

編輯者的話

衍生性商品的本質是重視研發與創新，為鼓勵學術界與實務界人士對此一風氣之重視，期貨公會自92年起發行「臺灣期貨與衍生性商品學刊」，此刊係全國第一個衍生性領域的專業刊物，每年出版一期，深獲好評。

自97年度起，本會建立各大專院校師資智庫，透過公開徵文及嚴謹的審核制度，朝向將本刊列入國科會TSSCI之目標前進，配合該規定，每年六月及十二月各出刊一次，以提升本學刊之專業品質與學術深度，結合學術與實務並重之精神，開創期貨業研發與創新之風氣。

本刊分為公開徵稿的“學術篇”、專案委外研究之“報告篇”兩大部分。前者係學術界及業界之研究精華，經由本會智庫學者至少三位評審通過後，始得刊登；後者則是配合期貨業實務發展之需求，本會專案委託學術界進行探討之結論，兩者對於期貨業界均有極大助益，值得有關人士參閱。本期內容在學術篇有「同時發行認購與認售權證對標的股票價格之影響」、「臺灣股票市場期貨結算效應之實證探討與分析」、「利率連動式債券之評價及提前買回機率之分析」、「臺灣金融指數基金（ETF）資訊傳遞效率之實證研究」、「臺灣50指數成分股異動對價格與成交量之影響」等五篇，經由嚴格的篩選、縝密的審核，內容精闢，皆為一時之選。鑒於此次投稿之稿件踴躍，然礙於篇幅有限，僅向本次向隅者致歉。本期之委外研究案，係本會委託大陸學者胡俞越教授所組成的研究團隊對「海峽兩岸期貨市場相互開放探討」所撰寫之研究報告，摘錄其中精華，與學術篇合輯彙編成此期內容。

每期學刊出版後，本會均會寄發給本會會員全省各地總分公司、各大專院校財經系所及圖書館，以及全國各公、私立圖書館，共計近兩千本，有一定程度之擴散及影響效果。本刊出刊期為每年的6月30日及12月30日，徵稿期則為每年4月30日、10月31日止，為使本刊精益求精，仍有賴各學界及專業人士共襄盛舉，踴躍投稿。

中華民國期貨業商業同業公會

秘書長



索引

■ 學術研究論文

- ◆ 同時發行認購與認售權證對標的股票價格之影響 ————— 詹錦宏・莊宗運 1
- ◆ 台灣股票市場期貨結算效應之實證探討與分析 ————— 黃明官・陳 瑄 23
- ◆ 利率連動式債券之評價及提前買回機率之分析 ————— 許溪南・何怡滿・ 59
陳耿忠
- ◆ 台灣金融指數基金(ETF)資訊傳遞效率之實證研究 ————— 胥愛琦・史大麗・100
黃信展
- ◆ 台灣50指數成份股異動對價格與成交量之影響 ————— 吳依正・廖永熙 138

■ 委外研究報告摘要

- ◆ 海峽兩岸期貨市場相互開放探討研究報告 ————— 胡俞越 165



發行人:賀鳴珩
 總編輯:謝夢龍
 責任編輯:張祥麟
 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:ken@futures.org.tw

※ 歡迎各界人士踴躍投稿 ※

學術研究論文

同時發行認購與認售權證對標的股票價格之影響

The impact of issuing call and put warrants simultaneously on the underlying stock prices

- ◆ 長庚大學企業管理研究所
- 詹錦宏 副教授
- ◆ 台北富邦銀行
- 莊宗運

摘 要

過去的文獻大多以研究發行認購權證是否會對標的股票價格造成影響，而本文主要則是探討券商在單獨與同時發行認購及認售權證時，對標的股票價格所產生之影響，進而探討認購及認售權證同時上市或下市時，對標的股票價格所產生之影響。研究結果發現，認購權證單獨發行時，由於發行券商的避險操作或投資策略對標的股票價格會產生正面效應，但是當認購及認售權證同時發行時，其對標的股票價格影響大幅減低。而不管券商單獨或同時發行認購及認售權證，其上市與下市對標的股票價格均不會產生顯著影響，顯示台灣股票市場之資訊流通相當迅速，發行券商並不容易透過權證之發行來賺取超額利潤。

關鍵詞：認購權證、認售權證、同時、股票價格

Keywords : call warrant, put warrant, simultaneously, stock price

● 「作者衷心感謝三位匿名審稿人的寶貴意見及精闢指正，當然本文若有任何錯誤均屬作者之責」。

壹、緒論

衍生性金融商品認購權證於1997年8月正式導入國內市場，提供了國內資本市場一個全新的金融工具，而第一張認購權證(大華01)於1997年8月21日開始公開發行，而於同年9月4日正式於證券交易所掛牌上市買賣，投資大眾增加了一種投資與避險的管道。雖然政府同時開放證券商發行認售權證，但發行認售權證所需採取的避險方式—放空標的證券，卻因受限於證券商管理規則第三十二條第一項規定：證券商不得申報賣出其未持有之有價證券，造成證券商無法發行認售權證，導致市場上只出現認購權證的發行，而未有認售權證之交易。隨著金融商品多元化發展，證券商對於拓展認購權證市場業務的需求也日益殷切，為了促進認購權證市場之平衡發展，排除證券商發行認售權證之障礙，證期會在2002年11月28日修訂證券商管理規則第三十二條第一項但書規定，並增定第三十二條之一，允許證券商得因發行認售權證避險之需要，從事借券或融券賣出標的證券暨相關規範。如此，投資人便可以利用認售權證來規避多頭部位的價格風險，並且適合投資人於空頭市場時進行操作，因此認售權證亦於2003年1月2日開放券商申請發行。

國內首次發行認售權證是由元大證券發行的元大77，其標的股票為台積電，然而券商亦同時發行相同標的股票之認購權證元大76，而在觀察往後證券商發行認售權證的同時，可發現大部分券商會一併發行相同標的證券的認購權證，亦即證券商多採行同時發行認購權證及認售權證的方式進行銷售，此種發行方式可避免發行券商看空股市及其標的公司股票，然而站在標的公司之立場，卻十分注意此一發行是否會對標的股票造成影響。早期國內權證市場，由於證券商尚未發行認售權證，因此過去的文獻（陳舜津，1998；楊踐為、王章誠，1999）只能針對發行認購權證對標的股票之影響進行分析。在2003年後，允許證券商得因發行認售權證之避險需要，從事借券或融券賣

出標的證券，至此權證市場上，便出現了認購與認售權證之發行。在觀察證券商發行權證的模式上，可以發現認售權證在發行時，常會搭配與相同標的物的認購權證一起發行。因此本研究將針對權證同時發行、上市、下市時，對標的股票價格所造成之影響進行分析。

在認購權證及選擇權上市對標的股票價格影響之研究方面，Conrad(1989)、Detemple and Jorion(1990)針對個股選擇權上市對於標的股票價格產生之影響，發現選擇權在上市期間，會對標的股票價格產生顯著正向價格壓力。Officer and Trennepohl(1981)則發現選擇權下市日前後，會對標的股票價格產生負面的影響。Chan and Wei(2001)對在香港證券交易所發行的認購權證進行之研究，發現在權證發行日之前，標的股票價格會受到券商大量買進避險部位之影響，而使股價產生顯著正向價格壓力，在權證發行日後，股價則無顯著效果，表示券商會在權證發行日之前，已先行完成避險策略。

本文之結構如下，第貳節說明權證發行券商的風險管理策略，第參節說明本研究所採用之研究方法。第肆節說明本研究經實證後所得之結果，並加以分析解釋。第伍節歸納本研究之結論，並對本研究之實務意涵加以闡述。

貳、權證發行券商的風險管理策略

依據財政部證券暨期貨管理委員會所訂定的「發行人申請發行認購(售)權證處理要點」第三項第一款之規定，發行人申請發行認購(售)權證在台灣證券交易所上市，除必須提出經認可之信用評等機構一定評級之信用評等外，尚須提出預定之風險沖銷策略。

對權證的發行券商而言，發行時機選擇的適當與否，可能是決定該支權證能否獲利的最重要關鍵。而發行券商應該選擇什麼時點來發行權證，即使是所謂的專家學者間也存有各種不同的看法，純理論而言，在一個效率的市場下，不管何時發行權證，市場都會公正的反映權證價格，因此發行時機的選擇似乎並不重要。但是在實務上，若認購權證的發行時點是選擇在股價多頭市場，則認購權證可以售得較佳的價格(高於理論價格)，反之若認購權證的發行時點是選擇在股價空頭市場，則認購權證很難售得理想的價格(低於理論價格)。因此雖然對同一種標的股票認購權證而言，股價在低檔時，認購權證的發行價格較低，避險的成本亦較低，但是並沒有券商願意在此時發行認購權證，反之券商多選擇在股價高檔時發行認購權證。而認售權證的發行時機之選擇，則與認購權證相反。但是，不論在何時發行權證，發行券商均必須對權證進行風險管理。

發行券商的風險管理可以採行完全避險(complete hedging)策略或者動態避險(dynamic hedging)策略，所謂的完全避險策略是指為了規避所持有資產的風險，對持有資產進行的風險規避方式，而其目的是將所持有資產的投資組合風險，降至無風險水準。而其做法是在資產(或證券)持有的過程中，依外在的環境(譬如，股價、利率、到期時間等)變化，隨時調整其所持有投資組合中各種資產之比重，使其投資組合一直維持在無風險投資組合的狀況。若權證的發行者擬採行完全避險策略，則在最初發行認購權證時，必須同時購入發行認購權證 \times Delta (Δ)單位數的標的股，以進行避險，這裡的 Δ 就是所謂的完全避險比率，而這比率會隨著股價的變動而改變，因此所購入標的股票數量也必須經常調整，才能達到無風險的目標。以認購權證而言，Delta(Δ)是指當其他條件都固定不變時，股價變動(ΔS)對認購權證價格變動(ΔC)的影響：

$$\Delta = \frac{\Delta C}{\Delta S}$$

以認售權證而言，Delta(Δ) 是指當其他條件都固定不變時，股價變動 (ΔS) 對認售權證價格變動 (ΔP) 的影響：

$$\Delta = \frac{\Delta P}{\Delta S}$$

Chung et al.(2002)利用歷史波動率的模擬方式對在台灣所發行的認股權證價格進行估計，發現在新興市場中，由於波動率估計的錯誤對選擇權評價會造成嚴重誤差。但是，若發行券商在發行權證的同時，進行 Delta 避險策略，則發行券商所存在的曝險部位將會有效降低。此外，楊雪蘭、朱正民(2007)發現，對於台灣權證的發行券商，利用 Delta 避險雖然會降低風險，但是並無法達到充分避險，必須在同時考量進行 Gamma (以股價對權證價格進行二階微分之值) 避險下，避險效果才會較佳，但是由於台灣市場上之避險工具不足，因此發行券商並無法有效進行 Gamma 避險。然而避險策略本身是一種動態的觀念，避險比率必須隨著時間的經過，股價的變動，利率的變化而隨時調整。譬如，以認購權證而言，當股價上昇時， Δ 值也會上昇，因此發行券商就必須增加標的股的持有數量，反之當股價下跌時， Δ 值也會減小，因此發行券商就必須減少標的股的持有數量，以達到避險目的。隨著股價的上昇，認購權證 Δ 的範圍從 0 逐漸上昇至 1，認售權證 Δ 的範圍從 -1 逐漸上昇至 0。但是當股價在上昇趨勢時，不僅不易購得股票，同時購入股票的避險成本也增高，反之當股價在下跌趨勢時，手中持股則出售困難，因此在實務上， Δ 值並沒有辦法完全依據理論值來調整。甚至於有些認購權證的發行券商，在股價下跌以致於 Δ 值降低時，並沒有辦法出售多餘股票以避險，為了維持 Δ 值，不得不逆勢操作，再加碼出售認購權證以求能維持一定比率的 Δ 值。表一說明認購權證單獨發行與認購及認售權證同時發行時，發行券商避險部位之估計方式，譬如：券商單獨發行認購權證 (代碼 0773) 時，所採行之 Δ 避險比率為 0.6114，而券商對同一標的股票同時發行認購與認售權證

(代碼 0516 及 0517p) 時，所採行的避險比率，則是二者避險部位相加後之結果，因此其淨避險比率為 $0.5863 - 0.4030 = 0.1833$ 。

表一 認購權證單獨發行與認購及認售權證同時發行之避險部位估計範例

單獨發行之認購權證所做避險部位					同時發行之認購與認售權證所做避險部位					
代碼	Delta	執行比率	發行數量 (千權)	避險部位	代碼	Delta	執行比率	發行數量 (千權)	避險部位	抵銷後 淨部位
0773	0.6114	0.1	60000	3668	0516	0.5863	1.08	35000	22162	4753
0774	0.4972	1	20000	9944	0517p	-0.4030	1.08	40000	-17409	
0775	0.5915	0.1	65000	3844	0518	0.5849	1.02	30000	17897	5872
0777	0.6000	1	20000	12000	0519p	-0.3930	1.02	30000	-12025	

參、研究方法

本研究將資料分成認購權證單獨發行，以及認購與認售權證同時發行兩類，利用事件研究法來分析權證發行事件對於標的股票價格是否產生顯著影響，本研究探討之事件日共有三個，分別為權證發行日、上市日與下市日。

根據證期會規定，認購權證單獨發行時，發行券商在發行之前，必須對其權證標的股票部位進行避險策略，即購買充分標的股票，以降低新權證發行後，因避險部位變動產生履約風險而造成損失，而此一避險策略將會使券商在認購權證在發行前，因大量購買標的股票而造成股價產生正向價格壓力，然而當認購與認售權證同時發行時，由於券商對於兩者之避險策略方向剛好相反，兩者對做之避險部位互相抵銷之下，標的股票市場仍有買盤存在，但其力道減少許多，且與單獨發行認購權證所建立之避險部位總數比較相差甚多，此一避險效果將不會對標的股票價格造成顯著影響。同時，在市場存在效率性下，權證在發行之後標的資產股價應不會受到任何影響，故本研究建構假說一。

假說一：認購權證單獨發行時，對標的股票價格所產生的正向衝擊，大於認購與認售權證同時發行時，對標的股票價格所產生的正向衝擊。

由於權證之上市時點，法令規定為發行日後十個交易日內必須完成募集並申請上市，且券商在權證發行日，即會公佈權證預定上市之日期，故投資者對於權證上市日期大致可以掌握，以致於在上市日前對股價將不會有顯著異常衝擊發生，因此權證上市之事件對標的股票價格不會帶來顯著之影響，且券商在權證發行前已對於發行權證做好避險措施，故權證上市對股價應不會產生價格衝擊，本研究建構假說二。

假說二：權證不論單獨或同時上市，上市事件會對標的股票價格不會造成顯著影響。

權證存續期間與下市日期，在權證掛牌上市時即已公告，因此在投資人皆能夠掌握此一事件發生時點情況下，下市事件將不會造成顯著衝擊發生，故本研究推論權證下市之事件，無法對於標的股票價格帶來顯著異常影響，本研究建構假說三。

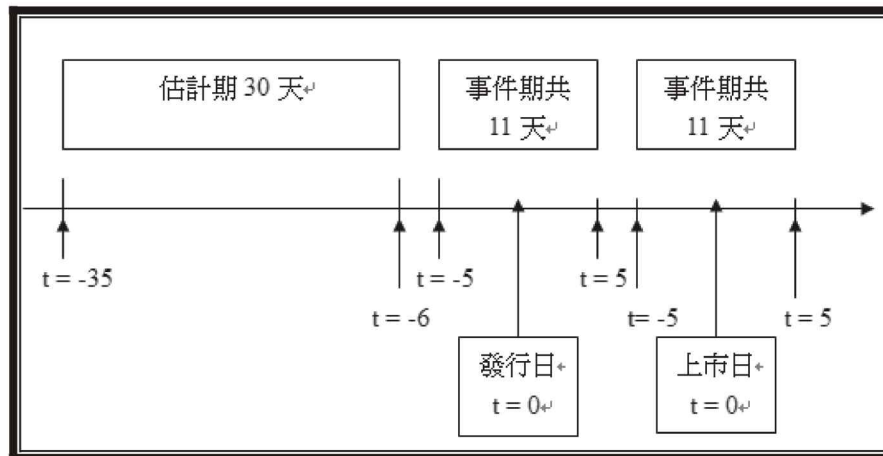
假說三：權證不論單獨或同時下市，下市事件會對標的股票價格不會造成顯著影響。

由於在同一時間，有多家券商同時發行相同標的股票之權證，為避免事件期間標的股票報酬率估計之困難，本研究以認售權證開始發行第一年(2003年)之交易資料為基礎，即2003年1月1日至12月31日止所有公開發行的權證之標的證券為研究樣本，當年度單獨發行認購權證者共計有230支權證，標的證券共82檔(扣除重複發行的標的證券)，同時發行認購與認售權證

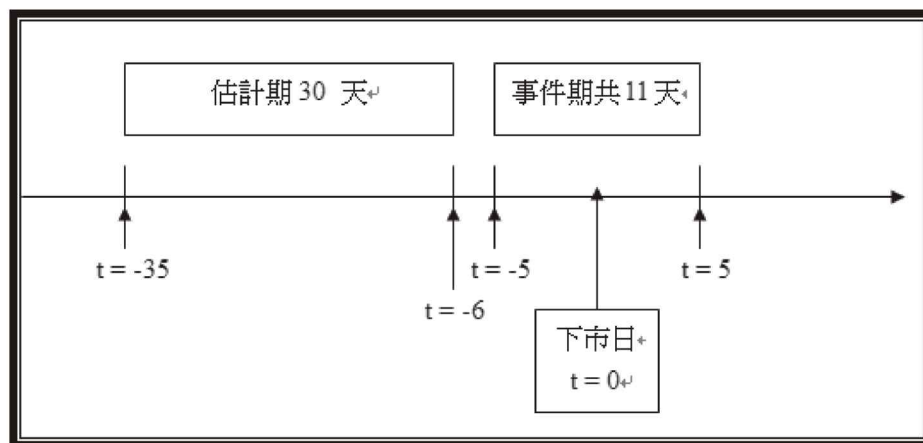
者共計有 80 支權證，標的證券共 27 檔(扣除重複發行的標的證券)。由於在本研究期間中，只有 4 支組合型權證被發行，因此在考慮樣本數下，只針對個股型權證進行分析，而忽略組合型權證。

各證券商發行之認購及認售權證資料，包括標的股票、發行日期、上市日期、下市日期等，取自證券交易所的權證發行資料，以及各個證券商所公佈於網站的資訊。各標的股票之每日調整後收盤價與加權股價指數報酬率，則取自台灣經濟新報資料庫。

本研究利用事件研究法來探討權證在發行、上市與下市日時，是否會引起標的股票價格產生異常變動，以檢定市場對於此事件之反應。本研究定義事件日為第 0 期，而事件日之前 t 日則以 $-t$ 表示，而事件日之後 t 日則以 $+t$ 表示。估計期之設定主要是為了求算預期報酬率模式中的估計參數，本研究所以設定之估計期間，以三十個交易日為估計期。設定之主要原因在於發行券商在決定權證發行價格時，波動率估計大多以發行前三十個交易日之股票交易價格為基準。此外，在本研究所選定之研究期間，各證券商所發行的權證之數量相當多，且時間接近，其中不乏單一券商重複發行相同之標的證券，因此若估計期之選取過長，容易造成同時性問題，導致估計之困難，所以選取三十個交易日為估計期。在考量到標的股票之權證被重複發行相當頻繁，若將事件期縮短，則可降低估計偏差。而權證發行至上市期間為兩週（十個交易日），故本研究將設定發行日之事件期為事件日($t=0$)前後各五個交易日($t=-5$ 至 $t=+5$)共計十一個交易日，來衡量事件是否會產生異常報酬。圖一與圖二繪出事件日、事件期與估計期等名稱之定義。



圖一 權證發行與上市之時間線圖



圖二 權證下市之時間線圖

在事件期之異常報酬率估計模型方面，Brenner(1979)的研究發現市場指數調整法(market-adjusted return model)與其他複雜的模式所得到的效果是一樣的，周賓鳳、劉怡芬(1990)的研究也發現市場模型(CAPM)最適合解釋台灣股票市場之投資報酬率，因此，本研究採用市場指數調整法進行預期報酬率之估計。在運用市場模式來對標的股票報酬率進行估計時，統計上是假設任兩期誤差項並無相關性，且每一期誤差項的變異數皆相同，然而根據Mandelbrot(1963)的研究指出，股價實際的變動分配是呈現高狹峰與肥尾的狀態，且股價變動並非獨立，當價格發生大幅度的變動後，跟隨在後的亦是大

幅度變動，此即財務上相當著名的波動群聚現象。Engle(1982)認為金融時間數列之波動率受到過去殘差項(white noise)之影響，提出 ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity)模型來解釋波動率之變化。Bollerslev(1986, 1987)發現波動率不僅受到過去殘差項之影響，同時也受到過去的波動率之影響，將 ARCH 模型修正為一般化 ARCH 模型(GARCH)，使其更具有普遍性。因此，市場模式若用普通最小平方法(OLS)來估計，將無法產生有效率的參數估計。在過去的研究中，周志隆(1991)、陳斐紋(1995)等發現台灣股價報酬率變異數存在著異質現象，並不適用簡單迴歸模型，而 GARCH(1,1)模型足夠掌握股價波動性特質。巫春洲、周恆志(2004)也發現對於台灣認購權證市場，GARCH 模型較其他模型，在波動性的估計及風險的橫量都較為正確。所以，本研究將採行 GARCH(1,1)模型來進行異常報酬率之估計，經過計算後求出各事件期或事件窗口之平均異常報酬(average abnormal return, AAR)與累積平均異常報酬(cumulative average abnormal return, CAAR)，且針對兩種不同權證發行方式之間，進行CAAR差異性檢定。

本研究採行 GARCH(1,1)模型來估計樣本參數並計算異常報酬率，GARCH(1,1)模型如下：

$$\begin{aligned} R_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 R_{mt} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_1 h_{t-1} \end{aligned}$$

其中， R_{it} 表示標的股票 i 於第 t 日的報酬率， R_{mt} 表示市場投資組合於第 t 日的報酬率， Ω_{t-1} 表示在 $t-1$ 期之前所有已知的資訊集合。 h_t 表示模型中異質條件變異數，受到前一日殘差平方項以及前一日條件變異數影響。 ε_t 表示殘差項。

在實際進行報酬率的估計時，先將股價變化率的歷史資料代入上述 GARCH(1,1) 模型，分別估計出各項係數 $\alpha_0, \alpha_1, \beta_0, \beta_1, \delta_1$ 估計值為 $\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\delta}_1$ 。再利用該估計值，計算出各標的股票 i 於第 t 日的預期報酬率。

$$\hat{R}_{it} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 R_{mt}$$

再以事件期各期的實際報酬率減去預期報酬率得到異常報酬率(AR)，計算公式如下所示：

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it}$$

將事件期各標的股票的異常報酬率予以平均，得到所有樣本之平均異常報酬率(AAR)，計算公式如下所示：

$$AAR_t = \frac{\sum_{i=1}^N AR_{it}}{N}$$

其中， N 表示標的股票家數。再將各期間的平均異常報酬率予以加總，得到整個事件期之累積平均異常報酬率(CAAR)，其計算公式如下所示：

$$CAAR_{(t1,t2)} = \sum_{t=t1}^{t2} AAR_t$$

其中， $CAAR_{(t1,t2)}$ 表示事件期 t_1 至 t_2 之累積平均異常報酬率， t_1 表示研究事件窗口之起始日， t_2 表示研究事件窗口之終止日。在異常報酬率之檢定方法上，本研究均採用 t 檢定。平均異常報酬率 t 值的估計方法如下：

$$t_{AAR_t} = \frac{AAR_t}{\sigma_{AAR_t}}$$

其中， t_{AAR_t} 表示第 t 期平均異常報酬之 t 統計檢定量， AAR_t 表示第 t 期之平均異常報酬率， σ_{AAR_t} 表示第 t 期平均異常報酬率之標準差。此外，累積平

