

台灣期貨與衍生性商品學刊

【第十三期】

中華民國一〇〇年十二月

CNFA

中華民國期貨業商業同業公會

Chinese National Futures Association

<http://www.futures.org.tw>

索引

■ 學術研究論文

- ◆ 為什麼商品指數型基金無法規避商品價格波動之風險? ———— 劉德明·蔡尚恩 1
——商品指數型基金與期貨跨月價差之探討
- ◆ 台灣指數選擇權VIX最適預測模型-CARR模型之應用 ———— 杜玉振·梁竣剴 36
- ◆ 探討掩護性買權之交易策略~以台股買權及期貨為例 ———— 楊東曉·楊聲勇 62
林明義
- ◆ 市場透明度與價格群聚：台灣指數期貨市場之實證分析 ———— 鍾惠民·陳煒朋 95
邱敬賢

■ 委外研究報告摘要

- ◆ 期貨公會揭露會員財務業務資料之研究 ———— 吳壽山·鍾惠民 119
葉淑玲·高儀慧
游聖貞



發行人: 糜以雍
總編輯: 盧廷劼
責任編輯: 莫壁君
發行所: 中華民國期貨業商業同業公會
地址: 台北市安和路一段27號12樓
電話: (02) 8773-7303
傳真: (02) 2772-8378
網址: www.futures.org.tw
電子信箱: belinda@futures.org.tw

學術研究論文

為什麼商品指數型基金無法規避商品價格波動之風險？

-商品指數型基金與期貨跨月價差之探討

Why Commodity Index Fund Cannot Hedge Commodity Price Risk?

-A Study on Contango Effect for Commodity

◆ 國立中山大學 財務管理學系
Department of Finance, National Sun Yat-sen University

● 劉德明 Der-Ming Lieu

◆ 國立中山大學 財務管理學系
Department of Finance, National Sun Yat-sen University

● 蔡尚恩 Shang-en Tsai

摘要

許多報導指出，投資於連結期貨以及衍生性金融商品的商品指數型基金並不能獲得與現貨一致的報酬，本文探討可能導致上述現象的原因。本研究發現兩檔分別投資於原油市場以及天然瓦斯市場之商品指數型基金的報酬與其標的現貨之報酬有極大的差距，而實證結果顯示正跨月價差即為造成報酬差距的主因。另外，本研究發現在西德州原油期貨以及熱燃油期貨中，商品指數型基金規模的增長與跨月價差的擴大有顯著的正向關係，而商品指數型基金的轉倉行為亦顯著造成跨月價差進一步擴大，本研究在西德州原油期貨以及天然瓦斯期貨此二大型商品原物料指數型基金投資之市場得到證實。

關鍵詞：商品期貨、跨月價差、商品指數型基金、轉倉

Abstract

Recent evidence shows that investment in some commodity ETFs cannot produce similar physical commodities price return. One of the reasons is that contango effects exhibited from commodity futures prices force the commodity ETFs to incur unnecessary loss while rolling futures positions during futures expiration month. This study shows that two ETFs, USO and UNG, underperform the spot return substantially because of rolling the crude oil and natural gas futures contracts. We investigate the impact of rolling positions from commodity index funds on the underlying futures price in four energy futures markets. We find that the increase on net asset value in commodity index funds makes futures price in WTI crude oil and natural gas markets exhibiting more contango phenomena. We propose new trading mechanism to improve the performance for commodity index funds.

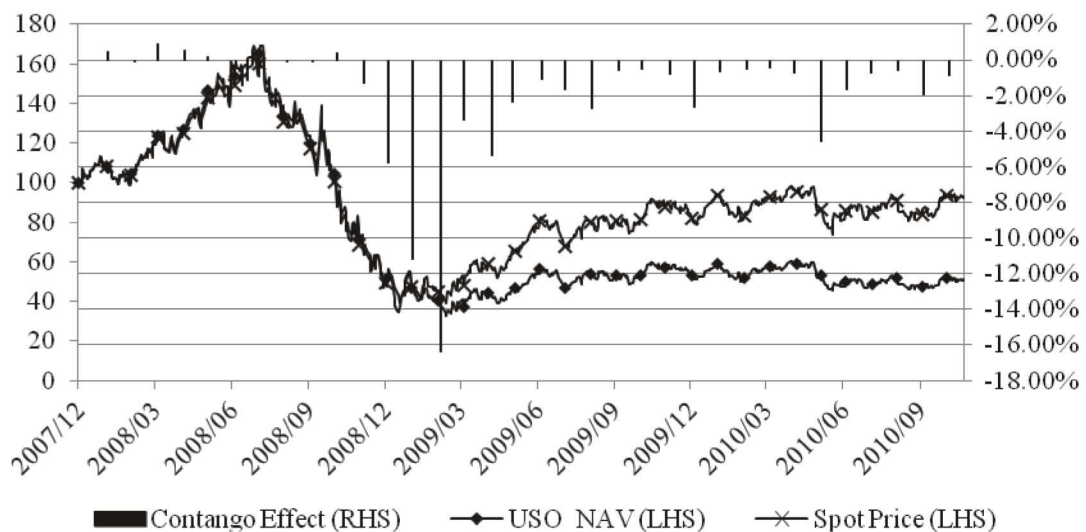
Keywords: Commodity Futures, Contango, Commodity ETFs, Rolling

壹、緒論

在近幾年各種原物料價格持續上漲的情況下，原物料商品已逐漸成為市場投資人關注的焦點，並成為資產配置中的一環。過往研究指出，將投資組合納入原物料可獲得分散投資的優勢，除了與權益市場及債券市場間之相關性非常低之外，還可獲得不亞於權益市場的報酬。在 1969 年至 2004 年間，投資於 S&P GSCI Commodity Index (GSCI) 與 S&P 500 的報酬率相當接近，並且若將其進行等權重比例投資，將可在不降低報酬率的情況下有效降低標準差，從中得到分散投資的好處 (Erb and Harvey 2006)；而 Gorton and Rouwenhorst (2006) 之研究發現，1959~2004 年間原物料商品與股票市場的夏普指數相當接近，並且原物料商品與股票、債券的報酬為負相關，代表若是將原物料商品納入資產配置的一環可降低非系統性風險。

相較於海外之大學校務基金 (如哈佛大學校務基金)、避險基金等外國大型法人早已將原物料商品納入其資產配置的一環，一般小型投資人因為投資管道不足、資金規模太小等操作上的限制，難以將原物料納入投資組合配置中。有鑑於市場對於原物料商品投資的需求，2006 年 5 月 United States Oil Fund (USO) 此檔 ETF 公開於市場上交易，提供了小型投資人切入原油市場的機會。USO 以西德州原油為標的，希望獲取與西德州原油一致之報酬率。在此之後類似的產品不斷推出市場，當前除了可買到以一籃子原物料為標的之商品型 ETF，亦可買到以黃金、白銀、原油、天然瓦斯等不同種類原物料基金。商品型 ETF 大致可分為三種類型。第一、投資於與原物料相關之廠商。例如 Energy Select Sector SPDR (XLE) 持有與能源相關之股票，如 ExxonMobil (XOM)、Chevron (CVX) 等石油公司，以獲取與能源現貨具有連動關係的報酬，但是顯而易見此種作法與現貨走勢必定有所差異。第二，購買標的商品的現貨。例如 SPDR Gold Shares (GLD) 即持有大量之黃金現貨，因此持有 GLD 之股份即代表持有一定比例之黃金現貨。若是標的物可容易在市場上購入，並且有低廉的交割成本、合理的倉儲成本，那麼此種作法無疑可以最為接近標的商品價格，獲得理想的曝險部位。最後，以期貨、選擇權、資產交換等金融工具進行操作。USO 即為此類型之代表，該基金持有近月份原油期貨以及相關商品以得到曝險部位。

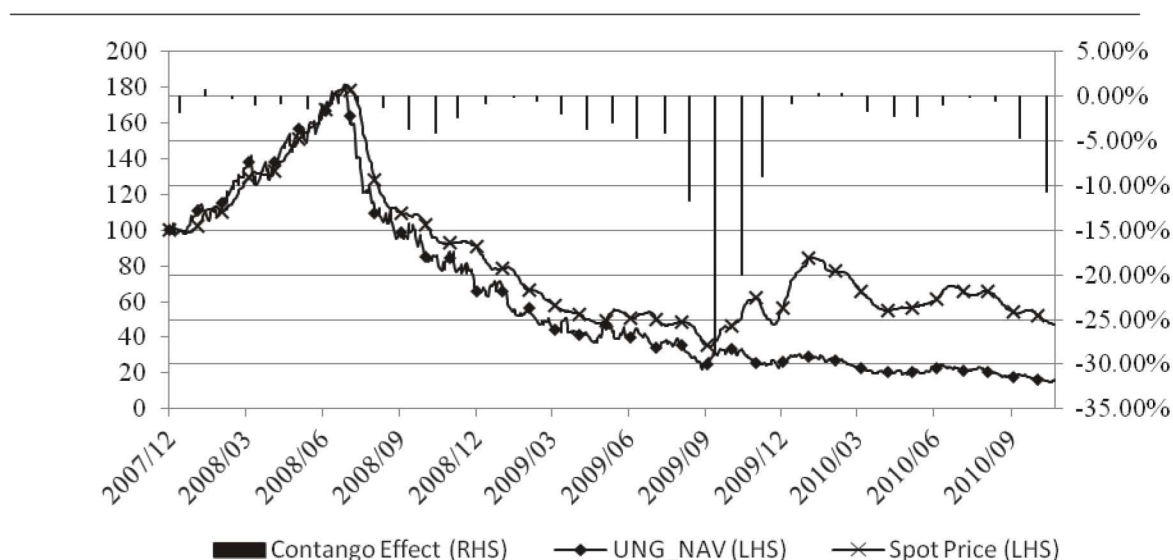
Loder (2010) 撰寫於 Business week 的報導指出，跨月價差將會大幅度侵蝕商品型 ETF 獲利的警訊。現貨報酬與以期貨為操作工具的商品型 ETF 報酬並不十分雷同，跨月價差 (Contango/Backwardation Effect) 在這中間扮演了很重要的角色。圖 1 為投資於原油現貨與 USO 的報酬率。USO 追蹤之指數以持有近月份的原油期貨及相關商品作為操作工具，並且在近月契約最後交易日的前兩周進行轉倉的動作¹，每天更迭 25% 部位之比例連續進行四天，以將近月份部位更換為次近月部位。次近月期貨契約之價格與近月期貨契約價格之差異即為跨月價差，若是次近月期貨契約價格高於近月期貨契約價格，則稱為正跨月價差 (Contango)；反之則稱為逆跨月價差 (Backwardation)。當原油期貨市場處於正跨月價差，USO 每個月更迭部位時都會遭受資產損失，導致持有 USO 並不能獲得與持有現貨得到相當的報酬。在天然瓦斯市場更為明顯，United States Natural Gas Fund (UNG) 為一持有近月份期貨及相關商品以追蹤天然瓦斯之 ETF；圖 2 中我們可以發現，跨月價差幾乎每個月均侵蝕 UNG 之報酬，最嚴重之一個月竟侵蝕約略 30% 之資產。



資料來源：Thomson Reuters，Energy Information Administration

圖 1 現貨價格與 USO 淨值價格走勢圖(2007/12~2010/10)

¹ 將近月份期貨契約賣出 (買進)，並將次近月份期貨契約買進 (賣出) 之動作，稱為轉倉。藉由轉倉投資人可以持續持有曝險部位，而不受期貨到期交割結算之影響。



資料來源：Thomson Reuters，Energy Information Administration

圖 2 現貨價格與 UNG 淨值價格走勢圖(2007/12~2010/10)

若自上市時即持有 UNG 至今，資產價值僅為現貨之 1/4。自表 1 的數據中可以觀察到，當該年的平均跨月價差較大時，基金報酬會較為落後現貨報酬，並且在 2009 及 2010 年時基金績效落後現貨報酬更為顯著。

表 1 現貨報酬與基金報酬比較表

本表為現貨報酬與基金報酬分段比較表，原油市場之基金係指 United States Oil Fund (USO)；天然瓦斯市場之基金係指 United States Natural Gas Fund (UNG)。跨月價差之計算方式為 $(F_{2nd\ nearby} / F_{1st\ nearby}) - 1$ ；現貨與期貨價差計算方式為 $(F_{1st\ nearby} / Spot) - 1$ 。

	現貨報酬	基金報酬	平均 跨月價差	平均 現貨與期貨價差
原油				
全期	27.03%	-45.22%	0.21%	1.49%
2006	-10.89%	-23.64%	0.29%	1.89%
2007	54.81%	50.12%	0.06%	0.66%
2008	-59.51%	-61.17%	0.27%	0.66%
2009	58.08%	31.80%	0.26%	3.16%
2010	6.76%	-5.85%	0.18%	1.16%
天然瓦斯				
全期	-55.61%	-88.37%	2.71%	3.85%
2007	-6.84%	-27.64%	3.20%	4.52%
2008	-20.81%	-35.68%	0.36%	1.41%
2009	0.74%	-58.49%	7.05%	7.09%
2010	-21.84%	-42.27%	-0.11%	2.32%

資料來源：Thomson Reuters, Energy Information Administration

為何使用期貨等金融工具的基金績效會與現貨差距甚遠？USO、UNG 等以期貨為基礎的基金，在長期持有後竟然報酬遠低於現貨報酬、甚至在持有期間現貨價格上漲而基金報酬卻為負值？圖 3 顯示在 2005 年之前，原油期貨價格結構多半為逆跨月價差；2005 年之後，原油期貨之價格結構跟過去有很大的差異，為何價格結構會發生變化？是因為新興市場的需求大幅增加，或者是市場投機交易的炒作，抑或是商品指數型基金大量持有倉位的影響導致價格結構產生系統性的改變？價格結構的走勢對於長期以轉倉投資商品期貨的報酬會產生巨大的影響，因此若能釐清影響價格結構的因素，或是找出造成價格結構走勢改變的癥結，將對進行投資決策時具有幫助。

一般小型投資人若是要獲得原物料曝險部位，購買商品指數型基金是最佳的選擇，特別是可在公開市場進行交易的 ETF。ETF 具有方便的交易方式、低廉的交易成本、低管理費用、高透明性等優點，並且低投資金額下限的特色可以讓小型投資人簡便的切入市場。商品指數型基金自 2002 年起即廣受投資人歡迎，規模逐年迅速上升直至 2008 年金融海嘯期間方有所趨緩 (Irwin and Sanders 2010a)。圖 4 為指數型投資人投資於期貨市場中的金額，由圖中可觀察到自 2008 年金融海嘯之後規模迅速成長，在 2010 年底時已接近金融海嘯前之水準，可見此類型商品越來越受市場的歡迎。

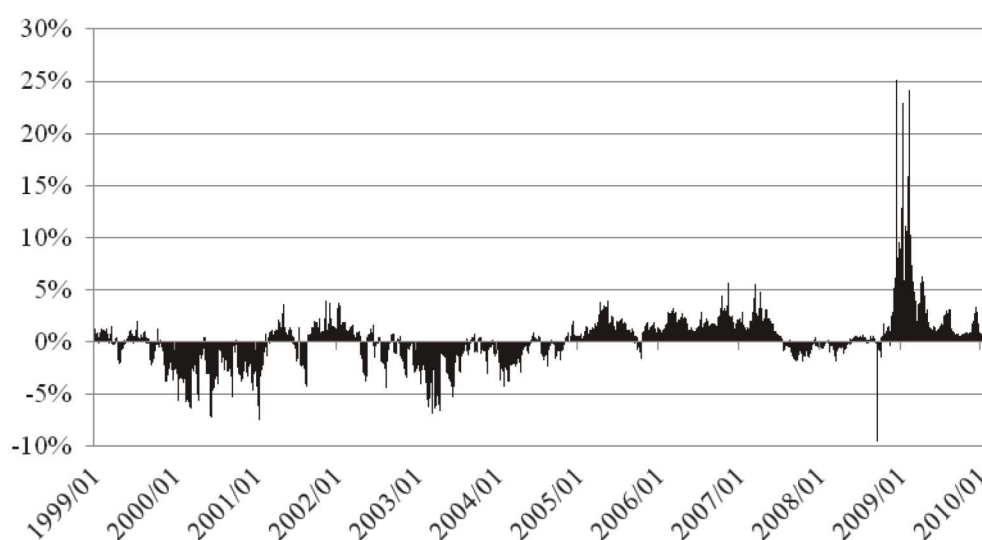
投資商品 ETF 之優點之一是其高透明性，但是其日漸增長的規模及轉倉模式是否也是造成跨月價差的主因？從 USO 的公開說明書中我們可以瞭解，其標的指數是以近月份西德州原油為標的，並在每月最後交易日前 14 天進行轉倉的動作。隨著規模增長至接近 20 億美元的規模²，被動式的操作策略是否會對市場造成衝擊？大量資金湧入期貨市場可能改變原先之生態？CFTC 在 2009 年時針對原油、小麥、玉米等期貨契約進行研究，並認為商品指數型基金已對期貨市場產生影響，並且提出數項監管建議，例如：限縮指數型投資人之持倉數量、增加資訊的揭露內容及頻率，以及公佈指數型投資人之投資部位總額等等 (CFTC 2009)。隨著指數型投資的風行以及規模的增長，各種商品的價格不單單僅能以其供給與

² USO 在 2010/9/30 日時之市值為 19.81 億美元。最新資料請見 USO 網站 <http://www.unitedstatesoilfund.com/pdfs/usof-fs.pdf>

需求之關係決定，其他非相關商品亦可能會因為商品指數型基金投資組合調整對價格產生交互影響 (Tang and Xiong 2010)。因此，迅速增長的商品指數型基金已經是不可忽視的一個考量因素。

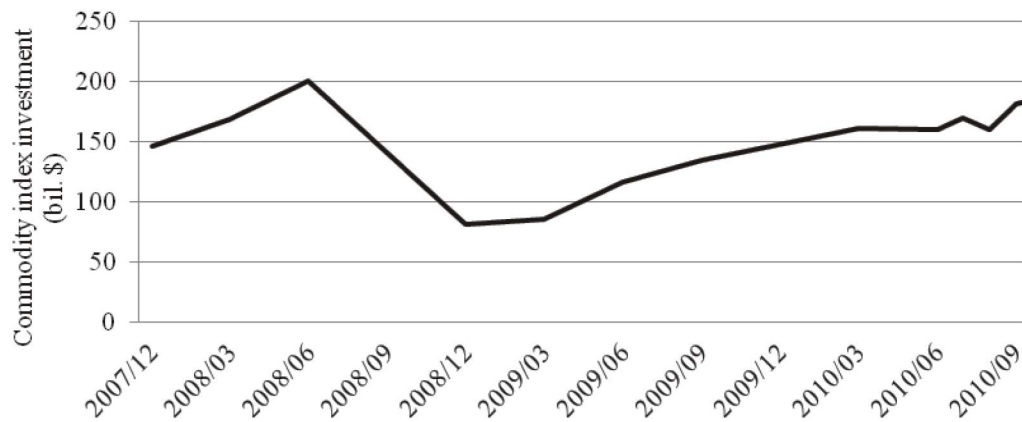
本文研究討商品指數型基金與期貨跨月價差之間的關係，尤其是近月份期貨契約與次近月份期貨契約中的跨月價差的構成原因與對商品指數型基金績效之影響是本文關注的焦點。在研究 2003~2010 的能源類期貨之後我們有以下的發現：在控制存貨、匯率、現貨價格等因素之後，商品指數型基金規模的增長與跨月價差的擴大有顯著之正向關係，並且在基金轉倉時會造成跨月價差進一步擴大。並且本研究在基金轉倉時間進行反向操作試算，即在指數調整前作多遠月份期貨並同時作空進月份期貨，且在指數調整結束後反向平倉，得到了正向但不顯著的報酬。

本文於第二章進行影響商品期貨價格及商品指數型基金對於市場影響相關之文獻探討，第三章為實證資料以及研究模型之建立，第四章為實證結果及對於跨月價差之現象進行套利測試，最後於第五章作出結論。



資料來源：Thomson Reuters

圖 3 原油期貨跨月價差示意圖 ($F_{2nd\ nearby} / F_{1st\ nearby} - 1$) (1999/1/1 至 2010/10/31)



資料來源：Commodity Futures Trading Commission Index Investment Data

圖 4 CFTC 公布的商品指數型基金投資淨額

貳、文獻探討

Loder (2010) 發現商品指數型基金報酬可能受到跨月價差影響。跨月價差為次近月期貨契約價格與近月期貨契約價格之差異，若次近月期貨契約價格高於近月期貨契約價格，稱為正跨月價差；反之則為逆跨月價差。而商品指數型基金依設計持有近月份契約，並於接近到期日時進行轉倉換月動作將近月份契約轉換為次近月契約以持續在商品市場擁有曝險部位，故當此商品期貨市場長期處於正跨月價差情況時，此商品指數型基金在每月轉倉時都會遭受資產損失，造成長期持有商品指數型基金報酬大幅偏離現貨報酬。因此本研究探討跨月價差與商品指數型基金間之關聯性，進一步了解影響跨月價差的成因。

商品期貨與其他的金融商品有許多相異之處。與股票不同，期貨有到期日並且大多需要交割。任何一個期貨契約都有到期日的存在，無法像其他金融商品可以長期持有而不受影響。並且在同一時點，市場上會有多個不同到期日之序列期貨契約可進行交易，不同到期日即會造成各個契約的價格變化有許多不同。第二，商品期貨的標的物有實際用途。例如石油廣泛使用於各個產業上，小麥為生活必備糧食。為保障期貨到期時之價格會與現貨價格收斂，所以商品期貨多數採用實物交割而非現金交割。因此，我們必須要對可能影響商品期貨價格影響的變因有所了解。

最後，商品指數型基金是否會對期貨市場產生新的影響為本文另一項研究的議題。過去商品期貨發展的數百年歷史中，並無僅持倉而不追求更高報酬的交易人投入市場。此新型態交易人沒有避險需求，亦不積極交易以增加其獲利的可能性，僅持有曝險部位並隨著到期日的接近不斷更換部位。不同種類的交易人投入市場是否會對市場產生影響則是本研究欲補足過往學術研究缺乏之處。

一、商品期貨跨月價差之成因

存貨理論 (Theory of Storage) 架構了一個非常適合用來解釋跨月價差的起點。Kaldor (1939) 認為能夠協助避險者透過市場交易將風險轉移至投機者身上，並且使現貨市場與期貨市場有所連動是期貨市場設立最大的貢獻。存貨理論即架構在 Kaldor 的論點之上。該理論隱含若是商品是可以儲存的，那麼現貨跟期貨的價格就不可能脫鉤。任何人可以透過持有現貨並且儲存以達到跟持有期貨相同的效果，若是中間價格有所偏離，投機者必定會進入市場使價格回到正常區間。近期與遠期期貨契約的價格也應有所關聯，遠期期貨契約價格應相當於近期期貨契約之價格加上 (扣除) 相關成本。如此一來即可完美的將同一標的物之現貨、期貨加以連結。

$$F_{t,T} = S_t(1 + R_{t,T}) + C_{t,T} + W_{t,T} \quad (1)$$

式 (1) $F_{t,T}$ 代表在 t 時點到期日為 T 的期貨契約價格； $R_{t,T}$ 代表 t 至 T 的利息成本； S_t 為在 t 時之現貨價格； $C_{t,T}$ 為將現貨儲存 t 至 T 的倉儲成本以及自然耗損費用； $W_{t,T}$ 代表自 t 至 T 中間這段期間之便利殖利率。如果式 (1) 偏離的程度大於交易成本即有套利空間。透過式 (1) 可將期貨價格與現貨價格進行連結，使期貨價格與現貨價格無套利空間。

便利殖利率 (Convenience Yield) 為一負向成本的概念，簡而言之即為持有現貨可以獲得的優勢。例如，麵包坊需要小麥當作存貨以生產麵包，持有小麥存貨為其帶來的好處與持有期貨的差異，即為便利殖利率。Working (1949) 認為便利殖利率會隨著存貨數量的增加而趨近於零。Fama and French (1987) 發現多數的穀物商品之便利殖利率有季節性的變化，但並不適用金屬商品。Cochrane (2002) 在原油市場以及銅市場發現便利殖利率與現貨價格顯著相關。上述討論中說明便利殖利率在不同市場以及不同商品類型表現形態將會有所差異，因此探討期貨跨月價差行為時應將其納入考量。

Routledge et al. (2000) 提出一理論模型解釋期貨價格曲線決定因素，基於市場中供需狀況、存貨多寡、商品儲存運輸容易與否推導出一模型。在此模型中，若是在市場上供給變少需求變多，或者是存貨水位較低，價格曲線將會較偏向逆跨月價差，即近月份契約價格會較高，遠月份契約的價格會較低，若是標的商品儲存難度越高時將會趨於明顯。唐衍偉(2009)檢驗上海期貨交易所之銅期貨、鋁期貨及天然橡膠期貨後發現，容易儲存的銅期貨與鋁期貨符合持有成本理論，而保存較為困難的天然橡膠期貨則不符合持有成本理論，與 Routledge et al. (2000) 提出之理論一致。而 Gorton et al. (2007) 也證實市場現有存貨的多寡會顯著影響跨月價差，並且存貨數量可解釋商品期貨報酬，當中包括現貨報酬以及前期之期貨報酬。

跨月價差含有的資訊內涵也是造成價差的原因之一，Fama and French (1987) 發現現貨與期貨之間的價差變化具有解釋未來現貨價格走勢的能力。Gorton and Rouwenhorst (2006) 建構兩個以跨月價差大小為衡量標準的投資組合，計算近月份契約價格與遠月份契約價格的斜率做為跨月價差，發現從 1959~2004 年間，高跨月價差投資組合的報酬率顯著高於低跨月價差投資組合的報酬率³。Erb and Harvey (2006) 發現，投資在逆跨月價差的商品期貨市場中可以獲得正報酬，反之投資在正跨月價差的商品期貨則會產生負報酬。Hong and Yogo (2011) 在控制了股利殖利率以及債券殖利率之後，發現結果仍與 Erb and Harney 一致，證實跨月價差的確有其資訊內涵。

多數文獻關注期貨與現貨價格間之差異，而近月份期貨契約與次近月份期貨契約中的價格差異是本文關注的焦點，亦是本研究與其他文獻差異之處。商品指數型基金依設計持有近月份契約，並於接近到期日時將近月份契約轉換為次近月份契約以持續在商品市場擁有曝險部位。從圖 1 及圖 2 可觀察出跨月價差嚴重影響報酬，影響跨月價差的成因更是本研究欲釐清之處。

二、商品期貨價格影響來源

影響商品期貨報酬的相關研究，最早追溯於經濟學家凱因斯於 1923 年提出的

³ Rouwenhorst (2006) 對跨月價差的定義及計算方式如下：F1 為近月份期貨契約價格，F2 為遠月份期貨契約價格，T1 為近月份契約之剩餘交易天數，T2 為遠月份契約之剩餘交易天數。跨月價差即為 $[(F1 - F2) / F1] \times 365 / (T2 - T1)$ 。

正常倒價理論 (Theory of Normal Backwardation, see. Keynes 1923) , 其概念為：「具有避險需求的交易人為了使契約成交容易以達到其避險需求，所以願意在低於未來現貨價格的情況下賣出期貨，以提供誘因使投機者願意進入市場進行交易成為其交易對手。」依照上述的想法，當越接近到期日時，因市場態勢逐漸明確，將會有一股價格上漲而貼近現貨價格的趨勢。而更重要的是，正常倒價理論隱含了期貨價格並不是現貨價格的不偏估計數。這就值得讓我們深入思考，使用期貨及衍生性金融商品進行操作，以期獲取現貨曝險部位當中有何風險。

然而，未來的現貨價格難以預測，甚至要找出一個可代表整體市場的未來預期價格亦十分困難，因此對於正常倒價理論的爭辯仍持續不斷。Chang (1985) 提出兩個假說以驗證正常倒價理論存在與否。首先是大型投機者是否能夠在商品市場中獲取利潤，根據正常倒價理論的預期，避險者為了能夠在期貨市場中取得空方部位，會願意以較低的價格吸引投機者持有多方部位。因此若是大型投機者可以在商品市場中獲取利潤，則證實了正常倒價理論之正確性。為了釐清大型投機者的獲利來源並不是來自優秀的價格預測能力，而僅是來自避險者的讓利，他們檢驗另一族群之投機者，不計價格持有避險者之反向部位是否可以長期的獲取利潤。若是兩族群的獲利均為顯著，那麼正常倒價理論的存在就可得到證實。在研究了小麥、玉米以及大豆期貨市場之後，發現兩種套利者的確可以在市場中獲取利潤，支持正常倒價理論的說法。Miffre (2000) 導入時變性分析多種類型並且於不同交易所交易之期貨契約後，支持正常倒價理論顯著存在於股票期貨及商品期貨市場。

Telser (1958) 研究期貨價格的趨勢之後，並沒有發現支持正常倒價理論存在的證據。Hartzmark (1987) 根據各別交易人在期貨市場的歷史交易資料，發現僅有少數套利者可以在現貨與期貨間之價差賺取利潤；相反的，生產者則在期貨市場中獲取大量利潤，與正常倒價理論認為避險者會提供利潤以誘使套利者進場持有反向部位的論點有所違背。Wang (2003) 控制了市場風險因子之後，避險者仍然是市場中的獲利族群，並且引領市場價格的波動，再次說明正常倒價理論之看法有所偏誤。正常倒價理論或許在某些市場或特殊狀況是有效的，但是並不宜套用成為一般化的模型 (Kamara 1982) , 無疑是為上述的爭辯做下最佳的結尾。相關文獻透過驗證不同類型市場參與者的行為，以證實正常倒價理論的存在與否是

一常見的研究方法，但不同交易人的交易資料取得相當困難。雖然現今市場資訊漸趨透明，可以取得比過往分類更為細微的資料，但現今的市場參與者複雜度遠高於過去，歸類為投機者的部位有很大的部分並不是為了投機而參與市場，例如部分指數型投資人被歸類於非商業型交易人 (Non-Commercial trader)，而非商業型交易人又通常被視為投機者 (Harris and Buyuksahin 2009)；避險者因身為市場營運的主要參與者，必然握有許多珍貴資訊，利用其資訊的優越性持有可獲利但無助於避險需求的部位，均可能會使研究產生偏誤。

總體經濟因子對於商品期貨價格同樣會造成影響。Fama and French (1988) 在檢驗近期與遠期金屬期貨價格之後發現，當市場處於景氣循環的高點時，由於生產量的變化往往無法在短期內調整，而需求量將受景氣影響大幅增加，因此導致存貨量減少，造成期貨價格變異增加。Bailey and Chan (1993) 以債券信用價差、股票殖利率、未預期生產量、通貨膨脹等作為解釋變數，發現對於部分商品可解釋 30% 以上的變化量。因此，當在考量商品期貨價格的成因時，必須要將總體環境的影響考量在內。除了總體經濟因子之外，廣泛用於解釋股票、債券的因子用於解釋商品期貨的顯著性也得到了證實 (Ng and Pirrong 1994, Hong and Yogo 2011)。

三、商品指數型基金對於期貨市場的影響

美國商品期貨交易委員會 (U.S. Commodity Futures Trading Commission, CFTC) 每月底發佈的 Commodity Index Trader Supplement 資料顯示，指數型投資人在 12 種商品期貨中分別持有 20%~50% 不等的未平倉量。原油市場則有大約 32% 的未平倉量是由指數型投資人掌控 (CFTC 2009)。指數型基金投資在商品市場影響力大幅增加，如圖 4 所示，自 2009 年初的 80 億美元至 2010 年底已經接近 200 億美元，而此數字仍在持續增加中。Sanders et al. (2010) 引用之數據甚至已超越 250 億美元⁴。

快速湧入的金額也讓各界產生了不少疑慮，美國國會 (U.S PERMANENT 2009) 報告指出指數型投資人對小麥價格已有相當顯著的影響。Stoll and Whaley

⁴ 該文獻引用自巴克萊銀行 (Barclays) 提供之數據，但並未提及為投資總額抑或是淨額。相較於本研究所蒐集之數據為投資淨額，該文獻所提供之數據應為總額較為合理。

(2010) 驗證八種指數內穀物期貨在轉倉時是否有超額報酬，發現當中三種有顯著的正向報酬，另四種為正向報酬但並不顯著。Harris and Buyuksahin (2009) 研究原油市場價格以及不同投資人持有部位的變化後指數，發現些微的證據可以指出原油市場的價格僅與避險基金以及套利者的交易有關，亦即指數型交易並無對原油市場的價格有顯著的影響；更多指數型基金進入市場之後，近遠月份的契約產生了更強烈的共整合效應 (Buyuksahin et al. 2008)。

雖然美國國會以及 CFTC 的報告均指出商品指數型基金與價格的波動有所連動，但在研究基金的規模變動與報酬的關聯性之後，Irwin and Sanders (2010b) 並沒有發現指數型基金改變報酬的證據。Tang and Xiong (2010) 指出，在 S&P GSCI 指數被廣泛使用之後，指數內商品的相關係數明顯增加；2004 年後，能源類型的商品與其他類型的連動亦有所提升。因此，單一商品的價格波動不應只考量其本身基本面之影響，其他貌似無關聯性之商品（例：棉花與白銀，雖貌似無關，但有相類似的走勢）仍然有可能產生交互影響；除此之外，被納入指數內之商品期貨，將會提升其波動性；許清雄 (2007) 的研究也指出 CRB 指數與多數原物料商品具有長期均衡關係，即代表被納入指數之商品價格走勢，長期之下將有較為趨近之走勢。不過 Tang and Xiong 也認為，沒有證據說明從 2004 年開始巨幅增加的指數投資人，改變了原油期貨的價格結構。Stoll and Whaley (2010) 雖然發現穀物期貨在契約轉倉時，部分商品具有正向報酬，但其認為影響十分微小，並且商品指數型基金規模的變化並不會對市場價格有所影響。Stoll and Whaley 認為，若是商品指數型基金會對市場產生影響，那麼應該在同一時刻，所有的商品會有一致性的行為，但是與研究結果是相違背的。Stoll and Whaley 發現指數內商品與指數外商品的價格行為相當類似，並做出商品指數型基金對其標的商品的影響並不明顯之結論。

商品期貨被投資人視為投資商品而不只是有避險、投機等用途從投資金額的大量增加無疑是一個事實，越來越多的投資人考慮將原物料納入投資組合的一部分，不同商品分別有 20%~50% 的部位是由指數型投資人持有已是個不可小覷的比重。先前文獻僅針對契約換月時間是否有異常報酬，或者討論指數內商品與指數外商品之報酬是否一致，鮮少針對商品指數型基金可被預期的操作，亦即轉倉的行為是否影響市場進行探討。

參、研究資料與研究方法

一、商品指數型基金

指數型基金係指 Exchange Traded Funds (ETF) 或者是 Exchange Traded Notes (ETN)，兩者雖然極為相似但仍有些許差異之處。兩者相同之處為均在交易所進行交易，追蹤特定指數；相異之處為 ETN 之發行較為接近債券之形式，由投資銀行或者是券商發行，並且保證在此債券到期時給予與指數一致之報酬，所以並無與指數間有追蹤誤差的問題存在，但由於其為投資銀行或券商發行之債券，因此必須承擔發行機構之信用風險。ETF 則是較為接近股權之形式，投資人握有之股份背後實際存有標的資產，而持有資產可能會因為市場因素、投資工具的不足等狀況，造成與標的指數略有差異的狀況，此即為追蹤誤差。

CFTC 的資料顯示，截至 2010 年的 11 月底止，投資於期貨市場的指數型基金投資總額為 320 億美元，多空部位抵銷後之淨額為 187 億美元。當前市場上約有 97 檔商品型 ETF/N 可進行買賣，當中以持有實物以及持有期貨、合約交換之類行為多數。表 2 為商品型 ETF/N 列表，為節省篇幅本文僅列出市值大於三億美元之基金。從表 2 中可觀察到幾個現象；第一，在 23 檔規模較大的基金中，7 檔以持有現貨作為追蹤現貨報酬的工具，其餘 16 檔持有期貨或者遠期契約作為曝險工具；而 7 檔持有現貨部位的 ETF/N 均為貴金屬類別。貴金屬具有較容易儲存之特性，並且持有現貨以得到曝險部位是最能夠追蹤現貨價格的方式。在可行的範圍中，持有現貨部位無疑是最佳的選擇。其餘 16 檔基金以追蹤一籃子指數為大宗，廣泛涵蓋各個商品類別指數及農產品、能源類的分類指數均有可觀的投資金額。

表 2 ETF/ETN 規模列表

本表為在 2010/12/6 市值規模大於 3 億美元之 ETF/ETN 列表，共計 23 檔，小於三億美元之基金計有 74 檔（未列示於本表中）。本文參閱各基金之網頁及公開說明書整理其操作方式。在此 23 檔基金中有 7 檔是以持有現貨標的，其餘 16 檔以期貨及遠期契約得到曝險部位。

基金名稱	基金代碼	基金市值 (百萬美元)	標的資產	操作方式
SPDR Gold Shares	GLD	59,011	貴金屬	現貨
iShares Silver Trust	SLV	10,138	貴金屬	現貨
PowerShares DB Commodity Index Tracking	DBC	5,315	綜合	期貨&遠期契約
iShares Gold Trust	IAU	4,906	貴金屬	現貨
United States Natural Gas Fund	UNG	2,712	能源	期貨&遠期契約
iPath Dow Jones-UBS Commodity Index TR ETN	DJP	2,595	綜合	期貨&遠期契約
PowerShares DB Agriculture	DBA	2,447	農產品	期貨&遠期契約
United States Oil Fund	USO	2,030	能源	期貨&遠期契約
iShares GSCI Commodity-Indexed Trust Fund	GSG	1,743	綜合	期貨&遠期契約
Sprott Physical Gold Trust	PHYS	1,210	貴金屬	現貨
ETFS Physical Swiss Gold Shares	SGOL	1,133	貴金屬	現貨
ETFS Physical Palladium Shares	PALL	752	貴金屬	現貨
iPath S&P GSCI Crude Oil Tot Ret Idx ETN	OIL	638	能源	期貨&遠期契約
ETFS Physical Platinum Shares	PPLT	627	貴金屬	現貨
PowerShares DB Oil Fund	DBO	605	能源	期貨&遠期契約
PowerShares DB Gold Double Long ETN	DGP	562	貴金屬	期貨&遠期契約
ELEMENTS Rogers Intl Commodity ETN	RJI	551	綜合	期貨&遠期契約
ProShares Ultra Silver	AGQ	477	貴金屬	期貨&遠期契約
GreenHaven Continuous Commodity Index Fund	GCC	470	綜合	期貨&遠期契約
PowerShares DB Base Metals Fund	DBB	428	金屬	期貨&遠期契約
PowerShares DB Precious Metals Fund	DBP	388	貴金屬	期貨&遠期契約
ELEMENTS Rogers Intl Commodity Agric ETN	RJA	386	農產品	期貨&遠期契約
ProShares Ultra DJ-UBS Crude Oil	UCO	309	能源	期貨&遠期契約

資料來源：ETFdb

商品指數型基金會選取一標的指數作為追蹤標的，同時也可以用來衡量基金績效。偏離指數過遠，代表基金經理人無法達到起初設定的投資目標，績效亦會備受質疑。指數的編撰影響了基金的操作模式，持有與指數相同的部位即可以將追蹤誤差縮減到最小的程度。因此，研究指數的編撰方式是我們研究基金是否會影響市場的前置作業。

