

## 隨時間變動之股價指數期貨避險比率:全球市場之證據

### The Investigation in Time Varying Hedging Ratio of Stock Index Futures: Global Markets Evidence

廖永熙<sup>1</sup>  
Yung-Shi Liao

林福坤<sup>2</sup>  
Fu-Kun Lin

#### 摘要

本文使用雙變量 ADCC-TGARCH 探討全球市場的期貨與現貨隨時間變動的避險比率及市場是否會受到金融危機等外在因素而影響避險比率的變動。本研究期間在 2000 年 1 月 3 日至 2013 年 3 月 29 日，並以網路泡沫、金融危機及歐債危機等期間加入探討。實證結果發現，在全球市場中現貨波動持續性的平均比期貨波動持續性平均來的大，且現貨與期貨皆存在波動不對稱現象。然而，避險比率愈接近到期日的時候，除了香港及南韓越接近到期日有影響之外，其餘的國家並無影響。最後，發生金融危機時，是否會影響避險比率變動，結果顯示顯著為正的國家有德國、義大利、日本、南韓及馬來西亞避險比率是增加的。

**關鍵詞:** 避險比率、金融危機、波動不對稱、到期日、ADCC-TGARCH 模型

#### Abstract

This article uses bivariate model of ADCC-TGARCH to investigate the time-varying hedge ratio for global market and also examine whether the hedge ratio is influenced by external factors such as financial crisis. The study period is from January 3, 2000 to March 29, 2014, and added internet bubble, subprime financial crisis and the debt crisis in Europe into discussion. It has been proved that the average volatility persistence of spot is larger than future, and both of them showing volatility asymmetry. However, while the hedge ratio is close to the maturity date, HK and South Korea is significant, other countries have shown no influence. Finally, when the financial crisis happens, the result illustrates a significant positive effect on Germany, Italy, Japan, South Korea and Malaysia for the hedge ratio.

**Keywords:** hedge ratio, financial crisis, volatility asymmetry, maturity date, ADCC-TGARCH model

<sup>1</sup>南華大學財務金融學系副教授 南華大學校內專題研究計畫補助

<sup>2</sup>南華大學財務金融學系研究生

## 1.前言

期貨市場的發展過程，是由現貨市場演變而出的一種遠期契約，期貨市場提供了投資人與交易所一個遠期交易的標準化，以增加流動性與減少違約上的風險，以使雙方在交易上較有安全與保障，所以使期貨市場交易上的演變，至今更為興盛，也讓商品契約越來越多樣化。在 1982 年更加發展出了第一個股價指數期貨的契約。由於股價指數期貨日漸受到全球市場上投資人的重視，所以也代表對整個股價指數市場或特定產業表現的一種指標，故股價指數可以反映整個股票市場價值上的變動。

指數期貨越來越受國際市場上重視，是因於指數期貨可以提供於投資者五項功能，包括價格發現、投機、避險、套利與價差交易。本研究較著重於避險方面，避險的主要目的在於降低未來可能發生損失的風險，因投資者持有現貨有未來價格變動的風險，所以為了轉移風險，投資者在期貨市場上買進或賣出期貨，來此規避掉更大的損失。經由期貨上的交易可以將風險適當的規避，所以可保障投資者從事經濟投資以創造更大的利益。因而本文以透過全球新興市場，例如台灣、匈牙利、馬來西亞…等，與已開發國家市場，如美國(北美)、日本(亞洲)、法國(歐洲)、澳洲(大洋洲)…等等，對隨時間上變動的股價指數期貨之避險比率作為探討。

觀察過去幾年所發生的情況，經濟情勢不穩定、世界經濟景氣衰退、網路與通訊產業泡沫化、金融海嘯及歐債危機等，都造成全球市場下跌及投資人損失慘重，使投資人手中所持有的股票無法出脫，只能指望縮小損失程度。歸咎上面所述造成投資人重大損失的原因，乃因於投資人對避險之需求還不夠穩健，卻過於熱衷於股票市場中之投機行為，而缺乏避險觀念，當在市場急轉而下時，投資散戶當然損失較為慘重。因此，給於投資人能透過避險方式，不會盲目性的去投資，而造成重大的損失，所以避險是一項很重要的議題。

在於已往的文獻中，眾多的學者的研究都專注於距到期日、避險比率等一般自我迴歸條件異質變異數模型(*generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*, 簡稱 GARCH 模型)模型來探討，如(張焯然, 2001)將 GARCH 模型應用於動態避險比率的計算，並比較期貨契約的到期日與動態避險比率之關係，考量到期日與 GARCH 條件變異數的動態避險比率，如果兩者同時考量到的話，可以獲的最佳的避險比率。而 Syriopoulos and Roumpis (2009)將重點放於各種(恆定與動態)股票市場關聯性，產生於替代多變量 GARCH 型式，恆定條件相關的不對稱動態條件相關模型等。但 Syriopoulos and Roumpis (2009)並未將金融危機這個變數加以考量。因此，本文加入金融危機來驗證是否在金融危機中，可透過避險的功能，使股票市場在未來可否用期貨來調節外在因素(如網路泡沫、次及房貸及歐債危機)等，以避免投資人的重大損失，而達成損益平衡。

相繼以往對股價指數期貨避險的文獻裡，眾多研究使用 GARCH 模型已廣泛的被應用，自從(Engle,1982)所提出 ARCH 模型以後，有諸多的學者應用於文獻上就相繼產生了，而漸漸受到學者的演變 ARCH、GARCH、A-GARCH 至 ADCC-TGARCH 等模型來解釋避險比率。然而，在過去文獻中，極少數的學者會使用 ADCC-TGARCH(*Asymmetric Dynamic Conditional Correlation- Threshold GARCH*)模型來探討避險比例。而 ADCC-



GARCH 的優點在於標準 DCC 模型的限制不對稱的效果。DCC 模型雖然考慮到過去的迴歸波動和相關性衝擊幅度，卻忽略了效果。根據(Syriopoulos and Roumpis,2009)指出，負報酬的金融市場在動盪時期或向下趨勢可能會導致正常的市場期間相關性相對增加。已經提出非對稱動態條件相關模型 (ADCC) 最近 (Cappiello,et al,2006)，以捕捉條件資產相關非對稱影響的 ADCC 模型的 DCC 模型。更具體地，是所預估出的避險比率包含時動性之相關係數，導致能夠比較準確的計算出現貨與期貨之間的動態趨勢，因為現貨與期貨之間有存在著動態相關性，且獲得到動態避險比率，相對的比其他模型有更佳的避險效果。效果會比其他模型來的更實用準確，所以本文才會使用 ADCC-TGARCH 來探討避險比率。

