

國立臺灣大學生物資源暨農學院農業經濟研究所

碩士論文

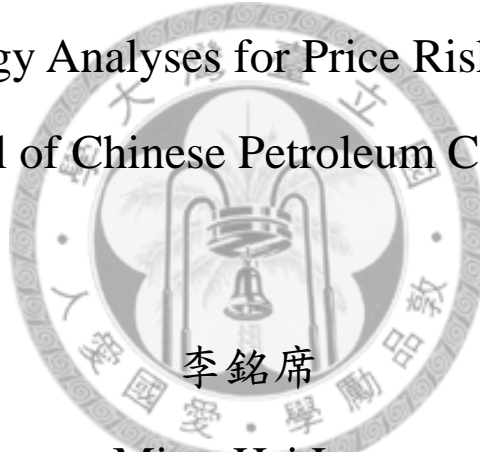
Graduate Institute of Agricultural Economics

College of Bio-Resources and Agriculture

National Taiwan University

Master Thesis

中國石油公司進口原油價格風險之避險策略分析
Hedge Strategy Analyses for Price Risk of Importing
Crude Oil of Chinese Petroleum Corporation



李銘席

Ming-Hsi Lee

指導教授：孫立群 博士

Advisor: Lih-Chyun Sun, Ph.D.

中華民國 98 年 7 月

July, 2009

摘要

本文主要探討利用期貨契約來規避台灣中油(CPC)進口原油價格風險之避險策略。首先本文根據台灣中油(CPC)的「國內汽、柴油浮動油價調整機制作業原則」之油價調整估計公式，估計台灣中油(CPC)進口原油現貨部位成本，並利用 ICE 之布蘭特(Brent)原油期貨為避險標的。接著在最小化避險投資組合變異數的目標下，利用不同的動靜態避險方法：天真避險(naive)、傳統最小平方法(OLS)、移動樣本的最小平方法(rollover OLS)、固定條件相關雙變量 GARCH 模型(constant conditional correlation bivariate GARCH model, CCC-GARCH)與動態條件相關雙變量 GARCH 模型(dynamic conditional correlation bivariate GARCH model, DCC-GARCH)，加入基差的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型以及選擇性避險(selective hedge)方法，來進行規避台灣中油(CPC)進口原油價格風險的績效比較和分析。

實證結果在樣本內避險績效的比較方面，本文的選擇性避險(selective hedge)策略，不但優於一般的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型避險策略，也優於加入基差後的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型避險策略，甚至首度超越了表現最好的傳統 OLS 靜態模型避險策略，為最佳之避險策略；實證結果在樣本外避險績效的比較方面，本文的選擇性避險(selective hedge)策略，也優於傳統 OLS 靜態模型和 CCC-GARCH 以及 DCC-GARCH 動態模型。因此，實證結果顯示無論是在樣本內或是樣本外，本文的選擇性避險(selective hedge)策略都是台灣中油(CPC)規避進口原油價格風險的最佳避險策略。

關鍵詞：台灣中油(CPC)、動態避險策略、固定條件相關雙變量 GARCH 模型、動態條件相關雙變量 GARCH 模型、選擇性避險(selective hedge)

Abstract

The purpose of this thesis is to use Brent crude oil futures to dodge the price risk of importing crude oil of Chinese Petroleum Corporation. First, we estimated the cost of importing crude oil of Chinese Petroleum Corporation based on the 「Domestic floating price mechanism adjusting principle of gasoline and diesel oil」. Then, we compare the hedging effectiveness based on the hedge ratios estimated from the conventional ordinary least squares (OLS) method, the rollover OLS method, the constant conditional correlation GARCH (CCC-GARCH) model, the dynamic conditional correlation GARCH (DCC-GARCH) model and the selective hedge model.

In the framework of minimizing hedging portfolio variances, we find that the hedging strategy of the selective hedge model, which explicitly considers heteroscedasticity and time-varying correlations between the spot and futures returns, outperforms the others both in in-sample and out-of-sample forecasts in this study.

Keywords: CPC, dynamic hedge strategy, constant conditional correlation GARCH model, dynamic conditional correlation GARCH model, selective hedge model.

目錄

	頁次
摘要.....	i
Abstract.....	ii
第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機與背景.....	1
第二節 研究目的.....	3
第三節 研究架構.....	5
第四節 論文架構.....	6
第二章 理論基礎與文獻回顧.....	7
第一節 避險理論之文獻回顧.....	7
第二節 國內外實證結果之相關文獻.....	15
第三章 研究方法與理論模型.....	21
第一節 最適避險比例.....	21
第二節 動態避險策略.....	22
第三節 避險模型.....	23
第四節 避險績效衡量方法.....	36
第四章 資料說明與實證結果.....	38
第一節 資料來源與處理.....	38
第二節 現貨和期貨之基本統計量分析.....	42
第三節 樣本內避險績效結果比較.....	49
第四節 樣本外避險績效結果比較.....	57
第五節 臺灣中油(CPC)實際進口原油成本之波動估計.....	62
第五章 結論與建議.....	65
第一節 結論.....	65

第二節 建議.....	68
參考文獻.....	69



圖目錄

	頁次
圖 1 估計期間與避險期間之移動視窗方法	23
圖 2 台灣中油進口原油加權平均成本和國內 92、95 和 98 無鉛汽油 實際油價比較圖	41
圖 3 布蘭特原油現貨與杜拜原油現貨之價格走勢圖	45
圖 4 台灣中油原油現貨組成與布蘭特原油期貨之價格走勢圖	46
圖 5 布蘭特(Brent)原油現貨和杜拜(Dubai)原油現貨週報酬率波動圖	47
圖 6 台灣中油(Brent)原油現貨和布蘭特(Dubai)原油期貨週報酬率 波動圖	48
圖 7 樣本內無基差下各模型避險比率之變化	52
圖 8 樣本內有基差下各模型避險比率之變化	53
圖 9 樣本內選擇性避險策略下各模型避險比率之變化	53
圖 10 樣本外非選擇性避險策略下各模型避險比率之變化	58
圖 11 樣本內選擇性避險策略下各模型避險比率之變化	59

表目錄

	頁次
表 1 能源安全指標	3
表 2 原油現貨與期貨的資料來源	42
表 3 現貨和期貨之基本統計量分析	43
表 4 無基差下，樣本內各商品之 DCC-GARCH 模型參數估計值	50
表 5 有基差下，樣本內各商品之 DCC-GARCH 模型參數估計值	51
表 6 無基差下，樣本內避險績效結果比較	54
表 7 有基差下，樣本內避險績效結果比較	55
表 8 選擇性避險(selective hedge)策略下，樣本內避險績效結果比較	57
表 9 非選擇性避險(selective hedge)策略下，樣本外避險績效結果比較	60
表 10 選擇性避險(selective hedge)策略下，樣本外避險績效結果比較	61
表 11 未避險下，臺灣中油實際油價成本波動估算	63
表 12 樣本外選擇性避險下，臺灣中油實際油價成本波動估算	63

第一章 緒論

第一節 研究動機與背景

總體經濟的實質景氣學派學者認為，就供給面衝擊而言原油價格的改變是造成景氣循環之主要因素(Hamilton, 1983; Gisser & Goodwin, 1986; Dotsey & Reid, 1992)。且實質景氣學派學者的研究也指出原油價格與景氣循環具有相關性，當原油價格高漲時，往往伴隨著通貨膨脹的壓力，而通貨膨脹的壓力又與經濟成長、升息壓力等議題息息相關。而我國在過去20年對原油進口的依存度已經高達99%(見表1)，使得國內油價對外在因素的敏感度非常高。尤其平均每人能源負擔過去20年來成長了11倍，其中原油依存度就占了50%(經濟部能源局，2009)，已經造成整個經濟體系成本的上升，也排擠了許多其他的支出，對經濟發展產生了不小的負面影響。且原油屬耗竭性資源，使得油價的變動一向受到關注，因此，一旦原油供應短缺或原油價格發生大幅波動，都可能對經濟體系產生重大的影響，而台灣原油蘊藏量極度匱乏，對進口原油的依賴甚深，進口原油的價格遂成為影響我國經濟發展中的重要因素，若世界原油市場價格發生大幅波動，必對我國物價產生重大衝擊(Huang, 1989)。

由於我國對於國外進口原油依賴程度相當高，故在原油價格飆漲的情況裡，對於國內對原油有需求的公司來說，因價格波動而造成生產者與投資人之損益影響，可能極為顯著。特別對於國營企業的台灣中油(CPC)來說，穩定國內的物價也同時是台灣中油(CPC)的社會責任，且國營企業有盈餘時必須繳回國庫，但在發生虧損時，卻有穩定國內物價的壓力存在。尤其台灣中油(CPC)公司在台灣油品市場的市占率達到百分之七十(台灣中油(CPC)，2009)，國內主要產品包括：車用汽油、航空燃油、柴油及燃料油。其中，以車用汽油比例最大(約40.5%)，其次為燃料油(約27.1%)，再其次為柴油(約23.4%)，以及航空燃油(約9.0%)，而市場銷售量占有率，分別達到81.0%、67.8%、88.8%及91.3%(台灣中油(CPC)，2009)，對台灣整體經濟影響甚大。

況且其石化事業又供應了台灣許多石化相關產業所需的原料，而且這些種種的原料最後都會生產出一般生活周遭中所需的產品。因此當原油價格上升時即隱含著國內的物價將會受到波動進而影響到國內的經濟穩定。所以本研究認為，為了維持台灣中油(CPC)穩定盈餘、和民生物價方面之責任，在極小化風險變動的前提下，進一步具體建構可以降低進口原油價格波動性風險的避險策略並進行比較分析和評估，確實有其必要性。

期貨市場與現貨市場間向來存在著諸多關聯性，期貨市場以少數資金換取高槓桿損益的翹翹板效果，向為避險者與獲利者熱愛的一種財務操作方式。運用衍生性金融商品來做為工具，探討控制購油成本和價格波動風險的策略，對能源短缺的台灣益形重要。而避險理論一般分為三種，(一)：天真避險(naive hedge)、(二)：選擇性避險(selective hedge)、以及(三)：投資組合避險理論(Portfolio Hedging Theory)。本文以台灣中油(CPC)定期公佈給消費大眾去估計國內油價變動的「國內汽、柴油浮動油價調整機制作業原則」(台灣中油(CPC)，2009)，之油價調整估計公式當作估計台灣中油進口原油現貨價格的方法、布蘭特原油期貨為避險標的，在極小化避險投資組合變異(minimum variance hedge，以下簡稱MVH)下，利用不同的動靜態計量方法來做應用不同策略時的避險績效的估計和比較。

表 1 能源安全指標

年份	進口石油依存度(%)	中東原油進口依存度(%)	石油進口總值占總進口值比率(%)	石油進口總值占總出口值比率(%)	石油進口總值占GDP比率(%)	平均每人負擔能源進口值(新台幣元)
1987	99.34	83.79	7.24	4.71	2.43	5,390
1988	99.47	77.55	5.09	4.17	2.01	5,112
1989	99.53	82.49	6.26	4.95	2.14	5,665
1990	99.43	81.45	9.14	7.43	3.04	8,328
1991	99.64	80.09	6.66	5.5	2.28	7,374
1992	99.78	79.98	6.08	5.37	2.02	7,305
1993	99.81	77.33	5.45	4.93	1.82	7,369
1994	99.82	73.84	5.04	4.63	1.71	7,581
1995	99.85	68.56	4.98	4.61	1.88	8,867
1996	99.86	63.07	6.06	5.3	2.12	10,633
1997	99.88	59.42	5.49	5.15	2.11	11,609
1998	99.88	61.5	4.27	4.09	1.62	10,283
1999	99.9	60.4	5.34	4.86	1.98	11,833
2000	99.93	60.34	7.08	6.68	3.09	17,875
2001	99.92	68.06	8.55	7.16	3.03	17,879
2002	99.9	74.16	7.54	6.53	2.88	18,054
2003	99.91	79.04	8.87	7.76	3.7	22,772
2004	99.92	76.74	9.7	9.35	4.94	32,487
2005	99.94	82.72	12.27	11.75	6.23	41,099
2006	99.96	79.85	13.99	12.67	7.77	51,487
2007	99.97	81.1	15.54	13.81	8.89	62,390

資料來源：中華民國九十六年能源統計手冊。

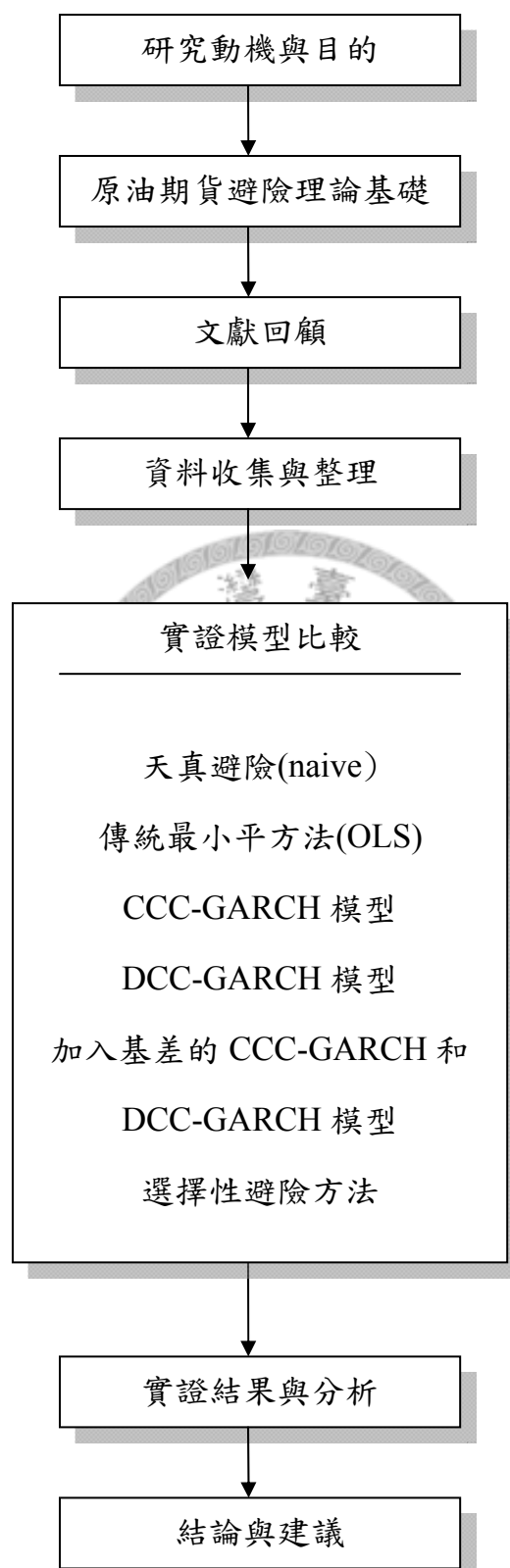
第二節 研究目的

基於以上之動機與背景，本研究嘗試探討選擇性避險(selective hedge)方法對台灣中油的進口原油成本進行避險之績效。期望透過對台灣中油(CPC)進口原油成本的估計和進口原油期貨避險標的的選擇，在極小化避險投資組合變異數的目標下，對台灣中油使用最適避險比例和動靜態避險方法，探討幾種不同避險策略之原油價格的風險規避效果，企圖為台灣中油找出能規避

掉其進口原油價格波動風險的最適避險方法。因此本文主要研究目的如下：

1. 對期貨避險理論及與期貨避險或原油期貨相關之實證文獻作探討，以期能找出最有效之原油期貨的避險方法。
2. 進行實證研究：利用台灣中油(CPC)定期公佈給消費大眾去估計國內油價變動的「國內汽、柴油浮動油價調整機制作業原則」之油價調整估計公式，針對台灣中油(CPC)進口原油方式估計現貨部位成本，利用 ICE 之布蘭特(Brent)原油期貨，在最小化避險投資組合變異數的目標下，利用不同的動靜態避險方法：天真避險(naive)、傳統最小平方法(OLS)、移動樣本的最小平方法(rollover OLS)、固定條件相關雙變量 GARCH 模型(constant conditional correlation，以下簡稱 CCC-GARCH)與動態條件相關雙變量 GARCH 模型(dynamic conditional correlation，以下簡稱 DCC-GARCH)，加入基差的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型以及選擇性避險(selective hedge)方法，來進行規避台灣中油(CPC)進口原油價格風險的績效比較和分析。
3. 以風險極小避險理論為基礎，配合適當的避險工具以估計最適避險比率。希望透過本文之研究，有助了解目前台灣中油(CPC)受進口原油價格衝擊之影響、未來因應國際原油價格變動台灣中油調整之空間、過去之進口原油期貨反映原油價格變動是否合理，以及未來應朝向何方式、採取何對策、如何因應，以規避進口原油價格波動的風險。

第三節 研究架構



第四節 論文架構

本文共分為五章。首先第一章說明研究動機與背景、研究目的及研究架構；第二章則簡單介紹在極小化避險投資組合變異數的目標下之期貨避險策略，主要討論最適避險比例的觀念以及靜態與動態避險的處理；再來第三章說明後續實證分析所使用的波動性模型與計量工具，以建立實證研究所需之資料背景；然後第四章主要為研究資料的基本統計性質與實證結果，再利用台灣中油(CPC)定期公佈給消費大眾去估計國內油價變動的「國內汽、柴油浮動油價調整機制作業原則」之油價調整估計公式，針對台灣中油(CPC)進口原油方式估計現貨部位成本，並利用 ICE 之布蘭特(Brent)原油期貨為避險標的，從事不同的動靜態避險模型之實證研究和績效評估；最後第五章則說明本研究之結論及對後續研究之建議。



第二章 理論基礎與文獻回顧

原油價格的變動與整體經濟緊密相關，全球經濟亦深受其影響 (Hamilton, 1983; Gisser & Goodwin, 1986; Dotsey & Reid, 1992)。尤其台灣的進口原油比例高達百分之九十九(見表 1)，因此進口原油價格的變動對台灣經濟的影響更是巨大。而台灣中油(CPC)公司在台灣油品市場的市占率達到百分之七十(台灣中油(CPC), 2009)，是台灣最大的原油進口需求者，其價格的波動對台灣經濟影響顯著。因此若能找出規避台灣中油(CPC)進口原油價格波動風險的最佳避險方法，將能有效降低台灣中油的購油成本，並進一步的達到穩定台灣經濟物價的目的。以下我們將分段建構台灣中油(CPC)進口原油價格波動風險避險方法的理論基礎。第一節首先介紹避險理論之文獻回顧，第二節則是說明國內外相關實證研究的結果。

第一節 避險理論之文獻回顧

價格發現、避險以及投機為期貨市場的三大功能，而避險更是期貨交易的主要功能(謝劍平, 2007)。避險交易的主要目的在於降低或控制目前或未來即將面對的風險，避險者因持有現貨或對現貨有需求而面臨價格變動的不確定風險，為了轉移此風險，避險者在期貨市場中買進或賣出期貨，使其成本與利潤可以得到保障。透過期貨交易能將風險做適當的規避，避險者可以在無後顧之憂的狀況下，專心從事本身的經濟活動以創造更大的經濟效益。Working(1953)指出，期貨市場之所以成功，歸因於對避險的需求。而 Ederington(1979)依避險理論演進之分類方式，認為期貨之避險理論可分為三種：傳統避險理論(Traditional Hedging Theory)、Working 的選擇性避險理論(Working's Selective Hedging Theory)及投資組合避險理論(Portfolio Hedging Theory)。其中最明顯的差異即是在不同避險理論下求出其最適避險比例，也

是本研究之研究重點。因此以下本文首先回顧最適避險比例理論，再依序回顧各類避險理論的重要內容。

一、最適避險比例

利用期貨避險之文獻開始於 Johnson(1960)和 Stein(1961)的研究，他們首先應用 Markowitz(1952)所提之投資組合理論(portfolio theory)，將避險視為簡單投資組合的應用，認為現貨商品與其對應之期貨部位可以視做是一種投資組合，而在極小化投資組合風險的目標之下，Ederington(1979)導出投資組合報酬最大化的條件，與現貨價格變動對期貨價格變動進行簡單迴歸分析後，所求得的斜率估計值一致，亦即最適避險比例可以表示為現貨報酬與期貨報酬所構成的共變異數除以期貨報酬的變異數。並且指出最小變異下的避險比例，其實和效用極大化下所導出的避險比例是相同的，因此極小化避險投資組合變異(minimum variance hedge, MVH)方法即成為最廣泛被採用的避險策略之一，故本文將依此為主軸進行分析。

二、傳統避險理論(Traditional Hedging Theory)