以廣泛使用的 Goldman Sachs S&P GSCI Commodity Index (GSCI) 指數為例，此檔指數廣泛包括各種類型的商品於指數中，依照全球商品產量賦予加權比重，每種商品之權重比例由近五年平均生產價值而定；構成指數的商品也按照流通量進行調整，以確保真實價格的發現。決定了權重之後需要決定價格，每一種商品均有對應之期貨商品在市場進行交易，例如在 NYMEX 交易的原油、熱燃油、天然瓦斯，COMEX 交易的黃金、白銀，LME 交易的鋁、銅，CBT 交易的小麥、玉米、大豆等，目前總計採列 24 種商品。接著以每一個契約的近月期貨契約價格作為此種商品的價格依據。決定商品類別、各商品之權重以及參考價格，即可初步完成指數編撰。

指數採用近月的期貨價格做為參考價格，但是期貨會有到期停止交易的問題存在。所以為了維持價格的連續性使指數可以永續編撰，指數採計的價格必定需要有所調整。因此各種指數均會設定一固定時間調整構成指數的期貨契約月份。例如 S&P GSCI 會在每個月的第五個工作天到第九個工作天，以每天 20% 的比率將採計價格由最近月契約移轉至次近活絡契約，每月不停更替以維持指數的連續性。表 3 為此三檔指數進行轉倉的時間，因為多數期貨契約均在下半月進行到期結算之動作，因此為避免對市場的衝擊，該三檔指數均以分散於多日、並且在上半月進行轉倉的動作。

表 3 商品指數轉倉時程
本表列示本研究所使用之商品指數轉倉時程。

基金 / 指數	轉倉開始日	轉倉結束日
S&P-GSCI	每月第五個工作日	每月第九個工作日
DJ-UBSCI ⁵	每月第五個工作日	每月第九個工作日
DBLCI	每月第二個工作日	每月第六個工作日

資料來源：S&P，Dow Jones Indexes，Deutsche Bank

⁵ DJ-UBSCI 舊稱為 DJ-AIGCI，自 1998 年開始編撰，因 2009 年 UBS 收購 AIG 之商品指數部門，更名為 DJ-UBSCI。

表 4 為目前規模前三大的商品型 ETF/N 之追蹤指數權重。從表中我們可以發現，能源類商品為權重最大之部分，其中又以原油具有最主要的影響力。各種指數依據不同原則給予商品不同的權重，S&P GSCI 以衡量全球商品現有生產量為基準，DJ-UBSCI 以流動性為主要考量。DB Commodity Index 則以基期的生產量為基準決定該年之權重。

表 4 商品指數權重比較表

本文採取前三大 ETF 所追蹤的指數，將其整理。並將其分為能源、金屬、貴金屬、農產品、畜牧品等五大類。資料採樣時間為 2010/12。

區塊	商品	S&P GSCI	DJ-UBSCI	DB Commodity Index
能源	西德州原油	37.50%	13.06%	12.38%
	布蘭特原油	15.40%		12.38%
	無鉛汽油	4.90%	3.23%	12.38%
	熱燃油	4.70%	3.42%	12.38%
	輕柴油	6.00%		
	天然瓦斯	3.30%	7.56%	5.50%
	小計	<u>71.80%</u>	<u>27.27%</u>	<u>55.02%</u>
金屬	鋁	2.50%	5.10%	4.17%
	銅	3.50%	7.69%	4.17%
	鉛	0.50%		
	鎳	1.00%	2.66%	
	鋅	0.70%	2.20%	4.17%
	小計	<u>8.20%</u>	<u>17.65%</u>	<u>12.51%</u>
貴金屬	黃金	2.80%	10.04%	8.00%
	白銀	0.30%	4.56%	2.00%
	小計	<u>3.10%</u>	<u>14.60%</u>	<u>10.00%</u>
農產品	小麥	2.70%	5.25%	5.63%
	紅小麥	0.50%		
	玉米	3.00%	8.33%	5.63%
	大豆	2.20%	8.64%	5.63%
	棉花	1.20%	2.90%	
	糖	1.50%	2.56%	5.62%
	咖啡	0.70%	3.28%	
	可可	0.40%		
	大豆油		3.41%	
	小計	<u>12.20%</u>	<u>34.37%</u>	<u>22.51%</u>
畜牧品	活牛	0.50%	3.96%	
	飼牛	2.50%		
	瘦肉豬	1.70%	2.14%	
	小計	<u>4.70%</u>	<u>6.10%</u>	<u>0.00%</u>
總計		100%	100%	100%

資料來源：S&P，Dow Jones Indexes，Deutsche Bank

二、研究樣本

本文的主要研究目的為探討商品指數型基金與期貨跨月價差之間的關係。多檔基金報酬距離現貨報酬甚遠，而造就此種狀況的主因即為跨月價差，而自圖 3 亦可看出，在 2005 年後原油期貨市場之跨月價差有不小的變化，是否商品指數型基金規模增長以及轉倉行為導致此一結果，是本文深入探討的課題。

本文採用能源類商品做為研究標的，主要原因有下列三項。第一，能源類商品在商品市場中佔有最高的權重。從表 2 可以發現除了一籃子商品指數基金外，以 United States Natural Gas Fund (UNG) 以及 United States Oil Fund (USO) 兩檔基金有非常龐大的規模。並且在表 4 中顯示，最大的三檔 ETF/N 亦持有大量能源類商品，GSCI 甚至有超過 70% 的比重投資於能源類商品。第二，通常能源類商品的最活絡契約即為最近月契約，直至接近到期日時次近月契約方成為最活絡契約。相較於其他種類商品，最近月契約並不一定是最活絡契約，例如貴金屬僅有季月契約較為活絡，特別集中於 12 月之契約，農產品期貨亦有在收成月份前後契約最為活絡之狀況。交易活絡之契約價格方具有代表性，能源類期貨的這個特色使本文跨月價差的研究具有代表意義。第三，能源類商品普遍具有難以儲存的特性，因此多採用期貨做為其曝險工具。相較於貴金屬基金多半以現貨部位來獲取曝險部位，能源類商品均以期貨或者遠期契約作為操作工具，這給了我們一個很好的樣本來衡量商品指數型基金對於期貨的影響。

本研究自 Thomson Reuters 取得在 NYMEX 交易的四種能源期貨之交易資料，頻率為日資料。分別為西德州原油 (CL)、天然瓦斯 (NG)、無鉛汽油 (RB)、以及燃油 (HO)，樣本期間為 2003 年 8 月至 2010 年 12 月，相關期貨契約規則及到期日規範請見表 5。並且採用最大之三檔商品期貨型 ETF 以及 USO、UNG 等五檔作為指數型投資對於期貨市場影響之代理變數。本研究自 Thomson Reuters 得到下列五檔基金上市後之市場資料，分別為 PowerShares DB Commodity Index Tracking (DBC)、iPath Dow Jones-UBS Commodity Index TR ETN (DJP)、iShares GSCI Commodity-Indexed Trust Fund (GSG)、United States Oil Fund (USO) 以及 United States Natural Gas Fund (UNG) 等五檔基金，此五檔基金之基本資料請參見表 6。以五檔基金之規模加總作為指數型投資於期貨市場之代理變數。除此之外，Energy Information Administration (EIA)，每周定期公布相當詳盡的能源

類商品資料，包括各種商品之供給與需求、現貨價格、存貨資料等等，本研究自 EIA 取得現貨價格日資料以及每周存貨數據，自 Global Financial Data 取得匯率及部分現貨價格資料。

表 5 能源期貨契約交易規格及到期日

本表列示本研究所採用樣本期貨之交易規格及到期日規範

契約	商品代碼	交易單位	到期日
西德州原油期貨	CL	1,000 桶	交易月份前一月份之第 25 日之前三個交易日，若遇假日則提前
天然瓦斯期貨	NG	10,000 mmBTU	交易月份前一月份之第一日之前三個交易日，若遇假日則提前
熱燃油期貨	HO	42,000 加侖	交易月份前一月份之最後交易日，若遇假日則提前
無鉛汽油期貨	RB	42,000 加侖	交易月份前一月份之最後交易日，若遇假日則提前

資料來源：CME

表 6 研究樣本基金敘述統計量

本表為選取樣本之敘述統計量，基金全稱請參閱表 2。計算期間為自該基金上市至 2010/12/23 日。平均年化報酬為全期報酬加以年化；年化波動率為全期日波動率加以年化。

基金代碼	平均年化報酬	年化波動率	平均日成交量(股)	上市日期	上市地點
DBC	3.81%	0.281	1,916,590	2006/2/3	NYSEArca
UNG	-44.80%	0.503	23,944,400	2007/4/18	NYSEArca
DJP	-0.80%	0.217	376,839	2006/6/17	NYSEArca
USO	-11.10%	0.399	9,932,220	2006/4/10	NYSEArca
GSG	-8.13%	0.287	444,601	2006/7/21	NYSEArca

資料來源：Yahoo Finance

三、研究方法

根據存貨理論，我們可以將期貨價格與現貨價格、存貨成本、便利殖利率進行連結。而我們可以由第 (1) 式中之現貨價格以近月份期貨價格取代之將其進行推廣。

$$F_{t,T+1} = S_t R_{t,T+1} + F_{t,T} + C_{t,T+1} + W_{t,T+1} \quad (2)$$

我們將兩期之期貨價格合併成為第 (2) 式，其中 $F_{t,T}$ 代表在 t 時並到期日為 T 的期貨契約價格； $R_{t,T}$ 代表 t 至 T 的利息成本； S_t 為在 t 時之現貨價格； $C_{t,T}$ 為將現貨儲存 t 至 T 的倉儲成本以及自然耗損費用； $W_{t,T}$ 代表自 t 至 T 期間之便利殖利率。

$$\text{Roll Yield} = \frac{F_{t,T+1} - F_{t,T}}{F_{t,T}} = f(S, R, C, W) \quad (3)$$

本文欲研究之目標為跨月價差的構成因素，因此我們將第 (2) 式移項之後即可得到第 (3) 式，*Roll Yield* 為遠月期貨與近月期貨間之價差，即為本文所定義之跨月價差。根據存貨理論，我們可以得到現貨價格、利率、倉儲成本以及便利殖利率將會直接影響跨月價差。

商品指數型基金具有每月將其部位自近月份調整至遠月份之特性，並且從前章之討論我們可以得知，當前的商品期貨已經有許多人將其視為投資工具，長期將資金投入商品型指數基金並間接投入期貨市場。除此之外，指數型基金均以追蹤指數為職志，投資人可以很容易地從公開資訊了解指數如何編撰、預期指數將在何時進行轉倉，進而預測指數型基金的交易行為。既然指數型投資人已經持有 20%~50% 的未平倉部位，本文認為指數型投資人的增長必定會對市場造成影響。

文獻探討中可知，許多的總體經濟因子亦會對商品期貨產生影響，Bailey and Chan (1993) 以債券信用價差、股票殖利率、未預期生產量、通貨膨脹等作為解釋變數，發現對於部分商品可有 30% 以上的可解釋性，用於解釋股票、債券的總體經濟因子同樣有效於解釋商品期貨 (Ng and Pirrong 1994, Hong and Yogo 2011)。因此在設計模型時亦必須將其納入考量。

綜合上述的考量，本研究將用下列迴歸模型探討基金規模的增長是否會對跨月價差產生影響。

$$\begin{aligned}
Roll_Yield_{i,t} = & \beta_0 Fund_size_{i,t-1} + \beta_1 FxRate_{t-1} + \beta_2 Spot_{i,t-1} + \beta_3 Inventory_{i,t-1} \\
& + \beta_4 Daychg_{i,t-1} + \beta_5 Convenience_Yield_{i,t-1} + \beta_6 Spot_Volatility_{i,t-1} \\
& + \beta_7 Date_{t-1} + \sum_{T=8}^{19} \beta_T Month_{T,t} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{4}$$

被解釋變數 $Roll_Yield_{i,t}$ 為商品 i 在時間 t 的跨月價差，計算方式為近月份期貨與次近月期貨的價差百分比， $Roll_Yield = (F_{2nd\ nearby} / F_{1st\ nearby}) - 1$ ； $Fund_size_{i,t}$ 為基金規模在商品 i 時間 t 時對於市場影響之代理變數，我們將三檔規模最大之指數型期貨 ETF/N 基金規模加總，分別是 DBC、DJP、GSG；此外我們在西德州原油期貨加上 USO，在天然瓦斯期貨加上 UNG，接著將基金規模總和除以現貨價格，以估算基金在期貨市場中可持有的最大倉位數量，以作為基金規模影響市場之代理變數； $FxRate_t$ 為匯率之代理變數，我們採用美元加權指數 (Trade Weighted US dollar Index) 之每日變化百分比作為變數； $Spot_{i,t}$ 為商品 i 在時間 t 之現貨價格變化率； $Inventory_{i,t}$ 為商品 i 在時間 t 之存貨變動比率； $Daychg_{i,t}$ 為我們用來區分市場上漲或是下跌的代理變數，若今日收盤價高於昨日收盤價，則 $Daychg_{i,t} = 1$ ，若收盤價不高於昨日收盤價，則 $Daychg_{i,t} = 0$ ； $Convenience_yield_{i,t}$ 為商品 i 於時間 t 之便利殖利率，因便利殖利率難以在市場觀測，因此本研究之採用 Hong and Yogo (2011) 提出之方法，以現貨及期貨之價差減去利率以作為代理變數； $Spot_Volatility_{i,t}$ 為商品 i 在時間 t 之歷史現貨價格波動率，我們採用 5 個交易日為計算區間，即在時間 t 時計算 $t-5 \sim t-1$ 共五日之現貨價格報酬率，再依此報酬率計算出在時間 t 之歷史現貨價格波動率； $Date_t$ 為一序列時間變數，為控制跨月價差可能有隨著時間成長的趨勢，但因本研究發現此一時間變數與便利殖利率有頗為顯著之相關性，為免除共線性之影響，將其與便利殖利率進行簡單迴歸分析，並以殘差項代替原先之 $Date_t$ ；最後，因為能源期貨容易受到季節性因素之影響，所以我們加入 12 個虛擬變數 $Month_{T,t}$ ，若是在 t 時該月月份為 T ，則 $Month_{T,t} = 1$ ，其他時間則都為零，藉由加入月份虛擬變數以控制月份效果。

接著我們將進一步探討，基金轉倉的行為是否會造成跨月價差進一步的擴大，證明基金的規律交易行為已經對市場產生了影響。

$$\begin{aligned}
Roll_Yield_{i,t} = & \beta_0 Fund_size_{i,t-1} * Rolling_{i,t-1} + \beta_1 Rolling_{i,t-1} + \beta_2 FxRate_{t-1} \\
& + \beta_3 Spot_{i,t-1} + \beta_4 Inventory_{i,t-1} + \beta_5 Daychg_{i,t-1} + \beta_6 Convenience_Yield_{i,t-1} \\
& + \beta_7 Spot_Volatility_{i,t-1} + \beta_8 Date_{t-1} + \sum_{T=8}^{19} \beta_T Month_{T,t} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{5}$$

因此本研究多加入一虛擬變數 $Rolling_{i,t}$ 。若進入基金公開說明書或是指數編撰原則所列示之轉倉時間， $Rolling_{i,t}=1$ ，其他時間則 $Rolling_{i,t}=0$ 。我們預期這個變數將會顯著的大於零，以顯示基金的轉倉動作已經明顯的影響了市場的跨月價差。

肆、商品指數型基金與跨月價差

本章第一節的實證結果顯示基金的規模以及固定之轉倉方式是會造成跨月價差的進一步擴大。並且在緒論中提到，跨月價差會嚴重影響基金之報酬，使之嚴重偏離現貨報酬。然而是否有更好方式可讓投資人更貼近現貨報酬是本研究下一步欲達到之目標。第二節先以複製 USO、UNG 二檔基金為目標，第三節就市場上已發行之商品或者是試圖解決跨月價差之解決方法進行彙整。

一、實證結果

本研究採取 Phillips-Perron Test 進行單根檢定。如表 7 所示，本研究所採用之模型應無虛假迴歸的問題，可排除模型內具有單根而導致迴歸模型失去準確性的問題。並且在表 9 中可看出所選取之變數均有不高之相關係數，唯有便利殖利率與日期變數有顯著之負相關，進行簡單迴歸並以殘差項取代處理之後已無相關性。除此之外僅基金規模與基金規模與轉倉與否之虛擬變數之交乘項有明顯之相關性，因此將其分別探討之。

本研究驗證能源類期貨之四種商品，分別為 WTI 原油 (CL)、天然瓦斯 (NG)、熱燃油 (HO) 以及無鉛汽油 (RB)。圖 5 為四種商品跨月價差之變化。自圖中可以發現，天然瓦斯之跨月價差變動幅度最為劇烈，多數時間均大於 5%，最大時甚至超過 30%。其次，在天然瓦斯期貨以及無鉛汽油期貨中發現明顯的季節性效應，在每年的冬季均會顯著的出現大幅度跨月價差。天然瓦斯主要用途為燃料，天氣變化對於天然瓦斯之價格會有明顯影響，並且天然瓦斯的儲存難度遠

高於其他商品，因此天然瓦斯期貨具有大的跨月價差以及明顯之季節性因素。與其他三種期貨多數時間均為正價差相比較，無鉛汽油期貨有較平均的跨月價差型態，約略一半時間市場處於逆價差。除此之外，原油價格在 2008 年 6 月的高點至 2009 年 1 月的半年間共計下跌了 70%。隨著金融海嘯的影響減緩，市場對於未來看法較有信心導致遠月份期貨價格迅速攀升，故有大幅度的跨月價差。詳細數據請參見表 8 之敘述統計量。

首先在表 8 的敘述統計量表中可以看到，跨月價差在轉倉時間均大於非轉倉時間。西德州原油期貨在轉倉時間的平均跨月價差為 1.3%，而在非轉倉時間僅有 0.9%，並且在 2009 年間各商品的跨月價差均十分巨大，西德州原油期貨在 2009 年平均有 3.1% 的跨月價差，而在轉倉期間平均更高達 4.2%；天然瓦斯期貨在 2009 年之跨月價差平均為 7.1%，跨月價差在轉倉時間亦略大於非轉倉時間。

迴歸分析結果列示於表 10。首先本研究欲探討之議題為基金規模增長是否會對跨月價差產生正向影響。本研究在四種商品中的二項中得到顯著結果，而在天然瓦斯期貨中亦得到正向但不顯著之結果。證實隨著基金規模的增加跨月價差也會隨之增加，特別是在原油市場中效果特別顯著。因為原油為商品指數中權重最大之商品，投入金額亦為最高，所以商品指數型基金的操作對於原油市場的影響也最為顯著。

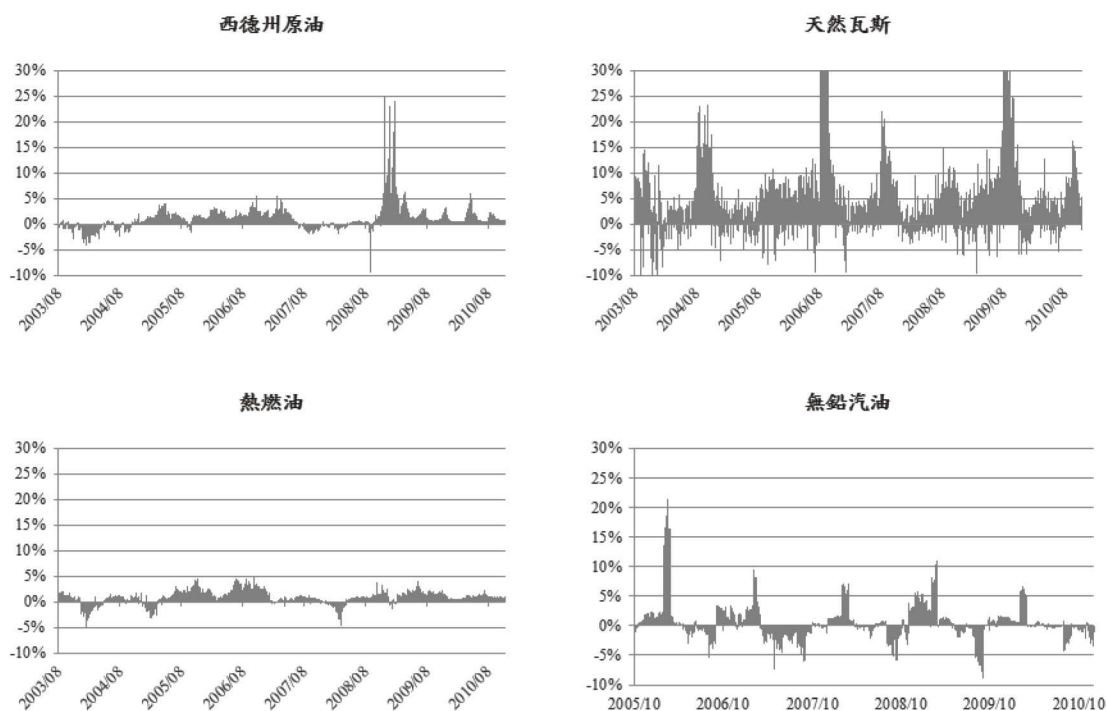
其中值得注意的是無鉛汽油期貨得到與預期不符之結果，數據顯示基金的投入反而有助於無鉛汽油期貨縮小其跨月價差。造成這個與預期相反的結果可能有以下原因：首先，相較於其他商品，無鉛汽油期貨的交易時間較短，且交易量相對較小，而能源類期貨在 2008~2009 年間有相當劇烈的價格波動，因此可能造成偏誤。其次，無鉛汽油期貨與其餘三種商品相比，有較不明顯之跨月價差，平均值僅有 0.49%，相較於西德州原油期貨為 1.05%、天然瓦斯期貨為 3.82%，這亦可能是造成與預期結果不符的原因之一。

接著進一步探討基金轉倉之行為是否會影響跨月價差的變化。本研究發現在原油期貨及天然瓦斯期貨中均得到了更為顯著的結果。這證實了以期貨及衍生性金融商品為曝險工具之商品指數型基金在規律進出市場的同時，也因為其大量部位交易造成跨月價差進一步擴大。

表 7 研究變數變數單根檢定結果

因本研究原先設計之模型具有單根之問題存在，經由 Phillips-Perron Test 得出 T 統計量如下。CL 為西德州原油、NG 為天然瓦斯、HO 為熱燃油、RB 為無鉛汽油。

	CL	NG	HO	RB
<i>Roll_Return</i>	-7.26	-4.47	-5.41	-5.18
<i>Fund_Size</i>	-51.91	-43.65	-41.43	-35.97
<i>Fund_Size*Rolling</i>	-42.25	-43.97	-41.33	-33.52
<i>Rolling</i>	-10.43	-8.93	-10.39	-8.36
<i>FxRate</i>	-43.09	-42.99	-42.99	-35.50
<i>Inventory</i>	-43.01	-42.87	-42.98	-36.14
<i>DayChg</i>	-24.55	-25.53	-24.70	-20.51
<i>Convience_yield</i>	-2.40	-13.15	-1.93	-8.19
<i>Spot_Volatility</i>	-5.32	-7.28	-5.00	-4.77
<i>Date</i>	-1.85	-5.03	-1.81	-12.52



資料來源：Thomson Reuters

圖 5 商品期貨跨月價差

二、複製 USO、UNG

USO、UNG 是目前最大規模以期貨操作的商品指數型基金，分別標榜追蹤原油及天然瓦斯的現貨報酬。其操作模式為持有近月份期貨部位，並且自最後交易日前兩周開始，以每天 25% 的速度將近月份期貨部位轉倉至次近月份期貨部位，以達到永續且不間斷的在市場上持有曝險部位，其標竿指數每月之轉倉時間請見表 11。

由 USO 及 UNG 之公開說明書我們可以得知，該二基金均以期貨以及相關產品為操作工具，並且標竿指數是以近月份 NYMEX 西德州原油期貨以及 NYMEX 天然瓦斯期貨價格編撰而成。標竿指數依照表 11 的時間以每天 25% 的部位更迭轉換至次近月份契約；而與標竿指數追蹤誤差極小化即為此二檔基金之投資目標。

首先選取 NYMEX 西德州原油期貨及 NYMEX 天然瓦斯期貨價格，進行模擬試算。自基金公開發行開始，採取與 USO、UNG 列示於公開說明書之轉倉方式進行試算，並且與該二基金淨值進行比較，以確定本研究可以正確無誤的複製該二基金之操作模式。

圖 6 為基金淨值與本研究試算結果之比較圖。從圖中我們可以發現，本研究試算之結果與基金淨值走勢非常接近，與基金淨值比較之平均追蹤誤差在 USO 僅為 18.3bp、UNG 為 1.3bp。雖然兩者均相當接近標竿指數，但是仍有所差距，可能造成差異的原因有下列數個可能性。首先，本研究以當日收盤價作為基礎試算價格，而期貨交易是在盤中進行，盤中價格與收盤價格不同也是造成試算結果有所誤差的因素。其次，無法確定該基金是否於每次轉倉期間都確實移轉 25% 的部位與否。第三，在檢視該基金之持有部位中發現，該基金除持有 NYMEX 相關期貨部位之外，亦會持有交換合約以及在 ICE 交易所交易之相同標的合約或是相關衍生性商品合約，雖然走勢相當接近，但在不同市場進行交易價格則會有所差距。第四，本研究之計算並未考慮交易成本。最後，本研究之計算並未考慮利息收入，該基金會將資產以短期國庫券或是貨幣市場工具之方式持有，因此將會有利息收入，這點並未納入考量。

依照同樣的交易邏輯進行試算，得到跟該二基金相類似的結果，當然跨月價差的影響也包含在內。既然規律的操作會受到跨月價差之衝擊，那麼我們是否可

以利用相反的操作方式從中獲取利潤，進而以套利之方式縮減跨月價差至合理之範圍。若是在基金轉倉前預先佈下相反部位並且在基金轉倉結束後再將其部位結清，此一操作策略是否可以獲取超額報酬。本研究在 USO 進行轉倉的前一工作日買進次近月西德州原油期貨並賣出近月份期貨，並且在 USO 結束轉倉動作的次一工作日反向平倉；依照 UNG 的轉倉時間對天然瓦斯期貨進行相同之交易。表 12 為套利試算之結果，在考量交易成本之後⁶，在西德州原油期貨以及天然瓦斯期貨的操作中都得到了正報酬，但是並不顯著異於零，並且報酬來源並不穩定。藉由套利試算中可以發現，雖然在前章之討論中我們得到了基金規模的增長以及轉倉動作會擴大跨月價差的幅度，但要從中獲取報酬並不是十分穩定。

對於投資人來說，若是欲持有原物料商品的曝險部位，長期持有該二檔基金無可避免受到跨月價差的衝擊。這是持有原物料商品曝險部位之必要之惡，或是可以有更好之方法將是本研究接續之探討目標。

三、抗跨月價差基金

跨月價差對於轉倉操作之影響巨大，市場中不乏以各種方式減緩跨月價差對於報酬之衝擊。本節將就市場現有商品進行彙總，分析現有標榜抗跨月價差基金之操作方式。

持有一序列契約而不僅持有單一月份之契約是可以減緩跨月價差之方法之一。United States 12 Month Oil Fund (USL) 為一追蹤原油現貨報酬之基金，與 USO 之差異為 USL 持有的是西德州原油期貨連續 12 個月份到期之部位，而 USO 僅持有最近月份到期之部位。從圖 7 中可看出，雖然 USL 的績效表現仍不及現貨，但是減緩了跨月價差對於報酬之衝擊使績效更為貼近現貨報酬。跨月價差會在接近到期日時急遽縮小，因此當一個契約平均持有時間越長對於減緩跨月價差之衝擊將會有所幫助。但是，這種做法運用於其他商品中並不可行，多數期貨鮮有足夠長之活絡契約可以提供良好的流動性需求。交易不活絡契約將會面臨流動性風險，基金在轉倉時無法購入足額的部位、因為流動性不足而必須負擔過大之交易成本，這些因素將可能會造成基金操作上的困難，或者是造成追蹤誤差進一步擴大。

⁶ 在此假設交易成本為每口 7 元，因此進行一次交易為一多一空並在期末反向沖銷，故為 28 元。

表 8 跨月價差敘述統計量表

		西德州原油期貨 (CL)			天然瓦斯期貨 (NG)			熱燃油期貨 (HO)			無鉛汽油期貨 (RB)		
		Obs.	Mean	St Dev	Obs.	Mean	St Dev	Obs.	Mean	St Dev	Obs.	Mean	St Dev
全期		1852	0.011	0.023	1838	0.038	0.059	1838	0.008	0.013	1308	0.005	0.032
	轉倉期間	801	0.013	0.027	1056	0.039	0.060	792	0.009	0.013	558	0.007	0.033
	非轉倉期間	1051	0.009	0.021	782	0.037	0.058	1046	0.008	0.012	750	0.003	0.030
2003		97	-0.005	0.007	84	0.040	0.029	84	0.009	0.006			
	轉倉期間	45	-0.003	0.006	48	0.042	0.026	36	0.010	0.006			
	非轉倉期間	52	-0.006	0.007	36	0.037	0.032	48	0.009	0.006			
2004		249	-0.008	0.011	249	0.038	0.056	249	-0.001	0.013			
	轉倉期間	108	-0.007	0.011	144	0.041	0.060	108	-0.002	0.013			
	非轉倉期間	141	-0.010	0.011	105	0.033	0.049	141	-0.001	0.012			
2005		251	0.013	0.001	251	0.017	0.016	251	0.008	0.017	54	0.013	0.007
	轉倉期間	108	0.014	0.001	144	0.019	0.018	108	0.009	0.016	18	0.015	0.005
	非轉倉期間	143	0.012	0.001	107	0.014	0.012	143	0.008	0.017	36	0.012	0.007
2006		251	0.019	0.008	251	0.068	0.090	251	0.021	0.011	251	0.016	0.047
	轉倉期間	108	0.012	0.007	144	0.069	0.088	108	0.023	0.011	108	0.020	0.052
	非轉倉期間	143	0.018	0.008	107	0.066	0.092	143	0.020	0.011	143	0.012	0.043
2007		252	0.007	0.016	251	0.036	0.040	251	0.005	0.006	251	-0.005	0.027
	轉倉期間	108	0.009	0.017	144	0.036	0.039	108	0.006	0.006	108	-0.001	0.028
	非轉倉期間	144	0.005	0.015	107	0.036	0.040	143	0.004	0.005	143	-0.009	0.025
2008		253	0.007	0.028	253	0.014	0.015	253	0.003	0.012	253	0.007	0.028
	轉倉期間	108	0.005	0.017	144	0.014	0.015	108	0.002	0.012	108	0.008	0.029
	非轉倉期間	145	0.009	0.034	109	0.014	0.016	145	0.003	0.013	145	0.006	0.027
2009		252	0.031	0.040	252	0.071	0.090	252	0.014	0.008	252	0.005	0.030
	轉倉期間	108	0.042	0.053	144	0.072	0.091	108	0.015	0.007	108	0.007	0.029
	非轉倉期間	144	0.023	0.022	108	0.069	0.088	144	0.013	0.009	144	0.004	0.032
2010		247	0.011	0.010	247	0.024	0.031	247	0.008	0.003	247	0.000	0.019
	轉倉期間	108	0.012	0.012	144	0.023	0.031	108	0.008	0.003	108	0.002	0.020
	非轉倉期間	139	0.010	0.008	103	0.024	0.031	139	0.008	0.003	139	-0.001	0.019

表 9(a) 研究變數相關係數表

本表包含了四種期貨商品，西德州原油、天然瓦斯、熱燃油及無鉛汽油。Fund Size 為總基金規模除以現貨價格，基金為 DBC、DJP、GSG、USO (僅用於 WTI 原油期貨)、UNG (僅用於天然瓦斯) 等四 (三) 檔指數型期貨 ETF/N 的規模加總。FxRate 為美元加權匯率指數變化率。Spot 為現貨價格變化率。Inventory 為實物存貨變動量。Daychg 為現貨上漲 (下跌) 之虛擬變數，上漲時=1，其他=0。Convenience Yield 為便利殖利率之代理變數，現貨與期貨之價差減去無風險利率。Spot Volatility 為現貨歷史波動率，採樣期間為五個交易日。Date 為時間變數，樣本首日=1，隔日=2，依此類推。

西德州原油	Fund Size	FxRate	Inventory	DayChg	Convenience yield	Spot Volatility	Date	熱燃油	Fund Size	FxRate	Inventory	DayChg	Convenience yield	Spot Volatility	Date
Fund Size	1.00							Fund Size	1.00						
FxRate	0.11	1.00						FxRate	0.31	1.00					
Inventory	-0.01	-0.03	1.00					Inventory	0.00	0.03	1.00				
DayChg	-0.27	0.18	-0.06	1.00				DayChg	-0.41	0.04	0.02	1.00			
Convenience_yield	0.00	-0.02	-0.04	0.00	1.00			Convenience_yield	-0.01	-0.02	-0.02	0.01	1.00		
Spot_Volatility	-0.02	0.01	-0.03	0.04	-0.25	1.00		Spot_Volatility	0.01	0.01	-0.06	0.01	-0.12	1.00	
Date	-0.03	-0.02	0.06	0.02	0.01	-0.03	1.00	Date	-0.06	-0.04	0.00	0.01	-0.02	0.14	1.00
天然瓦斯	Fund Size	FxRate	Inventory	DayChg	Convenience yield	Spot Volatility	Date	無鉛汽油	Fund Size	FxRate	Inventory	DayChg	Convenience yield	Spot Volatility	Date
Fund Size	1.00							Fund Size	1.00						
FxRate	0.23	1.00						FxRate	0.39	1.00					
Inventory	0.02	0.04	1.00					Inventory	0.00	-0.06	1.00				
DayChg	-0.05	0.03	0.05	1.00				DayChg	-0.39	-0.01	0.02	1.00			
Convenience_yield	-0.09	-0.03	-0.02	0.05	1.00			Convenience_yield	-0.05	-0.02	0.01	0.10	1.00		
Spot_Volatility	0.00	0.00	0.00	-0.02	0.24	1.00		Spot_Volatility	0.07	0.03	-0.01	-0.01	0.00	1.00	
Date	-0.04	-0.03	0.01	-0.01	0.03	0.13	1.00	Date	-0.01	-0.03	0.01	-0.04	0.00	0.02	1.00

表 9(b) 研究變數相關係數表

本表包含了四種期貨商品，西德州原油、天然瓦斯、熱燃油及無鉛汽油。F_Size 為總基金規模除以現貨價格，基金為 DBC、DJP、GSG、USO (僅用於 WTI 原油期貨)、UNG (僅用於天然瓦斯) 等四 (三) 檔指數型期貨 ETF/N 的規模加總。Rolling 為該日是否在基金公開說明書或者指數編撰之轉倉時間，若符合=1，其餘時間為 0。FxFRate 為美元加權匯率指數變化率。Spot 為現貨價格變化率。Inventory 為實物存貨變動量。Daychg 為現貨上漲 (下跌) 之虛擬變數，上漲時=1，其他=0。Convenience Yield 為便利殖利率之代理變數，現貨與期貨之價差減去無風險利率。Spot Volatility 為現貨歷史波動率，採樣期間為五個交易日。Date 為時間變數，樣本首日=1，隔日=2，依此類推。

西德州原油	F_Size* Rolling	Rolling	FxFRate	Inventory	DayChg	Convenience yield	Spot Volatility	Date	熱燃油	F_Size* Rolling	Rolling	FxFRate	Inventory	DayChg	Convenience yield	Spot Volatility	Date
F_Size*Rolling	1.00								F_Size*Rolling	1.00							
Rolling	-0.05	1.00							Rolling	-0.08	1.00						
FxFRate	0.14	-0.01	1.00						FxFRate	0.22	-0.03	1.00					
Inventory	-0.02	0.06	-0.03	1.00					Inventory	0.01	0.01	0.03	1.00				
DayChg	-0.20	0.08	0.18	-0.06	1.00				DayChg	-0.24	0.04	0.13	0.02	1.00			
Convenience_yield	0.00	0.02	-0.02	-0.04	0.00	1.00			Convenience_yield	0.00	0.05	-0.02	-0.02	0.01	1.00		
Spot_Volatility	0.03	0.00	0.02	-0.03	0.02	-0.25	1.00		Spot_Volatility	0.00	-0.08	0.01	-0.06	0.01	-0.12	1.00	
Date	0.01	-0.40	-0.01	0.03	-0.02	0.00	-0.03	1.00	Date	0.00	-0.41	-0.01	-0.01	-0.02	-0.04	0.16	1.00
天然瓦斯	F_Size* Rolling	Rolling	FxFRate	Inventory	DayChg	Convenience yield	Spot Volatility	Date	無鉛汽油	F_Size* Rolling	Rolling	FxFRate	Inventory	DayChg	Convenience yield	Spot Volatility	Date
F_Size*Rolling	1.00								F_Size*Rolling	1.00							
Rolling	-0.06	1.00							Rolling	-0.08	1.00						
FxFRate	0.16	-0.02	1.00						FxFRate	0.28	-0.04	1.00					
Inventory	0.02	0.01	0.04	1.00					Inventory	0.02	-0.01	-0.05	1.00				
DayChg	-0.04	-0.06	0.03	0.05	1.00				DayChg	-0.25	0.05	0.08	0.01	1.00			
Convenience_yield	-0.07	0.06	-0.02	-0.01	0.05	1.00			Convenience_yield	-0.03	-0.20	0.00	0.02	0.08	1.00		
Spot_Volatility	-0.01	0.00	0.00	0.00	-0.02	0.24	1.00		Spot_Volatility	0.09	0.03	0.02	-0.01	0.00	0.00	1.00	
Date	0.00	-0.49	-0.01	0.00	0.02	-0.01	0.11	1.00	Date	-0.01	0.06	-0.03	0.01	-0.04	-0.02	0.03	1.00

表 10 跨月價差迴歸結果

$$Roll_Yield_{i,t} = \beta_0 Fund_size_{i,t-1} + \beta_1 FxRate_{i,t-1} + \beta_2 Spot_{i,t-1} + \beta_3 Inventory_{i,t-1} + \beta_4 Daychg_{i,t-1} + \beta_5 Convenience_Yield_{i,t-1} + \beta_6 Spot_Volatility_{i,t-1} + \sum_{t=8}^{19} \beta_t Month_{t,i} + \varepsilon_i$$

$$Roll_Yield_{i,t} = \beta_0 Fund_size_{i,t-1} * Rolling_{i,t-1} + \beta_1 Rolling_{i,t-1} + \beta_2 FxRate_{i,t-1} + \beta_3 Spot_{i,t-1} + \beta_4 Inventory_{i,t-1} + \beta_5 Daychg_{i,t-1} + \beta_6 Convenience_Yield_{i,t-1} + \beta_7 Spot_Volatility_{i,t-1} + \sum_{t=8}^{19} \beta_t Month_{t,i} + \varepsilon_i$$

此表為上述二式以四種商品進行迴歸分析得出之結果。CL 為西德州原油、NG 為天然瓦斯、HO 為熱燃油、RB 為無鉛汽油。Fund Size 為基金規模除以現貨價格，基金為 DBC、DJP、GSG、USO (僅用於 WTI 原油期貨)、UNG (僅用於天然瓦斯) 等四 (三) 檔指數型期貨 ETF/N 的規模加總。Rolling* Fund Size 為衡量基金轉倉影響跨月價差之變數，以基金規模除以現貨價格後，若在轉倉時間此變數等於 Fund Size，非在轉倉時間時=0。FxRate 為美元加權匯率指數變動率。Inventory 為實物存貨變動率。Daychg 為現貨上漲 (下跌) 之虛擬變數。Convenience Yield 為便利殖利率之代理變數，現貨與期貨之價差減去無風險利率。Spot Volatility 為現貨歷史波動率，採樣期間為五個交易日。Date 為時間變數，樣本首日=1，隔日=2，依此類推。

