

# 國立交通大學

財務金融研究所碩士班

碩士論文

國際指數期貨市場避險與避險比率之研究

Hedging and Hedge Ratio for International Index Futures Markets



研究生：陳衍龍

指導教授：李正福 講座教授

王克陸 副教授

中華民國九十三年六月

國際指數期貨市場避險與避險比率之研究

Hedging and Hedge Ratio for International Index Futures Markets

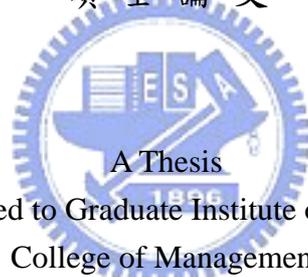
研究生：陳衍龍  
指導教授：李正福  
王克陸

Student：Yen-Long Chen  
Advisor：Cheng-Fu Lee  
Keh-Luh Wang

國立交通大學

財務金融研究所

碩士論文



Submitted to Graduate Institute of Finance  
College of Management  
National Chiao Tung University  
in partial Fulfillment of the Requirements  
for the Degree of  
Master  
of  
Science in Finance

June 2004

Hsinchu, Taiwan, Republic of China

中華民國九十三年六月

# 國際指數期貨市場避險與避險比率之研究

研究生：陳衍龍

指導教授：李正福  
王克陸

國立交通大學財務金融研究所碩士班

## 摘 要

在金融市場上，期貨商品一直是投資人重要的避險工具，利用期貨進行避險時，最重要的研究議題就是避險比率的決定。本論文分別利用最小變異數法、平均數-變異數法、風險報酬抵換法、平均擴展吉尼係數法，以及動態 GARCH 模型來探討包括台灣加權股價指數期貨、美國芝加哥商業交易所 S&P500 指數期貨，日本大版證券交易所 Nikkei225 指數期貨、香港期貨交易所恆生指數期貨、韓國證券交易所 KOSPI200 指數期貨以及新加坡交易所海峽時報指數期貨在直接避險上的避險效果。除了日報酬率以外，並對單週、雙週…至八週報酬率作不同避險期間的比較，實證結果發現：

1. 避險比率的比較上，S&P500 指數期貨和 KOSPI200 指數期貨以 Sharpe 避險比率為最大，日經指數期貨、恆生指數期貨與新加坡海峽時報指數期貨則以平均數-變異數避險比率最大，而台灣股價加權指數以平均擴展吉尼係數避險比率最大。市場的比較上，S&P500 指數期貨在各種避險模型下所得到的避險比率皆高於其他指數期貨的避險比率，Nikkei225 指數期貨次之。
2. 避險效率的比較上，S&P500 指數期貨在各種靜態模型下皆具有最高的避險效率，而台灣加權指數期貨則為避險效率最差的市場。
3. 動態模型與靜態模型的比較上，除了 S&P500 指數與 Nikkei225 指數沒有明顯的差異，雙變數 GARCH 模型的避險效率略高於傳統 OLS 模型，可能由於美國市場相較於亞洲市場而言較完整健全，市場較具效率，因此採取動態避險策略並沒有比靜態避險策略增加避險的效率。
4. 以 OLS 估計，S&P500 指數期貨以一週為避險期間的避險效率最佳，恆生指數和新加坡海峽時報指數以兩週為避險期間最佳，台灣股價加權指數和日經指數以三週為避險期間最佳，漢城 KOSPI200 指數以七週為避險期間得到最佳避險效率。若以新迴歸方法同步估計短期與長期避險比率時，當避險期間超過三週以上就有 0.99 左右的避險效率。
5. 實證結果發現並沒有一個絕對的方法可以使得避險效率達成最佳狀態，因此投資人在進行不同期貨商品的避險交易時，應選擇較佳的方法求算其避險比率，其避險效率才會提高。

# Hedging and Hedge Ratio for International Index Futures Markets

student: Yen-Long Chen

Advisors: Cheng-Fu Lee  
Keh-Luh Wang

Institute of Finance

National Chiao Tung University

## ABSTRACT

Futures contracts have been the most important hedging instruments in financial markets. Deciding hedge ratios is the primary issue in hedging with futures contracts. In this thesis, we used minimum variance approach, mean-variance approach, sharpe measure approach, mean extended Gini-coefficient approach, and GARCH model respectively to estimate the optimal hedge ratios and hedging effectiveness for different index futures markets including S&P500 index futures, Nikkei225 index futures, Hand Seng index futures, Strait Times index futures, Kospi200 index futures, and TAIEX futures. Besides using daily returns, we compared different hedging horizon with various data frequency.

The empirical work resulted:

1. S&P500 hedge ratio estimates in all models were higher than those of any other market, and Nikkei225 came second.
2. S&P500 hedge effectiveness were the highest in all static models, and TAIEX has the worst.
3. In comparison with the static model and the dynamic model, hedging effectiveness of bivariate GARCH model was slightly higher than that of the OLS model except for S&P500 and Nikkei225.
4. In OLS estimation, S&P500 has the highest hedging effectiveness taking 1 week hedging horizon. Heng Seng and Straits Times have the highest hedging effectiveness taking 2 weeks hedging horizon. TAIEX and Nikkei225 has the highest taking 3 weeks hedging horizon. For Kospi200, the most effective hedging occurs when taking 7 weeks hedging horizon. In new regression model, we estimate short- and long-run hedge ratios, and find that hedging effectiveness would be 0.99 when taking 3 weeks or longer hedging horizon.
5. There are no particular approach could estimate the optimal hedge ratio. Hedger must choose appropriate model for different futures markets to estimate the optimal hedge ratio and raise the hedging effectiveness.

## 目 錄

中文摘要	.....	i
英文摘要	.....	ii
目 錄	.....	iii
表目錄	.....	iv
圖目錄	.....	v
<b>第一章</b>	<b>緒論</b> .....	1
1.1	研究動機.....	1
1.2	研究目的與研究範圍.....	2
1.3	研究架構.....	3
<b>第二章</b>	<b>文獻探討</b> .....	5
2.1	股價指數期貨簡介.....	5
2.2	避險理論相關文獻回顧.....	11
2.3	指數期貨實證研究相關文獻探討.....	12
<b>第三章</b>	<b>研究方法</b> .....	16
3.1	最小變異避險比率.....	17
3.2	最適平均數-變異數避險比率.....	21
3.3	Sharpe 避險比率.....	22
3.4	平均擴展吉尼係數避險比率.....	23
3.5	避險期間的探討.....	25
<b>第四章</b>	<b>實證研究</b> .....	26
4.1	模型檢定.....	28
4.2	靜態避險模型實證結果.....	30
4.3	動態避險模型實證結果.....	32
4.4	避險期間.....	37
<b>第五章</b>	<b>結論與建議</b> .....	40
參考文獻	.....	43

## 表 目 錄

表一	各國交易所股價指數期貨契約規格.....	10
表二	各國股價指數報酬率敘述統計量.....	28
表三	單根檢定.....	29
表四	自我相關檢定與異質變異數檢定.....	29
表五	避險比率比較表.....	30
表六	避險效率比較表.....	31
表七	Bivariate GARCH 模型之最大概似參數估計值.....	32
表八	動態與靜態避險比率比較表.....	33
表九	避險效率比較表.....	36
表十	不同避險期間下的避險比率與避險效率比較表.....	38
表十一	不同避險期間下的短、長期避險比率與避險效率比較表.....	39



## 圖目錄

圖一	避險比率趨勢圖〈台灣加權股價指數期貨〉	34
圖二	避險比率趨勢圖〈S&P500 指數期貨〉	34
圖三	避險比率趨勢圖〈Nikkei225 指數期貨〉	34
圖四	避險比率趨勢圖〈香港恆生指數期貨〉	35
圖五	避險比率趨勢圖〈新加坡海峽時報指數期貨〉	35
圖六	避險比率趨勢圖〈漢城 Kospo200 指數期貨〉	35



# 第一章、緒論

## 1.1 研究動機

近年來，隨著台灣金融市場的開放及投資管道的多元化，市場上眾多衍生性金融商品的日漸普及，為投資人帶來了更多的投資機會。投資人在享受投資獲利的同時，也必須承擔可能遭遇的風險與市場變動，在風險管理日益重要的今天，越來越多的投資者將逐漸增加衍生性商品契約的使用量，其主要的目的在避險(hedging)和投資組合的資產調整(portfolio rebalancing)，而非用做投機交易之用。

期貨市場的發展歷程最早是由現貨市場的交易開始，而後出現了遠期契約的買賣約定，最後發展成具有標準化特性的期貨契約。國際市場上交易的期貨合約種類可分為商品與金融兩大類，商品類有農產品、金屬、能源等，金融類則包括利率、匯率和股價指數。股價指數係用以衡量該市場的價格水準，而股價指數期貨契約則賦予買賣雙方從事買入或賣出該指數所涵蓋股票投資組合的權利與義務。

自 1982 年，芝加哥商業交易所推出以 S&P500 指數為標的物的股價指數契約後，全球期貨交易所數量與日俱增，指數期貨契約數量亦大幅成長。股價指數期貨的發展，為投資者提供了一項新的風險管理工具，藉以轉移股票投資組合的風險，因為其具有容易放空、交易成本低、流動性高及高槓桿的特性，股價指數期貨已成為近年來最成功的金融創新之一。台灣在金融市場的持續開放下，先於 1990 年至 1996 年開放國外期貨交易，1997 年通過期貨交易法後，期貨交易所正式成立，並於隔年推出第一支本土期貨契約「台灣證券交易所加權股價指數期貨契約」。隨後又推出了「電子類股價指數期貨」及「金融保險類股價指數期貨」，2001 年再推出小型台指期貨，提供市場上更多元化的避險工具。

期貨市場最重要的功能為避險，而在避險交易中，避險比率的決定自然成為投資者最關心的議題。避險比率是根據特定目標函數求得，既有的文獻已提出許多不同的估計方法，其中最被廣泛使用的是最小變異數避險比率。此外，有一些研究利用最小化平均擴展吉尼係數，或用一般化半變異數的觀念估計避險比率。除了用各種目標函數推導避險比率外，先前的研究也提供動態避險的觀念，即投資人可以每隔一段時間，根據歷史資料隨時調整避險比率。

## 1.2 研究目的與研究範圍

自Johnson(1960)提出最小變異法以來，眾多的文獻在期貨避險比率的討論上，都以最小變異避險比率(Minimum Variance Hedge Ratio)最為廣泛。最小變異法的避險策略視變異數為損失風險，但是此法建立在嚴格的假設條件下，包括報酬率分配為常態或效用函數為二次式(quadratic)、目標報酬率(target return)為避險投資組合的預期報酬率…等。而後，學術界陸續提出各種不同的方法來估計避險比率，包括平均數—變異數避險比率、Sharpe避險比率、平均擴展吉尼係數法，左尾動差法，或是GARCH模型，目的就是希望能更有效地選取最適避險比率。

本論文擬探討各國股價指數期貨直接避險的避險效果，利用多種不同的避險模型來估計避險比率，最主要的目的就是比較各國股價指數期貨在最適避險比率選取上的差異，不同避險模型的影響，以及各種估計方法在不同市場上的避險效率，並分析避險期間的選取對各國股價指數期貨之避險比率與避險效率的影響。

