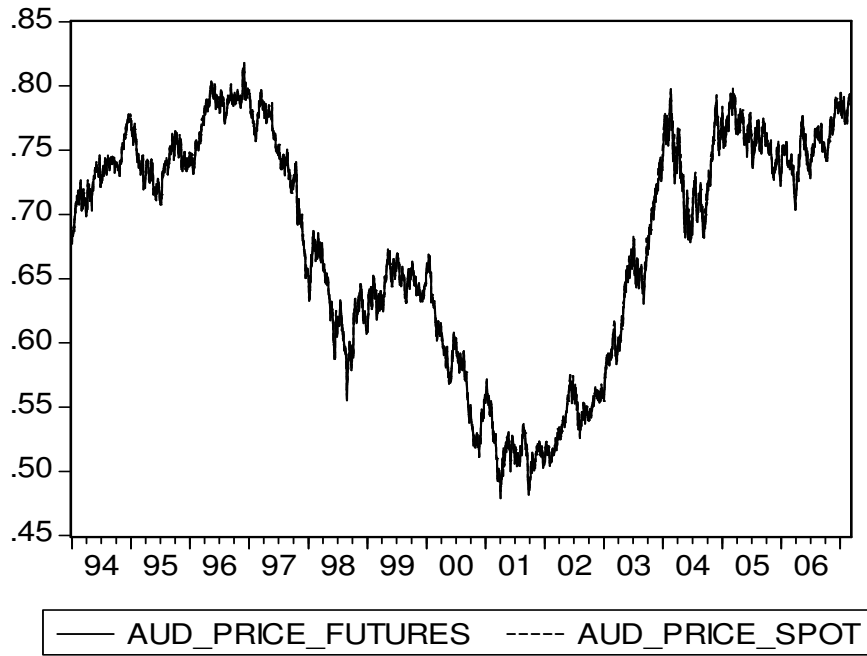
1. Anderson, R. W., and J. Danthine (1981), "Cross Hedging," *Journal of Political Economy*, 89, 1182-1196
2. Bollerslev, T. (1990), "Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates : A Multivariate Generalized ARCH Model," *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505
3. Bollerslev, T., and J. Wooldridge (1992), "Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances," *Econometric Reviews*, 11, 143-172

4. Chou, R. Y. (2005), "Forecasting Financial Volatilities with Extreme Values: The Conditional Autoregressive Range(CARR) Model," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37, 561-582
5. Chou, R. Y., C. C. Wu, and N. Liu (2006), "Forecasting Time-Varying Covariance with a Range-Based Dynamic Conditional Correlation Model," Working Paper
6. Ederington, L. H. (1979), "The Hedging Performance of the New Futures Markets," *Journal of Finance*, 34, 157-170
7. Engle, R. (2002), "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339-350
8. Engle, R., and C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276
9. Johnson, L. L. (1960), "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures," *Review of Economic Studies*, 27, 139-151
10. Kahl, K. H. (1983), "Determination of the Recommended Hedging ratio," *American Journal of Agricultural Economics*, 65, 603-605
11. Koutmos, G., and A. Pericli (1998), "Dynamic Hedging of Commercial Paper with T-Bill Futures," *Journal of Futures Markets*, 18, 925-938
12. Kroner, K., and J. Sultan (1993), "Time-varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 535-551

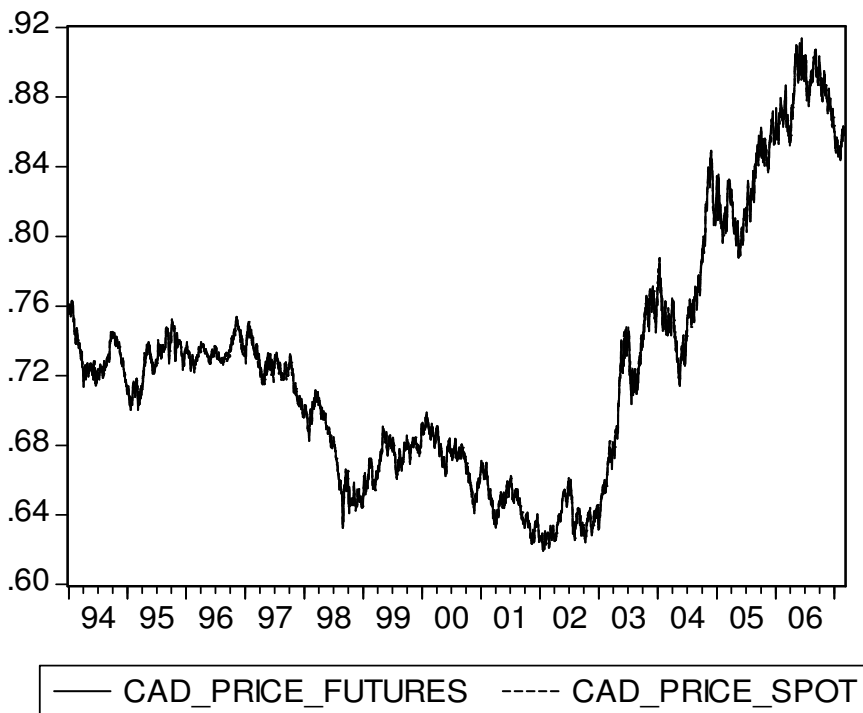
13. Lien, D., and L. Yang (2006), “ Spot-Futures Spread ,Time-varying Correlation, and Hedging With Currency Futures ,” *Journal of Futures Market*, 26, 1019-1038
14. Parkinson, M.(1980), “The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return,” *Journal of Business*, 53, 61-65
15. Tong, W. H. S. (1996), “ An Examination of Dynamic Hedging, ” *Journal of International Money and Finance*, 15, 19-35
16. Working, H. (1962), “New Concepts Concerning Futures Markets and Prices,” *American Economics Review*, 52 , 431-459