	Rolling Yield				Fund Size	Rolling * Fund Size	Rolling	FxRate	Inventory	Daychg	Convenience Yield	Spot Volatility	Date
	Obs	Mean	Median	St dev									
CL	1,852	0.0105	0.0078	0.0233	1.86*			1.13	2.34***	-3.60***	-0.62	12.78***	12.88***
NG	1,838	0.0382	0.0178	0.0591	1.30			0.01	0.29	-1.87*	0.72	1.77*	3.75***
HO	1,838	0.0084	0.0085	0.0126	3.14***			1.07	4.45***	-3.73***	-8.51***	6.58***	11.39***
RB	1,308	0.0049	0.0010	0.0319	-0.13			-0.45	2.62***	-1.66*	0.26	4.17***	-8.76***
CL	1,852	0.0105	0.0078	0.0233		1.98**	3.66***	1.18	2.55***	-3.30***	-0.52	12.96***	10.39***
NG	1,838	0.0382	0.0178	0.0591		3.35***	3.67***	0.19	0.37	-2.19**	0.84	1.78*	1.44***
HO	1,838	0.0084	0.0085	0.0126		0.91	0.87	0.28	4.45***	-2.78***	-8.41***	6.44***	10.15***
RB	1,308	0.0049	0.0010	0.0319		0.04	0.05	-0.41	2.61***	-1.80*	0.23	4.17***	-8.74***

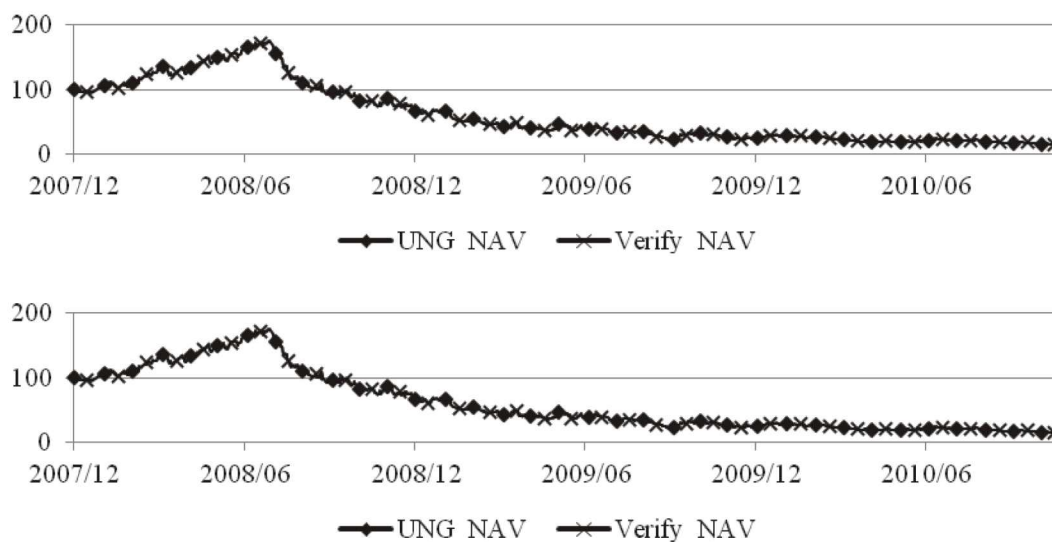
1%顯著****，5%顯著**，10%顯著*

表 11 USO、UNG 轉倉時間表

USO 及 UNG 固定於每月期貨到期日之前二周開始轉倉動作，每次進行四日。若遇非交易日則往前順延。利用此固定模式本文自行推估各月轉倉時間。本表列示之日期為日曆日而非交易日。

月份	USO	UNG	月份	USO	UNG	月份	USO	UNG
Dec-10	6-9	14-17	Sep-09	8-11	14-17	Jun-08	6-11	9-12
Nov-10	5-10	10-15	Aug-09	6-11	13-18	May-08	6-9	10-13
Oct-10	6-11	13-18	Jul-09	7-10	15-20	Apr-08	8-11	10-13
Sep-10	7-10	14-17	Jun-09	8-11	12-17	Mar-08	5-10	9-12
Aug-10	6-11	13-18	May-09	5-8	13-18	Feb-08	6-11	10-13
Jul-10	6-9	14-19	Apr-09	7-13	14-17	Jan-08	8-11	10-13
Jun-10	8-11	14-17	Mar-09	6-11	13-18	Dec-07	6-11	9-12
May-10	6-11	12-17	Feb-09	6-11	11-16	Nov-07	5-8	10-13
Apr-10	6-9	14-19	Jan-09	6-9	14-19	Oct-07	8-11	11-14
Mar-10	8-11	15-18	Dec-08	5-10	15-18	Sep-07	6-11	7-10
Feb-10	8-11	10-16	Nov-08	6-11	11-14	Aug-07	7-10	11-14
Jan-10	6-11	13-19	Oct-08	7-10	15-20	Jul-07	6-11	9-12
Dec-09	7-10	15-18	Sep-08	8-11	12-17	Jun-07	6-11	9-12
Nov-09	6-11	10-13	Aug-08	6-11	9-12	May-07	8-11	11-14
Oct-09	6-9	14-19	Jul-08	8-11	10-13			

資料來源：USO、UNG 公開說明書



資料來源：Thomson Reuters

圖 6 USO_NAV 及 UNG_NAV 分別二基金公告淨值，Verify NAV 為本研究試算之淨值。

表 12 跨月價差套利結果

套利策略操作原則為在 USO 及 UNG 轉倉前之一個交易日買進標的次近月份期貨契約並同時賣出近月份期貨契約。並在 USO、UNG 轉倉結束後之次交易日進行反向平倉，並計算獲利，此交易策略之交易成本定為每口 7 元。

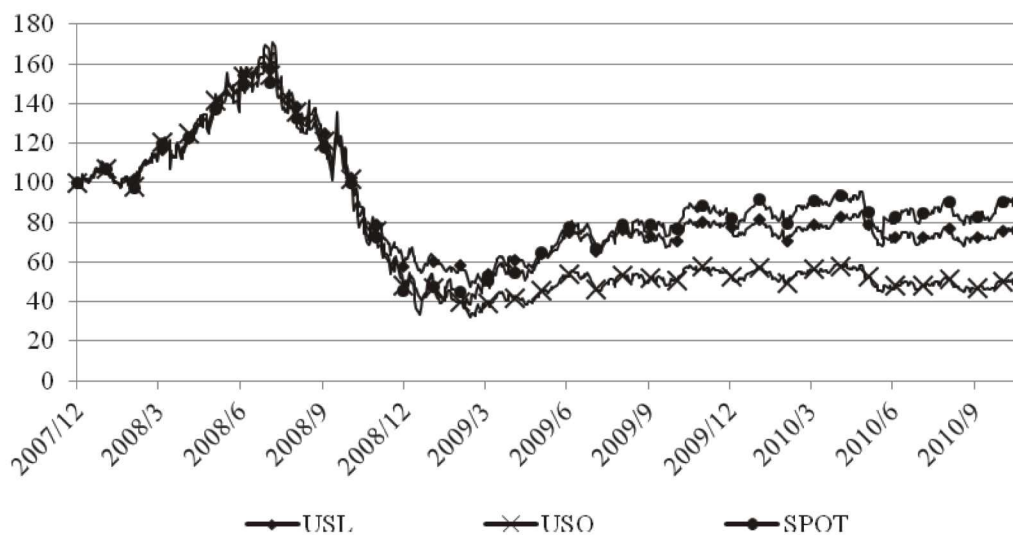
	Obs.	獲利次數	最大獲利 (元)	最大虧損 (元)	平均獲利 (元)	平均虧損 (元)	平均報酬率 ⁷
原油期貨	54	40	3,472	-3,938	577.25	-772.286	7.6%
天然瓦斯期貨	42	21	1,602	-1,138	433.90	-328.476	1.8%

利用持有不同的到期月份來構成指數同樣是解決跨月價差的方式之一。DBC 是當前市場規模最大的一籃子商品 ETF，在契約的設計上也同樣將跨月價差的影響減輕至最小。該基金追蹤之指數包含 14 種商品，商品內容請見表 4。將跨月價差極小化為其決定持有契約月份的依據，該基金在每個月的第二至第六個工作天進行轉倉的動作，而轉倉的標的則選擇未來一年內具有最小跨月價差之一個月份。因此，指數內的期貨契約並不一定全由最近月份之期貨契約組成，藉由持有較長到期天數的期貨契約也可以達到減低跨月價差的目的。廣泛使用的 S&P GSCI 系列指數也以類似的概念編撰了新的指數，2011 年該公司推出 S&P GSCI Enhanced Commodity Total Return Strategy Index 以減緩跨月價差的衝擊。該指數轉倉方式原則上與 S&P GSCI 指數無異，僅針對下列商品進行調整。西德州原油期貨之近月與次近月跨月價差大於 0.5% 時，將轉為持有第六個月份之契約。布蘭特原油期貨之第二月份與第三月份之跨月價差若大於 0.5% 時，將轉為持有第七個月份之契約。燃油期貨、天然瓦斯期貨、小麥期貨及玉米期貨由過去的每月轉倉一次改為每年轉倉一次，燃油期貨及小麥期貨僅持有 12 月到期之契約，天然瓦斯期貨僅持有 1 月到期之契約，玉米期貨僅持有 7 月到期之契約。活豬期貨以及活牛期貨由過去的每月轉倉一次改為每年轉倉兩次，將在每年之 3 月及 9 月進行轉倉之動作。藉由上述之調整，將可減輕跨月價差及特定商品季節性因素之影響，有助於縮小長期投資指數之投資人資產減損的可能性。

⁷ 為保守估計，本研究之日歷價差保證金以一口 3,000 元試算，以包含原始保證金及可能產生之追繳保證金。據本研究搜尋到的資料顯示，日曆價差策略保證金約為一般契約原始保證金之 5% 至 20% 不等，而一般契約原始保證金約略為 5,000 ~10,000 區間，隨市場走勢調整。詳細之原始保證金資料可參閱下列 CME 網頁連結：

<http://www.cmegroup.com/clearing/risk-management/historical-margins.html>

以動態的方式來建構指數亦為另一減緩跨月價差衝擊的方式。United States Commodity Index Fund (USCI) 為此類型作法之創始者。Gorton et al. (2007) 指出，持有逆跨月價差之商品及採取動能操作策略可得到顯著報酬，其他研究亦認為逆跨月價差可帶來正報酬 (Erb and Harvey 2006, Hong and Yogo 2011)。基於 Gorton et al. (2007) 的研究結果，該公司推出 USCI 此檔基金。該基金在 28 種各類型商品中挑選出具有最高逆價差之商品納入指數。接著再將剩餘之 21 種商品以過去一年之報酬進行排序，挑選出報酬最高之七種商品。最後將這 14 種商品等權重投資，每月針對指數內之商品進行試算挑選商品並且進行轉倉動作。經由上述之操作邏輯，可以想見跨月價差對此基金的影响將會較傳統類型商品低上許多，可以長期獲得逆價差所帶來的優勢。根據該基金之公開說明書所示，此種操作方式在 2000 至 2010 年間可獲得 20.02% 的平均年化報酬率，相較於 DBLCI 指數以及 S&P GSCI TR 指數在同期間報酬率分別為 16.67% 及 6.95%；而年化波動率為 16.81% 亦低於另二檔指數之 19.73% 以及 25.42%。但此類型之商品亦非絕無缺點，若是基金規模迅速增長導致市場現有之胃納量無法容納龐大之資金流入，那麼極有可能改變現有市場之生態，造成投入市場之跨月價差由逆價差轉變至正價差。



資料來源：Thomson Reuters

圖 7 USL、USO 及現貨價格比較圖

USL 為一持有連續 12 個月序列原油期貨契約之商品指數型基金。本圖採樣期間為 2007/12 至 2010/10。

伍、結論與建設

本文探討商品指數型投資的增長對期貨跨月價差之影響，採用 2003/08 至 2010/12 間，四種廣泛運用於指數編撰之能源類期貨商品及五種規模最大之商品指數型基金進行研究分析。本研究發現指數型投資金額的增長與跨月價差的擴大在西德州原油期貨及熱燃油期貨中有正向且顯著之關係，而在天然瓦斯期貨中有正向但不顯著之結果。此外，指數型基金投資的不斷轉倉行為亦會造成跨月價差進一步擴大。在西德州原油期貨及天然瓦斯期貨中得到了顯著之結果。這與 Stoll and Whaley (2010) 發現在八種商品中的三種有顯著正向報酬，其餘四種有正向但不顯著之報酬結果相類似。本文也研究各種方式減緩跨月價差對於報酬之衝擊，但到目前為止都沒有滿意的辦法，跨月價差仍持續影響商品指數型基金的績效，這警告投資者要購買商品指數型基金以規避商品價格的波動必須慎選商品與瞭解該基金之操作模式，通常靠不斷由期貨合約轉倉的商品指數基金，因期貨正價差會擴大的原因其與現貨報酬的連動不佳。

美國國會 (U.S PERMANENT 2009) 提出的研究報告指出，商品指數型基金投資對於期貨市場已經造成影響，而進一步建議對於指數型投資的持有部位加以限縮，本研究認為這建議值得商榷。雖然針對指數型投資的部位加以限縮可以在短期內得到成效，但這對於自由市場並不是個有利的發展。既然原物料商品有與證券、債券相關性低，並且報酬率接近證券的優勢，靠限縮部位將影響小額投資人對於原物料商品的避險機會，對於期貨市場長期發展將會有所傷害。

商品指數型投資對於期貨市場的影響仍有許多值得探討之處。本研究涵蓋之範圍僅止於能源類型期貨，投資於貴金屬以及大宗物資的 ETF 亦不在少數。特別是貴金屬的操作方式多為購買現貨，而是否市場會因為大部位的商品被指數型投資人持有而有所改變？對於農產品商品的投資是否會加劇糧食價格的波動都是值得進一步探討之議題。

參考文獻

1. 許清雄，2007，「CRB 與主要商品期貨指數之價格動態關聯性研究」，中興大學應用經濟研究所碩士論文。
2. 唐衍偉，2006，「商品期貨價差套利投資決策理論與應用研究」，同濟大學工商管理學科博士論文。
3. Bailey, W. and Chan, K. 1993. "Macroeconomic influences and the variability of the commodity futures basis." *Journal of Finance*, 48:2, 555-73.
4. Buyuksahin, B., Haigh, M. S., Harris, J. H., Overdahl, J. A. and Robe, M. A. 2008. "Fundamentals, Trader Activity and Derivative Pricing." *Working Paper*.
5. CFTC 2009. "Commodity swap dealers and index traders with commission recommendations."
6. Chang, E. 1985. "Returns to speculators and the theory of normal backwardation." *Journal of Finance*, 40:1, 193-208.
7. Cochrane, J. 2002. "Stocks as money: Convenience yield and the tech-stock bubble." *NBER Working Paper*.
8. Erb, C. and Harvey, C. 2006. "The strategic and tactical value of commodity futures." *Financial Analysts Journal*, 62:2, 69-97.
9. Fama, E. and French, K. 1987. "Commodity futures prices: Some evidence on forecast power, premiums, and the theory of storage." *Journal of Business*, 60:1, 55-73.
10. Fama, E. and French, K. 1988. "Business cycles and the behavior of metals prices." *Journal of Finance*, 43:5, 1075-93.
11. Gorton, G., Hayashi, F., and Rouwenhorst, K. G. 2007. "The fundamentals of commodity futures returns." *NBER Working Paper*.
12. Gorton, G. and Rouwenhorst, K. 2006. "Facts and fantasies about commodity futures." *Financial Analysts Journal*, 62:2, 47-68.
13. Harris, J. and Buyuksahin, B. 2009. "The role of speculators in the crude oil futures market." *Working Paper*.
14. Hartzmark, M. 1987. "Returns to individual traders of futures: Aggregate results." *The Journal of Political Economy*, 95:6, 1292-306.
15. Hong, H. G. and Yogo, M. 2011. "What does futures market interest tell us about the macroeconomy and asset prices?" *Working Paper*.

16. Irwin, S. and Sanders, D. 2010a. "The impact of index and swap funds on commodity futures markets." *OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers*.
17. Irwin, S. and Sanders, D. 2010b. "Testing the masters hypothesis in commodity futures markets." *Working Paper*.
18. Kaldor, N. 1939. "Speculation and economic stability." *The Review of Economic Studies*, 7:1, 1-27.
19. Kamara, A. 1982. "Issues in futures markets: a survey." *Journal of Futures Markets*, 2:3, 261-94.
20. Keynes, J. 1923. "Some aspects of commodity markets." *Manchester Guardian*.
21. Loder 2010. "Exchange-traded commodities may lag behind stock ETFs." *Businessweek*.
22. Miffre, J. 2000. "Normal backwardation is normal." *Journal of Futures Markets*, 20:9, 803-21.
23. Ng, V. and Pirrong, S. 1994. "Fundamentals and volatility: Storage, spreads, and the dynamics of metals prices." *Journal of Business*, 67:2, 203-30.
24. Routledge, B., Seppi, D. and Spatt, C. 2000. "Equilibrium forward curves for commodities." *The Journal of Finance*, 55:3, 1297-338.
25. Sanders, D., Irwin, S. and Economics, A. 2010. "The impact of index funds on us grain futures prices." *Working Paper*.
26. Stoll, H. and Whaley, R. 2010. "Commodity index investing and commodity futures prices." *Journal of Applied Finance*, 20, 7-46.
27. Tang, K. and Xiong, W. 2010. "Index investing and the financialization of commodities." *Working Paper*.
28. Telser, L. 1958. "Futures trading and the storage of cotton and wheat." *The Journal of Political Economy*, 233-55.
29. U.S PERMANENT 2009. "Excessive speculation in the wheat market."
30. Wang, C. 2003. "The behavior and performance of major types of futures traders." *Journal of Futures Markets*, 23:1, 1-31.
31. Working, H. 1949. "The theory of price of storage." *The American Economic Review*, 39:6, 1254-62.

台灣指數選擇權VIX最適預測模型---CARR模型之應用 The Optimal Forecasting Modeling in the VIX Index of TXO : Application of the CARR Model

- ◆ 銘傳大學財務金融學系(所) 副教授
Department of Finance, Ming-Chuan University
- 杜玉振 Yu-Chen Tu
- ◆ 銘傳大學財務金融研究所 碩士生
Department of Finance, Ming-Chuan University
- 梁竣凱 Chun-Kai Liang

摘要

過去文獻大多專注於報酬的波動模型化，較少探討波動率本身的波動模型化，因此本研究嘗試探尋台灣指數選擇權波動率指數(VIX)的最適波動預測模型。有別於過去文獻以報酬為基礎的GARCH模型來預測波動率，本研究採用Chou(2005)以變幅為基礎的CARR模型來建構波動模型。經實證發現：(1)CARR模型的樣本內配適能力與樣本外預測能力，均顯著優於GARCH模型；(2)於CARR模型中加入成交量變動率為解釋變數，能顯著增加波動模型的預測能力；而在本文所有預測模型中，以加入成交量變動率的ARIMAX(2,0,1)-CARR(1,2)模型之預測能力最佳；(3)價格變動率對VIX指數具有顯著負向影響，而成交量變動率對VIX指數具有顯著正向影響。

關鍵詞：GARCH模型、變幅、CARR模型、波動率指數(VIX)、台灣指數選擇權

Abstract: Most previous studies focused on volatility modeling of return, but less studies on volatility modeling of volatility itself. This study therefore aims to explore the optimal volatility forecasting model of the Volatility Index (VIX) of Taiwan Stock Index Option (TXO). Unlike previous studies forecasting volatility with the return-based GARCH model, this paper applies the range-based CARR model initialed by Chou(2005) to construct a volatility forecasting model. Using daily data on the Taiwan stock market over the period of 2006 to 2010, we find: (1) the CARR model produces better performance of in-the-sample modeling fitness and out-of-sample volatility forecasts than the GARCH model; (2) when introducing change rate of stock trading volume as an explanatory variable, the CARR model can significantly increase the forecasting power; and among all models of this paper, ARIMAX(2,0,1)-CARR(1,2) model with change rate of stock trading volume as an explanatory variable exhibits the best forecasting performance; (3) price change rate on the VIX index shows a significant negative impact, while volume change rate a significant positive impact.

Keywords: GARCH model, range, CARR model, VIX, TXO

壹、緒論

波動率(Volatility)對於風險控管、資產評價有相當大的影響力，對投資人而言，如能準確的衡量價格波動率並掌握其行程特性，有助於增進投資及避險決策的效率，亦即可提升交易績效。然而，在Black-Scholes(1973)的選擇權評價模型（簡稱B-S模型）的價格影響因素中，唯獨波動率無法直接觀察而得。因此，波動率的估計與預測遂成為學界與實務界關注的重心。

綜合過去文獻有關波動率預測模型大致可分兩類：一類為時間序列模型，如：GARCH系列模型，其波動率的估算係以歷史報酬資料為基礎來計算變異數(或條件變異數)。另一類為隱含波動率(implied volatility)模型，以B-S模型為主要代表，其波動率的估算是利用該模型反推求出，不僅包含過去資訊，亦包含現在及未來的可能資訊。

其中，GARCH系列模型的發展，起源於Morgan(1976)發現股票報酬率的變異數會隨著時間而變動，這種現象稱為時間序列之異質變異(heteroscedasticity)，並不是傳統模型所假設的固定值；而為能使因時而異的變異數模型化，Engle (1982)發展出自我迴歸條件異質變異數(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity；ARCH)模型，但由於ARCH模型的階次太多，造成估計與分析的困擾，也限制了模型的應用，因此，Bollerslev(1986)再發展出一般化的GARCH模型，使模型更能捕捉股票報酬特有的高狹峰和波動叢聚特性(Mandelbrot, 1963)。其後，各種對稱與不對稱的GARCH擴展模型，如雨後春筍蓬勃發展，亦廣為學界所採用。

有別於GARCH系列模型以報酬標準差作為波動率的估計值，Parkinson(1980)首先指出變幅(最高價與最低價之差異，Range)可以作為波動率的有效估計值，亦即以變幅內涵的最高、最低價資訊來衡量波動率的預測能力，應比傳統方法只使用收盤價資訊來得佳，然而實證結果卻一直無法得到顯著支持。Chou(2005)認為變幅在波動率的估計能力之所以無法彰顯，乃肇因於模型對波動率動態結構刻劃的不完備，於是將變幅觀念納入GARCH模型，提出自我迴歸條件變幅（Conditional Autoregressive Range, CARR）模型；並以S&P 500股價指數為研究樣本，實證結果

顯示：樣本內配適能力與樣本外預測能力皆優於GARCH模型；換言之，以變幅為基礎的CARR模型更能適當刻畫報酬的動態波動結構。另外，Chou and Wang(2007)以英國FTSE 100 股價指數為研究樣本，亦實證發現CARR模型相較GARCH模型有較好的預測能力；並指出CARR模型相對於GARCH模型具有下列優勢：(1) CARR模型的變幅中最高、最低價格相對於GARCH模型的條件變異數，是可直接觀察得到的；(2) GARCH模型同時要解決第一階與第二階條件動差(moment)，而CARR模型只在解決變異數問題；(3)依據過去文獻實證可知，CARR模型因為使用更多的資訊集合，亦即能將單位時間內價格變動的極端值表現在模型的動態結構中，故對波動率的估計比GARCH模型更具效率；(4) CARR模型係GARCH模型運算過程之報酬標準差的良好近似值。

其次，在隱含波動率模型的應用方面，最著名的應屬波動率指數(Volatility Index, VIX)。1993年芝加哥選擇權交易所(CBOE)利用S&P 100股價指數選擇權市價透過B-S模型，以反函數方式推估隱含波動率並編製與公布VIX¹指數，來提供投資人交易或避險策略參考；該指數代表整體市場對S&P 100股價指數未來30天的波動率預期，當VIX指數愈高時，顯示投資人預期未來股價指數的波動程度愈劇烈而心感不安，反之，VIX指數愈低則代表市場預期未來股價指數波動將趨和緩；由於VIX指數可具體地描述投資人心理的變化情形，故又稱為「投資人恐慌指標(The Investor Fear Gauge)」。實務上(例如：StockQ.org 網站、啟富達國際公司)常應用VIX指數高低來作為交易決策參考，當VIX指數超過40時，表示投資人對於未來市場呈現非理性的恐慌，即股價指數有超跌現象，短期內股價指數可能會反轉向上；而當VIX指數低於15時，表示對未來市場呈現過度的樂觀，即股價指數有超漲現象，短期內股價指數可能會反轉向下。由於VIX指數可衡量市場風險，係資產評價的有用工具，有助於投資組合管理決策；另外，在交易策略上有其必需性，以選擇權之跨式(straddle)部位為例，投資人根本不需考慮標的資產的價格變動方向，僅在乎波動率的波動幅度。因此，VIX指數在未來實際波動率的預測能力與否，廣為過去文獻所探討。

¹ CBOE 於 2003 年 9 月對 VIX 的編制方法與樣本基礎(改為 S&P 500 股價指數)提出修正，為了區別修正前後的波動率指數，2003 年修正前的波動率指數稱為 VX0，修正後的波動率指數仍稱為 VIX。本文為忠實呈現過去文獻之內容，修正前後均稱為 VIX。

不少文獻證實VIX指數對未來波動率的預測能力較計量預測模型為佳，例如：Blair et al.(2001)實證發現以VIX指數預測波動率的準確性，高於採用日內報酬率的GARCH模型，且VIX指數所隱含的資訊較日內報酬率為多；Corrado and Miller (2005)指出VIX指數預測波動率的有效性，高於其他歷史波動率模型；Carr and Wu (2006)亦證實以GARCH模型所估計的波動率沒有比VIX指數提供額外的資訊。然而，Becker et al.(2007)卻發現VIX指數對未來波動率的資訊內涵並沒有比歷史波動率模型來得多，且指出VIX指數不是S&P 500股價指數未來實際波動率的有效預測工具。

由於VIX指數(或隱含波動率模型)與時間序列模型的預測能力或資訊內涵孰優的問題爭論不休，Whaley(2009)再度強調VIX係以向前看(forward-looking)觀念來衡量交易人預期的未來波動率，不同於時間序列模型係基以向後看(backward-looking)觀念採用歷史資料來估計未來波動率，並再度證明VIX在未來波動率的「預期範圍(expected range)內」具有良好的預測能力；但無疑的，VIX仍具有預測誤差。Becker et al.(2009)指出該預測誤差乃因過去文獻均專注於總波動率水準之探討，而忽略了波動率本身的產生過程。

相較於各種資產報酬波動模型化的廣泛研究，早期有關隱含波動率(或VIX指數)本身模型化(modeling)的研究並不多；其中，Mixon(2002)發現當期股票報酬對股價指數隱含波動率的變化，具有顯著解釋能力；Bollen and Whaley(2004)指出股票報酬、成交量與淨買壓力對S&P 500指數隱含波動率的變化，具有顯著影響。然而，自從CBOE於2004年3月推出VIX期貨、2006年2月推出VIX選擇權以來，兩商品的每日成交量已超過100,000口數(詳見CBOE White Paper, 2009)，也因此，VIX指數的時間序列動態模型化研究亦逐漸被重視；例如：Bakshi et al.(2006)以非線性的漂移項(drift)與擴散項(diffusion)組合來模型化VIX指數的產生過程，並發現VIX指數平方可作為瞬間變異數的代理變數；Dotsis et al.(2007)發現以連續時間擴散和跳躍擴散過程的動態模型，能捕捉歐洲和美國等八個國家的波動性指數；Degiannakis(2008)以前一日股價日內資料(intraday data)求算出的實際波動率(realized volatility)與以一段期間收盤股價日資料(interday data)透過ARCH模型求算出的條件波動率(conditional volatility)來預測翌日收盤VIX指數，並據此作為VIX指數期貨之買賣策略，實證結果並未獲致超額報酬；然而，Ahoniemi (2008)以多種時間序列模型來模型化美國VIX

指數的波動預測，實證發現利用ARIMAX(1,1,1)-GARCH(1,1)模型於選擇權跨式交易策略，能獲得較好的投資績效。

其次，台灣期貨交易所自1988年成立以來，上市商品眾多，其中以台灣指數選擇權的成長速度最為驚人，年成交量曾於2006年躍居全球股價指數選擇權交易量第三名²，而其波動率指數亦根據CBOE新編之VIX指數公式所計算編制而成，並於2006年12月18日的每日盤後進行揭露，供交易人下載與參考。雖然新版VIX指數不同於舊版VIX指數利用B-S模型來推估隱含波動率，而是藉由買權與賣權加權平均價格的平均數來推導出市場的預期波動率；但無疑的，兩者均以向前看觀念來衡量交易人預期的未來波動率，亦即均包含現在及未來的可能資訊；另外，陳達新、周恆志(2010)指出新版VIX指數具有：(1)與股價指數呈現顯著反向變動，(2)具有均數回歸現象。因此，若能準確預測台灣指數選擇權VIX指數，將有助於市場波動率未來走向之瞭解，可提供交易或避險策略參考。

因此，本研究嘗試將VIX包含未來資訊之特性與CARR模型在波動動態結構刻劃之優勢兩相結合，亦即以CARR模型來瞭解台灣指數選擇權VIX指數的波動行程表現，並進行樣本內資料的模型配適與樣本外資料的預測檢驗，再與GARCH模型進行比較，期能找出台灣指數選擇權VIX指數的最適預測模型。而在VIX指數的模型化中，將仿效過去文獻將股價報酬(如：Fleming et al., 1995；Mixon, 2002；Bollen and Whaley, 2004；Carr and Wu, 2006；Chou and Wang, 2007)或成交量(如：Bollen and Whaley, 2004；Ahoniemi, 2008)分別納入波動預測模型中，藉以瞭解該二個解釋變數對模型預測能力的影響，並與過去文獻結果進行比較。經本文實證發現：CARR模型的模型配適與波動預測能力均顯著優於GARCH模型，且於模型中加入成交量變動率為解釋變數時，能顯著增加模型的預測能力；實證結果與過去文獻一致。

值得一提的是，本文與過去文獻之差異有下：(1)過去文獻多著重於報酬的波動模型化，而本文旨在探討波動率本身的波動模型化；(2)過去文獻多以報酬標準差作為波動率的估計值，而本文係以變幅作為波動率的估計值；(3)過去文獻多以包含過

² 依據美國期貨產業協會(Futures Industry Association)2010年統計資料，台灣指數選擇權年成交量為全球第13名。

去資訊之模型(如：時間序列模型)或包含未來資訊之模型(如：隱含波動率模型)之其中一種模型來估計或預測波動率，而本文則結合兩者觀念來進行。

至於本研究的其他段落說明如下：第二部份闡述各種波動預測模型的意義與函數關係，並介紹預測績效評估方法；第三部份說明研究樣本與變數的基本統計特性，第四部份以樣本內資料進行GARCH模型與CARR模型的模型配適，再以樣本外資料對配適模型進行波動預測，最後進行預測績效比較；第五部份為結論。

貳、研究方法

本文旨在以CARR模型來配適台灣指數選擇權VIX的波動動態結構，並與GARCH模型來進行比較；而在VIX指數水準的估計上，Fleming et al.(1995)發現日資料與週資料均顯示VIX指數具有自我相關現象，而後續的文獻亦多以時間序列模型中的ARIMA模型來構建。因此，本節將逐一對ARIMA、GARCH及CARR模型介紹，並說明模型績效評估方法。

一、ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average)模型

ARIMA模型係Box & Jenkins(1976)所提出，該模型由移動平均過程(MA)、自我迴歸過程(AR)以及定態整合過程(I)等三部分所組成，其函數表現方式ARIMA(p, d, q)如式(1)所示：

$$\Delta^d y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad (1)$$

其中， $\Delta^d y_t$ 為經 d 階差分轉換後之VIX指數定態數列； μ 為常數項； p 為AR的最大落後期數； q 為MA的最大落後期數。至於該如何決定 p 、 d 、 q ？其中， d 可以透過ADF檢定(Augmented Dickey-Fuller test)與PP檢定(Phillips-Perron test)來進行單根(unit root)檢驗，並決定 d 階差分的定態數列。而 p 、 q 可由AIC準則(Akaike Information Criterion)與SBIC準則(Schwartz Bayesian Information Criterion)來判斷最適落後期數。而當模型配適完成後，模型參數可利用最大概似估計法(Maximum Likelihood Estimation)來估計。

另外，由於過去文獻證明將股價報酬(如：Mixon，2002；Bollen and Whaley，2004；Chou and Wang，2007)與成交量(如：Bollen and Whaley，2004；Ahoniemi，2008)納入VIX模型中，可增加模型解釋與預測能力；因此，可將式(1)修正為ARIMAX(p, d, q)如式(2)：

$$\Delta^d y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \gamma_1 \cdot X_t \quad (2)$$

其中， X_t 為台灣加權股價指數t日價格變動率(報酬率)或成交量變動率。

二、GARCH 模型

Bollerslev (1986) 提出GARCH模型，證明在ARCH模型中加入條件變異數之落後期數後，可降低ARCH模型的階次，大大減低估計與分析的困擾，因此成為廣泛使用的波動預測模型；其函數表現方式GARCH(m, n)如式(3)所示：

$$\begin{aligned} y_t &= \varepsilon_t \\ h_t &= \omega + \sum_{i=1}^n \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^m \beta_j h_{t-j} \\ \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, h_t) \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)中的第一條方程式又被稱為均數方程式(mean equation)，代表如式(1)的單一時間序列ARIMA；第二條方程式則稱為變異數方程式(variance equation)。其中，條件變異數 h_t 取決於 n 階之平方誤差 ε_{t-i}^2 及 m 階之條件變異數 h_{t-j} ； ω 為常數項； α_i 為第 i 期ARCH項的係數， β_j 為第 j 期變異數項的係數，其中 $\alpha_i \geq 0$ ， $\beta_j \geq 0$ ，而就長期條件變異數 h_t 的穩定而言，必須滿足 $\sum_{i=1}^n \alpha_i + \sum_{j=1}^m \beta_j < 1$ 之條件； Ω_{t-1} 為 $t-1$ 期的資訊集合。至於 m 、 n 階次的決定，不少過去文獻指出GARCH(1,1)即可捕捉高狹峰和波動叢聚的分配特性，而本研究為求謹慎，將以GARCH(1,1)、GARCH(1,2)與GARCH(2,1)進行比較並選取最適模型；最後，GARCH模型的參數亦可透過最大似估計法來估計。當然在進行GARCH模型前，需檢定模型是否有異質變異，而Engle(1982)提出的LM 檢定法(Lagrange Multiplier Test)可檢定變數資料是否具有ARCH效果。

本文將式(1)、式(2)納入式(3)，稱為ARIMA-GARCH模型與ARIMAX-GARCH模型，其函數表現方式分別如式(4)與式(5)：

$$\begin{cases} \Delta^d y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \\ h_t = \omega + \sum_{i=1}^n \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^m \beta_j h_{t-j} \end{cases} \quad (4)$$

$$\begin{cases} \Delta^d y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \gamma_1 \cdot X_t \\ h_t = \omega + \sum_{i=1}^n \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^m \beta_j h_{t-j} \end{cases} \quad (5)$$

三、CARR 模型

Chou(2005)首先將變幅的觀念納入 GARCH 模型中並提出 CARR 模型，該模型的主要特色是把單位時間內價格變動的極端值，表現於 GARCH 模型的動態結構中。而過去文獻多集中於股價(或股價指數)水準波動的產生過程探討，其變幅的定義為股價(或股價指數)的「價格變幅」；但由於本文旨在瞭解台灣指數選擇權 VIX 指數的波動行程表現，故其變幅定義將修正為 VIX 指數日內分鐘資料最高值與最低值的差值，亦即「波動率指數的變幅」。此時 CARR(m, n)模型如式(6)所示：

$$\begin{aligned} R_t &= \lambda_t \varepsilon_t \\ \lambda_t &= \omega + \sum_{i=1}^n \alpha_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j \lambda_{t-j} \\ \varepsilon_t &\sim iid \dots f(\cdot) \end{aligned} \quad (6)$$

其中， R_t 為 VIX 指數取自然對數後之變幅，即 $R_t = 100 \times (\ln VIX_t^{High} - \ln VIX_t^{Low})$ ； λ_t 為在 $t-1$ 期資訊集合 I_{t-1} 已知條件下，對第 t 期變幅 R_t 預測的條件期望值，亦即 $\lambda_t \equiv E(R_t | I_{t-1})$ ， $\lambda_t \geq 0$ ； ε_t 為服從於指數(exponential)函數的干擾因子，且不同期間的干擾因子彼此為獨立，其平均數及變異數皆為 1； ω 為變幅行程內在的不確定性，也可代表對數化變幅的起始水準，且 $\omega > 0$ ； α_i 為變幅落後期項係數， β_j 為變幅條件均數落後期係數，其中 $\alpha_i \geq 0$ ， $\beta_j \geq 0$ ；就條件變幅的長期穩定，需滿足 $\sum_{i=1}^n \alpha_i + \sum_{j=1}^m \beta_j < 1$ 之條件。而 CARR 模型的參數估計，本文將仿效 Chou(2005) 採用

準最大概似法(Quasi-Maximum-Likelihood Estimation Method)來估計。另外，由於CARR模型係將變幅觀念納入GARCH模型來估計，故在進行CARR模型前，亦需利用Engle(1982)的LM 檢定法來檢定變幅資料是否具有ARCH效果。

如同上述GARCH模型一樣，本文將式(1)、式(2)納入式(6)，稱為ARIMA-CARR模型與ARIMAX-CARR模型，其函數表現方式分別如式(7)與式(8)：

$$\begin{cases} \Delta^d R_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i R_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \\ \lambda_t = \omega + \sum_{i=1}^n \alpha_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j \lambda_{t-j} \end{cases} \quad (7)$$

$$\begin{cases} \Delta^d R_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i R_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \gamma_1 X_t \\ \lambda_t = \omega + \sum_{i=1}^n \alpha_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j \lambda_{t-j} \end{cases} \quad (8)$$

四、模型預測績效評估方法

上述模型預測能力之優劣，決定於預測值與實際值間預測誤差之大小，如果僅以預測期間其中一個時點之預測誤差作為預測績效之衡量，顯不合理；因此，實務上通常會以總合平均值來評估，而為避免其值正負相抵，將取其平方根、平方或絕對值作為衡量標準。本文採用過去文獻常見的下列誤差衡量方法來評估模型預測績效，其中 n 為樣本外(out-of-sample)比較值的個數， y_t 為第 t 期的實際值， f_t 為第 t 期的預測值。

(一) 均方根誤差 (Root Mean Square Error)

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - f_t)^2} \quad (9)$$

其中， $RMSE$ 值愈小，代表模型預測誤差愈小，其預測績效愈佳。

(二) 絕對平均誤差 (Mean Absolute Error)

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |y_t - f_t| \quad (10)$$

其中， MAE 值愈小，代表模型預測誤差愈小，其預測績效愈佳。

(三) 平均絕對值百分比誤差 (Mean Absolute Percentage Error)

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{y_t - f_t}{y_t} \right| \times 100\% \quad (11)$$

Lewis(1982)曾將 $MAPE$ 大小分為四個等級來判別模型預測能力：(1) $MAPE(\%) < 10$ ，高精確度；(2) $10 < MAPE(\%) < 20$ ，良好；(3) $20 < MAPE(\%) < 50$ ；合理；(4) $MAPE(\%) > 50$ ，不正確。換言之， $MAPE$ 值愈小，代表模型預測誤差愈小，其預測績效愈佳。