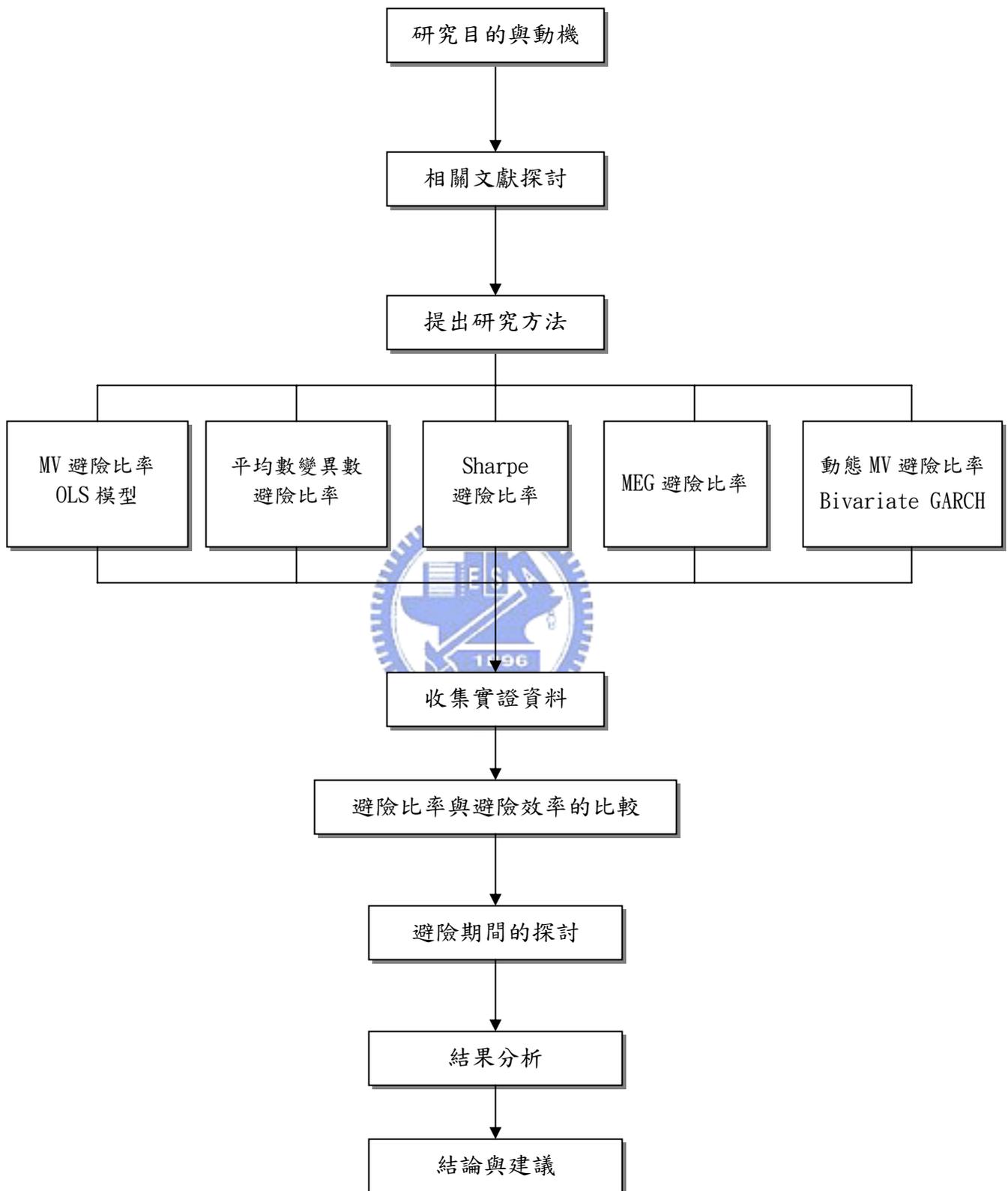
在實證資料的選取上，除了台灣加權股價指數期貨及最常見的美國芝加哥商業交易所S&P500指數期貨外，又選取了四個亞洲鄰近市場的股價指數期貨，包括日本大版證券交易所的Nikkei225指數期貨、香港期貨交易所的恆生指數期貨、韓國證券交易所的Kospi200指數期貨、新加坡交易所的海峽時報指數期貨。而擬選

取的研究樣本期間為1997年1月1日至2003年6月30日，共六年半之日資料。希望藉由不同市場代表性的實證資料加以廣泛研究，以探討國內台股指數期貨與國際重要市場的指數期貨在市場結構、規模以及避險的方法與效率上，是否有顯著的差異。

### 1.3 研究架構

本研究內容第一章為緒論，第二章文獻探討，分別對避險理論以及指數期貨的實證研究進行文獻回顧與探討。第三章研究方法，介紹本研究應用的期貨避險模型。第四章實證研究，將所要分析的對象，六個國際指數期貨的資料，以第三章介紹的各種避險模型進行資料的實證分析和研究。最後則將實證分析的結果加以整理，比較不同的模型在估計避險比率和避險效率上的差異，分析各指數期貨市場在避險上的異同，並作成結論與建議。





## 第二章、文獻探討

本章共分三節，第一節為股價指數期貨簡介，介紹期貨的起源、股價指數期貨的出現，以及國內股價指數期貨市場的發展。第二節介紹相關的避險理論。第三節回顧期貨避險的相關實證研究。

### 2.1 股價指數期貨簡介

#### 2.1.1 期貨商品契約

期貨起源於遠期契約，最早由於農產品的收成好壞會影響農產品的價格漲跌，直接造成農夫收入不穩定，因此有了提早在收成前先約定未來交易價格的需求。遠期契約就是在這樣的背景下產生。遠期契約主要是買賣雙方約定在未來時點以事先約定好的價格交易，一方有交付商品的義務，另一方有支付價款的義務。遠期契約固然有使雙方規避價格波動風險的好處，但是在實務執行上仍有技術上的問題：首先是契約到期時強制執行的問題。由於交割日與交易日往往間隔相當的時日，使得交割時之現貨價格可能與原先協訂之遠期契約價格相差甚大，致使某一方遭受損失而不願意履行契約。另一方面，在契約到期以前，任何一方可能必須中途解約或將契約轉讓他人，但由於這種私下櫃檯式的買賣與非標準化的契約並不具流動性，很難再將契約移轉給第三者，而降低了避險的功能。為防堵以上所可能發生一方不履行契約的弊端，也就是所謂的違約(default)，而發展出標準化的期貨商品契約。世界上第一個期貨交易所—美國芝加哥期貨交易所(Chicago Board of Trade, CBOT)於1948年成立於芝加哥。芝加哥期貨交易所的成立帶動了期貨的交易，遠期契約經過標準化後成為了期貨商品契約，期貨商品契約對於合約的規格、標的物品質及保證金數額都有一套詳細的規定並能有效減少違約的風險。期貨商品契約不但解決了遠期契約的違約問題，同時也隨著期貨交易制度的建立，全球各地期交所也陸續成立並推出各種期貨商品，從玉米、黃

豆、小麥、棉花等農產品，到黃金、原油等金屬或能源都陸續成為期貨交易的標的。

期貨市場是以「期貨契約」為商品的交易市場，由期貨交易所、期貨結算機構、期貨商以及期貨交易人等所組成，透過交易所公開喊價或電子交易方式，產生價格並將訊息傳送至世界各地。一個健全的期貨市場不全然是一個投機的交易市場，而應該是對經濟社會有所貢獻，期貨交易通常具有下列三大功能：

#### 1. 價格發現功能：

所謂價格發現是指期貨交易對未來現貨價格的走勢提供訊息的功能。期貨市場是交易雙方對未來市場供需情況進行買賣的集中場所，由於交易人數眾多，而且所有交易皆由期貨交易所經過公開喊價或電子交易方式決定價格，因此最後成交價格應該最能反映出市場的參與者對未來現貨市場供需的判斷，亦對現貨價格提供一個最直接的參考資訊。

#### 2. 避險功能：

期貨是投資者有效管理持有現貨風險的工具，避險也是期貨最重要的功能。一個成功的期貨市場必須能夠同時吸引避險者與投機者進場交易，使得在現貨市場上持有現貨部位的避險者能夠將價格風險移轉至願意承擔風險的投機者身上。因此，期貨交易本身並不創造風險，而是對已經存在於現貨市場的價格風險提供規避的有效工具。相對於其他市場而言，期貨市場應該是最有效率與最公平的市場。標準化的契約、眾多的交易者、高槓桿的交易特性、公開集中喊價與保證金制度，都使得期貨市場更具公平性。健全的期貨交易制度正是期貨契約成為避險最佳工具的原因。

#### 3. 投機功能：

市場上有一部份人願意承擔風險，以獲得價格波動可能帶來的利益，這些人即為投機者。投機者的存在，使得避險者能將風險轉移至其身上，而增加期貨市場的流動性，使市場更為熱絡。

#### 4. 套利功能：

當現貨市場及期貨市場間存在價格失衡時，可運用期貨商品使價格回復至均衡

#### 2.1.2 股價指數期貨

1970年代，世界各國逐漸採取浮動匯率制度，貨幣、利率等金融商品的避險需求逐漸增加，1972年芝加哥商業交易所首次推出外幣期貨契約，此後期貨市場上出現了結構性的變化，期貨交易逐漸由傳統商品期貨轉向金融商品期貨，隨著金融商品期貨的發展，外匯期貨、利率期貨及股價指數期貨等商品的相繼出現，時至今日，金融商品期貨的成交量已超越全體期貨市場成交量的八成，取代了傳統商品期貨而成為期貨交易商品的大宗。其中，股價指數期貨的交易量，更超越以外匯及貨幣為主的金融商品，成為期貨市場上最熱門的商品。

股價指數是由股票市場中挑選出來具代表這個市場的一組股票，以其價格經算數平均或幾何平均計算而成的指標，此一指標能有效衡量該組股票的價值，更能用來代表整個股票市場價值的價格水準，股價指數會隨選樣、計算方式及基期之選定而有所不同。股價指數期貨是定義於股價指數的期貨契約，因此，契約之交易標的物為股價指數，而非個別股票。全球最早的指數期貨合約是由美國堪薩斯交易所(Kansas City Board of Trade, KCBT) 於1982年推出的價值線綜合指數期貨(Value Line Composite Index)。史坦普公司(Standard & Poor's)則採用紐約股市500支股票編製S&P500指數，並在芝加哥商業交易所(CME)推出S&P500指數期貨，不但成為全球交易最熱絡的指數期貨契約，也促使全世界各地的金融市場積極地發展並推出其具代表性的股價指數期貨契約。

在交易實務上，股價指數期貨契約賦予買賣雙方權利及義務，交易該指數所涵蓋的股票投資組合，當交易人買賣一口股價指數期貨合約，即相當於買賣一組由該指數所組成的投資組合。而股價指數期貨的單位契約價值是以該合約的價格指數乘上固定金額之倍數，交割時則是由賣方依期約最後交易日之現貨股價指數

減去當日期貨之收盤價，再乘以固定金額之倍數的現金交予買方以完成交割。值得注意的是，一般期貨合約均有特定到期日，契約到期後買賣雙方必須進行實物交割，但股價指數不是實體商品，若要求交割組成指數的多種證券，在技術及成本上都有困難，因此股價指數期貨契約到期時是採取現金交割制度。

### 2.1.3 各國指數期貨市場的發展

美國的期貨市場發展，由1982年美國堪薩斯市期貨交易所(Kansas City Board of Trade, KCBT)推出的價值線股價指數期貨(Value Line Index Futures)開始，該指數的成份股票多數是在紐約證交所(NYSE)交易。同年，芝加哥商業交易所(CME)推出史坦普500股價指數期貨(S&P 500 Index Futures)，是目前交易量最大的股價指數期貨。紐約期貨交易所(New York Futures Exchange, NYFE)也推出NYSE綜合指數期貨(NYSE Composite Index Futures)，該指數包括大約2200檔在紐約證券交易所掛牌交易的股票。1997年，芝加哥商業交易所(CME)推出迷你史坦普500股價指數期貨(E-mini S&P 500 Index Futures)，該期貨契約價值大小為標準史坦普500股價指數期貨的1/5，即每點乘以50美元，由於契約總價值比較小，交易量成長非常快速。

在歐洲市場方面，1984年，英國倫敦國際金融交易所(LIFFE)推出金融時報股價指數期貨(FTSE 100 Index Futures)；德國的期貨交易所(DTB)在1990年推出德國股價指數期貨(DAX Stock Index Futures)；法國交易所(MATIF)則在1988年推出法國公會股價指數期貨(CAC 40 Index Futures)，CAC40指數是選取法國交易所40支最有代表性的股票組合而成。

1988年香港交易所(HKEx)推出恆生股價指數期貨(Hang Seng Index Futures)，恆生指數成分股包含香港證券交易所的33檔股票，總市值佔香港所有上市股份的百分之七十。1988年，日本大阪證券交易所(OSE)推出日經225股價指數期貨(Nikkei 225 Index Futures)，東京證券交易所(TSE)也推出Topix股價指數期貨(Topix Stock Index Futures)。新加坡交易所(SGX)則自1986年起開始交