傳統避險理論強調期貨市場可以完全規避現貨市場的價格風險，認為期貨價格與現貨價格為同方向且同幅度的變動，即現貨價格減期貨價格的差距不變，又稱基差風險(basis risk)不存在。但是對大宗物資如能源商品而言，在正向市場(positive carrying-charge markets)¹時基差為負，而在逆向市場(negative carrying-charge markets)²時基差為正。若要基差風險不存在，避險者可在期貨市場持有與現貨市場數量相同但部位相反的契約數，如此期貨部位的利得(損失)可以和現貨部位的損失(利得)完全抵銷，而達到零價格風險的目的。此種避險策略所決定的期貨部位等於現貨部位，其避險比率為 1，

¹正向市場(positive carrying-charge markets)：現貨價格低於期貨價格的市場，基差(basis)小於 0。

²逆向市場(negative carrying-charge markets)：現貨價格高於期貨價格的市場，基差(basis)大於 0。

故稱為全額避險或例行避險(routine hedge)，又稱為天真避險(naive)。

天真避險假設現貨與期貨價格間具有完美的關係，因此在避險期間設定相同的避險比率。這種假設存在兩大缺失。第一，現貨和期貨價格間的關係其實是不完美的。第二，這種假設未考慮期貨及現貨價格具有隨機性質(stochastic nature)，而且未考慮避險比率中的時間變異因素。所以，期貨和現貨的價格呈現同向同幅度變動的假設為不切實際，由於期貨價格係反應市場對未來時點現貨價格的預期，此種預期將受時間、資訊的影響，而且實際的避險過程中，現貨標的物與期貨契約標的物未必完全相同，避險標的物持有時間與期貨合約到期日也未必相同，這些種情況均將導致基差變動不為零。所以傳統避險方式僅是將現貨價格變動的風險轉換成基差變動風險，其風險特性仍是十分顯著。

三、選擇性避險理論(Working's Selective Hedging Theory)

Working(1953)認為避險者因為手中持有現貨，所以關心的是相對價格而非絕對價格的變動，避險者進行期貨交易的目的應在於使其預期利潤達到最大化，故此理論又名預期利潤極大化理論(expected profit maximization)。因此在傳統避險理論的假設情況下，在現貨市場上持有多頭部位的避險者只有在預期基差風險縮小時才會避險；預期基差風險擴大時則不會避險。所以最適避險比率不是 1 就是 0，故稱為選擇性避險理論。也就是預期基差將產生變化之情況下，才會從事避險交易。可以下式說明：

$$P_h = X_S(S_1 - S_0) - X_F(F_1 - F_0), \text{ 因為 } X_S = X_F \quad (2-1-1)$$

$$P_h = -X_S[(F_1 - S_1) - (F_0 - S_0)] \quad (2-1-2)$$

$$P_h = -X_S(B_1 - B_0) \quad (2-1-3)$$

其中， X_S 、 X_F 為避險期間現貨與期貨持有部位； S_0 、 S_1 為期初與期末的現貨價格； F_0 、 F_1 為期初與期末的期貨價格。 B_0 、 B_1 為期初與期末的基差。當預期基差縮小時($B_1 < B_0$)， $P_h > 0$ ，避險者會從事避險，最適避險比率是 1；反之不會從事避險，而是追求利潤極大，因此最適避險比率就是 0。

四、投資組合避險理論(Portfolio Hedging Theory)

傳統避險理論強調避險的目的在於規避風險；一般選擇性避險理論則強調避險的目的在於使預期利潤極大化，投資組合避險理論則整合這兩個理論的觀點，將避險者的現貨及期貨部位視為一個投資組合，以將投資組合的風險降至最低為目的進行避險，以估計之最適避險比率來進行避險。此種避險行為較符合現實生活中一般的行為模式。同時，投資組合避險理論將避險者的現貨部位與期貨部位視為一個投資組合來考慮，使部份避險成為可能的決策。投資組合避險理論又因避險目的的不同而分為最小變異數法與報酬風險法二種。

(一) 最小變異數模型

Johnson(1960)與 Stein(1961)採用 Markowitz(1952)將傳統避險理論追求風險極小的觀念與投資組合理論加以結合，假設避險的目的在追求風險的極小，而非預期利潤的極大。此模型與一般投資組合理論不同的是，現貨部位與期貨部位並非互為替代品，相反地，在給定現貨部位的情況下，避險者的決策在決定應避險的期貨部位比例，使其達到資產組合的最小變異。價格的變異數(variance)或標準差(standard deviation)被用來衡量風險的大小，而導出的最適避險比例是介於 0 與 1 之間的數值，因此又稱為部分避險理論和最小變異數模型。Johnson(1960)將避險效果定義為未避險之資產組合的變異數與

已避險的資產組合變異數之差(即避險後風險減少程度)佔未避險之資產組合變異數的比率，而此比率恰好等於現貨與期貨價差或報酬率之迴歸模型中的判定係數。其追求風險極小化之目標函數如下：

$$E(P) = X_S E(S_1 - S_0) \quad (2-1-4)$$

$$\text{Min } \text{Var}(P) = X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2 \quad (2-1-5)$$

$$E(P_h) = X_S E(S_1 - S_0) - X_F E(F_1 - F_0) \quad (2-1-6)$$

$$\text{Min } \text{Var}(P_h) = X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2 + X_F^2 \sigma_{\Delta F}^2 + 2X_S X_F \sigma_{\Delta S, \Delta F} \quad (2-1-7)$$

其中 P 表示未避險下的資產組合收益，而以 P_h 表示避險下的資產組合收益。前兩式為未避險下資產組合收益的期望值和變異數；後兩式為避險下資產組合收益的期望值和變異數； X_S 、 X_F 為現貨與期貨持有部位， ΔS 、 ΔF 為現貨與期貨價格之變動。 $\sigma_{\Delta F}^2$ 為現貨與期貨價格變動之變異數。 $\sigma_{\Delta S, \Delta F}$ 為現貨價差與期貨價差之共變異數。Johnson(1960)與 Stein(1961)指出，若避險者目的是追求風險最小，則透過上式 $\text{Var}(P_h)$ ，對 X_F 一次偏微分，並令其等於零，可導出避險者之風險最小時之函數關係。

一階條件：

$$\frac{\partial \text{Var}(P_h)}{\partial X_F} = 2X_F \sigma_{\Delta F}^2 + 2X_S \sigma_{\Delta S, \Delta F} = 0 \quad (2-1-8)$$

$$\Rightarrow -\frac{X_F}{X_S} = \frac{\sigma_{\Delta S, \Delta F}}{\sigma_{\Delta F}^2} \quad (2-1-9)$$

二階條件:

$$\frac{\partial^2 \text{Var}(P_h)}{\partial X_F^2} = 2\sigma_{\Delta F}^2 > 0 \quad (2-1-10)$$

由一階條件可知最小風險下之最適避險比率為:

$$-\frac{X_F}{X_S} = \frac{\sigma_{\Delta S, \Delta F}}{\sigma_{\Delta F}^2} \quad (2-1-11)$$

上式中，負號的經濟意義為避險者反向操作期貨與現貨。在其擁有現貨時，負號代表賣空期貨，故一般將此符號忽略，而以一階條件之值直接代入即可。將一階條件代入(1-1-15)式，可知避險者避險後之風險為：

$$\begin{aligned} \text{Var}(P_h) &= X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2 + \left[-X_S \frac{\sigma_{\Delta S, \Delta F}}{\sigma_{\Delta F}^2} \right]^2 \sigma_{\Delta F}^2 + 2X_S \left[-X_S \frac{\sigma_{\Delta S, \Delta F}}{\sigma_{\Delta F}^2} \right] \sigma_{\Delta S, \Delta F} \\ &= X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2 - X_S^2 \frac{\sigma_{\Delta S, \Delta F}^2}{\sigma_{\Delta F}^2} \\ &= X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2 \left[1 - \frac{\sigma_{\Delta S, \Delta F}^2}{\sigma_{\Delta S}^2 \sigma_{\Delta F}^2} \right] \\ &= X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2 (1 - \rho_{\Delta S, \Delta F}^2) \end{aligned} \quad (2-1-12)$$

其中， $\rho_{\Delta S, \Delta F}$ 為現貨與期貨價差之相關係數。將避險後與避險前的變異數相比，其差別為 $(1 - \rho_{\Delta S, \Delta F}^2)$ 。因此當 $\rho_{\Delta S, \Delta F} = 0$ ，避險無效；當 $\rho_{\Delta S, \Delta F}$ 介於 0 與 1 之間，則避險可降低風險；若 $\rho_{\Delta S, \Delta F} = 1$ ，則避險可完全消除風險。所以我們在估計此式時可以根據過去資料建立下列之迴歸式來求解：

$$(S_1 - S_0) = \alpha + (F_1 - F_0) + \varepsilon_t \quad (2-1-13)$$

$$\Rightarrow \Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + \varepsilon_t \quad (2-1-14)$$

由 OLS 估計上式，可得 $\beta = \frac{Cov(\Delta S, \Delta F)}{Var(\Delta F)} = \frac{\sigma_{\Delta S, \Delta F}}{\sigma_{\Delta F}^2} = \frac{X_F}{X_S} = \frac{\partial(\Delta S)}{\partial(\Delta F)}$

故求出 β 估計值就可以求出最小風險之避險比率。

(二) 報酬風險法

報酬風險法同時兼顧避險投資組合利潤極大化與風險極小化，在不考慮相關交易成本影響下，避險者的避險動機包括追求利潤極大化與風險極小化，以設計出風險趨避者同時考量報酬與報酬變動風險之目標函數。此一方法又可分為均異分析模式及風險報酬抵換模式。

1. 均異分析模式(Optimum Mean-Variance Approach)

雖然最小變異法所計算之避險比率可將避險投資組合之變異降至最低，但是投資人對於風險與報酬之關係有一特定效用函數，將效用極大化之避險比率才是投資人的最佳避險比率。Hsin *et al.*(1994)將投資人的效用函數設定為二次型式(quadratic function)進行避險比率計算，設定如下。

$$\underset{X_F}{Max} E(P_h) - 0.5AVar(P_h) \quad (2-1-15)$$

其中， P_h 為避險投資組合報酬。A 為風險趨避係數。 $Var(P_h)$ 為避險投資組合變異數。之後再將 $E(P_h)$ 、 $Var(P_h)$ 兩函數帶入上式，並對上式之 X_F 偏微分求取效用最大化可得避險比率(h^*)公式為：

$$\Rightarrow X_F^* = \frac{\sigma_{S,F}}{\sigma_F^2} X_S + \frac{E(F_1 - F_0)}{A\sigma_F^2} \quad (2-1-16)$$

$$\Rightarrow h^* = \frac{\sigma_{S,F}}{\sigma_F^2} + \frac{E(F_1 - F_0)}{AX_S\sigma_F^2} \quad (2-1-17)$$

h^* 由兩部分組合而成，第一部份為 $\frac{\sigma_{S,F}}{\sigma_F^2}$ ，代表純粹的避險因子，第二部份為 $\frac{E(F_1 - F_0)}{AX_S\sigma_F^2}$ ，代表投機因子。若 $E(F_1 - F_0) = 0$ 或 A 值趨近於無窮大(避險者對風險容忍度趨近於零)，則投機因子為零，此時避險者不預期會從避險中獲得額外的利潤，因此最適避險比例只剩下第一項，因此上式簡化成 $h^* = \frac{\sigma_{S,F}}{\sigma_F^2}$ ，與第一部分所求得最小變異之最適避險比率相同。因為在實證研究時，風險趨避係數 A 很難測度，故作者多只探討純避險因子的部分，而不考慮投機因子。

2. 風險報酬抵換模式(Risk-return tradeoff)

雖然均異分析模式已經將報酬與風險同時納入考慮，但是要先得知避險者的風險趨避係數，才能計算避險比率。因此 Howard 與 D'Antonio(1984) 提出以 Sharp 指標作為衡量標準，使 Sharp 指標最大化之避險比率為最適避險比率。其目標函數設定如下：

$$\underset{X_F}{Max} \theta = \frac{\bar{R}_p - i}{\sigma_p} \quad (2-1-18)$$

其中， \bar{R}_p 為避險投資組合報酬、 i 為無風險利率、 σ_p 為避險投資組合之標準差、 X_F 為期貨持有部位。

$$\bar{R}_p = \frac{X_S P_S \bar{r}_S + X_F P_F \bar{r}_F}{X_S P_S} \quad (2-1-19)$$

$$\sigma_P = \frac{1}{X_S P_S} \sqrt{X_S^2 P_S^2 \sigma_S^2 + X_F^2 P_F^2 \sigma_F^2 + 2X_S X_F P_S P_F \sigma_S \sigma_F \rho} \quad (2-1-20)$$

其中， X_S 為現貨部位數量， X_F 為期貨部位數量。 P_S 、 P_F 分別代表期初的現貨與期貨價格， \bar{r}_S 、 \bar{r}_F 分別代表現貨與期貨的期望報酬率， σ_S 、 σ_F 分別代表現貨報酬率與期貨報酬率的標準差， ρ 表示現貨與期貨報酬率的相關係數。

綜合上述，由於最小變異避險比率之觀念簡單易懂及計算簡便，日後之相關避險文獻亦大多利用最小變異避險策略進行實證分析。且本研究目的即是為了探討哪一種避險方式最能達到國營企業台灣中油(CPC)其穩定盈餘、和民生物價方面之責任，和最小變異避險比率之方法目的相同，因此本文亦使用最小變異避險比率之觀念來估計避險比率。

第二節 國內外實證結果之相關文獻

有關現貨與期貨之間避險最適比率估計模型與效益之探討，國內外學者研究眾多，通常使用不同的估計模型為研究基礎，探討相關的避險效果與最小變異最適避險比率。不過針對原油現貨與期貨的研究卻不多見，更是缺乏針對在台灣影響層面最廣的台灣中油(CPC)所做的分析探討。因此本研究期望透過參考過去的文獻來選取出最適宜的估計模型，再將台灣中油(CPC)的進口原油現貨組成和布蘭特(Brent)原油期貨的資料來進行分析探討，以期找出台灣中油(CPC)最佳的避險績效模型。

一、動靜態避險模型之相關文獻

Ederington(1979)發展出來的 MVH 方法是以傳統 OLS 模型來估計，傳統 OLS 模型主要藉由簡單線性迴歸，描繪出現貨價格變動與期貨價格變動

之間的線性關係，並透過最小平方法估計斜率參數，而將此斜率估計值當做是持有每單位現貨之下所必須對應持有的期貨部位，其本質上屬於是一種靜態的觀點。但是因為傳統 OLS 模型估計時並無法考慮到資料樣本的變異數是隨時間變動(條件異質性)的特性，而可能會使估計結果失真。如果要同時考慮期貨價格變動與現貨價格變動之間的時間數列關係，則較適合利用條件動態模型來處理。如 Herbst *et al.*(1992)對數種外匯日資料研究，發現使用 OLS 方法所估計的避險比率，因樣本序列存在自我相關(Autocorrelation)，會有高估的情形。因此將現貨與期貨的變異數與共變數視為不變常數的假設，隨著時間序列實證文獻的發展，也開始受到修正。Figlewski(1984)以風險極小化為追求目標，探討 Value Line、S&P500 及 NYSE 三種股價指數期貨對美國股價現貨市場之避險研究，實證結果發現避險比率並非一成不變的，故具動態性的避險模型是較適切的，而 Cecchetti、Cumby 與 Figlewski(1988)在風險極小化及預期效用極大化下，以現貨及期貨價格變動之動態聯合分配，來估計最適的期貨避險比例，研究發現估計現貨部位與期貨契約間的統計關係應考量動態現象，以尋求最適化。

而 Baillie 與 Myers(1991)利用黃金和部分農產品的日資料，透過 GARCH 模型族中的對角化(diagonal)VECH 模型³來計算最適避險比率，並與傳統 OLS 法所估計之固定避險比率相比較，發現最適避險比率將會隨時間而變動，並非是固定的，在避險績效方面，無論樣本內外均顯示 VECH 模型估計的避險比率優於傳統 OLS 模型所估計的避險比率。而與靜態避險方法進行評比，實證結果顯示對角化 VECH 模型可以得到比靜態避險法更低的現貨價格變動風險。

Kroner 與 Sultan(1993)以匯率的週資料配適天真避險(Naive)、OLS、EC(error correction model)、CCC-GARCH(constant conditional correlation)模

³ Bollerslev、Engle 與 Wooldridge(1988)所提出，可以表現共變異數矩陣因時而異的特性。

型，無論樣本內或樣本外的避險績效的結果皆顯示 CCC-GARCH 模型優於其他模型，但 OLS 模型和 EC(error correction)模型的差異並不顯著。Park 與 Switzer(1995)以多變量 GARCH 誤差修正模式實證 S&P 500、MMI 及 Toronto35 三種股價指數期貨及現貨，效果衡量方法是將天真避險、傳統 OLS 模式、OLS 共整合模式及多變量 GARCH 模式做比較。樣本外實證中發現多變量 GARCH 模型之避險效果比其他模型佳。

Engle 與 Kroner(1995)則提出 GARCH 模型族中的 BEKK 模型，參數相較於 Bollerslev *et al.*(1988)提出的 VECM 模型少上許多。BEKK 表示法不但精簡了估計參數的個數，更重要的是其共變異矩陣必保證為半正定(semi-positive definite)。叢宏文(1996)以天真(naive)避險、傳統 OLS 模型、OLS 共整合模型及多變量 GARCH 模型分別探討新加坡國際金融交易所(SIMEX)及日本大阪期貨交易所(OSE)的 Nikkei225 股價指數期貨應用於日本及台灣股市現貨中的避險效果。資料期間取自 1988 年 9 月 3 日至 1995 年 12 月 31 日，結果顯示日經股價指數現貨透過日經指數期貨避險時，多變量 ARCH 模型的避險效果並未優於其他模式。但在日經股價指數期貨規避台灣股價指數現貨的交叉避險上，無論在樣本內或樣本外，多變量 GARCH 模型的避險效果均較其他避險模式為佳。林義祥(1998)根據 Johnson(1960)所提的最小變異避險策略，以國內開放型共同基金利用摩根史坦利台指期貨避險為例，分別運用傳統 OLS 模型、EC(error correction)模型、單變量 GARCH(1,1)與雙變量 GARCH(1,1)模型來檢測各共同基金的避險績效，以及在選取不同計量模型所獲得的避險比例下，對於某特定共同基金而言，是否會造成避險績效的差異性。由實證結果發現四種模型中以 ECM 及雙變量 GARCH(1,1)之避險效果有明顯優於其他兩種計量模型 OLS 及單變量 GARCH(1,1)。

而 Moschini 與 Myers(2002)提出修正後的 BEKK 模型來檢定避險比例是否符合固定的虛無假設，以玉米週資料做為實證的結果顯示，避險比例的確

是隨時間而變，不能單單僅藉由季節或到期日效應的影響來解釋。Lien、Tse 與 Tsui(2002)亦利用部分匯率、股票指數和農產品的日資料，配適 Bollerslev(1990)提出的固定條件相關係數模型(CCC-GARCH)，並與移動樣本(rollover)OLS 模型⁴進行樣本外避險績效的比較，實證結果支持移動樣本 OLS 模型的避險績效優於 CCC-GARCH 模型⁵。許傑翔(2004)亦以多變量固定條件相關係數(CCC-GARCH)作為風險值模型。採用美元兌換新台幣與澳幣匯率資料，資料期間為 1999 年 4 月 1 日至 2004 年 3 月 31 日。實證結果顯示：CCC-GARCH 模型所對應的風險值模型，表現優於單變量 GARCH。

上述避險模型的主要差異在於對價格變動波動性看法的不一致，但是否值得透過估計期貨與現貨價格變動之條件共變異數行程，進一步協助並提升原油期貨避險策略的績效，則是屬於本研究實證的內容。然而，實證上的動態與靜態這兩種避險方法，其避險績效優劣並沒有一致的定論。不過在樣本內資料的避險績效評比上，大多數的文獻指出動態模型的效果會優於靜態模型。例如：Lien、Tse 與 Tsui (2002)在對日資料避險績效的實證結論為 rollover OLS 模型優於 CCC-GARCH 模型；Cotter 與 Hanly(2006)考量不同績效衡量指標，亦得到 rollover OLS 模型優於 CCC-GARCH 和 diagonal VECM 等其他的動態模型；其他如 Tong(1996)以及 Sim 與 Zurbuegg(2001)也支持動態避險策略績效較佳。然而，在樣本外資料的避險策略方面，迄今仍未有一致性的結論，故此一命題仍有必要須經過實證研究之檢驗。