均異常報酬率 t 值的估計方法如下：

$$t_{CAAR(t_1, t_2)} = \frac{CAAR(t_1, t_2)}{\sigma_{CAAR(t_1, t_2)}}$$

其中， $t_{CAAR(t_1, t_2)}$ 表示 t_1 至 t_2 累積平均異常報酬之 t 統計檢定量， $CAAR(t_1, t_2)$ 表示 t_1 至 t_2 累積平均異常報酬率， $\sigma_{CAAR(t_1, t_2)}$ 表示 t_1 至 t_2 累積平均異常報酬率之標準差。如果是對兩種不同權證發行方式間差異之比較，則以下式 t 值進行 $CAAR$ 的差異性檢定。

$$t = \frac{CAAR_1 - CAAR_2}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{N_1} + \frac{\sigma_2^2}{N_2}}}$$

其中， $CAAR_1$ 及 $CAAR_2$ 分別表示兩種不同權證發行樣本的累積平均異常報酬率， σ_1 及 σ_2 分別表示兩種不同權證發行樣本的累積平均異常報酬率之標準差， N_1 及 N_2 分別表示兩種不同權證發行樣本的家數。

肆、實證結果

本研究以市場調整模型及 GARCH(1,1)模型，探討各事件宣告是否會對其標的股票造成異常影響，針對單獨或同時發行、上市與下市三種事件日，進行累積平均異常報酬率差異性檢定。

一、發行日之異常報酬

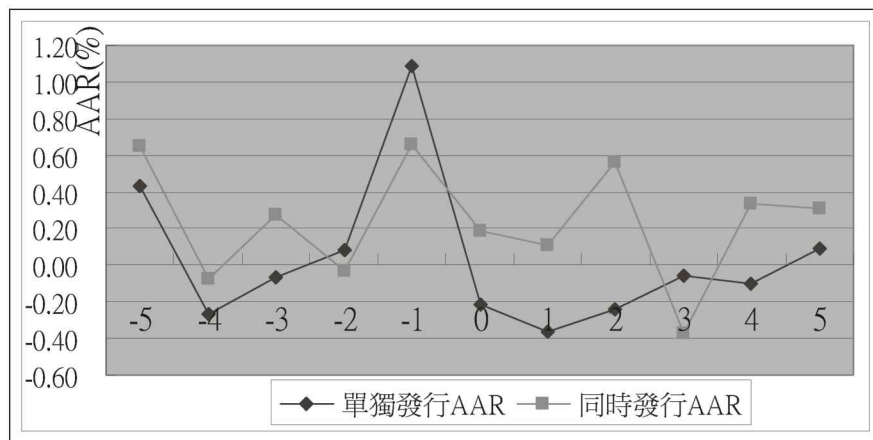
本研究將以事件日前後各五天($t = -5 \sim 5$)之事件期間，觀察其異常報酬產生情形，單獨發行權證之樣本共包含 230 筆資料，而同時發行權證之樣本則有 40 筆資料，實證結果列於表二之左側，而圖三則繪出 AAR 趨勢圖。由表二可知，在事件日($t = 0$)的前兩天，認購權證單獨發行平均異常報酬率由負轉正，且事件日前一天 AR 更是呈現大幅上升(最高為 1.08%)，並具有 1%顯

著水準，而在事件日與事件日之後 AAR 則呈現負值，一直持續至事件日後四天，顯示此一事件在發生之前一天，會有突發之現象產生，但效果並不具持續性。若由 CAAR 來觀察，事件窗口(-5,-1)其 CAAR 值最高達 1.26%，而在事件日之後 CAAR 則開始呈現下降趨勢，事件窗口(0,5)亦達到最低 -1.46%，顯示事件日前後 CAAR 會有顯著變化產生，並呼應了 AAR 之變化。若從圖三來看，可以很明顯的看出在事件期前一天($t = -1$)AAR 會有大幅增加的情況，而在事件日發生後逐漸下滑。

表二 認購權證單獨發行與認購及認售權證同時發行之異常報酬

	單獨發行	n=230	同時發行	n=40		
事件期	AAR	t 值	AAR	t 值		
-5	0.43	0.95	0.65	2.15**		
-4	-0.26	-1.79*	-0.07	-0.31		
-3	-0.06	-0.44	0.27	0.79		
-2	0.07	0.59	-0.03	-0.11		
-1	1.08	7.73***	0.65	2.19**		
0	-0.21	-1.38	0.18	0.78		
1	-0.36	-2.52**	0.10	0.39		
2	-0.24	-1.68*	0.56	1.41		
3	-0.05	-0.43	-0.36	-1.32		
4	-0.10	-0.74	0.33	1.17		
5	0.09	0.62	0.30	1.07		
事件窗口	CAAR	t 值	CAAR	t 值	差異	t 值
(-5,-1)	1.26	2.25**	1.46	2.26**	-0.20	-0.24
(0,5)	-0.89	-2.41*	1.13	1.37	-2.02	-2.24**
(-5,5)	0.36	0.52	2.60	2.27**	-2.23	-1.66*

註：*表示達10%顯著水準 **表示達5%顯著水準 ***表示達1%顯著水準



圖三 認購權證單獨發行與認購及認售權證同時發行之異常報酬趨勢圖

根據以上結果可以發現，在權證發行前標的股票之異常報酬率並未呈現連續正報酬，但在認購權證發行前一天，其異常報酬顯著大幅度上漲，且在發行後卻有連續負異常報酬出現。權證在發行前一天產生正異常報酬，而在發行後產生顯著負異常報酬之原因，可能是權證在發行前，券商進行避險策略，大量購買標的股票造成股價上升。也可能是發行前一天，資訊洩漏導致投資人大幅度買進標的股票，或者是券商刻意買進標的股票，以提高權證發行價格。

一般而言，股票市場成交量愈大，股價上升幅度也會愈大，本研究比較上市前交易量，以了解成交量是否於發行前有大量增加的現象，將單獨發行之 230 檔認購權證之標的股票計算發行日前 4 日 ($t = -1, -2, -3, -4$) 之成交量，發現上漲率平均值分別為：43.31%、18.29%、11.70%、13.70%，在發行日前 1 日成交量上漲率 43.31% 顯著大於其他交易日數。本研究進一步計算發行日前成交量上漲率，以及發行日前平均異常報酬之相關性，兩者之相關係數為 0.44，說明發行日前 1 日顯著異常報酬與成交量大幅成長有中度相關。

由表二右側資料可以看出，認購與認售權證同時發行時，在 $t = -5, -1$ 時有顯著正異常報酬，若由累積平均異常報酬來看，發行事件對標的股票將無顯著影響，表示權證同時發行時，對標的股票價格不會造成顯著影響。我們進一步利用事件窗口 $(-5, -1)$ 、 $(0, 5)$ 、 $(-5, 5)$ 之 CAR 值，來探討權證單獨與同時發行二者間，在發行前後以及整個事件期 CAAR 之差異，表二之下方資料列出兩者 CAAR 之差異性檢定結果。由表二之下方可以發現，在事件窗口 $(0, 5)$ ，兩者會產生顯著差異，推論其原因可能是因為權證單獨發行時，發行前投資人過度反應與券商刻意買進股票，導致在發行日後，產生負的異常報酬。然而當認購與認售權證同時被發行時，避險部位之正負抵銷，導致發行券商所進行之避險操作並不顯著，投資人對此種發行案件不會有過高期待，股價未有較大改變，因此，兩種發行案件在發行日後之報酬率會有顯著差異。

為進一步探討在不同產業下，權證之發行是否對標的股票價格產生影響，將發行權證之所有樣本依產業分成三類，分別為電子類股、金融類股與傳統產業類股，在權證單獨發行樣本中，電子類股共包含 116 筆、金融類股包含 58 筆、傳統產業類股則包含 56 筆，而權證同時發行樣本中，電子類股共包含 25 筆、金融類股包含 6 筆、傳統產業類股則包含 9 筆，表二列出各產業在發行日前後各五天之事件期中，標的股票價格所產生之異常報酬率。

由表三可以發現，認購權證單獨發行時，所有產業在發行前一天皆會產生顯著的正異常報酬，顯示由於資訊洩漏或券商事先避險之動作，不論何種產業之標的股票皆會有正異常報酬。認購與認售權證同時被發行時，各種產業之標的股票在發行前皆不會顯著異常報酬。而在發行日之後，認購權證單獨發行時，電子類股有顯著負的異常報酬，金融及傳產類股則無顯著異常報酬。在認購與認售權證同時被發行時，所有產業在權證發行之前後，幾乎都沒有顯著之異常報酬，表示不同產業間對於權證同時被發行，並不會有太大的不同反應。

表三 不同產業下認購權證單獨發行與認購及認售權證同時發行之異常報酬

	電子類股				金融類股				傳統產業類股			
	單獨 發行	n=116	同時 發行	n=25	單獨 發行	n=58	同時 發行	n=6	單獨 發行	n=56	同時 發行	n=9
事件期	AAR	t 值	AAR	t 值	AAR	t 值	AAR	t 值	AAR	t 值	AAR	t 值
-5	0.96	1.10	0.79	1.97*	-0.25	-1.05	0.11	0.15	0.01	0.06	0.61	1.01
-4	-0.55	-2.48**	-0.15	-0.48	-0.03	-0.14	0.60	1.18	0.06	0.20	-0.28	-0.71
-3	-0.16	-0.68	0.18	0.40	0.17	0.78	1.30	1.30	-0.05	-0.20	-0.17	-0.40
-2	-0.04	-0.20	-0.14	-0.33	0.22	1.16	0.42	0.71	0.13	0.50	-0.02	-0.05
-1	0.79	3.87***	0.74	1.92*	1.37	5.13***	0.40	0.44	1.33	5.02***	0.56	0.99
0	-0.50	-1.97**	0.12	0.40	0.32	1.41	1.04	1.73	-0.15	-0.59	-0.22	-0.56
1	-0.39	-1.70*	0.29	0.89	-0.38	-1.40	0.50	0.51	-0.30	-1.26	-0.69	-2.10
2	-0.24	-1.10	0.37	0.66	-0.07	-0.24	0.12	0.42	-0.29	-1.45	1.37	1.78
3	-0.09	-0.45	-0.33	-1.02	0.23	1.13	-0.02	-0.02	-0.23	-1.09	-0.68	-0.98
4	-0.17	-0.79	0.50	1.24	-0.18	-0.70	-0.78	-1.22	0.10	0.42	0.62	1.65
5	-0.15	-0.72	0.28	0.80	0.49	1.79*	0.22	0.714	0.18	0.65	0.43	0.51

註：*表示達 10%顯著水準 **表示達 5%顯著水準 ***表示達 1%顯著水準

二、上市日之異常報酬

單獨上市權證之樣本共 230 筆，而同時上市權證之樣本則有 40 筆，實證結果列於表四，圖四則繪出其 AR 趨勢。由表四左側資料可以發現，認購權證單獨上市，只有在上市前一天有顯著負異常報酬，上市後第三天有正顯著異常報酬，其他天則無顯著變化，顯示由於投資人對於權證上市日已經事先知道，因此在權證上市日前後不會產生顯著異常報酬。其原因可能是權證在發行日前，券商早已建構好避險部位，故在上市日前已經不會對標的股票產生正向價格壓力。

雖然賴秀婉(1998)、黃淑美(1999)之研究結果發現，標的股票在權證掛牌上市日與上市後，會產生顯著負異常報酬，並推論其原因在於認購權證的出現，帶來更多避險投資者放空標的股票，並購買權證來避險，因此造成更多悲觀訊息傳遞至現貨價格，導致股價下跌。然而，本研究檢視權證上市日之

前後 10 天，探討融券張數是否在上市後顯著增加，來驗證投資者是否會在上市後放空標的股票，並購買權證來避險。本研究發現權證上市前($t = -10 \sim -1$)十天融券張數之平均值 3967，顯著大於上市後($t = 0 \sim 10$)十天融券張數之平均值 2684，顯示權證上市後投資人融券放空股票的情形並未顯著增加。

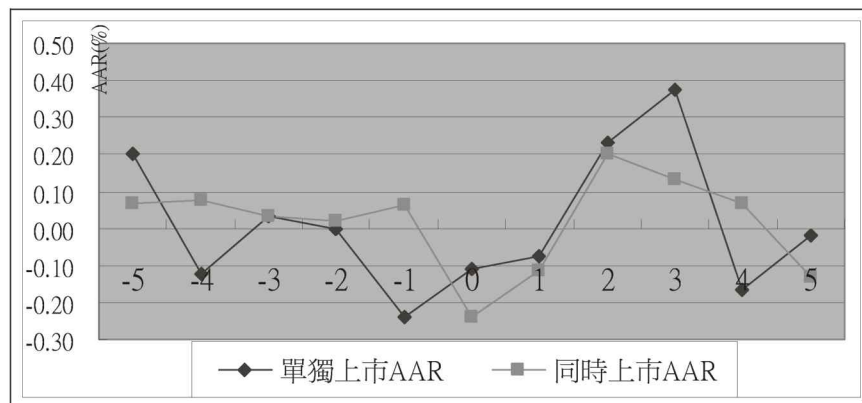
由表四之右側資料及圖四可以發現，認購與認售權證同時上市時，AAR 與 CAAR 皆無顯著異常報酬，由於投資人在權證發行時，已經事前掌握權證上市日期，因此權證上市對標的股票價格不會產生任何異常報酬。

我們進一步利用權證單獨與同時上市之事件窗口 $(-5, -1)$ 、 $(0, 5)$ 、 $(-5, 5)$ 的 CAAR 值，來探討在上市之前、上市之後以及整個事件期 CAAR 之差異為何，表四之下方資料列出兩者 CAAR 之差異性檢定，研究結果發現，由於投資者在早已知道上市資訊之情況下，兩者之上市效果並無顯著差異。

表四 認購權證單獨發行與認購及認售權證同時上市之異常報酬

	單獨上市	n=230	同時上市	n=40		
事件期	AAR	t 值	AAR	t 值		
-5	0.20	1.54	0.06	0.22		
-4	-0.12	-0.90	0.07	0.27		
-3	0.03	0.28	0.03	0.12		
-2	-0.00	-0.01	0.01	0.08		
-1	-0.23	-1.87*	0.06	0.22		
0	-0.10	-1.05	-0.24	-0.76		
1	-0.07	-0.58	-0.11	-0.37		
2	0.23	1.68*	0.20	0.79		
3	0.37	2.89***	0.13	0.55		
4	-0.16	-1.28	0.06	0.29		
5	-0.02	-0.15	-0.13	-0.43		
事件窗口	CAAR	t 值	CAAR	t 值	差異	t 值
$(-5, -1)$	-0.12	-0.39	0.25	0.39	-0.38	-0.52
$(0, 5)$	0.23	0.65	-0.08	-0.13	0.31	0.44
$0(-5, 5)$	0.11	0.23	0.17	0.20	-0.06	-0.06

註：*表示達 10%顯著水準 **表示達 5%顯著水準 ***表示達 1%顯著水準



圖四 認購權證單獨發行與認購及認售權證同時上市之異常報酬趨勢圖

三、下市日之異常報酬

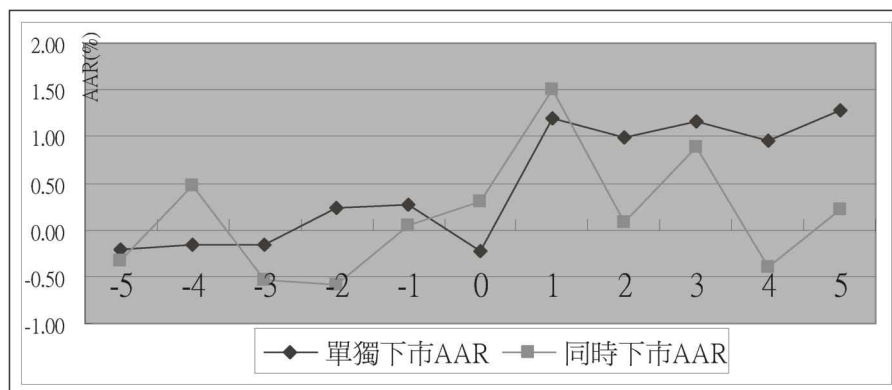
表五列出權證單獨與同時下市之異常報酬檢定結果，而圖五繪出權證單獨與同時下市之異常報酬趨勢圖。由表五左側中之 AAR 與 CAAR 可看出，權證單獨發行之下市事件，不會對標的股票價格變化產生顯著影響，由於下市事件日在權證掛牌上市時已公佈，故在資訊事前已經揭露下，下市事件沒有任何顯著異常報酬產生。

由表五右側之資料可以發現，認購與認售權證同時下市時，在下市日前三天($t = -3$)之 AAR 有負的顯著異常報酬，然而其他各事件期則皆無顯著異常報酬，若由 CAAR 來看，認購與認售權證同時下市，將對標的股票價格也無顯著異常報酬。我們進一步比較權證單獨與同時下市之事件窗口 $(-5, -1)$ 、 $(0, 5)$ 、 $(-5, 5)$ 的 CAAR，來探討權證在下市前、下市後以及整個事件期 CAAR 之差異，表五之下方資料列出兩者 CAAR 之差異性檢定結果，由於下市資訊在權證發行時已經揭露，權證單獨與同時下市之 CAAR 差異皆不顯著。

表五 認購權證單獨發行與認購及認售權證同時下市之異常報酬

	單獨下市	n=85	同時下市	n=16		
事件期	AAR	t 值	AAR	T 值		
-5	-0.21	-1.07	-0.33	-0.82		
-4	-0.16	-0.65	0.47	0.86		
-3	-0.15	-0.75	-0.53	-1.94*		
-2	0.23	1.06	-0.59	-1.50		
-1	0.26	1.27	0.04	0.10		
0	-0.22	-1.00	0.30	0.74		
1	1.19	0.98	1.49	2.36**		
2	0.98	0.83	0.08	0.19		
3	1.15	0.96	0.88	1.54		
4	0.95	0.79	-0.40	-0.72		
5	1.27	1.04	0.20	0.43		
事件窗口	CAAR	t 值	CAAR	t 值	差異	t 值
(-5,-1)	-0.03	-0.05	-0.94	-0.69	0.91	0.63
(0,5)	5.32	0.90	2.57	2.38**	2.74	0.46
(-5,5)	5.29	0.91	1.63	1.19	3.65	0.61

註：*表示達 10%顯著水準 **表示達 5%顯著水準 ***表示達 1%顯著水準



圖五 認購權證單獨發行與認購及認售權證同時下市之異常報酬趨勢圖

伍、結論與研究意涵

本研究分別針對證券商單獨發行認購權證與同時發行認購及認售權證時，對標的股票價格所產生之影響加以研究，事件日包括權證發行日、上市日與下市日。

研究結論發現，權證在發行、上市與下市三個時點上，只有發行時對於標的股票價格會造成顯著影響，而在上市與下市時點則無顯著影響。認購權證單獨發行時，在發行前一天標的股票價會有正異常報酬，然而此一效果並不具持續性，在發行日之後則產生負顯著異常報酬。此外，若認購權證單獨發行時，對標的股票價格會產生正面效應，認購及認售權證同時發行時，對標的股票價格影響大幅減低。這結果驗證我們在第貳節中所做之推論，亦即發行券商採用 Delta 避險策略，券商在單獨發行認購權證時，所做之避險比率為 Δ 值，但是，同時發行認購與認售權證之避險比率，則是二者避險部位相加後之淨部位，因此其避險比率較單獨發行認購權證時為低，因此對現貨市場上標的股票價格所造成之影響較小。而不管單獨與同時發行認購及認售權證，權證上市或下市對標的股票價格均不會產生顯著影響，顯示台灣股票市場之資訊流通相當迅速，是一個具有效率性的市場，只有在新資訊（權證發行）產生時，股價才会有顯著變化。而當認購與認售權證同時發行時，由於其正負效果抵銷，所以對標的股票價格之影響也較小。

因此，對標的股票之投資人而言，如果能在認購權證發行前，事先知道發行日，並在發行前一天放空股票，而在權證發行之後股價下跌時回補股票，將可以賺取其中買賣之價差。不過能夠事先知道認購權證發行者，可能都是

內部關係人，在進行交易時，可能會抵觸內部關係人交易之相關法令。此外，在權證上市或下市時，去操作標的股票則無法取得超額報酬。因此，對投資人而言，要利用券商發行權證之機會，利用套利或其他操作技巧，來賺取超額報酬，恐怕不是一件簡單的工作。投資人必須深思是否確實掌握其他投資人所沒有之資訊，否則只利用公開資訊，要賺取超額報酬其期待值應該接近於零。

參考文獻

巫春洲、周恆志，2004，認購權證發行商風險值的衡量與比較，中原學報，32-4，439-453。

周志隆，1990，股票風險波動之研究——異質條件變異數分析法，台灣大學商學研究所碩士論文。

周賓凰、劉怡芬，1990，台灣股市橫斷面報酬因子：特徵、單因子、或多因子？證券市場發展季刊，12-1，1-32。

陳舜津，1998，發行認購權證之價格效果探討，產業金融季刊，101，10-17。

陳斐紋，1997，台灣股票市場報酬率與波動性之研究-ARCH-Family 模型之運用，台灣大學財務金融研究所碩士論文。

黃淑美，1999，個股型認購權證與標的股票價格影響之研究，台灣科技大學管理研究所碩士論文。

楊雪蘭、朱正民，2007，台灣發行認購權證券商實務與理論避險值之差異及其成因，管理與系統，14-4，491-517。

楊踐為、王章誠，1999，認購權證之發行對標的股價格的影響--事件研究法之驗證，產業金融季刊，103，2-9。

賴秀婉，1998，台灣認購權證之發行與上市對標的股股價影響之研究，成功大學會計研究所碩士論文。

- Bollerslev, T., 1986, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T., 1987, "A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return," *Review of Economic and Statistics*, 69, 542-547.
- Brenner, M., 1979, "The Sensitivity of the Efficient Market Hypothesis to Alternative Specifications of the Market Model," *Journal of Finance*, 34, 15-29.
- Chan, Y. C. and Wei, J. K. C., 2001, "Price and Volume Effects Associated with Derivative Warrant Issuance on the Stock Exchange of Hong Kong," *Journal of Banking and Finance*, 25, 1401-1426.
- Chung, H., Lee, C.S. and Wu, S., 2002, "The Effects of Model Errors and Market Imperfections on Financial Institutions Writing Derivative Warrants: Simulation Evidence from Taiwan," *Pacific-Basin Financial Journal*, 10-1, 55-75.
- Conrad, J., 1989, "The Price Effect of Option Introduction," *Journal of Finance*, 44, 487-498.
- Detemple, J. and Jorion, P., 1990, "Option Listing and Stock Returns: An Empirical Analysis," *Journal of Banking and Finance*, 14, 781-801.
- Engle, R. F., 1982, "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Mandelbrot, B., 1963, "The Variation of Certain Speculative Prices," *Journal of Business*, 36, 391-419.
- Officer, D. T. and Trennepohl, G. L., 1981, "Price Behavior of Corporate Equities Near Option Expiration Dates," *Financial Management*, 10, 75-80.