易日經 225 股價指數期貨、1997 年摩根台指期貨、1998 年海峽時報工業指數期貨、2000 年海峽時報指數期貨…等期貨商品。

台灣期貨市場之發展分為兩階段：先開放國外期貨交易，再建立國內市場。1992 年 6 月立法院通過「國外期貨交易法」，主管機關為財政部證券管理委員會。1993 年底，主管機關核准十四家國內及九家國外期貨經紀商之籌設許可，1994 年 4 月第一家合法期貨經紀商成立，國人自此可以經由正式管道交易國外期貨，但是當時國內從事期貨交易人口有限，加上國內投資人對於期貨知識普遍不足，期貨交易量始終無法提升。由於政府致力於成為亞太金融中心，逐步解除外資投資台灣股市的限制，國內證券市場快速發展，在 1997 年元月，美國芝加哥商業交易所(CME)及新加坡交易所(SGX)也因看好台灣股價指數期貨的市場，而分別推出以台股指數為標的之商品。同年 6 月，國內正式公佈實施「期貨交易法」，9 月成立「台灣期貨交易所」。1998 年 7 月 21 日國內推出第一個本土期貨商品--「臺灣證券交易所股價指數期貨契約」，為因應市場需求，於市場運作一年後，1999 年 7 月 21 日再推出兩個股價指數期貨「臺灣證券交易所電子類股價指數期貨」及「臺灣證券交易所金融保險類股價指數期貨」，以滿足市場不同需求。2001 年推出「小型台指期貨」，不同於台股期貨一點 200 元，小型台指期貨一點為新台幣 50 元。2003 年推出「台灣 50 指數期貨」，一點為新台幣 500 元，與之前推出的期貨契約不同的是「台灣 50 指數期貨」不以台灣股價加權指數為標的物，而是以固定採樣的「台灣 50 指數」為標的物的期貨契約。

【表一】各國交易所股價指數期貨契約規格

國家	交易所	指數名稱	契約價值	合約月份	最後交易日	升降單位	每日價格限制
台灣	台灣期貨交易所 TAIFEX	台灣加權股價指數期貨	指數乘上新臺幣 200 元	當月及次月加上 3、6、9、12 中 三個季月	交割月份之第 三個星期三	1 點 (新台幣 200 元)	7%
美國	芝加哥商業交易所 CME	S&P500 指數期貨	指數乘以 250 美元	3、6、9、12 等 八個季月	交割月份之第 三個星期四	0.1 點 (25 美元)	5%,10%, 15%,20%
美國	芝加哥商業交易所 CME	Nasdaq100 指數期貨	指數乘以 100 美元	3、6、9、12 等 三個季月	交割月份之第 三個星期四	0.5 點 (50 美元)	5%,10%, 15%,20%
美國	紐約期貨交易所 NYFE	Revised NYSE 綜合指數期貨	指數乘上 50 美元	3、6、9、12 等 四個季月	交割月份之第 三個星期五之 前一日	0.5 點 (25 美元)	10%,20% 30%
英國	倫敦國際金融交易所 LIFFE	FTSE 100 指數期貨	指數乘上 25 英鎊	3、6、9、12 等 三個季月	交割月份之第 三個星期五	0.5 點 (12.5 英鎊)	無
法國	法國交易所 MATIF	CAC40 指數期貨	指數乘上 10 歐元	最近三個月	交割月份最後 營業日	0.5 點 (5 歐元)	275 點
日本	大阪證券交易所 OSE	Nikkei225 指數期貨	指數乘以 1000 日圓	當月及 3、6、9、 12 四個連續季 月	交割月份第二 個星期五之前 一日	10 點 (1 萬日圓)	依金額級 距不同 約為 5%
日本	東京證券交易所 TSE	TOPIX 指數期貨	指數乘以 10000 日 圓	當月及 3、6、9、 12 四個連續季 月	交割月份第二 個星期五之前 一營業日	0.5 點 (5000 日 圓)	依金額級 距不同 約為 5%
香港	香港交易所 HKEx	恆生股價指數期貨	指數乘以 50 元港幣	當月及次月加上 3、6、9、12 兩 個連續季月	交割月份最後 營業日之前一 日	1 點(港幣 50 元)	無
新加坡	新加坡交易所 SGX	摩根台股指數期貨	指數乘以 美金 100 元	當月及次月加上 3、6、9、12 中 四個季月	交割月份之倒 數第二個營業 日	0.1 點(10 美元)	7%,10%, 15%
新加坡	新加坡交易所 SGX	海峽時報指數期貨	指數乘以 新加坡幣 10 元	當月及次月加上 3、6、9、12 中 四個季月	交割月份之倒 數第二個營業 日	0.1 點(新 加坡幣 20 元)	15%~無
韓國	韓國證券交易所 KSE	Kospi200 指數期貨	指數乘以 50 萬韓圓	3、6、9、12 四 個季月	交割月份之第 二個星期四	0.05 點 (25000 韓 圓)	10%

## 2.2 避險理論相關文獻回顧

避險交易的主要目的在規避因持有現貨而面臨的風險，為轉移此風險，投資者在期貨市場中買入或賣出期貨，經由期貨交易將風險做適當的規避。以下針對相關避險理論作文獻的回顧。

Johnson(1960)認為避險者所追求的是風險極小化，而風險極小化即是以最小變異避險比率(Minimum-variance hedge ratio)進行避險，並定義避險後變異數減少程度佔未避險投資組合變異數之比率為避險效率。最小變異避險比率是最被廣為使用的避險策略(Ederington, 1979; Myers and Thompson, 1989)。

Howard and D'Antonio(1984)的研究則將預期報酬與風險一起考慮，將 Sharpe ratio 極大化得到避險比率；Hsin, Kuo and Lee(1994)引入風險趨避係數，推導出平均數-變異數避險比率(Mean-variance hedge ratio)；Cecchetti, Cumby and Figlewski(1988)也利用不同的預期效用函數得到避險比率。但前提是效用函數須符合二次式或是報酬服從常態分配，若這些假設無效，所得到的避險比率可能不是最適值。於是 Lence(1995 and 1996) 進一步運用特殊的效用函數及特殊報酬分配來解決此問題。

為了減少這些特殊效用函數和報酬分配的假設，Yizthaki (1983); Cheung, Kwan and Yip(1990); Kolb and Okunev(1992); Lien and Luo(1993); Shalit(1995) 將平均擴展吉尼係數(mean extended-Gini coefficient; MEG)的最小化應用在避險比率的估計上。其中，Shalit(1995)發現若期貨與現貨的報酬符合聯合常態分配，則最小化平均擴展吉尼係數的避險比率會與最小變異數避險比率相同。

Kolb and Okunev(1993)修正 MEG 避險比率，考慮避險後資產的預期報酬，稱為 M-MEG 避險比率。若期貨價格服從平賭過程(Martingale process)，M-MEG 避險比率將會與 MEG 避險比率相同。

近期則有 De Jong, De Roon and Veld(1997); Lien and Tse(1998, 2000); Chen, Lee and Shrestha(2001)等研究提出新的避險比率估計方法:一般化半變異數(generalized semivariance; GSV)。利用最小化 GSV 得到的最適避險比率, Lien and Tse(1998)表示在期貨與現貨的報酬符合聯合常態分配以及期貨價格服從平賭過程(Martingale process)條件下, 將與最小變異數避險比率相同。Chen, Lee and Shrestha(2001)更進一步將 GSV 避險比率延伸為 Mean-GSV 避險比率, 其目標函數與平均數-變異數避險比率(Mean-variance hedge ratio)的目標函數類似, 但不再納入風險趨避係數, 因其已內含在 GSV 中。

在商品及金融期貨的避險研究上, 通常假設避險者之目的在於追求最小風險, 而最常使用的方法是以現貨與期貨的價差資料進行OLS迴歸分析以求得最適之避險比率。但使用此一方法存在兩個問題, 第一個問題是使用價差的資料處理方法忽略了現貨與期貨間的長期共整合關係, 另一問題則是使用迴歸法所產生之固定避險比率忽略了資產的風險隨著新資訊的到來而改變的特性。因此, 也有不少的研究提出動態避險的觀念, 即避險比率隨時間而變動。

Cecchetti, Cumby and Figlewski(1988), Baillie and Myers(1991), Kroner and Sultan(1991, 1993), 及Sephton(1993)等研究即運用ARCH和GARCH的模型來估計避險比率, 由於GARCH模型中的條件變異隨著時間而改變, 因此所估計的避險比率亦隨時間動態改變。

### 2.3 指數期貨實證研究相關文獻探討

由於過去有許多關於期貨避險比率的文獻, 以下針對股價指數期貨的相關實證研究作回顧與探討。

Junkus and Lee(1985)以三種指數期貨的日資料: Value Line指數期貨(KCBT), S&P 500指數期貨(CME), NYSE綜合指數期貨(NYFE), 測試四種期貨避險模型: 傳統一對一避險、Johnson(1960)最小變異數模型、Rutledge(1972)效用最

大化模型及Working(1953)基差套利模型。實證結果發現，Johnson最小變異數模型最能有效降低風險。此外，距到期日較遠的期貨契約，因其交易成本較低的緣故，最適避險比率較小。Value Line指數期貨的避險效率較差，可能與其現貨期貨價格相關性差有關。

Lee, Bubnys and Lin(1987) 使用 S&P500 期貨, NYSE 期貨及 Value Line 日資料測試最小變異數避險比率的時間穩定性，研究結果發現，隨著期貨契約到期日的接近，避險比率會增加。

Kroner and Sultan(1991)利用 Bivariate GARCH 動態避險模型來估計隨時間變動的避險比率，規避日圓的匯率風險，並與 OLS 模型比較，發現 Bivariate GARCH 模型表現優於 OLS 模型。Kroner and Sultan(1993)再對日圓、英鎊、加幣、德國馬克及瑞士法郎作直接避險的研究，將誤差修正項加入 Bivariate GARCH 模型中，結果其避險效率優於傳統 OLS 模型，即使考慮交易成本，雙變量 GARCH 模型仍能改善傳統避險策略績效。

Kolb and Okunev(1992) 以 S&P500 期貨日資料檢驗平均擴展吉尼係數(MEG)避險比率。研究發現低風險參數( $\nu=2\sim5$ )的 MEG 避險比率較接近最小變異數避險比率，而高風險參數下，二者則截然不同。研究結果並顯示 S&P500 期貨的避險比率隨風險參數的增加而增加，且避險比率對高程度的風險而言，有更加穩定的傾向。

Lien and Luo(1993) 對 S&P500 期貨週資料的研究指出，MEG 避險比率可經由最適 MEG 係數之計算或是由一階條件的計算得到。在使用一階條件下，高風險係數的 MEG 會趨近一常數。實證結果顯示，避險比率隨風險參數的增加而降低，且低風險參數的 MEG 避險比率較高風險參數的 MEG 避險比率穩定。

Lien and Luo(1993) 的另一篇研究提供一個多期模型來估計最適避險比率。其利用誤差修正模型(ECM)估計避險比率。研究發現期貨與現貨的價格具有整合關係。

Ghosh(1993) 的研究中，三種指數(S&P500指數、道瓊工業平均、NYSE綜合指數)均使用S&P500期貨作交叉避險。Ghosh 首先用ADF 及PP 檢定法，發現S&P500期貨價格與S&P500、DJIA、NYSE之現貨價格水準間存在單根，但經一階差分後的價差資料則無單根情形，且數列間存在共整合關係，故可加入誤差修正項以修正OLS 模型。實證研究後發現，加入誤差修正項的OLS 避險模型比傳統OLS 法更能正確地估計出最適避險比率，並有效地改善傳統模式的避險效益。

Geppert(1995) 對 S&P500 期貨週資料的研究，使用 OLS 與共整合估計避險比率。樣本內結果指出兩種方式之避險效率隨避險時間而增加。樣本外結果指出，一般而言，避險效率隨避險時間減少而減少。

Lien and Tse(1998) 對日經 225 期貨的研究指出，若現貨與期貨的價格變動率為二元常態分配，且期貨價格服從平賭過程，則 GSV 避險比率將與最小變異數避險比率相同。另外，GSV 避險比率顯著地隨時間變化，而與 MV 避險比率不同。

Lien and Tse(2000) 同樣對日經 225 期貨的研究，使用無母數核心估計法對不同參數值估計 GSV 避險效率，並與經驗分配法則作比較。研究結果發現兩種方法得到的避險比率是不同的。此外，利用 Jarque-Bera 檢定指出現貨與期貨價格之變動不為常態分配。