(五) 泰爾不等係數 (Theil's Inequality Coefficient)

$$THEIL = \frac{RMSE}{\left(\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n y_{t+1}^2 \right)^{\frac{1}{2}}} \quad (12)$$

Lindberg(1982)和Mcness(1979)指出當 $THEIL$ 值小於0.55時，該模型即可視為預測能力良好。

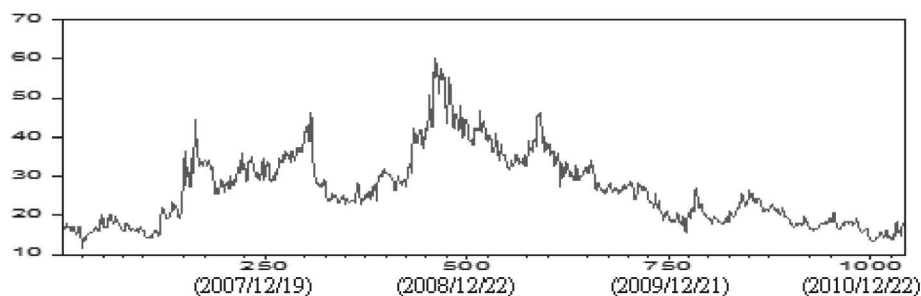
參、研究樣本與變數敘述性統計

本研究將以台灣指數選擇權新版VIX日內資料為研究樣本，樣本期間為2006/12/18至2011/02/25止，共計有1041筆；其中樣本內期間為2006/12/18至2010/02/05，共計有781筆；樣本外期間為2010/02/06至2011/02/25，共計有260筆。而相關變數資料均取自於台灣期貨交易所。

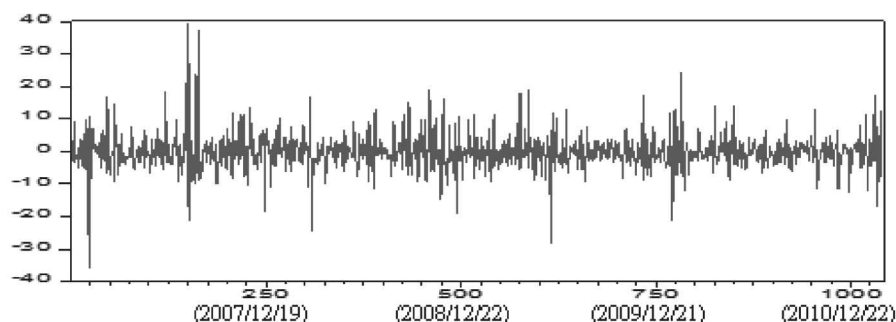
而模型變數之操作定義分別臚列如下：

- (1) VIX日收盤變動率= $100 \times (\ln VIX_t^{close} - \ln VIX_{t-1}^{close})$ ，其中，close代表當日收盤時的VIX指數。
- (2) VIX日內變幅： $R_t = 100 \times (\ln VIX_t^{High} - \ln VIX_t^{Low})$ ，其中，High與Low代表VIX指數日內分鐘資料之最高值與最低值。
- (3) 台灣加權股價指數t日價格變動率(報酬率)= $100 \times (\ln P_t^{close} - \ln P_{t-1}^{close})$ ，其中，close代表當日收盤時的加權股價指數。
- (4) 台灣加權股價指數t日成交量變動率= $100 \times (\ln VOL_t^{close} - \ln VOL_{t-1}^{close})$ ，其中，close代表當日收盤時的股票成交量。

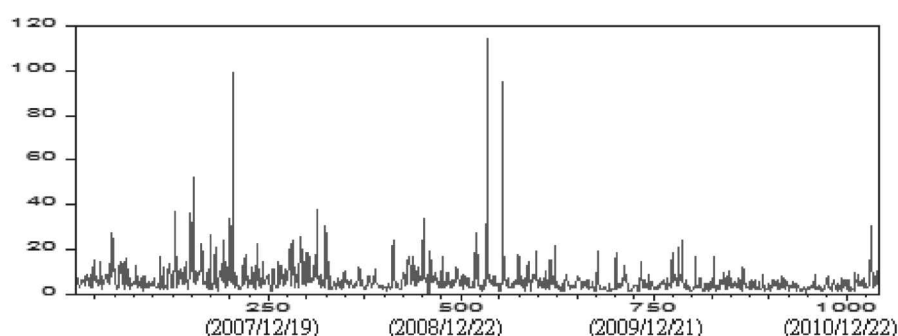
由(圖1.a)的VIX指數走勢來看，研究期間大致出現過四次高點：(1)第164觀察值(2007/8/16)為46.28，乃因美國次級房貸危機引起的股災恐慌；(2)第308觀察值(2008/3/20)為46.7，乃因美國第五大投資銀行貝爾斯登(Bear Stearns)證券的避險基金投資次貸商品失利且頻臨破產，所造成的蔓延恐慌；(3)第461觀察值(2008/10/28)為62.04，係研究期間VIX指數最大值，乃由於世界金融海嘯的襲擊，台灣股市連續大跌，政府為穩定股市自2008/10/13 -2008/10/24採取跌幅減半措施，雖然該期間有止跌功效，惟自2008/10/27日恢復跌幅後，至2008/11/26約一個月的每日VIX指數均超過50，係本研究期間VIX指數最高且持續最久期間；(4)第588觀察值(2009/5/5)為48.75，乃由於前兩個交易日台灣加權股價指數上漲近12%，當日開盤又上漲3.6%，漲幅過大而盤中出現賣壓；加上適逢世界性甲型H1N1流感疫潮期間，原定位為豬傳染人的疫情，在5月5日盤中媒體報導鄰近韓國出現人傳染人的首例，造成台灣人心恐慌；兩種原因相互加乘，造成股價急速下跌，VIX指數瞬間升高。



(a)研究期間 VIX 指數走勢



(b) VIX 日收盤變動率時間序列



(c) VIX 日內變幅時間序列

(圖1) VIX指數日走勢與VIX指數兩種變動率時間序列圖

其次，由(圖1.b) VIX日收盤指數變動率時間序列圖來看，與常見的金融資產報酬率時間序列形狀類似，亦具有波動群聚特性；而由(圖1.c) VIX日內變幅時間序列圖來看，亦具有波動群聚特性，但時間序列變數資料差異較大；此現象亦可由(表1)模型變數之基本統計特性，觀察出總樣本或樣本內的變幅標準差均大於收盤變動率的標準差，正說明變幅較可描述極端值的特色。其次，由偏態係數均顯著大於零，可知VIX指數的兩種變動率均呈現右偏，顯示變數資料中有少數極大變量存在，亦說明符合CARR模型來分析；而由峰態係數均顯著大於3，顯示變數資料均呈現高狹峰、厚尾現象。另外，由Jarque-Bera統計值可知，VIX指數的兩種變動率均拒絕常態分配之虛無假說。最後由LM(Lagrange Multiple Test)檢定結果顯示，兩種變數資料均存在有ARCH效果，因此支持本文採用GARCH模型與CARR模型來做進一步的分析。

(表1) 模型變數(VIX日收盤變動率、VIX日內變幅)之基本統計特性

	VIX日收盤變動率 (總樣本)	VIX日收盤變動率 (樣本內)	VIX日內變幅 (總樣本)	VIX日內變幅 (樣本內)
樣本數	1041.0000	781.0000	1041.0000	781.0000
平均數	-0.0009	0.0554	6.4984	7.1897
中位數	-0.3470	-0.3802	4.7199	5.2521
最大值	39.1890	39.1890	114.5810	114.5810
最小值	-35.7781	-35.7781	0.0000	0.0000
標準差	5.5241	5.8884	7.2963	8.1097
偏態係數	0.6747***	0.6871***	7.8290***	7.3158***
峰態係數	11.5807***	11.3837***	96.3603***	81.5270***
Jarque-Bera	3,272.6108***	2,348.7649***	388,697.7543***	207,634.9024***
LM	46.7231***	44.2187***	165.2281***	147.1320***

註：***、**與*分別表示1%、5%與10%的顯著水準。

肆、實證過程、結果與分析

一、以 VIX 日收盤變動率為資料基礎之實證分析

(一) ARIMA-GARCH(或 ARIMAX-GARCH)之模型配適

本文在 GARCH 模型的變數資料為樣本內期間之 VIX 日收盤變動率，惟在進行時間序列變數的 ARIMA(或 ARIMAX)分析前，必需確定資料具有定態條件，否則其自我共變異數在數學上將無意義，亦即呈發散現象而不穩定。透過 ADF 檢定法與 PP 檢定法來進行單根檢定，檢定結果：ADF 值為-19.8520 (p-value 為 0.0000)、PP 值為-31.8858 (p-value 為 0.0000)，均顯著拒絕存在單根之虛無假設，表示該序列為一定態之序列，因此不需再做一階差分。

其次，為確定自我迴歸過程(AR)與移動平均過程(MA)的最適落後期 p 、 q ，由(表2)透過 AIC 準則與 SBIC 準則來判斷，其中 AIC 值或 SBIC 值最小者為最適落後期數，兩準則均顯示 $p=1$ 、 $q=1$ ，故本研究將採 ARIMA(1,0,1)模型來進行分析。

最後，對於 GARCH 模型 m 、 n 階次之決定，已於研究方法乙節說明，不再贅述，將以 GARCH(1,1)、GARCH(1,2)、GARCH(2,1)分別與 ARIMA(1,0,1)結合，並進行比較來選取最佳配適模型。

(表2) VIX日收盤變動率之AIC、SBIC準則比較表

AIC		q			
		1	2	3	4
p	1	6.3541***	6.3543	6.3532	6.3557
	2	6.3549	6.3572	6.3565	6.3548
	3	6.3575	6.3575		
	4	6.3576	6.3592		
SBIC		q			
		1	2	3	4
p	1	6.3661***	6.3722	6.3771	6.3856
	2	6.3728	6.3811	6.3864	6.3907
	3	6.3815	6.3874		
	4	6.3876	6.3951		

註：***表示最適落後期數。

(二) ARIMA-GARCH 模型之參數估計

(表 3) 為 ARIMA(1,0,1)-GARCH(1,1)、ARIMA(1,0,1)-GARCH(1,2) 與 ARIMA(1,0,1)-GARCH(2,1)等模型之參數估計結果，由參數值大多顯著來看，模型配適良好；另外，比較三個模型間的對數概似函數值(Log Likelihood Function, LLF)，雖然無顯著差異，但以 ARIMA(1,0,1)-GARCH(2,1) 的解釋能力最佳，然而其模型中係數 α_2 估計值為負值，代表模型不穩定。因此在模型配適上，採用 ARIMA(1,0,1)-GARCH(1,2)模型較為適當。

(三) ARIMAX-GARCH 模型之參數估計

1. 加入台灣加權股價指數價格變動率(報酬率)為解釋變數

(表 4)的參數估計值與(表 3)結果類似，其中(表 4)比(表 3)相對應模型的 LLF 值雖稍微增加，但並不顯著(t 檢定之 p-value=0.3254)，說明加入價格變動率並無法顯著增加模型解釋力；然而由 γ_1 係數來看，報酬率對 VIX 指數具顯著負向影響，支持過去文獻(如：Fleming et al., 1995；Mixon, 2002；Bollen and Whaley, 2004；Carr and Wu, 2006；Chou and Wang, 2007)的實證結果，也說明台灣指數選擇權 VIX 指數存在槓桿效果(Leverage Effect)³。至於配適模型的選擇，仍以 ARIMAX(1,0,1)-GARCH(1,2)較佳。

³ 槓桿效果：資產價格的變動，與其波動的變動呈現反向關係。該名詞為 Black(1976)首先提出：在固定負債水準下，公司（市場）資產水準的下降，將帶來公司（市場）財務槓桿增加，也因此會增加股票（股價指數）的風險。

(表 3) ARIMA-GARCH 模型之參數估計表

	ARIMA(1,0,1) -GARCH(1,1)	ARIMA(1,0,1) -GARCH(1,2)	ARIMA(1,0,1) -GARCH(2,1)
LLF	-2,458.1470	-2,453.9450	-2,448.1400
ϕ_1	0.5881*** (0.000)	-0.7435*** (0.003)	0.5874*** (0.000)
θ_1	-0.7261*** (0.000)	0.6982*** (0.008)	-0.7263*** (0.000)
ω	4.4658*** (0.000)	5.9087*** (0.000)	4.3676*** (0.000)
α_1	0.1424*** (0.000)	0.2132*** (0.000)	0.1477*** (0.000)
α_2			-0.0076 (0.803)
β_1	0.7431*** (0.000)	0.3237*** (0.004)	0.7481*** (0.000)
β_2		0.3223*** (0.001)	

註：1. ***、**與*分別表示 1%、5%與 10%的顯著水準。2. (.) 表 t 檢定之 p-value。

(表 4) ARIMAX-GARCH 模型之參數估計表(加入價格變動率為解釋變數)

	ARIMAX(1,0,1) -GARCH(1,1)	ARIMAX(1,0,1) -GARCH(1,2)	ARIMAX(1,0,1) -GARCH(2,1)
LLF	-2,454.7110	-2,452.8160	-2,447.3740
ϕ_1	0.6811*** (0.000)	0.6771*** (0.000)	0.6859*** (0.000)
θ_1	-0.7869*** (0.000)	-0.7729*** (0.000)	-0.7821*** (0.000)
γ_1	-1.0309*** (0.000)	-1.0597*** (0.000)	-1.0707*** (0.000)
ω	5.1041*** (0.000)	3.7693*** (0.000)	6.9547*** (0.000)
α_1	0.1262*** (0.000)	0.0993*** (0.000)	0.0614** (0.010)
α_2			-0.1037*** (0.003)
β_1	0.7197*** (0.000)	0.3878*** (0.000)	0.6247*** (0.000)
β_2		0.3972*** (0.000)	

註：1. ***、**與*分別表示 1%、5%與 10%的顯著水準。2. (.) 表 t 檢定之 p-value。

2. 加入台灣加權股價指數成交量變動率為解釋變數

(表 5)的參數估計值大多顯著，代表模型配適良好；另外，(表 5)比(表 3)相對應模型的 LLF 值則顯著增加(t 檢定之 p-value=0.0337)，說明加入成交量變動率可顯著增加模型解釋力。同樣的，由 γ_1 係數可知成交量變動率對 VIX 指數具顯著正向影響，亦支持過去文獻(如：Bollen and Whaley, 2004；Ahoniemi, 2008)的實證結果；換言之，台灣股市高成交量變動率(如：相對賣壓增加)可視為台灣 VIX 指數高變動的訊號，便利交易或避險策略參考。至於模型配適的選擇，仍以 ARIMAX(1,0,1)-GARCH (1,2) 較佳。

(表 5) ARIMAX-GARCH 模型之參數估計表(加入成交量變動率為解釋變數)

	ARIMAX(1,0,1) -GARCH(1,1)	ARIMAX(1,0,1) -GARCH(1,2)	ARIMAX(1,0,1) -GARCH(2,1)
LLF	-2,447.3180	-2,446.0000	-2,441.2850
ϕ_1	0.5862*** (0.000)	0.5743*** (0.000)	0.5877*** (0.000)
θ_1	-0.7251*** (0.000)	-0.7223*** (0.000)	-0.7247*** (0.000)
γ_1	0.0136** (0.027)	0.0089** (0.037)	0.0144** (0.014)
ω	4.4070*** (0.000)	5.6430*** (0.000)	4.6425*** (0.000)
α_1	0.1369*** (0.000)	0.2146*** (0.000)	0.1242*** (0.000)
α_2			-0.0181 (0.565)
β_1	0.7482*** (0.000)	0.2252*** (0.001)	0.7363*** (0.000)
β_2		0.4243*** (0.000)	

註：1. ***、**與*分別表示 1%、5%與 10%的顯著水準。2. (.) 表 t 檢定之 p-value。

二、以 VIX 日內變幅為資料基礎之實證分析

(一) ARIMA-CARR(或 ARIMAX-CARR)之模型配適

本文在 CARR 模型的變數資料為樣本內期間之 VIX 日內變幅，如同上述 GARCH 模型之配適過程，需先對時間序列的 VIX 日內變幅資料進行單根檢定；經檢定結

果：ADF 值為-24.4482 (p-value 為 0.0000)、PP 值為-24.8366 (p-value 為 0.0000)，均顯著拒絕存在單根之虛無假設，表示該序列為定態，不需再進行一階差分。

其次，對於 $AR(p)$ 與 $MA(q)$ 的 p 、 q 決定，由(表 6)透過 AIC 準則與 SBIC 準則可知，均顯示 $p=2$ 、 $q=1$ ，故採 $ARIMA(2,0,1)$ 模型來進行分析。

最後，對於 CARR 模型 m 、 n 階次之決定，亦如同 GARCH 模型之配適，將以 $CARR(1,1)$ 、 $CARR(1,2)$ 、 $CARR(2,1)$ 分別與 $ARIMA(2,0,1)$ 結合，來進行比較並選取最佳配適模型。

(表 6) VIX 日內變幅之 AIC、SBIC 準則比較表

AIC		q			
		1	2	3	4
p	1	2.7507	2.7303	2.7309	2.7324
	2	2.7295***	2.7309	2.7333	2.7363
	3	2.7319	2.7337	2.7358	2.7383
	4	2.7344	2.7370	2.7393	2.7371
SBIC		q			
		1	2	3	4
p	1	2.7626	2.7482	2.7548	2.7623
	2	2.7475***	2.7548	2.7632	2.7721
	3	2.7559	2.7636	2.7717	2.7802
	4	2.7644	2.7730	2.7812	2.7751

註：***表示最適落後期數。

(二) ARIMA-CARR 模型之參數估計

由 (表 7) 中 $ARIMA(2,0,1)$ - $CARR(1,1)$ 、 $ARIMA(2,0,1)$ - $CARR(1,2)$ 及 $ARIMA(2,0,1)$ - $CARR(2,1)$ 等模型之參數估計值大多顯著來看，模型配適良好；另外，比較三個模型間的 LLF 值，以 $ARIMA(2,0,1)$ - $CARR(1,2)$ 的解釋能力最佳。

若以(表 7)與(表 3)中的 LLF 值進行比較，則相對應的 CARR 模型比 GARCH 模型在模型解釋能力上均顯著增加(t 檢定之 p-value = 0.0000)，支持過去文獻(如：Chou, 2005；Chou and Wang, 2007)的實證結果，亦即以變幅為基礎的 CARR 模型，比 GARCH 模型更能刻畫動態波動結構，模型配適能力較佳。

(三) ARIMAX-CARR 模型之參數估計

1. 加入台灣加權股價指數價格變動率(報酬率)為解釋變數

(表 8)的參數估計值與(表 7)結果類似，其中(表 8)比(表 7)相對應模型的 LLF 值雖稍微增加，但並不顯著(t 檢定之 $p\text{-value}=0.3436$)，說明加入價格變動率並無法增加模型解釋力；另外，由 γ_1 係數來看，可知報酬率對 VIX 指數具顯著的負向影響，亦證實台灣指數選擇權 VIX 指數存在槓桿效果。而在配適模型的選擇上，亦以 ARIMAX(2,0,1)-CARR(1,2)較佳。

若以(表 8)與(表 4)中的 LLF 值進行比較，則相對應的 CARR 模型比 GARCH 模型在模型解釋能力上均顯著增加(t 檢定之 $p\text{-value} = 0.0000$)，亦說明 CARR 模型比 GARCH 模型的模型配適能力顯著較佳。

(表 7) ARIMA-CARR 模型之參數估計表

	ARIMA(2,0,1) -CARR(1,1)	ARIMA(2,0,1) -CARR(1,2)	ARIMA(2,0,1) -CARR(2,1)
LLF	-1,048.9130	-1,043.2750	-1,046.9790
ϕ_1	1.1971*** (0.000)	1.2021*** (0.000)	1.2158*** (0.000)
ϕ_2	-0.1973*** (0.000)	-0.2016*** (0.000)	-0.2160*** (0.000)
θ_1	-0.9669*** (0.000)	-0.9502*** (0.000)	-0.9689*** (0.000)
ω	0.8525*** (0.000)	0.0327 (0.293)	0.1955*** (0.009)
α_1	0.1508* (0.100)	0.0778** (0.047)	0.1397* (0.072)
α_2			-0.1206** (0.023)
β_1	-0.0864* (0.079)	0.4880* (0.054)	0.7669*** (0.000)
β_2		0.4068 (0.587)	

註：1. ***、**與*分別表示1%、5%與10%的顯著水準。2. (.) 表t檢定之p-value。

(表 8) ARIMAX-CARR 模型之參數估計表(加入價格變動率為解釋變數)

	ARIMAX(2,0,1) -CARR(1,1)	ARIMAX(2,0,1) -CARR(1,2)	ARIMAX(2,0,1) -CARR(2,1)
LLF	-1,047.7300	-1,042.8160	-1,045.7810
ϕ_1	1.1902*** (0.000)	1.1758*** (0.000)	1.1868*** (0.000)
ϕ_2	-0.1904*** (0.000)	-0.1759*** (0.000)	-0.1870*** (0.000)
θ_1	-0.9657*** (0.000)	-0.9628*** (0.000)	-0.9670*** (0.000)
γ_1	-0.0295** (0.013)	-0.0282** (0.015)	-0.0284** (0.014)
ω	0.8342*** (0.000)	0.9074*** (0.000)	0.1841** (0.020)
α_1	0.1602* (0.084)	0.1521* (0.081)	0.1551* (0.065)
α_2			-0.1332** (0.028)
β_1	-0.0748* (0.069)	0.0780* (0.081)	0.7777*** (0.000)
β_2		0.0734 (0.190)	

註：1. ***、**與*分別表示1%、5%與10%的顯著水準。2. (.) 表t檢定之p-value。

2. 加入台灣加權股價指數成交量變動率為解釋變數

(表 9)的參數估計值大多顯著，代表模型配適良好；其次，(表 9)比(表 7)相對應模型的 LLF 值均具顯著性增加(t 檢定之 p-value=0.0599)，說明加入成交量變動率可顯著增加模型解釋力。同樣的，由 γ_1 係數再度證實，成交量變動率對 VIX 指數具顯著正向影響。至於配適模型的選擇，仍以 ARIMAX(2,0,1)-CARR(1,2)較佳。

以(表 9)與(表 5)中的 LLF 值進行比較，亦顯示 CARR 模型比 GARCH 模型的模型配適能力顯著較佳。

當與上述所有各組較佳配適模型的 LLF 值進行比較時，加入成交量變動率為解釋變數的 ARIMAX(2,0,1)-CARR(1,2)模型，其模型配適能力最佳。

(表 9) ARIMAX-CARR 模型之參數估計表(加入成交量變動率為解釋變數)

	ARIMAX(2,0,1) -CARR(1,1)	ARIMAX(2,0,1) -CARR(1,2)	ARIMAX(2,0,1) -CARR(2,1)
LLF	-1,043.7510	-1,041.6640	-1,043.2740
ϕ_1	1.2110*** (0.000)	1.1509*** (0.000)	1.2074*** (0.000)
ϕ_2	-0.2112*** (0.000)	-0.1511*** (0.002)	-0.2070*** (0.000)
θ_1	-0.9671*** (0.000)	-0.9602*** (0.000)	-0.9506*** (0.000)
γ_1	0.0045*** (0.002)	0.0043*** (0.004)	0.0038** (0.010)
ω	0.8496*** (0.000)	0.9106*** (0.000)	0.0207 (0.153)
α_1	0.1575 (0.130)	0.1511* (0.083)	0.1330 (0.127)
α_2			-0.0920 (0.320)
β_1	-0.0947* (0.085)	0.0818** (0.039)	0.9400*** (0.000)
β_2		0.0748 (0.243)	

註：1. ***、**與*分別表示1%、5%與10%的顯著水準。2. (.) 表t檢定之p-value。

綜合上述樣本內實證結果：(1)CARR 模型比 GARCH 模型的模型配適能力顯著較佳，且加入成交量變動率為解釋變數之 ARIMAX(2,0,1)-CARR(1,2)模型係本文實證模型中之最佳配適模型。(2)加入價格變動率(報酬率)雖無法顯著增加模型解釋力，但價格變動率對 VIX 指數具有顯著負向影響，與過去文獻實證結果一致。(3)加入成交量變動率則顯著增加模型解釋力，且成交量變動率對 VIX 指數具有顯著正向影響，亦與過去文獻實證結果一致。

三、樣本外的模型預測績效評估

本研究之全樣本期間為 2006/12/18 至 2011/02/25 止，共計有 1041 筆日資料；其中樣本內資料有 781 筆；樣本外資料有 260 筆。在樣本外的模型預測實證過程，本研究採用逐次更新預測法(Recursive Updating Forecasts)，亦即將樣本內第 1 期至第 781 期的實際資料觀察值，分別代入上述各組較佳之配適模型，推估出第 782 期樣本外之預測值；再將第 2 期至第 782 期的實際資料觀察值代入各配適模型，推估出

第 783 期樣本外之預測值，以此類推至求得第 1041 期樣本外之預測值為止。如此將產生 260 個預測值，再與樣本外之 260 個實際值進行比較，並以 *RMSE*、*MAE*、*MAPE*、*THEIL* 等四種績效評估方法來判斷模型預測能力之優劣。

由(表 10)模型預測績效評估表，可知 CARR 模型在四種績效指標的預測誤差值均顯著小於相對應的 GARCH 模型(F 檢定之 $p\text{-value} = 0.0000$)，顯示 CARR 模型的預測能力顯著優於 GARCH 模型，亦與過去文獻(如：Chou, 2005；Chou and Wang, 2007)的實證結果一致。另外，CARR 模型之 *MAPE* 值均低於 50(Lewis, 1982)、*THEIL* 值均低於 0.55(Lindberg, 1982；Mcness, 1979)，代表預測績效良好。

(表 10) 模型預測績效評估表

	RMSE	MAE	MAPE	THEIL
ARIMA-GARCH	4.1872	2.9019	124.7350	0.8354
ARIMAX-GARCH (X：價格變動率)	3.6937	2.5134	127.2670	0.8218
ARIMAX-GARCH (X：成交量變動率)	3.1836	2.4224	123.8610	0.8229
ARIMA-CARR	0.5908	0.4267	21.8080	0.1420
ARIMAX-CARR (X：價格變動率)	0.5887	0.4268	21.8300	0.1427
ARIMAX-CARR (X：成交量變動率)	0.5829	0.4254	21.7977	0.1387

在 CARR 模型中，加入價格變動率(報酬率)並無法顯著增加模型預測能力(t 檢定之 $p\text{-value} = 0.2133$)。但加入成交量變動率卻能顯著增加模型預測能力(t 檢定之 $p\text{-value} = 0.0350$)，與過去文獻(如：Bollen and Whaley, 2004；Ahoniemi, 2008)之實證結果類似。

綜合上述，在本研究的所有預測模型中，加入成交量變動率為解釋變數的 ARIMAX(2,0,1)-CARR(1,2)模型預測能力最佳。

總結樣本外預測實證結果：(1)CARR 模型的預測能力顯著優於 GARCH 模型，

且其預測能力良好。(2)加入成交量變動率於CARR模型中，能顯著增加預測能力。(3)在所有預測模型中，以加入成交量變動率為解釋變數的ARIMAX(2,0,1)-CARR(1,2)模型預測能力最佳。

伍、結論、研究建議與限制

一、結論

股價波動率的估計與預測一直是選擇權評價的重心，而過去文獻常用的波動率預測模型有時間序列模型與隱含波動率模型，到底哪一種模型的預測能力或資訊內涵較優，迄今無一致之結論；另外，過去文獻大多集中於報酬的波動模型化，卻較少探討波動率本身的波動模型化。因此，本研究嘗試將隱含波動率模型(如：VIX指數)包含未來資訊之特性與時間序列模型刻劃波動動態結構之優勢，兩相結合來建構波動率本身的波動模型。

其次，在時間序列模型的選擇上，Chou(2005)指出將變幅觀念納入GARCH模型而形成的CARR模型，其模型配適與波動預測皆優於傳統的GARCH模型。因此，本研究目的旨在透過CARR模型探討台灣指數選擇權VIX指數的波動行程表現，並與GARCH模型進行樣本內配適能力與樣本外預測能力之比較，期能找出台灣指數選擇權VIX指數的最適預測模型。

本研究採用2006/12/18至2011/02/25台灣指數選擇權新版VIX指數日內資料為研究樣本，並將全期間分為樣本內與樣本外期間。經實證發現：(1)CARR模型的樣本內配適能力與樣本外預測能力，均顯著優於GARCH模型，與Chou(2005)、Chou and Wang(2007)的實證結果一致。(2)於CARR模型中加入成交量變動率為解釋變數，能顯著增加波動模型的預測能力，亦與Bollen and Whaley(2004)、Ahoniemi(2008)之實證結果類似。(3)在本研究所有預測模型中，以加入成交量變動率的ARIMAX(2,0,1)-CARR(1,2)模型為最適預測模型。(4)價格變動率對VIX指數具有顯著負向影響，而成交量變動率對VIX指數具有顯著正向影響，均支持過去文獻的實證結果。

二、研究建議與限制

過去文獻(如：Becker et al., 2009)曾指出波動分配常具有不對稱或跳躍現象，建議未來研究可再採不對稱或跳躍的 GARCH 模型、CARR 模型來進行比較。另外，樣本期間(含全樣本、樣本內與樣本外)選取不同，是否會造成實證結果差異，亦是後續研究議題⁴。

其次，由於台灣尚未發行 VIX 指數期貨與選擇權商品，故本文無法直接以 GARCH 與 CARR 模型預測出之 VIX 指數，來進行 VIX 指數衍生性商品交易策略之應用與績效比較；建議後續研究者俟 VIX 指數衍生性商品發行後，可採預測模型結合交易策略來探討，將有助實務應用價值之提升。

⁴ 本文係依 3:1 比例，將全樣本資料區分為樣本內與樣本外期間。另外，本文作者曾嘗試(1)採 4:1 比例來區分樣本內與樣本外期間，(2)不同全樣本期間(2006/12/18-2010/01/29)等之實證，除在(2)不同全樣本期間的 ARIMA-CARR 模型之模型配適過程，ARIMAX(p, q)的 p, q 最適落後期數略有差異外，兩者的最終實證結果與本文結果均一致。

參考文獻

1. 陳達新、周恆志，財務風險管理：工具、衡量與未來發展，第二版，雙葉書廊公司，2010年6月。
2. Ahoniemi, K. (2008), "Modeling and forecasting the VIX index," working paper, Helsinki School of Economics and HECER.
3. Akaike, H. (1974), "A new look at the statistical model identification," *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol.19, pp.716-723.
4. Bakshi, G., N. Ju, and H. Ou-Yang (2006), "Estimation of continuous-time models with an application to equity volatility dynamics," *Journal of Financial Economics*, Vol.82, pp. 227-249.
5. Becker R., A. Clements, and S. White (2007), "Does implied volatility provide any information beyond that captured in model-based volatility forecasts?" *Journal of Banking and Finance*, Vol.31, pp.2535-2549.
6. Becker, R., A. Clements, and A. McClelland (2009), "The jump component of S&P 500 volatility and the VIX index," *Journal of Banking and Finance*, Vol.33, pp. 1033-1038.
7. Black, F. and M. Scholes (1973), "The pricing of options and corporate liabilities," *Journal of Political Economics*, Vol.81, pp.637-659.
8. Blair, B.J., S-H. Poon, and S.J. Taylor, (2001), "Forecasting S&P 100 volatility: the incremental information content of implied volatilities and high-frequency index returns," *Journal of Econometrics*, Vol.105, pp.5-26.
9. Bollen, N.P.B. and R.E. Whaley (2004), "Does net buying pressure affect the shape of implied volatility functions?" *The Journal of Finance*, Vol. 59, pp. 711-753.
10. Bollerslev, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327.
11. Bollerslev, T. and J. Wooldridge (1992), "Quasi maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariances," *Econometric Reviews*, Vol.11, pp.143-172

12. Box, G.E.P. and G.M. Jenkins(1976), *Time Series Analysis Forecasting and Control*, 2nd ed., Holden-Day, San Francisco.
13. Carr, P. and L. Wu (2006), "A tale of two indices," *Journal of Derivatives*, Vol.13, pp. 4213-4229.
14. Chou, R.Y. (2005), "Forecasting financial volatilities with extreme values: the conditional autoregressive range (CARR) Model," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.37, No.3, pp.561-582.
15. Chou, H.C. and D. Wang, (2007)," Forecasting volatility on the U.K. stock market: a test of the conditional autoregressive range model," *International Research Journal of Finance & Economics*, Vol.10, pp.7-13.
16. Corrado, C.J. and T.W. Miller (2005),"The forecast quality of CBOE implied volatility indexes," *Journal of Futures Market*, Vol.25, pp.339-373.
17. Degiannakis, Stavros A. (2008),"Forecasting VIX," *Journal of Money, Investment and Banking*, Vol.4,pp.5-19.
18. Dotsis, G., D. Psychoyios, and G. Skiadopoulos (2007), "An empirical comparison of continuous-time models of implied volatility indices." *Journal of Banking and Finance*, Vol.31, pp. 3584-3603.
19. Engle, R. (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation," *Econometrica*, Vol.50, pp.987-1008.
20. Fleming, J., B. Ostdiek, and R.E. Whaley (1995),"Predicting stock market volatility: a new measure," *Journal of Futures Markets*, Vol.15, pp.265-302.
21. Lewis, C.D. (1982), *Industrial and Business Forecasting Methods*, London: Butterworth-Heinemann.
22. Lindberg, B. (1982), "International comparison of growth in demand for a new durable consumer product," *Journal of Marketing Research*, Vol.19, pp. 364-371.
23. Mandelbrot, B. (1963), "The variation of certain speculative prices," *Journal of Business*, Vol.36, pp.294-419.
24. McNess, S. (1979), "The forecasting record for the 1970's," *New England Economic Review*, Sept-Oct, 1979, pp.33-53.

25. Mixon, S. (2002), "Factors explaining movements in the implied volatility surface," *The Journal of Futures Markets*, Vol.22, pp. 915-937.
26. Morgan, I.G. (1976), "Stock price and heteroskedasticity," *Journal of Business*, Vol.49, pp.496-508.
27. Parkinson, M. (1980), "The extreme value method for estimating the variance of the rate of return," *Journal of Business*, Vol.53, pp.61-65.
28. Schwarz, G. (1978), "Estimating the dimension of a model," *Annals of Statistics*, Vol.6, pp.461-464.
29. Theil, H. (1966), *Applied Economic Forecasting*, North-Holland.
30. Whaley, R. E. (2009), "Understanding the VIX," *Journal of Portfolio Management*, Vol.3, pp.98-105.

探討掩護性買權之交易策略~以台股買權及期貨為例

The Analysis of Covered Call Strategies~Evidence from TAIEX Call Options and Futures

◆ 國立中興大學財務金融學系 助理教授

● 楊東曉 Tung-Hsiao Yang

◆ 國立中興大學財務金融學系 教授

● 楊聲勇 Sheng-Yung Yang

◆ 國立中興大學高階經理人專班

● 林明義 Ming-Yi Lin

摘要

掩護性買權策略的研究多數顯示，具有略高於標的指數的報酬率，以及較低的波動風險，甚至推出此一策略的指數型基金以利投資人的選擇參考，臺灣資本市場是否也有機會發展相關策略與指數型基金呢？礙於臺灣股票加權指數無法直接交易，本文試圖運用台股期貨及臺指選擇權進行策略操作的實證分析，研究結果發現：按月交易的掩護性買權策略在考慮交易成本後，雖皆能降低波動風險，卻未有較佳的報酬率表現。透過技術分析工具也未能有優異表現，除了MACD的Bar、MACD、DIF三者皆負值時為空頭格局判斷的操作績效較佳外，其他交易策略所獲得報酬並未較佳，但各策略波動風險低於大盤，而於判斷空頭時另外買入價外賣權為之避險，亦能有較佳報酬表現。

日波動的掩護性買權策略研究，顯示單純運用台股期貨及臺指選擇權為策略的工具，雖能降低波動風險卻無法增加投資組合的收益，若將策略調整為期貨槓桿投資運用，或加入進場時點的選擇判斷，實證發現可以增加整體報酬並降低波動風險，為未來台股期貨與選擇權市場於開發此一策略指數型基金的可能性。在股市空頭及多頭格局的比較中，實證研究顯示掩護性買權策略於多頭格局時表現不如大盤指數，不過在空頭市場時卻因賣出選擇權的權利金收益，因而彌補了資產的損失，更大幅降低波動風險。

關鍵字：掩護性買權策略、台股期貨、臺指選擇權、移動平均線

Abstract

Recent research shows that the majority of covered call strategies has slightly higher return and lower volatility than its underlying index. Therefore, Standard and Poor even launched some index funds based on these strategies for investors. We are interested in whether Taiwan capital market has an opportunity to develop the similar strategies and the index funds based on these strategies. Our empirical results show that the monthly covered call strategies, while reducing volatility, cannot perform better than the market index after considering the transaction costs. Technical analysis cannot have better performance relative to market index. Except the strategy based on the indication of the MACD Bar, MACD, DIF has better performance, no other strategies can beat the market. The volatilities of these strategies, however, are less than that of the market.

Research on the daily covered call strategies shows that simply using TAIEX Taiwan Stock futures and options, although the strategies can reduce the volatility, could not have better performance. Leveraged futures investment strategy or dynamic adjustment for the initiative point of the position, however, could increase the overall returns and reduce volatility. Hence, we suggest that Taiwan exchange market can develop similar index funds based on these strategies. Based on the comparison of the results between bull and bear market conditions, we find that the performance of covered call strategies in bear market is better than the market index and the volatility is also significantly reduced. These results provide useful information in Taiwan's capital market to construct similar covered call strategies.