附錄一



圖一、澳幣現貨與期貨日價格波動圖



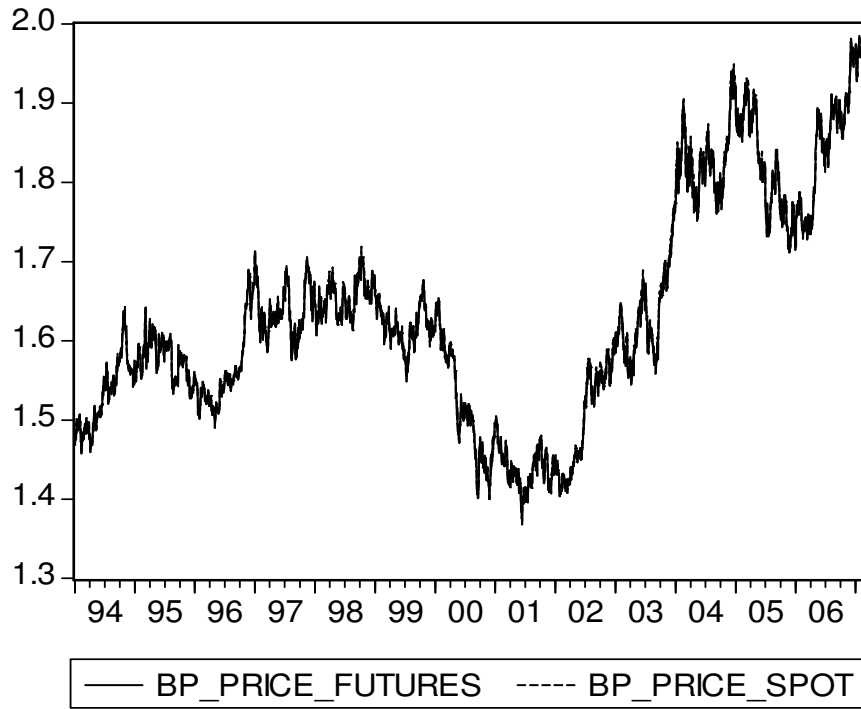
圖二、加幣現貨與期貨日價格波動圖



圖三、日圓現貨與期貨日價格波動圖



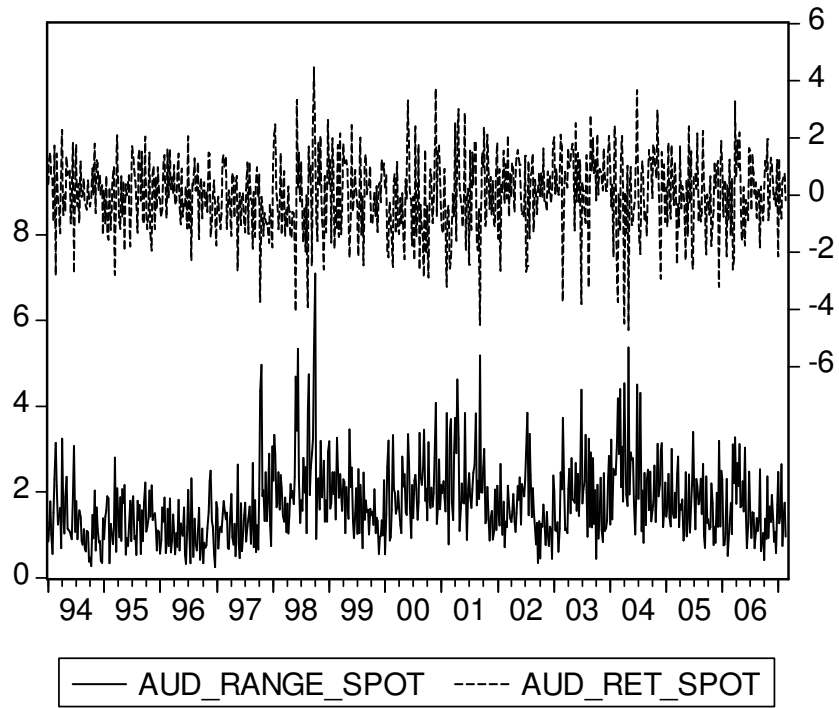
圖四、瑞士法郎現貨與期貨日價格波動圖



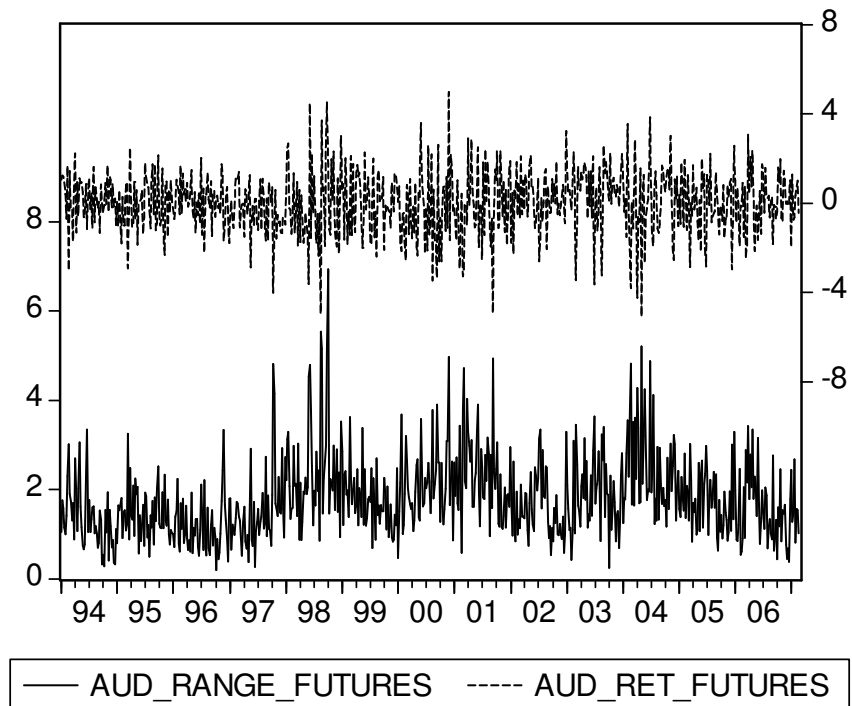
圖五、英鎊現貨與期貨日價格波動圖



附錄二

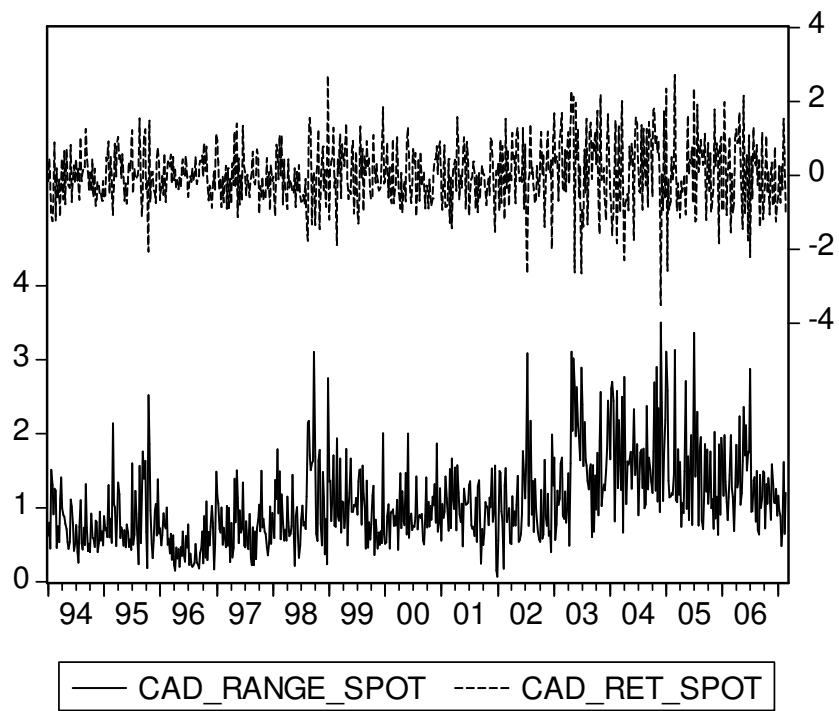