基於 VECM 模型和 BEKK 模型在參數配適上的困難，且 CCC-GARCH 模型比 VECM 和 BEKK 模型更具簡約性(parsimonious)、正定條件簡單等優點，故本文在共變異數矩陣的配適上，比較了採用參數較精簡的 CCC-GARCH 模型和 Engle(2002)所提出動態條件相關係數模型(dynamic

⁴ 不同於傳統 OLS 模型，移動樣本 OLS 模型的樣本外避險比例會隨著樣本的移動而重新估計，故其應可視為動態的避險模型。

⁵ Lien、Tse 與 Tsui(2002)僅採用 CCC-GARCH 模型而未配適 BEKK 模型(此模型為 Engle 與 Kroner (1995)所提出)或其他模型的原因在於模型係數顯著性與否的考量。

conditional correlation)，此模型主要是修正 CCC-GARCH 模型中條件相關係數固定的假設，此外 DCC-GARCH 也保留 CCC-GARCH 模型簡約性、參數少與正定條件簡單等優點。其為兩階段的估計模型，第一階段針對個別資產進行 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)模型配適，第二階段則是將第一階段所得到標準化殘差，進行動態相關係數的配適。若第二階段所估計的係數結果不顯著，即資產間並未存在明顯的動態相關係數，此時模型可退化至固定相關係數，故 CCC-GARCH 模型則可視為其特例。雖然在現貨期貨避險比例的研究上，DCC-GARCH 模型之應用並非最新之方法，不過針對原油產品來評估 DCC-GARCH 模型適用性之研究仍付之闕如，這是本研究的主要為文動機之一。另外，根據 Lien and Yang(2006)提出的加入基差之多變量 GARCH 模型，應用於 1990 到 2004 年 6 國外匯的實證結果顯示，加入基差後的多變量 GARCH 模型優於 DCC-GARCH 動態模型和傳統 OLS 模型，因此本研究也嘗試加入這個模型來評估避險績效。

二、選擇性避險(selective hedge)文獻

Yun(2006)將 Working(1953)的選擇性避險方法進一步延伸，他嘗試為基差設立一個觸發值(triggering value)，當逆向市場中基差大於某個設定的觸發值時，賣出現貨買入遠期契約；當正向市場中基差小於某個設定的觸發值時，則賣出遠期契約買入現貨，並比較設立不同的觸發值時，避險績效如何。

因此根據 Yun(2006)之基礎，本研究之選擇性避險(selective hedge)策略嘗試為每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 設定一個臨界值 K ，當 K 小於某個常數時，表示每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動較小，此時採取 OLS 模型的避險策略；而當 K 大於某個常數時，表示每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動較大，此時採取 CCC-GARCH 或 DCC-GARCH

動態模型的避險策略來加以估計。

除了上述的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型以及加入基差的 GARCH 模型和本研究設計之選擇性避險(selective hedge)模型之外，天真避險(naive)、傳統 OLS 模型和移動樣本 OLS 也將做為本文實證的比較模型。關於避險績效的衡量方面，若實務操作上採用每日避險，可能會因為交易成本的問題，而抵銷進行避險操作的功能性。且由於樣本內的避險績效容易受選取的樣本區間所影響，也比較不符合實務的預測需求，故本文主要採用週資料進行樣本外避險績效的比較⁶。

而有鑑於台灣中油(CPC)之進口原油對於大眾經濟物資之影響層面甚廣，因價格波動而造成生產者與投資人之損益影響，可能極為顯著，因此建構可以具體降低台灣中油(CPC)之進口原油之資產波動性風險的避險策略，確實有其必要性。而台灣中油(CPC)之進口原油現貨組成和布蘭特(Brent)原油期貨這些商品是否因搭配不同的避險策略，而有不同的避險績效表現，確實是個有趣且值得深入研究的議題。因此本研究蒐集在英國的洲際交易所(Inter-Continental Exchange)的布蘭特(Brent)原油期貨來進行台灣中油(CPC)之進口原油現貨組成的期貨避險交易策略的分析與比較。

⁶使用週資料避險有兩個好處：週資料較日資料穩定，以及週避險較日避險有效率，這部分的論述可以參考 Laws 與 Thompson(2005)。

第三章 研究方法與理論模型

為了達到台灣中油(CPC)其穩定盈餘和民生物價方面之責任。本研究在試圖找出台灣中油(CPC)進口原油成本組成價格極小化風險變動的前提下，利用天真避險(naive)模型、傳統OLS模型、CCC-GARCH模型和DCC-GARCH動態模型、加入基差的CCC-GARCH和DCC-GARCH動態模型和選擇性避險(selective hedge)模型進一步具體建構可以降低進口原油價格波動性風險的避險策略並進行比較分析和評估，希望透過不同的動靜態避險模型之最適避險比例的估計，找出資產組合變異數中，何種模型估出的變異數較小、避險績效較佳。以下依序第一節先介紹何謂最適避險比例及其估計方法；第二節介紹本研究在樣本外動態避險的部份如何進行估計；第三節則依次介紹本研究利用到的各種不同的動靜態避險模型。

第一節 最適避險比例

期貨契約是最容易也是最廣泛被使用的避險工具之一，因為期貨價格與現貨價格的變動方向往往一致，所以可以同時在商品現貨與期貨市場，建立買入與賣出的反向部位，則任何因價格的不利變動所造成資產價值損失，可以由另一方所產生的正向利得相互抵銷，以降低其持有部位的風險。

所以為了因應現貨部位的價格波動，需要持有適當數量的期貨部位來進行避險，一般將期貨相對於現貨持有部位的比重($\frac{X_F}{X_S}$)定義為避險比例(h)，由此可以進一步界定現貨與期貨部位所構成之避險投資組合報酬(P_h)的波動性為風險。就經濟的直覺而言，我們應該設法求出滿足避險投資組合報酬(P_h)變異數最小情況下，所對應的避險比例(h)，此即為 Johnson(1960)推導出的 MVH(minimum variance hedge)方法下之最適避險比率(optimal hedge

ratio) h^* :

$$\frac{\partial \text{Var}(P_h)}{\partial X_F} = 2X_F \sigma_{\Delta F}^2 - 2X_S \sigma_{\Delta S, \Delta F} = 0 \quad (3-1-1)$$

$$\Rightarrow \frac{X_F}{X_S} = \frac{\sigma_{\Delta S, \Delta F}}{\sigma_{\Delta F}^2} \quad (3-1-2)$$

$$\Rightarrow h^* = \frac{X_F}{X_S} = \frac{\sigma_{\Delta S, \Delta F}}{\sigma_{\Delta F}^2} \quad (3-1-3)$$

其中 ΔS 和 ΔF 分別為現貨價格 S 和期貨價格 F 在避險期間中的價格變動； σ_S 和 σ_F 則為 ΔS 和 ΔF 的標準差； ρ 為 ΔS 和 ΔF 的相關係數； h^* 為所欲求得的避險比例。上述為短部位(short position)避險⁷，表示市場參與者持有之投資組合的價值變動可以表示為 $(\Delta S - h\Delta F)$ 。反之，若為長部位(long position)避險，則市場參與者持有之投資組合的價值變動可以表示為 $(h\Delta F - \Delta S)$ ，不過這兩種避險投資組合的變異數是相同的。

第二節 動態避險策略

本研究的實證內容分為樣本內(in-sample)和樣本外(out-sample)，在樣本外(out-sample)或稱事後(ex-ante)避險效果測試時，以利用移動視窗(moving window)方法進行估計。圖 1 說明本文採移動視窗方法的估計期間與避險期間之移動過程。所謂估計期間之第一次估計(迴圈)係利用第一次原油現貨與期貨價格資料先估計避險比率，然後對避險期間(即下一個交易日)，實際進行避險，在避險期間期末評估其避險績效，之後的第二次估計(迴圈)、第三次估計(迴圈)等也是以此類推。如此一來，樣本外之實證皆以每期最新資訊來估計下期的避險比率，並利用下一期的實際資料計算樣本外之避險績效，

⁷ 買入(long)現貨資產同時賣出(short)期貨契約的投資組合，習慣上稱做短部位。

因此在本研究之避險模型樣本外(out-sample)之避險比率皆採動態調整，而非固定之避險比率，其滾動方式如下。本文的總樣本數為 1990 年 1 月 5 日至 2008 年 12 月 26 日間共 991 筆週資料。估計期之資料期間為前 469 筆週資料，避險期之資料期間為後 522 筆週資料。其中估計期先以第 1 筆至 469 筆週資料計算出第 470(t+1)期之避險比率，再以第 2 筆至 470 筆週資料計算出第 471(t+2)期之避險比率，之後以此類推，以衡量第 470 筆至第 991 筆週資料之避險決策之避險績效。

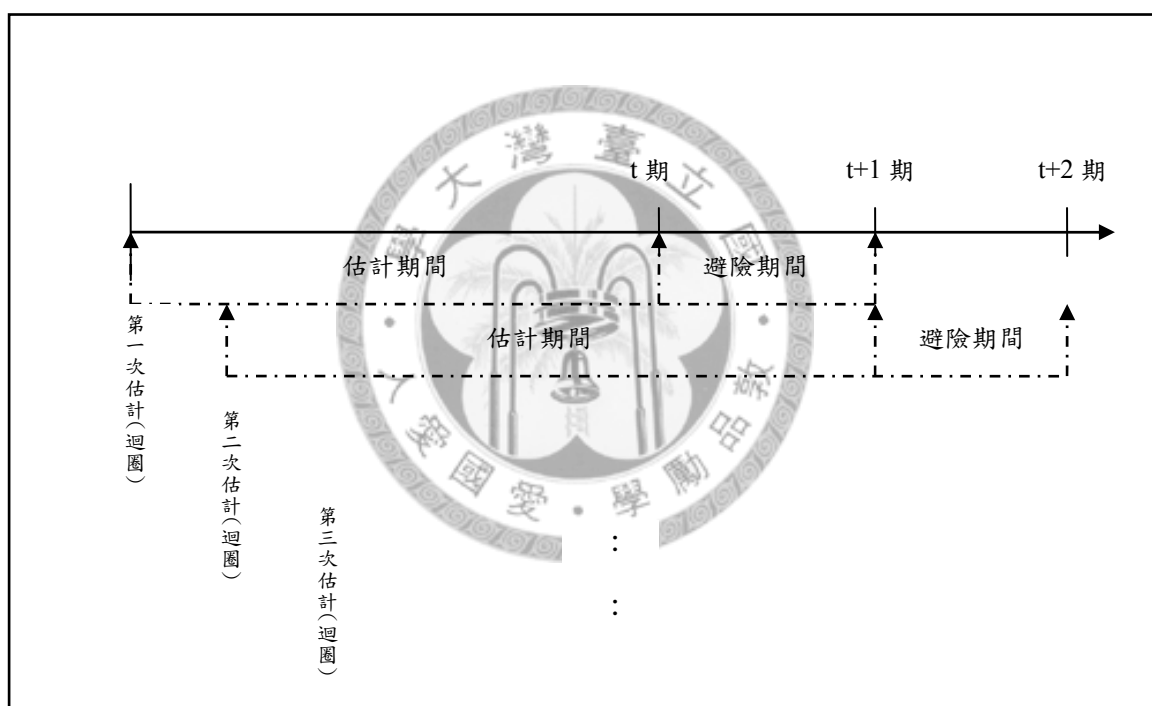


圖 1 估計期間與避險期間之移動視窗方法

資料來源：本研究整理。

第三節 避險模型

由第一節的討論可知，避險比例除了是波動性的函數之外，也是現貨與期貨價格變動之間相關係數的函數。相對於其他交易更活絡的金融商品而言(例如主要集中市場之股價指數期貨與現貨)，商品期貨與現貨報酬之間的相關係數，一般較為平穩。然而，就原油商品而言，因為產品的特殊屬性及其

OPEC 產油國供給不穩定、政治和季節因素等不確定性的影響，二者之間的相關係數走勢相對較不平穩。至於該採行何種波動性和相關係數估計模型，則應視配適後之最適避險比例的績效而定。

在計量方法上，關於單一資產波動性的估計方面，Engle(1982)提出 ARCH(autoressive conditional heteroskedasticity)模型，將條件變異數設定為落後期殘差項平方的函數，即可捕捉波動性因時而異的特性；Bollerslev(1986)進一步延伸提出 GARCH 模型，模型除納入落後期殘差平方項的影響外，同時將條件變異數的落後期導入模型中，使得條件變異數的動態結構更具一般化，促使參數估計可以更為精簡。後來許多研究將 GARCH 模型概念擴展至資產的共變異數矩陣上，即允許共變異數矩陣亦可隨時間變動的估計，因而出現了多變數 GARCH 模型族(multivariable GARCH model family)，但是由於多變量 GARCH 模型必需設定隨時間而變動的整個共變異矩陣，卻可能因估計參數太多損耗不少自由度，因而無法得到收斂解，例如 VECM 模型和 BEKK 模型。雖然這兩個模型皆可刻畫共變異數矩陣因時而異的特性，但在估計的實務過程中，就因此容易發生參數估計無法收斂的問題。於是 Bollerslev(1990)進一步提出了 CCC-GARCH 模型，此模型假設條件相關係數為常數，以簡化條件共變異數的變異來源，此即 CCC-GARCH 假設下的 GARCH 模型。而之後 Engle(2002)所提出的動態條件相關係數模型(dynamic conditional correlation, DCC-GARCH)主要是修正 CCC-GARCH 模型中條件相關係數固定的假設，此外 DCC-GARCH 也保留 CCC-GARCH 模型簡約性、參數少與正定條件簡單等優點。

而本文在假設台灣中油(CPC)為追求原油進口價格組成風險極小化之前提下，試圖利用傳統 OLS 模型、CCC-GARCH 模型和動態 DCC-GARCH 模型、加入基差的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型以及選擇性避險(selective hedge)模型，來進行避險績效之比較，模型介紹如下：

(一) 天真避險(naive)

一個最簡單的避險方法，稱之為天真避險(naive)，此理論建立在現貨部位與期貨部位價格變動呈現同步的走勢，避險者只要買賣一個與現貨部位數量相等但方向相反的期貨部位，則避險者的淨部位將不為改變，也就是他將完全避險，避險比率為 1。天真避險(naive)模型方程式表示如下：

$$P_h = X_S(S_1 - S_0) + X_F(F_1 - F_0) = X_S \Delta S + X_F \Delta F \quad (3-3-1)$$

$$\text{Var}(P_h) = X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2 + X_F^2 \sigma_{\Delta F}^2 + 2X_S X_F \text{Cov}(\Delta S, \Delta F) \quad (3-3-2)$$

$$= X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2 + X_F^2 \sigma_{\Delta F}^2 + 2X_S X_F \sigma_{\Delta S, \Delta F}$$

其中， P_h 為避險後資產組合的收益； X_S 、 X_F 為避險期間現貨與期貨持有部位； S_1 、 S_0 為第 1 期和第 0 期的現貨價格； F_1 、 F_0 為第 1 期和第 0 期的期貨價格； ΔS 、 ΔF 為避險期間現貨與期貨的價差； $\sigma_{\Delta S}^2$ 、 $\sigma_{\Delta F}^2$ 為避險期間現貨與期貨價差的變異數； $\sigma_{\Delta S, \Delta F}$ 為避險期間現貨價差與期貨價差的共變異數。而傳統避險策略的兩個基本假設為： $\rho_{\Delta S, \Delta F} = 1$ 與 $\sigma_{\Delta S} = \sigma_{\Delta F}$ ，即現貨與期貨同步變動且幅度相同。則由下式可知：

$$\text{Var}(P_h) = X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2 + X_F^2 \sigma_{\Delta F}^2 + 2X_S X_F \sigma_{\Delta S} \sigma_{\Delta F} \rho_{\Delta S, \Delta F} \quad (3-3-3)$$

$$= X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2 + X_F^2 \sigma_{\Delta F}^2 + 2X_S X_F \sigma_{\Delta S}^2$$

$$= (X_S + X_F)^2 \sigma_{\Delta S}^2$$

因此避險時只需令現貨與期貨部位相同，即 $X_S = -X_F$ (負號表示避險者反向

操作)，則避險資產組合的收益風險為零，即 $Var(P_h)=0$ 。所以在傳統避險理論下，其避險比率 $HR(\text{hedge ratio})=-\frac{X_F}{X_S}$ 為一常數，等於 1。

(二) 傳統 OLS 避險模型

根據 Witt 與 Martin(1987)所提出之 OLS 避險模型以估計最小變異避險比率。其模型如下所示：

$$\Delta S_t = \alpha + h\Delta F_t + \varepsilon_t \quad (3-3-4)$$

其中， S_t 、 F_t 為現貨及期貨之價格取對數， ΔS_t 、 ΔF_t 為現貨及期貨之報酬率
 α 為模型中之截距項， h 為模型中之斜率項(避險比率)， ε_t 為模型中之隨機干擾項。若使避險投資組合預期報酬之變異數最小為避險者所關心之避險目的，則對上式之 h 一階偏微分，並令方程式為 0，即得到最小變異避險比率為：

$$h^* = \frac{Cov(\Delta S_t, \Delta F_t)}{Var(\Delta F_t)} = \frac{\sigma_{\Delta S, \Delta F}}{\sigma_{\Delta F}^2} = \rho \frac{\sigma_{\Delta S}}{\sigma_{\Delta F}} \quad (3-3-5)$$

所以在實際應用上，傳統 OLS 模型僅需執行迴歸式，就能求出 OLS 方法估計所得的 \hat{h} 最適避險比例，且在所估計的區間內為一固定常數。然而 OLS 方法假設現貨與期貨報酬率之變異數為常數，此一假設並不被大部分的文獻所支持，若是進一步將 $\sigma_{\Delta S}$ 、 $\sigma_{\Delta F}$ 和 ρ 用動態過程加以估計，則前述 OLS 模型靜態避險的作法，則可以擴展成為動態避險的概念。

(三)移動視窗 OLS 模型(moving window)

若我們採行移動視窗 OLS 模型來進行樣本外避險，由於每週更新估計樣本(week-by-week rolling sample)的設計，此時最適避險比例會隨時間而改變。也就是說藉由隨著每一期用移動視窗(moving window)新估計出來的樣本，我們都可以利用 OLS 模型得出樣本外每一期獨自的避險比例，即避險比例會隨每期變動，為一動態避險比例。

(四)固定條件相關係數(constant conditional correlation, CCC-GARCH)模型

Bollerslev(1990) 提出固定條件相關係數(constant conditional correlation, CCC-GARCH)模型，此模型最大的特色在於改善 VECH 模型以及 BEKK 模型參數數目過多以及共變異數矩陣正定條件難以滿足兩個缺點。並且可以將資產報酬間的共變異數矩陣拆解成相關係數矩陣(R)和兩個條件標準差(D_t, D_t)的乘積。作法上先估計單變數 GARCH 模型下的條件變異數($h_{1,t}, h_{2,t}$)，再估計選取樣本之相關係數矩陣(R)，而完成條件共變異數矩陣(H_t)的估計。兩資產下之 CCC-GARCH 模型方程式定義如下：

$$\Delta S_t = c_S + a_S \Delta S_{t-1} + b_S \Delta F_{t-1} + \varepsilon_{S,t} \quad (3-3-6)$$

$$\Delta F_t = c_F + a_F \Delta F_{t-1} + b_F \Delta S_{t-1} + \varepsilon_{F,t} \quad (3-3-7)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{S,t} \\ \varepsilon_{F,t} \end{bmatrix} | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (3-3-8)$$

$$h_{S,t} = \omega_S + \alpha_S \varepsilon_{S,t-1}^2 + \beta_S h_{S,t-1} \quad (3-3-9)$$

$$h_{F,t} = \omega_F + \alpha_F \varepsilon_{F,t-1}^2 + \beta_F h_{F,t-1} \quad (3-3-10)$$

$$H_t = D_t R D_t = \begin{bmatrix} h_{S,t}^2 & h_{SF,t} \\ h_{SF,t} & h_{FF,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{S,t} & 0 \\ 0 & h_{F,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{S,t} & 0 \\ 0 & h_{F,t} \end{bmatrix} \quad (3-3-11)$$