Key words : Covered call strategies, Taiwan stock futures, TAIEX options, moving average

壹、緒論

臺灣股票期貨與選擇權投資工具成立已有十餘年的歷史，隨管理資產的劇增，除了投資報酬率的要求以外，降低風險的效果也更形重要，環顧國內金融商品，並參酌海外資產工具的避險模式，尤其以槓桿式投資的期貨及選擇權最為便利。翻閱相關投資研究與數據資料，不難發現選擇權投資方式的漸受重視與交易規模日益增加，除了免於選股麻煩與多空操作靈活外，最大特色是：如同要保人只需繳交小額保險費（Premium），便能由對造的保險公司承諾於未來一定期間裡，當被保險標的資產或人物發生約定事故時，依約定獲得金錢不等的補償或賠付。

此為選擇權的相似概念，換言之，投資人在期貨與選擇權交易市場買賣中，選擇權的買方只需支付小額權利金，便可以約定一定期間或到期日時，以契約約定的履行價格，由另方的選擇權賣方負履行契約的義務，買方角色宛如保險要保人支付保險費，賣方如同保險公司收取保險費的角色。

在選擇權交易裡，多數投資人接受的訊息或觀念是以小博大的買方策略，如樂透彩行銷的一券在手，希望無窮訴求，然而，國內外研究發現，選擇權獲勝率竟以賣方策略較大，一如多數保險公司在保險契約中的角色，成為長年下來的大贏家。是以結合現有資產投資，應如何搭配長期贏家的選擇權賣方策略，為本研究著力的背景，其中，掩護性買權（Writing a covered call），即持有現貨或期貨的投資人，採用賣出買權來收取時間價值，在保有既存的資產外，另外可額外獲取利潤，亦為本研究交易策略分析所探討的重點。掩護性買權的操作與報告，為七〇年代以來的一個熱門話題，也是海外機構投資者與共同基金操作使用頻率頗高的策略，早期研究多認同風險降低，但報酬好壞則無一致性看法。

期貨與選擇權交易掛牌的創始者，亦為當今全球最大的期貨選擇權交易所——芝加哥期貨與選擇權交易所（Chicago Board Options Exchange，簡稱 CBOE），以 1986/6/30 追蹤 S&P500 指數之假設的掩護性買權策略推出買賣指數（BXM）。直至 2002 年委託 Vanderbilt University 首席金融學教授 Robert E. Whaley 以 S&P500

為基準指數，推出 BuyWrite IndexSM，反映的投資組合為作多 S&P500 指數，並作空 S&P500 指數的認購選擇權。

Hanweck and Allen(2002)提出：過去十年間（1992～2002 年），賣出價平及價外 105%買權的掩護性買權報酬率相較大盤指數表現，於美國 S&P 500 及 FTSE 100 均有較優的報酬與較低的標準差，但 DAX 30 則表現並未較佳。另外，Hill et al.(2006)亦指出過去十五年間（1990～2005 年），持有 S&P500 指數並賣出價平 S&P500 買權的 BXM 指數報酬率（平均值 11.0%），表現優於 S&P500 指數報酬率約 60 個基點（60bps 即 0.6%），風險值較原先降低約 2/3 個標準差。

臺灣股市及期貨與選擇權交易中應用掩護性買權的操作研究不多，或以臺灣證券交易所「發行量加權股價指數」之於臺灣證券交易所股價指數選擇權契約「賣出買權」為研究討論，唯不同於美股 S&P500 兼具股價指數、交易商品的 ETF 契約及其期貨與選擇權商品的完整性，台股加權指數並未有實體之交易標的。縱使以英國富時指數有限公司（FTSE International Limited）與臺灣證券交易所共同設計和計算，於 2002 年 10 月 29 日推出的「臺灣證券交易所臺灣 50 指數（以下簡稱臺灣 50 指數）」為標的，雖然與臺灣加權股價指數的相關性超過 97%，充其量僅為挑選我國集中交易市場中具代表性之 50 檔股票所編製而成，約佔臺灣加權股價指數七成之市值，並且有歷年除息的息值蒸發計算難度。

為此，本研究以臺灣期貨交易所(TAIFEX)於 1998 年 7 月 21 日推出的『臺灣證券交易所股價指數期貨契約』相對於 2001 年 12 月 24 日推出的『臺灣證券交易所股價指數選擇權契約』選擇權買權為對應標的，依掩護性買權之交易策略，探討運用於臺灣有價證券交易市場之可能，並依選擇權價平配合停損、均線高低、至到期日結算不等的方式為報酬率與風險值之研究。

本研究架構共分為伍章。第壹章為緒論，說明本文之研究背景、研究動機、研究架構。第貳章為文獻回顧，分別整理國內外掩護性買權之研究、芝加哥期貨與選擇權交易所掩護性買權指數之探討等。第參章為研究方法，說明使用資料、賣出價平選擇權之方式、另結合進場時的月均線、季均線、KD、MACD 不等之

技術分析工具做為買賣訊號、比較日波動的掩護性買權策略，進而計算掩護性買權策略的報酬率與風險值。第肆章為研究結果與分析，將研究分析年化報酬率及風險值；另分述股市多頭及空頭格局之剖析。第伍章為結論與建議，係將研究結果摘要結論，並提供未來研究探討之建議，作為後續學者之研究參考。

貳、文獻回顧

林明馨（1993）研究美股的股價指數期貨與選擇權避險策略之績效，包括期貨避險、掩護性買權、及保護性賣權，研究發現期貨於避險表現極佳，掩護性買權於市場波動不大時可用以增加收入，保護性賣權除切斷下方風險也保有上方獲利機會；依此本研究討論掩護性買權於台股期貨與選擇權的運用情況。劉香蘭（2009）研究以台股指數複製掩護性買權與保護性賣權之績效，由1997年至2008年期間，將股票與現金資產複製選擇權為保護性賣權（Synthetic Protective Put Option, SPO）與掩護性買權（Synthetic Covered Call Option, SCO）投資組合保險策略，實證顯示一年、二年或三年期投資績效：SCO優於大盤更優於SPO，SCO具追漲殺跌，SPO具停損鎖利特色，二者報酬差異呈非線性且無法透過大盤績效解釋。

王毓慈（2010）研究掩護性買權策略的預期報酬與風險，由2002年至2009年，台股加權指數之於台股買權為例，發現股市多頭時，該策略相對大盤報酬較差，但針對價外選擇權的報酬會高於價平及價內，又若股市空頭時，該策略相對報酬較佳，尤以價內選擇權時，而不論多空頭，該策略風險值均小於台股指數，依風險大小序為價外、價平及價內，其研究未將交易成本列入考慮，不適合實際投資情況；應用於本研究，台股加權指數實無法為投資操作時的交易標的，遂改以台股指數期貨為標的商品，又為符合商業需求故列入交易成本之考量。

Pounds（1978）利用 Black-Scholes model 模擬出選擇權價格，研究股價及股利等資料，由1969年至1976年期間，隨機抽取43檔股票組成投資組合，討論掩護

性買權策略，依 10%價內買權、價平買權及 10%價外買權等，實證結果顯示報酬高低序為價外、價平及價內，風險均小於股票投資組合。另外，Merton, Scholes, and Gladstein(1978)模擬研究 136 檔具有選擇權交易股票的掩護性買權策略，由 1963 年 7 月至 1975 年底，依價內、價平及價外等各情況進行比較，研究結果顯示掩護性買權策略的風險值下降，但報酬率也較股票投資組合降低；本研究亦探討台股掩護性買權策略之於台股指數的報酬率與風險值優異。

Grube, Panto, and Terrell (1979) 研究投資組合於加入掩護性買權部位後，發現風險值降低程度較股票投資組合為多，若考慮該策略所需交易成本後的報酬率表現並未較佳。Yates and Kopprasch (1980)研究掩護性買權策略與價平買權的報酬與風險，研究顯示掩護性買權策略可以提供較 S&P500 指數更高的報酬。Roelfeldt, Cooley, and Gombola (1979) 研究將股票投資組合加入選擇權以進行完全避險後，顯示報酬率分佈由常態分配變成偏態分配且有截尾 (truncated) 現象，因此作者認為利用變異數衡量此種風險並不恰當。另外，Board, Sutcliffe, and Patrinos (2000) 首次採取非美國市場為研究，以英國 FTSE 100 為掩護性買權策略來進行實證，由 1992 年 4 月至 1995 年 4 月，以半變異數 (semi-variance) 為風險值衡量，結果發現掩護性買權的報酬和風險值均比指數表現低，相較過去掩護性買權策略文獻，發現該策略報酬於股市好時偏低，當股市表現普通或較差時則呈現較佳的表現，唯獨風險均呈現下降的趨勢。

Rendleman (1999、2001) 研究認為掩護性買權策略可降低投資風險，但也降低持有的報酬。此外，Whaley (2002) 利用 Treynor ratio、Sharpe ratio 及 Jensen's alpha 等衡量投資組合績效的方法，自 1988 年至 2001 年期間，衡量 BXM 指數於風險調整後的報酬表現，並檢視報酬分佈的特性，實證結果顯示 BXM 指數的報酬率分佈呈現些微左偏，若將風險衡量的標準差改以半標準差 (semi-standard deviation)，則 BXM 指數的表現仍略優於 S&P500 指數；對應此研究結果，本文探討台股指數能否複製一 BXM 指數，並進行其報酬率與風險之比較。

Feldman and Dhruv (2004) 也利用 Sharpe ratio 等衡量投資組合績效的方法，並拉長衡量 BXM 指數期間於風險調整的報酬表現，此方法納入報酬的偏態與峰

態，研究結果顯示 BXM 指數的報酬率優於大盤表現。Hill, et al. (2006) 研究美國 S&P500 指數與選擇權價平、2%價外及 5%價外的掩護性買權策略，同時比較 S&P500 指數和 BXM 指數的表現，研究期間為 1990 至 2005 年，另外也依據市場表現將股市分為三個階段來討論，實證結果顯示股市表現良好的 1995 年至 2000 年間，掩護性買權策略的報酬較差，但在股市表現較差時，該策略表現相對較好，BXM 指數相對 S&P500 指數亦有相似情況。

依據美國芝加哥期貨與選擇權交易所 (CBOE) 資訊指出，以 S&P500 指數為標的所推出的掩護性買權指數——CBOE S&P500 BuyWrite Index (BXMSM)，係於 2002 年 4 月由該交易所與 Standard & Poor's 共同宣布合作，以追蹤 S&P500 指數之虛擬掩護性買權策略而設立該基準指數 (benchmark index)。為了幫助開發推展 BXM 指數，該交易所委託 Robert E. Whaley 教授彙編和分析由 1988 年 6 月至 2001 年 12 月期間 BXM 的數據。Figelman (2008) 延續 Whaley (2002) 採用半標準差衡量風險，並比較 S&P500 指數和 BXM 指數，另外作者也提出掩護性買權策略可拆解成無風險利率、股價風險溢酬 (ERP)、隱含波動率與已實現波動率間的波動價差(implied-realized volatility spread)三個部份。

BXM 指數係一被動式的總報酬指數，其投資策略架構可分成二部分：(1) 建構一投資組合以追蹤 S&P500 股價指數的走勢，(2) 賣出近期 S&P500 指數的買權，換約期間一般在每月的第三個星期五。賣出的 S&P500 指數選擇權買權於期初約有一個月剩餘期間，履約價格恰好與上述的現行 S&P500 指數相當 (可接受些微價外情況)，且該 S&P500 指數的買權假設持有至到期日並以現金結算。

此外，BXM 指數並未考慮稅賦及手續費等交易成本，時間與流動性問題亦沒有加以考慮。Hanweck and Allen (2002) 探討掩護性買權策略的好處，作者認為雖然在多頭時期持有股票資產者能獲得額外報酬，而掩護性買權策略可代替直接出售股票，並於盤整或空頭市場時多了選擇權權利金的收益。分析過去十年 (1992 年至 2002 年) 掩護性買權的交易策略發現，按月賣出價平及價外 105%買權的掩護性買權 (扣除 3%買權權利金交易成本，但不考慮稅賦) 報酬率，相較美國 S&P500 及英國 FTSE100 指數均有較佳的報酬率與較低標準差，但相對於德

國 DAX30 指數則未有較佳的表現。

Hill et al.(2006) 研究掩護性買權策略能否提高資產投資的 α 值（意即超額報酬率），實證發現影響該策略績效的因素包括：買權權利金、波動率溢價、履約成本、交易成本等因素。分析過去 15 年（1990 年至 2005 年）的操作績效，持有 S&P500 指數並按月賣出價平 S&P500 買權的 BXM 指數報酬平均值約為 11%，表現優於 S&P500 指數報酬約 60 個基點，風險較原先低約 2/3 個標準差。作者估算 S&P500 指數、BXM 指數、賣出價平、賣出價外 2%、賣出價外 5% 的年化報酬分別為 10.92%、11.27%、13.25%、13.42% 和 12.22%，而年化標準差亦分別為 14.15%、9.10%、8.50%、10.43% 和 12.63%，足見掩護性買權策略的 BXM 指數及賣出價平買權的方式，都較原有標的指數獲得更優的報酬與較低的風險值。Che and Fung(2011)也發現掩護性買權的超額報酬有很大的部分是來自於選擇權價格中的風險貼水，此策略在香港市場中的操作績效比英國和美國的市場較差。

參、研究方法

一、樣本說明

本文研究掩護性買權之標的有二，一為作多部位的台股期貨，陳煒朋等(2010)、翁明祥與李存修(2008)亦利用指數期貨來代替指數現貨的交易；另外蔡怡純(2009)實證指出指數現貨與期貨的報酬率均屬定態資料，因此本文以指數期貨來取代指數現貨的交易。二為作空部位的臺指買權，研究期間自 2002 年 1 月 1 日至 2010 年 12 月 31 日，共九年樣本期間，期貨與選擇權合約月份共 107 個樣本數，調整後採樣期間為 2002/1/17 至 2010/12/15 止；日波動資料的採樣期間為 2002/1/17 至 2010/12/31 止，共計 2,229 個交易日。按每一月份進行買賣交易，交易標的以最近月份的期貨及選擇權契約，進場時點為前一月份期貨與選擇權合約最後交易日之「次日」，以當日收盤價為交易進場價位，結算或平倉出場同樣以每一計算日的收盤價為計算。

選擇權買權的價平 (At-the-money) 定義，以進場交易前一日時，「最接近」臺灣發行量加權股價指數之選擇權履約價格。移動平均線 (MA) 計算至擬進場交易日的前一日為止，比如新倉進場時點為前一月份期貨與選擇權合約的最後交易日，月均線 (20MA) 係連續計算廿個交易日的平均價格，另外定義季均線 (60MA) 為連續計算 60 個交易日。隨機指標 (KD)，George Lane 所研發的技術分析指標，引伸自平均線概念，而加入最高值與最低值的表現，K 值為快速平均值，D 值為慢速平均值，取樣多為 9 日、25 日，本研究以 9 日計算；一般建議 K 值從下向上突破 D 值時為黃金交叉的買進訊號，尤 KD 值處於低值區 (20 以下) 較正確，反之賣出訊號時處 80 以上較正確，而 D 值 30 以下為超賣區，70 以上為超買區，宜提防行情反轉可能。

指數平滑移動平均線 (MACD)，運用兩條不同速度曲線，快速的 DIF 與慢速的 MACD 交叉作為買賣訊號，DIF 由下往上突破 MACD 且柱狀突破 0 軸為買進訊號，反之為賣出訊號，本研究以 9 日計算。若以長期投資為目的遂觀察月均線及季均線，並定義月線在季線下方為偏空走勢期間，反之，當月線在季線上方為偏多走勢期間。至於風險值計算，本研究僅針對標準差數值為之討論。台股期貨及臺指買權之每日最高價、最低價、收盤價及每月結算價等數值，皆取自臺灣證券交易所及臺灣期貨交易所股份有限公司。

槓桿倍數說明，以每一口台股期貨的原始保證金規定 64,000 元為例 (原先計算期間的台股期貨原始保證金為 64,000，2011/9/8 起調整為 83,000)，對應如加權指數 8000 點，之於台股期貨每一點值新臺幣 200 元，即期貨標的合約價值為 160 萬元，當投入交易資金僅 64,000 元的槓桿倍數約 25 倍，於本研究的指數報酬計算，其投入資金約等同期貨與選擇權合約價值，意即槓桿倍數未如實際操作的高倍數。

二、掩護性買權策略說明

依據臺灣期貨交易所的期貨及選擇權合約規定，每一口台股期貨的契約價值為台股期貨指數乘上新臺幣 200 元，相較臺指選擇權合約的契約乘數為指數每點新臺幣 50 元，亦即每一掩護性買權交易部位以一口台股期貨對應四口臺指選擇權

合約。考慮交易成本（含手續費及稅賦）每套以 1,000 元，或以期貨及選擇權交易成本各半為 500 元，選擇權每口 125 元。然而，於計算大盤指數報酬率時，並未考量稅賦、交易成本或流動性問題。茲將計算過程整理如下：

S_0 ，進場投入：（期初買進期貨價格 *200 - 期初賣出買權權利金 *50*4）

S_t ，平倉匯回：（平倉賣出期貨價格 *200 - 平倉買進買權權利金 *50*4）

未考慮交易成本之當期損益計算為： $S_t - S_0$ ，其報酬率計算為： $(S_t - S_0) / S_0$ ，報酬率計算至小數點以下第四位，採四捨五入。

考慮交易成本（含手續費及稅賦）每套以 1,000 元，或以期貨及選擇權交易成本各半為 500 元，選擇權每口 125 元，則當期損益計算為： $S_t - S_0 - 1000$ ，其報酬率計算為： $(S_t - S_0 - 1000) / (S_0 + 500)$ ，大盤指數報酬率：依每套交易策略之起始與平倉日，計算臺灣加權股價指數每日的收盤價格，即（平倉收盤價 - 期初收盤價）／期初收盤價。

三、各式交易策略說明

由於文獻中掩護性買權的進出時點不一，因此參考現有文獻的交易策略，將本文的進出時點整理成八個模式為代表，茲將各別模式摘要如下：

模式 1：剩餘交易天數僅剩六日時；曾華美（2008），研究臺股期權之到期效應，1998 年 7 月至 2007 年 12 月，發現現貨報酬無顯著到期效應，到期日當天報酬波動顯著增加，到期日前及結算當日報酬波動顯著減少，結算當日最高及最低價波動顯著增加但波幅降低，到期前四日的最高價及最低價波動顯著增加，臺指現貨報酬無星期效應，週一僅交易量顯著最低且報酬波動為一週最高；應用於本研究，避除結算前數日之波動風險。

模式 2：盤中最低價跌破原先臺股期貨進場價逾 200 點時；

模式 3：仿照前者但將停損價格設為跌破進場價逾 400 點時；楊子慧（2009），

以選擇權避險進行統計套利，標普五百選擇權由 2001 年 1 月至 2007 年 6 月，臺指選擇權由 2002 年 12 月至 2009 年 3 月，避險策略如 Delta、停損、隨機波動率等，實證發現美國買權大致具有統計套利機會，Delta 避險的平均損益較低但穩定，停損避險收益較高但標準差亦較高，漲勢時以調整後停損避險具較高的平均收益，應用於本研究，討論停損策略之應用。

模式 4：臺指選擇權每口權利金剩餘點數不及 10 點時，本研究考慮選擇權交易成本（含手續費及稅賦）每套(四口)以 500 元，以每一點值 50 元計算相當於 10 點，又考慮賣出買權均值逾百點，剩下十點時可考慮獲利了結，免除行情逆轉時的收益減損。

模式 5：收盤價高於月均線（20MA）、季均線（60MA）等幾種均線時；蘇明南（2001），研究移動平均線之於台股績效，由 1990 年至 2000 年，依做多、賣空、多空皆做三種策略，考慮一、二、三條 MA 操作，實證結果大盤指數日資料以做多賣空之 5-30MA 最佳，週資料以做多賣空之 10MA 最佳；應用於本研究，討論月季均線與進場時點關係。

模式 6：運用 KD（隨機指標），當 K 值大於 D 值時；

模式 7：運用 MACD（指數平滑異同移動平均線），當 MACD 的 Bar 大於 0 時；張雅婷（2008），研究使用技術分析買賣股票況，由 2005 年 10 月至 2006 年 5 月期間，避除增減資、除權息或期間下市股票，另以 5 日及 20 日 MA 交叉結果較顯著，發現 KD（隨機指標）黃金或死亡交叉後的報酬率有反轉現象，但 MA 則無預測能力，投資人有追隨 KD 傾向，外資尤其積極，個別投資人委託行為傾向高賣（低買），法人傾向高買（低賣）；應用於本研究，分別討論 MA、KD 及 MACD 之進場判斷可行性。

模式 8：選擇模式 5,6,7 較佳之方式，於判斷空頭當月另外撥出 7,500 元買入價外 400 點的賣權，但每口買進點數不超過 150 點。邱垂財（2010），研究結

算前三日之臺指選擇權交易策略，由 2003 年 1 月至 2009 年 12 月期間，其一實證發現買賣權以價外 100 點較佳；應用於本研究，除避除結算前數日之波動風險外，並考慮判斷空方可能性大時投入買賣權為之獲利可能。

綜合上述模式，考慮出場時機有四類，並依當日收盤價為之平倉計算，模式 1：剩餘交易天數僅剩六日時；模式 2：盤中最低價跌破原先台股期貨進場價逾 200 點時；模式 3：仿照前者但將停損價格設為跌破進場價逾 400 點時；模式 4：臺指選擇權每口權利金剩餘點數不及 10 點時；若模式 2、3、4 提前出場情境並未發生時，依模式 1 為出場方式。

考慮進場判斷，預定進場「前一交易日」加權指數收盤價及其移動平均線價位，按下列各模式為買進訊號，倘未符合該買進訊號，是以該月份不為交易，其出場時機採取剩餘交易天數僅剩六日時，依當日收盤價平倉。模式 5：收盤價高於月均線（20MA）、季均線（60MA）等幾種均線時；模式 6：運用 KD（隨機指標），當 K 值大於 D 值時；模式 7：運用 MACD（指數平滑異同移動平均線），當 MACD 的 Bar 大於 0 時；模式 8：選擇模式 5,6,7 較佳之方式，於判斷空頭當月另外撥出 7,500 元買入價外 400 點的賣權，但每口買進點數不超過 150 點。前述策略採按月交易，另分析每日之交易策略與加權指數的表現優劣。除報酬與風險值等圖表外，另依股市多空時期為數值之比較。

對應本研究的期貨與選擇權起始日，日波動掩護性買權自 2002/1/17 至 2010/12/31 止，共 2,229 個交易日，有別於月波動計算截止日為 2010/12/15，並比較同時段之台股加權指數的日報酬率，為銜接每日波動，換倉方式未以剩餘交易天數僅剩六日時出場，而採取最後交易日時出場，依收盤價格計算。2002 年至 2010 年為止共計 2,240 個交易日，換算每年平均為 248 個交易日，每月平均為 20 個交易日。期交所公布資料指出，期貨自營商交易成本包含交易經手費與結算手續費，臺指期貨與選擇權的交易經手費分別為 14.4 和 6 元，結算手續費分別為 9.6 和 4 元。因此臺指期貨總交易成本為 25 元，選擇權則為 10 元。本研究之交易成本係將每月交易成本 1,000 元，採取平均分攤為 20 天，每日各 50 元計算，

或計入成本時為單邊每月以 500 元，亦即每日各 25 元計。

另外，茲將研究期間分為股市多頭及空頭二大類，以探究不同期間的報酬與風險，由於本文研究以期貨與選擇權為交易標的，為便於分段多頭與空頭期間的起始，遂以本文研究期間的期貨與選擇權合約最後交易日亦或次日為劃分，另考量台股加權指數是否突破五千點或跌破九千點重要關卡，調整後採樣期間為 2002/1/17 至 2010/12/15 止。分析係將行情走跌的 2002/1/17 至 2003/6/18 期間、金融海嘯時的台股走勢補跌格局於 2008/5/22 至 2009/3/18 期間定義為空頭市場；相較下，新興市場多頭的 2003/6/19 至 2008/5/21 期間、歐美量化寬鬆救市的 2009/3/19 至 2010/12/15 年底定義為多頭市場。為符合實際交易策略於市場投資之運用，僅衡量經考慮交易成本後仍能超越或接近加權指數報酬率的投資策略，不討論未考慮交易成本的情境。

肆、研究結果與分析

一、研究期間之報酬與風險

依第參章第三節報酬率之計算，彙整 2002 年至 2010 年底（調整後採樣期間自 2002 年 1 月 17 日至 2010 年 12 月 15 日為止），台股加權指數與各種不同交易策略的報酬率情況，分別考慮交易成本與否，並依每月報酬累計、月平均報酬、年化報酬率、年化標準差等列表。

由四種模式 1、2、3、4，所獲得報酬率相較大盤指數表現，發現模式 3 執行期貨停損四百點出場與模式 4 執行權利金未滿十點的提前出場策略，其表現並未較佳，可能原因包括期貨重挫達四百點的停損時，相當於每口台股期貨虧損 $400 \times 200 = 80,000$ 元，相較於原始保證金 83,000 元的 96%，又提前平倉也少了選擇權權利金的時間價值收益；再者，依策略使用的槓桿倍數並未若國內期貨交易達十倍不等的高風險性，而是幾乎以全額保證金收取計算，若長期累積報酬為正值時，理應可排除停損出場的期貨與選擇權槓桿交易方式。

表 1 模式 1 至模式 4 與加權指數的累計與平均報酬率 (單位: %)

	累計報酬率									
	模式 1.	模式 2.	模式 3.	模式 4.	加權指數	模式 1.	模式 2.	模式 3.	模式 4.	
2002	-10.56	◎1.92	-17.95	-17.19	-5.91	-11.76	◎0.72	-19.15	-18.38	
2003	6.33	-1.01	1.13	1.52	24.58	5.12	-2.22	-0.08	0.31	
2004	◎11.47	◎11.44	◎5.60	◎8.08	-14.67	◎10.43	◎10.40	◎4.57	◎7.04	
2005	◎16.33	◎14.61	◎16.33	◎14.86	13.33	◎15.32	◎13.59	◎15.32	◎13.84	
2006	7.82	9.97	10.92	10.92	13.16	6.91	9.06	10.01	10.01	
2007	◎13.34	2.28	◎11.29	1.17	10.31	◎12.60	1.54	◎10.55	0.43	
2008	◎-7.83	◎17.26	◎-6.34	◎-4.18	-52.57	◎-8.79	◎16.29	◎-7.30	◎-5.14	
2009	36.81	14.16	25.11	36.81	69.16	35.78	13.13	24.09	35.78	
2010	0.01	2.84	4.07	4.62	10.26	-0.71	2.12	3.35	3.90	
累計	◎73.72	◎73.45	50.17	56.60	67.64	64.91	64.64	41.36	47.79	
	平均報酬率									
	模式 1.	模式 2.	模式 3.	模式 4.	加權指數	模式 1.	模式 2.	模式 3.	模式 4.	
2002	-0.88	◎0.16	-1.50	-1.43	-0.49	-0.98	◎0.06	-1.60	-1.53	
2003	0.53	-0.08	0.09	0.13	2.05	0.43	-0.18	-0.01	0.03	
2004	◎0.96	◎0.95	◎0.47	◎0.67	-1.22	◎0.87	◎0.87	◎0.38	◎0.59	
2005	◎1.36	◎1.22	◎1.36	◎1.24	1.11	◎1.28	◎1.13	◎1.28	◎1.15	
2006	0.65	0.83	0.91	0.91	1.10	0.58	0.76	0.83	0.83	
2007	◎1.11	0.19	◎0.94	0.10	0.86	◎1.05	0.13	◎0.88	0.04	
2008	◎-0.65	◎1.44	◎-0.53	◎-0.35	-4.38	◎-0.73	◎1.36	◎-0.61	◎-0.43	
2009	3.07	1.18	2.09	3.07	5.76	2.98	1.09	2.01	2.98	
2010	0.00	0.26	0.37	0.42	0.93	-0.06	0.19	0.30	0.35	
平均	◎0.69	◎0.69	0.47	0.53	0.63	0.61	0.60	0.39	0.45	

註：1. 加權指數之左列係「未考慮交易成本」，右列為「已考慮交易成本」。

2. 按每一年度累計報酬率係加總當年度各月份報酬率，平均報酬率係各月報酬率的平均值，共計107個樣本數。

3. ◎符號表示報酬率優於大盤指數。

4. 策略自左起，正報酬率月數依序為：82、66、78、80、65（加權指數）、82、65、78、80個月。

模式 1 之平均月報酬率相較大盤指數報酬率，依考慮交易成本與否（詳見表 1）各為負 0.03%及正 0.06%；若換算成年化報酬率相較大盤指數報酬率，依考慮交易成本與否（詳見表 2）各為負 0.31%及正 0.68%，風險衡量以年化標準差而言，依考慮交易成本與否均降為原指數的 53%。而模式 2 之平均月報酬率相較大盤指數報酬率，依考慮交易成本與否（詳見表 1）各為負 0.03%及正 0.05%；若換算成年化報酬率相較大盤指數報酬率，依考慮交易成本與否（詳見表 2）各為負 0.34%及正 0.65%，風險考量以年化標準差而言，依考慮交易成本與否均降為原指數的 39%。

表 2 模式 1 至模式 8 與加權指數的年化報酬率與標準差 (單位: %)

Panel A. 模式 1 至模式 4¹

	模式 1.	模式 2.	模式 3.	模式 4.	加權指數	模式 1.	模式 2.	模式 3.	模式 4.
報酬率	◎8.27	◎8.24	5.63	6.35	7.59	7.28	7.25	4.64	5.36
標準差	12.34	8.94	12.28	12.98	22.77	12.33	8.93	12.27	12.97

Panel B.模式 5 各類均線²

	5MA	20MA	60MA	120MA	加權指數	5MA	20MA	60MA	120MA
報酬率	3.26	3.38	5.41	5.17	7.59	2.76	2.83	4.82	4.60
標準差	8.21	8.21	8.58	8.74	22.77	8.19	8.19	8.55	8.71

Panel C.模式 5- 雙均線³

	不低於 日或月均	不低於 月或季均	不低於 季或半年線	加權指數	不低於 日或月均	不低於 月或季均	不低於 季或半年線
報酬率	3.19	6.15	6.86	7.59	2.56	5.45	6.21
標準差	9.75	9.06	9.05	22.77	9.73	9.03	9.03

Panel D.模式 6、模式 7^{4,5}

	9 日 KD K>D	K<D 且 D>70	MACD Bar>0	MACD 三者皆負	加權指數	9 日 KD K>D	K<D 且 D>70	MACD Bar>0	MACD 三者皆負
報酬率	2.34	6.74	5.15	◎7.71	7.59	1.90	5.84	4.64	6.93
標準差	7.46	12.11	8.33	10.17	22.77	7.44	12.09	8.29	10.14

Panel E.模式 8⁶

	不低於 月,季線	不低於 60,120M A	K<D D>70	MACD 三者皆負	加權指數	不低於 月,季 線	不低於 60,120MA	K<D D>70	MACD 三者皆負
報酬率	◎7.74	7.51	◎7.88	◎7.97	7.59	6.56	6.33	6.84	6.87
標準差	12.07	12.05	12.28	12.10	22.77	12.06	12.04	12.27	12.09
原策略 總收益	609,280	720,580	622,740	702,480	621,216	531,280	646,580	526,740	617,480
相較 原策略	142,365	- 13,125	145,000	69,525	-----	94,990	- 38,000	128,000	37,025

註：1. 加權指數左列係「未考慮交易成本」，右列為「已考慮交易成本」。◎符號表示報酬率優於大盤指數。

2. 策略自左起，進場交易月數依序為：55、61、67、67、107（加權指數）個月。

3. 表列進場策略係「同時」低於所示均線時方才不進場交易。策略自左起，進場交易月數依序為：70、78、74、107（加權指數）個月。

4. KD使用參數為 9 天、Kt權數 3，分別為K>D時進場交易、K<D且D<70時不進場交易。

5. MACD使用參數為 9 天、DIF短天數 12 天、長天數 26 天，分別為Bar>0時進場交易、MACD、Bar、DIF均小於0時不進場交易。策略自左起，進場交易月數依序為：48、96、55、85、107（加權指數）個月。

6. 原模式5,6,7判斷為空頭走勢時，模式8策略採取當月另外撥出7,500元買入價外400點的賣權，但每口買進點數不超過150點。進場交易月數依序為：78、74、96、85、107（加權指數）個月。

實證結果顯示，若不考慮交易成本，則透過剩餘交易天數僅剩六日時為出場策略，或盤中最低價跌破原先台股期貨進場價逾 200 點時為出場策略，該掩護性買權交易應用以台股期貨及選擇權買權為標的，的確可以增加投資組合的收益，並能有效地減低波動風險，不啻為一可行的操作策略。雖然對應的加權指數報酬率並未有交易成本考量，唯實際的買賣行為仍得將交易成本如手續費及稅賦列入考慮，本研究簡化每套交易成本以 1,000 元計算，暫不考慮期貨與選擇權交易稅賦於不同時期的調整，亦未考慮不同交易者所獲得的手續費折扣，於考慮交易成本後卻發現四種出場模式均未能優於加權指數表現。

另細究模式 1 與模式 2，於期貨倉位所獲得收益情況，在實證九個年度裡發現，依考慮交易成本與否之於模式 1 的總收益為 702,040 元與 809,040 元，平均投入成本約 127 萬元（最少 76 萬元，最大 187 萬元），來自期貨收益各為 1,112,000 元與 1,219,000 元，佔策略收益的 158%與 150%。依考慮交易成本與否之於模式 2 的總收益為 723,620 元與 830,620 元，平均投入成本約 127 萬元（最少 76 萬元，最大 187 萬元），來自期貨收益各為 1,200,850 元與 1,249,000 元，佔策略收益的 166%與 150%。

結合了不同模式的買進訊號，依第參章第三節報酬率之計算，彙整 2002 年至 2010 年底，台股加權指數與各種不同交易策略的報酬率情況，模式 5 係討論大盤收盤價是否高於週均線（5MA）、月均線（20MA）、季均線（60MA）、半年均線（120MA）等為買進訊號，（詳見表 2, Panel B）。

隨著收盤指數跌破 5MA、20MA、60MA、120MA 月份的遞減，明顯發現報酬率也相形增加，其中以季均線（60MA）為買賣訊號較佳，各類均線為進場訊號之波動風險均下降為加權指數的四成以下，唯報酬率並未有出色表現。另外比較以雙均線為買賣訊號，掩護性買權策略最大損失多發生在期貨部位於行情下跌的損失，因此避除收盤價格雙雙跌破二均線時為空頭格局判斷，意即不進場做任何交易，反之若高於任一均線時仍進場交易，得到表 4 中 Panel C 的結果。實證顯示以雙均線為策略的買賣訊號有較佳表現，尤其不低於月或季均線、不低於季或半年均線，不過仍未及模式 1 的每月皆進行交易佳。

另外，分別以 KD（隨機指標）與 MACD（指數平滑異同移動平均線）為買賣訊號，當 K 值大於 D 值時研判為偏多格局，或 K 值小於 D 值且同時 D 值位於 70 以上為高檔反轉下跌訊號，故前者發生時方才進行掩護性買權策略，後者則同時發生時不為任何交易。MACD 的 Bar（柱狀）大於 0 時研判為偏多格局，或同時與 MACD、DIF 三者皆為負值時為空頭期間，故前者發生時方才進行掩護性買權策略，後者則同時發生時不為任何交易，得到表 2 中 Panel D 的結果。

實證顯示僅以 9 日 KD 為指標，當 K 值大於 D 值時研判為偏多格局，應用於此一掩護性買權交易的進場判斷，所獲得報酬率甚不理想，相似的，僅以 9 日 MACD 為指標，當 Bar 大於 0 時研判為偏多格局，應用於此策略的進場判斷所獲得報酬表現亦不理想。不過，若以 K 值小於 D 值且同時 D 值位於 70 以上為高檔下跌訊號，或 MACD 的 Bar、MACD、DIF 三者皆為負值時為空頭期間，故不為任何掩護性買權的交易，實證發現其年化報酬率都較前者於多方時進場佳，且波動風險均不及標的指數的六成。尤其以 Bar、MACD、DIF 三者皆為負值的買賣訊號最佳，未考慮交易成本時將比大盤表現來得好，約多了 0.12%，波動風險為標的指數的 45%，唯考量交易成本時則報酬率低了 0.66%，在不考慮槓桿交易的乘數放大時，對於大型機構法人應有交易費用的優惠，一般投資人則並未能由其間賺得可觀利潤。

此外，技術分析的角度多認為：KD、MACD 屬於行情盤整時的操作參考指標，因此，當行情處於急漲或急跌的突破長多或長空格局時，該種判斷並未有效避除波動風險的行情走勢判斷。選擇模式 5,6,7 較佳之方式，於判斷空頭當月另外撥出 7,500 元買入價外 400 點的賣權，但每口買進點數不超過 150 點，因此挑選了不低於月均線或季均線、不低於季均線或半年均線、K 值小於 D 值且同時 D 值位於 70 以上、MACD 的 Bar、MACD、DIF 三者皆為負值時，共計四種方式。前二者發生時進行掩護性買權交易，其他時間則另外買入賣權，後二者發生時採取進行掩護性買權交易，（相較於原模式 5,6,7 則判斷空頭時係選擇不進場交易），並買入賣權，但其他時間則僅進行掩護性買權交易而已，彙整如表 2 中 Panel E。

在 Panel E 的模式 8 中，當選擇策略於判斷偏多或盤整格局時仍為掩護性買權交易，而行情偏空則另外投入一定金額買進價外賣權為之避險，實證顯示式除了不低於季均線或半年均線的方式所獲報酬略減外，其他三種都較原策略表線更佳。原先不考慮交易成本時，僅有 MACD 三者皆負時不為交易的表現優於大盤，經模式 8 另外買進價外賣權後已新增為三種策略表現優於大盤，包括不低於月均線或季均線、K 值小於 D 值且同時 D 值位於 70 以上兩種交易策略。未考慮交易成本前，四種交易方式的報酬表現優於加權指數報酬分別為：0.15%、負 0.08%、0.29%、0.38%，波動風險更大幅降低為標的指數的 53%至 54%，但是若考慮交易成本後，表現則遜於大盤，細究所需交易成本依序為 1.18%、1.18%、1.04%、1.10%，明顯偏高。

在不考慮槓桿交易的乘數效果，且扣除所需交易成本後，實證研究所經選取的技術分析策略以研判台股行情多空作為投資決策依據，相較指數表現均未能由之獲得超額利潤，適足以說明台股期貨與選擇權符合隨機漫步理論的弱式市場。

二、比較日波動的掩護性買權策略

依第參章第三節的日波動掩護性買權策略，研究期間的期貨與選擇權起始日自 2002/1/17 至 2010/12/31 止，每次期貨與選擇權換倉採取最後交易日的收盤價格計算，並比較同一時段之台股加權指數的日報酬率。日波動的掩護性買權策略相較台股加權指數的年化報酬率，依考慮交易成本與否（詳見表 3）各為減少 1.594%及 0.581%，風險值考量以年化標準差皆降為原指數的 76%。

本研究係為了分析台股及期貨與選擇權市場能否如美國資本市場，複製一掩護性買權策略的 BXM 指數，即追求高於指數的報酬率且具較低的風險值，實證結果顯示，單純以日波動的掩護性買權交易應用以台股期貨及選擇權買權為標的，其實未能有優越於標的指數的報酬率表現。除了進場時點的判斷外，那麼是否有其他可行運用的策略以配合這日波動的複製指數要求？研究運用的其一交易工具為期貨，具有槓桿性操作的特色，原先擬定的掩護性買權策略皆未放大投資

乘數，為能達成報酬率勝出大盤的要求，遂將此一特色為之採用。

原始的日波動策略投入資金近百分之百，今採行投入 80% 資金時，可獲得年化報酬率幾乎與標的指數相似，（詳見表 3），波動風險降為加權指數的 95%，也使複製一掩護性買權策略的臺版 BXM 指數可能性邁向一大步，相較考慮交易成本後的模式 1 以按月投入 80% 資金計算時，原期間年化報酬率由 7.28% 提升至 9.10%，波動風險由 12.33% 增加至 15.41%，仍只有大盤標準差 22.77% 的 68% 而已。

表 3 日波動策略與加權指數報酬率（單位：%）

	未考慮	考慮	加權指數
日報酬最大值	6.416	6.409	6.742
日報酬最小值	-6.219	-6.223	-6.679
日報酬累計	66.744	57.604	71.989
日報酬平均	0.030	0.026	0.032
年化報酬率	7.396	6.383	7.977
年化標準差	17.261	17.256	22.637

調整後日波動策略與加權指數報酬率			
	原日波動策略	投入 80% 時	加權指數
日報酬累計	57.604	72.001	71.989
日報酬平均	0.026	0.032	0.032
年化報酬率	6.383	◎7.979	7.977
年化標準差	17.256	21.569	22.637

註：◎符號表示報酬率優於大盤指數。

表 4 各年度的累積報酬率（單位：%）

年度	原日波動策略	投入 80% 時	加權指數
2002	◎-7.133	◎-8.916	-17.469
2003	11.437	14.295	30.270
2004	◎9.293	◎11.615	6.902
2005	1.638	2.048	7.258
2006	10.355	12.943	19.110
2007	4.575	5.719	10.507
2008	◎-20.785	◎-25.979	-55.966
2009	33.356	41.693	60.878
2010	◎-7.133	◎-8.916	-17.469