台灣股票市場期貨結算效應之實證探討與分析 Empirical Study and Analysis on the Futures Settlement Effect for Taiwan Stock Market

◆ 實踐大學財務金融與保險研究所

● 黃明官 副教授

◆ 實踐大學財務金融與保險研究所

● 陳瑄 研究生

摘 要

本研究以長期間及日內五分鐘資料深入檢測與探討摩台指期貨及台指期貨在結算日各特定時段中是否存在異常報酬與劇幅波動及報酬反轉現象等期貨結算效應。此外，亦檢視台指期貨與摩台指期貨之不同結算制度對期貨結算效應有否差異。同時，試圖找出影響期貨結算效應之關鍵因素。主要實證發現如下：(1) 台指現貨指數在結算日結算時點前後 5 分鐘期間；而摩台指現貨指數則在結算日結算前 30 分鐘期間的各時段中皆存在結算效應。(2) 台指期貨僅在結算前 10 分鐘存在現貨報酬反轉現象，報酬反轉情況尚稱平緩；而摩根台指期貨在結算前 5、前 15 及前 30 分鐘皆存在現貨報酬反轉現象，且顯著高於非結算日之報酬反轉情況，因此報酬反轉情況較為明顯。(3) 台指期貨與摩台指期貨之不同結算制度對最後交易日前一日至結算時刻之期貨報酬波動度確有顯著差異，摩台指期貨顯著高於台指期貨；另兩制度對於現貨指數報酬率與波動度之影響亦分別在結算前 5 分鐘及結算前 5、前 10 與前 15 分鐘期間呈現顯著差異，兩者波動度互有高低，在結算前 5 分鐘期間摩台指期貨顯著高於台指期貨，結算前 10 與 15 分鐘期間則為台指期貨高於摩台指期貨。(4) 影響結算日台指期貨及摩根台指期貨報酬的關鍵因素分別為外資現貨淨買賣超金額、投信現貨淨買賣超金額與到期日前之期貨報酬率；及成交量、基差、未平倉量、轉倉量、外資現貨淨買賣超金額與到期日前之期貨報酬率。整體而言，台指期貨之結算效應似較摩根台指期貨輕緩，採用平均價格做為期貨結算價應是緩和結算效應之主要成因。

關鍵詞：期貨結算效應、台指期貨、摩根台指期貨、台灣股票市場

壹、緒論

自從新加坡國際金融交易所(SIMEX)於1997年1月9日正式上市摩根77種台股指數期貨(Morgan Stanley Capital International Taiwan stock index futures; MSCI Taiwan stock index futures)，及台灣期貨交易所(Taiwan Futures Exchange, TAIFEX)於1998年7月21日推出台灣發行量加權股價指數期貨(簡稱TAIFEX台股指數期貨)以來，在主管機關及金融機構政策支持及積極推動下，近年來我國衍生性商品不斷推陳出新且呈現快速發展之勢，於此同時，台灣期貨市場之深度與廣度亦持續擴增，促使期貨交易量日趨熱絡並頻創新高，特別是成交量最大及交易最為活絡的股價指數期貨契約，台指期貨之年成交量及日平均成交量從1998年的277,908口與2,223口至2007年的11,813,150口與47,827口，此意謂這十年間分別成長42倍與21倍。在流動性與效率性皆有效提升下，指數期貨價格更具有未來標的現貨指數的價格發現功能，此讓台指期貨之避險功能進一步提高。

由於近年來我國期貨市場逐步開放，並大幅放寬機構法人之期貨交易限制法令，讓外資及其他機構投資人投資台灣期貨市場更顯靈活與便利，因此之故，機構投資人參與以台灣股票市場為標的之股價指數期貨合約的交易比重亦逐年增加，同時，使得機構投資人之投資比重日益提高且影響力日增，從1999年至2007年間外國專業投資機構與國內投資信託公司之交易數量分別由1,588口成長至13,123,009口與由5口成長至444,606口，成長幅度極為可觀。同時，由於機構投資人已普遍建置與採用程式交易(program trading)系統以快速執行避險、套利甚至投機交易策略，此一情況下亦使得台灣股價指數期貨與標的現貨之連動性與相關性亦隨之更趨緊密。因此，外資法人近期對於現貨與期貨部位交易動向成為備受市場關注，因此，每到摩台指期貨及台指期貨結算日時，市場參與者即開始根據外資持有之期貨部位預測現貨股票市場表現可能出現拉高或壓低結算行情，當外資期貨空頭部位較高時，預期會在結算日賣出現貨，以壓低現貨價格的方式謀利；反之，當期貨多頭部位較高時，預期會在結算日買進現貨，以拉高現貨價格的方式獲利，機構投資人干預期貨結算行情日趨明顯，不僅如此，國內其他機構投資人如投信法人及自營商等亦有跟進現象。因此，包括外資在內之機構投資人操縱期貨結算情形似乎並非空穴來風。

過去數篇文獻之實證研究已曾指出台灣股價指數期貨商品在接近結算日時，往往對標的台股現貨走勢產生相當程度的連動作用，主要因期貨合約一般是以結算日時之標的現貨價格做為期貨結算價格，當市場參與者的特定交易動機與買賣

行為導致特定期貨合約在結算日之報酬率和波動率相較於非結算日具有顯著差異時，此即表示存在期貨結算日效應。期貨結算時引發結算效應的原因眾說紛紜，國外多位學者曾指出可能因為三巫時刻(triple-witching hour)，即因指數期貨(index future)、指數選擇權(index option)與指數期貨選擇權(option on index futures)這三種衍生性商品合約同時到期之故，且指數套利者在期貨合約到期前將其先前所建立的部位平倉，以至於在到期前的短暫時間內湧入大量的買賣單，因而造成標的股票現貨市場往往發生異常的價格巨幅波動及成交量急遽暴增現象。

影響期貨結算日效應的另一因素為期貨結算制度設計，主管機關亦尋求儘可能建立較健全完善之期貨結算制度以試圖減緩干擾正常交易之結算日效應。就現階段而言，摩根台指期貨與台股期貨雖然具有相同的投資標的，但卻採用不同的結算制度，前者採用收盤結算制度；而後者則採用開盤結算制度。收盤結算和開盤結算兩種結算制度的優劣，一直以來皆是學術界探討的重點之一，有些學者認為到期收盤結算，會因為過多的委託交易集中在極短時間之內發生，因而難免影響到正常的市場價格而產生結算日效應，但另有學者認為採用開盤結算亦不能阻止價格反轉情形發生，反而因期貨到期日與結算日不同與拉長導致更多操控變數可能牽涉其中。

雖然先前已有多位學者從事相關研究，也提出若干實證研究成果，然而，經整理與分析相關文獻後，本研究認為先前研究文獻探討範疇似乎有些凌散而不夠完整全面，有鑑於此，本研究乃嘗試統整概括先前相關研究模型，並延伸實證研究資料期間及從更細微化角度聚焦觀察結算時刻附近的現貨行情變動，以及修正先前研究模型採取日內五分鐘報酬基礎衡量報酬率與波動度，且將所有時段中之報酬率與波動度轉化表達成一致性之日化報酬率與波動度，藉以更廣泛深入與客觀評比角度檢測摩根台指期貨及台股期貨結算日之期貨結算效應，以使所得之實證結論更具有效性與可靠度。綜而言之，本研究文之主要研究目的包括以下四項：(1) 探討台股期貨與摩根台指期貨是否對台灣股票市場存在期貨結算效應；(2) 探討臨近股價指數期貨結算時點，台灣股票現貨市場有否出現報酬反轉現象；(3) 探討期貨結算制度差異是否對股價指數期貨結算效應造成差別影響；(4) 探討並找出影響結算日期貨結算報酬的主要關鍵因素。

最後，實證研究發現簡述如下：(1) 就異常報酬率與波動度角度觀察，台股現貨與摩根台指現貨在期貨結算日的部份特定時段中確實存在結算效應，摩根台指現貨尤為顯著。(2) 台股期貨與摩根台指期貨在臨近結算前之特定時段中明顯發生現貨報酬反轉現象。(3) 不同結算制度對結算日之期貨報酬波動度確有顯著差異；

且對現貨指數報酬率與波動度亦存在顯著差異。(4) 影響結算日台指期貨及摩根台指期貨報酬的關鍵因素分別為外資現貨淨買賣超金額、投信現貨淨買賣超金額與到期日前之期貨報酬率；及成交量、基差、未平倉量、轉倉量、外資現貨淨買賣超金額與到期日前之期貨報酬率。所得之實證研究結論中，除了部份確認與呼應先前研究結果外，亦有部份與先前結果有所出入，且另有部份結果屬於本研究之首度發現。

貳、文獻探討

期貨契約因為具有到期結算特性，一般而言，套利者與避險者會在契約到期前反向沖銷手中持有的期貨與現貨部位，而投機者也可能透過拉抬或打壓現貨市場價格以意圖製造期貨部位的價差利得，這些市場參與者不同的交易動機與買賣行為導致期貨契約在結算日時極可能較非結算日更為呈現劇烈波動，此一非市場經濟因素引起之價格波動即為前述之期貨結算效應。到期效應的理論基礎主要來自兩個觀點，其一是進行趨近結算日的報酬波動之研究，此方面研究以 Samuelson (1965; 1976) 為代表，其認為越趨近結算日之報酬波動越大，此即所謂之 Samuelson Hypothesis。其二是以結算日之最後交易時段及翌日開盤交易時段為研究重點，此方面研究以 Stoll and Whaley (1987; 1990b; 1991) 為代表，認為最後交易時段是報酬與交易量表現最不理想的時刻，然而，翌日的報酬與交易量則常會出現反轉行情。後續多數學者的研究即大多以此兩個基礎理論為依據，分別針對不同期貨市場和商品進行實證研究與分析。

一、異常報酬及異常波動

對期貨結算效應之異常現象的實證研究以 Stoll and Whaley (1986) 的研究最具代表性，該研究以 S&P 500 指數期貨及 S&P 100 指數選擇權為標的，以 1982 年 5 月至 1985 年 12 月為研究期間，研究結果發現結算日最後一小時比非結算日有較大的波動及交易量。之後，Stoll and Whaley (1987) 又以 1984 年及 1985 年的 S&P 500 指數期貨及 S&P 100 指數選擇權為標的，探討程式交易與期貨到期效應之間的關係，實證結果顯示：(1) 在結算日的最後一小時相較於非結算日有較大的波動及交易量，尤其是在三巫時刻特別明顯。(2) 在結算日的最後半小時與隔日開盤半小時的指數報酬間存在負相關，亦即結算日確實存在價格反轉現象，並建立以收盤價為結算價的價格反轉模型，該研究認為乃因套利者利用程式交易於結算日收盤時結清部位，因而需要大量買進或賣出現貨部位所造成。

Edwards (1988)以S&P 500 與Value Line 指數期貨為研究標的，該實證研究發現新期貨契約上市對於標的現貨的波動並不具有長期影響，然而，在期貨結算日時標的現貨會有較劇烈的波動，也就是存在結算效應。Hancock (1993)亦曾證實S&P 500指數期貨存在結算效應，並且發現在三巫時刻標的現貨的波動會有顯著的下降或上升，該研究認為此乃因美國通常在週五時發佈總體經濟與景氣狀況訊息，例如經濟成長率、失業率、製造業與服務業採購指數及物價上漲率等資訊，而且在三巫時刻有許多期貨契約將到期結算，因此，市場無法在短期間內反應所有新資訊，以致造成現貨市場的價格劇烈波動，此應與套利活動無關。此外，Schlag (1996)以德國期貨交易所 (DTB) 的法蘭克福指數期貨及選擇權，Karolyi (1996)以日本大阪期貨交易所的Nikkei 225指數期貨以及Stoll and Whaley (1997)以雪梨期貨交易所的AOI (All Ordinaries Index) 期貨做為實證研究對象。

林世釗 (2003) 實證結果發現在報酬率方面，台指期貨及摩根台股期貨皆在結算日前二日時產生顯著負向到期效應，另在波動性方面，台指期貨在結算日當日及結算日之前皆產生顯著到期效應，且大多為負向效應，該研究分析其原因可能為投資人具有結算效應之預期心理，因而認為結算日當天不確定性較高，因此，大多數投資人在結算日前皆持觀望態度，導致市場波動性降低。吳明修 (2005) 實證結果發現在摩根台股指數期貨結算日時，現貨指數亦確實出現異常的報酬反應，且結算日前的異常報酬率顯著為正，結算日後的異常報酬率顯著為負。闕河士、楊德源 (2005) 研究指數期貨到期結算對台灣股市的影響，其實證結果發現，在摩根台股期貨最後交易日的收盤時段股市的價格波動有顯著提高現象，並且在次日出現價格波動降低現象。

二、價格反轉效果

Stoll and Whaley (1986) 曾提出價格反轉公式，利用觀察價格在結算日前後是否具有價格反轉現象，藉以判定是否存在期貨結算效應。Stoll and Whaley (1987) 以S&P 500指數期貨及S&P 100指數選擇權為研究標的，研究結果發現在結算日最後一小時指數報酬率與隔日開盤半小時指數報酬率之間具有價格反轉效果。Herbst and Maberly (1990)亦以S&P 500及S&P 100指數期貨為研究樣本，實證研究中發現最後交易小時的波動率最為顯著。另外，Chen and Williams (1994)進行 S&P 100 指數期貨實證研究，其結果指出在結算日最後交易小時的報酬和交易量波動率明顯較非結算日劇烈，Karolyi (1996)實證發現日本期貨市場期貨結算日最後交易小時及次日第一小時成交量有顯著的異常波動，並且具報酬率反轉現象。然而，Chamberlain (1989) 及 Chen and Duan (1999) 之實證結果皆不支持Samuelson假

說，認為到期期間只能解釋少部份價格波動行為，股票市場並不會受期貨到期日影響，亦即他們認為股票市場價格與到期日並不存在負向關係，市場可能僅受到其他個別事件而影響個別股價的波動。

蔡垂君（2003）實證結果指出台指期貨與現貨隨期貨到期日之趨近，大部份的期貨與現貨報酬及交易量波動率皆會加劇，比較期貨到期日翌日開盤第一交易小時相對於最後交易小時之表現，期貨與現貨報酬以及期貨交易量均於翌日呈現上升，因此，只有台指期貨與現貨報酬及期貨交易量有隔日反轉現象。陳國民（2004）研究中推論外資常在到期日利用本身的資金部位，增加某特定成份股的買賣單，或因避險沖銷本身現貨部位，致使摩台成份股接近到期日報酬反轉非常明顯，因而推論愈接近期貨到期日，外資套利及避險活動愈趨積極。江文嘉（2005）亦指出台指期貨在到期前兩天即有價格反轉現象產生，而結算日當天往往也會發生價格反轉現象，只是其效果不若到期前兩天強烈，而且其認為價格反轉現象可能是因台灣期貨交易所改變最後結算價的計價方式所造成，因摩根台指期貨在三個到期期間中即沒有發生顯著的價格反轉現象。

三、結算制度

期貨結算時間一直是影響到期日效應的相當重要因素之一，股價指數期貨契約通常採用現金結算制度，目前市場上的結算時間包括收盤結算和開盤結算兩種結算制度，學術界對於此兩種結算制度的優劣常抱持不同看法。如前所述，有些學者認為若採用到期收盤結算時，由於收盤的瞬間交易過多會影響市場的正常價格，因而產生到期效應，故建議延長結算時間或採用開盤結算方式，以降低到期效應所產生的影響，但另有些學者認為採用開盤結算制度亦不能有效解決價格反轉問題。Feinstein and Goetmann（1988）以S&P 500指數期貨結算前後為研究樣本，發現在結算制度改變前，三巫日的波動會比平常來的大，究其原因可能有兩點，其一為由於投資者大量結清部位造成買賣單失衡所導致的結果；其二為到期日的成交量較大，容易將更多的資訊帶入市場，而這些資訊可能是推動價格的因素，實證結果發現在結算制度改變後，到期日不再有高波動性的情形發生，原因在於到期日由一天變為二天，有助於市場分散風險及充份反應新資訊的不確定性。

Herbst and Maberly（1991）為了檢測以開盤價結算的價格反轉現象，而亦建構出以開盤價結算的價格反轉模型，發現結算制度改變前後之到期日收盤的價格效果及報酬效果均呈現下降。Bollen and Whaley（1999）即以香港期貨交易所（Hong Kong Futures Exchange, HKFE）的恆生指數（Hang Seng Index, HSI）期貨與選擇權

為研究標的，發現HSI合約到期日及當週時現貨的交易量及波動性都沒有顯著增加，而且也沒有價格反轉情形發生。Chow *et al.* (2003)亦以恆生指數期貨與選擇權為研究對象，發現當期貨契約單獨到期或者期貨與選擇權契約一起到期時，標的現貨指數會有一定程度之負的價格效果及報酬波動，然而，並沒有發現價格反轉及異常交易量現象，該研究認為此乃因香港交易所的結算價是採取全日平均價結算，不同於以開盤價或收盤價做為結算價，套利者無法確保期貨的結算價與現貨價間之價差，因此套利風險將會增加，進而減少套利活動，所以該研究推論以較長的平均價做為結算價比開盤價及收盤價結算應更能緩和期貨結算效應。Chou *et al.* (2006)台指期貨到期效應，已轉移到隔日開盤的15分鐘內，因為前15分鐘決定了最後結算價格，為了能進一步減少控制或影響較結算價格的投機者，該研究建議台指期貨應延長其採樣時間超越目前的15分鐘。

四、結算效應影響因素

國內外探討有關影響期貨到期或結算效應因素的相關文獻中，普遍指出影響指數期貨結算效應的影響因素中最具關鍵影響者有下列三項：

1. 新資訊的衝擊

當期貨契約接近結算日時，若有新資訊進入市場，因為距離結算日的時間較短，導致無法充分反應正面或負面的市場資訊，造成市場交易者無法及時充分反映市場資訊，使得現貨市場波動更加強烈而產生反應過度或反應不足現象。Board and Sutcliffe (1990)發現只有價差會受到新資訊的介入而對股價產生影響，因此，現貨市場在期貨到期時存在較高的報酬反轉現象，但以現貨價格波動代替資訊到達率時更容易呈現出顯著的到期效果，表示期貨結算日的資訊干擾確實會對現貨價格產生部份影響。Hancock (1993)研究S&P 500時發現有輕微價格反轉情形，造成價格變動是因為新資訊的介入及部份市場內的套利行為，但套利和結算日並無關連，假使引起股票市場的價格波動主要來自於新資訊的出現，則應以某種方式來壓抑新資訊，如此才能有效減緩資訊對股票市場所造成的衝擊。

2. 市場交易者的行為模式

期貨交易者因交易目的不同大致可區分成避險者、投機者和套利者三類，這三類交易者所運用的交易策略各有不同，尤其在期貨契約到期時，其交易策略更是出現結算效應的重要原因。

(1) 避險者

期貨交易最重要的功能就是提供避險者規避現貨價格波動風險，當避險者持有現貨多頭或空頭部位時，透過期貨契約進行反向操作，即可移轉現貨部位的市場價格變動風險，亦即將原來承擔價格風險規避成承擔基差風險 (basis risk)。Stoll and Whaley (1990b) 發現期貨契約在結算日會因交易人的避險行為，致使市場波動幅度明顯增加，倘若現貨市場無法提供足夠的流動性，則將產生交易不平衡的情況，使得價格波動更為激烈。由於期貨到期時期貨與現貨價差將會縮小，使得期貨及現貨部位交易皆較為頻繁，到期風險是造成避險者提早換約或轉倉的原因之一，因為近月份契約一般較遠月份契約具有較高的流動性，可以利用回補或放空遠月份契約來繼續持有避險部位，因此，期貨市場在結算日時，會因避險者買賣近月份或遠月份契約的交易行為，造成期貨市場的價格波動增加。

(2) 投機者

期貨市場的參與者中以投機者居多數，期貨市場也因投機者參與交易而增加市場的流動性，投機者本身無現貨部位，純粹利用期貨「以小搏大」的高倍槓桿效果進行投機性交易，以賺取買賣價差為其交易目的。當期貨契約愈接近結算日時，在期貨市場及現貨市場皆擁有較大部位的投機者，將利用本身持有的現貨部位大量買進或賣出以意圖影響標的現貨價格。Stoll and Whaley (1997) 研究雪梨期貨市場時發現當到期月份期貨契約愈接近結算日時，現貨市場交易量即出現異常的波動，尤其在期貨結算日當天，現貨市場收盤時刻成交量顯著高於開盤時刻的成交量，該研究將其原因歸咎於投機者在結算日時，利用投機策略短線來回操作所致。吳鎮宏(2004)在大額委託單對台股指數期貨最後結算價影響之研究中，以大額委託單作為大型投資人交易的代理變數，實證結果發現，大型投資人為了達到期貨部位獲利，確實會在期貨結算日以拉抬或壓低現貨來影響期貨最後結算價。

(3) 套利者

利用期貨與現貨市場之間或兩個不同期貨市場之間的偏離價差，以買進價格低估者同時賣出價格低估者方式賺取無風險利潤，這類期貨交易人稱為套利者。若以傳統持有成本模型(cost of carry model)評估期貨理論價格。期貨契約的交割制度是以結算日標的現貨的結算價為結算依據，所以在結算日時，期貨價格須等於現貨結算價格。然而，當兩個相關市場出現異常價格波動並導致價格失衡偏離

理論價差時即存有套利空間，扣除交易成本後即為期望套利報酬。Stoll and Whaley (1987)即發現導致期貨結算效應的主要原因，即由於套利者在收盤時利用市價反向沖銷現貨部位所致，特別是當套利者採用程式交易方式反向沖銷現貨部位時，對現貨市場股價的衝擊尤為明顯。

參、研究方法

首先定義與說明本研究所使用之研究模型相關參數與變數。

一、到期日與結算日

首先說明台指期貨與摩台指期貨的到期日與結算日，摩根台指期貨近月期貨契約的到期日訂為到期月份的倒數第二個交易日，並以到期日之現貨收盤價做為結算價，所以到期日亦為結算日，而台指期貨的到期日目前訂為到期月份的第三個星期三，並以次一個營業日台灣證券交易所各指數成分股開盤後十五分鐘為基礎，計算出該段時間內各成分股之成交量加權平均價，再根據各成分股之平均價以訂定出最後結算價，所以台指期貨的到期日和結算日並不相同。

二、異常報酬及異常波動

檢定於摩根台指期貨及台指期貨結算日時，股票現貨市場是否存在結算效應所產生之異常報酬及異常波動現象，此可透過檢定摩根台指現貨及台指現貨在其期貨結算日與非結算日的報酬率與波動度是否存在差異予以確認。同時，為便於觀察與比較不同時間區段中的報酬率與波動度，本研究以日內五分鐘報酬及每日總交易時間270分鐘為基礎，將不同時段中的報酬率與波動度皆轉換為日化報酬率與波動度。首先定義以下符號， $MP_{s,k}$ 與 $MP_{t,k}$ 分別表各到期月份之結算日 s 與所有非結算日 $t (t \neq s)$ 摩台指收盤前第 k 分鐘之成交價， $TP_{s,k}$ 與 $TP_{t,k}$ 分別表各到期月份之結算日 s 與所有非結算日 $t (t \neq s)$ 台指結算或第15分鐘前之第 k 分鐘之成交價，以及 $TP_{s,-k}$ 與 $TP_{t,-k}$ 分別表各到期月份之結算日 s 與所有非結算日 $t (t \neq s)$ 台指結算或第15分鐘後之第 k 分鐘之成交價。接著，分別建立異常報酬與異常波動衡量公式。