其中 ΔS_t 為台灣中油(CPC)進口原油現貨組成報酬率； ΔF_t 表布蘭特(Brent)原油期貨報酬率。 I_{t-1} 為 $t-1$ 期前所有已知資訊的集合； $\varepsilon_{S,t}$ 、 $\varepsilon_{F,t}$ 為誤差項，通常對 $\varepsilon_{1,t}$ 、 $\varepsilon_{2,t}$ 是假設其服從二元常態或 t 分配，本研究假設其為二元常態分配，其期望值為 0，變異數為 H_t 。其中 ρ 為 $\varepsilon_{S,t}$ 與 $\varepsilon_{F,t}$ 的相關係數，也就是固定條件相關係數。而 $h_{S,t}$ 為台灣中油(CPC)進口原油現貨組成報酬之條件變異數，而 $h_{F,t}$ 則表示布蘭特(Brent)原油期貨報酬率之條件變異數。另外， $\varepsilon_{S,t-1}^2$ 、 $\varepsilon_{F,t-1}^2$ 為誤差平方。而 $h_{SF,t}$ 則為 $\varepsilon_{S,t-1}^2$ 、 $\varepsilon_{F,t-1}^2$ 的條件共變異數。方程式(3-3-6)及(3-3-7)為兩變數的條件平均方程式，其中 c_1 、 c_2 為迴歸式之常數項，而 a_s 、 a_f 為自我相關落後期之係數，至於 b_s 、 b_f 則為交叉相關落後期之係數。這兩條平均數方程式基本上乃是自我迴歸加上交叉相關而形成。方程式(3-3-8)、(3-3-9)、(3-3-10)則設定條件變異數之時間變異，其中方程式(3-3-9)、(3-3-10)描述條件變異數的變動，而方程式(3-3-11)則由 Bollerslev *et al.*(1988)及 Bollerslev(1990)的設定而來，用來描述條件共變異數變動。其中的 ρ 為條件相關係數，乃是一個固定的值；也由於 ρ 是固定條件相關係數，因此將以上模式稱為 CCC-GARCH 假設下的 GARCH 模型。方程式(3-3-11)之 CCC-GARCH 動態模型條件共變異數矩陣詳細設定如下：

$$H_t = D_t R D_t = \begin{bmatrix} h_{S,t}^2 & h_{SF,t} \\ h_{SF,t} & h_{FF,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{S,t} & 0 \\ 0 & h_{F,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{S,t} & 0 \\ 0 & h_{F,t} \end{bmatrix} \quad (3-3-11)$$

其中 H_t 是資產報酬間的共變異數矩陣，可拆解成相關係數矩陣和兩個條件標準差矩陣的乘積；在兩資產下， R 為 2×2 之條件相關係數矩陣，其主

對角線的元素為 1，第 ij 個元素為第 i 個變數與第 j 個變數間的條件相關係數。 D_t 為一個 2×2 的對角矩陣，其主對角線上第 i 個元素為第 i 個變數的條件標準差 $h_{i,t}$ 。另外，若 2 個資產報酬配適 GARCH 模型之下，皆滿足穩態條件，因 R 為正定，故資產報酬間的共變異數矩陣 H_t 必為正定，亦即 CCC-GARCH 模型可維持正定。做法上，首先採用最大概似法進行參數 $(\omega_i, \alpha_i, \beta_i)$ 估計：

步驟一：CCC-GARCH 模型之對數概似函數(log-likelihood function)

$$L(\theta) = -\frac{TN}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |H_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t \quad (3-3-12)$$

其中 N 為方程式數目， T 為期數， θ 為待估計參數向量 $(\omega_i, \alpha_i, \beta_i)$ ， ε_t 為第 t 期之 1×2 之標準化殘差向量， H_t 為 2×2 之條件共變異數矩陣。

步驟二：將 $H_t = D_t R D_t$ 代入對數概似函數，拆解後，可得下式：

$$L(\theta) = -\frac{TN}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |D_t R D_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' (D_t R D_t)^{-1} \varepsilon_t \quad (3-3-13)$$

$$= -\frac{TN}{2} \ln 2\pi - \frac{T}{2} \ln |R| - \sum_{t=1}^T \ln |D_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t' D_t^{-1}) R^{-1} (D_t^{-1} \varepsilon_t)$$

之後經過上述代換，此時僅需計算一個對角矩陣 D_t 的反矩陣即可，這比直接計算一個 2×2 普通矩陣 H_t 的反矩陣容易。做法上，首先在單變數 GARCH 過

程估計參數(ω_i 、 α_i 、 β_i)，再代回方程式(3-3-9)和(3-3-10)可得出條件變異數

($h_{11,t}$ 、 $h_{22,t}$)和 D_t ，並進而求出共變異數矩陣 H_t 和最適避險比例 $hr = \rho \frac{h_{S,t}}{h_{F,t}}$ 。

(五)動態條件相關係數(dynamic conditional correlation，DCC-GARCH)模型

Engle(2002)提出 DCC-GARCH 模型，此模型優點除了保留原先 Bollerslev(1990)提出 CCC-GARCH 模型(constant conditional correlation)簡潔之估計方式外，並再加上相關係數(R_t)隨時間改變(time varying)之特性。以兩資產為例之 DCC-GARCH 模型之設定如下：

$$\Delta S_t = c_S + a_S \Delta S_{t-1} + b_S \Delta F_{t-1} + \varepsilon_{S,t} \quad (3-3-14)$$

$$\Delta F_t = c_F + a_F \Delta F_{t-1} + b_F \Delta S_{t-1} + \varepsilon_{F,t} \quad (3-3-15)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{S,t} \\ \varepsilon_{F,t} \end{bmatrix} | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (3-3-16)$$

$$h_{S,t} = \omega_S + \alpha_S \varepsilon_{S,t-1}^2 + \beta_S h_{S,t-1} \quad (3-3-17)$$

$$h_{F,t} = \omega_F + \alpha_F \varepsilon_{F,t-1}^2 + \beta_F h_{F,t-1} \quad (3-3-18)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3-3-19)$$

$$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1} \quad (3-3-20)$$

$$Q_t = \bar{Q}(1 - M + N) + M(\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + N Q_{t-1} \quad (3-3-21)$$

其中平均數方程式及變異數方程式都和 CCC-GARCH 模型假設下的 GARCH 模行相同。而(3-3-19)式即為 DCC-GARCH 模型 CCC-GARCH 模型不同之處。在 CCC-GARCH 模型下的共變異數中 ρ 估計完為一常數，因此

在 CCC-GARCH 模型下兩變數的相關係數(R)是固定的，但在 DCC-GARCH 模型中相關係數(R_t)則設定為每期皆會變動。變數方面，首先令 $r_t = \begin{bmatrix} \Delta S \\ \Delta F \end{bmatrix}$ 為 2×1 的資產報酬向量，而 Q_t 為利用標準化殘差向量 $\varepsilon_t = D_t^{-1} \times r_t$ 所得到的動態相關係數矩陣， $diag\{Q_t\}$ 代表 Q_t 矩陣只保留對角線部分的矩陣； ω_i, α_i 和 β_i 為第 i 種資產在 GARCH 模型的參數估計值； M 為前後期標準化殘差對 Q_t 的影響、 N 為前期動態條件相關係數對本期的影響，皆為 DCC-GARCH 模型的參數。為了估計出上述參數，我們透過最大概似法(MLE)來進行。首先可將 DCC-GARCH 模型的對數概似函數表示為：

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |D_t R_t D_t| + r_t' D_t^{-1} R_t^{-1} r_t) \quad (3-3-22)$$



而由於：

$$\begin{aligned} L &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |D_t R_t D_t| + r_t' D_t^{-1} R_t^{-1} r_t) \quad (3-3-23) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + \log |D_t| + \log |R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t + \log |R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t) \end{aligned}$$

所以我們進一步將上式拆解為波動性 $L_v(\theta)$ 與相關性 $L_c(\theta, \phi)$ 兩部分，即：

$$L(\theta, \phi) = L_v(\theta) + L_c(\theta, \phi) \quad (3-3-24)$$

$$L_v(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + 2 \log|D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \quad (3-3-25)$$

$$L_c(\theta, \phi) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (-\varepsilon_t' \varepsilon_t + \log|R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (3-3-26)$$

DCC-GARCH 模型便可由兩階段最大概似估計法過程求得所需之共變異數矩陣 H_t 。

第一階段估計波動性項的部分：

和 CCC-GARCH 模型相同，先求出個別單變數下的 GARCH 參數 $\theta = (\omega_i, \alpha_i, \beta_i)$ ，代回(3-3-17)、(3-3-18)，便可以進而求出 $h_{i,t}$ 和 D_t ，進而估計 $\hat{\theta} = \arg \max\{L_v(\theta)\}$ 。

第二階段估計相關性項的部分：

1. 計算 2 資產之非條件共變異數矩陣 \bar{Q} ：

由第一階段估計各單變量 GARCH 所得標準化殘差，可求得 2 個資產之非條件共變異數矩陣 \bar{Q} ，其維度為 2×2 。

2. 計算 2 個資產之動態相關係數結構 Q_t ：

$$Q_t = \bar{Q}(1 - M + N) + M(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}') + N Q_{t-1} \quad (3-3-27)$$

其中 ε_t 為經過標準化的殘差；M 和 N 為 DCC-GARCH 模型的參數。

3. 估計動態相關係數矩陣 R_t ：

$$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1} \quad (3-3-28)$$

而 R_t 矩陣(動態相關係數矩陣)之矩陣為正定。而 $\text{diag}\{Q_t\}^{-1}$ 是 Q_t 對角線上的值開方所形成的對角線矩陣，若各參數符合 GARCH 模型之定態條件，則 H_t 矩陣為正定。綜上所述，DCC-GARCH 模型在第一階段主要估計各單變量 GARCH 參數 ω_i 、 α_i 和 β_i 以求得各單變量之變異數 D_t 、 $h_{i,t}$ ，第二階段主要估計 M 和 N 以求得各變量間之動態相關係數矩陣 Q_t 、 R_t ，最後再由 D_t 及 R_t 求得共變異數矩陣 H_t 。因此，簡單的說，我們利用兩階段最大概似估計法的過程為，先利用 L_v 估計 $\hat{\theta}(\omega_i, \alpha_i, \beta_i)$ ，再將 $\hat{\theta}(\omega_i, \alpha_i, \beta_i)$ 代入 L_c 中進行第二階段的估計(M 、 N)。亦即我們可以藉由 GARCH 模型，估計出標準化殘差數列，再將此數列帶入 DCC-GARCH 模型進行資產報酬之間的共變異數與相關係數估計，然後再搭配原先 GARCH 模型估計出來的變異數，便可以進一步求算最適避險比例 $hr = \rho \frac{h_{S,t}}{h_{F,t}}$ 。

由於本文實證的目的在比較樣本內和樣本外一期各模型的避險績效，故有必要針對 DCC-GARCH 模型說明其共變異數矩陣計算方式。之前已說明 DCC-GARCH 模型共變異數矩陣的計算方法是透過兩個條件標準差和條件相關係數的乘積，接著將分別說明樣本外一期的條件變異數和條件相關係數矩陣的計算方式：

樣本外一期的條件變異數預測⁸：

$$h_{i,T+1} = \hat{\omega}_i + \hat{\alpha}_i \varepsilon_{i,T}^2 + \hat{\beta}_i \hat{h}_{i,T}, \quad i=1,2 \quad (3-3-29)$$

樣本外一期的條件相關係數矩陣預測：

⁸ 這裡表示已知第 T 期之前資訊下，對 $T+1$ 期條件變異數做估計，故此時 $\varepsilon_{i,T}$ 為已知。

$$Q_t = \hat{Q}(1 - \hat{M} + \hat{N}) + \hat{M}(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}) + \hat{N}Q_{t-1} \quad (3-3-30)$$

(六)包含基差(basis)的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型

期貨交易之所以能夠發揮避險的功能，主要是因為期貨與現貨價格能夠維持穩定的關係，只要期貨價格與現貨價格變動方向一致，市場交易者便能在期貨市場進行反向操作，沖銷其在現貨市場的價格風險。尤其當現貨價格與期貨價格同步變動時，交易者只要在期貨市場採取等量的沖銷操作，便可將現貨市場的價格風險完全規避掉。然而現實世界中，由於期貨契約的標準化，期貨契約的標的商品與現貨商品內容不盡相同，期貨價格與現貨價格雖維持密切關係，但兩者的變動幅度卻未能完全一致，而存在所謂的基差風險，致使期貨無法發揮百分之百的避險功能。

而基差風險對期貨與現貨變動的影響，及市場資訊是如何傳遞的，經由 Cox (1976) 的實證發現開始有期貨市場後，因為新資訊傳遞的過程是透過套利機制，且期貨市場能快速地調整新資訊，所以現貨市場的波動與效率將會同步增加。Wahab 與 Lashgari(1993)發現基差對於 S&P 500 期貨與現貨的價格發現具顯著影響力，即基差對於市場價格具重要預測能力，且會影響資訊的傳遞。此外，張瓊嬌與古永嘉(2003)檢視台灣股價指數現貨與期貨價格的動態關係，發現基差對兩市場波動性有顯著解釋力，且會增進市場資訊的流通，使市場波動由單向轉為雙向，亦即讓現貨與期貨的資訊有相互傳遞之現象。而 Lien 與 Yang(2006)在 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型的基礎下，嘗試為條件變異數方程式中加入基差為新的變數，發展出一個新的對稱效果模型(symmetric effect model)，並在對加幣和日圓的實證結果上取得優於不對稱模型的結論。

綜如以上所述，由於過去諸多文獻實證結果顯示，基差變數對期貨和現

貨市場之交易波動具有顯著的影響力，因此本文嘗試跟隨 Lien 與 Yang(2006) 發展出的對稱效果模型(symmetric effect model)，在 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型中的條件變異數方程式中加入基差項為新的變數，希望藉由實證的過程來探討加入基差項此新變數的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型是否具有更好的解釋能力。加入基差項的新條件變異數方程式如下：

$$h_{S,t} = \omega_S + \alpha_S \varepsilon_{S,t-1}^2 + \beta_S h_{S,t-1} + \varphi_S B_{t-1}^2 \quad (3-3-31)$$

$$h_{F,t} = \omega_F + \alpha_F \varepsilon_{F,t-1}^2 + \beta_F h_{F,t-1} + \varphi_F B_{t-1}^2 \quad (3-3-32)$$

$$Q_t = \bar{Q}(1 - M + N) + M(\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + NQ_{t-1} + \delta_t B_{t-1}^2 \quad (3-3-33)$$

$$B_t = 100 \times \ln\left(\frac{P_{S,t}}{P_{F,t}}\right) \quad (3-3-34)$$

$h_{S,t}$ 為台灣中油(CPC)進口原油現貨組成報酬之條件變異數，而 $h_{F,t}$ 則表示布蘭特(Brent)原油期貨報酬率之條件變異數， $\varepsilon_{S,t-1}^2$ 、 $\varepsilon_{F,t-1}^2$ 為誤差平方。而 B_{t-1}^2 為新加入之基差項的平方；而基差項(B_t)之計算方式為現貨價格($P_{S,t}$)相對於期貨價格($P_{F,t}$)之比例取對數後再乘以 100； ω_S 、 α_S 、 β_S 、 φ_S 、 \bar{Q} 、 ω_F 、 α_F 、 β_F 、 δ_t 和 φ_F 則為各變數之待估計係數。除此之外，其他的假設和估計方法都和原來的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型相同。

(七)選擇性避險(selective hedge)策略

本研究之選擇性避險(selective hedge)策略是由 Yun(2006)之作法得來的靈感並再將之稍作修正。因為本文實證研究發現，在樣本內避險績效比較方面，動態模型表現並不如傳統 OLS 靜態模型來的理想。因此我們假設當樣本波動變化小時，傳統 OLS 靜態模型表現會較佳；當樣本變動大時，我們

則採用 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型來加以估計，這也符合 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型發展來捕捉波動變異較大之資產的特色。接下來，作法上本研究為每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 設定一個臨界值 K ，當 K 小於某個常數時，表示每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動較小，此時採取傳統 OLS 模型的避險策略；而當 K 大於某個常數時，表示每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動較大，此時採取 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型的避險策略來加以估計。也就是本文設計了一個每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動小時用傳統 OLS 模型去估計，每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動大時用 CCC-GARCH 或是 DCC-GARCH 動態模型去估計的選擇性避險(selective hedge)方法。最後，再將此選擇性避險(selective hedge)模型和天真避險(naive)模型、傳統 OLS 模型、CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型以及加入基差的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型，逐一分別應用於樣本內和樣本外的避險策略中，再分析其不同的避險績效，以探討哪種方法能夠提供台灣中油(CPC)最佳的進口原油價格避險工具。

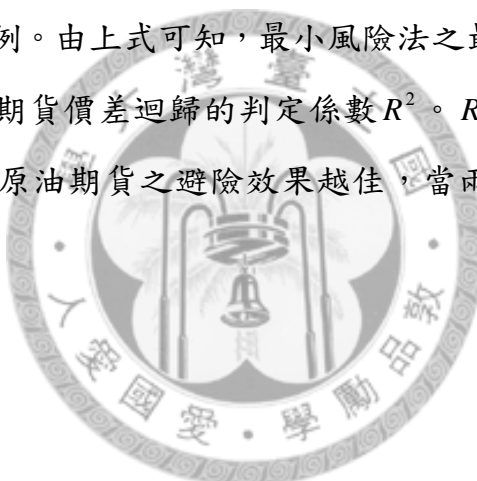
第四節 避險績效衡量方法

由於避險目的之不同，造成避險效果(hedging effectiveness)衡量方法的不盡相同。Cotter and Hanly(2006)列出 5 種基於變異數下的避險績效指標，其驗證的對象是針對股價指數，實證結果認為只有 VaR 的指標和其餘的指標較不一致。另外，Cotter and Hanly(2006)也指出避險績效指標的選用應視研究目的而定，而本研究僅在比較不同模型的避險績效，且基於極小化避險投資組合的變異數，故選用一般文獻上最常使用的 Johnon(1960)及 Ederington(1979)所發展出的變異數減少比例指標。若以 HE_v 表示避險效果，

其計算方法如下：

$$\begin{aligned} HE_v &= \frac{Var(P) - Var(P_h)}{Var(P)} = 1 - \frac{Var(P_h)}{Var(P)} & (3-3-35) \\ &= \frac{\sigma_S^2 - (\sigma_S^2 + (h^*) \times \sigma_F^2 - 2h^* \sigma_{SF})}{\sigma_S^2} \\ &= \frac{\sigma_{S,F}^2}{\sigma_S^2 \sigma_F^2} = \rho^2 = R^2 \end{aligned}$$

其中 $Var(P)$ 為未避險時資產組合變異數； $Var(P_h)$ 為有避險時資產組合變異數； h^* 為最適避險比例。由上式可知，最小風險法之最適避險策略的避險效果，恰為現貨價差對期貨價差迴歸的判定係數 R^2 。 R^2 越大表示所能降低的風險得效果越大。就原油期貨之避險效果越佳，當兩者變動金額完全一樣時，則可完全避險。



第四章 資料說明與實證結果

本章之主要目的在於資料說明與實證結果之比較和分析。而本研究之實證結果主要分為樣本內(in-sample)和樣本外(out-sample)兩部分。在樣本內(in-sample)的部份，又分成有基差、無基差、和利用選擇性避險(selective hedge)方法三類；在樣本外(out-sample)的部份則分成無基差和利用選擇性避險(selective hedge)方法兩類。第一節首先說明本研究之資料來源和處理方法；第二節則就本研究之現貨和期貨資料之基本統計量特性加以解釋和分析；第三節為樣本內實證結果之分析與比較；第四節則為樣本外之實證結果之分析與比較。

第一節 資料來源與處理

由於我國原油幾乎百分之百仰賴進口，臺灣中油(CPC)為確保油原穩定，同時為求避免來源和油價波動，原油採購均以長期合約進行。此外，為求降低購油成本，在長期合約上均適度保留彈性，機動向和約供應商增購原油，且主要以杜拜(Dubai)和布蘭特(Brent)原油現貨價格的加權平均數為指標與現貨價格連動，並且會依原油品質不同⁹而加減碼，再經月平均後得出市場訂價後，再加減調整因子後得出最終價格¹⁰，為一種與市價連動之浮動價格(傅鐘仁，1992)。因此，我國進口原油價格為一種投資組合型態，本研究加以簡化為以杜拜(Dubai)和布蘭特(Brent)原油現貨價格的加權平均數為臺灣中油(CPC)之成本加以估計之。

而因為本文以臺灣中油(CPC)進口原油成本價格為研究對象，但是自民

⁹ 原油品質依其組成之碳氫化合物成分不同、含硫量多寡等有相當大之差異，一般多以美國實油研究所(API)所訂定之比重指標為主要參考。

¹⁰ 長期合約原油之計價公式是依合約條款不同而分別訂定，但主要仍參照市場一般公定方式訂定，可參閱 PIW 之 Special Supplement 中的「A Profile of the Latest Crude Price Formulas」。