在於期貨和現貨有高度的相關性，所以股價指數期貨可以給於提供股票的投資人一個很好避險的通道，故在從事避險的交易時，如何的去決定使用多少口的期貨單位，去規避掉現貨會損失多少風險的比例，則是本研究避險著重的一環。

過去在探討現貨與期貨避險的文獻中，主要是針對單一及少數市場上研究股價指數與期貨指數避險關係，且在研究方法上主要使用 DCC-GARCH 模型加以估計。此外，DCC-GARCH 模型並未考量好壞消息對波動的影響並不一致，所以本研究將探討全球市場上的期貨指數與股價指數的避險比率是否受總體因素影響避險比率等。本研究使用 ADCC-TGARCH 的模型，研究各國股價指數和期貨之避險比率。本文之目的為：

1. 探討指數現貨跟期貨是否存在波動不對稱。
2. 探討指數避險比率受到好壞消息的衝擊是否不同。
3. 探討指數避險比率受到金融危機影響時是否會改變。

本研究的內容安排如下：除了前言之外，第二部分描述資料篩選及研究方法。第三部分為實證結果。第四部份為結論。

## 2.研究方法

### 2.1 資料篩選

由於在全球各地的交易所，發展期間不一樣，所以資料無法達到一致，本文經過篩選之後，將實證資料過短的國家刪除，例如挪威、丹麥、瑞典等。所以篩選之後，本文研究的國家及其股價指數有奧地利(ATX - AUSTRIAN TRADED INDEX)、加拿大(S&P/TSX 60 INDEX)、法國(FRANCE CAC 40)、德國(DAX 30 PERFORMANCE)、香港(HANG SENG INDEX)、匈牙利(BUX-BUDAPEST )、日本(NIKKEI 225 STOCK AVERAGE)、南韓(KOREA SE KOSPI 200)、馬來西亞(FTSE BURSA MALAYSIA KLCI)、荷蘭(AEX-AEX INDEX)、西班牙(IBEX 35)、澳大利亞(ASX ALL ORDINARIES)、義大利(FTSE MIB INDEX)、新加坡(MSCI SINGAPORE F)、瑞士(SMI- SWISS MARKET)、台灣(TAIWAN WEIGHED INDEX)、英國(FTSE 100)、美國(S&P 500 COMPOSITE)等，共 18 個國家及指數。本文採用期貨交易指數與股價指數每日的報酬率，以探討期貨對現貨的避險比率。



## 2.2 資料來源

研究期間分為兩部分，第一部分為奧地利、加拿大、法國、德國、香港、匈牙利、日本、南韓、馬來西亞、荷蘭、西班牙、瑞士、台灣、英國及美國，研究期間於 2000 年 1 月 3 日至 2013 年 3 月 29 日的資料。而第二部分為澳大利亞、義大利、新加坡研究期間為 2004 年 4 月 1 日至 2013 年 3 月 29 日，所有資料來自 Datastream 資料庫。

### 2.3 ADCC-TGARCH 模型介紹

本研究採用的方法為(Cappiello et al,2006)提出所提出的不對稱動態條件相關一般化自我迴歸條件異質變異數(ADCC-TGARCH)模型來探討。此外，為了考慮好壞消息之衝擊並不一致，故運用 ADCC-TGARCH 模型探討指數避險比率。

本文將股價及期貨每日收盤價，轉換成日報酬率，表示方法如下：

$$s_t = \ln(S_{(i,t)}/S_{(i,t-1)}) \quad (1)$$

$$f_t = \ln(F_{(i,t)}/F_{(i,t-1)}) \quad (2)$$

其中  $i$  表示為各國家交易所指數收盤價， $t$  代表第  $t$  期，而  $S_{(t-1)}$  和  $F_{(t-1)}$  為股價及期貨  $t-1$  日收盤價，而  $s_t$  和  $f_t$  為股價及期貨第  $t$  期之報酬率。

本文所使用的方法為 ADCC-TGARCH 模型，首先先介紹平均數方程式，如下：

$$s_t = \alpha_0s + \alpha_1s(S_{(t-1)} - [\lambda F]_{(t-1)}) + \varepsilon_{st} \quad (3)$$

$$f_t = \alpha_0f + \alpha_1f(S_{(t-1)} - [\lambda F]_{(t-1)}) + \varepsilon_{ft} \quad (4)$$

其中  $s_t$  和  $f_t$  分別是現貨和期貨在時間  $t$  的報酬，而  $S_{(t-1)}$  和  $F_{(t-1)}$  分別是  $t-1$  期的現貨和期貨價格， $S_{(t-1)} - \lambda F_{(t-1)}$  表示誤差修正項。

其次，本文以 TGARCH 模型估計變異數，模型如下：

$$\sigma_{(s,t)}^2 = \beta_{(s,0)} + \beta_{(s,1)} \varepsilon_{(s,t-1)}^2 + \beta_{(s,2)} \sigma_{(s,t-1)}^2 + \delta_s D_{(s,t-1)} \varepsilon_{(s,t-1)}^2 \quad (5)$$

$$\sigma_{(f,t)}^2 = \beta_{(f,0)} + \beta_{(f,1)} \varepsilon_{(f,t-1)}^2 + \beta_{(f,2)} \sigma_{(f,t-1)}^2 + \delta_f D_{(f,t-1)} \varepsilon_{(f,t-1)}^2 \quad (6)$$

其中  $D_{(s(f),t-1)} = 1$  為一個虛擬變數，當  $\varepsilon_{(s(f),t-1)}$  為負時  $D_{(s(f),t-1)} = 1$  反之為 0。

#### 2.3.1 固定相關係數模型(Constant Correlation Coefficient Model)

(Bollerslev,1990)提出固定相關係數模型，在此模型下每項資產變異皆服從 GARCH 過程，同時也假設條件共變異數矩陣僅受本身落後期與殘差項的影響，另外在加入條件相關係數為固定的假設，即  $\sigma_{(ij,t)} = \rho_{ij} \sqrt{(\sigma_{(ii,t)} \sigma_{(jj,t)})}$ ，其中  $\rho_{ij}$  並不隨時間而變化；CCC 模型表現如下：

$$H_t = D_t R D_t \quad (7)$$

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{(\sigma_{(11,t)})} & \dots & \sqrt{(\sigma_{(1n,t)})} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sqrt{(\sigma_{(22,t)})} & \dots & \sqrt{(\sigma_{(nn,t)})} \end{bmatrix} \quad (8)$$