(一)、異常報酬

1. 摩根台指期貨

由於摩根台指期貨採用以結算日現貨收盤價為結算價，為詳盡深入觀察是否產生異常報酬，本研究將摩根台指期貨之現貨結算報酬率劃分為到期月份之結算日與所有非結算日收盤前的最後 5 分鐘、最後 10 分鐘、最後 15 分鐘、最後 20 分鐘、最後 25 分鐘以及最後 30 分鐘之報酬率，因此，結算日及非結算日中各時段之現貨摩根台指日化報酬率分別計算如下：

$$\begin{aligned} MR_{s,j \times 5} &= \left[\prod_{i=1}^j \left(1 + \ln \left(\frac{Mp_{s,(i-1) \times 5}}{Mp_{s,i \times 5}} \right) \right) - 1 \right] \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, \dots, 6 \quad \text{及} \\ MR_{t,j \times 5} &= \left[\prod_{i=1}^j \left(1 + \ln \left(\frac{Mp_{t,(i-1) \times 5}}{Mp_{t,i \times 5}} \right) \right) - 1 \right] \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, \dots, 6 \end{aligned} \quad (1)$$

建立統計檢定假設如下：

- (1) H_{0a_1} ：結算日結算前5分鐘之報酬率 = 非結算日收盤前5分鐘之報酬率
- (2) H_{0b_1} ：結算日結算前10分鐘之報酬率 = 非結算日收盤前10分鐘之報酬率
- (3) H_{0c_1} ：結算日結算前15分鐘之報酬率 = 非結算日收盤前15分鐘之報酬率
- (4) H_{0d_1} ：結算日結算前20分鐘之報酬率 = 非結算日收盤前20分鐘之報酬率
- (5) H_{0e_1} ：結算日結算前25分鐘之報酬率 = 非結算日收盤前25分鐘之報酬率
- (6) H_{0f_1} ：結算日結算前30分鐘之報酬率 = 非結算日收盤前30分鐘之報酬率

2. 台指期貨

由於台指期貨採用結算日開盤結算，且採計開盤後 15 分鐘的平均價，因此，另將台指期貨之結算報酬率分為各到期月份之結算日的結算前 5 分鐘、結算前 10 分鐘、結算前 15 分鐘、結算後 5 分鐘、結算後 10 分鐘與結算後 15 分鐘報酬，及所有非結算日的開盤後 10~15 分鐘、開盤後 5~15 分鐘、開盤後前 15 分鐘、開盤後 15~20 分鐘、開盤後 15~25 分鐘與開盤後 15~30 分鐘報酬、因此，結算日及非結算日中各時段之現貨台指報酬率可分別計算如下：

$$\begin{aligned}
TR_{s,j \times 5} &= \left[\prod_{i=1}^j \left(1 + \ln \left(\frac{Tp_{s,(i-1) \times 5}}{Tp_{s,i \times 5}} \right) \right) - 1 \right] \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, 3 \\
TR_{s, -(j \times 5)} &= \left[\prod_{i=1}^j \left(1 + \ln \left(\frac{Tp_{s, -(i-1) \times 5}}{Tp_{s, -(i \times 5)}} \right) \right) - 1 \right] \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, 3 \\
TR_{t,j \times 5} &= \left[\prod_{i=1}^j \left(1 + \ln \left(\frac{Tp_{t,(i-1) \times 5}}{Tp_{t,i \times 5}} \right) \right) - 1 \right] \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, 3 \text{ 及} \\
TR_{t, -(j \times 5)} &= \left[\prod_{i=1}^j \left(1 + \ln \left(\frac{Tp_{t, -(i-1) \times 5}}{Tp_{t, -(i \times 5)}} \right) \right) - 1 \right] \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, 3
\end{aligned} \tag{2}$$

接著，同樣建立台指期貨報酬率之統計檢定假設如下：

- (1) H_{0g_1} ：結算日結算前5分鐘之報酬率 = 非結算日開盤後10~15分鐘之報酬率
- (2) H_{0h_1} ：結算日結算前10分鐘之報酬率 = 非結算日開盤後5~15分鐘之報酬率
- (3) H_{0i_1} ：結算日結算前15分鐘之報酬率 = 非結算日開盤後前15分鐘之報酬率
- (4) H_{0j_1} ：結算日結算後5分鐘之報酬率 = 非結算日開盤後15~20分鐘之報酬率
- (5) H_{0k_1} ：結算日結算後10分鐘之報酬率 = 非結算日開盤後15~25分鐘之報酬率
- (6) H_{0l_1} ：結算日結算後15分鐘之報酬率 = 非結算日開盤後15~30分鐘之報酬率

(二)、異常波動

本研究參考Andersen (2001)之方法將各較小區間之報酬取平方並加總後做為所涵蓋之較大區間的波動度衡量指標，同時，為便於觀察與比較摩根台指期貨與台指期貨結算對於現貨指數報酬之波動差異，因此，採用一致性的日內五分鐘報酬基礎。

1. 摩根台指期貨

為觀察摩根台指期貨結算前對於現貨價格的波動情況，而將摩台指期貨之比較區段分成六個時段；亦即結算前5分鐘、結算前10分鐘、結算前15分鐘、結算前

20分鐘、結算前25分鐘及結算前30分鐘、摩根台指期貨結算日與非結算日在此六個比較時間區段之現貨摩根台指波動度即可分別估算如下：

$$MV_{s,j \times 5} = \sum_{i=1}^j \left[\ln \left(\frac{Mp_{s,(i-1) \times 5}}{Mp_{s,i \times 5}} \right) \right]^2 \times \frac{270}{j \times 5} \quad \text{及} \quad MV_{t,j \times 5} = \sum_{i=1}^j \left[\ln \left(\frac{Mp_{t,(i-1) \times 5}}{Mp_{t,i \times 5}} \right) \right]^2 \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, \dots, 6 \quad (3)$$

建立統計檢定假設如下：

- (1) H_{0a_2} ：結算日結算前5分鐘之波動度 \leq 非結算日收盤前5分鐘之波動度
- (2) H_{0b_2} ：結算日結算前10分鐘之波動度 \leq 非結算日收盤前10分鐘之波動度
- (3) H_{0c_2} ：結算日結算前15分鐘之波動度 \leq 非結算日收盤前15分鐘之波動度
- (4) H_{0d_2} ：結算日結算前20分鐘之波動度 \leq 非結算日收盤前20分鐘之波動度
- (5) H_{0e_2} ：結算日結算前25分鐘之波動度 \leq 非結算日收盤前25分鐘之波動度
- (6) H_{0f_2} ：結算日結算前30分鐘之波動度 \leq 非結算日收盤前30分鐘之波動度

2. 台指期貨

同樣地，為觀察台指期貨結算前對於現貨價格的波動情況，且因台指期貨結算時刻為結算日開盤後15分鐘，因此，將台指期貨之比較區段亦分成六個時段；亦即結算前5分鐘、結算前10分鐘、結算前15分鐘、結算後5分鐘、結算後10分鐘及結算後15分鐘。台指期貨結算日與非結算日中六個比較時間區段之現貨台指波動度亦可分別估算如下：

$$TV_{s,j \times 5} = \sum_{i=1}^j \left[\ln \left(\frac{Tp_{s,(i-1) \times 5}}{Tp_{s,i \times 5}} \right) \right]^2 \times \frac{270}{j \times 5} \quad \text{及} \quad TV_{t,j \times 5} = \sum_{i=1}^j \left[\ln \left(\frac{Tp_{t,(i-1) \times 5}}{Tp_{t,i \times 5}} \right) \right]^2 \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, 3 \quad (4)$$

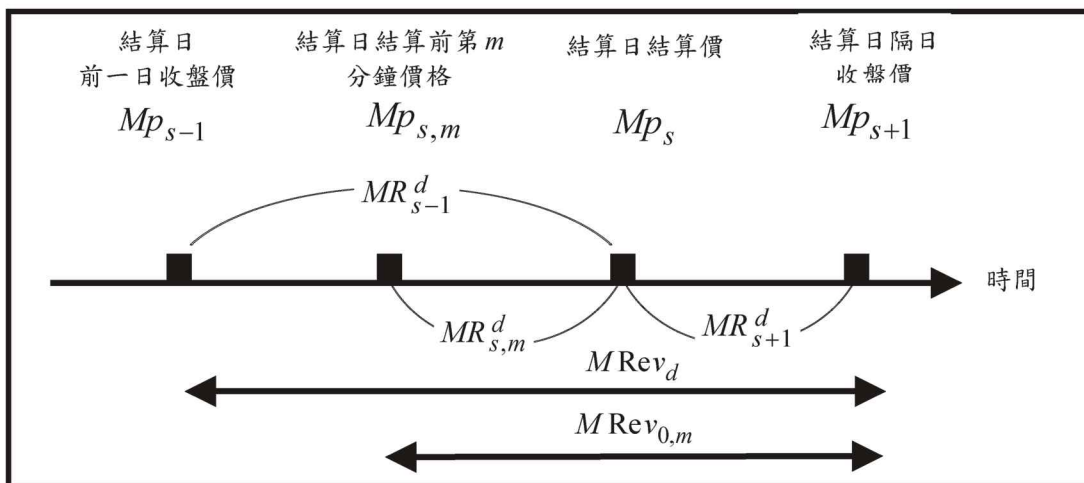
$$TV_{s, -(j \times 5)} = \sum_{i=1}^j \left[\ln \left(\frac{Tp_{s, -(i-1) \times 5}}{Tp_{s, -(i \times 5)}} \right) \right]^2 \times \frac{270}{j \times 5} \quad \text{及} \quad TV_{t, -(j \times 5)} = \sum_{i=1}^j \left[\ln \left(\frac{Tp_{t, -(i-1) \times 5}}{Tp_{t, -(i \times 5)}} \right) \right]^2 \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, 3$$

同樣可建立台指期貨波動度之統計檢定假設如下：

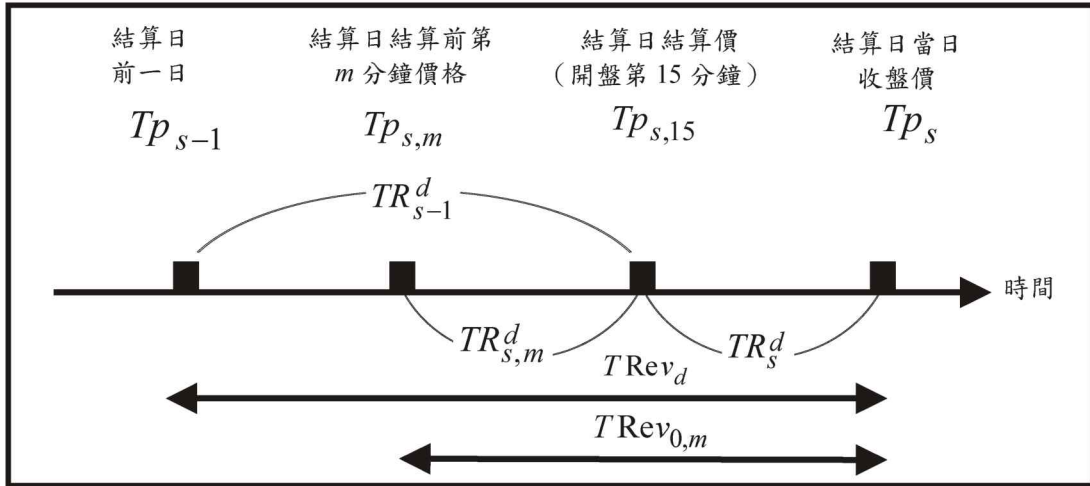
- (1) H_{0g_1} ：結算日結算前5分鐘之波動度 = 非結算日開盤後10~15分鐘之波動度
- (2) H_{0h_1} ：結算日結算前10分鐘之波動度 = 非結算日開盤後5~15分鐘之波動度
- (3) H_{0i_2} ：結算日結算前15分鐘之波動度 \leq 非結算日開盤後前15分鐘之波動度
- (4) H_{0j_2} ：結算日結算後5分鐘之波動度 \leq 非結算日開盤後15~20分鐘之波動度
- (5) H_{0k_2} ：結算日結算前10分鐘之波動度 \leq 非結算日開盤後15~25分鐘之波動度
- (6) H_{0l_2} ：結算日結算前15分鐘之波動度 \leq 非結算日開盤後15~30分鐘之波動度

三、報酬反轉效果

本研究使用比率檢定法以確認結算前各分鐘之現貨報酬反轉是否高於結算前一日之現貨報酬反轉，統計檢定結果若存在顯著反轉現象，此即意味愈接近結算日時股票市場報酬差異性愈大，如前所述，其中可能原因為套利者使用程式交易賺取價差及避險者在期貨與現貨市場進行反向沖銷所致，造成股票市場在愈接近期貨結算日時，出現較為明顯之報酬反轉程度。圖一及圖二中分別顯示摩根台指期貨及台指期貨結算日之現貨指數反轉示意圖，觀察結算前一日及結算日各特定時段之現貨指數報酬率，可以看出到期區間中現貨報酬反轉壓力。



圖一：摩根台指期貨結算日現貨報酬反轉示意圖



圖二：台指期貨結算日現貨報酬反轉示意圖

除了前述已定義之符號外，另外，再令 Mp_{s+1} 與 Tp_s 分別表各到期月份摩根台指結算日次日與台指結算當日之收盤價。因此，摩根台指之 MR_{s+1} 及台指之 TR_s 之定義與計算公式分別表示如下：

$$MR_{s+1} = \ln \frac{Mp_{s+1}}{Mp_s} \quad \text{及} \quad TR_s = \ln \frac{Tp_s}{Tp_{s,15}} \quad (5)$$

另一方面，令 MR_{s-1}^d 與 TR_{s-1}^d 分別表摩台指期貨及台指期貨到期前一日收盤至結算時刻期間的現貨指數報酬率，且令 $MR_{s,m}^d$ 與 $TR_{s,m}^d$ 分別表摩台指期貨及台指期貨結算前第 m 分鐘至結算時刻期間的現貨指數報酬率。另以公式表示如下：

$$MR_{s-1}^d = \ln \frac{Mp_{s-1}}{Mp_s} \quad \text{及} \quad TR_{s-1}^d = \ln \frac{Tp_{s-1}}{Tp_{s,15}} \quad (6)$$

$$MR_{s,m}^d = \ln \frac{Mp_{s,m}}{Mp_s} ; \quad m = 5、15、30、60、90 \text{ 分鐘、前一日} \quad (7)$$

$$TR_{s,m}^d = \ln \frac{Tp_{s,m}}{Tp_{s,15}} ; \quad m = 5、10、前一日 \quad (8)$$

令 $MRev_{0,m}$ 及 $TRev_{0,m}$ 分別代表 $MR_{s,m}^d$ 與 MR_{s+1} 及 $TR_{s,m}^d$ 與 TR_s 間的報酬反轉觀察變數，根據前述變數定義設計其報酬反轉表示式如下：

$$MRev_{0,m} = \begin{cases} MR_{s+1} & \text{if } MR_{s,m}^d > 0 \\ -MR_{s+1} & \text{if } MR_{s,m}^d \leq 0 \end{cases} \quad (9)$$

$$TRev_{0,m} = \begin{cases} TR_s & \text{if } TR_{s,m}^d > 0 \\ -TR_s & \text{if } TR_{s,m}^d \leq 0 \end{cases} \quad (10)$$

若 $MRev_{0,m}$ 或 $TRev_{0,m}$ 為正值即表示對應之指數報酬率呈反向變動，並即意謂

結算當日存在報酬反轉現象，反之，若其為負值則表示股票報酬率呈正向變動，此時不存在報酬反轉現象。同樣地，可令 $MRev_d$ 及 $TRev_d$ 分別代表 MR_{s-1}^d 與 MR_{s+1} 及 TR_{s-1}^d 與 TR_s 間的報酬反轉觀察變數，因此，亦可寫出其報酬反轉表示式如下：

$$MRev_d = \begin{cases} MR_{s+1} & \text{if } MR_{s-1}^d < 0 \\ -MR_{s+1} & \text{if } MR_{s-1}^d \geq 0 \end{cases} \quad (11)$$

$$TRev_d = \begin{cases} TR_s & \text{if } TR_{s-1}^d > 0 \\ -TR_s & \text{if } TR_{s-1}^d \leq 0 \end{cases} \quad (12)$$

若前一日的報酬反轉 $MRev_d$ 或 $TRev_d$ 為正值，即表示結算前一日存在報酬反轉現象，反之，則亦表示不存在報酬反轉現象。

令 $PM_{0,m}$ 及 $PT_{0,m}$ 分別表示 $MRev_{0,m}$ 及 $TRev_{0,m}$ 報酬反轉次數佔總次數的反轉比率， PM_d 及 PT_d 表示 $MRev_d$ 及 $TRev_d$ 報酬反轉次數佔總次數的反轉比率，則根據前述定義與說明，可分別建立報酬反轉現象之統計檢定假設如下：

(1) 摩根台灣股價指數 $H_{0m} : PM_{0,m} \leq PM_d$

(2) 台灣加權股價指數 $H_{0m} : PT_{0,m} \leq PT_d$

四、結算制度差異

如前所述，台指期貨與摩根台指期貨均是以台灣證券交易所上市股票編制而成的股價指數為標的物，然而，結算方式卻分別採用開盤結算與收盤結算，學術界中對收盤結算和開盤結算兩種結算制度的優劣探討一直存在不同看法，本研究利用單因子變異數分析及成對樣本 t 統計檢定來比較台指期貨的開盤結算制度和摩根台指期貨的收盤結算制度對於期貨結算日之期貨報酬率及現貨指數報酬率與現貨指數波動度間是否存在顯著差異。

1. 期貨報酬率

由於台指期貨於結算日當天已無交易，並為使交易時間相當，故比較摩台指期貨結算日與台指期貨最後交易日前一日至結算時刻之期貨結算報酬率與波動度，同時，為避免比較時間區間長度不一問題，因而亦使用日化報酬率與波動度，摩根台指期貨每日之交易時間為305分鐘；台指期貨之交易時間為300分鐘，以摩根台指期貨之交易時間為基準，摩根台指期貨及台指期貨結算日之期貨日化結算報酬率與波動度分別計算如下：

$$MRF_s = \ln\left(\frac{MF_s}{MF_{s-1}}\right) \times \frac{305}{305} \quad \text{及} \quad TRF_{s-1,15} = \ln\left(\frac{TF_{s,15}}{TF_{s-2}}\right) \times \frac{305}{315} \quad (13)$$

$$MVF_s = \left[\ln\left(\frac{MF_s}{MF_{s-1}}\right) \right]^2 \times \frac{305}{305} \quad \text{及} \quad TVF_{s-1,15} = \left[\ln\left(\frac{TF_{s,15}}{TF_{s-2}}\right) \right]^2 \times \frac{305}{315} \quad (14)$$

其中， MF_s 與 MF_{s-1} 及 $TF_{s,15}$ 與 TF_{s-2} 分別表示摩根台指期貨及台指期貨之期貨結算價與最後交易日之前一交易日的期貨收盤價，且 $MF_s = Mp_s$ 及 $TF_{s,15} = Tp_{s,15}$ 。因此，為觀察結算制度對期貨結算報酬之差別影響，建立統計檢定假設如下。

H_{0o} ：台指期貨的開盤結算和摩根台指期貨的收盤結算制度對結算日期貨結算報酬率並無差異

H_{0p} ：台指期貨的開盤結算和摩根台指期貨的收盤結算制度對結算日期貨結算波動度並無差異

2. 現貨指數報酬率與現貨指數波動度

在現貨指數報酬率與現貨指數波動度部份，為考量到兩者須具有一致性比較基礎，因此採用三個共同之比較時間區段即結算前5分鐘、前10分鐘及前15分鐘，摩台指及台指現貨指數在該三個比較時段中的結算報酬率與波動度類似於先前定義可重述如下：

$$MRP_{s,j \times 5} = \left[\prod_{i=1}^j \left(1 + \ln\left(\frac{Mp_{s,(i-1) \times 5}}{Mp_{s,i \times 5}}\right) \right) - 1 \right] \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, 3 \quad \text{及}$$

$$TRP_{s,j \times 5} = \left[\prod_{i=1}^j \left(1 + \ln \left(\frac{Tp_{s,(i-1) \times 5}}{Tp_{s,i \times 5}} \right) \right) - 1 \right] \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, 3 \quad (15)$$

$$MVP_{s,j \times 5} = \sum_{i=1}^j \left[\ln \left(\frac{Mp_{s,(i-1) \times 5}}{Mp_{s,i \times 5}} \right) \right]^2 \times \frac{270}{j \times 5} \quad \text{及} \quad TVP_{s,j \times 5} = \sum_{i=1}^j \left[\ln \left(\frac{Tp_{s,(i-1) \times 5}}{Tp_{s,i \times 5}} \right) \right]^2 \times \frac{270}{j \times 5}; \quad j = 1, 2, 3 \quad (16)$$

其中， Mp_s 與 $Tp_{s,15}$ 分別表示摩根台指期貨及台指期貨結算日之結算價，其餘符號與先前定義相同。因此，為觀察結算制度對現貨指數報酬率與現貨指數波動度之差別影響，分別建立統計檢定假設如下。

- (1) H_{0q} ：台指期貨的開盤結算和摩根台指期貨的收盤結算制度對結算日現貨報酬率並無差異
- (2) H_{0r} ：台指期貨的開盤結算和摩根台指期貨的收盤結算制度對結算日現貨波動度並無差異

五、影響期貨價格異常波動之關鍵因素

本研究將以期貨市場之交易行為、期貨與現貨市場之價格關係及機構法人在現貨市場之交易行為視為探討影響異常波動大小及方向之潛在影響因素，探討之影響變動包括期貨未平倉量、期貨成交量、外資現貨淨買(賣)超、投信現貨淨買(賣)超、期貨與現貨價差及轉倉量等市場變動。變數定義整理如下：

1. 期貨結算報酬率

期貨結算報酬率為本項研究模型中的依變數，摩根台指期貨之結算日期貨結算報酬率定義與計算方式如同前述之 MRF_s ，此外，台指期貨因採用結算日的開盤結算制度而較為複雜，故本研究將台指期貨結算期貨報酬率定義成從台指期貨到期日(最後交易日)至結算日結算時刻之總合報酬率

$$MRF_s = \ln \frac{MF_s}{MF_{s-1}} \quad \text{及} \quad TRF_{s-1,s} = \ln \frac{TF_{s,15}}{TF_{s-2}} \quad (17)$$

2. 近月期貨成交量

期貨成交量為期貨市場當天成交總口數，期貨成交量越大代表投資人參與期貨市場的交易意願越趨熱絡。George and Jau (2000)的研究指出成交量對於現貨市場的價格波動存在正向影響，因此，本研究亦將最近月份期貨契約成交量納為潛在影響變數之一。

3. 基差

基差意指目前現貨價格與期貨價格間的差異值，期貨契約到期結算時期貨價格應與現貨價格相同，但未達結算時刻之前，因各自市場交易供需關係狀況存在差異，致使期貨市場價格可能高於或低於現貨市場價格。一般可透過基差或價差來判斷結算日效應是由套利交易或是投機交易所產生，由市場供需法則及套利交易與投機交易的交易策略分析，如果基差與結算期貨報酬率之方向相反，此時可由投機交易觀點詮釋，亦即結算效應為投機交易產生；而如果基差和結算期貨報酬率方向一致，則可由套利交易角度解讀，表示結算效應可能因套利交易而產生。