註：本表結果已考慮交易成本。◎符號表示報酬率優於大盤指數。

依表 4 各年度的累積報酬率觀察，當加權指數呈現大漲時，如 2003 年+30%、2006 年+19%、2009 年+60%，掩護性買權策略的報酬率不及大盤，不過當行情呈現盤整甚至大跌時（如 2002 年-17%、2008 年-55%、2010 年-17%），該策略的波動風險降低，因此累積報酬能比指數有更穩健績效。

彙整日波動策略與加權指數的累計報酬變動圖（詳見圖 1），以便於比較二者的日波動變化，經過長期波動與考慮成本後的報酬累積下，投入八成資金日波動策略累積數值為大盤資產的 1.05 倍，波動風險也低於標的指數。

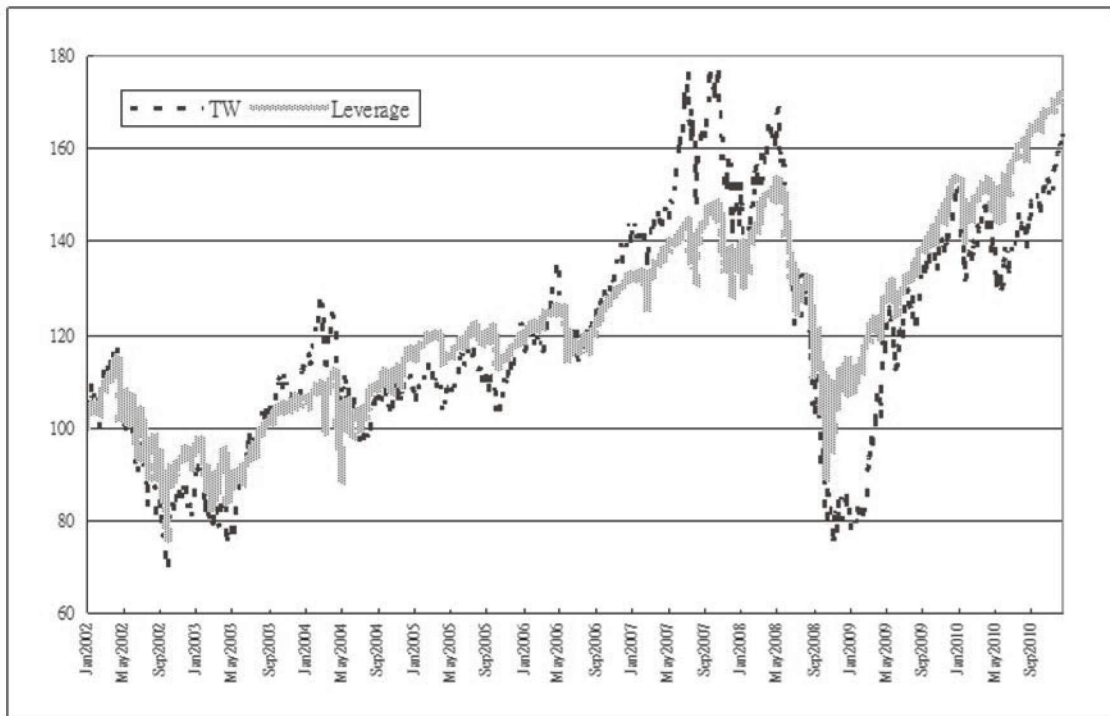


圖 1、日波動策略與加權指數日報酬率之累計報酬變動圖

註：1. TW 為加權指數（未考慮交易成本）、Leverage 為投入 80% 本金的掩護性買權策略（已考慮交易成本）。
2. 累積報酬以 2002/1/17 為基期 100，不以複利計算，累算至 2010/12/31 止分別為 163.103、172.010。

綜上所述，原始日波動策略不具有複製一掩護性買權策略的臺版 BXM 指數之利潤與商業價值，經修正以投入 80% 資金的策略後，日波動報酬略勝大盤且風險值略減，月報酬率更增加近 1.51% 且風險減少近 1/3；隨我國期貨信託基金管理辦法及相關基金的陸續推動，如寶來標智滬深 300 證券投資信託基金（屬 ETF 之一），於投資範圍亦說明小幅投資指數期貨（不超過淨資產一成），因此我國未

來推廣合宜的掩護性買權指數及其基金均有其可行性與利於投資人的資金分配選擇。

此外，透過日波動的掩護性買權計算，擷取策略(一)之交易期間與操作，原模式 1 以剩餘交易天數僅剩六日時出場，若改採「最後交易日」時為出場策略，當未考慮交易成本時，實證結果顯示年化報酬率由 8.27%減少為 7.24%，（詳見表 5），波動風險由 12.34%增加至 14.86%，同樣試算模式 2 修正版，不過所獲報酬率已遜色於加權指數；經考慮交易成本後，模式 1、模式 2 及修正皆未能優於大盤報酬率表現，風險值仍遠低於標的指數而只有其 39%至 65%。

表 5 各模式與加權指數之年化報酬率與標準差（單位：%）

	模式 1.	1.修正	模式 2.	2.修正	加權 指數	模式 1.	1.修正	模式 2.	2.修正
報酬率	◎8.27	7.24	◎8.24	5.93	7.59	7.28	6.25	7.25	5.16
標準差	12.34	14.86	8.94	9.07	22.77	12.33	14.85	8.93	9.00

註：1. 加權指數之左列係「未考慮交易成本」，右列為「已考慮交易成本」。

2. ◎符號表示報酬率優於大盤指數。

表 6 最後數個交易日的台股加權指數變動

	MAX	min	平均值	標準差
L1-L2	6.74%	-4.44%	0.28%	1.43%
L2-L3	6.29%	-3.43%	0.09%	1.48%
L3-L4	5.57%	-4.22%	-0.28%	1.28%
L4-L5	2.69%	-3.76%	-0.12%	1.26%
L5-L6	2.96%	-4.65%	0.06%	1.26%
L6-L7	3.99%	-3.19%	0.15%	1.34%
L7-L8	5.82%	-4.53%	-0.01%	1.56%
L8-L9	3.97%	-6.68%	-0.07%	1.55%
L9-L10	5.45%	-4.30%	-0.08%	1.47%
末三日(L1-L3)	10.53%	-6.95%	0.38%	2.22%
末六日(L1-L6)	6.94%	-9.34%	0.02%	3.00%

註：1. MAX指觀察期間變動率的最大值，min指觀察期間變動率的最小值，

2. L1為該月份最後交易日、L2為倒數第二個交易日、依此類推，

3. L1-L2指L2到L1兩天內的收盤價格增減，L1-L3指最後三天的收盤價格增減。

另外，觀察剩餘交易天數僅剩六日相較於最後交易日的出場方式，以比較其波動的差異，以臺指選擇權成立後的 2002 年至 2010 年期間，未討論先前的期貨

與選擇權套利尚未開放或較不成熟之時期，依台股加權指數實際交易日之收盤價格分析，彙整為表 6。由過往最後數個交易日的大盤指數變動平均值發現，其差異並不明顯，剩餘交易天數僅剩六日的變動折算成每日變化時，尚不及僅剩三個交易日時劇烈，且平均上揚幅度 0.38%，其中尤以最後兩天的收盤價格平均波幅最大，上漲均值約有 0.28%，顯見於此觀察期間若留倉至最後交易日多能有正向的報酬收益。

三、動態調整的掩護性買權策略

原始的掩護性買權策略係以每一口台股期貨對應四口臺指選擇權合約，然而技術分析的論點以為當標的指數與均線的差距（或稱為乖離）過大，則價格修正的可能性也愈高，因此對應的賣出買權口數理應也是變動的。

為此，設定當進場前一日的指數收盤價格與五日平均線價格差距，變動點數每 50 點時加減預計賣出買權的口數，以 2002.01.17 為例，收盤價與 5MA 價差為 -162 點，故 $162/50 = -3.2$ ，採取無條件捨去小數點的實數為 -4，意即增加賣出四口買權，（加上原先賣出的四口共計達八口）；又如 2004.05.20 為例，二價差為 +141 點，故 $141/50 = +2.8$ ，採取無條件捨去小數點的實數為 +2，意即買進二口買權，（加上原先賣出的四口共計只賣出二口）。

彙整如表 7，並將變動 100 點、變動 25 點的動態情境為之列表比較，顯示於觀察期間的選樣變動點數之於買權新增口數的平均值相當，（賣出 57 至 58 口），唯變動點數愈小為之調整所得的報酬率愈高，波動風險也相形增加。

表 7 動態調整與加權指數之年化報酬率與標準差（單位：%）

	模式 1.	變動 100 點	變動 50 點	變動 25 點	加權 指數	模式 1.	變動 100 點	變動 50 點	變動 25 點
報酬率	◎8.27	◎9.73	◎10.73	◎12.87	7.59	7.28	◎8.91	◎10.03	◎12.57
標準差	12.34	13.87	15.17	18.56	22.77	12.33	13.97	15.41	19.20
策略 總收益	809,040	978,330	1,088,670	1,363,940	621,216	702,040	878,580	988,795	1,264,190
買權新 增口數	-----	賣 58 口	賣 57 口	賣 58 口	-----	-----	賣 58 口	賣 57 口	賣 58 口

註：1. 加權指數之左列係「未考慮交易成本」，右列為「已考慮交易成本」。

2. ◎符號表示報酬率優於大盤指數。

經考慮交易成本後，原模式 1 的年化報酬率雖略小於大盤報酬，然實質策略總收益仍優於指數，依表列比較變動點數為之動態調整賣出買權口數方式，變動 100 點的報酬率優於指數 17% 為 132bp，風險為標的的 61%；變動 50 點的報酬率優於指數 32% 為 244bp，風險為標的的 68%；變動 25 點的報酬率優於指數 66% 為 498bp，風險為標的的 84%，再再說明了動態調整的掩護性買權策略有著亮眼表現。

四、多頭及空頭格局的掩護性買權策略

多頭格局以 2003/6/19 至 2008/5/21 期間、2009/3/19 至 2010/12/15。空頭格局以 2002/1/17 至 2003/6/18 期間、2008/5/22 至 2009/3/18 期間。衡量第肆章各節的交易策略，經考慮交易成本後表現接近或超越大盤報酬者，故選取模式 1、不低於季均線或半年均線、MACD 等三者皆為負值、動態調整變動點數 50 點共計四種策略為之討論。

四種策略模式於考慮交易成本後，在研究採樣期間歷經了多空共四段期間，不低於季均線或半年均線、MACD 等三者皆為負值兩種策略於空頭的正報酬月數較其他策略者多，四種策略的正報酬月數也較加權指數為多。（參考表 8）

表 8 正報酬交易月數及多、空頭報酬率

Panel A 多空四段期間的正報酬（含 0）月份之於進場交易月數					
	模式 1.	不低於 60,120MA	MACD 三者皆負	變動 50 點	加權指數
空頭一	8/17=47%	13/17=76%	11/17=65%	7/17=41%	7/17=41%
多頭一	51/59=86%	52/59=88%	51/59=86%	49/59=83%	37/59=63%
空頭二	5/10=50%	9/10=90%	8/10=80%	5/10=50%	4/10=40%
多頭二	18/21=86%	19/21=90%	19/21=90%	18/21=86%	17/21=81%
Panel B 多頭期間					
（單位：%）	模式 1.	不低於 60,120MA	MACD 三者皆負	變動 50 點	加權指數
2003/6/19~2008/5/21，共 59 筆					
累計報酬	63.32	38.92	29.74	70.80	52.34
平均報酬	1.07	0.66	0.50	1.20	0.89
年化報酬率	12.88	7.92	6.05	14.40	10.65
年化標準差	8.82	8.14	7.83	10.77	17.79
累計總收益	782,680	490,300	343,880	879,750	622,162

（接續下頁）

2009/3/19~2010/12/15，共 21 筆					
累計報酬	27.15	24.63	27.97	30.62	62.37
平均報酬	1.29	1.17	1.33	1.46	2.97
年化報酬率	15.52	14.07	15.98	17.49	35.64
年化標準差	11.29	10.82	10.90	13.42	20.50
累計總收益	339,680	302,360	350,760	393,665	793,470
多頭期間併計，共 80 筆					
累計報酬	90.47	63.54	57.71	101.41	114.71
平均報酬	1.13	0.79	0.72	1.27	1.43
年化報酬率	13.57	9.53	8.66	15.21	17.21
年化標準差	9.46	8.89	8.76	11.44	18.68
累計總收益	1,122,360	792,660	694,640	1,273,415	1,415,632
Panel C 空頭期間					
	模式 1.	不低於 60,120MA	MACD 三者皆負	變動 50 點	加權指數
2002/1/17~2003/6/18，共 17 筆					
累計報酬	-19.10	-6.53	-4.07	-13.22	-5.04
平均報酬	-1.12	-0.38	-0.24	-0.78	-0.30
年化報酬率	-13.48	-4.61	-2.87	-9.33	-3.56
年化標準差	13.05	9.83	10.87	17.61	27.09
累計總收益	- 203,640	- 81,900	- 63,880	- 129,550	- 94,810
2008/5/22~2009/3/18，共 10 筆					
累計報酬	-6.47	-1.63	8.16	1.22	-42.03
平均報酬	-0.65	-0.16	0.82	0.12	-4.20
年化報酬率	-7.77	-1.96	9.79	1.46	-50.44
年化標準差	24.17	7.87	17.62	31.80	39.50
累計總收益	- 216,680	- 64,180	- 13,280	- 155,070	- 699,606
空頭期間併計，共 27 筆					
累計報酬	-25.57	-8.16	4.09	-12.00	-47.07
平均報酬	-0.95	-0.30	0.15	-0.44	-1.74
年化報酬率	-11.36	-3.63	1.82	-5.33	-20.92
年化標準差	17.54	9.00	13.54	23.31	32.19
累計總收益	- 420,320	- 146,080	- 77,160	- 284,620	- 794,416

註：◎符號表示年化報酬率優於大盤指數。

於多頭期間，實證研究發現透過掩護性買權策略（模式 1），因權利金收益仍可增加總體資產收入，不過，當指數呈現大漲（如第二段多頭期間）時，因為該種策略已鎖住上漲利潤而減少大漲時的收益機會，故報酬率只有指數的 79%，波動風險僅有指數的 51%。（詳見表 8, Panel B）

判斷行情多空方為進場交易者，如不低於季均線或半年均線、MACD 等三者皆為負值時，於整個多頭期間收益只有加權指數的 56%及 49%表現遠不及大盤，波動風險僅有指數的 48%及 47%，。動態調整變動點數 50 點策略，於第一段多

頭期間，股價指數走勢呈現以緩升格局（圖 2），如同模式 1 因賣出買權以收取權利金於盤整或緩升格局時所發揮的效益而表現更優，唯整個多頭期間收益仍只有加權指數的 90%，波動風險僅有指數的 61%。

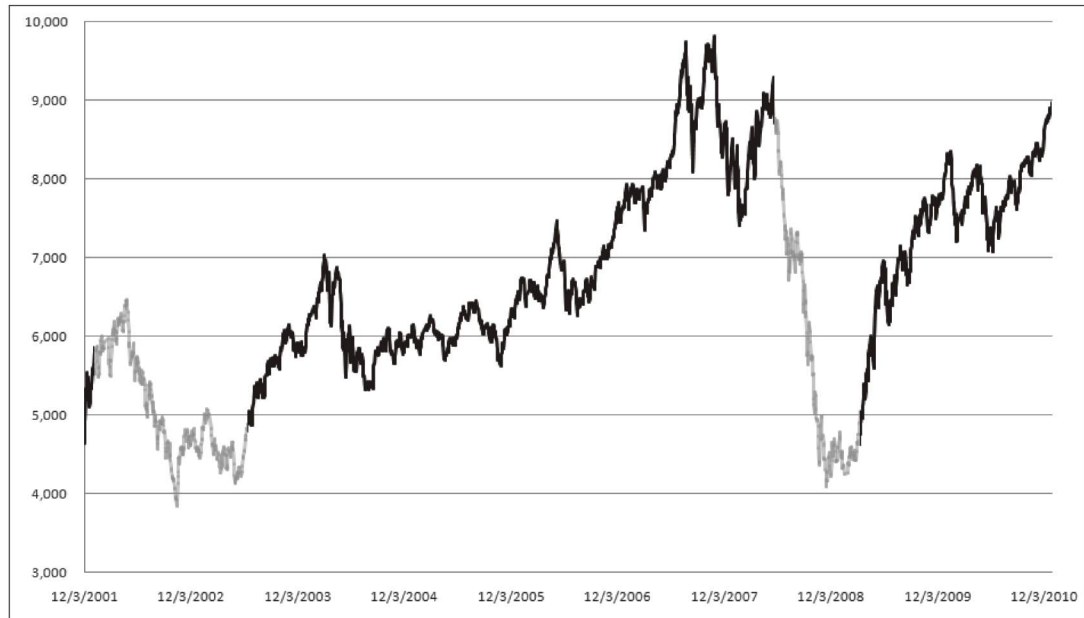


圖 2、2001 年至 2010 年底的臺股加權指數走勢

註：收盤日線圖走勢中，淺色曲線為本研究所定義的空頭期間。

整體而言，多頭期間為之行情判斷以決定是否進場，或是透過賣出買權為之避險方式，皆減少了整體的收益機會，因此觀察的緩升與急漲格局總計報酬不及大盤表現，不過波動風險則減少近半數。

於空頭期間，實證研究發現透過掩護性買權策略（模式 1），因權利金收益而彌補了大盤下跌的資產虧損，雖然在第一段空頭期間的緩跌走勢表現未若大盤佳，然而在第二段空頭期間的急跌走勢時卻增益顯著（詳見表 8, Panel C），虧損僅大盤的三成，故整個空頭期間累計總收益只有加權指數虧損的 53%，波動風險僅有指數的 54%。判斷行情多空方為進場交易者，如不低於季均線或半年均線、MACD 等三者皆為負值時，因避除不少空頭時的交易虧損，尤其急跌走勢時，採 MACD、DIF 三者皆為負值則不為任何交易的收益表現佳，為第二段空頭期間唯二的正收益策略，故整個空頭期間的虧損只有標的指數的 18% 及 10%，波動風險僅有指數的 28% 及 42%。

動態調整變動點數 50 點策略，於第一段空頭期間表現如同模式 1 遜色於加權指數，卻因增加賣出買權所獲收益而損失略減，於整個空頭期間亦然，在第二段空頭期間也呈正報酬收益，故虧損僅大盤指數的 36%，波動風險為指數的 72%。整體而言，空頭期間為之行情判斷以決定是否進場，或是透過賣出買權為之避險方式，均有效增加整體的收益機會，或能減少虧損的擴大，因此觀察的緩跌與急跌格局總計虧損遠優於大盤表現，波動風險也大為減少。

五、計入加權指數之殖利率

前述的研究結果並未將台股加權指數於每年配息的殖利率列入計算，僅針對大盤指數與運用期貨與選擇權為掩護性買權交易策略的期間為之討論，為求完整性，本節將臺灣證券交易所列示的台股殖利率陳述於表 9 中，並加入中央銀行的一年期存款利率、行政院主計處經季節調整的消費者物價指數並列。本節的加權指數報酬率以期初收盤價與期末收盤價為之計算，不同於原研究討論的期貨與選擇權合約期間（自 2002/1/17 至 2010/12/15）與 107 筆資料月份，所計得的年化報酬率為 7.59%，年化標準差為 23.18%。

表 9 台股殖利率與經濟數據

年度	殖利率	一年期存款利率	消費者物價指數	加權指數報酬率
2002	3.70%	2.18%	95.87	-20.49%
2003	3.10%	1.47%	95.69	30.18%
2004	4.38%	1.43%	97.26	1.62%
2005	5.39%	1.76%	99.07	6.60%
2006	4.21%	2.10%	100.00	21.07%
2007	4.22%	2.41%	101.78	7.39%
2008	9.83%	2.51%	105.33	-44.84%
2009	2.76%	0.81%	104.54	74.28%
2010	3.58%	0.99%	105.60	9.32%
年均值	4.57%	1.74%	100.57	9.46%
標準差	2.12%	0.61%	3.95	32.95%

註：殖利率、一年期存款利率、消費者物價指數之年度數值，係採用公告的每月數值為之平均計算。

六、槓桿倍數之討論

第參章第一節關於交易策略的槓桿倍數說明提及，本研究的指數報酬率計算中，並未若一般投資人期貨交易的十數倍不等之槓桿操作，若將研究期間的當月期貨最大跌點，意即進場價位之於交易期間的期貨最低價格為之計算，那麼適當的槓桿倍數運用或可增加交易策略的報酬率，唯風險值亦將倍增，又過往績效並不代表未來股價走勢。以整個研究期間為例，最大跌點 1,375 點發生於 2004/5/17（詳見表 10），為 2004/5 月份期約，折算權利金每點新臺幣 200 元，除了以每口台股期貨的原始保證金規定 64,000 元為例，相當於得補足 275,000 元保證金，原進場指數為 6,718，相當於指數的合約價值約 135 萬元， $(6,718 * 200 = 1,343,600 \text{ 元})$ ，則最大可能的槓桿倍數約 3 倍。 $(135 / (27.5 + 6.4) = 3.98 \text{ 倍})$

表 10 當月期貨最大跌點

* 研究期間	到期年月	最大跌點	進場
2004/05/17	2004/05	-1,375	6718
2007/11/20	2007/11	-1,335	9677
2008/07/16	2008/07	-1,213	7890
2008/09/16	2008/09	-1,199	6878
2008/10/28	2008/11	-1,167	4978
2010/02/06	2010/02	-1,078	8134
2008/06/12	2008/06	-1,019	9018
2004/03/23	2004/04	-937	6845
2007/08/15	2007/08	-868	9419
2002/05/07	2002/05	-840	6360

註：* 符號表示研究期間發生最大跌點的交易日期。

由此可知，觀察期間若採行的期貨槓桿倍數為 2 倍時，除了沒有追繳保證金壓力外，運用的交易策略所獲得的報酬率甚至可以有 2 倍的增長，唯風險亦相對增加之，又過往績效不保證未來投資獲利表現。

第肆章第二節關於日波動掩護性買權策略也提及採行投入 80% 資金之方式，比較模式 1 與投入資金比例不同時的報酬及風險差異，經考慮交易成本後彙整為表 11，唯加權指數並未考慮交易成本，研究期間 107 個月的總收益於標的指數為 621,216 元，模式 1 為 702,040 元，（未考慮交易成本時為 809,040 元），隨投入

資金比例不同而報酬及風險有異，但總收益不變。當投入資金比例減少時，年化報酬明顯增加，波動風險也跟隨上揚，以投入 70% 資金為例，年化報酬率較標的指數增加 37% 達 281bp，波動風險為大盤 77%，在期貨與選擇權的槓桿運用比例不至過高時，投資策略於研究期間所獲實證收益也將有優異於加權指數的報酬率表現。

表 11 比較投入資金比例與加權指數年化報酬率 (單位：%)

	模式 1.	投入90%資金	投入80%資金	投入70%資金	投入60%資金	加權指數
報酬率	7.28	◎8.09	◎9.10	◎10.40	◎12.13	7.59
標準差	12.33	13.70	15.41	17.61	20.55	22.77

註：◎符號表示報酬率優於大盤指數。

七、源自期貨收益之討論

掩護性買權交易的收益分別源自期貨損益以及賣出選擇權的權利金收入，本節將針對源自期貨收益的情況與波動風險為之討論（詳見表 12）。經考慮交易成本後，以模式 1 為例，計算其期貨收益的年化報酬率為 11.99%，較模式 1 增加了 65%，也較加權指數報酬增加了 58%，意即研究期間若不以掩護性買權為交易模式，而是採取只買進期貨並依剩餘交易天數僅剩六日時平倉，所能獲得的期間總收益將更勝於大盤表現，唯波動風險也較模式 1 大增 58%，不過年化標準差仍只有指數的 84%。

表 12 相較期貨之年化報酬率與標準差 (單位：%)

	模式 1.	期貨 1.	加權指數	模式 1.	期貨 1.
報酬率	◎8.27	◎12.46	7.59	7.28	◎11.99
標準差	12.34	19.46	22.77	12.33	19.46
期間總收益	809,040	1,219,000	621,216	702,040	1,165,500

註：加權指數之左列係「未考慮交易成本」，右列為「已考慮交易成本」，◎符號表示報酬率優於大盤指數。

表 13 各模式之各年度累計報酬率 (單位：%)

年度 \ 策略	模式 1.	期貨 1.	加權指數	模式 1.	期貨 1.
2002	-10.56	-13.32	-5.91	-11.76	-12.73
2003	6.33	14.35	24.58	5.12	14.93
2004	11.47	4.73	-14.67	10.43	5.23
2005	16.33	23.78	13.33	15.32	24.28
2006	7.82	11.47	13.16	6.91	11.91
2007	13.34	16.91	10.31	12.60	17.27
2008	-7.83	-16.75	-52.57	-8.79	-16.28
2009	36.81	61.61	69.16	35.78	62.09
2010	0.01	4.10	10.26	-0.71	4.45
累計	73.72	106.89	67.64	64.91	111.14

註：加權指數之左列係「未考慮交易成本」，右列為「已考慮交易成本」，◎符號表示報酬率優於大盤指數。

掩護性買權交易同時有期貨多單與避險的賣出買權空方，如何判斷行情多空頭並無明確的判定準則，表 13 中以 2008 年全球金融風暴為例，當年度的掩護性買權交易源自期貨的報酬為原模式 1 的一倍有餘，（-16.75%相較 -7.83%），不過仍遠低於指數的 -52.57%。相形之下，2002 年股市下跌時的加權指數表現則優於模式 1 及期貨報酬，又掩護性買權交易的波動風險為標的指數的 54%，源自期貨的波動風險則為指數的 85%，適足說明掩護性買權仍有減除投資組合風險的特性。

八、賣出賣權之討論

掩護性買權（Covered Call）係一現貨或期貨的多方持有人為之賣出選擇權買權避險，相較於保護性賣權（Protective Put）則指現貨或期貨的空方持有人為之賣出選擇權賣權避險，本節討論此一研究期間未考慮交易成本的臺指選擇權價平賣權於相關收益以及波動變化，彙整如表 14。

表 14 期貨、買權及賣權之年化報酬率與標準差 (單位：%)

期間總收益	買進期貨	賣出價平買權	賣出價平賣權	加權指數
剩餘六個交易日	+ 1,219,000	- 409,960	+ 873,660	-----
最後交易日	+ 1,212,000	- 540,820	+ 673,400	+ 621,216

註：按每月以一口期貨，對應四口買權或賣權為之計算，加權指數以每點200元計。

選樣的賣出買權與賣權均以相同履約價格的價平選擇權，研究期間賣出價平買權的總收益為負值，賣出價平賣權則為正值，不過若結合為保護性賣權即賣出期貨並賣出賣權的收益則為負數，未考慮交易成本且於剩餘六個交易日平倉時，年化報酬率為 -3.78%，波動風險為 10.66%，至最後交易日平倉則分別為報酬率 -4.77%及風險 10.67%。顯然觀察的九個年度裡，買進買權有投資獲利機會，買進賣權則否。

伍、結論與建議

掩護性買權策略在國外成熟且活絡的資本及期貨與選擇權交易裡，實為大型資產管理機構或部位的熱門交易方式，如同美國市場以之推廣的 BXM 指數及其略優於大盤指數報酬可見一般，而多數研究也發現此策略多能降低追蹤標的的波動風險，那麼能否將此策略應用於臺灣期貨與選擇權市場？

衡量國外掩護性買權交易策略多有相對應的交易指數、標的選擇權，其成交量也足供大額投資機構的買賣而減低流動性風險，反觀臺灣加權股價指數僅提供整體市場的漲跌參考，其對應為加權股價指數之期貨，或如臺灣五十等股價指數型基金為買賣，除了成交量能偏小外，每年除息時所致股息蒸發亦增其計算難度。是以本研究以目前臺灣交易市場漸趨成熟的台股期貨為對象，並對應以指數選擇權為掩護性買權之交易策略研究，雖然有著交易槓桿的倍數衡量、每月結算的重新為策略買賣，不過卻減除前段所述指數標的無法為買賣交易，以及市場的流動量問題。

實證結果顯示，以台股期貨及臺指選擇權為掩護性買權交易策略，考慮交易成本後所獲得的報酬與風險值相較於臺灣加權股價指數而言，不論是持有至最後交易日收盤平倉，或為避免最後數天波動風險而提早於剩餘六個交易日時結算，雖能大幅減低波動風險，卻沒有優越於加權指數報酬。透過常見的數種技術分析，單一月均線的判斷不如雙均線的運用，KD、MACD 亦然，唯 MACD 的 Bar、MACD、DIF 三者皆為負值時為空頭期間判斷，故不為任何掩護性買權交易所獲得報酬有機會媲美大盤表現，且波動風險不及大盤半數。另外，判斷空頭當月另

外撥出 7,500 元買入價外 400 點的賣權，但每口買進點數不超過 150 點的修正策略，在研究期間的收益表現多能超越加權指數，波動風險約為標的的半數。

日波動的掩護性買權策略研究，係分析台股及期貨與選擇權市場能否如美國市場複製一掩護性買權策略的 BXM 指數（該指數未考慮交易成本及稅賦），即追求高於指數報酬且具較低的風險值，實證結果卻顯示單純運用台股期貨及臺指選擇權為策略運用的工具，雖能降低波動風險卻無法增加投資組合的收益性。若將策略調整為期貨槓桿投資運用，或另以資產為擔保品方式，或加入進場時點的選擇判斷，終能增加整體報酬並降低波動風險，隨各種策略的調整與運用，無疑的，將可為台股期貨與選擇權市場的未來交易策略或標的發展挹注了新的機會。掩護性買權策略係以每一口台股期貨對應四口臺指選擇權合約，然技術分析以為當標的指數與均線乖離過大，則價格修正可能也愈高，故動態調整賣出買權口數，實證結果如變動 50 點的報酬率優於指數 32% 為 244bps，風險為標的的 68%，說明此一策略的可行性與亮麗表現。

在股市空頭及多頭格局的比較中，實證顯示多頭期間為行情判斷以決定是否進場，或透過賣出買權為之避險方式，雖仍減少波動風險，卻也減少整體的收益機會；不過，於空頭期間，行情判斷以決定是否進場，或透過賣出買權為之收取權利金收益，均有效增加整體的報酬或能減少虧損，波動風險也大為減少。亦即在投資獲利的操作時，若能判斷趨勢的多頭或空頭格局，於多頭時可以延至最後交易日方行出場，以隨漲勢而多賺取波段利潤，反之，當空頭時期不如早些出場，甚或不予進場以保有資產水位。

此外，當運用期貨的槓桿交易特性，適度將投入資金比例減少時，所獲年化報酬明顯增加，波動風險也跟隨上揚，以投入 70% 資金為例，年化報酬較標的指數增加 37% 達 281bps，波動風險為大盤 77%，實證的研究期間所獲收益也優異於加權指數的報酬率表現。綜合而言，掩護性買權策略應用於台股期貨及選擇權商品，技術分析的運用不全然可行，但空頭判斷時略增買進賣權避險方式，或均線乖離時動態調整賣出買權口數，或適度的槓桿操作策略，均能獲得高於台股加權指數的報酬，並降低投資組合的波動風險，使得本研究的貢獻及重要性均能大為提升。

參考文獻

1. 王毓慈 (2010),「掩護性買權策略的預期報酬與風險-以台指選擇權為例」,逢甲大學財務金融研究所,碩士論文。
2. 邱垂財 (2010),「結算前三日台指選擇權交易策略之研究」,開南大學財務金融學系,碩士論文。
3. 林明馨 (1993),「股價指數期貨與選擇權避險策略之績效評估」,國立台灣大學財務金融學系,碩士論文。
4. 翁明祥、李存修(2008),指數選擇權之套利機會與套利策略—台指選擇權之研究,期貨與選擇權學刊,第一卷第二期,1-46。
5. 張雅婷 (2008),「誰使用技術分析買賣股票?」,東華大學國濟經濟研究所,碩士論文。
6. 曾華美 (2008),「臺灣加權股價指數期貨與選擇權到期效應之研究」,國立台北大學國際財務金融碩士在職專班碩士論文。
7. 楊子慧 (2009),「以衍生性商品避險進行統計套利」,國立清華大學計量財務金融學系,碩士論文。
8. 劉香蘭 (2009),「複製性掩護性買權與複製性保護性賣權投資策略績效之分析」,輔仁大學金融研究所,碩士論文。
9. 蔡怡純(2009),「台股指數與投資人情緒:現貨與期貨市場比較」,台灣期貨與衍生性商品學刊,第九期,76-129。
10. 陳煒朋、吳壽山、洪慧好(2010),選擇權價格效率性、放空限制與雜訊交易者風險,期貨與選擇權學刊,第三卷第一期,1-32。
11. 蘇明南 (2001),「移動平均線法則應用於台灣股市之實證研究」,淡江大學財務金融學系,碩士論文。
12. Board, J., C. Sutcliffe, and E. Patrinos, (2000). "The performance of covered calls." *European Journal of Finance* 6, 1-17.
13. Che, Sanry Y.S., and Joseph K. W. Fung, (2011). "The performance of alternative futures buy-write strategies" *Journal of Futures Markets* 31, 1202-1227.
14. Feldman, B. and R. Dhruv, (2004). "Passive options-based investment strategies: The case of the CBOE S&P 500 buy write index." Ibbotson Associates.

15. Figelman, I. (2008). "Expected return and risk of covered call strategies." *Journal of Portfolio Management* 34, 81-97.
16. Hill, J. M., V. Balasubramanian, K. Gregory, and I. Tierens (2006), "Finding alpha via covered index writing" *Financial Analysts Journal* 62,29-46.
17. Grube, R.C., D. B. Panton, and J. M. Terrell,(1979). "Risk and rewards in covered call positions." *Journal of Portfolio Management* 5, 64-68.
18. Hanweck, J. and P. Allen(2002). "The benefits of call overwriting." *Risk Magazine* (Sep)
19. Merton, R.C., M. S. Scholes, and M. L. Gladstein, (1978). "The returns and risk of alternative call option portfolio investment strategies." *Journal of Business* 51, 183-242.
20. Pounds, H.M. (1978). "Covered call option writing: Strategies and results." *Journal of Portfolio Management* 4, 31-42.
21. Rendleman, R. (1999). "Option investing from a risk-return perspective." *Journal of Portfolio Management* 25, 109-121.
22. Rendleman, R. (2001). "Covered call writing from an expected utility perspective." *Journal of Derivatives* 8, 63-75.
23. Roenfeldt, R.L., P. L. Cooley, and M. J. Gombola,(1979). "Market performance of options on the Chicago Board Options Exchange." *Journal of Business Research* 7, 95-107.
24. Whaley, R. (2002). "Return and risk of CBOE buy write monthly index." *Journal of Derivatives* 10, 35-42.
25. Yates, J.W. and R. W. Kopprasch,(1980). "Writing covered call options: Profits and risks." *Journal of Portfolio Management* 7, 74-79.

市場透明度與價格群聚：
台灣指數期貨市場之實證分析
**Market Transparency and Price Clustering: Evidence from
Taiwan Index Futures Market**

- ◆ 國立交通大學財務金融研究所
Graduate Institute of Finance, National Chiao Tung University
- 鍾惠民 Huimin Chung
- ◆ 世新大學財務金融學系
Department of Finance, Shih Hsin University
- 陳煒朋 Wei-Peng Chen
- ◆ 國立交通大學財務金融研究所
Graduate Institute of Finance, National Chiao Tung University
- 邱敬賢 Junmao Chiu

摘要

台灣期貨交易所於2008年4月7日開始實施盤後公佈當日三大法人期貨與選擇權交易部位資訊，本研究則是針對此一事件分析其對於期貨市場影響，亦即探討市場透明度的提升對於價格群聚程度的影響變化。實證結果發現，台灣期貨交易所盤後公佈三大法人交易部位之制度，有助於降低市場價格群聚的程度，亦即市場透明度的提升，有助於市場投資人對價格資訊的了解與掌握，因此會使市場參與者以較精確的價格進行交易，進而降低市場價格群聚的程度。而這樣的實證結果，也符合 Ball, Torous & Tschoegl (1985) 的最適價格決定假說與 Harris (1991) 的協商假說的概念。而就實務政策意涵而言，台灣期貨交易所的盤後公佈三大法人交易資訊的措施，有助間接降低投資人的隱性交易成本，進而提升台指期貨的市場品質，有著正面的經濟功能。

關鍵字：市場透明度、價格群聚、市場品質、市場微結構

ABSTRACT

On 7 April 2008, the Taiwan Futures Exchange (TAIFEX) began to disclose the trading information of the major institutional traders, which include domestic institutions, futures proprietary firms and foreign institutional traders, after trading hours. The purpose of this paper is to investigate the influences of information disclosure on price clustering of index futures. The empirical results indicate that there is a reduction in the extent of price clustering after the improvement in market transparency. This result also supports the claims of the price resolution hypothesis proposed by Ball, Torous, and Tschoegl (1985) and the negotiation hypothesis proposed by Harris (1991). On the implication of financial policy, this disclosure system helps for the reduction of implicit trading costs for the whole investors in the index futures market.

Keywords: Market transparency; Price clustering; Market quality; Market microstructure.