而條件相關矩陣  $R$

$$R = \begin{bmatrix} \rho_{11} & \dots & \rho_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n1} & \dots & \rho_{nn} \end{bmatrix} \quad (9)$$

#### 2.3.2 動態條件相關係數模型(Dynamic Conditional Correlation, DCC)

(Engle,2002)改進多變量相關係數為常數之假設(如 CCC 模型)，以及一般多變量 GARCH 矩陣估計參數甚多，所需時間較久等缺點，發展出動態條件相關(Dynamic Conditional Correlation, DCC)模型，此模型保留原先(Bollerslev,1990)CCC 模型簡潔之估





計方式，在加上相關係數隨時間變化(time-varying)之特性，其計算過程採兩階段估計方式，先估計出個別單變量 TGARCH 模型之各參數，再由各單變量 TGARCH 模型產生之標準化殘差(standardized residual)與之前各參數算出各變量間之動態相關係數，再具以算出各變量間之共變異數矩陣。

求動態相關係數矩陣  $R_t$ :

$$R_t = Q_t^{-1/2} Q_t Q_t^{-1/2} \quad (10)$$

其中，

$$Q_t^{-1/2} = \begin{bmatrix} 1/\sqrt{q_{11}} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & 1/\sqrt{q_{kk}} \end{bmatrix} \quad (11)$$

而動態條件相關的  $R_t$  矩陣之個元素為  $\rho_{(ij,t)} = q_{(ij,t)} / \sqrt{q_{(ii,t)} q_{(jj,t)}}$ ， $Q_t^{-1/2}$  是  $Q_t$  對角線上的值開根號所形成的對角線矩陣，若各參數符合 GARCH 模型之平穩條件，則此舉陣為正定。

接下來是計算動態相關係數  $Q_t$ :

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) Q^{-1} + \theta_1 z_t [z_t']_{(t-1)} + \theta_2 Q_{(t-1)} \quad (12)$$

### 2.3.3 不對稱動態相關係數模型模型(Asymmetric Dynamic Conditional Correlation, ADCC)

雖然 DCC 模型考慮到過去消息衝擊和相關係數的影響，但卻忽略了好壞消息對條件相關的影響並不相同。文獻裡發現了金融資產在下跌時和市場相關性比正常情況下還高，(Cappiello, Engle and Sheppard, 2006) 則提出 ADCC 模型以捕捉條件相關的不對稱效果，故公式(9)修正如下:

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) Q^{-1} - g \Xi^{-1} + \theta_1 z_t [z_t']_{(t-1)} + \theta_2 Q_{(t-1)} + g n_{(t-1)} [n_{(t-1)}']_{(t-1)} \quad (13)$$

其中， $n_t = I[z_t < 0]$ 。  $z_t(I[\cdot])$  為一指標函數，若殘差為負，指標變數為 1，否則為 0；為 Hadamard product； $\Xi^{-1} = E[n_t [n_t']_{(t)}]$  為  $n_t$  的樣本共變異數矩陣。係數  $g$  捕抓條件相關的不對稱效果，故  $g > 0$  表示資產在下跌時和市場的相關性比其餘狀況有較大的相關性。

模型參數修正的估計是隨時間變化的變異數-共變異數矩陣是用來計算時間變化避險比率的公式。

$$h_{(i,t)} = (\sigma_{(sf,t)} / (\sigma_{(f,t)}^2)) \quad (14)$$

研究時間序列的動態特性使用迴歸來估計:

$$h_{(i,t)} = c_i + \pi_1 h_{(i-1,t)} + \pi_2 D_{(f,t-1)} + \pi_3 c_t + \pi_4 \text{Maturity} \quad (15)$$

其中  $D_{(f,t-1)} = 1$  為一個虛擬變數，當  $\varepsilon_{(f,t-1)}$  為負時  $D_{(f,t-1)} = 1$  反之為 0。  $\pi_2$  如為正值代表當期貨市場產生壞消息時，對避險比率有較大的影響。反之  $\pi_2$  如為負，代表當期貨下跌時，有較小的下方風險。  $c_t$  為不同時期的風暴分別為 2000 年網路泡沫危機、2007 次及房貸危機及 2010 年的歐債危機，在這些期間發生危機，就將虛擬變數設定為 1。

2000 年 3 月 10 日那斯達克指數到達 5132.52，網路經濟泡沫達到最高點，但高科技股的賣單在 2000 年 3 月 13 日拋售那斯達克指數大跌，因此依(Kenourgios, Padhi, 2012)研



究將 2001 年 1 月 1 日至 2002 年 9 月 27 日定義為網路泡沫化期間。2008 年 9 月 14 日星期日，雷曼兄弟在美國聯準會拒絕提供資金支持援助後提出破產申請後隨即爆發全球金融危機，因此依(Duchin et al,2010)研究將 2007 年 7 月 1 日至 2009 年 3 月 31 日定義為金融海嘯期間。2009 年 10 月 20 日希臘政府宣布當年財政赤字佔國內生產總值的比例超過 12%，遠高於歐盟設定的 3% 上限，隨後，12 月 8 日全球三大信評公司同步調降希臘債信評等，歐洲主權債務危機率先在希臘爆發，危機在 2010 年年初的時候一度陷入最嚴峻的局面，之後在 2012 年 12 月 18 日，S&P 信用評等把希臘從 CCC 調升至 B- 大升 6 級，所以本文設定研究為 2009 年 12 月 8 日至 2012 年 12 月 18 日定義為歐債危機期間。

本文將上述 2000 年網路泡沫化、金融海嘯及歐債危機期間，以虛擬變數加以設定，故期間  $c_t$  設為 1，其餘為 0。 $\pi_3$  如果為正，代表當危機發生時，避險比率是增加的，如果為負，則代表避險比率是減少的。 $\pi_4$  為檢視到期日效應，為了避免期貨契約接近到期日時，避險者或套利者進行平倉所引起之成交量異常之現象，期貨近期契約在到期日前 5 日即取次一近日契約作為觀察樣本。研究處理到期日問題，在到期前五日將虛擬變數設為 1，沒發生時設為 0。如果到期日增加，愈接近到期日的時候，會否使投資人避險比率有所改變。