Chen, Lee and Shrestha(2001) 提出 M-GSV 避險比率的使用。該研究估計最小變異數、最適平均數-變異數、Sharpe ratio、MEG、GSV、M-MEG 以及 M-GSV 避險比率。Jarque-Bera 檢定及 D'Agostino D statistic 顯示現貨與期貨價格之變動並不是常態分配。研究結果並指出，期貨的預期價格變化顯著異於零。另外，對高風險規避程度而言，M-MEG 避險比率趨近 MV 避險比率，而 M-GSV 卻趨近於更低的值。

許多文獻在討論避險比率時，往往忽略了避險期間對最適避險比率及避險效率的影響，僅有少數文獻將避險期間放入探討，Ederington(1979), Hill and Schneeweis(1982), Malliaris and Urrutia(1991), Benet(1992)等人的研究中，

發現避險效率有隨著避險期間增加而增加的趨勢。然而這些研究僅對二至三個不同的避險期間作比較，直到 Geppert(1995)以 12 種不同的避險期間來分析，並發現最適避險比率會隨著避險期間增加而增加。值得注意的是，以上有關避險期間的研究都是以最小變異數法來估計避險比率。

Chen, Lee and Shrestha(2004) 提出同步估計短期與長期避險比率的迴歸模型，來探討避險期間的影響，實證研究 25 個期貨商品契約在 9 個不同避險期間下的短、長期避險比率與避險效率，結果顯示避險比率隨著避險期間增加而增加，同樣地，避險效率也隨著避險期間增加而增加。此外，長期避險比率相當接近 1，如同簡單避險(避險比率固定為 1)，顯示只要避險期間夠長，不須估計避險比率的簡單避險將是最小變異避險比率，而短期避險比率則是顯著異於 1。



### 第三章、研究方法

本研究選取五大類避險模型作為研究方法，分別為最小變異避險比率(OLS 模型)、最小變異避險比率(GARCH 模型)、平均數-變異數避險比率、Sharpe 避險比率及平均擴展吉尼係數避險比率，首先介紹避險比率基本觀念。

避險行為的基本做法就是建立一個同時具有現貨與期貨部位的投資組合，考慮一個投資組合買入 $C_s$ 單位的現貨部位<sup>1</sup>，並放空 $C_f$ 單位的期貨部位， $S_t$ 與 $F_t$ 分別代表 $t$ 時間的現貨與期貨價格，則該投資組合的報酬率 $R_h$ 可以下式表示：

$$R_h = \frac{C_s S_t R_s - C_f F_t R_f}{C_s S_t} = R_s - h R_f \quad (1)$$

而 $h = \frac{C_f F_t}{C_s S_t}$ 即所謂的避險比率。

有時候可以用價差代替報酬率的表示法：

$$\Delta V_H = C_s \Delta S_t - C_f \Delta F_t \quad (2)$$

其中現貨價差 $\Delta S_t = S_{t+1} - S_t$ ，期貨價差 $\Delta F_t = F_{t+1} - F_t$ ，而避險比率 $H = \frac{C_f}{C_s}$ 。

避險行為中最最重要的工作就是避險比率的決定，而最適避險比率將由特定的目標函數最佳化求得，根據不同的避險模型就有不同的目標函數。另外在不同的假設下，避險比率又可以分為靜態避險比率與動態避險比率，以下分別對五大類避險模型逐一作介紹。

---

<sup>1</sup> 對於金融商品期貨而言，過去的文獻皆假設現貨部位為固定變數，唯有討論到具有實體的商品期貨時，現貨部位因與生產決策有關，而不再是固定不變，見Lence(1995, 1996)。

### 3.1 最小變異避險比率(Minimum Variance Hedge Ratio)

#### 3.1.1 OLS 模型

Ederington(1979)，Junkus and Lee(1985)皆以簡單線性迴歸法建構現貨與期貨間線性關係，並發現使用線性迴歸法估計避險比率能達到很好的避險效益。由於此法是建立在使迴歸式中誤差項平方和最小的情況下，以最小平方法(Ordinary Least Square, OLS)估計出迴歸參數，因此又稱 OLS 避險比率，簡單線性迴歸模型的公式如下：

$$\Delta S_t = a_0 + \beta \Delta F_t + e_t \quad (3)$$

其中 $\Delta S_t$ ：現貨價差     $\Delta F_t$ ：期貨價差

$e_t$ ：誤差項

$a_0, \beta$ ：欲估計之參數。

對於上式以OLS法估計其斜率，而此一迴歸係數 $\beta$ 即為簡單線性迴歸法下之最小變異數避險比率。

避險效率定義為避險後投資組合變異數減少程度佔未避險投資組合變異數之比率，

$$HE = 1 - \frac{Var(R_h)}{Var(R_s)} \quad (4)$$

此避險效率即為(3)式的判定係數，判定係數愈高則避險效率愈好。OLS模型是簡單易懂且容易計算的衡量方法，缺點是只能用來衡量避險策略能降低風險的能力而完全忽略期望報酬方面的考量。

然而最小變異法的假設仍有其缺陷，許多文獻的實證結果中，資產報酬並非常態分配，且假設投資人之效用函數為二次式，並無法代表所有投資人之效用型

態，尤其是若有異質變異數的存在，則OLS模型將不再適用。

### 3.1.2 GARCH 模型

一般而言，傳統的計量經濟模型，都必須在變異數為固定的假設下運作，但實證上卻發現許多財務上的時間序列資料並不符合變異數固定不變的假設。因此，Engle(1982)推導出自我迴歸異質條件變異數(ARCH)模型，此模型允許條件變異數為過去殘差值的函數，因此條件變異數非固定常數而是隨時間改變。將過去殘差及條件變異數加入條件變異數方程式中，使ARCH 模型成為較具彈性且一般化的架構，稱為一般化自我迴歸異質條件變異數(GARCH)模型。然而GARCH模型一次只檢測一個時間序列波動，無法同時研究兩個時間列波動的交互影響，為同時檢測期貨與現貨兩個序列間波動之交互影響關係，Cecchetti *et al.* (1988), and Baillie and Myers(1991)則考慮以Bivariate GARCH 模型來估計最小變異避險比率。



Bivariate GARCH 模型為一改良後的GARCH 模型，可同時針對期貨與現貨的時間序列的條件變異做處理，即期貨的條件變異不僅受到過去期貨條件變異數及殘差項的影響，同時也受過去現貨條件變異及殘差項的影響，同理，現貨的條件變異亦受到過去現貨、期貨之條件變異數及殘差項的影響。Bivariate GARCH 模型如下：

$$\begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \Leftrightarrow \Delta Y_t = \mu + e_t, \quad (5)$$

$$e_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t), \quad H_t = \begin{bmatrix} H_{11,t} & H_{12,t} \\ H_{12,t} & H_{22,t} \end{bmatrix}$$

$$\text{vec}(H_t) = C + A \text{vec}(e_{t-1} e_{t-1}') + B \text{vec}(H_{t-1})$$

則在  $t$  時間的MV避險比率為  $h_{t-1} = H_{12,t} / H_{22,t}$ 。

此模型其條件變異數及條件共變數( $H_{22}, H_{12}$ )會因新資訊的到來而每期不

同，使得在避險期間內，最適避險比率不再是單一固定的。

在使用 GARCH 模型估計避險比率前，須先對資料作相關的檢定分析，包含單根檢定、自我相關檢定以及異質變異數檢定，以下分別對其檢定方法作簡單的介紹：

### 1. 單根檢定(Unit Root Test)

一般分析時間序列資料時，為避免有虛假迴歸的情形發生，必須確定時間序列資料為穩定序列，若不為穩定序列，則須對數列差分，至穩定後再進行分析。因此在作時間序列分析前，須先作單根檢定。以下介紹兩種單根檢定方法：

#### ■ ADF檢定(Augmented Dickey-Fuller Test)

Dickey-Fuller檢定法假設  $\varepsilon_t$  為白噪音(white noise)，但殘差可能存在自我相關現象，造成Dickey-Fuller檢定法的檢定力下降，因此考慮殘差序列相關下，須選擇適當的落後期 $p$  以確保殘差可以符合白噪音，修正成為Augmented Dickey-Fuller檢定法。ADF檢定以序列 $Y_t$  為例具有下列三種模式：

(1) 不含截距項之標準模式 (2) 截距模式 (3) 含截距項及趨勢項模式

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=2}^n \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=2}^n \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^n \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

其中  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$

$n$  為使殘差項符合白噪音之最適落後期數

$\alpha_0$  為截距項， $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\beta_i$  為係數

誤差項  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$

以截距模式為例，ADF檢定的虛無假設 $H_0: \alpha_1 = 0$ ，即序列有單根，則需

要對序列進行差分，直到檢定結果顯著拒絕虛無假設為止，序列方為穩定序列。

#### ■ PP檢定(Phillips-Perron Test)

Phillips & Perron(1988)修正ADF檢定法中殘差項所造成的異質性與序列相關問題。PP檢定為DF檢定的延伸，考慮ADF檢定所探討的殘差項相關問題外，並考慮迴歸殘差項可能存在移動平均與異質性的情況。PP檢定的臨界值與ADF檢定相同，其模型設定如下：

$$\text{模式1 } y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{模式2 } y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 \left( t - \frac{T}{2} \right) + \varepsilon_t$$

假設檢定虛無假設 $H_0: \alpha_1 = 1$ ，即序列有單根，則需要對序列進行差分，直到檢定結果顯著拒絕虛無假設為止，序列方為穩定序列。

## 2. 自我相關檢定

本論文採用Ljung & Box(1978)所提出的Q統計量檢定自我相關的存在，虛無假設 $H_0$ ：無自我相關，Ljung-Box之Q統計量為：

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{r_k^2}{T-k} \sim \chi_m^2$$

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T e_t e_{t-k}}{\sum_{t=1}^T e_t^2}$$

其中 $T$ 為樣本數， $k$ 為自我相關階數

$Q$ 統計量趨近卡方分配，若 $Q > \chi_m^2$ 則拒絕虛無假設，表示殘差項存在自我相關。

## 3. 異質變異數檢定

本論文採用Lagrange Multiplier Test來檢定序列是否存在異質變異

數。首先求出殘差項的平方  $\varepsilon_t^2$ ，並與其落後項作自我相關迴歸，

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \hat{\varepsilon}_{t-i}^2$$

得到迴歸之判定係數  $R^2$ ，則檢定統計量  $LM = TR^2$ ，其中  $T$  為樣本數。當檢定結果顯著拒絕虛無假設  $H_0: \alpha_i = 0$ ，則代表異質變異數存在。

### 3.2 最適平均數-變異數避險比率(Mean-Variance Hedge Ratio)

最小變異法的優點在於計算過程易於了解，但其假設避險者的目的在於使投資組合風險最小，與現實社會中理性投資者的行為並不完全相符，因此許多後續研究考慮到避險組合的預期報酬，引入風險與報酬的抵換關係。最適平均數-變異數避險比率即為一例，Hsin *et al.* (1994) 以最大化下列效用函數來估計避險比率：

$$V(E(R_h), \sigma; A) = E(R_h) - 0.5A\sigma_h^2 \quad (6)$$

$A$ ：風險趨避係數

風險趨避係數代表風險對個人效用函數的影響程度。一般而言，由於避險者都是風險趨避者，所以  $A > 0$ 。

(6)式經過一階微分後得到最適平均數-變異數避險比率為

$$h = -\frac{C_f^* F}{C_s S} = -\left[ \frac{E(R_f)}{A\sigma_f^2} - \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \right] \quad (7)$$

其中，期望報酬由樣本平均報酬估計，標準差由樣本標準差估計，相關係數由樣本相關係數估計。

平均數-變異數法下避險績效的衡量是以避險後效用增加的多寡衡量：

$$HE = V^* - V \quad (8)$$

其中  $V^*$ ：避險後的效用

$V$ ：避險前的效用

$HE > 0$  代表避險有效， $HE < 0$  代表避險無效，且  $HE$  愈高代表避險績效愈好。平均數-變異數法之避險動機雖符合經濟理論，但在實務上，須先確定個別避險者之效用函數後才能估計出風險趨避係數。