壹、前言

所謂價格群聚 (price clustering)，乃是資產交易價格的尾數會有集中於特定數字的現象。就理論而言，價格尾數應平均分配於各個數字上，亦即服從均勻分配 (uniform distribution)。然而實際觀察的結果，則會發現尾數會有明顯集中於特定數字 (例如 0 與 5) 的現象，而這種現象的產生，可能是因為最小跳動單位的限制，也可能是投資人行為偏好等因素所造成。就市場參與者而言，若市場上存在高度價格群聚現象，靈活的策略交易者對於此資訊的運用，會將其委託買賣價格設定於群聚尾數 (例如 0 與 5) 的上下一檔，所以可以相對較佳的價格檔位成交，是故高度價格群聚現象通常又可視為是市場效率性不足的一種表徵。一般而言，市場結構制度的設計，普遍被認為是影響市場價格群聚程度的主要因素。

根據過去相關文獻的討論，造成價格群現象的因素可能有人為的偏誤 (Hornick, Cherianand, & Zakay, 1994)、對於特定數字的偏好 (Goodhard & Curcio, 1991)、文化因素 (Brown, Chua, & Mitchell, 2002)、造市者之間的勾結 (Christie & Schultz, 1994)、以及市場結構的差異 (Grossman, Miller, Cone, Fischel, & Ross, 1997) 等。然而一般認為的價格群聚現象的形成，主要以 Ball et al. (1985) 的最適價格決定假說 (price resolution hypothesis) 與 Harris (1991) 的協商假說 (negotiation hypothesis) 為普遍解釋的觀點。其假說主要是認為如果投資人對於資產價格不是很明確時，則會使用較粗略的報價方式進行交易，因此會產生明顯的價格群聚現象，然而當投資人對於資產價格的資訊愈充分瞭解時，則會使用較精細的報價方式進行交易，因此價格尾數分佈會較平均。因此投資人對於價格資訊的了解與掌握，可能會影響價格群聚的現象，而市場透明度的提升正可驗證此一觀點。

本文主要目的在於探討期貨市場透明度之提升，對於價格群聚現象之影響。在市場交易制度的設計上，根據 O'Hara (2001, 2003) 對於市場功能的定義，流動性 (liquidity) 與價格發現 (price discovery) 是兩個最重要的功能。市場設計的原則除了是討論如何滿足流動性與價格發現這兩個功能外，市場設計之重要性，則是在於其會影響市場參與者之買賣行為與交易決策。因此在流動性與價格發現的問題中，市場透明度 (market transparency) 是解決資訊不對稱現象的一個相當重要的因素。對於一個透明度較佳的市場，市場資訊可以輕易迅速的傳遞給市場

參與者，而這些資訊則是包括有買賣報價、成交價格、報價深度、成交量等相關訊息，甚至這些交易資訊的交易者身分，也都是相當重要的市場資訊。雖然主管機關普遍認為建構一個具有透明度的市場¹，乃為市場設計的目標，不過透明度仍會對某些交易者造成額外的成本負擔，特別是對於市場中的策略交易者，某些資訊的揭露，反而會讓其交易策略無所遁形於市場中，讓策略交易者的智慧財產受到損害，損害市場的創新能力與交易意願，也因此會有最適透明度的問題產生²。

O'Hara (1995) 將市場透明度定義為：在交易過程中，市場參與者觀察得到訊息的能力。一般而言，透明度大致可分為事前透明度 (ex ante transparency) 與事後透明度 (ex post transparency) 兩類。事前透明度又可稱為交易前透明度 (pre-trade transparency)，表示投資人在交易前所能得到的交易訊息的多寡，這些資訊包含買賣報價 (bid and ask quotations)、報價深度 (depth)、限價單 (limit order) 資訊、以及委託單不均衡 (order imbalances) 的狀況等；而事後透明度又稱為交易後透明度 (post-trade transparency)，表示交易細節的公佈速度以及訊息的實用性，這些資訊則是包含成交時間 (execution time)、成交量 (volume)、成交價格、以及買賣雙方之身份別 (buyer and seller identifications) 等。

台灣期貨交易所 (Taiwan Futures Exchange, TAIFEX) 為強化期貨市場資訊之完整性及透明度，以提升期貨、現貨市場資訊的參考價值，自 2008 年 4 月 7 日起，參考證券市場之作法，每日公佈三大法人期貨交易資訊，內容包括自營商、投信及外資等三大法人每日從事股價指數期貨、股價指數選擇權與股票選擇契約之交易量及未沖銷部位數，並分為口數與契約金額二種。藉由期貨市場三大法人期貨交易資訊之提供，證券投資人或期貨交易人可同時參考二市場之資訊，進行綜合分析，有助於提高現貨市場資訊的完整性和參考價值，並可提升市場之公平性與競爭力。³

¹ 美國證券管理委員會 (Securities and Exchanges Commission, SEC)、商品期貨交易管理委員會 (Commodity Futures Trading Commission, CFTC)、以及英國公平交易委員會 (UK Office of Fair Trading) 等政府主管機關的態度皆是如此。

² 請參閱 O'Hara (2007)、Easley & O'Hara (2010)、Dumitrescu (2010)。

³ 台灣期貨交易所曾自 2005 年 1 月起，參考美國期貨交易委員會 (CFTC) 之作法，公布期貨及選擇權大額交易人未沖銷部位結構表，內容為期貨及選擇權未沖銷部位前 5、10 大交易人持有之未沖銷部位數量及其比例。

基於上述觀點，本研究將分析期貨交易所在公開三大法人交易部位後，亦即討論事後透明度的提升，對於價格群聚現象之影響。換言之，本研究之主要觀點在於，因為資訊揭露使投資人對於價格訊息更加充分掌握，進而促使流動性供給者為了降低喪失交易的成本，而以較精確的升降單位來提供流動性，造成價格群聚的現象下降。因此市場透明度的提升，將有助於降低價格群聚的程度。實證結果發現，市場透明度的提升，確實有助於降低市場價格群聚現象，特別是台指期貨市場普遍認為外資具有價格資訊領先的優勢，藉由盤後公佈三大法人交易資訊的制度施行，有助於一般投資人對於價格資訊的掌握與了解，因此會使市場參與者以較精確的價格進行交易，而這樣的實證結果，大致也支持 Ball et al. (1985) 的最適價格決定假說與 Harris (1991) 的協商假說的觀點。就實務政策意涵而言，期貨交易所的盤後公佈三大法人交易資訊的措施，有助間接降低投資人的隱性交易成本，進而提升台指期貨的市場交易品質。從投資人對於價格資訊的掌握層面看來，台灣期貨交易所自 2008 年 4 月 7 日起，每日公佈三大法人交易資訊，顯著的降低投資人使用粗略的價格進行交易的現象，有其正面的經濟功能。

本研究之整體架構如下：第二節為相關文獻之探討，第三節則是資料來源的說明與研究方法的介紹，第四節針對實證結果進行分析與解釋，最後一節則是將本研究成果再得一總結說明。

貳、文獻探討

早期針對流動性與資訊揭露的相關研究，Madhavan (2000, 2002) 則是整理出四個觀察重點：第一、透明度會影響市場流動性與價格效率性 (O'Hara, 1995; Madhavan, 1996)；第二、透明度與價格訊息有關 (O'Hara, 1995; Bloomfield & O'Hara, 2000)；第三、透明度對市場的運作影響並非全然是有益的，提升事前透明度可能會降低流動性 (Madhavan et al., 2005)，而增進事後流動性則可能造成交易者的流失；第四、透明度的改變會有益於某些市場參與者，但也會損害到某些市場參與者 (Bloomfield & O'Hara, 1999, 2000; O'Hara, 2001)。因此 Madhavan (2000, 2002) 認為沒有任何一種市場結構可以同時滿足所有市場參與的利益，而

透明度的提升也並非可以完全可以增進市場流動性。此外 Dumitrescu (2010) 則是建構一個最適透明度的模型，把流動性與市場透明度的倒 U 型關係表現出來，以此來證明中等程度的透明度水準為市場流動性最佳的透明度水準。

由於市場透明度可分成事前與事後的資訊揭露制度，而在事後透明度的相關研究上，早期研究圍繞在倫敦證券交易所 (London Stock Exchange, LSE) 自 1986 年 10 月 27 日至 1996 年 1 月 1 日間一連串的變更交易資訊公佈法則的事件為主，分析事後透明度改變對於市場以及投資人的影響 (Gemmill, 1996; Board & Sutcliffe, 1996, 2000)。針對倫敦證券交易所的交易資訊揭露對市場影響的看法，Board & Sutcliffe (1996) 指出交易資訊的延後公佈，將有鼓勵造市者滿足大筆數交易需求的誘因，但也因為造市者具有相對資訊優勢，進而造成對於流動性有立即需求的交易者轉移至其他市場交易。Gemmill (1996) 針對交易後的資訊揭露時間改變，來分析對市場流動性的影響，其研究結果發現不同的揭露規定對於市場流動並無明顯差異影響，這其中包括價差以及價格調整速度。Board & Sutcliffe (2000) 則是針對 1995 至 1996 年間倫敦證券交易所變更交易資訊揭露規定來分析對市場交易的影響，其研究結果發現較高的市場透明度並沒有對市場造成任何不利的損害，藉由透明度提升將會降低資訊不對稱 (information asymmetries)，進而降低買賣價差，然而交易量卻沒有移轉的現象。除此之外，Porter & Weaver (1998) 則是分析交易報告公佈對 Nasdaq 的影響，相較於 NYSE 與 AMEX 的集中交易市場，其研究結果發現 Nasdaq 有明顯較大的交易筆數報告是不連續狀況，此結果意味著交易者會去遞延其交易策略訊息的釋放，因此將會增加其他交易者的風險，進而擴大買賣價差。

而在事後透明度的實驗設計分析上，Bloomfield & O'Hara (1999) 的研究認為過度的事後透明度將可能損害於市場流動性，在一個透明度較佳的市場，市場上的造市者可降低與資訊交易者交易的資訊不對稱成本，並且對於有即時流動性需求的交易者，也可獲得相對好處。Bloomfield & O'Hara (1999) 認為造市者在一個完全事後透明的市場，將會有顯著的利潤，不過當交易資訊不公佈時，則造市者的利潤將趨近於零。因此就財富角度的觀點，透明度佳的市場其贏家為造市者，至於輸家則為資訊交易者以及有即時流動性需求的交易者。至於不同市場在流動

性差異的比較上，Bloomfield & O'Hara (2000) 則是分析交易者會較偏好何種透明度的市場，其結果發現交易者並不會特別偏好透明度佳的市場。較不透明的交易者可以從透明交易者身上取得資訊優勢，因此交易者可能會偏好透明度較差的市場。

在價格群聚 (price clustering) 的分析中，價格群聚為交易時常會有的現象，先前研究對於此一現象的研究，大致有幾個理論假說來解釋此一現象。Ball et al. (1985) 所提出的最適價格決定假說 (Price Resolution Hypothesis)，指出交易者認為升降單位 (tick size) 過小，不符合其報價習性，因此會用較大的報價區間來交易資產，由於投資人希望快速成交因而造成降低對持有資產價格的精確評價，因此會發現價格波動大劇烈時會有較高的價格群聚；針對最適價格決定假說的觀點，Harris (1991) 則是提出的協商假說 (Negotiation Hypothesis) 來解價格群聚現象，其認為價格群聚現象是協商成本與交易機會喪失兩者之間取捨的結果，因此當市場對價格資訊相對不明確時，投資人較易使用粗略的價格進行交易，是故價格群聚現象較為明顯，然而如果市場對於價格資訊較為明確一致時，則投資人會以較精確的價格進行交易，因此價格群聚程度較低。

除此之外，用來解釋價格群聚現象發生的可能原因，還有 Loomes (1988) 所提出的模糊假說 (Haziness Hypothesis)，認為投資人為了簡化交易程序因此選擇下單在特定價格；Goodhart & Curcio (1991) 所提出的吸引力假說 (Attraction Hypothesis)，認為某些數字對投資人具有特殊吸引力，例如數字 0 的吸引力會大於 5；Hornick et al. (1994) 所提出的行為偏誤假說 (Human Bias Hypothesis)，其研究結果發現投資人的成交價格尾數經常落在 0 和 5 兩個數字；另外在 Brown & Mitchell (2008) 的研究中，則是驗證上海 (Shanghai Stock Exchanges) 與深圳股票交易所 (Shenzhen Stock Exchanges) 的價格群聚現象，研究結果發現市場投資人偏好交易在尾數為 8 而最少交易在尾數為 4，因此以文化差異解釋此研究結果。此外 Ohta (2006) 則運用電子交易機制之東京交易所日內資料進行驗證，結果發現在市場開盤時有較高的價格群聚現象之 L 型日內交易型態，此結果與公開喊價市場日內型態並沒有顯著差異。

在衍生性商品相關研究方面，ap Gwilym, Clare, & Thomas (1998) 驗證倫敦金融國際期貨交易所（London International Financial Futures and Options Exchange, LIFFE）之指數期貨與選擇權契約，結果發現價格群聚會隨著市場波動度與交易次數增加而提升，其研究結果支持最適價格決定假說。Chung & Chiang (2006) 則是驗證美國三大指數期貨市場（DJIA, S&P 500, NASDAQ-100）價格群聚現象，比較公開喊價（open-outcry）與電子交易（electronically traded）不同交易機制下指數期貨契約之價格群聚情況，並探討引入電子盤（E-mini）指數期貨契約後對這些指數期貨影響。研究結果發現兩種交易機制均存在價格群聚現象，而在引進電子化交易後，公開喊價市場的價格群聚程度明顯增加，由於公開喊價市場具有較高的人為參與程度，因此價格群聚現象更為明顯。

綜合言之，造成價格群聚現象的因素非常多，而其中又以最適價格決定假說與協商假說的概念最為普遍引用，根據這兩個假說的觀點，市場品質會是影響價格群聚現象的一個相當重要的因素（Harris, 1991; Grossman et al., 1997; Martinez & Tse, 2006），因此藉由市場透明度與價格群聚現象之間的分析，將有助於清楚驗證此一關聯性。

參、資料與研究方法

一、資料來源

本研究探討期貨交易所公佈三大法人期貨交易資訊（2008 年 4 月 7 日）前後的市場品質變化，而事件前之樣本期間（第一階段期間）為 2008 年 1 月 2 日至 2008 年 4 月 3 日；而事件後之樣本期間（第二階段期間）則為 2008 年 4 月 7 日至 2008 年 6 月 30 日。因此總樣本期間為 2008 年 1 月 2 日至 2008 年 6 月 30 日，共計為事件日的前後各取 60 個交易日，因此總樣本日數為 120 個交易日。

本研究所採用之資料，為台灣期貨交易所的台股指數期貨（TXF）日內逐筆資料（tick-by-tick data）。資料來源則為台灣經濟新報（Taiwan Economic Journal,

TEJ) 所提供之台灣指數期貨日內交易資料庫。對於資料的正確性，本研究則是參考過去相關研究事先對資料進行基礎檢測，檢測標準則是刪除具有下列特性的資料：(1) 成交時間早於 8 點 45 分或是晚於 13 點 45 分；(2) 成交價格小於等於 0；(3) 成交量小於等於 0；(4) 與前一筆成交價格相比，漲跌幅超過 10%。

二、研究方法

為了觀察價格群聚現象的集中程度，首先觀察各個尾數的出現比例是否接近 10%，因此分別檢定各個數字的出現比例是否顯著異於 0.1 的理論值；其次則是根據先前文獻 (Grossman et al., 1997; Schwartz et al., 2004; Ikenberry & Weston, 2005) 常用的價格群聚衡量指標，以尾數 0 與 5 的出現比例作為價格群聚程度的測度，並檢定此比率是否異於 0.2 的理論值；再者利用無母數的適合度檢定 (goodness-of-fit test)，來觀察交易價格的尾數分配是否符合均勻分佈的假設，因此適合檢定可如下表示：

$$W = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - A_i)^2}{A_i} \sim \chi^2(k-1), \quad (1)$$

其中 O_i 為尾數 i 出現的次數， A_i 為尾數 i 服從均勻分配的理论次數， W 為服從自由度 $k-1$ 的卡方分配，而 k 為尾數個數 10。

此外根據 Grossman et al. (1997) 以及 Ikenberry & Weston (2005) 的研究，價格群聚程度亦可用 Herfindahl-Hirschman index (HHI) 來衡量，其計算方式如下：

$$HHI = \sum_{i=1}^k (f_i)^2, \quad (2)$$

其中 f_i 為尾數 i 出現所占的比率。若價格尾數服從均勻分配，則 HHI 等於 $1/k$ ，亦即理論值為 0.1，HHI 愈大，代表價格群聚現象愈集中。

另外也參考 Grossman et al. (1997) 所使用的 Standardized Range (SR) 當作價格群聚的其他參考指標，而 SR 的計算方式如下：

$$SR = \frac{f_{\max} - f_{\min}}{E(f)} \quad (3)$$

其中 $f_{\max}$ 與 $f_{\min}$ 分別為出現最多與最少的尾數比率， $E(f)$ 則為服從均勻分配的尾數比率期望值。因此若尾數服從均勻分配，則 SR 等於 0，SR 愈大，則表示價格群聚現象愈集中。

根據先前之研究結果，由於市場特性也會影響價格群聚現象，為了能更精確了解價格群聚與市場透明度改善之間的關聯，有關價格群聚變化之迴歸分析設計，根據先前的相關研究 (Schwartz, Van Ness, & Van Ness, 2004; Chung & Chiang, 2006; Ikenberry & Weston, 2007) 可如下表示：

$$Clustering_t = \beta_0 + \beta_1 Dummy_t + \beta_2 Volatility_t + \beta_3 Volume_t + \beta_4 T2M_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 t 代表第 t 日， $Clustering$ 為價格群聚水準的指標， $Dummy$ 為公佈三大法人交易部位前後的虛擬變數， $Volatility$ 為市場真實波動率， $Volume$ 為取自然對數的指數期貨交易量， $T2M$ 為近月份契約的年化距到期日期間。

在迴歸式中的應變數部份，本研究採用的每日價格群聚測度有尾數集中於 0 與 5 的比例、Herfindahl-Hirschman index (HHI)、以及 Standardized Range (SR) 三種指標，這三種指標的數值愈大，代表價格群聚程度愈明顯，此外本研究亦針對各尾數比例進行迴歸分析，藉以進階觀察價格群聚變化的主要來源。而在控制變

數的部份，根據過去相關文獻的討論，價格群聚變化可能與市場波動率、交易量、以及距到期日期間等因素有關。在市場波動率的衡量上，參考 Andersen, Bollerslev, Diebold, & Labys (2001) 的方法，以日內 1 分鐘報酬率來建構每日真實市場波動度，亦即 $\sigma_t = \sqrt{\sum_{i=1}^n r_{i,t}^2}$ ，其中 $r_{i,t}$ 表示第 t 日中第 i 個 1 分鐘區間的報酬率，依據 Harris (1991) 的研究觀點，在高波動率期間會有較高的價格群聚程度，因此預期波動率的迴歸係數為正。而在交易量變數的影響上，Harris (1991) 認為交易量有助於降低市場群聚程度，因此預期交易量的迴歸係數為負。另外在近月份契約距到期日期間的變數，根據闕河士 (2003) 的研究，愈接近到期日，投資人平倉或轉倉的需求增加，可能會因為議價成本而使價格群聚程度增加，因此預期距到期日期間變數的迴歸係數為負。最後藉由此迴歸式中揭露三大法人交易部位的時間虛擬變數之實證結果，可以觀察到在控制主要市場特性因素的影響下，市場透明度提升對於價格群聚現象的影響，本研究則是預期此虛擬變數的迴歸係數為負，表示市場透明度的提升有助於降低價格群聚程度。

肆、實證分析

一、價格群聚分析

針對期貨市場的價格群聚現象，表 1 彙整台指期貨市場所有契約的交易價格尾數分佈狀況與檢定結果。

若由表 1 全部樣本期間的價格分佈觀察，可以發現價格尾數明顯集中於 0 與 5 這兩個數字，其比率共占 28.80%，而這與先前價格群聚文獻的研究發現一致，

表 1 台指期貨 (TXF) 全部契約成交價格分佈統計與價格群聚現象

價格尾數	第一階段期間 01/02/2008~04/03/2008		第二階段期間 04/07/2008~06/30/2008		全部期間 01/02/2008~06/30/2008	
	筆數	(%)	筆數	(%)	筆數	(%)
XXX0	834,800	17.16***	681,310	15.76***	1,516,110	16.50***
XXX1	413,475	8.50***	377,083	8.72***	790,558	8.60***
XXX2	458,694	9.43***	420,971	9.74***	879,665	9.57***
XXX3	435,761	8.96***	394,139	9.12***	829,900	9.03***
XXX4	387,206	7.96***	352,458	8.15***	739,664	8.05***
XXX5	608,794	12.51***	521,817	12.07***	1,130,611	12.30***
XXX6	423,986	8.71***	385,056	8.91***	809,042	8.80***
XXX7	403,311	8.29***	374,136	8.65***	777,447	8.46***
XXX8	492,844	10.13***	448,141	10.37***	940,985	10.24***
XXX9	407,014	8.36***	368,263	8.52***	775,277	8.44***
合計	4,865,885	100.00	4,323,374	100.00	9,189,259	100.00
$H_0: P_{(0,5)} = 0.2$ (p-value)	29.67%*** ($<.0001$)		27.83%*** ($<.0001$)		28.80%*** ($<.0001$)	
$H_0: P_{(8)} - P_{(4)} = 0$ (p-value)	2.17%*** ($<.0001$)		2.21%*** ($<.0001$)		2.19%*** ($<.0001$)	
χ^2 (p-value)	353471*** ($<.0001$)		210470*** ($<.0001$)		557969*** ($<.0001$)	
HHI	0.1073 [0.1]		0.1049 [0.1]		0.1061 [0.1]	
Standardized Range (SR)	0.9199 [0]		0.7606 [0]		0.8449 [0]	

註：表中各個尾數所占的比例，會先檢定 $H_0: P_{(i)} = 10\%$ ； $P_{(0,5)}$ 表示尾數為 0 與 5 的比例， $P_{(8)}$ 表示尾數 8 的比例，與 $P_{(4)}$ 表示尾數 4 的比例； χ^2 表示均勻分配的適合度檢定；HHI 為 Herfindahl-Hirschman index，中括號表示若為均勻分配時，HHI 的理論值；SR 為 Standardized Range，中括號表示若為均勻分配時，SR 的理論值。***表示顯著水準為 1% 的檢定結果。

亦即價格尾數會明顯集中於 0 與 5 這兩個數字。此外由均勻分配的適合度檢定的結果，也可發現此價格尾數分配並不服從均勻分配，而且集中於 0 與 5 這兩個數字的比例，也拒絕理論比例 20% 的虛無假設，亦即具有明顯的價格群聚現象存在。另外若由其他價格群聚指標 HHI 與 SR 來觀察，也可發現 HHI 為 0.1061，SR 為 0.8449，偏離標準值 0.1 與 0，價格尾數分佈可能不服從均勻分配。由上述各項指

標，可以發現台指期貨的價格群聚現象甚為明顯，因此可再進一步分析市場透明度提升對於價格群聚現象之影響變化。

此外若分別觀察台指期貨近月份與遠月份契約的價格群聚現象，則表 2(表 3)彙整台指期貨市場近月份（遠月份）契約的交易價格尾數分佈狀況與檢定結果。

表 2 台指期貨 (TXF) 近月份契約成交價格分佈統計與價格群聚現象

價格尾數	第一階段期間 01/02/2008~04/03/2008		第二階段期間 04/07/2008~06/30/2008		全部期間 01/02/2008~06/30/2008	
	筆數	(%)	筆數	(%)	筆數	(%)
XXX0	754,782	16.83***	606,651	15.41***	1,361,433	16.17***
XXX1	381,785	8.51***	344,432	8.75***	726,217	8.62***
XXX2	424,953	9.48***	385,193	9.79***	810,146	9.62***
XXX3	405,262	9.04***	360,874	9.17***	766,136	9.10***
XXX4	358,443	7.99***	323,671	8.22***	682,114	8.10***
XXX5	557,393	12.43***	469,594	11.93***	1,026,987	12.20***
XXX6	392,877	8.76***	351,590	8.93***	744,467	8.84***
XXX7	375,421	8.37***	344,825	8.76***	720,246	8.55***
XXX8	456,122	10.17***	410,255	10.42***	866,377	10.29***
XXX9	377,078	8.41***	338,712	8.61***	715,790	8.50***
合計	4,484,116	100.00	3,935,797	100.00	8,419,913	100.00
$H_0: P_{(0,5)} = 0.2$ (p-value)	29.26%*** ($<.0001$)		27.35%*** ($<.0001$)		28.37%*** ($<.0001$)	
$H_0: P_{(8)} - P_{(4)} = 0$ (p-value)	2.18%*** ($<.0001$)		2.20%*** ($<.0001$)		2.19%*** ($<.0001$)	
χ^2 (p-value)	299379*** ($<.0001$)		170357*** ($<.0001$)		463936*** ($<.0001$)	
HHI	0.1067 [0.1]		0.1043 [0.1]		0.1055 [0.1]	
Standardized Range (SR)	0.8839 [0]		0.7190 [0]		0.8068 [0]	

註：表中各個尾數所占的比例，會先檢定 $H_0: P_{(i)} = 10\%$ ； $P_{(0,5)}$ 表示尾數為 0 與 5 的比例， $P_{(8)}$ 表示尾數 8 的比例，與 $P_{(4)}$ 表示尾數 4 的比例； χ^2 表示均勻分配的適合度檢定；HHI 為 Herfindahl-Hirschman index，中括號表示若為均勻分配時，HHI 的理論值；SR 為 Standardized Range，中括號表示若為均勻分配時，SR 的理論值。***表示顯著水準為 1% 的檢定結果。

由表 2 的近月份契約實證結果，可發現與表 1 之結果大致相同，其中 0 與 5 所佔比例為 28.37%，檢定結果拒絕等於理論比例 20% 的虛無假設，適合度檢定拒絕均勻分配的虛無假設，HHI 為 0.1055，SR 為 0.8068，因此可發現近月份契約仍具有明顯的價格群聚現象。由於近月份契約佔所有契約交易比重高達 90% 以上，因此價格群聚程度相當接近全部契約的價格群聚分佈結果。

表 3 台指期貨 (TXF) 遠月份契約成交價格分佈統計與價格群聚現象

價格尾數	第一階段期間 01/02/2008~04/03/2008		第二階段期間 04/07/2008~06/30/2008		全部期間 01/02/2008~06/30/2008	
	筆數	(%)	筆數	(%)	筆數	(%)
XXX0	80,018	20.96***	74,659	19.26***	154,677	20.10***
XXX1	31,690	8.30***	32,651	8.42***	64,341	8.36***
XXX2	33,741	8.84***	35,778	9.23***	69,519	9.04***
XXX3	30,499	7.99***	33,265	8.58***	63,764	8.29***
XXX4	28,763	7.53***	28,787	7.43***	57,550	7.48***
XXX5	51,401	13.46***	52,223	13.47***	103,624	13.47***
XXX6	31,109	8.15***	33,466	8.63***	64,575	8.39***
XXX7	27,890	7.31***	29,311	7.56***	57,201	7.44***
XXX8	36,722	9.62***	37,886	9.78***	74,608	9.70***
XXX9	29,936	7.84***	29,551	7.62***	59,487	7.73***
合計	381,769	100.00	387,577	100.00	769,346	100.00
$H_0: P_{(0,5)} = 0.2$ (p-value)	34.42%*** ($<.0001$)		32.74%*** ($<.0001$)		33.57%*** ($<.0001$)	
$H_0: P_{(8)} - P_{(4)} = 0$ (p-value)	2.08%*** ($<.0001$)		2.35%*** ($<.0001$)		2.22%*** ($<.0001$)	
χ^2 (p-value)	61836*** ($<.0001$)		47700*** ($<.0001$)		108807*** ($<.0001$)	
HHI	0.1162 [0.1]		0.1123 [0.1]		0.1141 [0.1]	
Standardized Range (SR)	1.3654 [0]		1.1836 [0]		1.2670 [0]	

註：表中各個尾數所佔的比例，會先檢定 $H_0: P_{(i)} = 10\%$ ； $P_{(0,5)}$ 表示尾數為 0 與 5 的比例， $P_{(8)}$ 表示尾數 8 的比例，與 $P_{(4)}$ 表示尾數 4 的比例； χ^2 表示均勻分配的適合度檢定；HHI 為 Herfindahl-Hirschman index，中括號表示若為均勻分配時，HHI 的理論值；SR 為 Standardized Range，中括號表示若為均勻分配時，SR 的理論值。***表示顯著水準為 1% 的檢定結果。

若觀察表 3 的遠月份契約價格群聚程度，其中 0 與 5 所占比例為 33.57%，檢定結果拒絕等於理論比例 20% 的虛無假設，而適合度檢定也拒絕均勻分配的虛無假設，HHI 為 0.1141，SR 為 1.2670。若比較表 2 與表 3 的結果，則可發現遠月份契約之價格群聚程度高於近月份契約的結果，這樣的結果除了與先前的研究結果一致外，也可推論流動性對於價格群聚之影響，亦即由於遠月份契約之流動性較差，因此價格群聚程度較高，而此現象也可推論與 Harris (1991) 所提出的協商假說之觀點相符，再次驗證協商假說觀點之適用性。此外台指期貨之價格群聚分析結果，大致與闕河士 (2003) 針對摩台指期貨契約之價格群聚分析結果一致。

另外一個值得觀察的現象，則是由表 1 全部契約的價格分佈，可以發現國人偏好的數字 8，所占的比例為 10.24%，其比重順序則是緊接在 0 與 5 之後，而國人所忌諱的數字 4，所占的比例為 8.05%，其所占比重則是最低。因此由此實證結果也可看出，價格群聚現象似乎也受文化差異因素所影響，而這個現象也與 Brown et al. (2002) 以及 Brown & Mitchell (2008) 的研究觀點相同。

二、揭露三大法人交易資訊前後的價格群聚分析

若觀察三大法人交易資訊公佈前後的價格群聚現象，由表 1 結果可發現價格群聚現象具有下降的趨勢。在公佈制度實施之前（第一階段）的 0 與 5 集中比率為 29.67%，HHI 為 0.1073，SR 為 0.9199，若再參考適合度檢定的結果，皆可發現明顯拒絕均勻分配的虛無假設；而在公佈制度實施後（第二階段）的 0 與 5 集中比率為 27.83%，HHI 為 0.1049，SR 為 0.7606，雖然仍呈現明顯的價格群聚現象，然而若比較第一階段的實證結果，則可發現第二階段的價格群聚程度已較第一階段來得小的結果。若進一步觀察近月份與遠月份期貨契約的價格群聚變化，由表 2 與表 3 的第一階段與第二階段期間的結果，仍可發現價格群聚具有下降的趨勢，而表 2 與表 3 所呈現之價格群聚變化，與表 1 的結果變動一致，亦即市場透明度的提升有助於平緩價格群聚現象，而且會是一種全面性的提升影響。

由上述結果之分析觀察，可推論市場透明度的提升，將有助於平緩價格群聚現象。因此符合 Ball et al. (1985) 的最適價格決定假說與 Harris (1991) 的協商假

說的概念，亦即市場透明度的提升，有助於市場投資人以較精確的價格執行其買賣交易，因此降低價格群聚的現象。另外若由表 1 觀察價格尾數 4 與 8 的發生比例，則可發現市場透明度的提升，在第一階段與第二階段期間的這兩個數字比例之差距反而擴大，由 2.17% 變成 2.21%，亦即市場透明度的提升似乎不會影響個人偏好程度的程度，另外在表 2 近月份契約與表 3 遠月份契約的結果，也具有相同的變化趨勢，因此可間接說明 Brown, Chua, & Mitchell (2002) 所提出的文化差異因素對於價格群聚之影響。

三、迴歸分析

根據過去的相關文獻，價格群聚會受到一些市場特性的影響，為了能排除這些市場因素對於本研究推論之影響，表 4 則是呈現台指期貨全部契約在不同價格群聚指標下的迴歸分析結果。

表 4 分別以為價格尾數集中 0 與 5 的比例、HHI、以及 SR 作為價格群聚程度的衡量指標，自變數則是包括有三大法人交易資訊公佈前後的虛擬變數 (*Dummy*，2008 年 4 月 7 日之前為 0，之後為 1)、市場波動度 (*Volatility*)、交易量 (*Volume*)、以及距到期日期間 (*T2M*)。首先觀察表 4 三種指標的迴歸模式調整解釋能力 (Adj-R^2)，若與先前相關研究 (Schwartz et al., 2004; Chung & Chiang, 2006) 比較，則 0 與 5 的比例的迴歸模式解釋能力為 57.59%，與先前研究結果差異不大，表示迴歸模式之配適應屬合理。其次由表 4 各種價格群聚指標下虛擬變數所呈現的結果，可以發現虛擬變數的係數皆顯著小於 0，表示在控制住影響價格群聚的其他市場因素之後，公佈三大法人交易資訊的制度施行，確實具有明顯使台指期貨的價格群聚程度下降的作用。此外在其他控制變數的迴歸估計結果，其中較為重要的市場波動率變數，則是與價格群聚程度呈現正向關係，而這個結果與 Harris (1991) 所提出的觀點一致，即當投資人對於價格資訊卻不明確時，會有較高的價格群聚程度。若進一步觀察各個數字比例 ($P_{(0)}$ 至 $P_{(9)}$) 的變化情況，由表 1 的虛擬變數之估計結果，可以發現只有尾數 0 的比例是出現明顯下降的趨勢，至於其他數字比例則是未有明顯變化的現象發生，因此可進一步推論價格群聚程度的變化，主要是由尾數 0 的比例下降所造成。

表 4 台指期貨 (TXF) 全部契約成交價格群聚之迴歸分析

應變數 解釋變數	P _(0,5)	HHI	SR	P ₍₀₎	P ₍₁₎	P ₍₂₎	P ₍₃₎	P ₍₄₎	P ₍₅₎	P ₍₆₎	P ₍₇₎	P ₍₈₎	P ₍₉₎
<i>Constant</i>	0.2505*** (<0.0001)	0.1104*** (<0.0001)	1.5191*** (0.0024)	0.0442 (0.2545)	0.0148 (0.4587)	0.0146 (0.5409)	0.0155 (0.5401)	-0.0091 (0.5886)	-0.0087 (0.7355)	-0.0094 (0.6273)	0.0297 (0.1754)	0.0403 (0.1220)	0.0316 (0.2029)
<i>Dummy</i>	-0.0071** (0.0467)	-0.0010** (0.0158)	-0.0784*** (0.0035)	-0.0064*** (0.0059)	0.0010 (0.3143)	-0.0001 (0.9034)	0.0001 (0.9674)	0.0004 (0.6183)	-0.0008 (0.6423)	0.0012 (0.3235)	0.0012 (0.4285)	0.0007 (0.5770)	-0.0011 (0.4544)
<i>Volatility</i>	0.1381*** (<0.0001)	0.0199*** (<0.0001)	1.2669*** (<0.0001)	0.0656*** (0.0088)	-0.0255*** (0.0024)	-0.0531*** (<0.0001)	-0.0283** (0.0333)	-0.0385*** (<0.0001)	0.0090 (0.5182)	-0.0243*** (0.0009)	-0.0358*** (<0.0001)	-0.0291** (0.0107)	-0.0474*** (0.0039)
<i>Volume</i>	0.0012 (0.8261)	-0.0007 (0.3057)	-0.0784* (0.0850)	0.0108*** (0.0097)	0.0080*** (0.0004)	0.0096*** (0.0003)	0.0085*** (0.0027)	0.0105*** (<0.0001)	0.0134*** (<0.0001)	0.0108*** (<0.0001)	0.0065*** (0.0055)	0.0070** (0.0127)	0.0068** (0.0181)
<i>T2M</i>	-0.0139 (0.7690)	0.0022 (0.6747)	0.1269 (0.7236)	0.0321 (0.3078)	0.0228 (0.2337)	0.0331 (0.1183)	0.0202 (0.3979)	0.0064 (0.6358)	-0.0066 (0.7909)	0.0155 (0.3629)	0.0188 (0.3463)	0.0316 (0.2891)	0.0063 (0.7738)
Adj-R ²	0.5759	0.5449	0.4615	0.4922	0.1079	0.2249	0.0580	0.2394	0.3121	0.2089	0.1744	0.0925	0.1322
樣本數	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120

註：表中之迴歸式設計如下：

$$Clustering_t = \beta_0 + \beta_1 Dummy_t + \beta_2 Volatility_t + \beta_3 Volume_t + \beta_4 T2M_t + \varepsilon_t$$

其中 t 代表第 t 日， $Clustering$ 為價格群聚水準，衡量變數包括有 0 與 5 所占的比例、HHI、以及 SR 三種指標，此外亦針對各尾數比例進行迴歸分析； $Dummy$ 為公佈三大法人交易部位前後的虛擬變數，其中 2008 年 4 月 7 日之前為 0，之後為 1； $Volatility$ 為市場真實波動率，以日內每 1 分鐘的報酬率來計算； $Volume$ 為每日指數期貨交易量取自然對數，而在個別尾數比例的迴歸式中，此變數則是為當日該尾數的交易量取自然對數； $T2M$ 為近月份契約的年化距到期日期間。考量迴歸式具有異質變異與自我相關的問題存在，因此迴歸式估計係數的標準誤以 Newey & West (1987) 的共變異數矩陣來修正。括號中的值為 p-value，***、**、* 分別表示顯著水準為 1%、5%、10% 的檢定結果。

若觀察近月份契約的價格群聚變化之分析影響，表 5 則是呈現台指期貨近月份契約在不同價格群聚指標下的迴歸分析結果。

由表 5 之三種價格群聚指標的迴歸估計結果，可以發現市場透明度的虛擬變數係數依然顯著小於 0，表示三大法人交易資訊公佈的制度實施後，近月份契約的價格群聚程度依然呈現明顯的下降趨勢；此外在其他控制變數的影響上，除了市場波動率依然呈現預期的正向結果外，而在距到期日期間變數對於價格群聚的影響上，則是呈現顯著的正向結果，表示愈接近到期日，價格群聚程度愈小，雖然這與先前闕河士（2003）的研究結果有所差異，然而本研究認為市場流動性可能是主要影響因素，亦即愈接近到期日，市場流動性可能愈好，因此會有較低的價格群聚程度，此外台指期貨與摩台指期貨樣本特性的不同，也可能是造成研究結果差異的原因之一。若進一步觀察各個數字比例（ $P_{(0)}$ 至 $P_{(9)}$ ）的變化情況，由虛擬變數的估計結果，依然可以發現只有尾數 0 的比例是出現明顯下降的趨勢，因此表 5 所呈現之近月份契約結果大致與表 4 的結果相同。

若觀察遠月份契約的價格群聚變化之分析影響，表 6 則是呈現台指期貨遠月份契約在不同價格群聚指標下的迴歸分析結果。

由表 6 之三種價格群聚指標的迴歸估計結果，除了價格尾數集中 0 與 5 的比例指標不顯著外，其他兩種指標依然呈現市場透明度的虛擬變數係數顯著小於 0 的結果，表示三大法人交易資訊公佈的制度實施後，遠月份契約的價格群聚程度仍是呈現下降的趨勢。至於在其他控制變數的部份，交易量變數呈現顯著為負的預期結果，則是與 Harris (1991) 的研究結果一致；而距到期日期間變數呈現顯著為負的結果，表示愈接近到期，遠月份契約的價格群聚程度越大。若進一步觀察各個數字比例（ $P_{(0)}$ 至 $P_{(9)}$ ）的變化情況，仍然可以發現只有尾數 0 的比例是出現明顯下降的趨勢，因此表 6 所呈現之遠月份契約結果大致也與表 4 的結果相同。

綜合言之，由迴歸分析的結果，再次驗證市場透明度的提升，確實會改善價格群聚的程度，因此符合本研究以 Ball et al. (1985) 的最適價格決定假說與 Harris (1991) 的協商假說之推論結果，亦即資訊揭露所提供的交易訊息，有助於投資人對於價格的判斷更為明確，因此市場參與者也會以較精確的價格進行買賣交易。

表 5 台指期貨 (TXF) 近月份契約成交價格群聚之迴歸分析

應變數 解釋變數	P _(0,5)	HHI	SR	P ₍₀₎	P ₍₁₎	P ₍₂₎	P ₍₃₎	P ₍₄₎	P ₍₅₎	P ₍₆₎	P ₍₇₎	P ₍₈₎	P ₍₉₎
<i>Constant</i>	0.1728** (0.0462)	0.1004*** (<.0001)	0.6922 (0.2804)	-0.1023* (0.0710)	-0.0325 (0.2602)	-0.0401 (0.1371)	-0.0518* (0.0907)	-0.0464* (0.0537)	-0.0555* (0.0584)	-0.0251 (0.3481)	-0.0125 (0.6810)	-0.0335 (0.1278)	-0.0424 (0.2956)
<i>Dummy</i>	-0.0093** (0.0243)	-0.0012** (0.0121)	-0.0977*** (0.0025)	-0.0074*** (0.0029)	0.0005 (0.6711)	-0.0004 (0.7193)	-0.0005 (0.7276)	0.0007 (0.5241)	-0.0017 (0.2794)	0.0012 (0.3233)	0.0016 (0.3370)	0.0006 (0.6593)	-0.0008 (0.6366)
<i>Volatility</i>	0.1133*** (0.0001)	0.0165*** (0.0003)	1.0162*** (0.0001)	0.0095 (0.7975)	-0.0431*** (0.0004)	-0.0691*** (<.0001)	-0.0485*** (0.0029)	-0.0484*** (<.0001)	-0.0096 (0.4750)	-0.0298*** (0.0011)	-0.0441*** (<.0001)	-0.0475*** (0.0013)	-0.0672*** (0.0059)
<i>Volume</i>	0.0075 (0.3413)	0.0001 (0.8921)	-0.0102 (0.8634)	0.0257*** (0.0001)	0.0137*** (0.0001)	0.0159*** (<.0001)	0.0164*** (<.0001)	0.0151*** (<.0001)	0.0185*** (<.0001)	0.0129*** (<.0001)	0.0116*** (0.0008)	0.0153*** (<.0001)	0.0154*** (0.0017)
<i>T2M</i>	0.1840*** (0.0020)	0.0270*** (0.0002)	2.0681*** (0.0001)	0.1783*** (0.0002)	0.0201 (0.3402)	0.0312 (0.1770)	0.0051 (0.8309)	-0.0280 (0.1209)	0.0260 (0.2570)	-0.0162 (0.3395)	-0.0080 (0.7285)	0.0380 (0.1434)	-0.0148 (0.5244)
Adj-R ²	0.5333	0.5120	0.4446	0.5422	0.1762	0.2887	0.1343	0.2979	0.3359	0.1615	0.2021	0.2257	0.2341
樣本數	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120