### 3. 實證結果

#### 3.1 敘述統計量

本文的指數報酬率敘述統計量列於表 1 至表 2，首先表 1 是 2000 年 1 月 3 日至 2013 年 3 月 29 日的十五國家(奧地利、加拿大、法國、德國、香港、匈牙利、日本、南韓、馬來西亞、荷蘭、西班牙、瑞士、台灣、英國及美國)和 2004 年 4 月 1 日至 2013 年 3 月 29 日的三個國家(澳大利亞、義大利、新加坡)共十八個國家的股價指數的估計結果。

首先可先透過表 1 的統計資料來看，可以先比較平均數的結果，透過資料結果，顯示了最高的平均數是新加坡 0.0003，是為正的高報酬，而最低的平均數為義大利的 -0.024%，是為負的低報酬。這十八個國家總平均為 0.0044%，而低於總平均的國家有法國、日本、德國、荷蘭、西班牙、瑞士、台灣、英國、美國及義大利。

而接下來看標準差的方面，可以看出股價指數報酬標準差係數結果，結果顯示標準差係數最大值為南韓 0.0174，為十八國家中最高風險，而標準差係數最小值為馬來西亞 0.0087，是最低的風險國家。

偏態方面從股價指數報酬偏態係數中，可以看出全部十八國家係數，除了法國、德國、西班牙的股價指數報酬偏態係數大於 0 為正的之外，其餘國家皆為小於 0 為負的，可知正的代表右偏，負的代表左偏。故可得知在這十八個國家中，法國、德國、西班牙這三個國家為右偏，而其餘的國家峰態序列皆為左偏。最大值為西班牙股價指數報酬的偏態係數為 0.1206，最小值為馬來西亞的股價指數報酬偏態係數為 -0.882668，十八國家偏態係數皆大部分小於 0，故可得知十八國家股價指數報酬，係數序列大部分為左偏。透過峰態方面，從表中，可以看出這十八國家峰態係數的最大值為馬來西亞的是 13.4038，最小值峰態係數為台灣的 5.85561，十八國家的峰態係數皆大於 3，故可得知這十八國家



股價指數報酬，係數序列皆為高峽峰。

Jarque-Bera 方面為了檢定係數是否為常態分配，資料顯示結果大部分係數皆為 1% 的顯著水準以上，則表示了報酬的序列皆為非常態分配。接下來是，單根檢定 PP 和 ADF 方面，透過資料結果，顯示了係數皆為 1% 的顯著水準以上，呈現無單根，所有序列皆為穩定性。

透過表 2 的統計資料來看，可以先比較平均數的結果，透過資料結果，顯示了最高的平均數是新加坡 0.024%，是為正的高報酬，而最低的平均數為義大利的-0.024%，是為負的低報酬，這十八個國家總平均為 0.0032%，而低於總平均的國家有法國、德國、日本、荷蘭、西班牙、瑞士、台灣、英國、美國及義大利。



表 1 各國股價指數報酬率敘述統計量

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	PP	ADF	$Q_s(8)$	$Q_s^2(8)$
澳大利亞	0.0002	0.0110	-0.5657	8.6262	3219.35***	-49.16***	-49.07***	7.43	1541.20***
奧地利	0.0002	0.0148	-0.3045	10.5851	8335.94***	-55.10***	-55.19***	20.55***	2720.30***
加拿大	0.0001	0.0128	-0.6239	12.0270	11954.72***	-62.43***	-45.59***	54.97***	2131.60***
法國	-0.0001	0.0155	0.0337	7.7028	3184.52***	-61.62***	-29.12***	48.94***	1322.10***
德國	0.0000	0.0159	0.0030	7.3043	2667.17***	-60.05***	-59.94***	22.37***	1432.70***
香港	0.0001	0.0157	-0.0658	11.1033	9455.35***	-59.98***	-59.98***	11.59	1786.10***
匈牙利	0.0002	0.0161	-0.0709	8.9277	5061.18***	-55.92***	-28.06***	73.23***	1156.90***
義大利	-0.0002	0.0157	-0.0593	8.8020	3291.96***	-48.69***	-48.68***	30.89***	878.30***
日本	-0.0001	0.0152	-0.4026	10.1615	7476.58***	-59.82***	-59.66***	11.44	2475.80***
南韓	0.0002	0.0174	-0.4549	7.9739	3680.68***	-58.53***	-58.49***	8.02	661.91***
馬來西亞	0.0002	0.0087	-0.8827	13.4038	16030.48***	-50.69***	-50.53***	87.49***	319.78***
荷蘭	-0.0002	0.0154	-0.0686	9.0384	5251.69***	-59.92***	-28.39***	61.67***	2195.70***
西班牙	-0.0001	0.0155	0.1206	8.0343	3656.92***	-59.12***	-58.84***	24.76***	972.41***
新加坡	0.0003	0.0121	-0.2226	9.0086	3549.93***	-47.75***	-47.75***	12.82***	1552.10***
瑞士	0.0000	0.0123	-0.0249	9.5125	6106.07***	-57.82***	-28.66***	58.99***	2294.50***
台灣	-0.0000	0.0149	-0.2233	5.8556	1202.62***	-56.80***	-56.78***	31.03***	655.91***
英國	-0.0000	0.0127	-0.1485	9.0842	5341.69***	-61.91***	-28.59***	81.85***	1963.70***
美國	0.0000	0.0132	-0.1651	10.8217	8823.02***	-64.81***	-45.74***	46.51***	2160.90***

注: \*\*\*, \*\*分別為 10%, 5%, 1% 顯著水準

樣本時間區間, 除了澳大利亞、義大利、新加坡資料期間是在 2004.4.1~2013.3.29 日, 共有 2344 個觀察值之外, 則其餘的國家樣本期間是 2000.1.3~2013.3.29 日, 3452 個觀察值。

PP(Phillips-Perron)和 ADF(Augmented Dickey-Fuller)為檢定是否有單根現象。

JB 檢定為 Jarque-Bera, 檢定資料是否為常態分配

$Q_s(8)$ 和 $Q_s^2(8)$ 為 Ljung - box $Q$ 統計量檢視現貨是否有序列相關, 並取自落後第 8 期。





而接下來看標準差的方面，可以看出期貨指數報酬標準差係數結果，結果顯示標準差係數最大值為南韓 0.0183，為十八國家中最高的風險，而標準差係數最小值為馬來西亞 0.0107，是最低的風險國家。