圖六、澳幣現貨週報酬率與週變幅波動圖

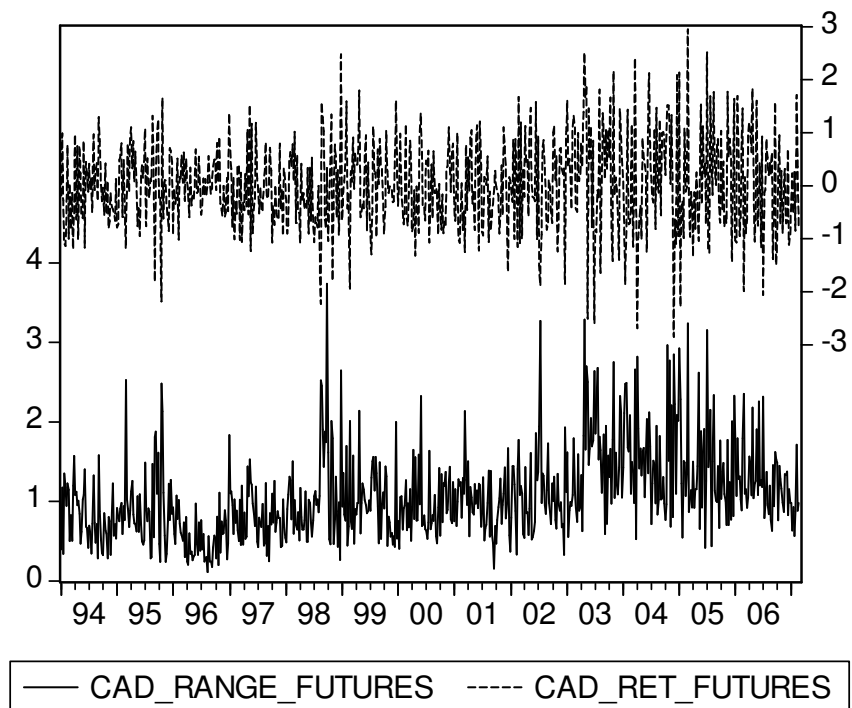


圖七、澳幣期貨週報酬率與週變幅波動圖

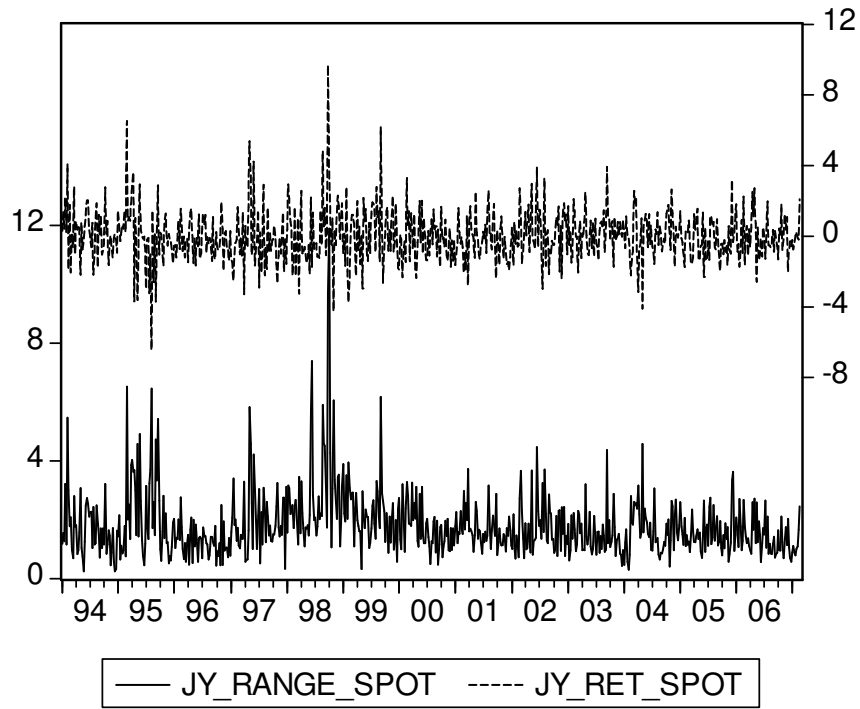




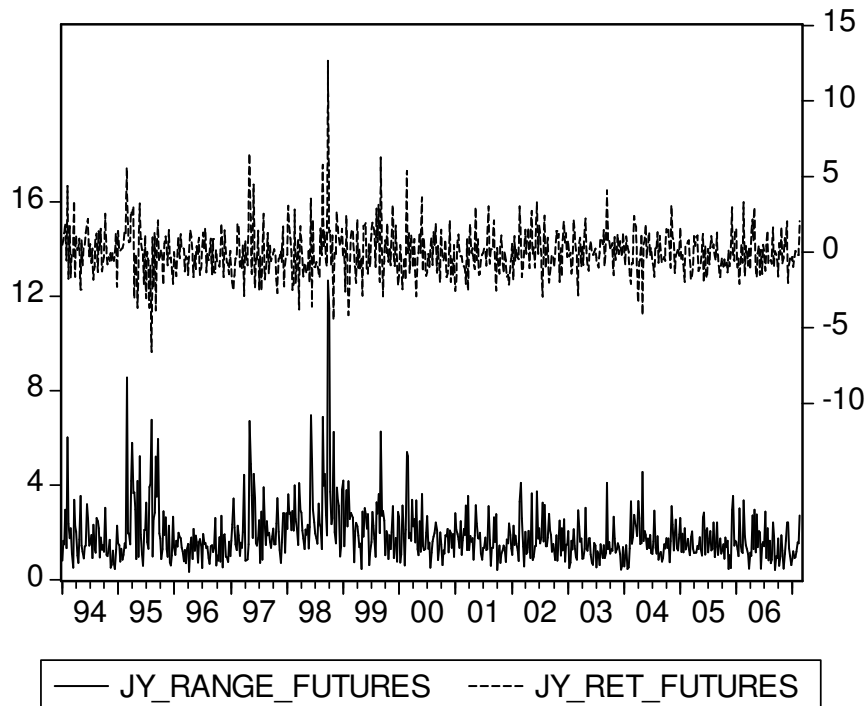
圖八、加幣現貨週報酬率與週變幅波動圖



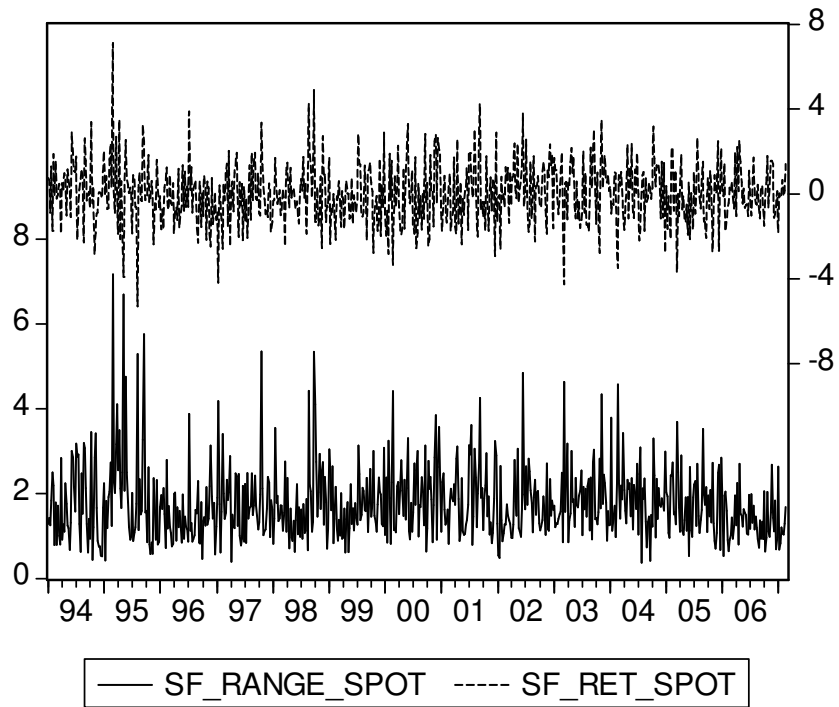
圖九、加幣期貨週報酬率與週變幅波動圖