4. 最近月份期貨未平倉量

將期貨持有部位執行原持有部位之反向買賣稱為平倉，而所有買進或賣出之期貨契約在未平倉之前皆稱為未平倉量，其代表市場中尚未結清期貨契約的單邊部位數量。大部份期貨契約都會在交割日前平倉以結清部位，因此，未平倉量越大代表多空雙方僵持的力量越大，一旦價格趨勢明朗之後，漲跌幅度也將較大。Bessembinder and Sequin (1993)證實近月未平倉量對於現貨及期貨價格的波動率存在顯著影響。林啟明 (2000)亦曾提出期貨市場的未平倉合約數也可成為另一項觀察市場走勢之重要參考數據。

5. 轉倉量

將尚留倉(未平倉)的期貨部位同時以一買一賣或一賣一買的方式使近月合約轉為遠月合約以繼續持有原部位稱為轉倉，因此，轉倉會使次月份期貨的未平倉量增加，近月份期貨的未平倉量減少，同時，越接近結算日轉倉的動作會越趨積極，而且轉倉的部位越多，代表期貨交易者繼續持有次月份期貨部位越多，代表其將延續先前趨勢看法，因此，本研究考慮將轉倉變數亦視做影響因素之一。

6. 外資現貨淨買(賣)超

政府於1981年逐步開放外資投資台灣股票市場，並於2001年大幅放寬外資投資台股比例上限，以及於2003年取消自1991年實施之 QFII 制度，對於外資投資台股幾近不再設限，同時，亦相當程度放寬外資投資國內期貨市場之交易限定條件。外資挾其龐大資金及持有部位使其交易動向成為左右台灣股票市場及期貨市場的重要因素，由此推斷外資於結算日附近之買賣超數量應對現貨市場與期貨市場的走勢具有一定程度的影響。

7. 投信現貨淨買(賣)超

由於近年來股票型共同基金之數量與規模持續成長，以及放寬共同基金投資期貨市場之限制措施，使得無論基於避險或交易目的投信法人在證券市場及期貨市場的交易量亦逐漸擴增，因此，本研究認為有必要考量投信法人是否亦會在接近結算日時，為了拉抬或壓低結算價格而產生期貨結算效應。

8. 結算日前之期貨報酬

如前所述，過去探討期貨結算效應之研究中，多篇論文皆發現確實存在價格反轉情況，所以本研究亦將結算日前一日及前二日之期貨報酬率當成模型變數並納入研究模型中，以瞭解與探討結算期貨報酬是否會受其前一日及前二日報酬情況所影響。

接著，建立影響期貨結算報酬之關鍵因素的多元迴歸模型如下：

(一)、 摩根台指期貨

$$MRF_s = \alpha_0 + \alpha_1 A_{-2} + \alpha_2 A_{-1} + \alpha_3 A_0 + \alpha_4 P_{-3} + \alpha_5 P_{-2} + \alpha_6 P_{-1} + \alpha_7 O_{-3} + \alpha_8 O_{-2} + \alpha_9 O_{-1} + \alpha_{10} T_0 + \alpha_{11} F_{-2} + \alpha_{12} F_{-1} + \alpha_{13} F_0 + \alpha_{14} MR_{-1} \quad (18)$$

(二)、 台指期貨

$$TRF_{s-1,s} = \alpha_0 + \alpha_1 A_{-2} + \alpha_2 A_{-1} + \alpha_3 A_0 + \alpha_4 P_{-2} + \alpha_5 P_{-1} + \alpha_6 P_0 + \alpha_7 O_{-2} + \alpha_8 O_{-1} + \alpha_9 O_0 + \alpha_{10} T_0 + \alpha_{11} F_{-2} + \alpha_{12} F_{-1} + \alpha_{13} F_0 + \alpha_{14} I_{-2} + \alpha_{15} I_{-1} + \alpha_{16} I_0 + \alpha_{17} TR_{-2} + \alpha_{18} TR_{-1} \quad (19)$$

模型變數定義：

A_{-2} ：期貨最後交易日前二交易日之期貨成交量

A_{-1} ：期貨最後交易日前一交易日之期貨成交量

A_0 ：期貨最後交易日之期貨成交量

P_{-3} ：期貨最後交易日前三交易日之基差

P_{-2} ：期貨最後交易日前二交易日之基差

P_{-1} ：期貨最後交易日前一交易日之基差

P_0 ：期貨最後交易日之基差

O_{-3} ：期貨最後交易日前三交易日之未平倉量

O_{-2} ：期貨最後交易日前二交易日之未平倉量

O_{-1} ：期貨最後交易日前一交易日之未平倉量

O_0 ：期貨最後交易日之未平倉量

T_0 ：期貨最後交易日之轉倉量

F_{-2} ：期貨最後交易日前二交易日之外資現貨淨買（賣）超金額

F_{-1} ：期貨最後交易日前一交易日之外資現貨淨買（賣）超金額

F_0 ：期貨最後交易日之外資現貨淨買（賣）超金額

I_{-2} ：期貨最後交易日前二交易日之投信現貨淨買（賣）超金額

I_{-1} ：期貨最後交易日前一交易日之投信現貨淨買（賣）超金額

I_0 ：期貨最後交易日之投信現貨淨買（賣）超金額

MR_{-1} ：摩台期貨最後交易日前一交易日之摩根台指期貨報酬率

TR_{-2} ：台指期貨最後交易日前二交易日之台指期貨報酬率

TR_{-1} ：台指期貨最後交易日前一交易日之台指期貨報酬率

肆、實證結果與分析

本實證研究資料分別搜集自台灣期貨交易所、新加坡國際交易所、台灣經濟新報資料庫及寶碩科技財務資料庫等多個來源，並為確保實證結果之有效性與可靠性，本研究所選取之研究樣本範圍涵蓋2003年至2007年長達五年期間之台指期貨、摩根台指期貨、台灣加權股價指數及摩根台灣股價指數之每五分鐘日內資料。由於原始資料數量過於龐大，考量到篇幅因素故略去未予列出。

一、期貨結算效應

如前所述，主要檢定台指期貨和摩根台指期貨在結算日時，其現貨部位是否較非結算日較有異常報酬及波動的現象發生。進行統計檢定之前，首先須先確定摩台現貨指數及台指現貨指數之數列資料是否為定態數列，如此才能作成正確的動態統計推論，以符合漸進分配理論。本研究採用較普遍之ADF單根檢定，以檢驗前述兩個時間數列資料是否具有單根，若無單根則屬定態數列；若具有單根則不屬定態數列，且必須將其執行差分後再作單根檢定，直至數列不具單根為止。單根檢定結果如表一所示，結果發現採用ADF Test其統計量均在1%的顯著水準下，拒絕虛無假設，亦即此兩數列皆不存在單根而為定態數列，並可直接進行後續之統計檢定。

表一：數列資料 ADF 定態檢定

	原始序列 ADF 統計量	
	有截距項，無趨勢項	有截距項與趨勢項
台指現貨指數報酬率	-34.04355***	-34.13140***
摩根台指現貨指數報酬率	-7.792974***	-7.978762***

註：***表 1%顯著水準

接著，將實證檢定結果分述於後。

(一)、台指期貨

台指期貨結算日中各特定時段之報酬率差異實證結果顯示於表二中，由表二可明顯看出台指現貨指數在結算日與非結算日的結算前 5 分鐘與結算後 5 分鐘期間中出現顯著報酬差異現象。台指期貨的結算價為結算日現貨開盤後之前 15 分鐘的平均價做為結算價，由此可推論在結算日結算時點前後 5 分鐘（亦即開盤後第 10 至第 20 分鐘）期間中市場顯然存在人為操控作價行為。另一方面，波動度差異實證結果則顯示於表三中，表三中呈現與報酬率相一致的結果，台指現貨指數在結算日與非結算日的結算前 5 分鐘與後 5 分鐘期間中亦發生顯著波動差異現象，其餘時段中之波動差異並不顯著。此外，觀察結算日各特定時段中之波動度，可看出結算前 10 分鐘與結算後 15 分鐘期間中的波動度高於其他時段。

表二：台指現貨指數在結算日及非結算日之報酬率差異檢定

時間區段	結算日	非結算日	p-value
樣本數	60	1175	
結算前 5 分鐘	0.027418	-0.003590	0.038766**
結算前 10 分鐘	0.082065	-0.010567	0.147932
結算前 15 分鐘	0.051990	-0.002090	0.197413
結算後 5 分鐘	0.030071	0.001194	0.024648**
結算後 10 分鐘	-0.032343	0.004431	0.563749
結算後 15 分鐘	0.005076	-0.004057	0.269672

註：**表 5%顯著水準

表三：台指現貨指數在結算日及非結算日之波動度差異檢定

時間區段	結算日	非結算日	p-value
樣本數	60	1175	
結算前 5 分鐘	0.000433	0.000228	0.000879***
結算前 10 分鐘	0.008749	0.008755	0.499494
結算前 15 分鐘	0.006115	0.006325	0.473304
結算後 5 分鐘	0.000315	0.000168	0.004428***
結算後 10 分鐘	0.006916	0.008664	0.348791
結算後 15 分鐘	0.008940	0.011491	0.334847

註：***表 1% 顯著水準

(二)、摩根台指期貨

如前所述，摩根台指期貨採用結算日現貨收盤價做為所有未平倉合約之結算價。報酬率與波動度實證結果分別如表四與表五中所示者，表四結果顯示摩根台指現貨指數在結算日及非結算日的結算前 5 分鐘及結算前 10 分鐘之報酬率存在顯著差異，另在波動度比較方面，由表五中可清楚看出摩根台指現貨指數在結算日與非結算日之結算前 30 分鐘內的各個特定時段中之波動度明顯均較非結算日劇烈，且觀察各個時段中之波動度，可發現愈接近收盤結算時刻波動差異愈趨急遽提高，意味摩根台指期貨之市場參與者在瀕臨結算前拋售或回補持股行為更為積極導致行情劇烈變動。綜觀報酬率與波動度觀點，摩根台指期貨之期貨結算效應無論在幅度與時間上似皆較台指期貨沉重。

表四：摩根台指現貨指數在結算日及非結算日之報酬率差異檢定

時間區段	結算日	非結算日	p-value
樣本數	60	1135	
結算前 5 分鐘	-0.045947	-0.007590	0.005715***
結算前 10 分鐘	-0.019761	-0.004304	0.063099*
結算前 15 分鐘	-0.006551	-0.003389	0.645133
結算前 20 分鐘	-0.010046	-0.003042	0.225100
結算前 25 分鐘	-0.008139	-0.002971	0.290114
結算前 30 分鐘	-0.002756	-0.003677	0.831967

註：*、***分別表 10%、1% 顯著水準

表五：摩根台指現貨指數在結算日及非結算日之波動度差異檢定

時間區段	結算日	非結算日	p-value
樣本數	60	1135	
結算前 5 分鐘	0.000959	0.000165	4.88410E-28***
結算前 10 分鐘	0.000553	0.000123	8.12898E-16***
結算前 15 分鐘	0.000411	0.000142	0.008136***
結算前 20 分鐘	0.000329	0.000127	0.008678***
結算前 25 分鐘	0.000280	0.000124	0.012494**
結算前 30 分鐘	0.000260	0.000118	0.008074***

註：**、***分別表 5%、1% 顯著水準

二、報酬反轉效應

本研究分別從結算日當天之報酬反轉比例是否顯著超過一半以上之絕對報酬反轉角度，以及結算日之報酬反轉比例相較之下是否顯著高於非結算日之相對報酬反轉角度，藉以觀察與檢視結算日之報酬反轉效應。

(一)、台指期貨

1. 台指期貨結算日報酬反轉

檢定台指期貨結算日之前 5 分鐘與前 10 分鐘兩特定時段及結算前一日中之報酬反轉比率是否顯著高於二分之一，實證結果列出於表六中，統計檢定結果顯示結算前 10 分鐘的報酬反轉比率顯著高於檢定比率，意謂於台指期貨結算日前 10

分鐘確有現貨指數報酬反轉情形發生。

表六：台指期貨結算日報酬反轉比率之統計檢定

結算日	反轉次數	總次數	反轉比率	檢定比率	p-value
結算前 5 分鐘	23	60	0.383333	0.5	0.964649
結算前 10 分鐘	40	60	0.666667	0.5	0.004912***
結算前一日	30	60	0.5	0.5	0.5

註：***代表 1% 顯著水準

2. 台指期貨結算日與非結算日報酬反轉效應

檢定台指期貨結算日之前 5 分鐘與前 10 分鐘兩特定時段及結算前一日中之報酬反轉比率是否顯著高於台指期貨非結算日各相同時段中之報酬反轉比率，由表七中可看出結算日在結算前 10 分鐘及結算前一日的報酬反轉比率皆高於非結算日，然而，統計檢定結果顯示台指期貨結算日各時段中之現貨指數報酬反轉比率並沒有顯著高於非結算日對應時段之報酬反轉比率。

表七：台指期貨結算日與非結算日報酬反轉比率之統計檢定

時間區段	結算日			非結算日			p-value
	反轉次數	總次數	反轉比率	反轉次數	總次數	反轉比率	
結算前 5 分鐘	23	60	0.383333	615	1175	0.523404	0.982903
結算前 10 分鐘	40	60	0.666667	741	1175	0.630638	0.286183
結算前 15 分鐘	30	60	0.5	547	1175	0.465532	0.300846

(二)、摩根台指期貨

1. 摩根台指期貨結算日報酬反轉

首先亦檢定摩根台指期貨結算日期間中各代表性時段(前 5 分鐘、前 15 分鐘、前 30 分鐘、前 60 分鐘、前 90 分鐘及前一日)中之報酬反轉機率是否顯著高於二分之一，根據表八中檢定結果，就結算日報酬反轉本身來看，收盤前 5 分鐘、收盤前 15 分鐘、收盤前 30 分鐘其報酬反轉比率都高達 60%以上，檢定結果亦顯示結算前 5 分鐘、結算前 15 分鐘及結算前 30 分鐘三個時段中之摩根台指現貨指數明顯出現報酬反轉現象。

表八：摩根台指期貨結算日報酬反轉比率之統計檢定

結算日	反轉次數	總次數	反轉比率	檢定比率	p-value
結算前 5 分鐘	36	60	0.6	0.5	0.060668*
結算前 15 分鐘	36	60	0.6	0.5	0.060668*
結算前 30 分鐘	38	60	0.633333	0.5	0.019434**
結算前 60 分鐘	31	60	0.516667	0.5	0.398127
結算前 90 分鐘	32	60	0.533333	0.5	0.302788
結算前一日	31	60	0.516667	0.5	0.398127

註：*、**分別代表 10%、5% 顯著水準

2. 摩根台指期貨結算日與非結算日報酬反轉效應

接著，同樣檢定摩根台指期貨結算日各時段中之報酬反轉比率及前一日報酬反轉比率是否顯著高於非結算日報酬反轉機率，由表九中可清楚看出在結算日結算前 5 分鐘、結算前 15 分鐘及結算前 30 分鐘摩台現貨指數報酬反轉比率顯著高於非結算日中同時段之反轉比率，其餘時段雖然在統計檢定上不具有顯著性，但仍可看出結算日報酬反轉比率皆略高於非結算日的報酬反轉比率。與非結算日相較之下，摩根台指期貨的報酬反轉情況似乎較台指期貨明顯，推測其原因可能為外資參與摩台指期貨交易比例較高，因此，在摩台指期貨結算日時更可能受到外資以其現貨部位在股票市場中刻意進出以達到在期貨市場中獲取報酬，並造成行情反轉。

表九：摩根台指期貨結算日與非結算日報酬反轉比率之統計檢定

時間區段	結算日			非結算日			p-value
	反轉次數	總次數	反轉比率	反轉次數	總次數	反轉比率	
結算前 5 分鐘	36	60	0.6	541	1135	0.476652	0.031203**
結算前 15 分鐘	36	60	0.6	576	1135	0.50748	0.081185*
結算前 30 分鐘	38	60	0.633333	564	1135	0.496916	0.019714**
結算前 60 分鐘	31	60	0.516667	574	1135	0.505727	0.434400
結算前 90 分鐘	32	60	0.533333	591	1135	0.520705	0.424326
結算前一日	31	60	0.516667	566	1135	0.498678	0.392297

註：*、**分別代表 10%、5%顯著水準

三、結算制度效應

本實證檢定台指期貨的開盤結算制度和摩根台指期貨的收盤結算制度是否對到期日期貨報酬率與現貨報酬率造成顯著差異，本研究分別採用單因子變異數分析及成對母體平均數 t 檢定予以檢測，以下即分述檢定結果。

(一)、期貨報酬率

結算日期貨報酬率與波動度之單因子變異數分析及成對母體平均數檢定結果顯示於表十中，並由表十中可知其中結算日期貨報酬波動度之兩項檢定的檢定結果皆具有強烈之統計顯著性。此一結果意謂台指期貨的開盤結算價和摩根台指期貨的收盤結算之不同結算制度設計確實對於期貨結算日之期貨價格變動幅度造成顯著差異，摩台指期貨之結算波動性明顯高於台指期貨。

表十：結算制度之期貨結算報酬率與波動度差異檢定^a

組	樣本數	平均		變異數分析		成對母體平均數檢定	
		台指期貨	摩台指期貨	F 統計量	p-value	t 統計量	p-value
結算報酬率	60	0.001613	0.000976	0.024734	0.875300	0.189827	0.850096
結算波動度	60	0.000304	0.000678	6.798478	0.01030**	-3.090161	0.001525***

註： **、***表 5%、1%顯著水準

(二)、現貨指數報酬率

結算日現貨指數報酬率與波動度之單因子變異數分析及成對母體平均數檢定結果分別顯示於表十一與表十二中，首先就表十一中現貨指數報酬率差異檢定而言，可知兩者在結算日結算前5分鐘之檢定結果並不拒絕虛無假設，亦皆表示台指期貨的開盤結算價和摩根台指期貨的收盤結算制度對於結算日之現貨指數報酬率在結算前5分鐘存在顯著差異。另一方面，就現貨指數波動度差異檢定而言，由表十二中可清楚看出兩者在結算日結算前5分鐘、結算前10分鐘及結算前15分鐘期間中皆存在顯著差異。總結前述兩項檢定結果，台指期貨採取開盤結算制度及平均結算價似可某程度改善期貨結算效應，特別是在結算前5分鐘期間中具有操控抑制效果。

表十一：結算制度之現貨報酬率差異檢定

時間區段	樣本數	平均		變異數分析		成對母體平均數檢定	
		台指現貨	摩台指現貨	F 統計量	p-value	t 統計量	p-value
結算前 5 分鐘	60	0.027418	-0.045947	4.392867	0.038227**	1.984488	0.051858*
結算前 10 分鐘	60	0.082065	-0.019761	2.661339	0.105480	1.599061	0.115149
結算前 15 分鐘	60	0.051990	-0.006551	2.292485	0.132676	1.474498	0.145664

註：*、**分別代表 10%、5%顯著水準

表十二：結算制度之現貨波動度差異檢定

時間區段	樣本數	平均		變異數分析		成對母體平均數檢定	
		台指現貨	摩台指現貨	F 統計量	p-value	t 統計量	p-value
結算前 5 分鐘	60	0.000433	0.000959	7.137998	0.008613***	-2.710276	0.008789***
結算前 10 分鐘	60	0.008749	0.000553	5.341237	0.022563**	2.305490	0.024673**
結算前 15 分鐘	60	0.006115	0.000411	5.527485	0.020379**	2.346424	0.022333**

註：**、***分別代表 5%、1%顯著水準

四、影響到期日期貨報酬率的關鍵因素

(一)、摩根台指期貨

本實證研究試圖找出影響摩根台指期貨結算日報酬之關鍵因素，首先進行自變數共線性檢驗，表十三中指出到期日前二日與到期日前一日的基差有共線性現象產生，因此本研究將到期日前二日的基差自模型中排除，由表十三亦可看出變數調整後的 VIF 值皆小於 10，而容忍度也有改善，表示自變數間已無顯著共線性問題。針對調整後之模型一，本實證研究試圖找出影響摩根台指期貨到期日報酬之關鍵因素，表十四中呈現實證結果，由於 p-value 甚小顯示模型配適性妥當，且全體自變數之解釋力超過 0.5。

根據表十四中之迴歸結果分析，到期日前一日成交量和摩根台指期貨到期報酬率呈現顯著正相關，另外，期貨到期日前三交易日及到期日前一交易日之基差和摩根台指期貨到期報酬率分別呈現顯著正相關與顯著負相關，表示摩台指期貨套利者慣常利用到期日之前的這二個交易日進行反向沖銷套利交易以賺取套利利潤。而到期日前二日的未平倉量和摩根台指期貨到期報酬率呈現顯著正相關，但在到期當日的轉倉量則是和摩根台指期貨到期報酬率呈現顯著負相關。此外，到

期日前二交易日和到期日當日之外資現貨買（賣）超金額亦與摩根台指期貨期貨到期報酬率分別呈現顯著負相關與正相關，與此基差變數所得結果似乎互有關連。最後，摩根台指到期日前一交易日之期貨報酬率與摩根台指期貨到期日報酬率呈現顯著負相關，表示摩根台指期貨在到期前一交易日確有顯著價格反轉現象。

表十三：摩根台指期貨報酬迴歸模型之共線性檢定

變數	調整前共線性統計量		調整後共線性統計量	
	容忍度	VIF	容忍度	VIF
A_{-2}	0.349559	2.860745	0.368357	2.714755
A_{-1}	0.274264	3.646120	0.314424	3.180422
A_0	0.475834	2.101574	0.481867	2.075262
P_{-3}	0.121996	8.197012	0.159073	6.286423
P_{-2}	0.070209	14.243111	---	---
P_{-1}	0.089022	11.233226	0.163139	6.129746
O_{-3}	0.242305	4.127032	0.251624	3.974185
O_{-2}	0.167443	5.972179	0.178893	5.589924
O_{-1}	0.242331	4.126581	0.249562	4.007012
T_0	0.548665	1.822606	0.582884	1.715608
F_{-2}	0.759464	1.316718	0.762692	1.311145
F_{-1}	0.697245	1.434216	0.703472	1.421521
F_0	0.630028	1.587232	0.660974	1.512918
MR_{-1}	0.449300	2.225685	0.649851	1.538815

表十四：摩根台指期貨報酬之迴歸分析表

	平方和	自由度	均方和	F 統計量	p-value
迴歸	0.005630	13	0.000433	5.876749	0.000003***
殘差	0.003390	46	0.000074		
總和	0.009019	59			
R	R^2	調整後 R^2	估計的標準誤		
0.790048	0.624176	0.517965	0.008584		
變數	係數值	t 統計量	p-value		
常數項	-0.00264	-0.60869809	0.54571891		
A_{-2}	-6.7E-12	-1.19443032	0.23843239		
A_{-1}	1.39E-11	2.42368223	0.01935493**		
A_0	-2.1E-12	-0.36082390	0.71988290		
P_{-3}	0.004601	3.97510211	0.00024633***		
P_{-1}	-0.00322	-2.50360042	0.01590500**		
O_{-3}	-1.1E-07	-1.55100041	0.12775513		
O_{-2}	2.71E-07	1.81470377	0.07609334*		
O_{-1}	-1.9E-07	-1.25660929	0.21523908		
T_0	-2.6E-07	-2.67706569	0.01025970**		
F_{-2}	-5.3E-07	-1.70504241	0.09493220*		
F_{-1}	2.56E-08	0.35478028	0.72437565		
F_0	1.27E-06	5.48070498	0.00000172***		
MR_{-1}	-0.35425	-4.40337465	0.00006302***		