國 90 年起，台灣中油(CPC)不對外公開進口油價成本，係因為油品市場已全面開放，台灣中油須面臨第一家民營業者台塑石油公司及其他有意競逐台灣油品市場之油商的激烈競爭，而進口成本乃競爭對手間之商業機密。台灣中油(CPC)不再能夠獨佔市場，而首次必須面對競爭者的威脅。加上台塑石油良好的經營績效，讓台灣中油(CPC)在成本面承受莫大的壓力，因此台灣中油(CPC)的進口原油現貨成本是其競爭的關鍵資訊，一般人並無法輕易取得。

基於以上原因，本文嘗試以台灣中油(CPC)定期公佈給消費大眾去估計國內油價變動的「國內汽、柴油浮動油價調整機制作業原則」之油價調整估計公式當作其反應成本變動的依據。因為本研究認為，若台灣中油(CPC)的浮動油價價格變動調整是依據此公式，則可以進一步的推定台灣中油(CPC)的進口原油成本也是依此變動，因此我們可以進一步的利用此公式估計台灣中油(CPC)的進口原油價格成本。根據台灣中油(CPC)民國 98 年 5 月 1 日公布的「國內汽、柴油浮動油價調整機制作業原則」之油價調整估計公式，本文以杜拜(Dubai)原油現貨價格的 70%加上布蘭特(Brent)原油現貨價格的 30%之加權平均價格取小數二位，採四捨五入當作台灣中油(CPC)進口原油現貨價格的估計式，進一步估算出台灣中油(CPC)進口原油現貨成本。

接著，本文將 1990 年 1 月 5 日至 2008 年 12 月 26 日樣本期間之加權平均完成的台灣中油(CPC)進口原油現貨成本，和同時期的國內 92、95 和 98 無鉛汽油之實際油價相比較並呈現於圖 2。從圖 2 可以看出，樣本期間 1990 年 1 月 5 日至 2008 年 12 月 26 日的四條趨勢圖走勢變化相當一致，表示依照台灣中油(CPC)民國 98 年 5 月 1 日公布的「國內汽、柴油浮動油價調整機制作業原則」之油價調整公式估計方法，的確能估計出近似台灣中油(CPC)進口原油現貨的成本，因此本研究即將此估計方法做為本研究估計台灣中油(CPC)進口原油現貨成本之依據。

而在資料選取的方式上，早期大部分學者皆採用價格水準進行分析，但容易因為自我相關(autocorrelation)或異質變異(heteroscedasticity)的情形造成估計上的偏誤。若避險目的為預期避險(anticipatory hedge)，也就是避險者利用期貨避險時手中並無現貨的部位，但預期平倉時手中會有現貨等待出售或對現貨有需求，則此時應採用價格水準，因為價差並無意義。而和預期避險不同的是儲藏避險(storage hedge)，儲藏避險者於進場時手中持有現貨，因此關心的是現貨與期貨的價差變動，也就是基差風險。所以選取價差資料較為適合。但使用價差資料隱含期貨價格與現貨價格的變化呈線性關係。Brown(1995)認為，若期貨價格與現貨價格的變化為非線性時，應採用報酬率較為正確。而因為本研究之性質屬於儲藏避險(storage hedge)，且原油期貨價格與現貨價格的變化為非線性，所以本研究接下來的資料變數皆以報酬率的形式呈現。

接著，本文首先在現貨部分選取了杜拜(Dubai)原油現貨和布蘭特(Brent)原油現貨，再進一步加權組合為台灣中油(CPC)進口原油現貨價格；而在期貨部分，杜拜(Dubai)原油期貨雖曾於新加坡國際金融交易所(SIMEX)上市，但已於1992年2月下市，所以我們選取英國的洲際交易所(Inter-Continental Exchange)的布蘭特(Brent)原油期貨為避險標的。在資料頻率方面，參考Laws與Thompson(2005)週資料較日資料穩定，以及週避險較日避險有效率的實證結果，且又考量到交易成本和實際應用的關係，後續避險績效分析以週資料為基礎，樣本選取其間為1990年1月5日至2008年12月26日，計有991筆週資料，資料來源為DataStream資料庫。表2為本文研究標的之商品名稱、期貨交易所以及期貨、現貨在DataStream資料庫的代號，之所以特別註明現貨來源的原因在於DataStream資料庫可供選擇的同一商品來源有很多種，本文所選擇的標的為交易量較大、且較具代表性產品。

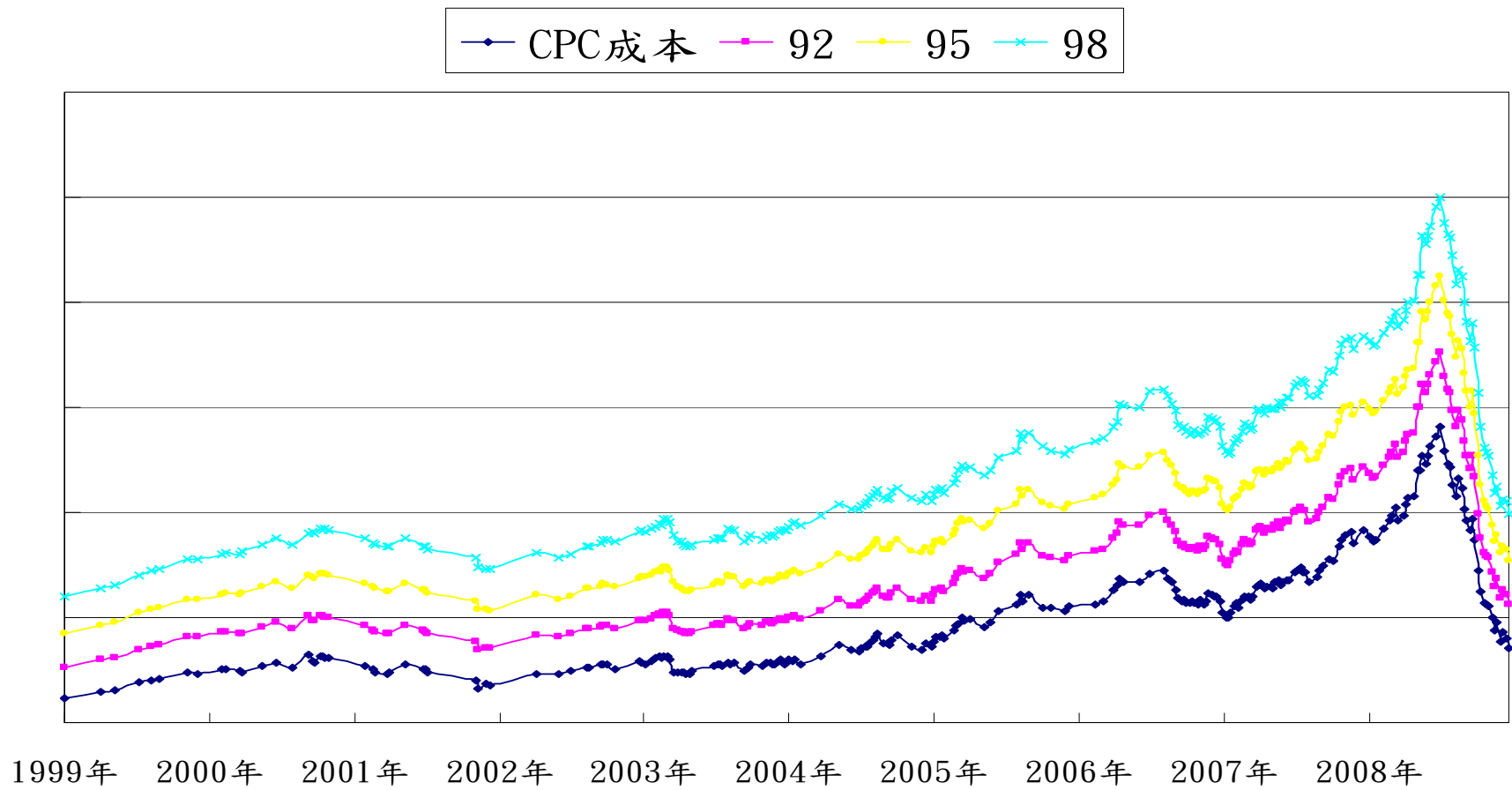


圖 2 台灣中油進口原油加權平均成本和國內 92、95 和 98 無鉛汽油實際油價比較圖

資料來源：本研究整理。

表 2 原油現貨與期貨的資料來源

商品名稱	期貨 交易所	在 DataStream 資料庫中的名稱
杜拜(Dubai)原油現貨	無	Crude Oil-Arab Gulf Dubai FOB
布蘭特(Brent)原油現貨	ICE	Crude Oil-Brent Dated FOB
台灣中油(CPC)進口原油現貨價格組成		經台灣中油(CPC)油價調整公式估算
布蘭特(Brent)原油期貨	ICE	ICE-BRENT CRUDE OIL US\$/BL

資料來源：DataStream 資料庫。

第二節 現貨和期貨之基本統計量分析

表 3 中為杜拜(Dubai)原油現貨、布蘭特(Brent)原油現貨、台灣中油(CPC)現貨組成、和布蘭特(Brent)原油期貨報酬率週資料的敘述統計。包含平均數、中位數、最大值、最小值、標準差、偏態係數、峰態係數及 Jarque-Bera 常態分配檢定統計量。且由於原油期貨是以原油現貨為標的的金融商品，因此兩者之基本統計量相當接近。由偏態係數皆呈現負顯著可知本研究資料具有左偏的現象。在各資料變數報酬率的計算方面，本文將原油現貨、期貨的的每週價格，以自然對數差分形式轉換為週報酬率：

$$\Delta i_t = 100 \times (\ln i_t - \ln i_{t-1}) \quad i = S, F \quad (4-2-1)$$

其中 Δi_t ：為 i 資產於第 t 期的週報酬率。

i_t ：為 i 資產於第 t 期的原油現貨(或原油期貨)收盤價

i_{t-1} ：為 i 資產於第 $t-1$ 期的原油現貨(或原油期貨)收盤價

$\ln i_t$ 與 $\ln i_{t-1}$ ：為取自然對數後的收盤價。

就樣本期間的平均報酬而言，除布蘭特(Brent)原油現貨報酬為 3.8% 比起布蘭特(Brent)原油期貨報酬 5.6% 略低外，杜拜(Dubai)原油現貨和台灣中油(CPC)現貨組成平均報酬與布蘭特(Brent)原油期貨平均報酬大致相同，且大致可以觀察到現貨和期貨報酬同向變動的傾向。另外，觀察 Jarque-Bera 的

統計值，不管是期貨或是現貨數列 Jarque-Bera 統計值都相當大，這表示所有樣本的週資料報酬數列都拒絕常態分配的虛無假說，而且樣本分配的峰態係數皆大於 3，代表這些樣本的週資料報酬率都具有厚尾的特徵，因此高峰厚尾的厚尾分配將更能充分描繪原油資料報酬率的分佈，適合將市場交易資料進一步配適 GARCH 模型，來進行接下來關於避險績效方面的比較和其他相關分析。

表 3 現貨和期貨之基本統計量分析

	杜拜原油現貨	布蘭特原油現貨	台灣中油現貨	布蘭特原油期貨
平均數	0.0678	0.0382	0.0585	0.0562
中位數	0.3674	0.2546	0.3678	0.2732
最大值	20.0992	22.8962	17.8080	20.0198
最小值	-38.3613	-45.3732	-40.8536	-34.3901
標準差	4.8918	5.4348	4.9007	4.9240
偏態係數	-0.8112	-0.9201	-0.9653	-1.0296
峰態係數	8.7062	9.1321	9.3972	8.4581
Jarque-Bera	1451.7050	1691.0770	1841.8510	1403.7800
樣本數	991	991	991	991

資料來源：本研究整理。

說明：

1. 樣本區間為1990/1/5-2008/12/26，共991筆週資料。
2. 報酬率=100 × (ln $P_{i,t}$ - ln $P_{i,t-1}$)。
3. Jarque-Bera統計量用來檢定樣本是否符合常態分配。

而為了對現貨和期貨價格的走勢有進一步的了解，我們在圖 3 分別繪製出布蘭特(Brent)原油現貨和杜拜(Dubai)原油現貨之價格走勢圖，圖 4 則是台灣中油(CPC)現貨組成與布蘭特(Brent)原油期貨之價格走勢圖。由圖 3

可知，布蘭特(Brent)原油現貨和杜拜(Dubai)原油現貨之價格走勢大方向上是一致的，因此由上述兩種原油現貨加權組合而成的台灣中油(CPC)現貨之價格走勢也會和兩種組成原油大方向一致。再由圖 4 可知，我們主要的研究對象台灣中油(CPC)現貨組成，與我們的避險標的布蘭特(Brent)原油期貨之價格走勢大方向也會是一致的。這符合一般可以觀察到的現貨和期貨價格走勢同向變動的傾向，也支持我們接下來利用期貨避險理論進一步的分析和評估。



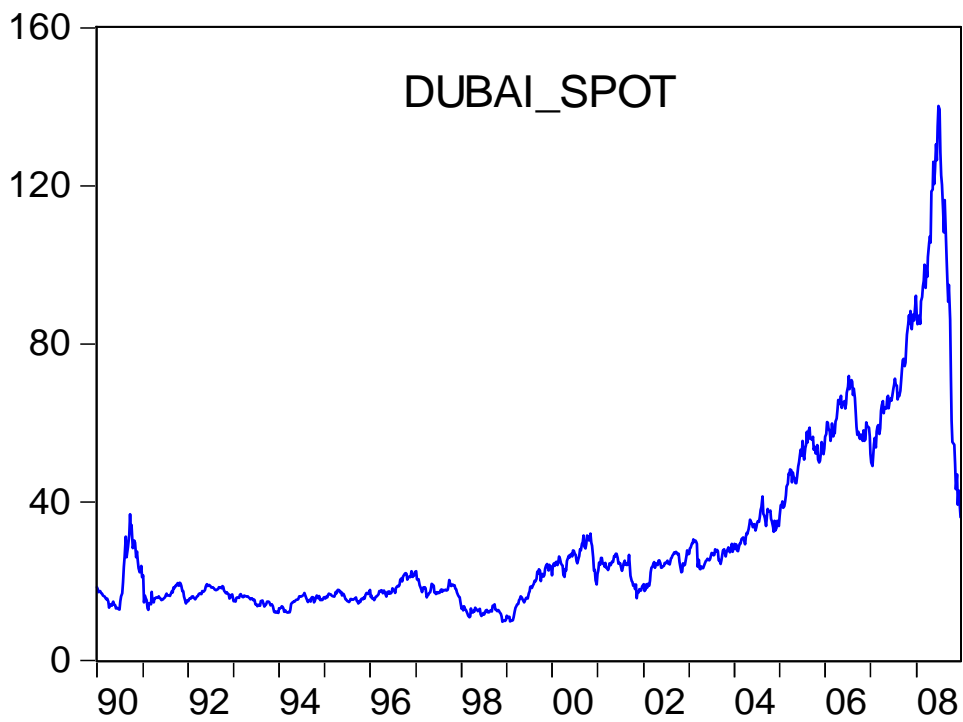
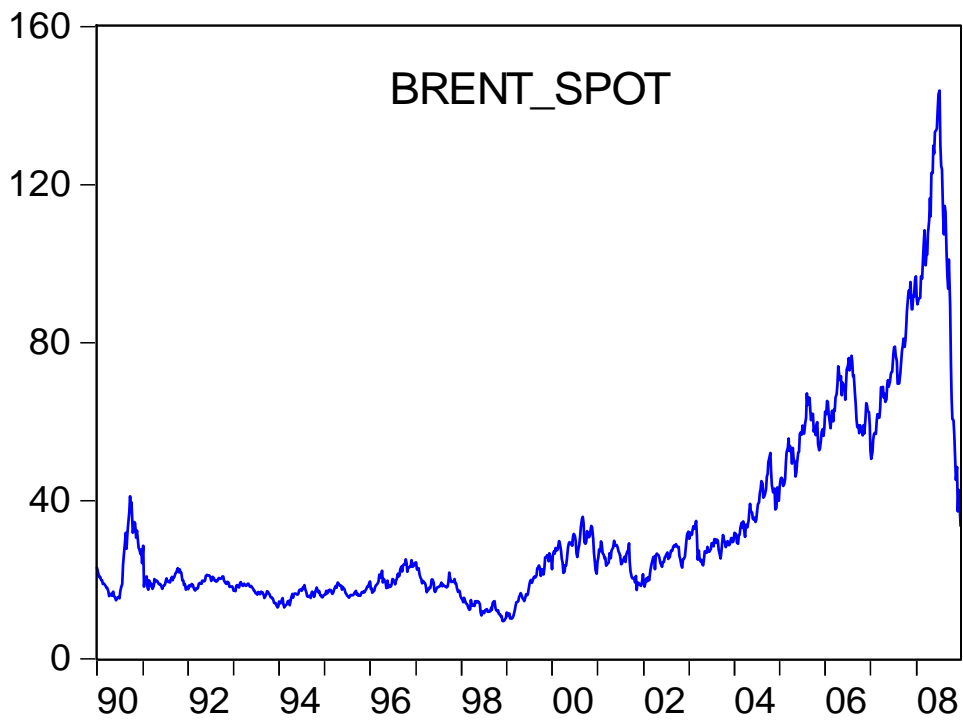


圖 3 布蘭特原油現貨與杜拜原油現貨之價格走勢圖

資料來源：本研究整理。

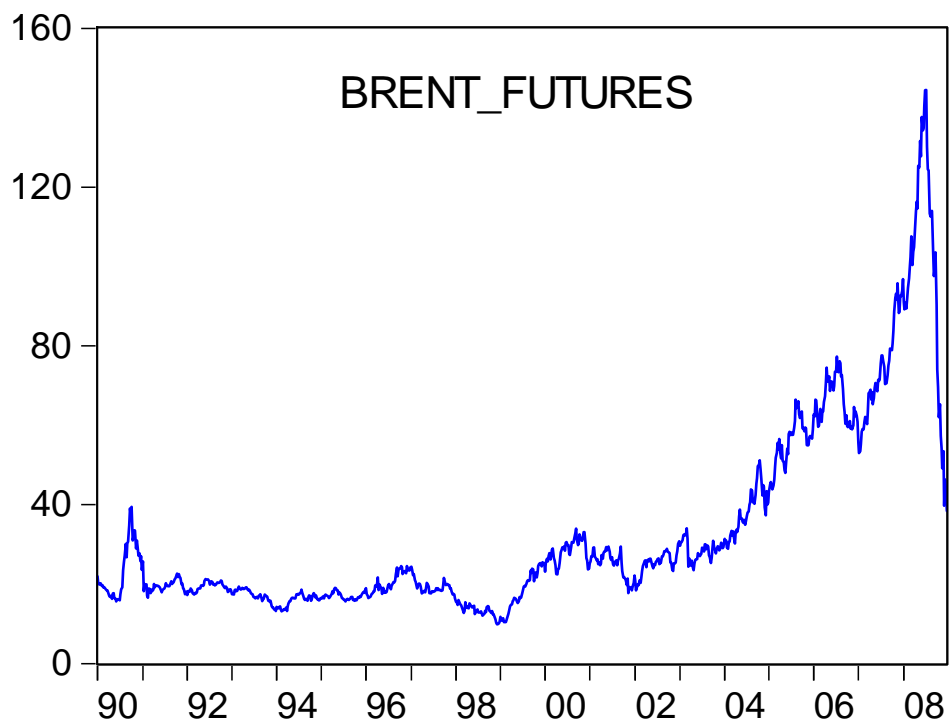
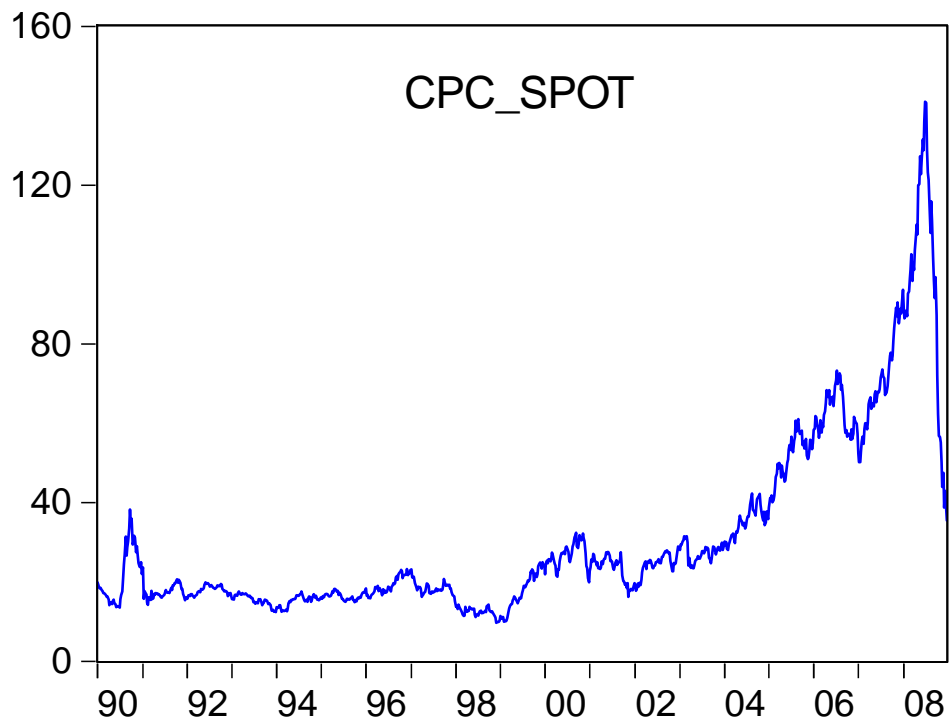