偏態方面從期貨指數報酬偏態係數中，可以看出全部十八國家係數，除了奧地利和西班牙期貨指數報酬偏態係數大於 0 為正之外，其餘國家皆為小於 0 為負的，可知正的代表右偏，負的代表左偏。故可得知在這十八個國家中，奧地利與西班牙這兩國家為右偏，而其餘的國家峰態序列皆為左偏。最大值為奧地利期貨指數報酬的偏態係數為 0.2911，最小值為馬來西亞的期貨指數報酬偏態係數為 -0.4645，十八國家偏態係數皆大部分小於 0，故可得知十八國家期貨指數報酬，係數序列大部分為左偏。峰態方面，從表中，可以看出這十八國家峰態係數最大值為奧地利的是 61.1270，最小值峰態係數為台灣的 6.7691，十八國家峰態係數皆大於 3，故可得知這十八國家股期貨指數報酬，係數序列皆為高峽峰。

Jarque-Bera 方面為了檢定係數是否為常態分配，資料顯示結果大部分係數皆為 1% 的顯著水準以上，則表示了股價指數報酬的序列皆為非常態分配。接下來是單根檢定 PP 和 ADF 方面，透過資料結果，顯示了係數皆為 1% 的顯著水準以上，呈現無單根所有序列皆為穩定性。接下來本文以普通最小平方法(OLS) 迴歸式靜態，分析出 h 避險比率的值，當現貨變動 1% 時，而會影響到期貨變動百分比，透過資料顯示結果，每個係數皆為顯著，代表現貨一定會受到期貨影響，受到期貨影響程度最高的為新加坡 1.0248 大於 1，百分比超過 1%；而影響程度最低的是馬來西亞 0.6612。 $Q_s(8)$  和  $Q_s^2(8)$  為統計量均檢視期貨指數報酬率，取自第 8 期，資料結果顯示，線性自我相關除了澳大利亞、南韓、新加坡沒有顯著，代表沒有自我相關之外，其餘大部分的係數皆具有自我相關。資料結果顯示，全部各國家都有顯著水準，所以大部分的係數皆具有自我相關。

### 3.2 雙變量 ADCC-TGARCH 估計結果

本文使用雙變量 ADCC-TGARCH 模型估計結果顯示，各國 ADCC-TGARCH 估計結果列於表 3 至表 5，比較 2000 年 1 月 3 日至 2013 年 3 月 29 日的十五國家(奧地利、加拿大、法國、德國、香港、匈牙利、日本、南韓、馬來西亞、荷蘭、西班牙、瑞士、台灣、英國及美國)和 2004 年 4 月 1 日至 2013 年 3 月 29 日的三個國家(澳大利亞、義大利、新加坡)共十八國家的估計結果。

首先可先透過表 3 的模型估計結果來看，可以先比較現貨  $\alpha_{0s}$  截距項平均數的結果，透過資料結果，顯示了澳大利亞、奧地利、加拿大、南韓、馬來西亞、新加坡每日都有顯著的正報酬率。而期貨  $\alpha_{0f}$  截距項平均數的結果，顯示了澳大利亞、奧地利、南韓、馬來西亞、新加坡每日都有顯著的正報酬率。

$\alpha_{1s}$  為檢視現貨有無共整合現象，如果係數為負值，代表有共整合現象，在長期情況下現貨回到長期的均衡，因此估計  $\alpha_{1s}$  結果，除了西班牙、瑞士及英國係數為正之外，其餘國家皆為負值。而  $\alpha_{1f}$  檢視期貨有無共整合現象，估計係數檢視的結果，除了新加坡係數為負之外，但不顯著，其餘國家係數為正，代表無共整合的現象。



表 2 各國期貨指數報酬率敘述統計量

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	PP	ADF	h	Q <sub>f</sub> (8)	Q <sub>f</sub> <sup>2</sup> (8)	Q <sub>s,f</sub> (8)
澳大利亞	0.0002	0.0116	-0.4096	8.0417	2550.29***	-49.81***	-49.49***	0.8910***	13.94	1228.4***	1439.1***
奧地利	0.0002	0.0171	0.2911	61.1270	486306.6***	-61.26***	-60.97***	0.7231***	19.48**	807.66***	2805.9***
加拿大	0.0001	0.0129	-0.5149	10.9248	9191.03***	-62.48***	-45.10***	0.9431***	52.93***	2269.5***	2436.1***
法國	-0.0001	0.0154	-0.0791	7.3239	2694.25***	-61.80***	-37.86***	0.9847***	40.92***	1383***	1336.8***
德國	0.0000	0.0159	-0.0280	10.2819	7631.85***	-59.20***	-59.17***	0.9673***	33.29***	952.88***	1242.2***
香港	0.0001	0.0164	-0.0649	8.1989	3892.24***	-60.47***	-60.46***	0.9205***	18.09**	1614.1***	1633.6***
匈牙利	0.0002	0.0158	-0.0468	10.5404	8184.07***	-55.92***	-27.66***	0.9111***	60.53***	1006.8***	1272.6***
義大利	-0.0002	0.0153	-0.1839	8.3987	2862.19***	-47.54***	-47.55***	0.9989***	28.52***	985.1***	951.58***
日本	-0.0001	0.0157	-0.2637	15.9876	24315.5***	-60.82***	-45.02***	0.9361***	24.94**	2710***	2700***
南韓	0.0002	0.0183	-0.4056	6.9737	2367.22***	-61.11***	-61.04***	0.9100***	8.06	844.35***	670.71***
馬來西亞	0.0002	0.0107	-0.4645	7.5339	3082.59***	-60.57***	-60.60***	0.6612***	15.67**	708.43***	411.44***
荷蘭	-0.0002	0.0156	-0.1572	10.2589	7597.36***	-60.20***	-28.32***	0.9676***	61.85***	2323.2***	2284.7***
西班牙	-0.0001	0.0157	0.0380	8.0354	3649.84***	-59.74***	-37.23***	0.9694***	25.29***	863.16***	926.81***
新加坡	0.0002	0.0121	-0.1892	9.2840	3874.02***	-47.85***	-47.85***	1.0248***	10.69	1477.5***	1583.7***
瑞士	0.0000	0.0125	-0.1075	9.5045	6095.46***	-59.22***	-58.73***	0.9527***	41.05***	2006.1***	2152.9***
台灣	-0.0000	0.0171	-0.2783	6.7691	2089.12***	-61.88***	-61.90***	0.8248***	42.53***	933.98***	694.08***
英國	-0.0000	0.0127	-0.1534	9.1952	5537.09***	-61.30***	-28.75***	0.9789***	79.38***	2058.3***	2025.9***
美國	0.0000	0.0133	-0.0354	12.9207	14165.1***	-63.47***	-46.02***	0.9683***	42.97***	2020.4***	2101***