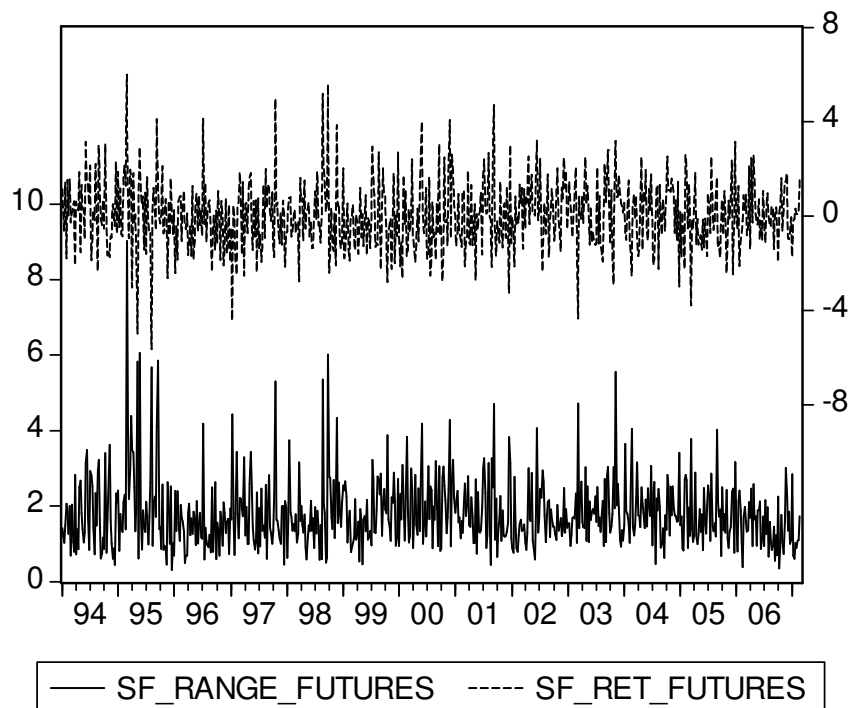
圖十、日圓現貨週報酬率與週變幅波動圖



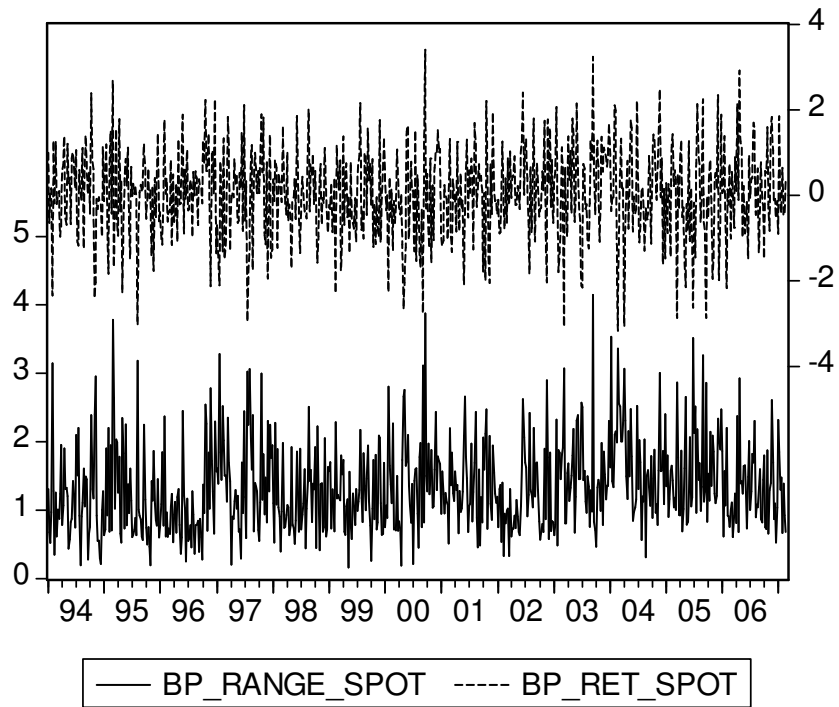
圖十一、日圓期貨週報酬率與週變幅波動圖



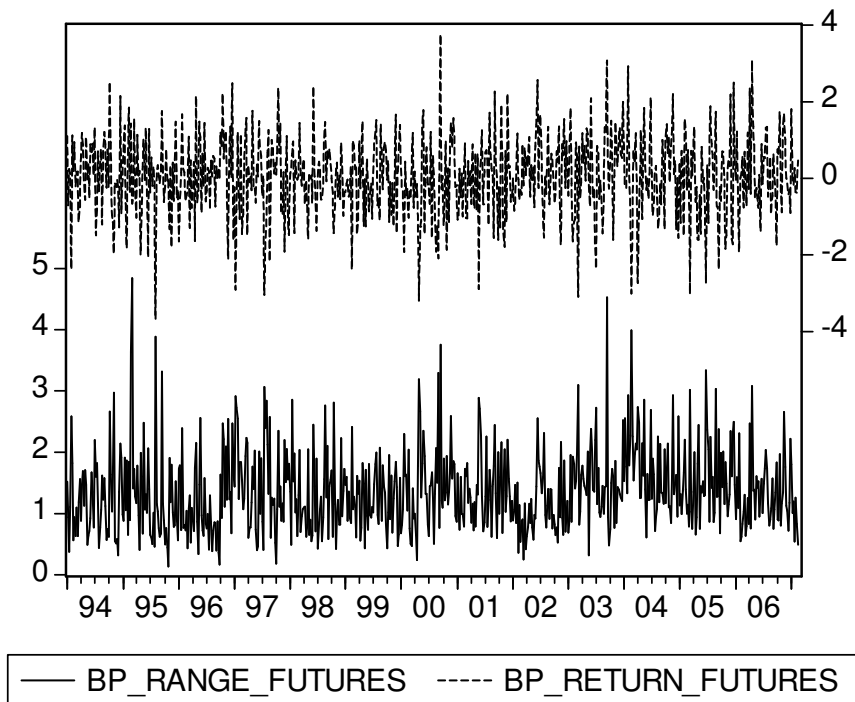
圖十二、瑞士法郎現貨週報酬率與週變幅波動圖



圖十三、瑞士法郎期貨週報酬率與週變幅波動圖

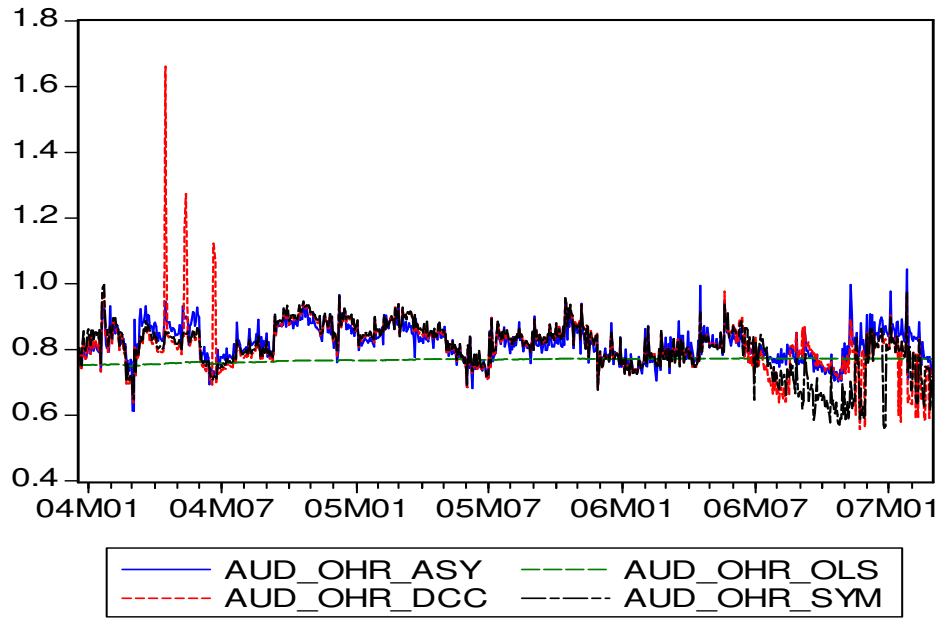


圖十四、英鎊現貨週報酬率與週變幅波動圖