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%顯著水準

(二)、台指期貨

由表十五中 亦清楚指出調整前到期日前二日與到期日前一日的未平倉量有共線性現象，據此，本研究乃將到期日前一日的未平倉量自模型中排除，由表十五中亦可看出變數調整後的 VIF 值皆小於 10，自變數間亦已無顯著共線性問題。本實證研究試圖找出影響台指期貨到期日至結算日間總合報酬之關鍵因素，實證結果顯示於表十六中，根據 p-value 值亦顯示模型配適性良好，而且全體自變數之解釋力高達約近 0.75。表十六實證結果確認台指期貨到期日之前二交易日與到期日當日的外資現貨買（賣）超金額和台指期貨結算日報酬率分別呈現顯著負相關及顯著正相關，表示外會在結算日之前二交易日與結算日時，利用本身的現貨部位在股票現貨市場進出沖銷以意圖在結算日從期貨市場獲取報酬。而台指期貨到期日投信現貨（買）賣超金額和台指期貨結算日報酬率呈現顯著正相關，表示投信法人亦會在結算日當日藉由現貨部位的積極交易以試圖獲取期貨部位利得。最後，台指期貨到期日之前一交易日與結算日台指期貨報酬率呈現顯著正相關，此意謂台指期貨到期前一交易日期貨價格不會有價格反轉現象產生，相較於摩台指期貨，此一現象可能與法人較少涉獵台指期貨有關。

表十五：台指期貨報酬迴歸模型之共線性檢定

變數	調整前共線性統計量		調整後共線性統計量	
	容忍度	VIF	容忍度	VIF
A_{-2}	0.351745	2.842967	0.361016	2.769959
A_{-1}	0.322266	3.103027	0.332800	3.004812
A_0	0.356621	2.804097	0.358919	2.786143
P_{-2}	0.231638	4.317082	0.240950	4.150239
P_{-1}	0.496605	2.013675	0.496607	2.013666
P_0	0.530338	1.885592	0.533314	1.875068
O_{-2}	0.040397	24.754097	0.155762	6.420035
O_{-1}	0.028963	34.526357	---	---
O_0	0.103701	9.643071	0.146073	6.845891
T_0	0.590777	1.692687	0.594273	1.682729
F_{-2}	0.300354	3.329403	0.300354	3.329402
F_{-1}	0.196031	5.101238	0.204686	4.885524
F_0	0.182150	5.489969	0.198380	5.040839
I_{-2}	0.547231	1.827381	0.548385	1.823535
I_{-1}	0.357986	2.793406	0.361768	2.764200
I_0	0.439070	2.277541	0.462216	2.163492
TR_{-2}	0.338177	2.957029	0.348282	2.871240
TR_{-1}	0.301393	3.317926	0.306706	3.260448

表十六：台指期貨報酬之迴歸分析表

	平方和	自由度	均方和	F 統計量	顯著性
迴歸	0.017281	17	0.001017	11.0387	1.74E-10***
殘差	0.003868	42	0.000092		
總和	0.021149	59			
R	R^2	調整後 R^2	估計的標準誤		
0.903947	0.817119	0.743096	0.009596		
變數	係數值	t 統計量	p-value		
常數項	0.006205	1.06546934	0.29275059		
A_{-2}	4.81E-12	0.74578016	0.45995402		
A_{-1}	-1.2E-11	-1.45557995	0.15294332		
A_0	2.42E-12	0.33603806	0.73851523		
P_{-2}	2.38E-05	0.29928007	0.76620237		
P_{-1}	-5.1E-05	-0.65009419	0.51917166		
P_0	0.000111	0.91933685	0.36316945		
O_{-2}	-1.8E-07	-0.44729832	0.65695809		
O_0	1.04E-08	0.02132261	0.98308929		
T_0	-8E-08	-0.30341144	0.76307426		
F_{-2}	-9.1E-07	-2.73165331	0.00917597***		
F_{-1}	3.48E-07	1.16456319	0.25076821		
F_0	9.81E-07	3.72237077	0.00058089***		
I_{-2}	-2E-06	-1.14459769	0.25885698		
I_{-1}	-2.3E-06	-1.08793636	0.28282708		
I_0	3.71E-06	1.96245415	0.05635694*		
TR_{-2}	0.154588	0.98383213	0.33083188		
TR_{-1}	0.518228	3.70766064	0.00060684***		

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%顯著水準

伍、結論與建議

觀察近年來台灣股票市場經常在臨近各到期月份股價指數期貨結算日時，現貨指數及指數成份股之價格的波動程度較諸非結算日明顯劇烈許多，此一不尋常情況僅係隨機性出現或規律性發生，純屬市場巧合行為或果真受到人為刻意操控，箇中原因值得進一步探究，藉以提供給主管機關制定監理政策與交易規則及市場參與者擬定交易決策時之參考。基於此一緣由，本研究乃深入探討台指期貨及摩根台指期貨在結算日附近時，現貨市場及期貨市場是否較非結算日確有異常反應表現，並探

究其可能成因。為達此一研究目標，本研究乃分別檢測台指期貨和摩台指期貨在結算日及結算日之各特定時段中是否存在異常報酬、劇幅波動及報酬反轉現象，除此之外，由於台指期貨與摩根台指期貨皆是以台灣證券交易所上市股票所編制而成之股價指數為標的物的期貨合約，但兩者卻採用不同的結算制度，因而本研究亦檢測台指期貨開盤結算和摩根台指期貨收盤結算制度對結算日期貨報酬及現貨報酬有無存在明顯差異。

如前所述，本研究擴大採樣範圍，並依日內五分鐘報酬基礎聚焦觀察結算時刻附近行情變化狀況，經過進行周延詳盡之實證研究程序後，本研究所獲致之主要研究結論整理如下：

1. 從現貨報酬率與波動度角度觀察，發現台指現貨指數在台指期貨結算日結算時點之前後 5 分鐘期間內；及摩根台指現貨指數在摩根台指期貨結算日結算前 30 分鐘期間內之各交易時段中皆存在結算效應。
2. 台指期貨雖在結算前 10 分鐘存在現貨報酬反轉現象，但報酬反轉現象並未明顯高於非結算日，因此，報酬反轉情況尚稱平緩；而摩根台指期貨在結算前 5、15 及 30 分鐘期間內皆存在現貨報酬反轉現象，且報酬反轉情況顯著超越非結算日。
3. 台指期貨與摩根台指期貨之不同結算制度對於最後交易日前一日至結算時刻之期貨結算報酬率雖無顯著差異，不過，同期間中之摩台指期貨結算報酬波動性卻明顯高於台指期貨。此外，對於現貨指數報酬率而言，兩種結算制度在結算日結算前 5 分鐘中存在顯著差異，同時，對於現貨指數波動度而言，兩種結算制度在結算日結算前 5 分鐘、前 10 分鐘及前 15 分鐘期間中存在顯著差異，結算前前 10 分鐘及前 15 分鐘期間，台指期貨之現貨報酬波動性高於摩台指期貨，然而，在結算前前 5 分鐘期間中，摩台指期貨卻顯著高於台指期貨。
4. 影響結算日台指期貨報酬的關鍵因素包括外資現貨淨買（賣）超金額、投信現貨淨買（賣）超金額及到期日前之期貨報酬率，而影響結算日摩根台指期貨報酬的關鍵因素則包括成交量、基差、未平倉量、轉倉量、外資現貨淨買（賣）超金額及到期日前之期貨報酬率。

由此可見，不論摩台指期貨或台指期貨，在接近結算時刻現貨行情皆出現劇烈波動現象，亦即表示股票市場投資人每個月皆經歷兩次上沖下洗劇幅震盪的結算效應。而且，進一步審視前述現貨指數報酬率與波動度、現貨指數報酬反轉情

況及兩種結算制度比較等實證檢定結果，台指期貨之期貨結算效應似乎相對較摩台指期貨輕微，同時，摩根台指之作價行為幾乎集中於臨近結算時刻之最後 5 分鐘期間，而台指則較分散於結算前 15 分鐘期間中。本研究推斷造成此一結果之原因應為台指期貨之結算價採用結算日開盤後之 15 分鐘內的平均價格，而非如摩台指期貨的單一收盤價格，導致價格被操控機會升高，據此，本研究認為採用平均價格做為期貨結算價應為緩和結算效應效果之主因。此外，外資法人參與摩台指期貨交易比重較高也可能是另一潛在成因。

最後，本研究之主要研究價值與貢獻可歸納如下：

1. 對於學術研究部份

與先前研究不同的是，本研究引用 Andersen et al. (2001) 所定義之波動度，並首度在相關研究中使用日內五分鐘報酬率與波動度概念，以能更精細捕捉各探討時段中其間現貨指數的起伏變動，同時轉化表達成日化報酬率與波動度，以使各探討時段之報酬率與波動度有一相對客觀的比較基礎進行比較探討，因此，應可為未來類似研究提供一創新研究方法。

2. 對於實務應用部份

可從以下三個面向探討：(1) 本研究涵蓋長達五年之實證資料期間，包括台指期貨與摩台指期貨之所有結算日與非結算日，因此，實證結果應具一定的有效性與可靠性，且聚焦密集觀察台指期貨與摩台指期貨結算時刻附近之結算行情變動，給予市場參與者更為微觀的實證研究結果。(2) 相較於先前相關文獻之研究結果，本研究所得之實證研究結果中，部分結果與之一致，然亦有部分結果顯有出入，更有部份屬於本研究首度發現之研究結果。(3) 台灣期貨交易所已決定自 2008 年 12 月份期貨合約開始，由原先 T+1 日開盤結算改採與新加坡交易所摩台指期貨相同之 T 日收盤結算，並以結算前三十分鐘之平均價計算結算價。然而，根據本研究之實證結果，摩台指期貨之 T 日收盤結算並不能減輕結算效應，本研究認為延長平均價取價區間長度應比由 T+1 日改 T 日更能有效降低期貨結算效應。因此，對於主管機關與市場參與者而言，本研究之研究發現與結論應具有一定的參考價值。

參考文獻

1. 江文嘉，「台指期貨與摩台指期貨到期日效應日內資料之研究」，淡江大學財務金融學系碩士論文，2005 年。
2. 吳明修，「摩根台股指數期貨到期日效應對股票市場之影響」，高雄第一科技大學金融營運研究所碩士論文，1999 年。
3. 吳鎮宏，「大額委託單對台股指數期貨最後結算價之影響」，高雄第一科技大學金融營運研究所碩士論文，2004 年。
4. 林世釗，「台灣股價指數現貨、期貨及摩根台灣股價指數期貨效應之研究」，臺北大學企業管理學研究所碩士論文，2003 年。
5. 林啟明，國內期貨交易價量分析，「臺灣期貨市場」，第 5 期，第 3 卷，2000 年，第 23-33 頁。
6. 陳國民，「指數期貨到期日之報酬反轉及波動效果日內效應之研究」，淡江大學財務金融學系碩士論文，2004 年。
7. 蔡垂君，「台灣股價指數期貨與現貨之實證研究」，臺北大學企業管理研究所博士論文，2003 年。
8. 闕河士、楊德源，「股價指數期貨到期日效應之實證：以台灣股票市場為例」，財務金融學刊，2005 年，第 71-95 頁。
9. Anderson, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold and H. Ebens (2001), "The distribution of realized stock return volatility," *Journal of Financial Economics*, 61, 43-76.
10. Bessembinder, H. and P. J. Seguin (1993), "Price volatility, trading volume, and market depth: evidence from futures markets," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 21-39.
11. Board, J. L. G. and C. M. S. Sutcliffe (1990), "Information, volatility, volume and maturity: an investigation of stock index futures," *Review of Futures Markets*, 9(3), 532-549.
12. Bollen, N. P. B. and R. E. Whaley (1999), "Do expirations of Hang Seng index derivatives affect stock market volatility?" *Pacific-Basin Finance Journal*, 7, 453-470.
13. Chamberlain, T. W. (1989), "Maturity effects in futures markets: some evidence from the city of London," *Scottish Journal of Political Economy*, 36(1), 90-95.
14. Chen, Y. J. and J. C. Duan (1999), "Volatility and maturity effect in the Nikkei 225 index futures," *Journal of Futures Markets*, 19, 895-909.

15. Chen, C. and J. Williams (1994), "Triple-witching hour, the change in expiration timing and stock market reaction," *Journal of Futures Market*, 14, 275-292.
16. Chow, Y. F., H. H. M. Yung and H. Zhang (2003), "Expiration day effects: the case of Hong Kong," *Journal of Futures Markets*, 23, 67-86.
17. Chou, H. C., W. N. Chen and D. H. Chen (2006), "The expiration effects of stock index derivatives: empirical evidence from the Taiwan Future Exchange," *Emerging Markets Finances & Trade*, 42, 81-102.
18. Edwards, F. R. (1988), "Futures trading and cash market volatility: stock index and interest rate futures," *Journal of Future Markets*, 8(4), 421-439.
19. Feinstein, S. P. and W. N. Goetmann (1988), "The effect of the triple witching hour on stock market volatility," *Economic Review*, 73(5), 2-18.
20. Hancock, G. D. (1993), "Whatever happened to the triple witching hour," *Financial Analysts Journal*, 4, 66-72.
21. Herbst, A. F. and E. D. Marbely (1990), "Stock index futures, expiration-day volatility and the special Friday opening: a note," *Journal of Futures Markets*, 10, 323-325.
22. Herbst, A. F. and E. D. Marbely (1991), "An alternative methodology for measuring expiration day price effects at Friday's close: the expected price reversal-a note," *Journal of Futures Markets*, 11, 751-754.
23. Karolyi, A. G. (1996), "Stock market volatility around expiration days in Japan," *Journal of Derivatives*, 4, 23-43.
24. Samuelson, P. A. (1965), "Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly," *Industrial Management Review*, 6, 41-49.
25. Samuelson, P. A. (1976), "Real-world price a tale by the idiot of chance," *Review of Economics and Statistics*, 58, 120-123.
26. Schlag, C. (1996), "Expiration day effects of stock index derivatives in Germany," *European Financial Management*, 1, 69-95.
27. Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1986), "Expiration day effects of index options and futures," *Financial Analysts Journal*, 43, 16-28.
28. Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1987), "Program trading and expiration day effects," *Monograph Series in Finance and Economics*.
29. Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1990a), "The dynamics of stock index and stock index futures returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(4), 441-468.

30. Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1990b), "Stock market structure and volatility," *Review of Financial Studies*, 3, 37-71.
31. Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1991), "Expiration day effects: What has changed?" *Financial Analysts Journal*, 47, 58-72.
32. Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1997), "Expiration-day effects of the all ordinaries share price index futures: empirical evidence and alternative settlement procedures," *Australian Journal of Management*, 22, 139-174.

利率連動式債券之評價及提前買回機率之分析¹

Pricing of Interest-Linked Bonds and Analysis of Early Redemption Probability

- ◆ 逢甲大學財務金融系
- 許溪南 教授
- ◆ 屏東商業技術學院財務金融系
- 何怡滿 副教授
- ◆ 台北富邦商業銀行
- 陳耿忠 經理

摘要

本文利用蒙地卡羅模擬法，評價正、逆浮動利率連動式債券，並分析發行機構提前買回的機率。此外，進行敏感度分析以瞭解利率模型中的估計參數對於利率連動式債券的價格，以及提前買回機率之影響。研究結果發現：(1)雖然逆浮動利率債券的合理外幣價格大於發行價格，正浮動利率債券的合理外幣價格小於發行價格，但皆與發行價格十分接近；而兩者之合理台幣價格則皆小於發行價格。(2)此兩種商品在到期日之前皆會被發行機構提前買回，以可提前買回的第一期機率為最高。(3)敏感度分析結果顯示，利率回歸速度與利率年波動率對兩種商品價格的影響程度均不大，只有長期平均利率水準對價格的影響程度較大；而利率模型參數對發行機構提前買回機率的影響不大。

關鍵詞：利率連動式債券、結構型證券、蒙地卡羅模擬法、CIR 利率模型。

¹ 本文內容係由作者群之一的碩士論文第三章，以及第四章第一節與第三節改寫而成。

壹、前言

近年來新金融商品的開發在全球已蔚為風潮，隨著財務工程技術的提升及經驗的累積，金融業者充分利用傳統的金融工具，不斷地組合或創造出更多元的新金融商品，來滿足投資人的需求。其中，結構型證券(structured notes)因具有保本及優於銀行定存報酬的功能，造成投資人一股搶購的熱潮。

所謂結構型證券是一種結合現貨商品與衍生性金融商品的投資工具，又稱為混合性證券(hybrid securities)。連動式債券屬於結構型證券之一，主要利用投資債券剩餘的本金，從事衍生性金融商品(如連結利率、匯率、股價指數的選擇權)的操作，並藉由選擇權的槓桿原理，創造更多潛在的獲利機會。

連動式債券與傳統債券不同之處在於其所需償還的利息與本金之多寡，取決於某一些標的資產的價值。連動式債券依其所連結標的之不同，大致可分為下列六大類：(1)與股票連動之連動式債券，(2)與股價指數連動之連動式債券，(3)與利率連動之連動式債券，(4)與匯率連動之連動式債券，(5)與商品(如金價、銅價)連動之連動式債券，(6)與信用連動之連動式債券。

綜觀目前為止，海外利率連動式債券已成為市場上的主流商品，而隨著財務工程技術的蓬勃發展，這些商品的結構設計也日趨複雜，如何評價利率連動式債券已成為一項重要的課題。過去有關連動式債券的研究大多是針對與股價或股價指數連動之連動式債券為主，例如 Chance and Broughton (1988)、Chen and Sears (1990)、Chen and Kensinger (1990)、Burth, Kraus and Wohlwend (2001)、Wilkens, Erner and Röder (2003)，以及 Stoimenov and Wilkens (2005)。

至於探討利率連動式債券的文獻，主要以區間型債券(range notes)²為研究對象，例如，Turnbull (1995)、Nunes (2004)、Eberlein and Klunge (2006)。不過這些探討區間型債券的文獻，分析重點都是在於利率模型的設定，以及複雜封閉式解

² 區間型債券是指當參考利率落入某一區間之內，則支付某一事先設定的利率，否則利率為零。且通常在債券存續期間中，只有落入參考利率區間內的天數才予以計息，在區間外的天數則不予計息。

的推導，其實用性顯得較低。僅 Chu and Kwok (2007)以逆浮動方式計息之目標贖回債券(target redemption notes)³為研究對象，以單因子利率模型進行評價，並以雙因子利率模型分析提前到期機率。

國內相關文獻方面，大多採用 Hull and White (1994)三元樹狀法來評價利率連動式債券，如吳香瑩(2003)、陳彥禎(2003)與陳俐芊(2003)。但是當狀態變數不只一個時，樹狀法便面臨無法解決的困難，且若金融商品的條款內容牽涉到路徑相依(path dependent)⁴時，樹狀法在應用上將更為繁複。陳耿忠、何怡滿與許溪南(2006)，以及何怡滿、許溪南與陳耿忠(2007)則以蒙地卡羅模擬法(Monte Carlo simulation)分別對於基差浮動利率債券(basis floating rate notes)⁵與區間型債券進行評價與提前買回機率分析。蒙地卡羅模擬法能夠處理較複雜的報償結構，在評價路徑相依的金融商品上非常方便且具彈性，此外，可以很容易地求算連動式債券提前買回的機率及投資人的潛在可能損失。

本文主要目的在於提供一個能簡單又正確評價利率連動式債券的方法，以幫助發行機構及投資人進行評價，以及評估提前買回機率，而非探討利率模型或推導複雜的定價公式。因此，本文使用蒙地卡羅模擬法，針對市場上兩種利率連動式債券(逆浮動利率債券及正浮動利率債券)進行評價分析，並計算發行機構提前買回的機率及投資人的期望損失。最後，進行敏感度分析，以瞭解利率模型參數的變動對利率連動式債券的價格與買回機率的影響。

本文之研究內容可以協助投資人瞭解利率連動式債券的報酬與風險，做為投資人進行投資與風險管理的參考依據。本文的研究目的如下：

- 一、說明利率連動式債券之產品特性，並模擬分析其合理的外幣價格與台幣價格。
- 二、分析利率連動式債券發行價格的折、溢價幅度，以及合理價格的機率分佈情形，以作為投資人是否購買的參考依據。

³ 目標贖回債券設有最高累積利息上限，當配息達最高累積利息上限時，此債券則提前到期。

⁴ 路徑相依選擇權是指選擇權的報償型態和標的資產的價格路徑有關。

⁵ 基差浮動利率債券通常以長、短期利率之差額做為支付利息的依據，可視為兩組反向利率交換的組合，其中一組交換的現金流入為長期參考利率，另一組交換的現金流出為短期參考利率。

三、分析發行機構提前買回的機率，以及可能在何時提前買回，以提供投資人判斷商品流動性的參考。

四、計算發行機構提前買回時，投資人的潛在損失是多少。

五、進行敏感度分析，以瞭解利率模型參數對於利率連動式債券的價格與買回機率的影響。

本文共分為六部分：第一部分為前言，說明本文之研究動機與目的。第二部分為利率連動式債券之分析，包括商品簡介、風險分析、發行條款與商品結構說明等。第三部分為文獻探討，說明國內外相關文獻。第四部分為研究方法，介紹蒙地卡羅模擬方法，以及模擬過程中所涉及的利率模型、匯率模型與參數之估計方法。第五部分為結果與分析，包括價格之模擬結果、提前買回機率分析，以及敏感度分析等。最後，第六部分為結論。

貳、利率連動式債券之分析

一、利率連動式債券簡介

利率連動式債券屬於結構性證券商品之一，是固定收益證券與利率衍生性商品組合而成的新金融商品，通常由零息債券與利率選擇權或利率交換組合而成。其設計要點為將大部份的本金投資於零息債券，小部份本金投資於利率衍生性商品，因此，到期時投資人除了有本金的保障外，更可以部份參與利率衍生性商品的額外收益。

一般來說，利率連動式債券的期限多半大於一年，因為投資期限愈長，其保本率或保息率會愈高。利率連動式債券的票面利率通常會隨著參考利率而調整，海外發行的利率連動式債券主要以倫敦銀行間拆放利率(LIBOR)作為參考利率。此外，利率連動式債券與參考利率連動的方式不同，也會影響商品的結構與收益。

以下介紹二種市場上常見的利率連動式債券，正浮動利率債券(Floating Rate Notes, FRN)與逆浮動利率債券(Inverse Floating Rate Notes, Inverse FRN)。

正浮動利率債券係指債券的票面利率在債券的存續期間內並非固定不變，而會定期隨著參考利率而變動。當參考利率上升時，票面利率會隨之上升；當參考利率下降時，票面利率會隨之下降。由於票面利率會隨著參考利率呈正向變動，故稱為正浮動利率債券。

逆浮動利率債券的票面利率同樣會隨著參考利率而變動，但當參考利率上升時，票面利率會下降；當參考利率下降時，票面利率會上升；亦即票面利率會隨著參考利率呈反向變動，故稱為逆浮動利率債券。以債券價格的觀點來看，當參考利率下降時，債券價格上升，再加上票面利率又走高，所以在多頭市場中，逆浮動利率債券的價格比傳統債券更高，故逆浮動利率債券又稱為「多頭浮動利率債券」(Bull FRN)。此外，倘若發行機構選擇一個乘數(例如，3)來擴大參考利率的變動幅度，當參考利率變動時，債券的票面利率會呈倍數反向變動，則稱為「槓桿型逆浮動利率債券」。