### 3.3 Sharpe 避險比率(Sharpe Hedge Ratio)

平均數-變異數法對於風險趨避係數乃至個人效用函數並無法確知，Howard & D'Antonio (1984) 提出風險報酬抵換模式。假設在無風險資產存在，不考慮保證金及交易成本，亦無需知道避險者的風險趨避係數，避險者有期貨、現貨與無風險資產可選擇且同時對現貨、無風險資產偏好相同的情況下，避險者的目標在追求現貨與期貨投資組合之超額報酬對風險的比率之極大化。

Howard & D'Antonio 以 Sharpe (1966) 提出的報酬-風險指標(Sharpe Measure) 為目標函數，並將其極大化：

$$\theta = \frac{E(R_h) - R_F}{\sigma_h}, \quad (9)$$

其中  $R_F$  為無風險利率

(9)式經過一階微分後得到 Sharpe 避險比率

$$h = - \frac{\left( \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \right) \left[ \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \left( \frac{E(R_f)}{E(R_s) - R_F} \right) - \rho \right]}{\left[ 1 - \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \left( \frac{E(R_f)}{E(R_s) - R_F} \right) \rho \right]} \quad (10)$$

其中，期望報酬由樣本平均報酬估計，標準差由樣本標準差估計，相關係數由樣本相關係數估計。

Howard & D'Antonio (1984) 以避險前後報酬對風險比例的變化為衡量避險效率的指標。

$$HE = \frac{\frac{(E[R_h] - R_F)}{Var(R_h)}}{\frac{(E[R_s] - R_F)}{Var(R_s)}} \quad (11)$$

### 3.4 平均擴展吉尼係數避險比率(MEG Hedge Ratio)

為了使平均數—吉尼係數架構能更廣泛應用，並引入風險趨避係數的情況來解釋不同投資人之投資行為，Yizthaki (1983)提出平均擴展吉尼係數分析架構，不須假設資產報酬為常態分配或效用函數為二次式，假設條件較少且較合理，且所求的效率集合符合二階隨機優勢法則，並擁有最小變異數法簡易的優點

平均擴展吉尼係數(MEG)避險比率由最小化 MEG 係數估計得：

$$\Gamma_v(R_h) = -vCov(R_h, (1 - G(R_h))^{v-1}) \quad (12)$$

其中，累積分配以等級估計  $G(R_{h,i}) = \frac{Rank(R_{h,i})}{N}$ ， $N$  為樣本大小。至於 MEG

係數的估計則以樣本共變異數取代母體共變異數。

$$\Gamma_v^{sample}(R_h) = -\frac{v}{N} \sum_{i=1}^N (R_{h,i} - \bar{R}_h) \left( (1 - G(R_{h,i}))^{v-1} - \Theta \right) \quad (13)$$

$$\bar{R}_h = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_{h,i}$$

$$\Theta = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( 1 - G(R_{h,i}) \right)^{v-1}$$

然而，MEG 法的避險比率無法直接求出，Cheung、Kwan & Yip (1990)，Kolb & Okunev (1992)，Lien & Luo (1993)均利用反覆求解的過程(process of

iteration)來求算避險比率。其計算步驟說明如下：

步驟一、給定既定任意的風險趨避係數  $v$  。

步驟二、反覆給定任意的避險比率。

步驟三、將上述避險比率代入(13)式，並計算其所對應的擴展吉尼係數，對  
所有結果排序

步驟四、比較由步驟三中所得到的擴展吉尼係數列，找出其最小值及所對應  
的避險比率，而此避險比率即為 MEG 避險比率

步驟五、重覆步驟一至四，便可得到不同風險趨避程度之避險者的最適避險  
比率。

MEG 避險績效的衡量是以避險後平均擴展吉尼係數減少程度佔避險前平均  
擴展吉尼係數的比例：

$$HE = 1 - \frac{\Gamma_v(R_h)}{\Gamma_v(R_s)} \quad (14)$$

其中  $\Gamma_v(R_h)$ ：避險後的平均擴展吉尼係數

$\Gamma_v(R_s)$ ：避險前的平均擴展吉尼係數

若考慮避險組合的預期報酬，可用效用函數最大化來估計 M-MEG 避險比率：

$$U(R_h) = E(R_h) - \Gamma_v(R_h) \quad (15)$$

### 3.5 避險期間的探討

過去文獻探討避險期間的影響時，多以最小變異數法估計避險比率與避險效率，本論文將以傳統 OLS 模型與 Chen, Lee and Shrestha(2004)的迴歸模型作避險比率的探討。

$$\text{傳統 OLS 模型：} \Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + e_t \quad (16)$$

欲以 OLS 模型估計不同避險期間的避險比率即使用不同的資料頻度(Data Frequency)將現貨與期貨資料以(16)式的模型估計參數  $\beta$  以及判定係數  $R^2$ ，即為最小變異法的避險比率與避險效率。Chen, Lee and Shrestha(2004)針對(16)式作延伸，考慮下面的式子：

$$S_t = a + bF_t + u_t \quad (17)$$

(16)式表示現貨與期貨價格的短期關係，而(17)式則是現貨與期貨價格的長期關係<sup>2</sup>。因此可由(16)式估計短期避險比率，由(17)式估計長期避險比率，因此建議將兩式合併為一個迴歸式，以同時估計短期與長期避險比率和避險效率：

$$\Delta S_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_{t-1} + \alpha_3 F_{t-1} + \beta \Delta F_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

其中  $\Delta S_t$ ：現貨價差， $\Delta F_t$  期貨價差

$S_{t-1}$ ：前期現貨價格， $F_{t-1}$ ：前期期貨價格

與 OLS 模型一樣，使用不同的資料頻度(Data Frequency)將現貨與期貨資料代入(18)式中估計，則模型參數  $\beta$  為短期避險比率， $-\alpha_3/\alpha_2$  為長期避險比率，判定係數  $R^2$  為避險效率。

<sup>2</sup> 詳細說明見 Chen, Lee and Shrestha(2004), "An empirical analysis of the relationship between the hedge ratio and hedging horizon: A simultaneous estimation of the short- and long-run hedge ratios"

## 第四章、實證研究

本論文研究不同的期貨交易所之期貨契約避險比率與避險效率，分別以四個靜態避險模型及一個動態避險模型進行估計，實證研究所需資料分述如下：

### 1. 研究對象：

- A. 台灣加權股價指數期貨
- B. S&P500 股價指數期貨
- C. Nikkei225 股價指數期貨
- D. 恆生股價指數期貨
- E. 新加坡海峽時報指數期貨
- F. Kospi200 指數期貨

### 2. 研究期間

實證資料取自 DataStream 資料庫，六個國際指數的選取時間自 1997 年 1 月 1 日至 2003 年 6 月 30 日止 (台灣加權股價指數期貨由 1998 年 7 月 21 日起)，取每日現貨與期貨的結算價為觀察值。在期貨契約的選取上，為避免契約到期日影響導致成交量不足，故選取近月契約(nearby contract)。

## 4.1 資料檢定

### 4.1.1 敘述統計量

本研究首先對實證資料，即現貨與期貨的報酬率進行各種敘述統計量的分析，包含平均數、偏態係數及峰態係數，以對資料分配情形有基礎的了解，並對資料作 Jarque-Bera 常態檢定。

表二顯示六個市場的股價指數在日報酬率平均數方面，現貨與期貨皆不顯著異於零

，峰態係數方面皆顯著異於常態峰。在 Jarque-Bera 常態檢定的結果亦全部顯著，即代表拒絕常態分配的虛無假設。六個市場的股價指數現貨與期貨日報酬率皆不為常態分配，因此較不適合使用 OLS 模型來估計樣本參數。

### 4.1.2 單根檢定

一般分析時間序列資料時，為避免有虛假迴歸的情形發生，必須確定時間序列資料為穩定序列，若不為穩定序列，則須對數列差分，至穩定後再進行分析。

在作進一步分析之前，先對資料作單根檢定。本研究使用 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller Test)及 PP 檢定(Phillips-Perron Test)，最適落後期的選擇採 AIC 準則(Akaike Information Criterion)作為依據。表三顯示不論 ADF 檢定或 PP 檢定，現貨與期貨價格經過一階差分後，所得報酬率皆顯著於 1%的信賴水準，證明六個國際市場的股價指數現貨與期貨的日報酬率為穩定的序列。

### 4.1.3 自我相關檢定與異質變異數檢定

傳統 OLS 模型建立在殘差項互相獨立且變異數具有齊一性上，若此條件不存在，則用 OLS 模型估計出的避險比率就不具效率性，因此先對上述假設作一檢定。本研究採 Ljung-Box 的 Q 統計量來檢定自我相關的存在。表四結果顯示各國市場

樣本資料在 1%顯著水準下拒絕無自我相關之虛無假設。

在使用 GARCH 模型前，須檢定序列是否具有異質變異數，若變異數具有異質性，則以 OLS 估計的參數仍是不偏估計值，但非最小變異不偏估計值。本研究採聯合 LM 檢定(Lagrange Mutiplier Test)，檢定現貨與期貨序列是否具有聯合異質變異數之 ARCH 效果。表四結果顯示各國市場樣本資料在 1%顯著水準下顯著，即具有異質變異數。

【表二】各國股價指數報酬率敘述統計量

		平均數	偏態係數	峰態係數	常態檢定統計量
Taipei	現貨	-0.0374%	-0.2535	4.4012	117.7655**
Weighted	期貨	-0.0392%	0.0402	4.5392	126.0028**
S&P500	現貨	0.0162%	-0.0543	5.1752	334.8035**
	期貨	0.0158%	-0.0670	5.5133	447.1132**
Nikkei225	現貨	-0.0447%	0.0775	4.7848	226.5331**
	期貨	-0.0443%	0.0809	4.6859	202.4605**
Hang Seng	現貨	-0.0201%	0.2110	12.0614	5808.116**
	期貨	-0.0200%	0.5501	13.5986	8014.067**
STI	現貨	-0.0450%	-0.2157	5.9487	290.1088**
	期貨	-0.0454%	-0.2029	5.9422	288.1585**
Kospi200	現貨	0.0136%	0.1096	5.4387	423.1872**
	期貨	0.0164%	0.5529	6.1928	805.8265**

註：1. 常態檢定為 Jarque-Bera 檢定，統計量如下：

$$JB = \frac{N}{6} \left( S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$$

$S$  為偏態係數， $K$  為峰態係數， $N$  為樣本數

2. \*表示在 5%顯著水準下顯著，\*\*表示在 1%顯著水準下顯著

【表三】單根檢定

		ADF	PP
Taipei	現貨	-19.3973**	-37.7398**
Weighted	期貨	-18.7435**	-37.3709**
S&P500	現貨	-41.8958**	-42.1511**
	期貨	-25.6623**	-43.0786**
Nikkei225	現貨	-31.3453**	-43.8999**
	期貨	-45.3668**	-45.6378**
Hang Seng	現貨	-20.0915**	-40.7325**
	期貨	-17.0155**	-44.1981**
STI	現貨	-11.9856**	-28.0214**
	期貨	-12.1299**	-30.1337**
Kospi200	現貨	-20.1542**	-38.8207**
	期貨	-13.7659**	-43.0929**

註：1.\*表示在 5%顯著水準下顯著，\*\*表示在 1%顯著水準下顯著

【表四】自我相關檢定與異質變異數檢定

	LB(5)	LB(10)	LM(5)	LM(10)
Taipei Weighted	194.17**	205.6**	85.8464**	90.5974**
S&P500	258.65**	273.2**	135.4695**	160.0899**
Nikkei225	229.95**	239.17**	90.0099**	92.63617**
Hang Seng	156.86**	209.42**	309.0629**	365.0713**
STI	104.63**	109.54**	111.6249**	112.9934**
Kospi200	173.65**	180.33**	307.3648**	317.2981**

註：1.\*表示在 5%顯著水準下顯著，\*\*表示在 1%顯著水準下顯著

2. LB 為 Ljung-Box Q 統計量

3. LM為Lagrange Mutiplier檢定統計量  $LM=TR^2$ ，T為樣本個數

## 4.2 靜態避險模型實證結果

### 4.2.1 避險比率

依據先前所介紹的各種避險比率估計方法，分別將六個市場的靜態避險比率估計出來的結果列在表五。

從表五的結果中可以發現，比較不同的估計方法，S&P500 指數期貨和 Kospi200 指數期貨以 Sharpe 避險比率為最大，日經指數期貨、恆生指數期貨與新加坡海峽時報指數期貨則以平均數-變異數避險比率最大，而台灣股價加權指數以平均擴展吉尼係數避險比率最大。若從不同的市場來比較，則 S&P500 指數期貨和 Nikkei225 指數期貨在各種估計方法所得到的避險比率皆較大