注：\*, \*\*, \*\*\*分別為 10%, 5%, 1%顯著水準

樣本時間區間，除了澳大利亞、義大利、新加坡資料期間是在 2004. 4. 1-2013. 3. 29 日，共有 2344 個觀察值之外，則其餘的國家樣本期間是 2000. 1. 3-2013. 3. 29 日，3452 個觀察值。

h 的樣本估計是使用  $s_{i,t} = \alpha_i + hF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

PP(Phillips-Perron)和 ADF(Augmented Dickey-Fuller)為檢定是否有單根現象。

JB 檢定為 Jarque-Bera, 檢定資料是否為常態分配

Q<sub>s,f</sub>(8)為 Ljung - boxQ 統計量檢視現貨和期貨是否存在交叉序列相關並取自落後第 8 期；Q<sub>f</sub>(8)和 Q<sub>f</sub><sup>2</sup>(8)為 Ljung - boxQ 統計量檢視期貨是否有序列相關，並取自落後第 8 期



表 3 雙變量 ADCC-TGARCH 模型估計結果

	澳大利亞	奧地利	加拿大	法國	德國	香港	匈牙利	義大利	日本	南韓	馬來西亞	荷蘭	西班牙	新加坡	瑞士	台灣	英國	美國	
$\alpha_{0s}$	0.0004 (0.0002)***	0.0006 (0.0002)***	0.0003 (0.0002)**	-0.0000 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0003 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0004 (0.0002)*	0.0003 (0.0001)***	-0.0001 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0004 (0.0002)**	0.0000 (0.0001)	0.0003 (0.0002)	-0.0000 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	
$\alpha_{1s}$	-0.0000 (0.0000)**	-0.0000 (0.0000)	-0.0002 (0.0000)***	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)***	-0.0000 (0.0000)***	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)***	-0.0006 (0.0003)**	-0.0002 (0.0000)***	-0.0002 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)**	-0.0000 (0.0000)	
$\beta_{s0}$	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	
$\beta_{s1}$	0.0229 (0.0118)**	0.0229 (-0.0090)**	0.0036 (-0.0071)	-0.0156 (0.0063)**	-0.0079 (-0.0074)	0.0180 (0.0059)***	0.0460 (0.0073)***	0.0121 (0.0069)*	0.0271 (0.0073)***	0.0173 (0.0054)***	0.0571 (0.0059)***	-0.0190 (0.0064)***	-0.0048 (0.0053)	0.0387 (0.0110)***	-0.0066 (0.0066)	0.0248 (0.0060)***	-0.0165 (0.0060)***	-0.0278 (0.0070)**	(0.0047)***
$\beta_{s2}$	0.8869 (0.0107)***	0.8971 (0.0083)***	0.9327 (0.0051)***	0.9219 (0.0063)***	0.9169 (0.0076)***	0.9341 (0.0062)***	0.8907 (0.0090)***	0.9186 (0.0068)***	0.8949 (0.0089)***	0.9279 (0.0054)***	0.9011 (0.0049)***	0.9291 (0.0057)***	0.9235 (0.0062)***	0.9046 (0.0090)***	0.9004 (0.0071)***	0.9219 (0.0056)***	0.9191 (0.0068)***	0.9373 (0.0056)***	
$\delta_s$	0.1486 (0.0170)***	0.1175 (0.0121)***	0.0992 (0.0118)***	0.1641 (0.0121)***	0.1535 (0.0120)***	0.0753 (0.0079)***	0.0732 (0.0107)***	0.1205 (0.0099)***	0.1093 (0.0110)***	0.0912 (0.0080)***	0.0681 (0.0800)***	0.1576 (0.0106)***	0.1425 (0.0100)***	0.0924 (0.0151)***	0.1675 (0.0120)***	0.0821 (0.0089)***	0.1664 (0.011)***	0.1578 (0.0101)***	
$\alpha_{0f}$	0.0003 (0.0002)*	0.0010 (0.0002)***	0.0001 (0.0002)	-0.0000 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0004 (0.0002)*	0.0003 (0.0001)**	-0.0001 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0004 (0.0002)**	0.0000 (0.0002)	0.0003 (0.0002)	-0.0001 (0.0001)	-0.0000 (0.0002)	
$\alpha_{1f}$	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)***	0.0003 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)***	0.0011 (0.0003)***	0.0001 (0.0000)***	0.0005 (0.0001)***	0.0000 (0.0000)***	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	
$\beta_{f0}$	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	
$\beta_{f1}$	0.0052 (0.0095)	0.0125 (0.0067)**	0.0188 (0.0070)***	-0.0124 (0.0059)**	-0.0143 (0.0071)**	0.0171 (0.0055)***	0.0641 (0.0079)***	0.0091 (0.0066)	0.0226 (0.0081)***	0.0243 (0.0048)***	0.0450 (0.0051)***	-0.0170 (0.0061)***	-0.0073 (0.0053)	0.0363 (0.0098)***	0.0059 (0.0045)	0.0375 (0.0063)***	-0.0202 (0.0070)***	-0.0230 (0.0056)***	
$\beta_{f2}$	0.9021 (0.0097)***	0.9183 (0.0046)***	0.9302 (0.0063)***	0.9250 (0.0061)***	0.9162 (0.0075)***	0.9394 (0.0058)***	0.8820 (0.0087)***	0.9319 (0.0066)***	0.8912 (0.0088)***	0.9241 (0.0057)***	0.9190 (0.0042)***	0.9271 (0.0060)***	0.9255 (0.0057)***	0.9076 (0.0076)***	0.8987 (0.0071)***	0.9154 (0.0056)***	0.9248 (0.0070)***	0.9255 (0.0062)***	
$\delta_f$	0.1497 (0.0167)***	0.1129 (0.0099)***	0.0762 (0.0104)***	0.1500 (0.0103)***	0.1683 (0.0106)***	0.0668 (0.0075)***	0.0534 (0.0108)***	0.0997 (0.0086)***	0.1182 (0.0114)***	0.0832 (0.0084)***	0.0528 (0.0072)***	0.1533 (0.0093)***	0.1414 (0.0094)***	0.0877 (0.0140)***	0.1510 (0.0110)***	0.0702 (0.0089)***	0.1625 (0.0109)***	0.1683 (0.0113)***	
LogL	-4289.01	-7241.43	-5375.05	-3876.11	-4705.42	-5040.81	-5545.62	-3420.35	-4351.39	-5319.26	-7688.17	-4278.88	-3815.58	-3056.38	-5261.62	-5611.18	-4708.25	-4721.53	
$\beta_{s1} + \beta_{s2} + 0.5\delta_s$	0.9841	0.9788	0.9859	0.9884	0.9858	0.9898	0.9733	0.991	0.9767	0.991	0.9923	0.9889	0.99	0.9895	0.9776	0.9878	0.9858	0.9884	
$\beta_{f1} + \beta_{f2} + 0.5\delta_f$	0.9822	0.9873	0.9871	0.9876	0.9861	0.9899	0.9728	0.9909	0.9729	0.99	0.9904	0.9868	0.9889	0.9878	0.9801	0.988	0.9859	0.9867	
$Q_s(8)$	6.633	14.769*	10.904	16.502**	10.800	11.218	23.178***	3.147	3.999	7.046	86.173***	15.157*	5.125	11.076	13.169	19.012**	14.886*	15.161*	
$Q_f(8)$	6.790	23.352***	8.168	15.854**	9.644	6.465	19.135**	1.402	3.700	4.929	33.051***	15.416*	7.590	10.081	8.360	9.518	9.764	12.807	
$Q_{sf}(8)$	10.992	28.488***	7.369	12.509	19.744**	22.536***	68.345***	13.571*	11.598	9.386	7.876	15.175*	18.192**	21.441***	13.030	20.093***	7.843	20.259***	
$Q_s^2(8)$	5.285	6.546	8.041	12.229	21.250***	26.864***	4.514	15.849**	11.822	9.154	8.908	15.730**	19.640**	14.075*	11.040	17.444**	8.712	18.274**	
$Q_f^2(8)$	11.509	1.454	6.031	13.003	17.319**	17.134**	6.135	14.666*	10.779	9.664	7.725	13.519*	15.059*	15.622**	6.463	18.741**	6.712	18.959**	