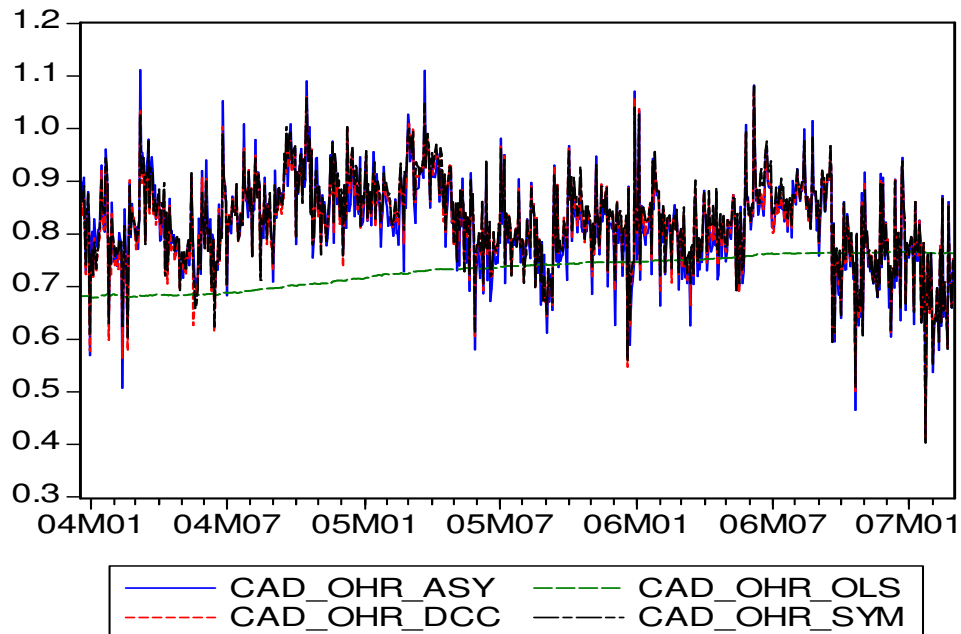
圖十五、英鎊期貨週報酬率與週變幅波動圖

附錄三



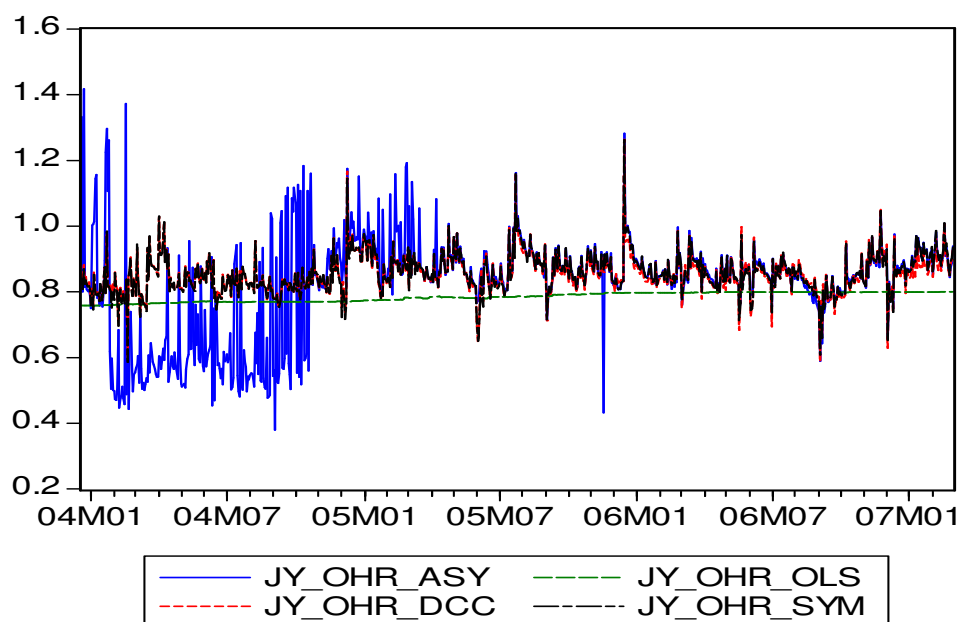
圖十六、澳幣樣本外避險比率波動圖(日)

說明：橫坐標的數字分別是年與月份，DCC 意指傳統 DCC 模型，而 SYM 和 ASY 分別為對稱和非對稱 DCC 模型)



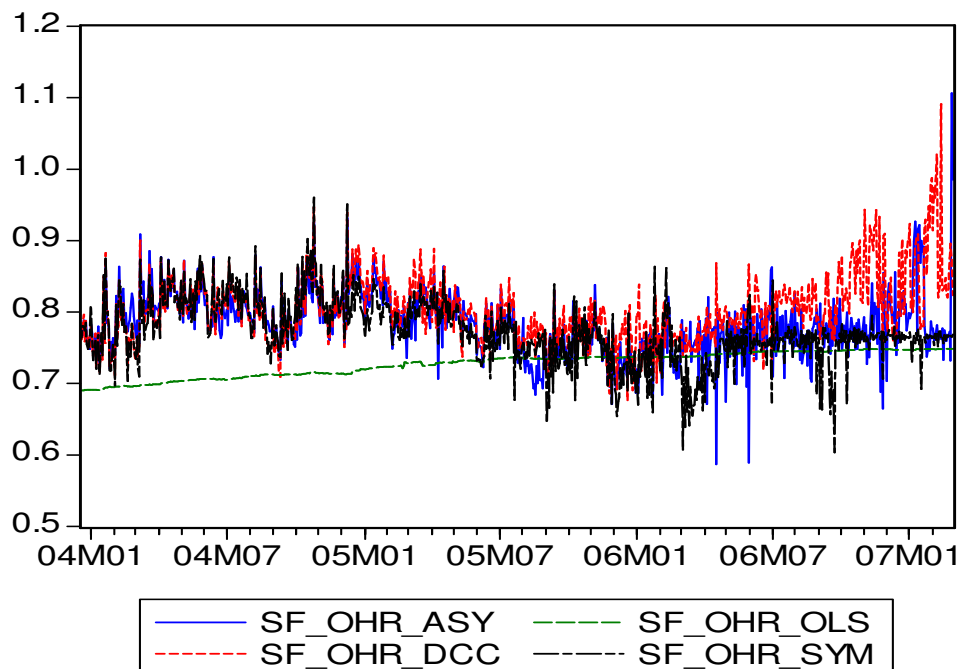
圖十七、加幣樣本外避險比率波動圖(日)