圖 4 台灣中油原油現貨組成與布蘭特原油期貨之價格走勢圖

資料來源：本研究整理。

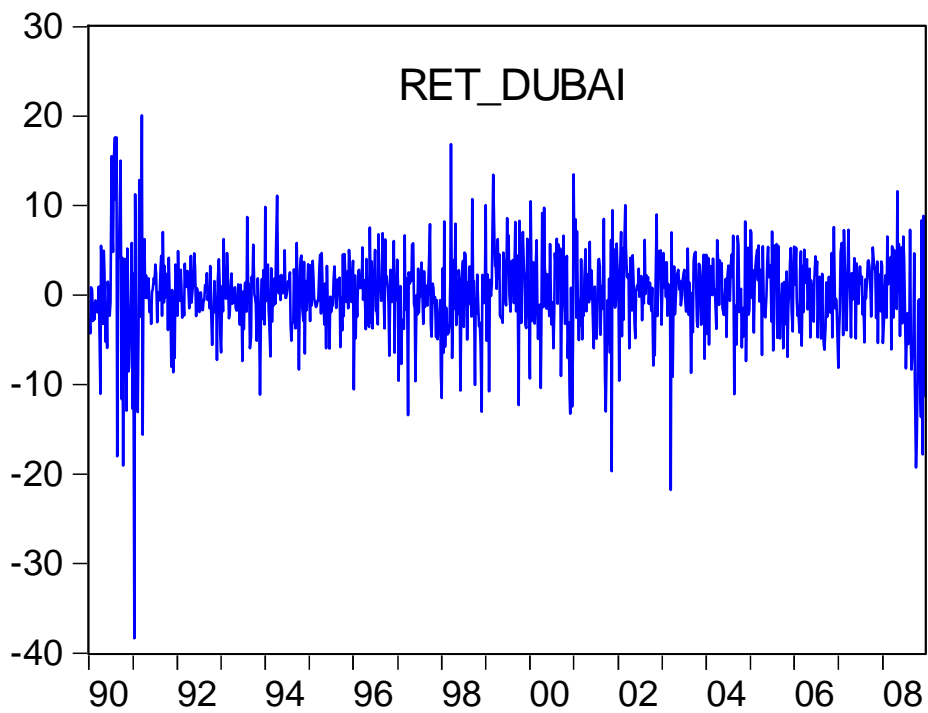
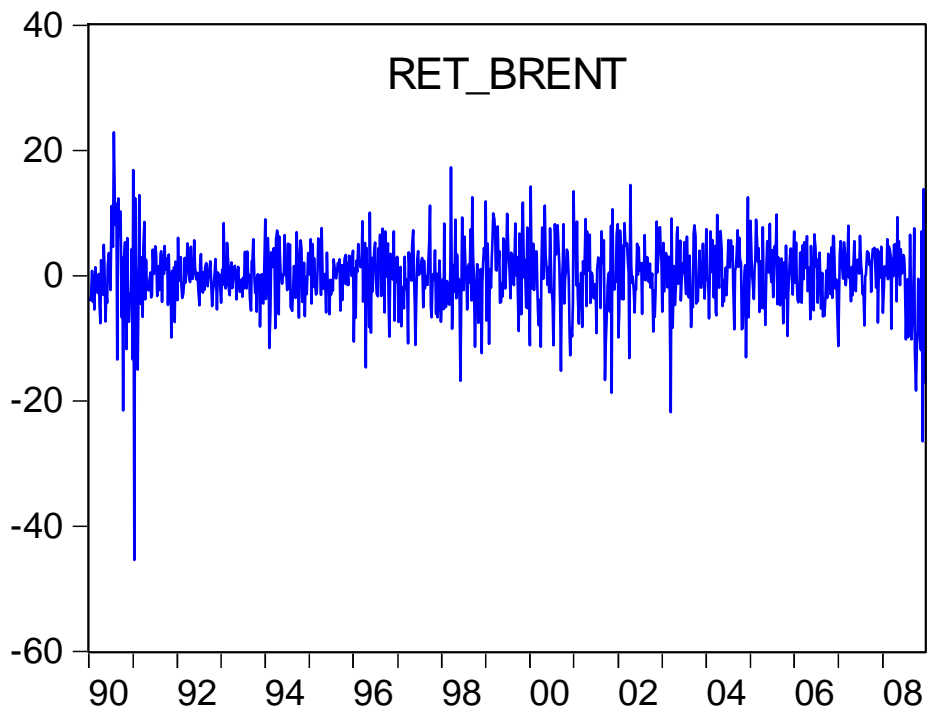


圖 5 布蘭特(Brent)原油現貨和杜拜(Dubai)原油現貨週報酬率波動圖

資料來源：本研究整理。

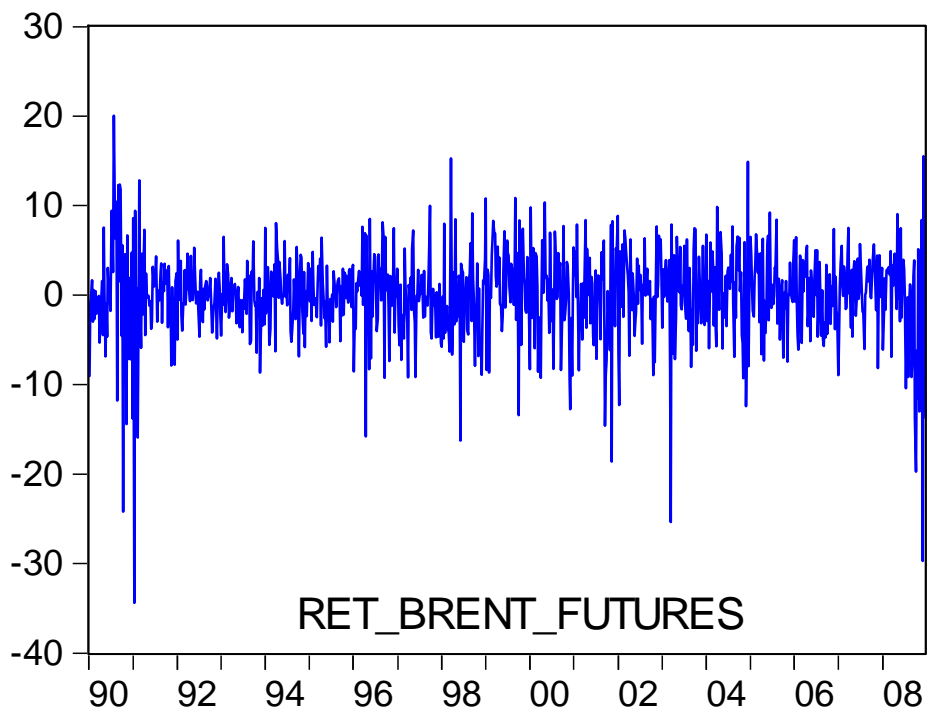
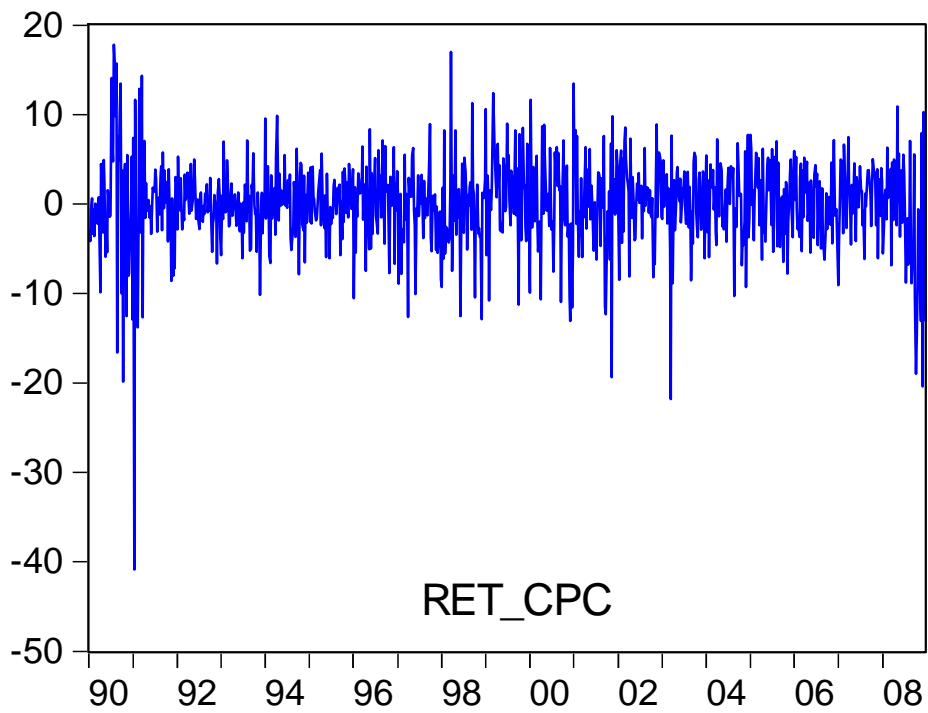


圖 6 台灣中油(Brent)原油現貨和布蘭特(Dubai)原油期貨週報酬率波動圖

資料來源：本研究整理。

接著在圖 5 的部分，我們繪製出布蘭特(Brent)原油現貨和杜拜(Dubai)原油現貨週報酬率波動圖，圖 6 則是台灣中油(Brent)原油現貨和布蘭特(Dubai)原油期貨週報酬率波動圖。由圖觀察可知，原油價格報酬的波動性呈現「聚集」現象，即相對穩定期之間突然出現大波動，再度說明本研究之市場交易資料適合將一步配適 GARCH 模型，來進行後續分析。

第三節 樣本內避險績效結果比較

在樣本內避險績效的比較方面，首先本文將樣本內避險策略分為無基差、有基差和選擇性避險(selective hedge)等三種情況。其中選擇性避險(selective hedge)下的策略是本研究為每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 設定一個臨界值 K ，當 K 小於某個常數時，表示每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動較小，此時採取傳統OLS模型的避險策略；而當 K 大於某個常數時，表示每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動較大，此時採取CCC-GARCH或DCC-GARCH動態模型的避險策略來加以估計。之後再和下列四種動靜態模型來進行評比，分別是天真避險(naive)模型、傳統OLS模型、CCC-GARCH模型以及DCC-GARCH動態模型。其中天真避險(naive)模型、傳統OLS模型和CCC-GARCH模型為靜態模型，樣本觀察期間是固定的，利用先前固定樣本期間的交易資訊，先求算出一個避險比例值，再進一步推算出避險投資組合報酬之變異數；移動樣本OLS模型和DCC-GARCH模型則是動態模型，主要是藉由其可估計條件共變異數矩陣的特性，進而求出因時而變的動態最適避險比例。而在進行DCC-GARCH的模型避險比例估計之前，必須先進行資料的模型配適。樣本內無基差的DCC-GARCH模型參數估計結果整理於表4，而樣本內有基差的DCC-GARCH模型參數估計結果整理於表5，這兩個表共包含了變異數方程式和共變異數方程式之係數。

其中表4裡描述兩數列之間的動態相關係數之跨期持續性的 N 係數高達 0.9320、表5更高達0.9387。表示台灣中油(CPC)進口原油現貨組成報酬率與布蘭特(Brent)原油期貨報酬率兩數列之間，其動態條件相關具有高度的持續性，亦即兩數列間的動態條件相關係數受到其上一期係數的高度正向影響。在表示兩數列之間的動態條件相關係數受到其上一期標準化殘差的影響的 M 係數方面，其在表4和表5中表現也都很顯著，表示兩數列之間的動態條件相關係數也受到其上一期標準化殘差很大的影響。其他係數方面， $\hat{\beta}$ 描述二階自我相關，代表上一期變異對本期變異的影響，亦即波動的持續性； $\hat{\alpha}$ 則代表二階交叉關係，亦即波動的傳遞。由其估計結果可知，DCC-GARCH 模型配適結果之參數估計頗為穩定，大致而言，可以支持現貨與期貨報酬之間存在動態的相關係數行程。

表 4 無基差下，樣本內各商品之 DCC-GARCH 模型參數估計值

$$h_{s,t} = \omega_s + \alpha_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_s h_{s,t-1}, \quad h_{f,t} = \omega_f + \alpha_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + \beta_f h_{f,t-1}, \quad Q_t = \bar{Q}(1 - M + N) + M(\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + NQ_{t-1}$$

	\hat{c}	$\hat{\omega}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$
台灣中油現貨	0.1354 (0.9934)	0.9306** (2.1179)	0.1025*** (4.8613)	0.8619*** (31.7393)
布蘭特原油期貨	0.0749 (0.5633)	1.1113** (2.5657)	0.1471*** (3.6898)	0.8157*** (20.2575)
<u>DCC-GARCH</u>	\hat{M}	\hat{N}		
	0.0469*** (4.8659)	0.9320*** (54.5673)		

資料來源：本研究整理。

說明：

1. 樣本期間為 1990/1/5-2008/12/26，共 991 筆週資料。
2. 括號內為 t-ratio。
3. 係數旁之標示*、**及***分別表示在 10%、5%及 1%顯著水準下顯著。

表 5 有基差下，樣本內各商品之 DCC-GARCH 模型參數估計值

$$h_{S,t} = \omega_S + \alpha_S \varepsilon_{S,t-1}^2 + \beta_S h_{S,t-1}, \quad h_{F,t} = \omega_F + \alpha_F \varepsilon_{F,t-1}^2 + \beta_F h_{F,t-1}, \quad Q_t = \bar{Q}(1-M+N) + M(\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + NQ_{t-1}$$

	\hat{c}	$\hat{\omega}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$
台灣中油現貨	0.1299 (0.4307)	0.8691** (1.8636)	0.1021*** (4.8062)	0.8612*** (30.1910)
布蘭特原油期貨	0.9605*** (3.3245)	1.1310** (2.0827)	0.1410*** (3.4806)	0.8174*** (18.8522)
<u>DCC-GARCH</u>	\hat{M}	\hat{N}		
	0.0386*** (4.5222)	0.9387*** (55.3318)		

資料來源：本研究整理。

說明：

1. 樣本期間為 1990/1/5-2008/12/26，共 991 筆週資料。
2. 括號內為 t-ratio。
3. 係數旁之標示*、**及***分別表示在 10%、5%及 1%顯著水準下顯著。

接著，本研究即利用天真避險(naive)模型、傳統 OLS 模型、CCC-GARCH 模型以及 DCC-GARCH 動態模型、加入基差的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型以及選擇性避險(selective hedge)模型進一步評估何種方法比較能夠符合台灣中油(CPC)穩定油價成本的目標，也就是設法求出何種模型下求出之樣本內避險投資組合報酬變異數最小。首先我們觀察圖 7 樣本內無基差下各模型避險比率之變化，整體而言，CCC-GARCH 模型之避險比例波動略高於 DCC-GARCH 模型，而 OLS 模型之避險比例為一常數。而圖 8 為樣本內有基差下各模型避險比率之變化，大致來看加入基差後的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型之避險比例變化和沒有加入基差的情況相似，也是 CCC-GARCH 模型之避險比例波動略高於 DCC-GARCH 模型，而 OLS 模型之避險比例也依然為一常數。最後我們觀察圖 9，採用選擇性避險(selective hedge)策略下的各模型避險比率之變化，OLS 模型之避

險比例為一常數，而使用 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 的選擇性避險 (selective hedge) 策略之模型的避險比例都趨近於 OLS 模型的避險比例，只在少部份的時點上有較大的波動，且使用 CCC-GARCH 的選擇性避險 (selective hedge) 策略之模型的避險比例波動依然略低於 DCC-GARCH 的選擇性避險 (selective hedge) 策略模型。