注釋: \*\*\*,\*\*,\*分別為 10%,5%,1%顯著水準

樣本時間區間,除了澳大利亞、義大利、新加坡資料期間是在 2004.4.1~2013.3.29 日,共有 2344 個觀察值之外,則其餘的國家樣本期間是 2000.1.3~2013.3.29 日,3452 個觀察值。



$\beta_{s2}$  為檢視現貨波動持續性，透過估計係數值結果，發現波動持續性最大的為美國 0.9373，而波動持續性最低的國家為澳大利亞的 0.8869，然而現貨波動持續性平均為 0.9144，除了澳大利亞、奧地利、匈牙利、日本、馬來西亞、新加坡及瑞士小於平均數之外，大部分國家皆大於平均。 $\beta_{f2}$  為檢視期貨波動持續性，估計係數顯示波動持續性最大的為香港 0.9394，而波動持續性最低的國家為匈牙利的 0.8820，然而期貨波動持續性平均為 0.8709，除了匈牙利小於平均數之外，大部分國家皆大於總平均。透過現貨與期貨可以比較出，現貨波動持續性平均比期貨波動持續性平均，波動程度來的大。

接下來  $\beta_{s1} + \beta_{s2} + 0.5 \delta_s$  與  $\beta_{f1} + \beta_{f2} + 0.5 \delta_f$  為檢視現貨與期貨係數有無收斂效果，此三種係數相加小於 1，就代表此係數有收斂的效果，如果愈接近於 1 代表此波動持續性愈高，透過係數結果，可以看出所有的國家係數都小於 1，代表所以國家的係數都有收斂效果。 $\beta_{s1} + \beta_{s2} + 0.5 \delta_s$  此係數波動持續性最高的國家為馬來西亞 0.9923，最低的為匈牙利 0.9733，波動持續性平均為 0.9858，低於平均的國家有澳大利亞、奧地利、匈牙利、日本及瑞士。而  $\beta_{f1} + \beta_{f2} + 0.5 \delta_f$  此係數波動持續性最高的國家為義大利 0.9909，最低的為匈牙利 0.9728，波動持續性平均為 0.9856，低於平均的國家有澳大利亞、匈牙利及日本。

$\delta_s$  為檢視現貨波動不對稱現象，估計係數  $\delta_s$  為正顯著時，代表此  $\beta_{s1} + \delta_s > \delta_s$  時，表示壞消息產生，所受到的衝擊，會比好消息產生時，所受的衝擊來的大，波動性受到壞消息時的影響程度較大，所以此意謂存在不對稱現象。透過  $\delta_s$  可發現估計係數值波動不對稱最大值為瑞士 0.1675，而波動不對稱最小值為馬來西亞的 0.0681 且每國家皆為顯著，然而現貨波動不對稱平均為 0.1215，除了奧地利、加拿大、香港、匈牙利、義大利、日本、南韓、馬來西亞、新加坡及台灣小於平均數之外，其餘國家皆大於平均。 $\delta_f$  為檢視期貨波動不對稱現象，估計係數顯示波動不對稱最大值為德國和美國的 0.1683，而波動不對稱最低的國家為馬來西亞 0.0528 且每國家皆為顯著，然而期貨波動不對稱總平均為 0.1148，除了奧地利、加拿大、香港、匈牙利、義大利、南韓、馬來西亞、新加坡及台灣小於平均數之外，部分國家皆大於平均。透過現貨與期貨可以比較出，現貨波動不對稱平均比期貨波動不對稱平均，波動程度來的較大。

$Q_s(8)$  至  $Q_f^2(8)$  為檢視此模型，首先  $Q_s(8)$  和  $Q_f(8)$  為 Ljung-boxQ 統計量檢視現貨與期貨是否有序列相關，並取自落後第 8 期。 $Q_s(8)$  係數結果顯示，顯著為正的國家有奧地利、法國、匈牙利、馬來西亞、荷蘭、台灣、英國及美國，而  $Q_f(8)$  係數結果顯示，顯著為正的國家有奧地利、法國、匈牙利、馬來西亞及荷蘭。 $Q_{(s,f)}(8)$  為 Ljung-boxQ 統計量檢視現貨和期貨是否存在交叉序列相關，並取自落後第 8 期。係數結果顯示，顯著為正的國家有奧地利、德國、香港、匈牙利、義大利、荷蘭、西班牙、新加坡、台灣及美國。最後  $Q_s^2(8)$  和  $Q_f^2(8)$  為 Ljung-boxQ 統計量檢視現貨與期貨是否有序列相關，並取自落後第 8 期。 $Q_s^2(8)$  係數結果顯示，顯著為正的國家有德國、香港、義大利、荷蘭、西班牙、新加坡、台灣及美國。而  $Q_f^2(8)$  係數結果顯示，顯著為正的國家有德國、香港、義大利、荷蘭、西班牙、