【表五】避險比率比較表

	Taipei Weighted	S&P500	Nikkei225	Hang Seng	STI	Kospi200
Minimum Variance	0.7441	0.9257	0.9205	0.8252	0.8601	0.7481
Sharpe	0.7521	0.9764	0.7603	0.7483	0.6239	0.8984
Mean-Variance A=25	0.7802	0.8922	0.9887	0.8415	0.9586	0.7412
Mean-Variance A=50	0.7622	0.9090	0.9546	0.8334	0.9094	0.7445
Mean-Variance A=100	0.7531	0.9173	0.9375	0.8293	0.8847	0.7464
MEG A=25	0.8446	0.8754	0.8939	0.8322	0.8586	0.7080
MEG A=50	0.8703	0.8423	0.8834	0.8297	0.8513	0.6735
MEG A=100	0.8904	0.8199	0.8818	0.8311	0.8445	0.6417

註：A：風險趨避係數

#### 4.2.2 避險效率

表六分別列出各個估計方法的避險效率，結果顯示不論用何種估計方法，S&P500 指數期貨皆具有最高的避險效率。若單就亞洲市場來看，則是以 Nikkei225 指數期貨的避險效率最高，依序為恆生指數期貨，新加坡海峽時報指數期貨，漢城 Kosp200 指數期貨，而台灣加權指數期貨則為避險效率最差的市場。

【表六】避險效率比較表

	Taipei Weighted	S&P500	Nikkei225	Hang Seng	STI	Kosp200
Minimum Variance	0.5547	0.9380	0.9115	0.8883	0.8506	0.7787
Sharpe	1.2310	115.3220	13.2205	11.6374	6.7812	7.6888
Mean-Variance A=25	0.5534	0.9368	0.9064	0.8880	0.8392	0.7786
Mean-Variance A=50	0.5544	0.9377	0.9102	0.8882	0.8477	0.7787
Mean-Variance A=100	0.5546	0.9379	0.9112	0.8883	0.8498	0.7787
MEG A=25	0.5455	0.9374	0.9118	0.8893	0.8528	0.7774
MEG A=50	0.5396	0.9325	0.9111	0.8893	0.8527	0.7719
MEG A=100	0.5341	0.9279	0.9110	0.8893	0.8525	0.7638

註：A：風險趨避係數

### 4.3 動態避險模型實證結果

#### 4.3.1 模型參數估計值

本研究估計 Bivariate GARCH 模型的各项參數之最大概似估計值，模型參數估計的結果列於表七。結果顯示，GARCH 效果的參數估計值(A、B、C)幾乎都顯著，表示條件變異數確實會受前期變異數以及前期殘差的影響。

【表七】Bivariate GARCH 模型之最大概似參數估計值

	Taipei	S&P500	Nikkei225	Hang Seng	STI	Kospi200
$\mu 1$	-0.00037	0.00016	-0.00045	-0.00020	-0.00045	0.00014
$\mu 2$	-0.00039	0.00016	-0.00044	-0.00020	-0.00045	0.00016
C11	0.00435**	0.00174**	0.00085**	0.00190**	-0.00001**	0.00367**
C12	-0.00507**	0.00235**	0.00347**	0.00184**	0.00042**	0.00501**
C22	0.00000	0.00208**	0.00009**	0.00095**	0.00372**	0.00007**
A11	0.06456**	0.40274**	0.40714**	0.46133*	0.10875**	0.25901*
A12	-0.54311**	-0.19946**	-0.03277**	0.16516	-0.38767**	-0.10201
A21	0.19035**	-0.17767**	-0.22870**	-0.27134*	0.15218**	-0.13936
A22	0.52725**	0.44160**	0.26349**	0.07604	0.58018**	0.25305
B11	0.99433**	0.67318**	0.68810**	0.88138**	1.59440**	0.88486**
B12	0.48920**	0.18118**	0.00679**	-0.04112**	1.16060**	-0.05166*
B21	-0.06561**	0.28452**	0.28993**	0.08683**	-0.68118**	0.09102**
B22	0.45711**	0.77007**	0.94170**	1.00540**	-0.18702**	1.00930**
logL	6903	12379	11468	10759	5386.9	9203.8

註： 1. logL 表示最大概似值

2. \*表示在 5%顯著水準下顯著，\*\*表示在 1%顯著水準下顯著

#### 4.3.2 避險比率

將GARCH模型所估計的動態避險比率在樣本期間內的平均值與靜態模型的避險比率比較，結果列於表八。利用GARCH模型估計的最小變異避險比率之平均值皆稍大於OLS模型估計之最小變異避險比率，另外，就不同的市場而言，仍然以S&P500指數的避險比率最大，Nikkei225指數次之。

【表八】動態與靜態避險比率比較表

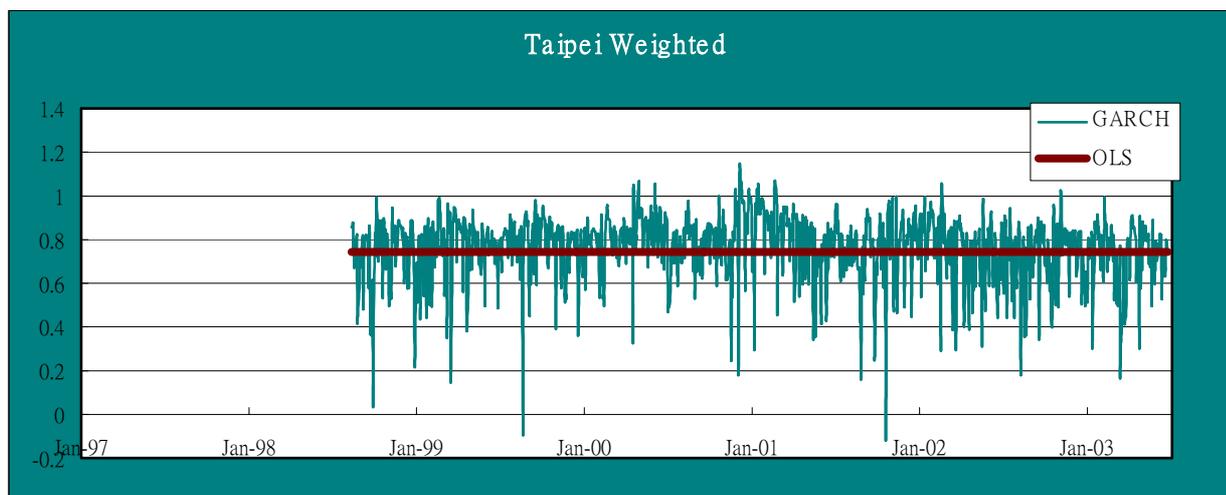
	Taipei Weighted	S&P500	Nikkei225	Hang Seng	STI	Kospi200
MV (GARCH)	0.7635	0.9314	0.9281	0.8350	0.8619	0.8205
MV (OLS)	0.7441	0.9257	0.9205	0.8252	0.8601	0.7481
Sharpe	0.7521	0.9764	0.7603	0.7483	0.6239	0.8984
Mean-Variance A=25	0.7802	0.8922	0.9887	0.8415	0.9586	0.7412
Mean-Variance A=50	0.7622	0.9090	0.9546	0.8334	0.9094	0.7445
Mean-Variance A=100	0.7531	0.9173	0.9375	0.8293	0.8847	0.7464
MEG A=25	0.8446	0.8754	0.8939	0.8322	0.8586	0.7080
MEG A=50	0.8703	0.8423	0.8834	0.8297	0.8513	0.6735
MEG A=100	0.8904	0.8199	0.8818	0.8311	0.8445	0.6417