二、利率連動式債券的風險

雖然利率連動式債券以其「保本」及「高收益」的特性吸引了許多投資人的目光，但深究其產品特性，仍離不開「高報酬必伴隨高風險」的投資鐵律。

利率連動式債券主要的風險如下：(1)發行機構信用風險：目前市場上的連動式債券商品，大多由國外專業投資機構所發行，對國內投資人而言較為陌生。雖然這些連動式債券的信用評等多半在 S&P 評為 AA 級以上，但由於發行機構皆在海外，因此國內投資人對於發行機構的信用變化狀況較難掌握。(2)連動條件適用風險：利率連動式債券的到期報酬與計息方式，乃取決於連結利率的價格變化，因此也讓投資人的到期報酬與利息多寡充滿不確定性。(3)匯兌風險：由於利率連動式債券大多以外幣計價，因此投資人必須考量在申購時以新台幣兌換外幣，以及在到期日或提前買回時由外幣再換回新台幣的匯兌風險。(4)流動性風險：利率連動式債券的發行期間大多在三到十年之間，資金流動性較差。若投資人想提前

贖回，一般設有最低贖回金額的要求(如至少要 5 萬或 10 萬美元以上)，且在一定期限後的特定日期才能到市場上賣出，若市價不佳，可能產生本金損失。

三、利率連動式債券的發行條款

隨著市場競爭及財務工程技術的不斷創新，各家銀行為達到產品差異化的目的，所推出的連動式債券之商品結構也愈趨多元化，甚至有些商品是由二種基本型態以上的利率連動式債券所組合而成，使得商品結構的複雜度也愈來愈高，例如正浮動利率債券結合區間債券、逆浮動利率債券結合階梯債券等等。此外，即便是相同類型的利率連動式債券，其發行條款內容的不同，也會造成差異存在。

利率連動式債券的發行條款主要包括：(1)發行期間：一般皆為一年以上，通常以三至十年居多，但也有些債券長達十五年。發行期間愈長，累積可以購買衍生性金融商品的金額也愈多，可能創造的報酬也愈多，惟投資人面對的流動性風險也愈大。(2)付息方式：可分為每年、每半年、每季及每月配息一次。(3)連結標的：連結標的以 LIBOR 居多，但也有些商品是連結 CMS (constant maturity swap；固定期限交換利率) 或 IRS (interest rate swap；美元交換利率)等指標利率。(4)保本機制：可分為全部保本及部份保本。保本率愈高，表示可以購買衍生性金融商品的金額也愈低，可能創造更高報酬的機會也愈小。(5)客戶贖回機制：為了提高商品的流動性，有些債券設計在發行某一定期間之後的特定期日，開放投資人提前贖回，但無法保證本金可全數收回。(6)提前到期(買回)設計：為有效控制利率大幅變動的風險，有些債券授權發行銀行在發行某一定期間之後的特定期日，可以提前解約買回；也有些債券設計在債券配息累積至某一水準時，該債券即視為提前到期。(7)投資幣別：目前市場上以美元計價的商品居多，但也有些商品係以日圓、澳幣、歐元計價。由於大多以外幣計價，因此投資人也會面臨匯率風險。

四、研究對象

由上述說明可知，相同類型的利率連動式債券，其基本架構大致相同，但發行條款的內容會有些許不同之處。例如「發行期間」可能為四年期、六年期或十年期，「付息方式」為每季或每半年配息一次，「參考配息率」高低不同等。而使用蒙地卡羅模擬法求算商品價格及提前買回機率時，必須有明確的商品條款內容

才能進行。因此，本文乃以實際在市場上發行的兩種商品為例，來進行評價與分析。

本文選取富邦銀行銷售之「3 倍速增息逆浮動利率債券」(2003 年 4 月 24 日發行)，以及「利上加利正浮動利率連動式債券」(2004 年 5 月 13 日發行)作為研究對象。「3 倍速增息逆浮動利率債券」為「槓桿型逆浮動利率債券」與「階梯債券」(step-up bond)⁶組合而成，「利上加利正浮動利率連動式債券」係「區間債券」與「正浮動利率債券」組合而成。這兩種商品的結構，在市場上頗為常見，其詳細發行條款詳見附錄 A 與附錄 B。

參、文獻探討

過去探討結構型商品的相關文獻，以股權連動式債券居多，例如 Chance and Broughton (1988) 以 Market Index Certificates of Deposit (簡稱 MICD) 為研究對象，透過債券和選擇權的組合複製出賣權型態之 MICD，再以買權－賣權平價公式 (put-call parity) 進行評價。Chen and Kensinger (1990) 則使用 Chance and Broughton (1988) 的方法，進一步分析買權型態與賣權型態的 MICD。Chen and Sears (1990) 評價 S&P 500 Indexed Notes (簡稱 SPIN)，SPIN 是由 Salomon Brothers 所發行，除每半年可獲得 1% 之配息外，倘若在 SPIN 到期日時，S&P 500 指數大於發行日之指數水準，投資人還可獲得某一乘數之額外報酬。

Burth, Kraus, and Wohwend (2001) 探討在瑞士發行，且 1999 年 8 月 1 日仍在市場上流通的 275 個結構型商品的定價誤差，275 個結構型商品中包括 199 個 reverse convertibles⁷ 以及 76 個 discount certificates⁸。他們使用在歐洲期貨交易所 (EUREX) 上市的選擇權來複製結構型商品，並求算出結構型商品的理論價格，然

⁶ 階梯債券的特色在於債券存續期間內之債息分為不同層級，隨著層級逐漸上升，債息也愈高。例如，發行一個三年期階梯債券，第一年票面利率 5%，第二年票面利率 6%，第三年票面利率 7%。階梯債券可視為傳統固定利率債券與標的物為參考利率的買進選擇權之合成。

⁷ Reverse convertibles 的特色在於發行人有權利以支付債券價值或交付特定股票的方式提前買回該債券。

⁸ Discount certificates 讓投資人可以在到期日以低於目前市價的價格取得一支或一籃子股票，不過投資人必須放棄一部分標的股票上漲的可能獲利。

後比較理論價與市價之相對價格誤差(relative price difference)，以及平方根誤差(root mean squared error；RMSE)，結果發現相對價格誤差為 1.91%，平方根誤差為 0.0307。

Wilkens, Erner, and Röder (2003)分析 2001 年 11 月德國的 906 個結構型商品，包括 169 個 reverse convertibles 以及 737 個 discount certificates，同樣以債券及選擇權來複製結構型商品，並求出理論價格，然後計算理論價與市價的平均相對價格誤差，研究結果發現結構型商品的市價高於理論價。Stoimenov and Wilkens (2005)的研究方法和 Wilkens et al. (2003)相同，且同樣評價德國的股權連結型商品，不過其所探討的商品種類更多。

前述探討股權連動式債券的文獻，皆是將連動式債券拆解成為幾個部份，分別評價後再予以加總。這樣的處理方式可能會忽略了成分之間的相關性，換言之，整體價值不一定會等於個別價值的總和。因此，本文將連動式債券視為一個整體的衍生性金融商品直接進行評價，而不採用拆解再組合的方式。

在利率連動式債券的相關文獻方面，大多以區間型債券為研究對象，如 Turnbull (1995)以單一因子的 HJM 模型⁹來評價歐式利率數位選擇權(European interest rate digital options)¹⁰、歐式數位區間選擇權(European digital range options)，以及區間型債券。Nunes (2004)則以較為複雜之多因子 Gaussian HJM 模型來評價區間型債券。Eberlein and Klunge (2006)使用 Eberlein and Raible (1999)所提出的多變數 Lévy term-structure model 來求算數位選擇權與區間型債券的價格。

Chu and Kwok (2007)則探討以逆浮動方式計息之五年期目標贖回債券，其累積利息上限(target cap rate)為 15%，首年度年息為 9%，第二年至第五年之季配息為 $\text{Max}(8.5\% - 2 \times 3 \text{ month Euro LIBOR})$ 。亦即當累積配息達 15%以上時，該債券會提前到期。他們首先以單因子利率模型(CIR 利率模型)進行分析，使用蒙地卡羅模擬法與 Zvan, Forsyth and Vetzal (2001)之有限數量法(finite volume approach)來評

⁹ HJM 模型是由 Heath, Jarrow, and Morton (1992)所提出之遠期利率模型。

¹⁰ 數位選擇權是指當買權(賣權)之標的物價格上漲(下跌)超過履約價格時，買方將可獲得固定金額，但若標的物價格上漲(下跌)未達履約價格水準時，選擇權就沒有價值，故又稱為二項式選擇權(binary options)。

價目標贖回債券，並進行利率因子的敏感度分析，發現當模擬次數為 10,000 次，有限數量法之 time steps 為 120 時，蒙地卡羅模擬法與有限數量法所求得之目標贖回債券的價格差異很小。接下來以雙因子利率模型(two-factor Gaussian model)進行分析，此部分使用蒙地卡羅模擬法，主要在分析提前到期的機率，結果發現提前到期機率會隨著兩個因子的相關係數增加，而呈遞減的速度增加。

國內相關文獻方面，吳香瑩(2003)以荷蘭銀行銷售之「三年期逆浮動 LIBOR 利率連動債券」(2002 年 6 月 11 日發行)，以及第一銀行銷售之「五年期美元逆浮動利率連動債券」(2003 年 3 月 17 日發行)作為研究對象，評價方式是直接將逆浮動利率債券拆解成一連串的利率下限賣權(floorlets)¹¹與零息債券的組合，其中所有票息的集合等於 floorlets 的加總，本金部份等於零息債券，將兩者加總即可評價出不含贖回權的逆浮動利率債券理論價格。接著以符合 LIBOR 的 Hull and White (1994)三元樹模型評價解析解，計算不含贖回權的債券理論價格及含贖回權的債券理論價格，兩者相減後可得出發行商贖回權利價格。

陳彥禎(2003)以 Hull and White (1994)三元樹模型，分別評價路徑相依利率連動債券及報償修改型(payload modified)¹²利率連動債券。路徑相依利率連動債券是以荷蘭銀行銷售之「七年期配息鎖定連動債券」(2003 年 5 月 7 日發行)為例，報償修改型利率連動債券則以台北國際商業銀行銷售之「三年半期美元計價利率連動債券」(2002 年 12 月 16 日發行)為例。

陳俐芊(2003) 同樣以 Hull and White (1994)三元樹模型，對於中國國際商業銀行銷售之「六年期固定期限交換利率利差連動債券」(2003 年 3 月 14 日發行)進行評價分析。該產品的特色在於債息收益連動美國長短期固定期限交換利率(CMS)的利差，只要長短期交換利率的利差越大，債息的收益就越高。

前述國內相關文獻皆是使用樹狀法來進行評價，然而使用樹狀法來評價路徑相依金融商品的過程極為繁複，且不易求算發行機構提前買回的機率。蒙地卡羅

¹¹ 利率下限賣權在履約當日，若特定的浮動利率低於約定的利率下限，則賣方就必須補償利率下限與該特定市場浮動利率之間的差價給買方，可將其視為一連串歐式利率賣權之組合。

¹² 報償修改型選擇權是指將傳統選擇權的報償型態加以改變的選擇權，例如數位選擇權、後付選擇權(payload-later option)。

模擬法能夠評價結構複雜之路徑相依金融商品，其評價方法簡易且具彈性，不僅能夠處理多因子問題，也不受限於路徑相依，尤其可以計算發行機構提前買回的機率。例如陳耿忠、何怡滿與許溪南(2006)以蒙地卡羅模擬法針對基差浮動利率債券進行評價與提前買回機率分析，何怡滿、許溪南與陳耿忠(2007)也以蒙地卡羅模擬法探討區間型債券的價格與提前買回機率。不過，他們的研究並未進一步計算當發行機構提前買回時，投資人的潛在損失是多少。

本文主要目的在於提供一個簡單又正確評價利率連動式債券的方法，協助發行機構及投資人進行評價、分析發行機構提前買回機率以及投資人的期望損失。因此，本文使用蒙地卡羅模擬法來求算利率連動式債券的價格，並且除了分析發行機構提前買回的機率外，還進一步計算當發行機構提前買回時，投資人的潛在損失，另外，還進行敏感度分析，以瞭解利率模型參數變動對利率連動式債券的價格及提前買回機率的影響情形。

肆、研究方法

由於現今的利率連動式債券中隱含許多新奇選擇權，且商品的條款也漸趨複雜，很難利用封閉式解來求出其合理價值，因此，數值分析法(numerical procedure)便成為評價利率連動式債券最常使用的工具。數值分析法主要有三種：樹狀法(tree method)、有限差分法(finite difference method)與蒙地卡羅模擬法(Monte Carlo simulation method)。其中，樹狀法及有限差分法在處理路徑相依選擇權上有其限制，而蒙地卡羅模擬法簡單易懂，能夠處理多因子問題，又不受限於路徑相依，且能模擬出連動式債券發行機構提前買回的機率。故本文使用蒙地卡羅模擬法來求算利率連動式債券的價格及提前買回的機率，然後進行敏感度分析，以瞭解利率模型參數變動對利率連動式債券的價格及提前買回機率的影響情形。

一、利率模型設定

由於利率連動式債券所連結的標的是利率，首先必須設定適當的利率模型，利率均衡模型主要包括純隨機利率模型、趨勢利率模型、Rendleman/Bartter 利率模

型、Vasicek 利率模型與 CIR 利率模型。基於模型完整性的考量，本文假設利率服從 Cox, Ingersoll, and Ross (1985)所提出之 CIR 利率模型：

$$dr = a(b - r)dt + \sigma_r \sqrt{r} dZ_1 \quad (1)$$

其中， r ：當期利率水準

a ：利率回歸至長期平均利率水準的速度

b ：長期平均利率水準

dt ：產生利率的微小時間變動

σ_r ：利率的年波動率

dZ_1 ：利率的變動是遵循標準 Wiener Process。 $dZ_1 = \varepsilon_1 \sqrt{dt}$ ，其中 ε_1 為自標準常態分配中任意抽取的一個值，換言之， $E(\varepsilon_1) = 0$ ， $Var(\varepsilon_1) = 1$ 。

由上式可知，CIR 利率模型假設利率波動會隨著當期利率水準的平方根而改變，因此 CIR 利率模型也被稱為平方根模型(square root model)。CIR 利率模型隱含了下列特性：

- (一) 若目前利率水準與市場公認的長期平均水準有所差距時，利率變化的方向會朝著平均利率水準作修正，這就是所謂的「均數復歸」(mean-reverting)。
- (二) 當期利率的波動率會隨著利率本身的上升而提高，亦即當利率水準處於高檔時，利率的波動會增加；反之，在利率處於低檔時，利率的波動會下降。
- (三) 當利率趨近於 0 時，利率變動的方向將完全受趨勢變動部份 $a(b - r)dt$ 所主導，而不會發生利率小於 0 的情況。

依據 CIR 利率模型，在不連續的情形下，第 $t + dt$ 期之利率產生公式為：

$$r_{t+dt} = r_t + dr = r_t + a(b - r_t)dt + \sigma_r \sqrt{r_t} \varepsilon_1 \sqrt{dt} \quad (2)$$

本文利用(2)式模擬未來的參考利率及無風險利率，只要給定起始利率 r_t ，然後自標準常態分配隨機抽取亂數 ε_1 ，即可模擬出未來可能的參考利率及無風險利率。

二、匯率模型設定

由於本文所評價的商品皆以外幣計價，因此將匯率因素考慮進來，以排除契約期間匯率波動的干擾，以便正確衡量投資人所關心的新台幣報酬損益。過去相關文獻多半假定即期匯率的隨機過程為服從幾何布朗運動，如曾士軒(2003)與陳庭綱(2002)，故本文亦將即期匯率假設為服從幾何布朗運動。另外，根據利率平價假說(interest rate parity hypothesis)，在決定一國匯率的隨機過程時，還需考慮國外利率及國內利率之間的相互影響，故本文假設匯率是在風險中立的情形下，以兩國無風險利率之差額來成長。

綜合上述的說明，假設即期匯率的隨機過程服從幾何布朗運動，則在風險中立的情形下，外幣報酬率可表示如下：

$$\frac{dE}{E} = (r_d - r_f)dt + \sigma_E dZ_2 \quad (3)$$

其中， E ：即期匯率，代表一單位外幣等於本國貨幣單位數

σ_E ：匯率之瞬間期望標準差

r_d ：國內無風險利率

r_f ：國外無風險利率

dt ：產生匯率的間隔時間，即時點 t 到 $t + dt$

dZ_2 ：標準 Wiener Process， $dZ_2 = \varepsilon_2 \sqrt{dt}$

利用 Ito's Lemma 可將(3)式改寫為

$$d \ln E = \left[(r_d - r_f) - \frac{\sigma_E^2}{2} \right] dt + \sigma_E \varepsilon_2 \sqrt{dt} \quad (4)$$

亦即 $\ln E$ 在一段時間內（如時間 t 到 $t + dt$ ）之變動，乃服從常態分配：

$$\ln E_{t+dt} - \ln E_t \sim N \left[(r_d - r_f - \frac{\sigma_E^2}{2})dt, \sigma_E \varepsilon_2 \sqrt{dt} \right]$$

其中， $N[m, s]$ 是平均數 m ，標準差 s 之常態分配，在風險中立之評價下，則

$$\ln E_{t+dt} \sim N \left[\ln E_t + (r_d - r_f - \frac{\sigma_E^2}{2})dt, \sigma_E \varepsilon_2 \sqrt{dt} \right]$$

故第 $t+dt$ 期之匯率產生公式為

$$E_{t+dt} = E_t e^{(r_d - r_f - 0.5\sigma_E^2)dt + \sigma_E \varepsilon_2 \sqrt{dt}} \quad (5)$$

本文利用(5)式進行模擬，只要給定起始匯率 E_t ，然後隨機自標準常態分配抽取亂數 ε_2 ，就可以模擬出未來的匯率。

三、模型參數及折現率之估計方法

本文所使用的利率模型及匯率模型中，有若干參數必須予以估計，茲將相關參數的估計方法說明如下：

(一)利率模型參數估計法

在利率模型(2)式中， $a(b - r_t)dt$ 為利率模型的漂移項， $\sigma_r \sqrt{r_t} dZ_1$ 為利率模型的變異項。根據袁鴻毅(2004)對於短期利率的實證研究發現，利率模型中的漂移項具有非線性及不對稱的性質，而變異項具有 GARCH 效應及不對稱的性質，因此若要以過去實際的利率資料，利用迴歸式估計出 a 、 b 、 σ_r 等參數，其過程至為繁複。因此本文在估計上述三個 CIR 利率模型參數時，係採用官盟鈞(2001)的方法，以過去一段時間的歷史資料的算術平均數與標準差，做為長期平均利率(b)及利率波動率(σ_r)的估計值；至於利率回歸速度(a)則由利率數列資料迴歸求得，惟因 CIR 利率模型存有變異數不齊一的特性，故改用 Vasicek 利率模型¹³的自我相關序列函數 AR(1)來估計之。

(二)匯率報酬標準差之估計法

¹³ Vasicek 利率模型是由 Vasicek (1977)首先提出，由於 Vasicek 利率模型掌握均數復歸特性，因此廣為實務界人士所使用，其公式如下： $dr = a(b - r)dt + \sigma_r dZ$ 。

匯率模型(5)式中的匯率報酬標準差(σ_E)，係採歷史價格估計法，以契約發行日前一段期間的匯率報酬標準差來予以估計。亦即先計算出每日的匯率報酬率，再估計出匯率報酬波動度，其計算公式如下：

$$\sigma_E = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (R_t - \bar{R})^2} \quad (6)$$

其中， R_t = 第 t 日之匯率對數報酬率

\bar{R} = 匯率平均報酬

n = 樣本天數

σ_E = 匯率報酬的日標準差

(三)折現率之估計法

本文所研究的商品皆屬於付息債券，因此有多個付息日，我們可將每個付息日視為一個零息債券，因此，一個付息債券是由多個零息債券所組成，故每個付息日應使用不同的殖利率來折現。我們可以根據 CIR 利率模型，以及無風險套利原則，推導出零息債券在未來任何時點的價格，然後再依據零息債券的價格，反推出不同期限的殖利率。¹⁴ 我們可以利用此殖利率做為本文求算利率連動式債券價格的折現率，以求出利率連動式債券的目前價值。

四、蒙地卡羅模擬法

Boyle (1977) 首先將蒙地卡羅模擬法運用到選擇權的評價上，它的基本概念是基於風險中立的假設，亦即任何買權的現值等於以無風險利率折現的未來預期買權價值。因此，如果知道標的資產價格的產生程序(如幾何布朗運動)及其機率分配，藉由電腦模擬出未來可能的價格路徑，然後轉換成可能的買權價值，再將所有的買權價值予以平均，即為到期買權的期望值，最後再以無風險利率折現，得到買權的目前價值。

¹⁴ 零息債券與殖利率的推導公式請參見附錄 C。

本文所採取的模擬方法是先假設商品的參考利率(即 6 個月 USD LIBOR)走勢符合 CIR 利率模型，並利用蒙地卡羅法模擬出商品契約期間的參考利率，接著將參考利率代入商品的付息公式中，求出每個付息日的利息及到期本金，再利用適當的折現率折算成現值，如此便完成第一次的模擬。重複上述的步驟 5,000 次後，即可得到 5,000 個商品的現值，求其平均後即可得到該商品的理論價值。另外，在計算債券現值的同時，本文亦將發行機構是否會執行提前買回的權利納入考量，因此，本文設定當發行機構評估出未來現金流量的現值總和大於將債券收回來的價格(即面值 100 元)時，發行機構寧可將債券收回，然後再發行新債券或另覓籌資管道，亦即債券會提前到期。因此，在進行模擬時，一併分析發行機構提前買回機率及在每個付息日的機率分佈情形。

在進行模擬時，為了達到快速收斂的效果，本文採用反向變異法(antithetic method)來加速收斂。反向變異法的概念是在隨機抽樣中，如果抽到一個正的亂數，那麼就再取它的相反符號，得到一個負的亂數和它對稱。因此，假設抽取一個隨機亂數 X_i ，接下來便再以一個隨機亂數 $-X_i$ 來進行模擬，如此可以使模擬產生的上下波動幅度互相抵銷，亦即減少變異程度，可以在不用增加太多模擬次數下，也能減少變異，增加模型可信度。

在使用上述的蒙地卡羅模擬法時，如果是多個變數同時模擬，由於變數之間存在相關性，因此不能個別獨立抽出隨機亂數或共用一個隨機亂數。因為個別獨立抽出隨機亂數是在變數之間無相關性時才可以使用(相關係數為 0)；而共用一個隨機亂數則是在變數之間完全相關時才可以使用(相關係數為 1)。因此我們在模擬多個變數時，必須將其隨機過程相互之間的相關性，透過正交化過程釋放出來，使之成為獨立的隨機過程，此過程稱為 Cholesky decomposition。其方法是假設變數 i 及變數 j 之間的相關係數為 ρ_{ij} ，而各個隨機變數 $X_i (1 \leq i \leq n)$ 係從獨立之常態分配中抽出，故 $\varepsilon_i (1 \leq i \leq n)$ 可以表示如下：

$$\varepsilon_i = \sum_{k=1}^i a_{ik} X_k \quad (7)$$

$$\sum_{k=1}^i a_{ik}^2 = 1, \quad \sum_{k=1}^j a_{ik} a_{jk} = \rho_{ij}, \quad \text{for all } j < i \quad (8)$$

由於本文主要是以(2)式模擬未來的6個月LIBOR、國外無風險利率與國內無風險利率，以及利用(5)式模擬未來的匯率，因此，在進行商品評價時，需利用到6個月LIBOR、國外無風險利率、國內無風險利率及美金對台幣匯率共四個變數，必須將變數之間的相關性釋放出來，其過程如下：