說明：橫坐標的數字分別是年與月份，DCC 意指傳統 DCC 模型，而 SYM 和 ASY 分別為對稱和非對稱 DCC 模型)



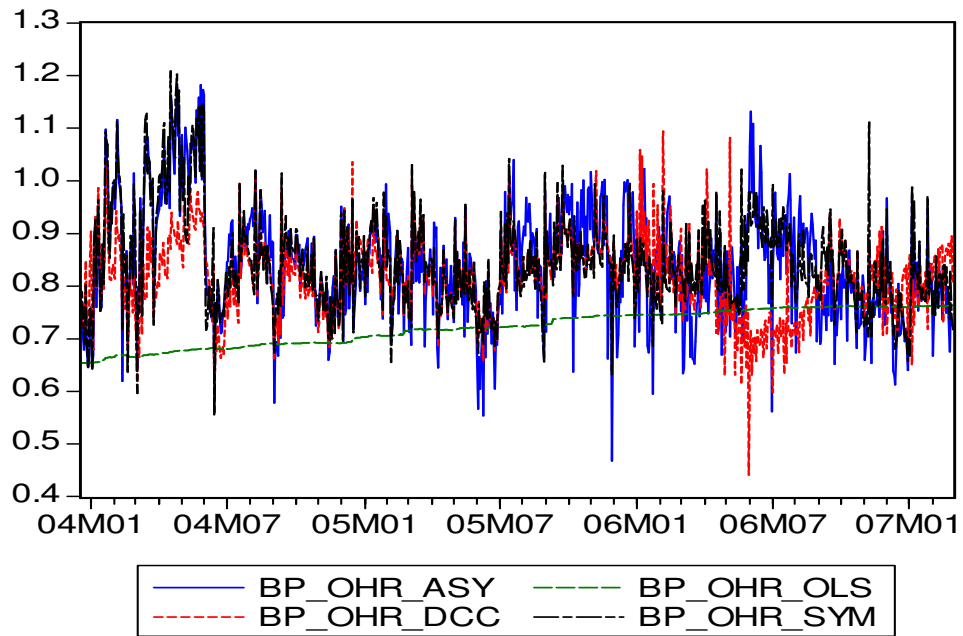
圖十八、日圓樣本外避險比率波動圖(日)

說明：橫坐標的數字分別是年與月份，DCC 意指傳統 DCC 模型，而 SYM 和 ASY 分別為對稱和非對稱 DCC 模型



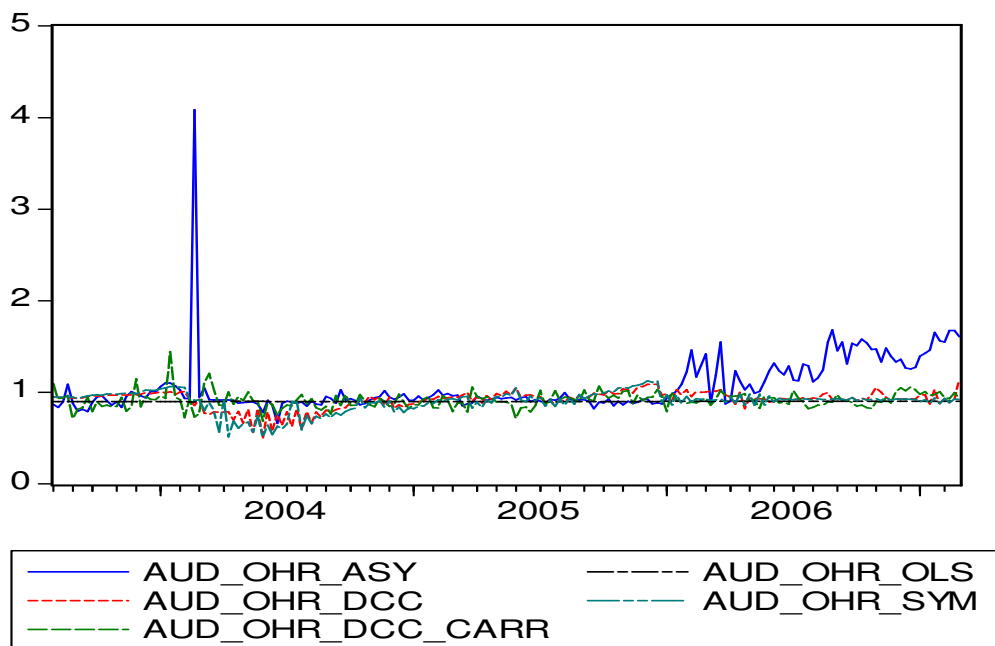
圖十九、瑞士法郎樣本外避險比率波動圖(日)

說明：橫坐標的數字分別是年與月份，DCC 意指傳統 DCC 模型，而 SYM 和 ASY 分別為對稱和非對稱 DCC 模型



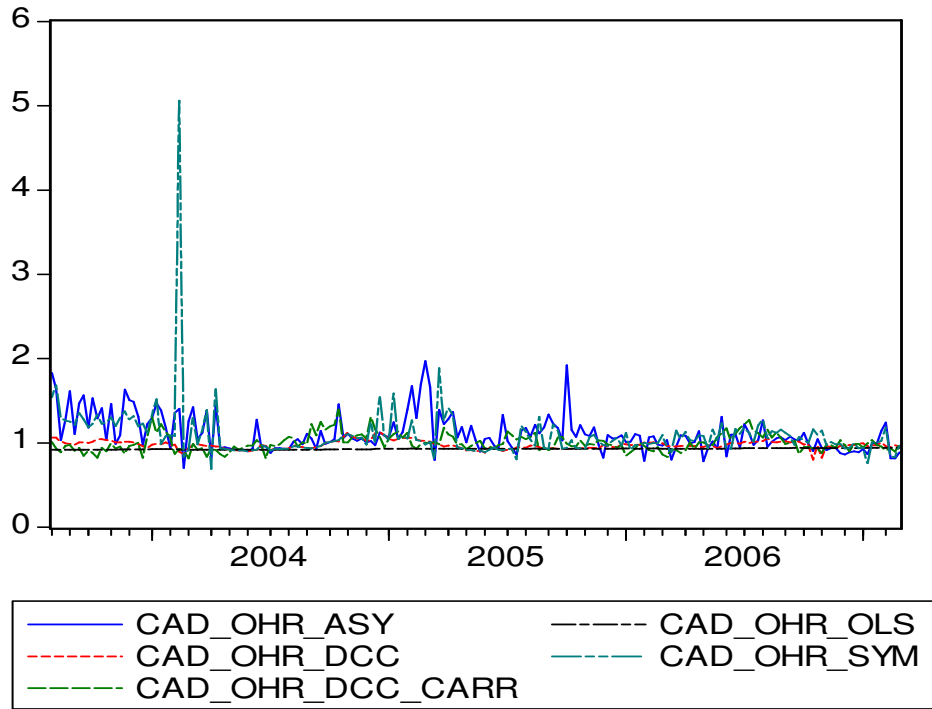
圖二十、英鎊樣本外避險比率波動圖(日)