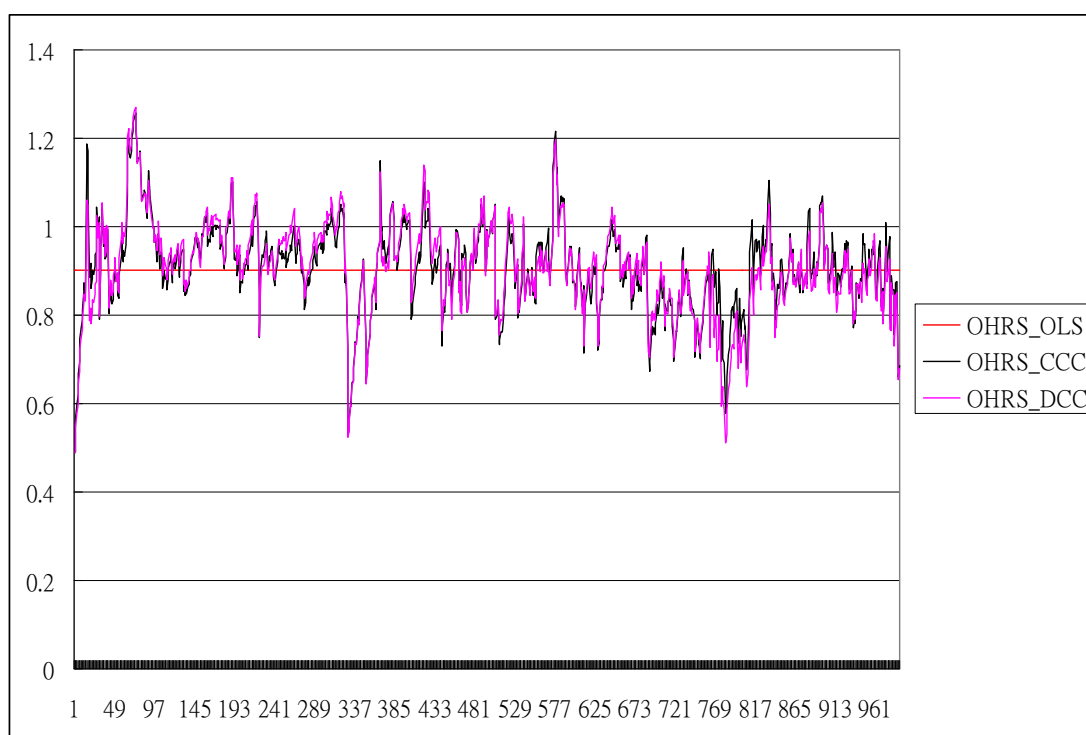


圖 7 樣本內無基差下各模型避險比率之變化

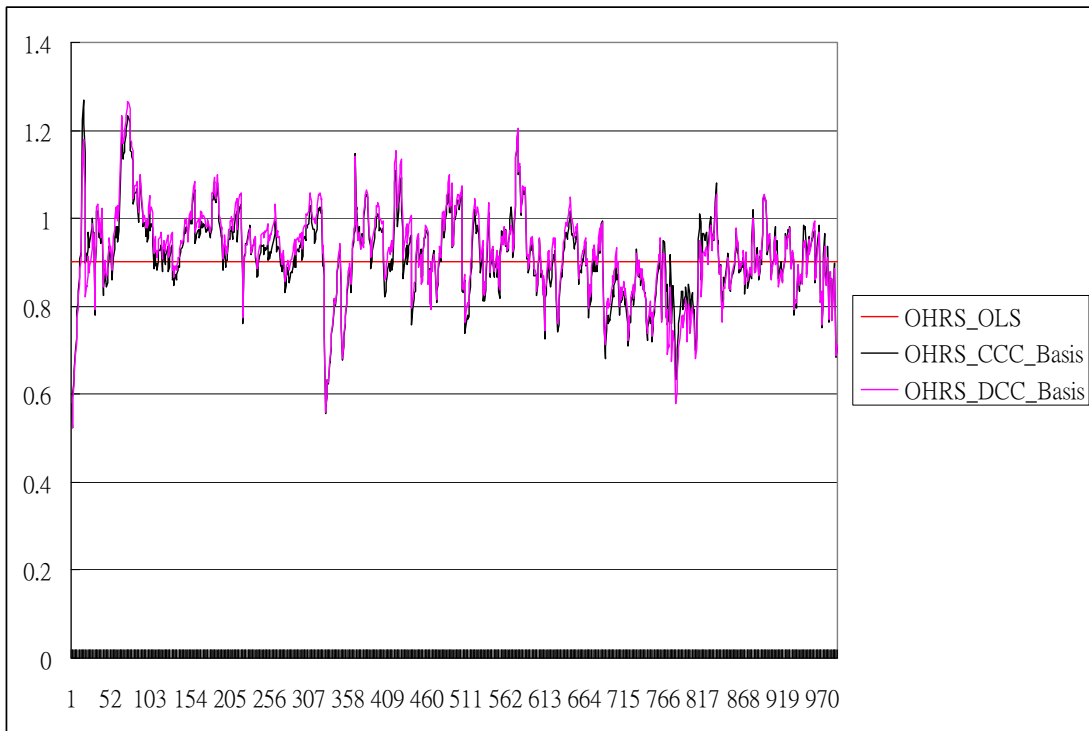


圖 8 樣本內有基差下各模型避險比率之變化

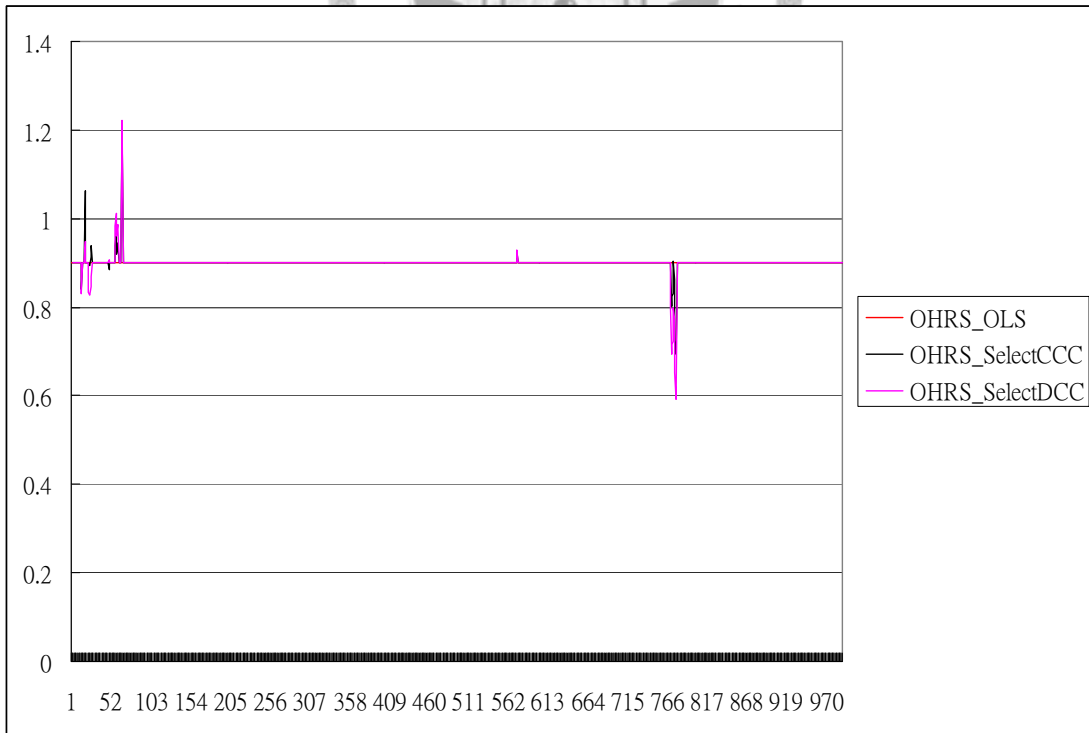


圖 9 樣本內選擇性避險策略下各模型避險比率之變化

接著，表 6 到表 8 的第一部分我們單純比較各模型間樣本內避險投資組合變異數的大小，第二部分則藉著與避險投資組合變異數做比較，來看和相對未避險的投資組合的變異數之間減少的比例，計算方式為 $HE_v = 1 - [Var(P_{Hedged}) / Var(P_{Unhedged})]$ 。第三部分則是表現最優異之模型相對其他模型避險投資組合變異數之改善比例，計算方式為 $1 - [Var(P_{DCC}) / Var(P_{Model})]$ 。結果分為三個表說明：(一)表 6 為無基差的情況下，樣本內避險績效結果比較。(二)表 7 為加入基差的情況下，樣本內避險績效結果比較。(三)表 8 為使用選擇性避險策略(selective hedge)下，樣本內避險績效結果比較。

表 6 無基差下，樣本內避險績效結果比較

	Naive	OLS	CCC-GARCH	DCC-GARCH
1. 樣本內避險投資組合變異數	4.5918	4.3520	4.4630	4.4401
2. 相對未避險投資組合的變異數減少比例 $HE_v = 1 - [Var(P_{Hedged}) / Var(P_{Unhedged})]$	0.8088	0.8187	0.8141	0.8151
3. OLS 相對其他模型避險投資組合之改善比例 $1 - [Var(P_{OLS}) / Var(P_{Model})]$	0.0522	0	0.0249	0.0199

資料來源：本研究整理。

而由表 6 第一部分可知，在沒有加入基差的情況下，就樣本內避險效果而言，傳統 OLS 模型的避險效果優於其他三種模型，天真避險(naive)的避險效果則讓投資組合報酬波動最劇烈。再看表 6 的第二部分，為了可以更直觀的了解四種不同避險策略之下，可以降低的風險程度，我們以未避險時現貨報酬率為基礎，計算四種不同避險策略之下，四種避險方法相對於完全未避險時變異數降低的幅度，來當作風險是否具體降低的指標。結

果顯示，不管採用何種的避險方法，風險降低的幅度都超過 80%，實證結果支持避險策略的可行性。最後，藉由表 6 的第三部分可清楚看出表現最好的傳統 OLS 模型相對於其他模型之避險績效皆有微幅的改善。

接下來我們嘗試加入基差到 CCC-GARCH 模型和 DCC-GARCH 動態模型中對避險比例 $\hat{h}_{i,t}$ 加以估計，再進一步推算有加入基差的 CCC-GARCH 和有加入基差的 DCC-GARCH 模型之資產組合報酬變異數，然後和天真避險 (naive) 以及傳統 OLS 模型之資產組合報酬變異數作比較，結果如表 7 所示。

表 7 有基差下，樣本內避險績效結果比較

Naive	OLS	CCC-GARCH	DCC-GARCH	CCC-GARCH with basis	DCC-GARCH with basis
1. 樣本內避險投資組合變異數					
4.5918	4.3520			4.4375	4.4094
2. 相對未避險投資組合的變異數減少比例 $HE_v = 1 - [Var(P_{Hedged}) / Var(P_{Unhedged})]$					
0.8088	0.8187			0.8152	0.8164
3. OLS 相對其他模型避險投資組合之改善比例 $1 - [Var(P_{OLS}) / Var(P_{Model})]$					
0.0522	0			0.0193	0.0130

資料來源：本研究整理。

在加入基差之後的 CCC-GARCH 模型和 DCC-GARCH 動態模型，表現和未加入基差的 CCC-GARCH 模型和 DCC-GARCH 動態模型相較之下，的確微幅的提升了這兩個模型的避險績效，降低了資產組合報酬變異數。另外，也增加了相對未避險投資組合的變異數減少比例，並且拉近了和傳統 OLS 模型之避險投資組合之改善比例。但是和傳統 OLS 模型比起來，卻沒有辦法優於傳統 OLS 模型。這表示加入基差這個變數之後，雖能改善 CCC-GARCH 模型和 DCC-GARCH 動態模型的避險績效，但依舊無法成為最優勢的避險策略。

最後，本研究利用選擇性避險(selective hedge)策略來嘗試改善避險績效。因為根據表 6 和表 7 沒有加入基差以及加入基差的兩種情況下，本文研究發現，在樣本內避險績效比較方面，CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 等動態模型表現並不如傳統 OLS 靜態模型來的理想。因此我們假設當樣本變化小時，傳統 OLS 靜態模型表現會較佳；當樣本變動大時，我們則採用 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型來加以估計。接下來，本研究為每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 設定一個臨界值 K ，當 K 小於某個常數時，表示每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動較小，此時採取傳統 OLS 模型的避險策略；而當 K 大於某個常數時，表示每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動較大，此時採取 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型的避險策略來加以估計。也就是本文設計了一個每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動小時用傳統 OLS 模型去估計，每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動大時用 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型去估計的選擇性避險(selective hedge)方法。另外， K 的選取本研究發現如果 $K > 12$ ，也就是當每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動絕對值大於 12 時，CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型表現會開始優於傳統 OLS 模型，而當 $K = 22$ 時之動態模型表現最佳，實證結果置於下列表 8。

由表 8 可以觀察得出，利用選擇性避險(selective hedge)策略的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型，其樣本內避險投資組合變異數微幅的低於傳統 OLS 靜態模型，相對未避險投資組合的變異數減少比例不但和自己相較有所提升，也優於傳統 OLS 靜態模型，DCC-GARCH 動態模型相對其他模型避險投資組合之改善比例也是首度超越了傳統 OLS 靜態模型。這顯示實證結果支持本文的選擇性避險(selective hedge)策略，不但優於

一般的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型避險策略，也優於加入基差後的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型避險策略，甚至首度超越了表現最好的傳統 OLS 靜態模型避險策略。而 CCC-GARCH 模型和 DCC-GARCH 動態模型的避險績效比較方面，則是以 DCC-GARCH 動態模型的表現略勝一籌。

表 8 選擇性避險(selective hedge)策略下，樣本內避險績效結果比較

Naïve	OLS	CCC	DCC	Selective(CCC)	Selective(DCC)
1. 樣本內避險投資組合變異數					
4.5918	4.3520	4.4630	4.4401	4.3164	4.3112
2. 相對未避險投資組合的變異數減少比例 $HE_v = 1 - [Var(P_{Hedged}) / Var(P_{Unhedged})]$					
0.8088	0.8187	0.8141	0.8151	0.8202	0.8204
3. DCC 相對其他模型避險投資組合之改善比例 $1 - [Var(P_{DCC}) / Var(P_{Model})]$					
0.0611	0.0094	0.0340	0.0290	0.0012	0

資料來源：本研究整理。

第四節 樣本外避險績效結果比較

在樣本外避險績效的比較方面，因為根據本研究樣本內的實證結果顯示，加入基差後的動態避險策略，雖然表現有所提升，但是依然沒有優於傳統 OLS 靜態模型的表現，且 \hat{c} 的參數估計出現相對不穩定的情況。所以本研究在進行樣本外避險績效評估時，即不再考慮加入基差的避險策略，而僅以無基差和選擇性避險(selective hedge)兩種避險策略加以比較分析。接下來，本研究即以下列四種方式來進行動靜態模型評比，分別是天真避險(naive)、移動樣本 OLS 模型、CCC-GARCH 模型以及 DCC-GARCH 動態模型。其中天真避險(naive)、CCC-GARCH 模型為靜態模型；移動樣本 OLS 模型和 DCC-GARCH 則是動態模型。其中傳統 OLS 模型和移動樣本 OLS

模型之間，最主要的差別在於前者在進行避險比例估計時，樣本觀察期間是固定的，利用先前固定樣本期間的交易資訊，先求算出一個避險比例值，再進一步推算出避險投資組合報酬之變異數；而移動樣本 OLS 模型，則採用每週更新估計樣本的設計，其最適避險比例會隨時間而改變。而 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型主要是藉由其可估計條件共變異數矩陣的特性，進而求出因時而變的動態最適避險比例。

和樣本內的部分相同，首先我們觀察圖 10 的樣本外非選擇性避險策略下各模型避險比率之變化，移動樣本 OLS 模型的避險比例波動依舊較為和緩，而 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 的避險比例波動則相對變化較大，其中又以 DCC-GARCH 的避險比例波動較大。

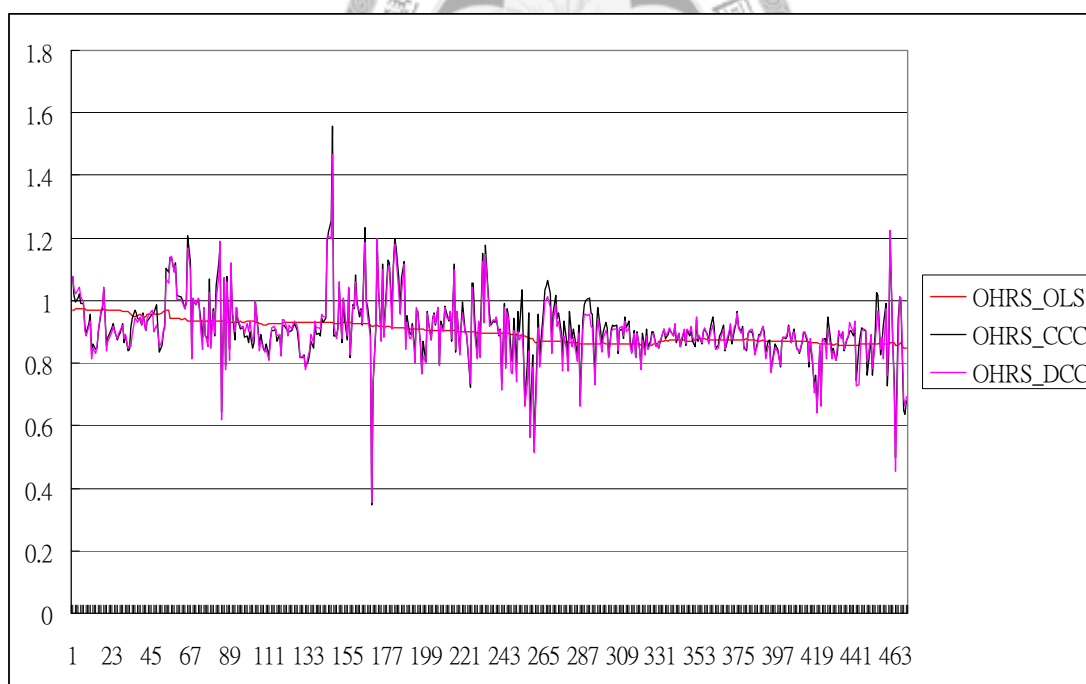


圖 10 樣本外非選擇性避險策略下各模型避險比率之變化

而再觀察圖 11 的樣本內選擇性避險策略下各模型避險比率之變化，我們可以發現使用選擇性避險(selective hedge)的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型的避險比例波動相較於單純的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 模型和緩許

多，相當接近於使用移動 OLS 模型的避險比例。

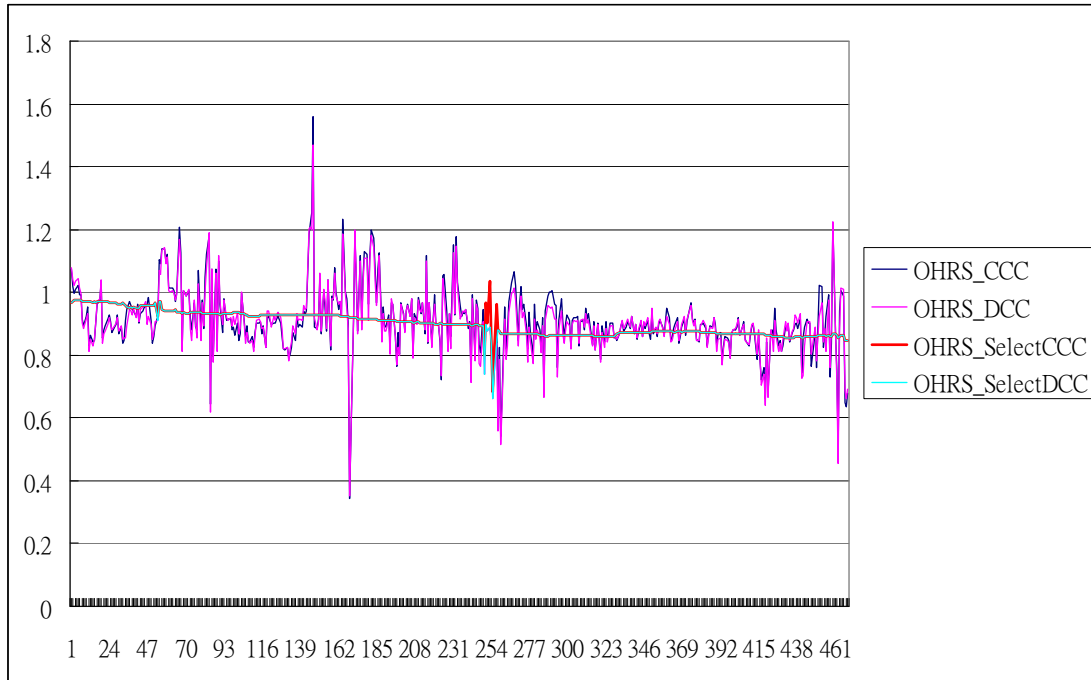


圖 11 樣本內選擇性避險策略下各模型避險比率之變化

而由表 9 第一部分可知，在沒有使用選擇性避險(selective hedge)策略的情況下，就樣本外避險效果而言，DCC-GARCH 動態模型的避險效果優於其他三種模型，天真避險(naive)的避險效果則讓投資組合報酬波動最劇烈。再看表 9 的第二部分，為了可以更直觀的了解四種不同避險策略之下，可以降低的風險程度，我們以未避險時現貨報酬率為基礎，計算四種不同避險策略之下，四種避險方法相對於完全未避險時變異數降低的幅度，來當作風險是否具體降低的指標。結果顯示，不管採用何種的避險方法，風險降低的幅度都相當明顯，實證結果支持避險策略的可行性。其中，天真避險(naive)和移動樣本 OLS 模型避險策略微幅低於 80%，而 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型都超過了 80%。最後，藉由表 9 的第三部分可清楚看出表現最好的 DCC-GARCH 動態模型相對於天真避險(naive)和移動樣本 OLS 模型避險策略模型之避險績效皆有明顯的改善，和 CCC-GARCH 模型相較則是微幅的優於 CCC-GARCH 模型。而這部分實證結果也支持本文

對樣本變化大時，適合使用 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型的假設。

表 9 非選擇性避險(selective hedge)策略下，樣本外避險績效結果比較

Naive	OLS	CCC-GA RCH	DCC-GA RCH	Selective(CCC-G ARCH)	Selective(DCC-G ARCH)
1. 樣本外避險投資組合變異數					
5.6209	4.9336	4.7006	4.5723		
2. 相對未避險投資組合的變異數減少比例 $HE_v = 1 - [\text{Var}(P_{Hedged}) / \text{Var}(P_{Unhedged})]$					
0.7659	0.7945	0.8042	0.8096		
3. DCC-GARCH 相對其他模型避險投資組合之改善比例 $1 - [\text{Var}(P_{DCC}) / \text{Var}(P_{Model})]$					
0.1866	0.0732	0.0273	0		

資料來源：本研究整理。

最後，本研究利用選擇性避險(selective hedge)策略來嘗試改善避險績效。因為根據在樣本內避險績效比較，CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型表現並不如傳統 OLS 靜態模型來的理想。因此我們假設當樣本變化小時，傳統 OLS 靜態模型表現會較佳；當樣本變動大時，我們則採用 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型來加以估計。接下來，本研究為每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 設定一個臨界值 K ，當 K 小於某個常數時，表示每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動較小，此時採取 OLS 模型的避險策略；而當 K 大於某個常數時，表示每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動較大，此時採取 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型的避險策略來加以估計。也就是本文設計了一個每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動小時用 OLS 模型去估計，每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動大時用 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型去估計。

的選擇性避險(selective hedge)方法。另外， K 的選取本研究發現如果 $K > 10$ ，也就是當每週資產相對基差報酬率之絕對值 $|B_t|$ 之波動絕對值大於 10 時，CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型表現會開始優於傳統 OLS 模型，而當 $K = 11.9$ 時之動態模型表現最佳，實證結果列於表 10。