註：1. A 為風險趨避係數

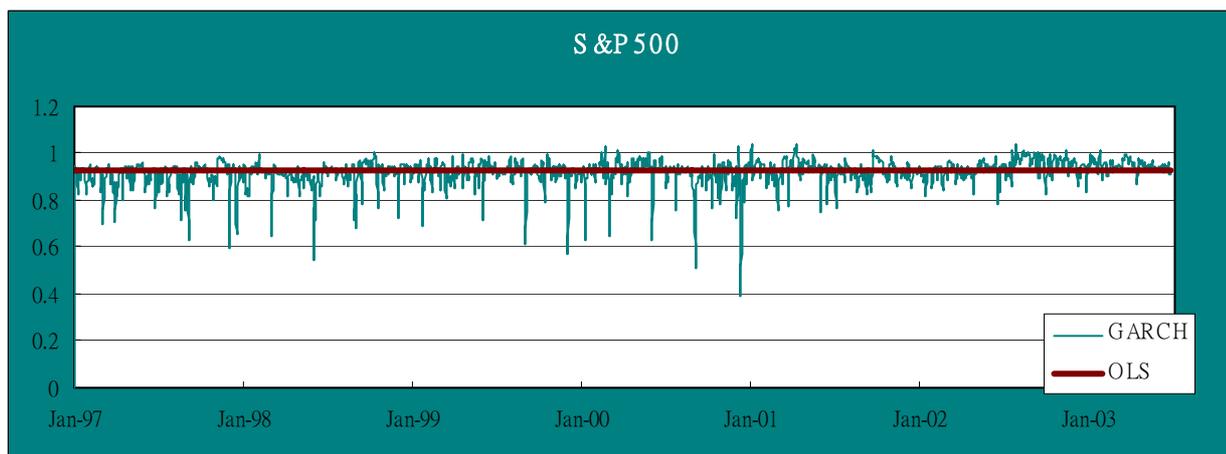
2. MV(GARCH)避險比率為動態避險比率在研究期間內之算數平均數

將各國股價指數期貨的動態避險比率(GARCH模型)及MV避險比率(OLS模型)趨勢圖繪製於圖一至圖六

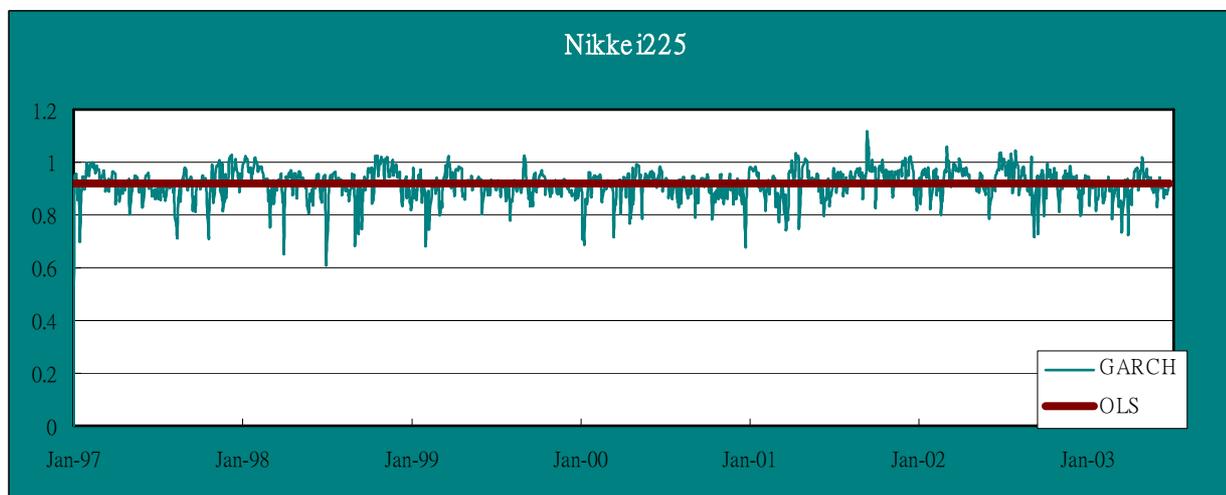
【圖一】 避險比率趨勢圖〈台灣加權股價指數期貨〉



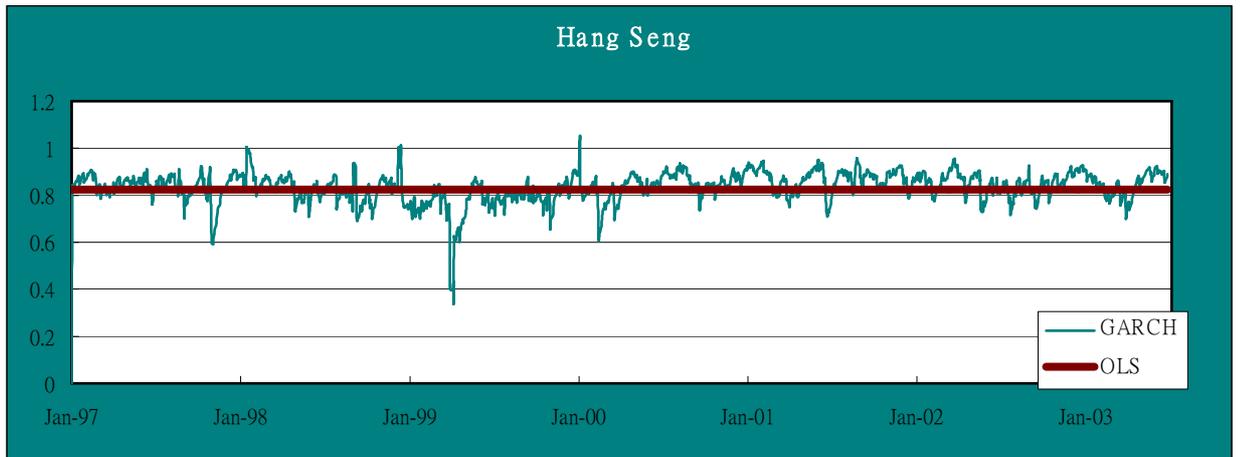
【圖二】 避險比率趨勢圖〈S&P500 指數期貨〉



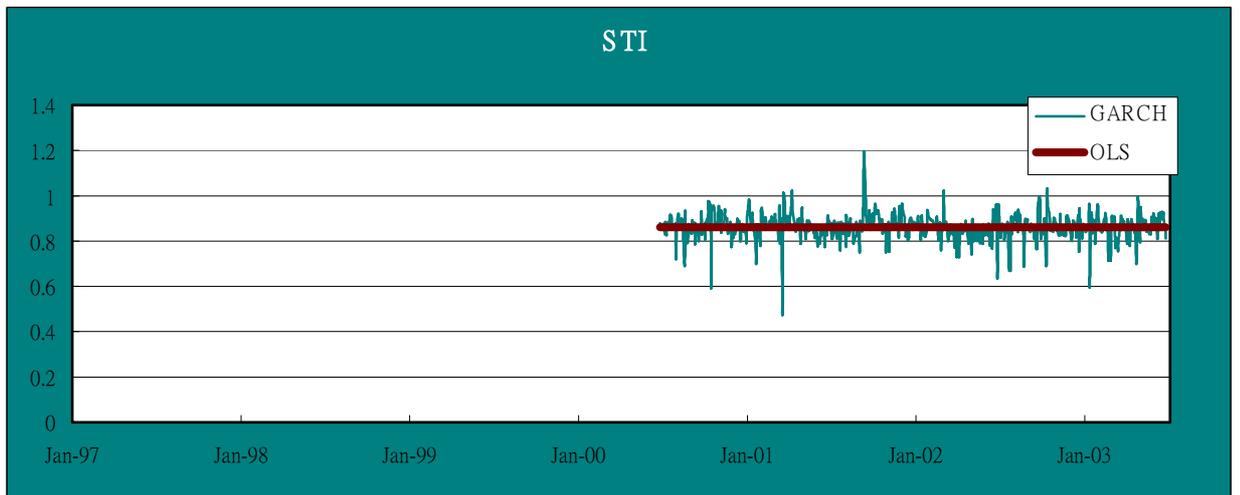
【圖三】 避險比率趨勢圖〈Nikkei225 指數期貨〉



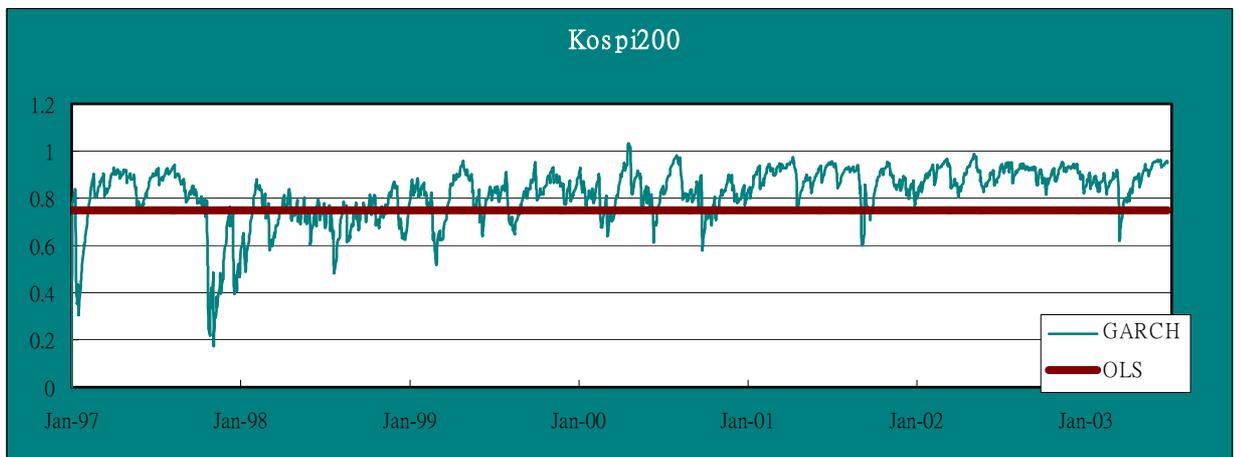
【圖四】 避險比率趨勢圖〈香港恆生指數期貨〉



【圖五】 避險比率趨勢圖〈新加坡海峽時報指數期貨〉



【圖六】 避險比率趨勢圖〈漢城 KOSPI200 指數期貨〉



### 4.3.3 避險效率

表九為 Bivariate GARCH 模型與其他模型的避險效率比較，對六個股價指數來說，Bivariate GARCH 模型的避險效率仍以 S&P500 指數最大，Nikkei225 指數次之。在與 OLS 模型的比較上，除了 S&P500 指數與 Nikkei225 指數沒有明顯的差異，Bivariate GARCH 模型的避險效率大致上高於傳統 OLS 模型，顯示在股價指數期貨的直接避險策略上，Bivariate GARCH 模型略優於 OLS 模型。

【表九】避險效率比較表

	Taipei Weighted	S&P500	Nikkei225	Hang Seng	STI	Kospi200
MV(GARCH)	0.6058	0.9368	0.9113	0.8901	0.8847	0.7899
MV(OLS)	0.5547	0.9380	0.9115	0.8883	0.8506	0.7787
Sharpe	1.2310	115.3220	13.2205	11.6374	6.7812	7.6888
Mean-Variance A=25	0.5534	0.9368	0.9064	0.8880	0.8392	0.7786
Mean-Variance A=50	0.5544	0.9377	0.9102	0.8882	0.8477	0.7787
Mean-Variance A=100	0.5546	0.9379	0.9112	0.8883	0.8498	0.7787
MEG A=25	0.5455	0.9374	0.9118	0.8893	0.8528	0.7774
MEG A=50	0.5396	0.9325	0.9111	0.8893	0.8527	0.7719
MEG A=100	0.5341	0.9279	0.9110	0.8893	0.8525	0.7638

註：1. A 為風險趨避係數

2. MV(GARCH)避險效率為在研究期間內避險效率之算數平均數

#### 4.4 避險期間

第一至三節所有的避險比率皆以該股價指數現貨與期貨的日報酬率資料來估計，但是在實務操作上，每天更換避險比率實屬困難，若考慮交易成本時，也相當不具效益。因此本論文進一步利用各種不同的資料頻率，來探討避險期間(Hedging Horizon)的選擇。

學術上探討避險期間時，最常使用最小變異數法。本論文首先使用傳統 OLS 模型分析資料頻度(Data Frequency)以日資料、週資料、雙週資料 … 到以八週為一期的 MV 避險比率以及避險效率。另外再根據 Chen, Lee and Shrestha(2004) 提出的迴歸模型，同時估計各個資料頻度下的短期避險比率與長期避險比率，分別對六個國際股價指數期貨進行實證分析。不同避險期間以 OLS 模型估計的結果列於表十，以 Chen, Lee and Shrestha(2004) 迴歸模型估計的結果列於表十一。

從表十中的結果中發現，各個指數期貨的避險比率( $\beta$  值)大致上有隨避險期間的增加而增加的趨勢，而表十一的估計結果，短期避險比率( $\beta$  值)除了避險期間為一日較低，其他依避險期間不同互有高低，長期避險比率( $-\alpha_3/\alpha_2$ )則不因避險期間而有所不同，且相當接近 1，顯示只要避險期間夠長，不須估計避險比率的簡單避險將是最小變異避險比率。

在避險效率方面，傳統 OLS 模型的估計結果，S&P500 指數期貨以一週為避險期間的避險效率最佳，恆生指數和新加坡海峽時報指數以兩週為避險期間最佳，台灣股價加權指數和日經指數以三週為避險期間最佳，漢城 KOSPI200 指數以七週為避險期間得到最佳避險效率。而 Chen, Lee and Shrestha(2004) 的迴歸模型估計結果發現，當避險期間超過三週以上有相當良好的避險效率，其中 S&P500 指數、日經 225 指數、香港恆生指數和新加坡海峽時報指數皆有超過 0.99 的避險效率。

在本論文實證結果的 54 個避險效率中(6 個指數，9 種避險期間)，Chen, Lee and Shrestha(2004) 的迴歸模型全部高於傳統 OLS 模型，顯示在短期避險比率估計上，(18)式是比(16)式良好的估計方法。

【表十】不同避險期間下的避險比率與避險效率比較表

		Hedging Horizon								
		daily	1 week	2 weeks	3 weeks	4 weeks	5 weeks	6 weeks	7 weeks	8weeks
<b>Taipei</b>	$\beta$	0.7441	0.8980	0.9126	0.9611	0.9412	0.9221	0.9753	0.9845	1.0045
	$R^2$	0.5547	0.8544	0.9051	0.9430	0.9398	0.9069	0.9315	0.9335	0.9205
<b>S&amp;P500</b>	$\beta$	0.9257	0.9576	0.9763	0.9957	0.9795	0.9898	0.9898	0.9836	0.9663
	$R^2$	0.9380	0.9635	0.9619	0.9535	0.9447	0.9365	0.9248	0.9132	0.9021
<b>Nikkei225</b>	$\beta$	0.9205	0.9809	0.9830	0.9753	0.9774	0.9952	0.9785	0.9902	0.9917
	$R^2$	0.9115	0.9679	0.9700	0.9736	0.9650	0.9651	0.9587	0.9569	0.9487
<b>Hang Seng</b>	$\beta$	0.8252	0.9380	0.9894	0.9776	0.9903	0.9793	0.9985	0.9796	0.9715
	$R^2$	0.8883	0.9621	0.9723	0.9662	0.9681	0.9659	0.9596	0.9547	0.9477
<b>Straits Times</b>	$\beta$	0.8601	0.9750	0.9839	0.9711	0.9881	0.9970	0.9725	1.0183	1.0020
	$R^2$	0.8506	0.9517	0.9592	0.9511	0.9392	0.9329	0.9170	0.9059	0.8929
<b>Kospi200</b>	$\beta$	0.7481	0.8691	0.9283	0.8816	0.9350	0.8731	0.9511	0.8947	0.9134
	$R^2$	0.7787	0.9059	0.9334	0.9254	0.9272	0.9196	0.9427	0.9437	0.9373