註：表中之迴歸式設計如下：

$$Clustering_t = \beta_0 + \beta_1 Dummy_t + \beta_2 Volatility_t + \beta_3 Volume_t + \beta_4 T2M_t + \varepsilon_t$$

其中 t 代表第 t 日， $Clustering$ 為價格群聚水準，衡量變數包括有 0 與 5 所占的比例、HHI、以及 SR 三種指標，此外亦針對各尾數比例進行迴歸分析； $Dummy$ 為公佈三大法人交易部位前後的虛擬變數，其中 2008 年 4 月 7 日之前為 0，之後為 1； $Volatility$ 為市場真實波動率，以日內每 1 分鐘的報酬率來計算； $Volume$ 為每日近月份契約交易量取自然對數，而在個別尾數比例的迴歸式中，此變數則是為當日該尾數的近月份契約交易量取自然對數； $T2M$ 為近月份契約的年化距到期日期間。考量迴歸式具有異質變異與自我相關的問題存在，因此迴歸式估計係數的標準誤以 Newey & West (1987) 的共變異數矩陣來修正。括號中的值為 p-value，***、**、* 分別表示顯著水準為 1%、5%、10% 的檢定結果。

表 6 台指期貨 (TXF) 遠月份契約成交價格群聚之迴歸分析

應變數 解釋變數	P _(0,5)	HHI	SR	P ₍₀₎	P ₍₁₎	P ₍₂₎	P ₍₃₎	P ₍₄₎	P ₍₅₎	P ₍₆₎	P ₍₇₎	P ₍₈₎	P ₍₉₎
<i>Constant</i>	0.6389*** (<.0001)	0.2077*** (<.0001)	4.6309*** (<.0001)	0.4281*** (<.0001)	0.0553*** (<.0001)	0.0511*** (<.0001)	0.0314*** (<.0001)	0.0168** (0.0279)	0.1403*** (<.0001)	0.0448*** (<.0001)	0.0206*** (0.0054)	0.0809*** (<.0001)	0.0384*** (<.0001)
<i>Dummy</i>	-0.0100 (0.1625)	-0.0062** (0.0124)	-0.1245* (0.0868)	-0.0151** (0.0240)	0.0028 (0.4489)	0.0021 (0.3508)	0.0050 (0.1051)	-0.0008 (0.7791)	0.0021 (0.6826)	0.0006 (0.8301)	0.0002 (0.9511)	-0.0028 (0.5200)	-0.0026 (0.2449)
<i>Volatility</i>	0.0587 (0.3475)	0.0199 (0.3692)	1.0043* (0.0788)	0.0525 (0.3804)	0.0078 (0.7965)	-0.0165 (0.4502)	-0.0020 (0.9055)	0.0217 (0.4247)	0.0076 (0.8915)	0.0010 (0.9644)	-0.0307 (0.1474)	-0.0391 (0.2162)	-0.0093 (0.4998)
<i>Volume</i>	-0.0303*** (<.0001)	-0.0094*** (<.0001)	-0.3432*** (<.0001)	-0.0243*** (<.0001)	0.0032*** (0.0001)	0.0051*** (<.0001)	0.0061*** (<.0001)	0.0068*** (<.0001)	0.0000 (0.9957)	0.0048*** (<.0001)	0.0076*** (<.0001)	0.0038*** (0.0075)	0.0049*** (<.0001)
<i>T2M</i>	-0.4900*** (<.0001)	-0.0326 (0.4235)	-3.7248*** (0.0013)	-0.2772** (0.0338)	0.1079** (0.0383)	0.1306** (0.0454)	0.1336** (0.0166)	0.1208*** (0.0072)	0.0018 (0.9883)	0.1137** (0.0159)	0.1486*** (0.0010)	0.0216 (0.7431)	0.1581*** (0.0002)
Adj-R ²	0.4829	0.4617	0.5679	0.3491	0.0554	0.1829	0.3192	0.4036	-0.0339	0.1591	0.4315	0.0496	0.2023
樣本數	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120	120

註：表中之迴歸式設計如下：

$$Clustering_t = \beta_0 + \beta_1 Dummy_t + \beta_2 Volatility_t + \beta_3 Volume_t + \beta_4 T2M_t + \varepsilon_t$$

其中 t 代表第 t 日， $Clustering$ 為價格群聚水準，衡量變數包括有 0 與 5 所占的比例、HHI、以及 SR 三種指標，此外亦針對各尾數比例進行迴歸分析； $Dummy$ 為公佈三大法人交易部位前後的虛擬變數，其中 2008 年 4 月 7 日之前為 0，之後為 1； $Volatility$ 為市場真實波動率，以日內每 1 分鐘的報酬率來計算； $Volume$ 為每日遠月份契約交易量取自然對數，而在個別尾數比例的迴歸式中，此變數則是為當日該尾數的遠月份契約交易量的自然對數； $T2M$ 為近月份契約的年化距到期日期間。考量迴歸式具有異質變異與自我相關的問題存在，因此迴歸式估計係數的標準誤以 Newey & West (1987) 的共變異數矩陣來修正。括號中的值為 p-value，***、**、* 分別表示顯著水準為 1%、5%、10% 的檢定結果。

伍、結論

本研究針對台灣期貨交易所施行盤後公佈三大法人交易資訊的制度，分析此措施對於價格群聚的影響，亦即事後市場透明度之提升，對於價格群聚的程度變化之探討。首先在價格群聚現象的分析上，實證結果顯示台指期貨具有明顯的價格群聚現象，亦即價格尾數集中 0 與 5 的交易筆數明顯高於其他數字；若比較近月份契約與遠月份契約之價格群聚現象，則可發現遠月份契約之價格群聚程度高於近月份契約，因此間接驗證流動性對於價格群聚現象之影響；此外在台指期貨的價格群聚現象，亦可發現受投資人的行為偏好所影響。其次，在比較市場透明度提升前後的價格群聚變化分析上，研究結果發現市場透明度的提升，確實有助於價格群聚程度的下降，亦即各種價格群聚指標皆呈現下降趨勢。最後，在迴歸分析的驗證上，在控制其他市場因素對價格群聚的影響後，依然可以得到價格群聚程度具有顯著下降的結果，因此再次驗證市場透明度的提升，有助於降低價格群聚的程度。

綜合上述實證結果，本研究推論市場透明度的提升，有助於投資人對價格資訊的了解與掌握，是故市場參與者會以較精確的價格來進行買賣交易，因此符合 Ball et al. (1985) 的最適價格決定假說與 Harris (1991) 的協商假說之推論結果。就實務政策意涵而言，台灣期貨交易所的盤後公佈三大法人交易資訊的措施，有助間接降低投資人的隱性交易成本，進而提升台指期貨的市場品質。

參考文獻

- [1]. 闕河士 (2003), 摩根台股指數期貨契約價格群聚現象之實證, 管理學報, 第二十卷第四期, 頁 689-720。
- [2]. Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold and P. Labys (2001), "The Distribution of Exchange Rate Volatility", *Journal of the American Statistical Association*, 96, 42-55.
- [3]. ap Gwilym, O., A. Clare and S. Thomas (1998), "Extreme Price Clustering in the London Equity Index Futures and Options Markets", *Journal of Banking and Finance*, 22, 1193-1206.
- [4]. Ball, C.A., W. Torous and A.E. Tschoegl (1985), "The Degree of Price Resolution: The Case of the Gold Market", *Journal of Futures Markets*, 5, 29-43.
- [5]. Bloomfield, R., and M. O'Hara (1999), "Market Transparency: Who Wins and Who Loses?", *Review of Financial Studies*, 12, 5-35.
- [6]. Bloomfield, R., and M. O'Hara (2000), "Can Transparent Markets Survive?", *Journal of Financial Economics*, 55, 425-459.
- [7]. Board, J., and C. Sutcliffe (1996), "Trade Transparency and the London Stock Exchange", *European Financial Management*, 2, 355-365.
- [8]. Board, J., and C. Sutcliffe (2000), "The Proof of the Pudding: the Effects of Increased Trade Transparency in the London Stock Exchange", *Journal of Business Finance and Accounting*, 27, 887-909.
- [9]. Brown, P., A. Chua and J. Mitchell (2002), "The Influence of Cultural Factors on Price Clustering: Evidence from Asia-Pacific Stock Markets", *Pacific-Basin Finance Journal*, 10, 307-322.
- [10]. Brown, P., and J. Mitchell (2008), "Culture and Stock Price Clustering: Evidence from the Peoples' Republic of China", *Pacific-Basin Finance Journal*, 16, 95-102.
- [11]. Chowdhry, B. and V. Nanda (1991), "Multi-market Trading and Market Liquidity", *Review of Financial Studies*, 4, 483-511.
- [12]. Christie, W.G. and P.H. Schultz (1994), "Why do NASDAQ Market Makers Avoid Odd-eighth Quotes?", *Journal of Finance*, 49, 1813-40.

- [13].Chung, H. and S. Chiang (2006), "Price Clustering in E-mini and Floor-traded Index Futures", *Journal of Futures Markets*, 26, 269-96.
- [14].Dumitrescu, A. (2010), "Liquidity and Optimal Market Transparency", *European Financial Management*, 16, 599-623.
- [15].Easley, D. and M. O'Hara (2010), "Microstructure and ambiguity", *Journal of Finance*, 65, 1817-1846.
- [16].Flood, M., R. Huisman, K.Koedijk, and R. Mahieu (1999), "Quote Disclosure and Price Discovery in Multiple-Dealer Financial Markets", *Review of Financial Studies*, 12, 37-59.
- [17].Gemmell, G. (1996), "Transparency and Liquidity: A Study of Block Trades on the London Stock Exchange under Different Publication Rules", *Journal of Finance*, 51, 1765-1790.
- [18].Goodhart, C. and R. Curcio (1991), "The Clustering of Bid-Ask Prices and Spread in the Foreign Exchange Markets", Discussion Paper No.110, London: London School of Economics, Financial Markets Group.
- [19].Grossman, S.J., M.H. Miller, K.R. Cone, D.R. Fischel and D.J. Ross (1997), "Clustering and Competition in Asset Markets", *Journal of Law and Economics*, 40, 23-60.
- [20].Harris, L. (1991), "Stock Price Clustering and Discreteness", *Review of Financial Studies*, 4, 389-415.
- [21].Hornick, J., J. Cherianand and D. Zakay (1994), "The Influence of Prototypic Values on the Validity of Studies using Time Estimates", *Journal of Market Research Society*, 36, 145-7.
- [22].Ikenberry, D. and J.P. Weston (2007), "Clustering in US Stock Prices after Decimalization", *European Financial Management*, 14, 30-54.
- [23].Loomes, G. (1988), "Different Experimental Procedures for Obtaining Valuations of Risky Actions: Implications for Utility Theory", *Theory and Decision*, 25, 1-23.

- [24].Madhavan, A. (1996), "Security Prices and Market Transparency", *Journal of Financial Intermediation*, 5, 255-283.
- [25].Madhavan, A. (2000), "Market Microstructure: A Survey", *Journal of Financial Markets*, 3, 205-258.
- [26].Madhavan, A. (2002), "Market Microstructure: A Practitioner's Guide", *Financial Analysts Journal*, 58, 28-42.
- [27].Madhavan, A., D. Porter, and D. Weaver (2005), "Should Securities Markets Be Transparent?", *Journal of Financial Markets*, 8, 266-288.
- [28].Martinez, V., and Y. Tse (2006), "Multi-market Trading in the Gold Futures Market", *Review of Futures Markets*, 15, 239-263.
- [29].Newey, W.K., and K.D. West (1987), "A Simple Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, 703-708.
- [30].O'Hara, M. (1995), "Market Microstructure Theory", Blackwell Publishers, Cambridge, Mass.
- [31].O'Hara, M. (2001), "Designing Markets for Developing Countries", *International Review of Finance*, 2, 205-215.
- [32].O'Hara, M. (2003), "Presidential Address: Liquidity and Price Discovery", *Journal of Finance*, 58, 1335-1354.
- [33].O'Hara, M. (2007), "Optimal Microstructures", *European Financial Management*, 13, 825-832.
- [34]. Ohta, W. (2006), "An Analysis of Intraday Patterns in Price Clustering on the Tokyo Stock Exchange", *Journal of Banking and Finance*, 30, 1023-1039.
- [35].Parkinson, M. (1980), "The Extreme Value Method for Estimating the Variance in the Rate of Return", *Journal of Business*, 53, 61-65.
- [36].Porter, D.C., and D.G. Weaver (1998), "Post-Trade Transparency on Nasdaq's National Market System", *Journal of Financial Economics*, 50, 231-252.
- [37].Schwartz, A.L., B.F. Van Ness and R.A. Van Ness (2004), "Clustering in the Futures Market: Evidence from S&P 500 Futures Contracts", *Journal of Futures Markets*, 5, 413-428.

委外研究報告摘要

期貨公會揭露會員財務業務資料之研究

摘 要

● 吳壽山·鍾惠民
葉淑玲·高儀慧
游聖貞

壹、緒論

「期貨業商業同業公會管理規則」第九條規範期貨公會應於一定處所備置會員之財務業務資料，以供公眾閱覽。但因期貨公會會員之業務型態差異頗大，計有期貨經紀商、期貨自營商、期貨顧問事業、期貨經理事業、期貨信託事業以及期貨交易輔助人等業務項目。甚且，各會員向主管機關申報之財務業務資料所送交之單位不同，有些是直接向主管機關申報、有些則透過臺灣期貨交易所或期貨公會轉報。再加上公告揭露期貨業者財務業務資料之單位也各異，其中，臺灣期貨交易所網站揭露期貨商財務資料，並建置有「期貨商公開資訊觀測站」；期貨經理事業操作績效等資料由期貨公會公布；期貨信託事業及期貨信託基金相關資料透過集保結算所建置與維護之「期信基金資訊觀測站」揭露，並未由單一機構加以整合。因此，期貨公會欲依前述規定執行實有困難，且對於期貨交易人或其他市場資訊使用者，在資訊蒐集上亦增加其困擾。

為確實協助期貨公會執行「期貨業商業同業公會管理規則」賦予期貨公會之職責，本研究擬針對期貨公會揭露會員財務業務資料之範圍、如何與其他相關單位妥善分工處理、資訊如何交流等議題，進行研究，並作為公會日後執行是項業務之參考。本計畫除蒐集國外期貨業資訊揭露之現況以及國內期貨業資訊申報與揭露之情形，並召開座談會瞭解國內期貨業資訊申報與揭露之需求，本研究案預計達成以下目標：

一、了解現行受理期貨業者財務業務資料申報之機構，進行整合之必要性。

二、探討期貨業者財務業務資料透過單一窗口申報揭露之可行性，並與其現況之優缺點作比較。

- 三、探討期貨公會應揭露之會員財務業務資料應包括之內容，以及是否應針對查詢對象之不同而有所區隔？
- 四、蒐集及比對國外期貨相關組織之作法，並提出對我國期貨業財務業務資訊揭露之建議。

貳、國內外期貨業財務業務資訊申報及揭露現況

一、國內期貨業財務業務資訊申報及揭露現況

期貨公會會員應向期貨公會申請（報）登記之事項包括：會員申請入退會及變更會籍資料、會員負責人及業務員登記事項、會員總公司分支機構登錄作業、期貨公會「會員公司服務系統」規定申報事項。另依公會會員不同業別相關法規之規範，尚有其他應申報揭露事項。但因期貨公會會員之業務型態差異頗大，各會員向主管機關申報之財務業務資料所送交之單位亦不盡相同，公告揭露期貨業者財務業務資料之單位也各異。

有關我國期貨業財務業務資訊申報主要法源基礎，期貨商主要依據「期貨商管理規則」以及相關函令；期貨信託事業依「期貨信託事業管理規則」、「期貨信託基金管理辦法」以及相關函令；期貨顧問事業係依「期貨顧問事業管理規則」；期貨經理事業依「期貨經理事業管理規則」；期貨交易輔助人則依「證券商經營期貨交易輔助業務管理規則」申報各項定期及不定期資訊。

在資訊申報揭露的分工上，期貨業之主管機關為行政院金融監督管理委員會；另由臺灣期貨交易所主要負責期貨商、期貨經理（兼營）及期貨交易輔助人之資訊申報；期貨公會主要負責期貨信託事業、期貨顧問事業及期貨經理事業（專營）之資訊申報。而在資訊申報揭露方式，目前仍採書面及電子媒體申報雙軌並行的機制，期貨商的部分資料已可透過期貨商媒體申報系統申報，並於期交所網站揭露；而期信及期信基金相關資訊則可透過「期信基金資訊觀測站申報／揭露平台」申報及提供一般大眾查詢。

在期貨業財務業務資訊申報主要內容方面，可分為定期及不定期兩大類。定期資訊，主要包括年度財務報告、半年度財務報告（期貨商）、會計科目月計表（期貨商與期信）、財務比率月報表（期貨商與期信）、次一年度之年度稽核計畫、上一年度之年度稽核計畫執行情形、上一年度內部稽核所見異常事項改善情形、稽核人員名冊(年)、內部控制制度聲明書(年)、行業別資訊（如期貨商調整後資本額(ANC)計算表…）等。不定期資訊則可分為事先申報及事後申報，前者包括：開業、停業、復業或終止營業。（另期貨商變更期貨交易結算交割之期貨商亦須事先申報。）後者則包括：董事、監察人、經理人或業務員有期貨相關法規規定情事；董事、監察人、經理人、大股東持股變動情形；影響營運之重大事件；行業別資訊（如期信基金跌幅超過規定比率…）等。

由上述說明可知，目前有關我國期貨商、期貨經理、期貨顧問及期貨信託事業之資訊申報項目及揭露各有其分別之法源基礎，而其揭露管道亦並不一致。至於資訊申報揭露管道方面，目前期貨商及期貨信託事業均已分別由期貨交易所及期貨公會（委託集保）建立網路電子媒體申報平台，而期貨顧問及期貨經理則仍以書面申報為主。有關我國期貨業財務業務資訊申報揭露比較，可參閱完整報告表 2-8。

二、國外期貨業財務業務資訊申報及揭露現況

在國外期貨業財務業務資訊申報揭露方面，本研究蒐集美、日、香港、中國大陸、新加坡共五國負責處理申報之對象，由公會、交易所等自律組織，到主管機關直接負責的情形都有。美國方面，雖然各業別所使用之申報系統不同，但是都歸類在 NFA 管轄底下；日本是由主管機關直接受理申報，依金融商品交易法設立之申報平台為 EDINET，但另一個「電子政府服務網站」亦扮演申報之第二平台；香港處理申報之對象及管理申報平台均為香港證監會，所使用之兩個申報平台也是由證監會直接管理或出資；中國大陸在期貨業發展上剛處於起步階段，但目前處理揭露對象以確立由期貨業協會成為單一窗口；新加坡處理申報之對象

為主管機關和交易所，並依據業者持牌業別與申報項目，分別對主管機關和交易所進行申報。

從國外期貨資訊揭露的現況可以得知，目前各國期貨市場對於資訊的公開皆有逐漸走向電子化及網路化的趨勢，而新加坡、香港等地之期貨市場，均已提供單一之申報窗口，供金融業者申報相關資訊，不僅使得期貨業者在申報作業上得以節省作業時間及人力成本，亦便利資訊之公開及查詢。有關國外期貨業財務業務資訊申報揭露比較，可參閱完整報告表 3-6。

三、我國與國外期貨業資訊申報及揭露之比較

在資訊申報揭露之內容方面，臺灣之期貨商及期貨信託事業所需申報之資訊項目，相較於國外期貨業者，有過之而無不及。充足的資訊可使投資人獲得保障，然而過多的資訊並不一定就是對投資人有益的，反而會產生「資訊超載」的現象，使投資人無法清楚的辨別出重要的資訊。因此，若能進一步對資訊加以整理分類亦可增進對資訊的使用效率。

在公開管道方面，可以看出因網際網路發達，國外主要期貨市場已經將電子媒體視為期貨市場資訊揭露的主要工具，不僅可透過網際網路申報，亦提供會員及一般大眾線上查詢。就我國期貨市場而言，期貨商之主要資訊揭露管道在期貨交易所網站，此於我國期貨市場建立初期僅有期貨商一類期貨業者，且大多為期貨交易所之會員有關，而後，我國陸續開放期貨信託、期貨經理、期貨顧問等期貨服務事業，才將此部分業者之申報揭露管道移至期貨公會。

茲將我國與外國期貨市場對期貨業者資訊申報揭露管道比較如下表一：

表一、我國與國外期貨市場對期貨業者資訊申報揭露管道之比較

國家地區 比較項目	我國	美國	日本	香港	中國大陸	新加坡
主管機關	行政院金管會	CFTC	金融廳	香港證監會	中國證監會	金融管理局
處理申報之機構	- 期貨商：主要為期交所 - 期貨信託、期貨經理、期貨顧問：主要為期貨公會	NFA	金融廳設置於各地方之財務局	香港證監會	中國證監會、中國期貨業協會	新加坡金融管理局、SGX
電子申報平台	- 期貨商：期交所媒體申報系統 - 期貨信託事業：期信基金資訊觀測站 - 期貨公會會員：會員服務系統	依業別不同由不同平台申報（參報告本文表3-2）	EDINET、電子政府服務網	證監會電子服務網站、金融服務網路	中國期貨業協會網站	MASNET、SGX Data Submission System
期貨業資訊揭露平台	- 期信基金觀測站 - 期貨公開資訊觀測站 - 期貨交易所網站 - 期貨公會網站	- CFTC 網站 - NFA 網站（「BASIC」系統）	EDINET、電子政府服務網	- 香港證監會網站 - 香港交易所網站	中國期貨業協會「期貨公司信息公示系統」	- MASNET - SGX 網站
期貨公會網站之會員資訊揭露	期貨公會網站建置有「會員服務系統」，惟不具資訊揭露功能，另有揭露會員名單	NFA 建置有「BASIC」系統	日本金融期貨協會未特別建置相關系統，但有揭露會員名單、受處分名單等	沒有期貨公會之設置	中國期貨業協會建置有「期貨公司信息公示系統」	沒有期貨公會之設置

資料來源：本研究整理

經參酌國外的現況與國內期貨業者以及學者專家之意見，加上本研究對目前國內現狀的探討，本研究提出我國期貨公會會員財務業務資料揭露內容分級，以及申報揭露架構改善之建議。

參、期貨業財務業務資訊揭露內容之分級

由於目前期貨商及期貨信託之資訊揭露項目已相當多，應已足夠提供一般大眾或期貨交易人瞭解期貨商及期貨信託事業或期貨信託基金，然而對於專業的期貨投資人或是期貨同業之間，似仍有所不足，如本研究報告所召開之諮詢座談會中期貨同業提出，每月仍須由同業自行彙整相關財務資料。

本報告建議可將期貨公會會員各項揭露的資訊初步區分為「基本」與「進階」兩級，其中基本資訊可供一般大眾或期貨交易人使用，主要目的在於介紹期貨會員的基本背景資料，如：公司基本資訊、近期重大訊息、簡明財務報表等。而在進階資訊部分則提供較為深入的公司資訊，如：收支概況表等，以供同業或專業人士進一步的研究分析之用，如此，將可使不同的需求者對不同的資訊加以利用，有助提昇資訊的使用效率。另規劃「管理資訊」，提供主管機關、期交所及期貨公會監督及管理所需資訊。

一、基本資訊

依據現行期貨業財務業務資訊申報之項目或是必然可取得之資訊，本研究提出之初步分級，基本資料範圍包括：董監經理人資訊、重大訊息、財務資訊、內控資訊、懲處資訊等六大類別，主要提供一般投資大眾瞭解期貨業者之概況基本資訊。基本資訊內容初步規劃如下表所示。

表二、期貨業資訊揭露分級－基本資訊

期貨業類別 資訊類別		期貨商	期貨信託 事業	期貨 顧問	期貨 經理	期貨交 易輔助 人
基本資料	至少應包括： ● 公司名稱 ● 統一編號 ● 營業範圍 ● 負責人 ● 資本額 ● 地址 ● 電話 ● 電子郵件信箱	✓	✓ (另需揭露銷售機構、保管機構、期信基金之基本資料)	✓	✓	✓

資訊類別	期貨業類別	期貨商	期貨信託事業	期貨顧問	期貨經理	期貨交易輔助人
	● 公司網址					
董、監、經理人資訊	至少應包括： ● 董、監、經理人之姓名、職務、任職時間、學經歷 ● 董、監、經理人及大股東之持股變動情形(上櫃期貨商才需要)	✓	✓	✓	✓	✓
重大訊息	主要包括依規定應事先申報、應於知悉或事實發生之日起 2 個或 5 個營業日申報之事項	✓	✓ (另需揭露期信基金之重大訊息)	✓	✓	✓
財務資訊	年度財務簡表	✓	✓	✓	✓	揭露證券商之財報資料
	半年度財務簡表	✓	✓	NA	NA	揭露證券商之財報資料
	第 1,3 季財務簡表	上櫃期貨商才需要	NA	NA	NA	揭露證券商之財報資料
	簡明財務資料表(每月)	✓	✓	NA	NA	揭露證券商之財報資料
	財務比率月報表	✓	✓	NA	NA	揭露證券商之財報資料
	行業別資訊	調整後淨資本額(ANC)	● 基金淨值 ● 基金投資概況 ● 基金公開說明書摘要	NA	NA	NA
內控資訊	內部控制聲明書	✓	✓	✓	✓	✓
懲處資訊		✓	✓	✓	✓	✓

資料來源：本研究整理

二、進階資訊

進階資訊包括收支概況表、會計月報表、國內外期貨交易月報表、完整之財務報告、完整之基金財務報告、業務量月報表等，主要係提供專業人士或是期貨同業進一步分析比較整體期貨產業之業務情形，有助於期貨業者瞭解本身於整體產業之位置，並有助於其經營決策之擬定。進階資訊內容初步規劃如下表所示。

表三、期貨業資訊揭露分級－進階資訊

期貨業類別 資訊類別	期貨商	期貨信託 事業	期貨顧問	期貨經理	期貨交易 輔助人
財務資訊	● 收支概況表 ● 會計科目月計表 ● 完整之年度、半年度、及第一、三季財務報告（上櫃期貨商）	● 完整之年度財務報告 ● 完整之基金財務報告 ● 完整基金公開說明書	● 完整之年度財務報告	● 完整之年度財務報告	NA
業務資訊	● 國內期貨交易量月報表 ● 國外期貨交易量月報表	● 期貨信託契約 ● 基金銷售文件 ● 市場統計資訊 ● 對特定人募集之基金	(註)	● 期貨經理業務統計表 ● 期貨經理事業操作績效統計表	● 業務量月報表

註：期貨顧問基於業務性質，原先申報資訊即較少，且大部分屬於監管所需資訊，故不擬就現行已申報資訊，建議新增揭露項目。

資料來源：本研究整理

三、管理資訊

除對外向一般大眾及專業人士揭露之「基本資訊」與「進階資訊」外，尚有提供金管會、期貨交易所及期貨公會，進行期貨業界及會員監督管理所需之管理資訊。

- (一) 金管會：包含所有期貨業已申報之資訊內容（含機密資訊）。
- (二) 期交所：包含期貨商及期貨交易輔助人之所有申報資訊（含機密資訊）。
- (三) 期貨公會：包含所有期貨公會會員（期貨商、期貨經理、期貨顧問、期貨信託、期貨交易輔助人）之已申報財務業務資訊，尤以和業務相關者（例如：採電子下單與傳統下單之契約種類與成交量統計）應提供予期貨公會，以瞭解整體期貨業之發展。

肆、期貨業資訊申報揭露管道改善

有關資訊申報揭露管道方面，經彙整國外經驗及國內上市（櫃）公司及諮詢座談會之產官學界意見，擬提出三階段之改善建議。第一階段，主要係基於滿足期貨公會會員之需求，且站在服務會員的角度，仍維持現行申報管道，而由期貨公會彙整會員資訊需求，向期貨交易所提出申請。第二階段則是基於加強期貨公會對於會員管理之職能，而建議期貨交易所能與期貨公會分享其已取得之期貨商財務業務資訊，其方法可能是設立一組帳號密碼並設定適當權限，以取得相關之申報資訊。第三階段則是由整體期貨市場之申報作業效率著眼，長期而言，朝向整合各項申報管道及申報文件，建立期貨業之單一電子申報平台，且以此作為主要揭露管道，以節省期貨業者之作業時間與人力成本。

有關三階段之詳細說明如下：

一、第一階段：維持現行申報管道，由期貨公會彙整會員資訊需求，向期貨交易所提出申請

依據參與本研究案所召開之「我國期貨業財務業務資訊揭露之探討」諮詢座談會之期貨業者表示，現行如欲蒐集其他期貨商之每月收支概況，必須由業者自發性彙整資料，由其中一家期貨商負責彙整工作，而其他期貨商則於申報至期交所時，同時將資料提供給負責彙整之期貨商，而不願提供業者之資料，則須另外至期貨交易所圖書館影印其相關資料，以人工方式輸入建檔彙整，再提供其他同業使用。由此顯示，此類型資料，對期貨業者而言，的確有其使用需求。在不修法，且不改善現行申報作業流程情況下，可考慮由期貨公會彙整會員資訊需求，

向期貨交易所提出申請，再由期貨公會定期提供給會員參考或再加值利用，在此一階段，由於僅係期貨交易所與期貨公會間之資訊分享，且不違背資訊公開之公平性，應可儘快進行以符合期貨業界之資訊需求。

二、第二階段：維持現行申報管道，促進申報揭露資訊之分享

期貨公會基於服務會員的立場，有必要協助會員取得或整理所需之公開資訊，或是基於監理規範會員之需求，亦應確實瞭解會員之財務業務狀況。惟目前期貨會員當中種類眾多，其中，期貨商之申報對象主要為期貨交易所，故期貨公會並無法完整取得會員之相關資訊。參考目前證券商公會於類似情況的作法：證券商公會為落實並執行會員自律，有必要取得並了解會員現行已透過證券商單一窗口向證交所及櫃買中心申報之手續費費率標準與月計表中之總帳科目月計表及收支概況表等財務資料。而公會考量會員已向證交所及櫃買中心申報該等資料，為服務會員並減輕會員作業成本與負擔，會員無需再行向公會申報前開資料，由公會逕行請證交所（透過證券商單一窗口或其他方式）提供該等資料，以利「中華民國證券商業同業公會會員受託買賣有價證券收取手續費自律規則」之執行。基於加強期貨公會對於會員服務及自律管理之職能，建議期貨交易所能與期貨公會分享其已取得，有利於自律運作之期貨商財務業務資訊，藉由設立專屬之帳號密碼並設定適當權限，以取得所需之期貨商申報自律運作資訊。

三、第三階段：：建立單一之電子申報系統

目前我國期貨商必須將其申報資料輸入至期交所之期貨商媒體申報系統（另有部分採書面申報）、期貨信託必須將其資料輸入至期會公會委託集保建置之期信基金資訊觀測站（另有部分採書面申報）、而期貨顧問及期貨經理則必須將書面及電子資料申報至期貨公會再轉送金管會，藉由以上方式以完成法規規範之申報手續。然而，上述這些動作並未完成申報之手續，期貨業者仍須將其所需申報之書面資料正本或副本抄送金管會、期貨交易所、期貨公會等單位。對於需要準備和申報這些資料的期貨業者而言，的確是一項負擔，另一方面，收到這些書面資料的單位，亦必須有專人以及足夠的空間處理和存放這些資料，不啻亦為一項

為數不少的成本。

建議未來似可先參考中國大陸作法，減化申報程序，並整合公開管道，建立單一之電子申報系統，期貨業者僅需依規定將公告資料輸入或上傳至該電子申報系統，並先經電腦程式形式檢查無誤（無缺漏、無格式不符、無欄位屬性不符、無數額計算上之錯誤等），再由專人審核內容通過後，即視為完成申報動作，同時由該系統於業者輸入帳號密碼後，判別期貨業者身分（例如：期貨商／期貨信託／期顧／期經？是否為公開發行？是否上市櫃），並將應申報之資訊，自動抄送予期貨交易所、期貨公會、櫃檯買賣中心等相關單位，以減化申報之手續，達成單一窗口申報（one-stop filing）。

有關單一之電子申報系統規劃建置，應採循序漸進方式，分階段實施，第一階段為系統建置與試行階段：由於電子媒體申報系統的建置上，我國不論是在證券市場或是目前的期貨市場均已有相當經驗，甚至可利用現有系統加以擴充使用，以縮短系統開發的時程；第二階段則為意見蒐集和系統修正階段，於試行階段完成後，必須蒐集試用者（申報者及資訊使用者）、專家、學者等的意見，以作為系統修正之參考，俾使其更臻完善；第三階段則為全面採行的電子申報的階段，然而後續則仍可持續微調電子申報系統，俾使該系統運作更為順暢，更能符合使用者需求。

在系統建置與管理方面，可以參照中國大陸模式，將委外管理建製納入考量。目前期交所設有期貨商媒體申報系統供期貨商採行電子申報，期貨公會委託集保建置期信基金資訊觀測站供期信事業採行電子申報，櫃買中心則有公開資訊觀測站以供上櫃期貨商採行電子申報。未來主管機關在考慮建置電子申報系統時，或可以借重上述單位之經驗，委託其辦理規劃建置但仍在主管機關網站建置申報及查詢畫面，而使申報者及資訊使用者可以在主管機關網站上迅速地找到所需的資訊，在網路申報與揭露時亦應注意確保資料傳輸之安全性。

期貨市場電子申報系統之建置需要一定的終端機、伺服器以及網路設備等，並需要系統規劃建置及後續維護的人力，故應有一定的經費支援。由期貨市場健

全發展之觀點而言，各項原始資訊的揭露應視為期貨業者之義務，由其負擔系統之維護費用，應屬合理，而期貨交易所及期貨公會基於服務會員的立場，或可考量支援初期建置的經費。而資訊使用者對於基本的公開資訊，應使其免費使用。惟若資料需經過加值處理，或經過分析運算，則可由資訊使用者付費使用。

伍、 結論與建議

一、 結論

就國際趨勢來看，世界先進各國均將提升金融市場之資訊透明度，列為其重要目標，而網際網路等資訊科技之運用，更有助於資訊申報揭露之及時性與使用之便利性。我國目前期貨業資訊申報揭露之情況，依其業別不同，而有不同之法源基礎，並分別向不同之機構及平台申報，目前期貨業之資訊申報揭露並未由單一機構加以整合，且格式亦未統一。對於期貨業者而言，其申報揭露作業較為繁瑣甚至重複，而對於期貨交易人或其他市場資訊使用者，在資訊蒐集上亦增加其困擾。由國外期貨業之資訊申報揭露之現況可知，各國負責處理申報揭露之機構，從公會、交易所等自律組織，到主管機關直接負責的情形均有，有鑑於此，本計畫著眼於改善現行期貨業之財務業務資訊揭露，並期能提出符合需求之改善方案。

本研究案提出之期貨業財務業務資訊揭露三階段的執行方案，彙整如下表。

表四、期貨業財務業務資訊揭露三階段執行方案

建議階段 比較項目	第一階段	第二階段	第三階段
作業程序	由期貨公會彙整期貨商資訊需求，再向期交所提出申請	由期貨交易所開立帳號密碼給期貨公會查詢期貨商已申報資訊	整合現行申報管道，建立期貨業單一申報平台，並同時兼具資訊揭露功能
法規修正	無。	無。惟須於會員自律規則告知，期貨公會將以此方式取得會員之財務業資訊。	參考大陸期貨業作法，制定「期貨業媒體申報作業辦法」。
涉及單位	期貨商、期貨公會、期貨	期貨公會、期貨交易所	主管機關、全體期貨業

建議階段 比較項目	第一階段	第二階段	第三階段
	交易所		者、期貨公會、集保、期貨交易所
優點	● 期貨商可減少自行蒐集同業收支概況所需之作業時間及人力成本 ● 期貨公會提供會員服務 ● 提供會員瞭解同業之經營概況，提升經營效率	● 期貨公會得以查詢並分析期貨商財務業務狀況，善盡會員監督管理之責	● 符合世界潮流 ● 期貨業者僅需向單一窗口申報，簡化申報作業節省申報所需之時間與人力成本 ● 採用電子申報，節省書面作業成本 ● 藉由資訊申報之平台自動將資訊傳送至應申報對象，俾利其分析使用，善盡對期貨業監督管理 ● 電子申報資料有助於加值分析
缺點	● 彙整會員意見所需時間較長 ● 有可能因應會員不同新增需求，而需另案申請 ● 現行申報作業繁雜，格式未統一之問題，仍未解決	● 現行申報作業繁雜，格式未統一之問題，仍未解決	● 建置成本較高，其經費來源取得問題需考量 ● 由誰來建置之問題需取得共識 ● 後續之維護成本由誰支付 ● 申報格式之考量

資料來源：本研究整理

二、研究局限

本計畫在研究過程中，透過蒐集國內外期貨業已公開之資訊申報揭露管道與項目，並藉由召開諮詢座談會方式，充分瞭解產官學界對於期貨業資訊揭露之觀點，以提出分階段適合我國期貨業資訊揭露之改善方案，惟整體期貨業者意見對於本研究之看法，仍待期貨公會之確認。

此外，因國外對於期貨業之申報揭露要求項目之名稱與內容之差異，及跨國監理重點及範圍之議題，本研究報告仍未能有效建立各國在申報揭露項目之checklist及評估比較，探討各項資訊揭露所具備的涵義與價值未能完備，乃成為本研究之限制。

本計畫指出我國期貨業資訊揭露管道之整合方向，並提出架構以及短、中、長期的作法，但並未擴及程式設計、資訊系統以及細部之執行規劃。所需之專業資訊技術層面，本報告並未深入探討，有待進一步研議。

三、後續研究建議

本研究所延伸之跨國期貨業資訊揭露項目比較，分析得知目前國內期貨業之資訊揭露深廣度與國際接軌之連結程度，可做為未來改善之參考值得作為持續進行之行動改善計畫依據。

長期而言，有關本研究建議期貨業單一申報平台建構的必要性，應採循序漸進方式，第一階段為系統建置與試行階段，第二階段則為意見蒐集和系統修正階段；第三階段則為採行單一電子申報平台的階段。然而在進行單一電子化申報平台之前，仍有許多配套設計，需要就作業面依序研議。鑑於節省社會資源，現行期貨業已有期貨交易所，或期貨公會委託集保建置之電子申報系統，如未來之期貨業單一電子申報系統可透過其中之一辦理，其系統僅須作部分擴充調整，即可提供一個符合現行實務作業及降低作業成本之期貨業單一申報窗口，並期達到資訊透明及市場監理目的。