表 10 選擇性避險(selective hedge)策略下，樣本外避險績效結果比較

Naive	OLS	CCC-GA RCH	DCC-GA RCH	Selective(CCC-G ARCH)	Selective(DCC-G ARCH)
1. 樣本外避險投資組合變異數					
5.6213	4.9732	5.4473	5.3709	4.8485	4.8052
2. 相對未避險投資組合的變異數減少比例 $HE_y = 1 - [\text{Var}(P_{Hedged}) / \text{Var}(P_{Unhedged})]$					
0.7659	0.7929	0.7731	0.7763	0.7981	0.7999
3. DCC-GARCH 相對其他模型避險投資組合之改善比例 $1 - [\text{Var}(P_{DCC}) / \text{Var}(P_{Model})]$					
0.1452	0.0338	0.1179	0.1053	0.0089	0

資料來源：本研究整理。

由表 10 可以觀察得出，利用選擇性避險(selective hedge)策略的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型，其樣本外避險投資組合變異數微幅的低於傳統 OLS 靜態模型，也明顯的優於 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型。相對未避險投資組合的變異數減少比例不但和 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型相較有所提升，也優於 OLS 靜態模型，選擇性避險(selective hedge)下的 CCC-GARCH 和選擇性避險(selective hedge)下的 DCC-GARCH 動態模型相對其他模型避險投資組合之改善比例也是超越了 OLS 靜態模型。這顯示實證結果支持本文的選擇性避險(selective hedge)策略，不但優於一般的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型避險策略，也優於傳統 OLS 靜態模型避險策略。而選擇性避險(selective hedge)下的

CCC-GARCH 動態模型和選擇性避險(selective hedge)下的 DCC-GARCH 動態模型的避險績效比較方面，則是以選擇性避險(selective hedge)下的 DCC-GARCH 動態模型的表現略勝一籌。根據本文的實證研究結果我們發現樣本外的避險效果方面，相關係數的動態對避險效果的影響有微幅的提升，和天真避險(naive)相比提升了 14.5%的避險投資組合之改善比例，和 OLS 模型相較也提升了 3.4%的避險投資組合之改善比例。

傳統文獻多針對金融商品期貨與現貨間的避險績效進行探討，本研究著眼於台灣中油(CPC)現貨組成與布蘭特(Brent)原油期貨等實體標的進行實證分析，同時避險做法上採行較符合實際實務操作需要的週避險策略，因此本研究的實證結果益顯得有實務上的貢獻。藉由本文實證結果來推論，選擇性避險(selective hedge)策略和相關係數的動態過程對於原油商品的避險績效的確有顯著的影響，這也是選擇性避險(selective hedge)下的 DCC-GARCH 動態模型避險策略優於選擇性避險(selective hedge)下的 CCC-GARCH 模型和 OLS 模型避險績效的原因之一。

第五節 臺灣中油(CPC)實際進口原油成本之波動估計

在找出選擇性避險(selective hedge)模型為台灣中油(CPC)的最適避險策略以及求出最適避險比例後，本研究嘗試將估算出的最適避險比例代回實際資料估算，以求出實際操作上的變化和影響，數量樣本取自主計處中華民國統計資訊網，期間為 2000 年至 2008 年底，頻率為月資料。首先，我們將台灣 2000 年至 2008 年全國的原油進口量乘以 70%當作台灣中油(CPC)的原油進口量，也就是現貨的部份(X_S)。接著依本研究求出的最適避險比例推估出避險的期貨部位(X_F)，再來將之前的現貨價格和期貨價格之週資料平均成月資料，然後帶回(2-1-4)和(2-1-5)式，分別求取出未避險和使用選擇性避險(selective hedge)策略的狀況下之資產組合變化，結果分別呈現於表

11 和表 12。

表 11 未避險下，臺灣中油實際油價成本波動估算

月份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	加總
1	43.81	44.33	9.41	48.89	3.92	25.31	-55.84	191.50	74.92	
2	0.37	-43.26	50.17	-75.00	91.61	116.14	65.64	107.20	207.01	
3	-99.11	21.67	36.86	-97.68	9.69	16.21	156.54	118.35	188.30	
4	66.16	56.25	2.66	39.01	88.61	-81.48	19.29	20.11	311.59	
5	45.71	-1.19	-14.62	45.87	-50.97	184.25	3.31	43.39	291.75	
6	-32.62	-53.61	20.22	38.45	73.03	63.05	136.77	171.68	66.15	
7	35.86	28.48	11.98	19.82	114.47	110.13	-10.79	-101.52	-480.19	
8	74.34	-2.47	39.14	-63.71	-57.42	-12.85	-350.27	187.55	-742.34	
9	3.61	-143.87	-30.61	79.73	115.40	-121.61	-144.81	119.61	-861.24	
10	6.99	-42.61	-93.84	5.15	-133.16	-67.64	-3.44	261.79	-600.69	
11	-183.30	5.91	81.52	14.04	-25.39	67.19	82.22	16.39	-354.84	
12	40.02	14.89	39.09	27.96	238.59	142.59	-257.27	12.28	0.00	
Total	1.30	-80.85	106.38	57.78	327.86	308.92	-251.06	803.84	-1329.71	-55.5

資料來源：本研究整理。

單位：百萬美元。

表 12 樣本外選擇性避險下，臺灣中油實際油價成本波動估算

月份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	加總
1	-8.88	2.23	6.35	2.42	-0.61	-5.22	15.04	16.00	7.39	
2	2.78	2.17	1.08	0.83	7.68	-0.67	-4.49	20.13	3.00	
3	7.69	-4.93	3.83	-4.92	3.38	15.32	-9.69	2.01	-20.81	
4	-2.94	1.25	1.28	13.97	-3.85	31.30	22.15	13.49	41.16	
5	-7.22	7.59	1.66	-12.49	-2.19	9.76	-0.43	-12.53	18.66	
6	-7.66	-3.75	0.94	4.62	-3.92	3.64	27.73	-14.48	59.04	
7	-1.03	13.31	1.92	-1.02	4.00	-12.21	-3.69	13.10	-35.78	
8	18.22	-10.74	-1.73	2.03	-42.24	7.25	-22.03	35.36	-149.97	
9	11.19	-5.76	8.89	2.07	-76.98	-4.79	-11.19	-16.03	-92.90	
10	-9.65	0.75	-11.06	2.77	-4.46	13.10	7.68	7.18	-40.28	
11	-32.33	6.78	1.46	-1.82	47.00	18.90	4.44	14.95	1.53	
12	23.22	-7.20	-3.29	-0.66	28.76	-9.09	-26.88	6.92	198.26	
Total	-6.62	1.69	11.32	7.80	-43.42	67.28	-1.35	86.09	-10.70	112.1

資料來源：本研究整理。

單位：百萬美元。

在表 11 和表 12 中,本文列出 2000 年至 2008 年每月的資產組合變化和每年之總和以及九年之加總。我們可以看出表 12 中利用選擇性避險(selective hedge)策略的資產組合波動幾乎每個月都比表 11 中未避險時來得小;而以年總和來看,除了 2000 年外,利用選擇性避險(selective hedge)策略的資產組合波動都小於未避險的資產組合波動。由此顯示,本研究之選擇性避險(selective hedge)策略確實能夠降低台灣中油(CPC)原油進口成本的波動風險。另外,若再將九年之資產組和波動加總起來可以發現,在未避險的情況下總和是-55.5 百萬美金,而利用選擇性避險(selective hedge)策略下是 112.1 百萬美金。也就是說,選擇性避險(selective hedge)策略不但大幅降低了資產組合的波動同時也達到了使資產組和收益增加的效果。而由上述可知,選擇性避險(selective hedge)策略確實是台灣中油(CPC)原油進口成本波動的最適避險方法。



第五章 結論與建議

第一節 結論

由於我國對於國外進口能源依賴程度相當高，故在原油價格飆漲的情況裡對於國內最大原油需求的公司：台灣中油(CPC)公司來說，避險是個非常重要的議題。由於台灣中油(CPC)石化事業供應了許多石化業所需的原料，然而這些種種的原料最後都會生產出一般生活周遭中所需的產品；因此當原油價格上升時隱含著國內的物價將會受到波動進而影響到國內的經濟，對於國營企業台灣中油(CPC)來說穩定國內的物價也成為台灣中油(CPC)企業的社會責任。又因為國營企業對於盈餘必須繳回國庫，但是在發生虧損時，卻有穩定國內物價的壓力存在。因此本研究認為對於中油企業來說，穩定的購油支出為其台灣中油(CPC)的目標。

避險理論一般分為三種，(一)：天真避險(naïve hedge)、(二)：選擇性避險(selective hedge)、以及(三)：投資組合避險理論(Portfolio Hedging Theory)。本文以杜拜(Dubai)原油現貨和布蘭特(Brent)原油現貨的加權平均為台灣中油(CPC)進口原油現貨價、布蘭特原油期貨為避險標的，在極小化避險投資組合變異(minimum variance hedge, MVH)下，利用不同的動靜態計量方法來做避險績效的估計和比較。除了 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型以及加入基差的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型和本研究設計之選擇性避險(selective hedge)模型之外，天真避險(naïve)、傳統 OLS 模型和移動樣本 OLS 也將做為本文實證的比較模型。關於避險績效的衡量方面，若實務操作上採用每日避險，可能會因為交易成本的問題，而抵銷進行避險操作的功能性。且由於樣本內的避險績效容易受選取的樣本區間所影響，也比較不符合實務的預測需求，故本文主要採用週資料進行樣本外避險績效的比較。

資料來源則為根據台灣中油民國 98 年 5 月 1 日公布的「國內汽、柴油浮動油價調整機制作業原則」之油價調整估計公式，本文以杜拜(Dubai)原油現貨價格的 70%加上布蘭特(Brent)原油現貨價格的 30%之加權平均價格取小數二位，採四捨五入當作台灣中油進口原油現貨價格的估計式，進一步估算出台灣中油進口原油現貨成本，再以英國的洲際交易所(Inter-Continental Exchange)的布蘭特(Brent)原油期貨為避險標的，樣本選取其間為 1990 年 1 月 5 日至 2008 年 12 月 26 日，計有 991 筆週資料，資料來源為 DataStream 資料庫。

實證結果在樣本內避險績效的比較方面：

1. 在沒有加入基差的情況下，傳統 OLS 模型的避險效果優於其他三種模型，天真避險(naive)的避險效果則讓投資組合報酬波動最劇烈。而不管採用何種的避險方法，風險降低的幅度都會超過 80%。
2. 在加入基差到 CCC-GARCH 模型和 DCC-GARCH 動態模型的情況下，加入基差之後的 CCC-GARCH 模型和 DCC-GARCH 動態模型，表現和未加入基差的 CCC-GARCH 模型和 DCC-GARCH 動態模型相較之下，的確微幅的提升了這兩個模型的避險績效，降低了資產組合報酬變異數。但是和傳統 OLS 模型比起來，卻沒有辦法優於傳統 OLS 模型。
3. 結合 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型下的選擇性避險(selective hedge)策略，其樣本內避險投資組合變異數微幅的低於傳統 OLS 靜態模型，相對未避險投資組合的變異數減少比例不但和自己相較有所提升，也優於傳統 OLS 靜態模型，DCC-GARCH 動態模型相對其他模型避險投資組合之改善比例也是首度超越了傳統 OLS 靜態模型。這顯示實證結果支持本文的選擇性避險(selective hedge)策略，不但優於一般的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型避險策略，也優於加入基差後的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型避險策略，甚至首度超越了表現最好的傳統 OLS 靜

態模型避險策略。而 CCC-GARCH 模型和 DCC-GARCH 動態模型的避險績效比較方面，則是以 DCC-GARCH 動態模型的表現略勝一籌。

實證結果在樣本外避險績效的比較方面：

1. 在沒有使用選擇性避險(selective hedge)策略的情況下，就樣本外避險效果而言，DCC-GARCH 動態模型的避險效果優於其他三種模型，天真避險(naive)的避險效果則讓投資組合報酬波動最劇烈。而且不管採用何種的避險方法，風險降低的幅度都相當明顯，實證結果支持避險策略的可行性。其中，天真避險(naive)和移動樣本 OLS 模型避險策略微幅低於 80%，而 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型都超過了 80%。

2. 結合 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型下的選擇性避險(selective hedge)策略，其樣本外避險投資組合變異數微幅的低於傳統 OLS 靜態模型，也明顯的優於 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型。相對未避險投資組合的變異數減少比例不但和 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型相較有所提升，也優於 OLS 靜態模型，選擇性避險(selective hedge)下的 CCC-GARCH 和選擇性避險(selective hedge)下的 DCC-GARCH 動態模型相對其他模型避險投資組合之改善比例也是超越了 OLS 靜態模型。這顯示實證結果支持本文的選擇性避險(selective hedge)策略，不但優於一般的 CCC-GARCH 和 DCC-GARCH 動態模型避險策略，也傳統 OLS 靜態模型避險策略。而選擇性避險(selective hedge)下的 CCC-GARCH 模型和選擇性避險(selective hedge)下的 DCC-GARCH 動態模型的避險績效比較方面，則是以選擇性避險(selective hedge)下的 DCC-GARCH 動態模型的表現略勝一籌。

因此綜合本文以上研究，無論是樣本內和樣本外的研究成果都顯示選擇性避險(selective hedge)策略將是台灣中油(CPC)實行避險操作時最佳的避險策略。

第二節 建議

由於受限於資料來源及避險策略，資料來源僅能就事後資料作學理分析，避險交易策略亦僅能就理論建議分析，所以其獲得之結論，可能較難以反應廠商真正的避險作業行為模式。設若未來台灣石化產業更加自由開放後，廠商家數若能突破現有台灣中油(CPC)及台塑石油兩家廠商後，而有更多參與者時，(目前的三家煉油業者-國光石化科技公司，正在籌設)，其成本轉嫁障礙難度加高時，將使得廠商更重視成本避險的競爭策略，可能可以促使廠商較願意嘗試學術上所獲得的避險建議，更進一步提供其實際避險需求與實際避險策略供學術研究。屆時，後續研究者或許可由此方向切入，由實務需求進一步來引領學術研究。



參考文獻

- 台灣中油(CPC)全球資訊網，2009。『公司簡介/行銷』。2009年5月12日取自 <http://www.cpc.com.tw/big5/content/index01.asp?sno=38&pno=30>。
- 台灣中油(CPC)全球資訊網，2009。『油品價目/浮動油價調整機制』。2009年5月24日取自 http://www.cpc.com.tw/big5_BD/tmtd/floatPrice/showfloatprice1_970829.asp?pno=113。
- 林義祥，1998。「基金避險與台股指數期貨—比較各計量模型之避險績效」。碩士論文，淡江大學金融研究所。
- 許傑翔，2004。「多變量財務時間數列模型風險值之計算」。碩士論文，東吳大學商用數學系。
- 張瓊嬌與古永嘉，2003。「臺灣股價指數期貨與現貨市場資訊傳遞及價格波動性之研究-雙元EGARCH-X模式與介入模式之應用」，管理評論，23(1)：53-74。
- 傅鐘仁，1992。「以石油期貨規避我國進口油價風險之研究」。碩士論文，國立臺灣大學財務金融研究所。
- 經濟部，2005年。『焦點消息』。2009年5月12日取自 <http://w2kdmz1.moea.gov.tw/user/news/detail-1.asp?kind=1&id=9921>。
- 經濟部能源局，2007年。『中華民國九十六年能源統計手冊』。經濟部能源局編印。
- 經濟部能源局，2009年。『能源安全指標』。2009年5月12日取自 <http://210.69.152.10/oil102/>。
- 謝劍平，2007。『現代投資學』。台北：智盛出版社。
- 叢宏文，1996。「日經股價指數期貨避險效果之實證研究GARCH模型之應用」。碩士論文，政治大學企業管理研究所。
- Baillie, R. T. and R. J. Myers, 1991. “Bivariate GARCH Estimation of The Optimal Commodity Futures Hedge,” *Journal of Applied Econometrics*. 6:

109-124.

- Bollerslev, T., 1986. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*. 31: 307-327.
- Bollerslev, T., 1990. "Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach," *Review of Economics and Statistics*. 72: 498-505.
- Bollerslev, T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge, 1988. "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances," *Journal of Political Economy*. 96: 116-131.
- Brown, S. L., 1985. "A Reformulation of the Portfolio Model of Hedging," *American Journal of Agricultural Economics*. 67: 508-512.
- Cecchetti, S. G., R. E. Cumby, and S. Figlewski, 1988. "Estimation of Optimal Hedge," *Review of Economics and Statistics*. 50: 623-630.
- Cotter, J. and J. Hanly, 2006. "Reevaluating Hedging Performance," *Journal of Futures Markets*. 26: 677-702.
- Cox, C. C., 1976. "Futures Trading and Market Information," *Journal of Political Economy*. 84(6): 1215-1237.
- Dotsey, M. and M. Reid, 1992. "Oil Shocks, Monetary Policy, and Economic Activity," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*. 78: 14-27.
- Ederington, L. H., 1979. "The Hedging Performance of the New Futures Markets," *Journal of Finance*. 34: 157-170.
- Engle, R.F., 1982. "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*. 50: 987-1007.
- Engle, R.F., 2002. "Dynamic Conditional Correlation- a Simple Class of Multivariate GARCH Models," *Journal of Business and Economic Statistics*. 20: 339-350.
- Engle, R.F. and K.F. Kroner, 1995. "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," *Econometric Theory*. 11: 122-150.

- Figlewski, S., 1984. "Hedging with Stock Index Futures: Theory and Application in a New Market," *Journal of Futures Markets*. 5: 183-199.
- Gisser, M. and T. H. Goodwin, 1986. "Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions," *Journal of Money Credit and Banking*. 18: 94-103.
- Hamilton, J. D., 1983. "Oil and the Macroeconomy since World War II," *Journal of Political Economic*. 91: 228-48.
- Herbst, A. F., P. E. Swanson and S. C. Caples, 1992. "A Redetermination of Hedging Strategies Using Foreign Currency Futures Contracts and Forward Markets," *The Journal of Futures Markets*. 12(1): 93-104.
- 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(6): 685-707.
- Howard, C. T. and L. J. D'Antonio, 1984 "A Risk-return Measure of Hedging Effectiveness," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 19(1): 101-112.
- Huang, C.H., 1989. "Post-war Taiwan Business Cycles: Evidence from International Factors," *Taiwan Economic Review*. 17(1): 1-19.
- Johnson, L., 1960 "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures," *Review of Economic Studies*. 27(3): 139-151.
- Kroner, K. F., and J. Sultan., 1993. "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures," *Journal of Finance and Quantitative analysis*. 28(4): 535-551.
- Lien, D., Y. K. Tse, and A. C. Tsui, 2002. "Evaluating The Hedging Performance of The Constant-correlation GARCH Model," *Financial Economic*. 12: 791-798.
- Lien, D. and L. Yang, 2006. "Spot-futures Spread, Time-varying Correlation, and Hedging With Currency Futures," *The Journal of Futures Markets*. 26(10): 1019-1038.
- Laws, J. and J. Thompson, 2005. "Hedging Effectiveness of Stock Index Futures," *European Journal of Operational Research*. 163: 177-191.
- Markowitz, H. M., 1952. "Portfolio Selection," *Journal of Finance*. 71-91.

- Moschini G. and R.J. Myers, 2002. "Testing For Constant Hedge Ratios In Commodity Markets: A Multivariate GARCH Approach," *Journal of Empirical Finance*. 9: 589-603.
- Park, T. H. and L. N. Switzer, 1995. "Bivariate GARCH Estimation of The Optimal Hedge Ratio For Stock Index Futures: A Note," *Journal of Futures Markets*. 15: 61-67.
- Sim, A. B. and R. Zurbrugg, 2001. "Optimal Hedge Ratios and Alternative Hedging Strategies in the Presence of Cointegrated Time-varying Risks," *European Journal of Finance*. 7: 269-283.
- Stein, J. L., 1961. "The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices," *American Economic Review*. 51(5): 1012-1025.
- Tong, W. H. S., 1996, "An Examination of Dynamic Hedging," *Journal of International Money and Finance*. 15: 19-35.
- Wahab, M. and M. Lashgari, 1993. "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A cointegration approach," *Journal of Futures Markets*. 13: 711-742.
- Witt, S. F. and C. Martin, 1987. "Econometric Models for Forecasting International International Tourism Demand," *Journal of Travel Research*. 25(3): 23-30.
- Working, H., 1953. "Futures Trading And Hedging," *American Economic Review*. 43(3): 314-343.
- Yun, W. C., 2006. "Selective Hedging Strategies for Oil Stockpiling," *Energy Policy*. 34: 3495-3504.