註：1.  $\beta$  為最小變異避險比率， $R^2$  為最小變異避險效率

2. 參數以最小變異法 OLS 模型(16)式估計

【表十一】不同避險期間下的短、長期避險比率與避險效率比較表

		Hedging Horizon								
		daily	1 week	2 weeks	3 weeks	4 weeks	5 weeks	6 weeks	7 weeks	8weeks
<b>Taipei Weighted</b>	$\beta$	0.9242	0.9891	0.9632	0.9919	0.9615	0.9616	0.9747	0.9896	0.9854
	$-\alpha_3/\alpha_2$	0.9856	0.9854	0.9844	0.9831	0.9833	0.9827	0.9803	0.9857	0.9947
	$R^2$	0.6873	0.9259	0.9587	0.9821	0.9827	0.9780	0.9904	0.9932	0.9912
<b>S&amp;P500</b>	$\beta$	0.9219	0.9489	0.9636	0.9786	0.9596	0.9737	0.9739	0.9713	0.9590
	$-\alpha_3/\alpha_2$	0.9826	0.9827	0.9818	0.9822	0.9817	0.9834	0.9808	0.9825	0.9804
	$R^2$	0.9423	0.9799	0.9880	0.9914	0.9940	0.9958	0.9953	0.9956	0.9958
<b>Nikkei225</b>	$\beta$	0.9314	0.9853	0.9923	0.9843	0.9900	0.9977	1.0029	0.9901	1.0000
	$-\alpha_3/\alpha_2$	0.9992	0.9986	0.9985	0.9986	0.9984	0.9967	0.9990	0.9984	0.9940
	$R^2$	0.9437	0.9855	0.9911	0.9954	0.9937	0.9970	0.9968	0.9988	0.9965
<b>Hang Seng</b>	$\beta$	0.8448	0.9523	0.9814	0.9830	0.9832	0.9845	0.9929	0.9881	0.9880
	$-\alpha_3/\alpha_2$	0.9870	0.9874	0.9900	0.9881	0.9892	0.9909	0.9935	0.9869	0.9876
	$R^2$	0.9207	0.9809	0.9906	0.9933	0.9958	0.9975	0.9970	0.9976	0.9975
<b>Straits Times</b>	$\beta$	0.8890	0.9850	0.9834	0.9764	0.9810	0.9878	0.9703	1.0113	0.9865
	$-\alpha_3/\alpha_2$	0.9947	0.9989	0.9957	0.9980	0.9941	0.9960	0.9928	1.0136	0.9925
	$R^2$	0.8873	0.9760	0.9887	0.9930	0.9920	0.9970	0.9935	0.9951	0.9954
<b>Kospi200</b>	$\beta$	0.8152	0.9141	0.9224	0.9213	0.9275	0.9229	0.9515	0.9372	0.9493
	$-\alpha_3/\alpha_2$	0.9813	0.9820	0.9843	0.9769	0.9870	0.9826	0.9857	0.9909	0.9926
	$R^2$	0.8519	0.9449	0.9664	0.9698	0.9775	0.9748	0.9874	0.9897	0.9885

註：1.  $\beta$  為短期避險比率， $-\alpha_3/\alpha_2$  為長期避險比率， $R^2$  為最小變異避險效率

2. 參數皆以 Chen, Lee and Shrestha(2004)提出的模型(18)式估計

## 第五章、結論與建議

### 5.1 結論

在金融市場上，期貨商品一直是投資人重要的避險工具，因此如何選擇避險比率以獲得較高的避險效率，就成為投資人重要的課題。本研究以六個國際股價指數期貨為例，利用不同的避險模型，估計最適避險比率，並分析各模型在避險效率上的表現。由於股價指數的現貨與期貨報酬率變異數具有異質性，故本文在靜態模型外，加入動態避險模型，以 Bivariate GARCH 模型分析動態避險比率，再與靜態避險模型比較。

根據實證研究，本論文將結果歸納如下：

- 一、各國的股價指數現貨與股價指數期貨價格時間序列具有單根，非穩定序列，經一階差分後，現貨與期貨報酬率時間序列成為穩定序列。
- 二、各國的股價指數現貨與股價指數期貨報酬率數列並非常態分配，且具有異質變異數及自我相關的存在。
- 三、動態 Bivariate GARCH 模型所得到各參數估計值，皆呈顯著現象，說明期貨的條件變異不僅受到過去期貨條件變異數及殘差項的影響，同時也受過去現貨條件變異及殘差項的影響，同理，現貨的條件變異亦受到過去現貨、期貨之條件變異數及殘差項的影響。
- 四、避險比率的比較上，S&P500 指數期貨和 Kospi200 指數期貨以 Sharpe 避險比率為最大，日經指數期貨、恆生指數期貨與新加坡海峽時報指數期貨則以平均數-變異數避險比率最大，而台灣股價加權指數以平均擴展吉尼係數避險比率最大。動態

與靜態避險比率的比較上，利用 GARCH 模型估計的最小變異避險比率之平均值皆稍大於 OLS 模型估計之最小變異避險比率。綜合動態模型與所有靜態模型，S&P500 指數期貨在各種避險模型所得到的避險比率皆高於其他指數期貨的避險比率，Nikkei225 指數期貨次之。

五、避險效率的比較上，S&P500 指數期貨在各種靜態模型下皆具有最高的避險效率。若單看亞洲市場，則是以 Nikkei225 指數期貨的避險效率最高，依序為恆生指數期貨，新加坡海峽時報指數期貨，漢城 KOSPI200 指數期貨，而台灣加權指數期貨則為避險效率最差的市場。

六、在動態模型與靜態模型的比較上，除了 S&P500 指數與 Nikkei225 指數沒有明顯的差異，雙變數 GARCH 模型的避險效率大致上高於傳統 OLS 模型，顯示在股價指數期貨的直接避險策略上，雙變數 GARCH 模型略優於 OLS 模型。可能由於美國市場相較於亞洲市場而言較完整健全，市場較具效率，因此採取動態避險策略並沒有比靜態避險策略增加避險的效率。

七、以 OLS 方法估計各個指數期貨的避險比率大致上有隨避險期間的增加而增加的趨勢，而 Chen, Lee and Shrestha(2004)迴歸模型的短期避險比率除了避險期間為一日較低，其他依避險期間不同互有高低，長期避險比率則不因避險期間而有所不同，但全部都高於短期避險比率且相當接近 1。因此當避險期間夠長，不須估計避險比率的簡單避險(固定避險比率為 1)就是最小變異避險比率。

八、以 OLS 方法估計的結果，S&P500 指數期貨以一週為避險期間的避險效率最佳，恆生指數和新加坡海峽時報指數以兩週為避險期間最佳，台灣股價加權指數和日經指數以三週為避險期間最佳，漢城 KOSPI200 指數以七週為避險期間得到最佳避險效率。以 Chen, Lee and Shrestha(2004)方法估計的結果，當避險期間超過三週以

上就有良好的避險效率。

九、使用 Chen, Lee and Shrestha(2004)的方法時，避險效率皆高於傳統 OLS 方法，顯示此法在估計短期避險比率有較好的效果。

十、實證結果發現並沒有一個絕對的方法可以使避險效率達到最高，因此投資人在進行不同期貨商品的避險交易時，應選擇較佳的方法求算其避險比率，其避險效率才會提高。雖然不同市場的最佳避險模型不同，但不論採取何種避險策略或選取避險期間，皆能有效降低持有現貨的風險，實證顯示股價指數期貨契約為一有效良好的直接避險工具。

## 5.2 建議

本研究並未考慮交易成本、稅賦以及保證金追繳的問題，後續研究可以加入實務上會出現的成本問題，將可以對期貨避險的實務操作更有所助益。另外，對跨國投資者而言，經常使用交叉避險的策略，交叉避險的問題也不在本研究的討論範圍內，若考慮交叉避險，則在探討避險績效的同時，也必須將匯率風險一併考慮。

## 參考文獻

- Baillie, R.T. and R.J. Myers, 1991, "Bivariate Garch Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge," *Journal of Applied Econometrics* 6, 109-124.
- Benet, B.A., 1992, "Hedge Period Length and Ex-Ante Futures Hedging Effectiveness: The Case of Foreign-Exchange Risk Cross Hedges," *Journal of Futures Markets* 12, 163-175.
- Cecchetti, S.G., R.E. Cumby and S. Figlewski, 1988, "Estimation of the Optimal Futures Hedge," *Review of Economics and Statistics* 70, 623-630.
- Chen, S.S., C.F. Lee and K. Shrestha, 1998, "Alternative Approaches to Hedge Ratio: Theory and Empirical Analysis," The 1998 Financial Management Association Annual Meetings.
- Chen, S.S., C.F. Lee and K. Shrestha, 2001, "On a Mean-Generalized Semivariance Approach to Determining the Hedge Ratio," *Journal of Futures Markets* 21, 581-598.
- Chen, S.S., C.F. Lee and K. Shrestha, 2004, "An empirical analysis of the relationship between the hedge ratio and hedging horizon: A simultaneous estimation of the short- and long-run hedge ratios," *Journal of Futures Markets* 24, 359-386.
- Cheung, C.S., C.C.Y. Kwan and P.C.Y. Yip, 1990, "The Hedging Effectiveness of Options and Futures: A Mean-Gini Approach," *Journal of Futures Markets* 10, 61-74.
- Chou, W.L., K.K. Fan and C.F. Lee, 1996, "Hedging with the Nikkei Index Futures: The Conventional Model versus the Error Correction Model," *Quarterly Review of Economics and Finance* 36, 495-505.
- De Jong, A., F. De Roon and C. Veld, 1997, "Out-of-Sample Hedging Effectiveness of Currency Futures for Alternative Models and Hedging Strategies," *Journal of Futures Markets* 17, 817-837.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller, 1981, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time

- Series with a Unit Root," *Econometrica* 49, 1057–1072.
- Ederington, L.H., 1979, "The Hedging Performance of the New Futures Markets," *Journal of Finance* 34, 157-170.
- Engle, R.F. and C.W. Granger, 1987, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55, 251–276.
- Fishburn, P.C., 1977, "Mean-Risk Analysis with Risk Associated with Below-Target Returns," *American Economic Review* 67, 116-126.
- Geppert, J.M., 1995, "A Statistical Model for the Relationship between Futures Contract Hedging Effectiveness and Investment Horizon Length," *Journal of Futures Markets* 15, 507-536.
- Ghosh, A., 1993, "Hedging with Stock Index Futures: Estimation and Forecasting with Error Correction Model," *Journal of Futures Markets* 13, 743-752.
- Grammatikos, T. and A. Saunders, 1983, "Stability and the Hedging Performance of Foreign Currency Futures," *Journal of Futures Markets* 3, 295-305.
- Howard, C.T. and L.J. D'Antonio, 1984, "A Risk-Return Measure of Hedging Effectiveness," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19, 101-112.
- Hsin, C.W., J. Kuo and C.F. Lee, 1994, "A New Measure to Compare the Hedging Effectiveness of Foreign Currency Futures versus Options," *Journal of Futures Markets* 14, 685-707.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169–210.
- Junkus, J.C. and C.F. Lee, 1985, "Use of Three Index Futures in Hedging Decisions," *Journal of Futures Markets* 5, 201-222.
- Kolb, R.W. and J. Okunev, 1992, "An Empirical Evaluation of the Extended Mean-Gini Coefficient for Futures Hedging," *Journal of Futures Markets* 12, 177-186.

- Kolb, R.W. and J. Okunev, 1993, "Utility Maximizing Hedge Ratios in the Extended Mean Gini Framework," *Journal of Futures Markets* 13, 597-609.
- Kroner, K.F. and J. Sultan, 1993, "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28, 535-551.
- Lee, C.F., E.L. Bubnys and Y. Lin, 1987, "Stock Index Futures Hedge Ratios: Test on Horizon effects and Functional Form," *Advances in Futures and Options Research* 2, 291-311.
- Lien, D. and X. Luo, 1993a, "Estimating the Extended Mean-Gini Coefficient for Futures Hedging," *Journal of Futures Markets* 13, 665-676.
- Lien, D. and X. Luo, 1993b, "Estimating Multiperiod Hedge Ratios in Cointegrated Markets," *Journal of Futures Markets* 13, 909-920.
- Lien, D. and D.R. Shaffer, 1999, "A Note on Estimating the Minimum Extended Gini Hedge Ratio," *Journal of Futures Markets* 19, 101-113.
- Lien, D. and Y.K. Tse, 1998, "Hedging Time-Varying Downside Risk," *Journal of Futures Markets* 18, 705-722.
- Lien, D. and Y.K. Tse, 2000, "Hedging Downside Risk with Futures Contracts," *Applied Financial Economics* 10, 163-170.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron, 1988, "Testing Unit Roots in Time Series Regression," *Biometrika* 75, 335-46.
- Shalit, H., 1995, "Mean-Gini Hedging in Futures Markets," *Journal of Futures Markets* 15, 617-635.
- Working, H., 1953, "Hedging Reconsidered," *Journal of Farm Economics* 35: 544-561