說明：橫坐標的數字分別是年與月份，DCC 意指傳統 DCC 模型，而 SYM 和 ASY 分別為對稱和非對稱 DCC 模型



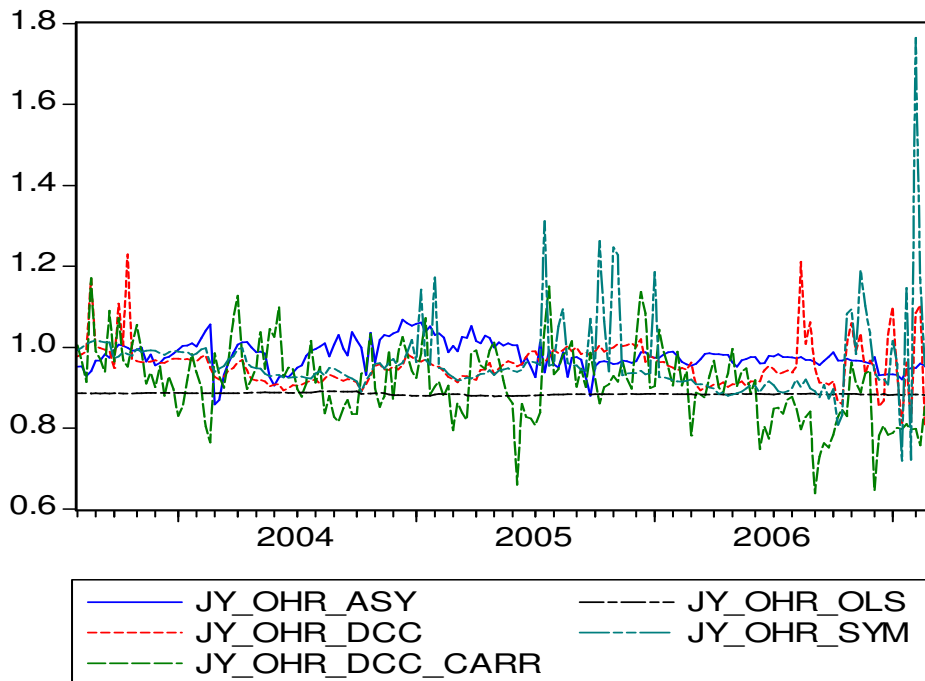
圖二十一、澳幣樣本外避險比率波動圖(週)

說明：DCC 意指傳統 DCC 模型，而 SYM 和 ASY 分別為對稱和非對稱 DCC 模型



圖二十二、加幣樣本外避險比率波動圖(週)

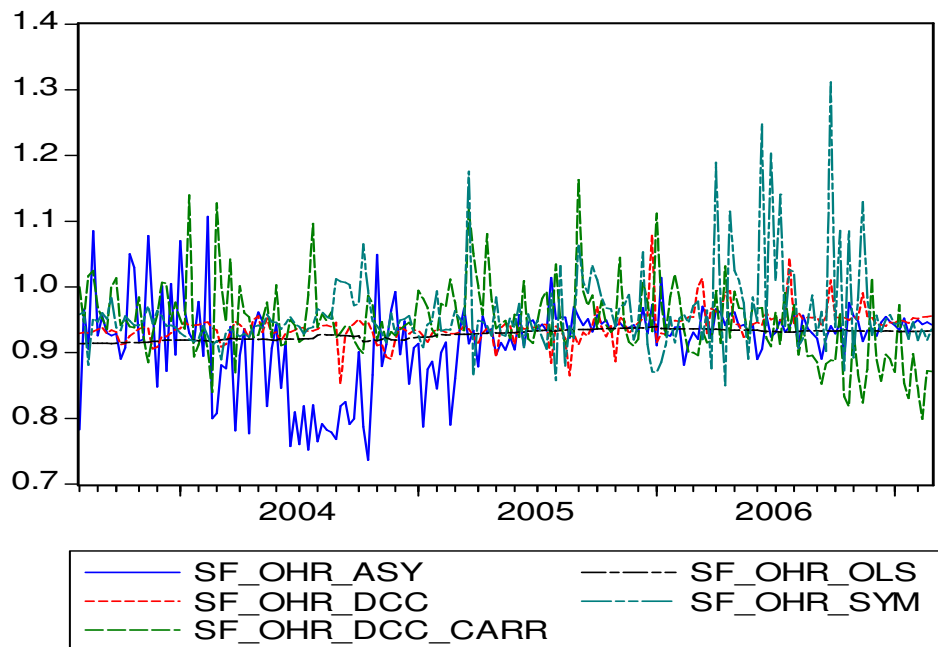
說明：DCC 意指傳統 DCC 模型，而 SYM 和 ASY 分別為對稱和非對稱 DCC 模型



圖二十三、日圓樣本外避險比率波動圖(週)

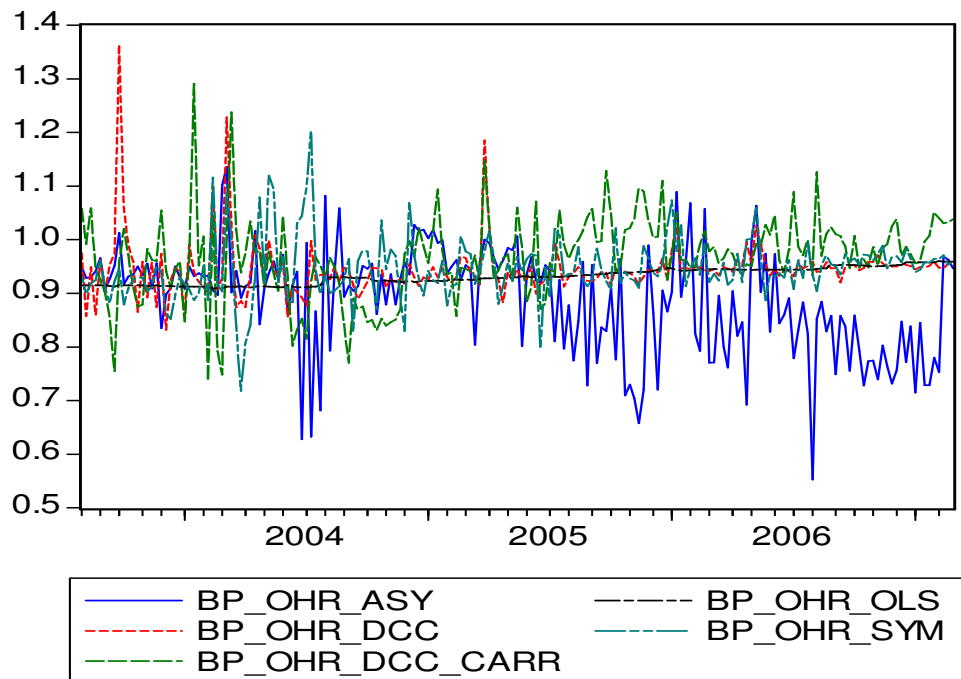
說明：DCC 意指傳統 DCC 模型，而 SYM 和 ASY 分別為對稱和非對稱 DCC 模型