新加坡、台灣及美國。透過 $Q_s(8)$ 至 $Q_f^2(8)$ 為檢視模型是否合適，透過係數呈現結果，大部分係數都無顯著水準，這代表了此ADCC-TGARCH模型是合適的。

表4的模型估計結果， $g$ 為檢視條件相關的不對稱效果，故當 $g > 0$ 表示當資產在下跌的時後，現貨和期貨的關聯性是增加的，反之亦然，當 $g < 0$ 表示當資產在上升的時後，現貨和期貨的關聯性為減少。係數為正顯著的國家有奧地利、匈牙利及荷蘭這三個國家關聯性為增加的，而負顯著的國家有加拿大、法國、香港、義大利、日本、南韓、馬來西亞、新加坡、瑞士、台灣及美國這十一個國家關聯性為減少的，然而相關性最高的為奧地利的0.0296，最低的為義大利-0.1980。

接下來透過表5模型估計結果，首先 $\pi_1$ 為檢視前後期避險比率的相關性，所有避險比率的係數都接近於1，表示避險比率與前一期的相關性是很大的，也就是說前一期的避險比率變動百分之一，下一期的避險比率變動百分比，以澳大利亞為例，前一期的避險比率為百分之一，而下一期的避險比率為0.8627。係數結果，顯示了相關性最高的為匈牙利0.9719，相關性最低的為義大利的0.7613，而避險比率平均為0.9230，除了澳大利亞、法國、義大利、西班牙及英國小於平均之外，其餘國家都大於平均。

$\pi_2$ 為檢視避險比率的不對稱性，如果前一期受到壞消息衝擊的時候，避險比率在下一期是否會增加，所以當係數顯著為正時，代表前一期受到壞消息衝擊時，本期的避險比率就會增加，反之亦然，係數為負的避險比率就會下降。係數結果，顯示了顯著為正的國家有加拿大、法國、香港、匈牙利、義大利、南韓、馬來西亞、荷蘭、瑞士及台灣避險比率會增加，而顯著為負的國家有德國、日本及美國避險比率會減少。避險比率會增加最高的國家為加拿大與匈牙利的0.0099，而下降最低的為德國-0.070， $\pi_2$ 平均為0.0023，小於平均的國家有澳大利亞、奧地利、德國、日本、南韓、荷蘭、西班牙、新加坡、英國及美國，其餘國家皆大於平均。

$\pi_3$ 為檢視發生金融危機時，是否會影響避險比率變化，所以當發生金融危機時，就將虛擬變數設為1，沒發生時設為0，本文金融危機 $c_t$ 包含2000年網路泡沫、2008金融海嘯及2009歐債危機。 $\pi_3$ 係數結果，顯示了顯著為正的國家有德國、義大利、日本、南韓及馬來西亞避險比率是增加的，其餘國家無顯著的差異。

$\pi_4$ 為檢視到期日效應，到期前五日將虛擬變數設為1，沒發生時設為0。如果到期日增加，愈接近到期日的時候，會否使投資人避險比率有所改變，從係數結果顯著為正的國家有香港及南韓，愈接近到期日愈避險比率會增加，而德國顯著為負代表愈接近到期日愈避險比率會減少，其餘的國家並無影響。

#### 4. 結論

本文使用Cappiello et al.(2006)提出所提出的ADCC-TGARCH模型來實證各國家的現貨與期貨隨時間變動的避險比率，並在模型中落後期數為調整項捕捉不對稱的現象，進一步探討現貨與期貨和避險比率是否有存在波動不對稱現象。然而透過模型探討避險比率受到好壞消息的衝擊是否會有所不同。本文在探討各國的避險比率中，也加入了網路泡沫化、金融海嘯及歐債危機等不對稱的變化，並進而探討現貨與期貨是否具有高度



的相關性及影響性，實證結果為，各國中皆存有波動不對稱的現象，表示受到壞消息的衝擊程度高於好消息。

此外，本研究檢驗出加拿大、法國、香港、匈牙利、義大利、南韓、馬來西亞、荷蘭、瑞士及台灣受到壞消息時，避險比率會增加，隱含投資人受到壞消息影響時從事避險的動作會增加。而德國、日本及美國受到壞消息時，避險比率會減少，代表投資人受到壞消息影響時從事避險反而減少。最後，當金融危機發生時，結果顯示了澳大利亞、德國、義大利、日本、馬來西亞及新加坡避險比率是增加的，其餘國家無顯著的差異。透過這些研究，如此將有助於投資人當發生重大危機時，對於各國市場之避險資訊能做更進一步瞭解與幫助。

## 5.參考文獻

1. 張焯然(2001)，「台股指數期貨動態避險效果之探討」，台灣管理學刊，第一卷第一期，151~164頁。
2. Bollerslev,T. (1986), “Generalized Autoregressive conditional heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31,pp.307-327.
3. Cappiello,L.,Engle,R.,Sheppard,K. (2006), “Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns,” *Journal of Financial Econometrics*, 4 (4), pp.537-572.
4. Engle,R.F. (1982), “Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K.,” *Econometrica*,50, pp.987-1008.
5. Engle, R. (2002), “Dynamic conditional correlation: A new class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, pp.339-350.
6. Ghosh,A. (1993), “Hedging with Stock Index Futures : Estimation and Forecasting with Error Correction Model,” *Journal of Futures Markets*, 1(4), pp.743-752.
7. Kenourgiosa,D.,Padhib.P. (2012), “Emerging markets and financial crises: Regional, global or isolated shocks?,” *Journal of Multinational Financial Management*, 22 pp.24-38.
8. Lindahl,M. (1992), “Minimum Variance Hedge Ratio for Three Stock Index Futures : Duration and Expiration Effects.” *Journal of Futures Markets*, 12, pp.33-53.
9. Syriopoulos,T.,Roumpis,E. (2009), “Dynamic correlations and volatility effects in the Balkan equity markets,” *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 19, pp565-587.