圖二十四、瑞士法郎樣本外避險比率波動圖(週)

說明：DCC 意指傳統 DCC 模型，而 SYM 和 ASY 分別為對稱和非對稱 DCC 模型



圖二十五、英鎊樣本外避險比率波動圖(週)

說明：DCC 意指傳統 DCC 模型，而 SYM 和 ASY 分別為對稱和非對稱 DCC 模型

## 附錄四

表一、澳幣每日調整樣本外避險比率敘述統計

	OLS	傳統 DCC	對稱效果 DCC	非對稱效果 DCC
平均數	0.768	0.813	0.806	0.820
中位數	0.770	0.815	0.817	0.818
最大值	0.774	1.661	0.998	1.044
最小值	0.748	0.557	0.561	0.613
標準差	0.006	0.079	0.076	0.054
偏度	-1.292	1.901	-0.794	0.085
峰度	3.481	22.384	3.673	3.291
JB	239.927	13558.860	103.362	3.934
P-value	0.000	0.000	0.000	0.140
觀察值	834	834	834	834

說明：JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

表二、加幣每日調整樣本外避險比率敘述統計

	OLS	傳統 DCC	對稱效果 DCC	非對稱效果 DCC
平均數	0.730	0.818	0.825	0.815
中位數	0.739	0.823	0.831	0.818
最大值	0.766	1.071	1.081	1.112
最小值	0.678	0.409	0.403	0.420
標準差	0.029	0.084	0.085	0.088
偏度	-0.460	-0.418	-0.436	-0.239
峰度	1.768	4.031	3.935	4.058
JB	82.178	61.202	56.819	46.834
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000
觀察值	834	834	834	834

說明：JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

表三、日圓每日調整樣本外避險比率敘述統計

	OLS	傳統 DCC	對稱效果 DCC	非對稱效果 DCC
平均數	0.785	0.853	0.855	0.825
中位數	0.786	0.848	0.851	0.854
最大值	0.801	1.264	1.263	1.417
最小值	0.758	0.588	0.586	0.379
標準差	0.014	0.058	0.061	0.153
偏度	-0.312	0.645	0.550	-0.446
峰度	1.577	8.687	7.287	3.846
JB	83.862	1181.869	680.780	52.504
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000
觀察值	834	834	834	834

說明：JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

表四、瑞士法郎每日調整樣本外避險比率敘述統計

	OLS	傳統 DCC	對稱效果 DCC	非對稱效果 DCC
平均數	0.728	0.803	0.772	0.783
中位數	0.735	0.799	0.768	0.782
最大值	0.749	1.091	0.960	1.106
最小值	0.691	0.676	0.604	0.587
標準差	0.017	0.048	0.045	0.045
偏度	-0.609	0.976	-0.040	0.575
峰度	2.095	5.727	4.072	7.252
JB	80.041	390.713	40.153	674.230
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000
觀察值	834	834	834	834

說明：JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

表五、英鎊每日調整樣本外避險比率敘述統計

	OLS	傳統 DCC	對稱效果 DCC	非對稱效果 DCC
平均數	0.722	0.816	0.844	0.842
中位數	0.723	0.816	0.830	0.839
最大值	0.763	1.094	1.209	1.182
最小值	0.654	0.441	0.555	0.467
標準差	0.033	0.077	0.093	0.108
偏度	-0.359	-0.019	0.853	0.262
峰度	1.769	3.908	4.329	3.285
JB	70.594	28.724	162.512	12.367
P-value	0.000	0.000	0.000	0.002
觀察值	834	834	834	834

說明：JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

表六、澳幣每週調整樣本外避險比率敘述統計

	OLS	DCC-CARR	傳統 DCC	對稱效果 DCC	非對稱效果 DCC
平均數	0.900	0.914	0.918	0.899	1.063
中位數	0.900	0.911	0.936	0.922	0.943
最大值	0.904	1.444	1.135	1.128	4.085
最小值	0.895	0.688	0.497	0.511	0.661
標準差	0.002	0.088	0.099	0.114	0.316
偏度	0.268	1.231	-1.521	-1.261	5.116
峰度	2.114	9.756	6.295	5.040	46.196
JB	8.353	402.880	156.672	82.006	15354.130
P-value	0.015	0.000	0.000	0.000	0.000
觀察值	187	187	187	187	187

說明：JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

表七、加幣每週調整樣本外避險比率敘述統計

	OLS	DCC-CARR	傳統 DCC	對稱效果 DCC	非對稱效果 DCC
平均數	0.931	1.002	0.977	1.092	1.112
中位數	0.932	0.983	0.972	1.023	1.054
最大值	0.945	1.400	1.128	5.060	1.971
最小值	0.918	0.817	0.802	0.693	0.704
標準差	0.008	0.101	0.049	0.341	0.222
偏度	-0.014	0.952	0.176	8.651	1.312
峰度	1.978	4.290	4.168	99.595	4.924
JB	8.137	41.219	11.589	75032.470	82.454
P-value	0.017	0.000	0.003	0.000	0.000
觀察值	187	187	187	187	187

說明：JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

表八、日圓每週調整樣本外避險比率敘述統計

	OLS	DCC-CARR	傳統 DCC	對稱效果 DCC	非對稱效果 DCC
平均數	0.884	0.911	0.956	0.964	0.979
中位數	0.884	0.910	0.952	0.943	0.976
最大值	0.891	1.171	1.230	1.764	1.069
最小值	0.878	0.639	0.805	0.719	0.859
標準差	0.003	0.090	0.056	0.098	0.035
偏度	0.134	-0.004	1.473	3.706	-0.059
峰度	3.078	3.571	8.898	27.640	3.752
JB	0.607	2.538	338.695	5158.394	4.519
P-value	0.738	0.281	0.000	0.000	0.104
觀察值	187	187	187	187	187

說明：JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

表九、瑞士法郎每週調整樣本外避險比率敘述統計

	OLS	DCC-CARR	傳統 DCC	對稱效果 DCC	非對稱效果 DCC
平均數	0.928	0.947	0.940	0.959	0.917
中位數	0.930	0.940	0.938	0.945	0.931
最大值	0.940	1.163	1.079	1.312	1.107
最小值	0.914	0.799	0.852	0.850	0.736
標準差	0.007	0.057	0.024	0.063	0.064
偏度	-0.380	0.766	1.330	2.526	-0.579
峰度	1.701	5.044	12.042	11.907	4.128
JB	17.650	50.833	692.221	817.047	20.377
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
觀察值	187	187	187	187	187

說明：JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量

表十、英鎊每週調整樣本外避險比率敘述統計

	OLS	DCC-CARR	傳統 DCC	對稱效果 DCC	非對稱效果 DCC
平均數	0.932	0.967	0.945	0.947	0.889
中位數	0.930	0.970	0.943	0.941	0.910
最大值	0.960	1.290	1.363	1.203	1.135
最小值	0.909	0.737	0.832	0.718	0.553
標準差	0.015	0.078	0.053	0.058	0.099
偏度	0.146	0.097	3.892	0.570	-0.516
峰度	1.792	5.163	27.873	6.579	3.236
JB	12.032	36.754	5292.276	109.912	8.743
P-value	0.002	0.000	0.000	0.000	0.013
觀察值	187	187	187	187	187

說明：JB 為 Jarque-Bera 常態性檢定的統計量