令 ε_1 為與LIBOR相關之隨機源的標準常態分配，¹⁵ ε_2 為與國外無風險利率相關之隨機源的標準常態分配， ε_3 為與國內無風險利率相關之隨機源的標準常態分配， ε_4 為與美金對台幣匯率相關之隨機源的標準常態分配。假設 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 為四個獨立隨機變數，且 X_1 、 X_2 、 X_3 、 $X_4 \sim N(0,1)$ 。由(7)式可知，

$$\begin{aligned}\varepsilon_1 &= a_{11}X_1 \\ \varepsilon_2 &= a_{21}X_1 + a_{22}X_2 \\ \varepsilon_3 &= a_{31}X_1 + a_{32}X_2 + a_{33}X_3 \\ \varepsilon_4 &= a_{41}X_1 + a_{42}X_2 + a_{43}X_3 + a_{44}X_4\end{aligned}$$

利用(8)式可得出下列結果：

$$\begin{aligned}a_{11} &= 1, \quad a_{21} = \rho_{12}, \quad a_{22} = \sqrt{1 - \rho_{12}^2}, \quad a_{31} = \rho_{13}, \quad a_{32} = (\rho_{23} - a_{31}a_{21})/a_{22}, \\ a_{33} &= \sqrt{1 - a_{31}^2 - a_{32}^2}, \quad a_{41} = \rho_{14}, \quad a_{42} = (\rho_{24} - a_{41}a_{21})/a_{22}, \\ a_{43} &= (\rho_{34} - a_{41}a_{31} - a_{42}a_{32})/a_{33}, \quad a_{44} = \sqrt{1 - a_{41}^2 - a_{42}^2 - a_{43}^2}.\end{aligned}$$

令 ρ_{12} 為LIBOR與國外無風險利率的相關係數， ρ_{13} 為LIBOR與國內無風險利率的相關係數、 ρ_{14} 為LIBOR與匯率的相關係數、 ρ_{23} 為國外無風險利率與國內無風險利率的相關係數、 ρ_{24} 為國外無風險利率與匯率的相關係數、 ρ_{34} 為國內無風險利率與匯率的相關係數。本文利用契約發行日前一段期間的歷史資料來估計 ρ_{12} 、 ρ_{13} 、 ρ_{14} 、 ρ_{23} 、 ρ_{24} 與 ρ_{34} 。¹⁶

¹⁵ 假設LIBOR的隨機過程符合Wiener Process: $dr = u(r)dt + \sigma(r)dZ$, $dZ = \varepsilon_1\sqrt{dt}$ 。

¹⁶ 「3倍速增息逆浮動利率債券」的契約期間為六年，故以發行日前六年的歷史資料估計相關係數；「利上加利正浮動利率連動式債券」的契約期間為七年，故以發行日前七年的歷史資料估計相關係數。

根據以上正交化的結果，我們可以將參考利率($r_{t,LIBOR}$)、國外無風險利率($r_{f,t}$)、國內無風險利率($r_{d,t}$)及匯率(E_t)之產生公式整理如下：

$$r_{t,LIBOR} = r_{t-1,LIBOR} + a(b - r_{t-1,LIBOR})dt + \sigma_r \sqrt{r_{t-1,LIBOR}} dZ_{LIBOR} \quad (9)$$

$$r_{f,t} = r_{f,t-1} + a_f(b_f - r_{f,t-1})dt + \sigma_f \sqrt{r_{f,t-1}} dZ_{rf} \quad (10)$$

$$r_{d,t} = r_{d,t-1} + a_d(b_d - r_{d,t-1})dt + \sigma_d \sqrt{r_{d,t-1}} dZ_{rd} \quad (11)$$

$$E_t = E_{t-1} e^{(r_{d,t} - r_{f,t} - 0.5\sigma_E^2)dt + \sigma_E dZ_E} \quad (12)$$

其中， $dZ_{LIBOR} = \varepsilon_1 \sqrt{dt} = a_{11}X_1 \sqrt{dt}$

$$dZ_{rf} = \varepsilon_2 \sqrt{dt} = a_{21}X_1 \sqrt{dt} + a_{22}X_2 \sqrt{dt}$$

$$dZ_{rd} = \varepsilon_3 \sqrt{dt} = a_{31}X_1 \sqrt{dt} + a_{32}X_2 \sqrt{dt} + a_{33}X_3 \sqrt{dt}$$

$$dZ_E = \varepsilon_4 \sqrt{dt} = a_{41}X_1 \sqrt{dt} + a_{42}X_2 \sqrt{dt} + a_{43}X_3 \sqrt{dt} + a_{44}X_4 \sqrt{dt}$$

本文所需四個變數的資料來源如下：LIBOR 利率來自 British Bankers' Association 網站(www.bba.org.uk)；國外無風險利率採用美國 3 個月期國庫券利率，資料來自美國 Federal Reserve Board 網站 (www.federalreserve.gov)；國內無風險利率為我國 90 天期商業本票利率，資料來自中央銀行網站 (www.cbc.gov.tw)；美金對台幣匯率資料來自中央銀行網站(www.cbc.gov.tw)。

五、研究步驟

本文首先依照「3 倍速增息逆浮動利率債券」的條款內容，以及前述的研究方法進行模擬，分別說明求算外幣及台幣理論價值、提前到期機率與投資人平均損失之步驟：

(一) 外幣理論價值、提前買回機率與投資人平均損失

1. 估計 LIBOR 的利率模型參數

以商品發行日前六年的 6 個月 USD LIBOR 月資料，利用前述的利率模型參數估計法，估計出 6 個月 LIBOR 的 CIR 利率模型參數，包括利率回歸速度(a)、長期平均利率水準(b)及利率的年波動率(σ_r)。

2. 模擬 LIBOR 利率

以商品發行前一日的 6 個月 LIBOR 作為起始利率，並將步驟 1 所求出之 LIBOR 利率模型參數代入(9)式，即可模擬出未來可能的 6 個月 LIBOR，再依發行條款中的付息方式（參見附錄A），求出未來每個付息日的付息金額。

3. 估計美國國庫券的利率模型參數

以發行日前六年的美國 13 週國庫券利率週資料，利用前述的利率模型參數估計法估計出美國 13 週國庫券的 CIR 利率模型參數，包括利率回歸速度(a_f)、長期平均利率水準(b_f)及利率的年波動率(σ_f)。

4. 求算外幣折現率

將步驟 3 所估計出的美國 13 週國庫券的利率模型參數代入附錄 C 之(C-1)式及(C-2)式，即可分別求出以每個付息日為到期日的零息債券價格及殖利率，並以此殖利率做為每個付息日的外幣折現率。

5. 付息金額及到期本金折現加總

將步驟 2 求出的付息金額及到期本金，依步驟 4 之每期折現率折算成現值，並從可以開始贖回的那一期起，判斷未來現金流量的現值總和是否大於面值 100 元，若是，則發行機構會將債券買回，亦即債券會提前到期，並以電腦程式將提前到期的期數記錄下來；若否，則繼續判斷下一期是否會提前買回，直至到期為止。最後將每一期的現值加總，如此便完成第一次的模擬。

6. 求算逆浮動利率債券的外幣理論價值與提前到期機率

將步驟 1 至步驟 5 重複進行 5,000 次，即可得到 5,000 個商品現值，求其平均後，可得到該商品的外幣理論價值。又依據每一次模擬記錄下來之提前到期的期數，可求出在每一個付息日提前到期的機率。

7. 求算發行機構提前買回時投資人的潛在損失

當該次模擬發現發行人會在某一期提前買回時，則將未來現金流量的現值總和減去提前買回價格(即面額 100 元)的差額予以折現，即為投資人的潛在損失金額。然後將同一期的潛在損失金額加總後除以該期提前買回次數，即為該期投資人的平均損失。

(二) 求算台幣理論價值

由於本文所探討的利率連動式債券皆以美元計價發行，為了讓國內投資人瞭解可能面臨的匯率風險，本文考慮匯率因素，求算利率連動債之台幣理論價值，步驟說明如下：

1. 以發行日前六年的歷史資料，求算 6 個月 USD LIBOR、美國 13 週國庫券利率、國內 90 天商業本票利率與匯率四個變數彼此之間的相關係數，包括 ρ_{12} 、 ρ_{13} 、 ρ_{14} 、 ρ_{23} 、 ρ_{24} 與 ρ_{34} ，然後依據(7)式與(8)式求出 ε_1 、 ε_2 、 ε_3 與 ε_4 。

2. 估計國內 90 天商業本票的利率模型參數

以發行日前六年的國內 90 天商業本票利率月資料，利用前述的利率模型參數估計法估計出國內 90 天商業本票的 CIR 利率模型參數，包括利率回歸速度(a_d)、長期平均利率水準(b_d)及利率的年波動率(σ_d)。

3. 求算台幣折現率

將步驟 2 所估計出的國內 90 天商業本票利率模型參數代入附錄 C 之(C-1)式及(C-2)式，即可分別求出以每個付息日為到期日的零息債券價格及殖利率，並以此殖利率做為每個付息日的台幣折現率。

4. 求算國外及國內之無風險利率

以商品發行前一日的美國 13 週國庫券利率為起始利率，並將其利率模型參數與 ε_2 代入(10)式，即可得到未來的國外無風險利率($r_{f,t}$)。同樣地，以商品發行前一日的國內 90 天商業本票利率為起始利率，並將其利率模型參數與 ε_3 代入(11)式，即可得到未來的國內無風險利率($r_{d,t}$)。

5. 模擬匯率

以發行日前六年的美元對台幣匯率的日資料，利用前述的匯率模型參數估計法，估計出匯率報酬標準差(σ_E)。然後以商品發行前一日的匯率做為起始匯率，並將匯率報酬標準差、步驟 4 所求出之國外無風險利率與國內無風險利率，以及 ε_4 一同代入(12)式，以模擬出未來的匯率。

6. 求算逆浮動利率債券的台幣理論價值

將每個付息日的美元付息金額及到期本金，分別乘以步驟 5 所求出的匯率，即可得到每個付息日及到期日的台幣收益，再利用步驟 3 求出的台幣折現率，將利息與本金折算成現值後加總，如此便完成第一次的模擬。重覆進行 5,000 次，即可得到 5,000 個商品現值，求其平均後，即可得到該商品的台幣理論價值。

以上為「3 倍速增息逆浮動利率債券」之模擬過程，而「利上加利正浮動利率連動式債券」與「3 倍速增息逆浮動利率債券」的主要差異在於付息方式不同，整個模擬過程都完全相同，故不再贅述其模擬步驟。此外，由於「利上加利正浮動利率連動式債券」的契約期間為七年，故以商品發行日前七年的歷史資料來估計「利上加利正浮動利率連動式債券」之利率模型參數。

伍、結果與分析

本文主要是利用蒙地卡羅模擬法求算二種利率連動式債券的外幣及台幣理論

價格，以及提前買回的機率，最後再進行敏感度分析，比較利率模型中各參數的變動，對利率連動式債券理論價格的影響。

一、利率模型參數、折現率與相關係數之估計結果

表 1 列出 6 個月 USD LIBOR (r_{LIBOR})、美國 13 週國庫券利率(r_f)與國內 90 天商業本票利率(r_d)的利率模型參數，包括利率回歸速度(a)、長期平均利率水準(b)與利率年波動率(σ)。另外，匯率(E)報酬波動度(σ_E)的估計值也列於表 1。

表 1 利率模型參數與匯率報酬波動度

	逆浮動利率債券				正浮動利率債券			
	r_{LIBOR}	r_f	r_d	E	r_{LIBOR}	r_f	r_d	E
a	0.37	0.73	0.76	—	0.39	0.73	0.70	—
b	4.68%	4.03%	4.65%	—	4.13%	3.56%	4.06%	—
σ	6%	11%	6%	5%	7%	13%	8%	4.8%

表 2 「3 倍速增息逆浮動利率債券」之折現率

付息日	外幣折現率	台幣折現率	付息日	外幣折現率	台幣折現率
2003.07.24	0.0140	0.0147	2006.07.24	0.0292	0.0334
2003.10.24	0.0161	0.0174	2006.10.24	0.0298	0.0341
2004.01.24	0.0181	0.0198	2007.01.24	0.0303	0.0348
2004.04.24	0.0198	0.0220	2007.04.24	0.0308	0.0354
2004.07.24	0.0214	0.0239	2007.07.24	0.0313	0.0359
2004.10.24	0.0228	0.0256	2007.10.24	0.0317	0.0364
2005.01.24	0.0240	0.0271	2008.01.24	0.0321	0.0369
2005.04.24	0.0251	0.0284	2008.04.24	0.0324	0.0373
2005.07.24	0.0261	0.0296	2008.07.24	0.0327	0.0377
2005.10.24	0.0270	0.0307	2008.10.24	0.0330	0.0380
2006.01.24	0.0278	0.0317	2009.01.24	0.0333	0.0384
2006.04.24	0.0285	0.0326	2009.04.24	0.0336	0.0387

將美國 13 週國庫券的利率模型參數代入附錄 C 之(C-1)式及(C-2)式，即可求出契約存續期間每個付息日的外幣折現率。同樣地，將國內 90 天商業本票利率模型參數代入附錄 C 之(C-1)式及(C-2)式，即可分別求出每個付息日的台幣折現率。表 2 為「3 倍速增息逆浮動利率債券」之折現率，表 3 為「利上加利正浮動利率連動式債券」之折現率。

表 3 「利上加利正浮動利率連動式債券」之折現率

付息日	外幣折現率	台幣折現率	付息日	外幣折現率	台幣折現率
2004.08.13	0.0124	0.0118	2008.02.13	0.0267	0.0295
2004.11.13	0.0143	0.0141	2008.05.13	0.0272	0.0300
2005.02.13	0.0160	0.0162	2009.08.13	0.0276	0.0305
2005.05.13	0.0175	0.0180	2009.11.13	0.0279	0.0310
2005.08.13	0.0189	0.0197	2009.02.13	0.0283	0.0314
2005.11.13	0.0201	0.0212	2009.05.13	0.0286	0.0318
2006.02.13	0.0212	0.0225	2009.08.13	0.0287	0.0322
2006.05.13	0.0222	0.0237	2009.11.13	0.0291	0.0326
2006.08.13	0.0230	0.0248	2010.02.13	0.0294	0.0329
2006.11.13	0.0238	0.0258	2010.05.13	0.0296	0.0332
2007.02.13	0.0245	0.0267	2010.08.13	0.0298	0.0334
2007.05.13	0.0252	0.0275	2010.11.13	0.0300	0.0337
2008.08.13	0.0257	0.0282	2011.02.13	0.0302	0.0339
2008.11.13	0.0263	0.0289	2011.05.13	0.0303	0.0342

接下來，表 4 列出 6 個月 LIBOR (r_{LIBOR})、美國 13 週國庫券利率(r_f)、國內 90 天商業本票利率(r_d)與匯率(E)這四個變數的相關係數估計結果，由表 4 可知，逆浮動利率債券的 $\rho_{12} = 0.99$ 、 $\rho_{13} = 0.83$ 、 $\rho_{14} = -0.70$ 、 $\rho_{23} = 0.82$ 、 $\rho_{24} = -0.68$ 與 $\rho_{34} = -0.58$ ，正浮動利率債券的 $\rho_{12} = 0.99$ 、 $\rho_{13} = 0.89$ 、 $\rho_{14} = -0.70$ 、 $\rho_{23} = 0.89$ 、 $\rho_{24} = -0.68$ 與 $\rho_{34} = -0.59$ 。

表 4 浮動利率債券相關係數估計結果

	逆浮動利率債券				正浮動利率債券			
	r_{LIBOR}	r_f	r_d	E	r_{LIBOR}	r_f	r_d	E
r_{LIBOR}	1	0.99	0.83	-0.70	1	0.99	0.89	-0.70
r_f	0.99	1	0.82	-0.68	0.99	1	0.89	-0.68
r_d	0.83	0.82	1	-0.58	0.89	0.89	1	-0.59
E	-0.70	-0.68	-0.58	1	-0.70	-0.68	-0.59	1

二、利率連動式債券價格模擬結果分析

(一)「3 倍速增息逆浮動利率債券」

圖 1 繪出以發行日前一(2003.4.23) 6 個月 USD LIBOR 1.32% 作為起始利率，模擬未來六年(每年 252 個交易日)之 6 個月 USD LIBOR 之結果。由圖 1 可知，6 個月 USD LIBOR 呈現上升趨勢。

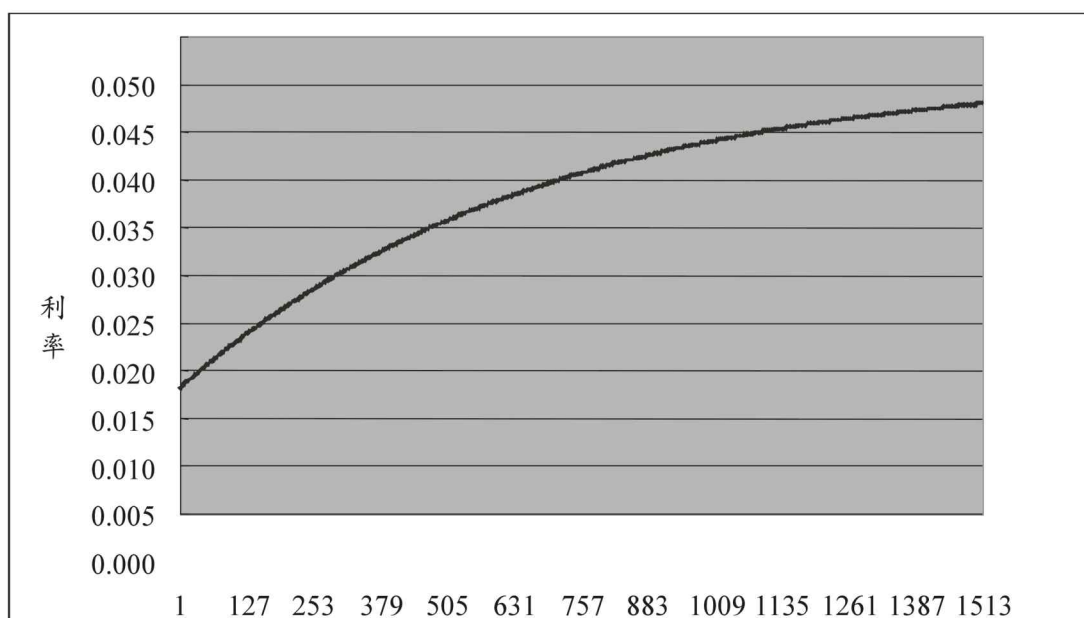


圖 1 6 個月 USD LIBOR—「3 倍速增息逆浮動利率債券」

表 5 列出「3 倍速增息逆浮動利率債券」之外幣與台幣理論價格，由表 5 可知，該債券的合理外幣價格為 101.58 美元，和期初發行價格 100 美元相較之下，此商品採折價發行，折價幅度為 1.5%，對投資人相對有利。惟若以台幣計價，該商品的合理台幣價格為 3,407 元，若和期初發行價格 3,481 元(期初匯率為 34.81)比較，採溢價發行，溢價幅度為 2.1%，對投資人相對不利。

另外，從 5,000 次模擬結果得知，外幣理論價格高於外幣發行價格之機率為 95.56%，台幣理論價格高於台幣發行價格之機率為 39.74%，換言之，若不考慮匯率因素，投資人購買此商品獲利的機率高達 95.56%，但若考慮匯率因素，投資人獲利的機率則下降至 39.74%，如圖 2 與圖 3 所示。

表 5 「3 倍速增息逆浮動利率債券」之外幣與台幣理論價格

外幣理論價格 (USD)	次數	機率	台幣理論價格 (NTD)	次數	機率
< 90	7	0.14%	< 3,147	325	6.50%
90-95	69	1.38%	3,147-3,314	563	11.26%
95-100	146	2.92%	3,314-3,481	2,125	42.5%
100-105	4,778	95.56%	3,481-3,648	1,632	32.64%
>105	0	0.00%	>3,648	355	7.10%
平均值(合理價格)	101.58		平均值(合理價格)	3,407	
標準差	1.37		標準差	256	
期初發行價格	100		期初發行價格	3,481	
折溢價幅度	-1.5%		折溢價幅度	2.1%	

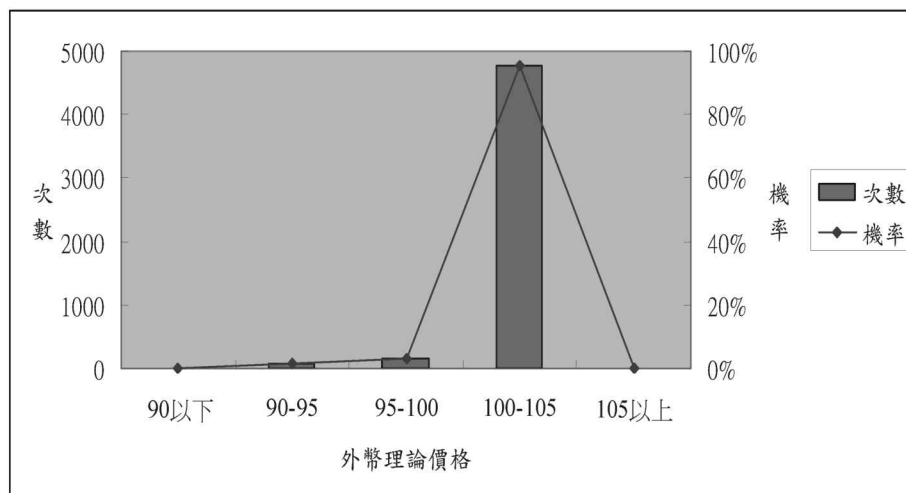


圖 2 「3 倍速增息逆浮動利率債券」外幣理論價格分佈情形

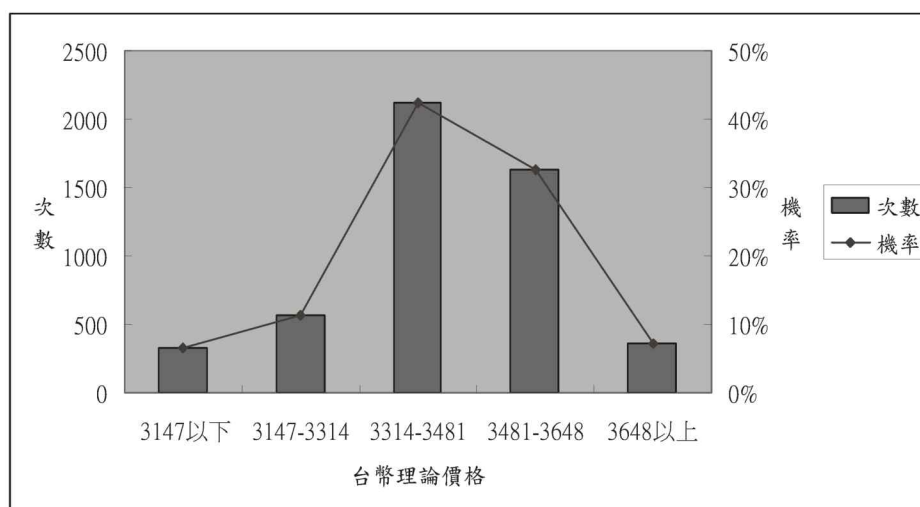


圖 3 「3 倍速增息逆浮動利率債券」台幣理論價格分佈情形

(二)「利上加利正浮動利率連動式債券」

圖 4 繪出以發行日前一日(2004.5.13) 6 個月 USD LIBOR 1.54%作為起始利率，模擬未來七年(每年 252 個交易日)之 6 個月 USD LIBOR。由圖 4 可知，6 個月 USD LIBOR 雖仍呈現上升趨勢，但在後期的波動幅度較大。

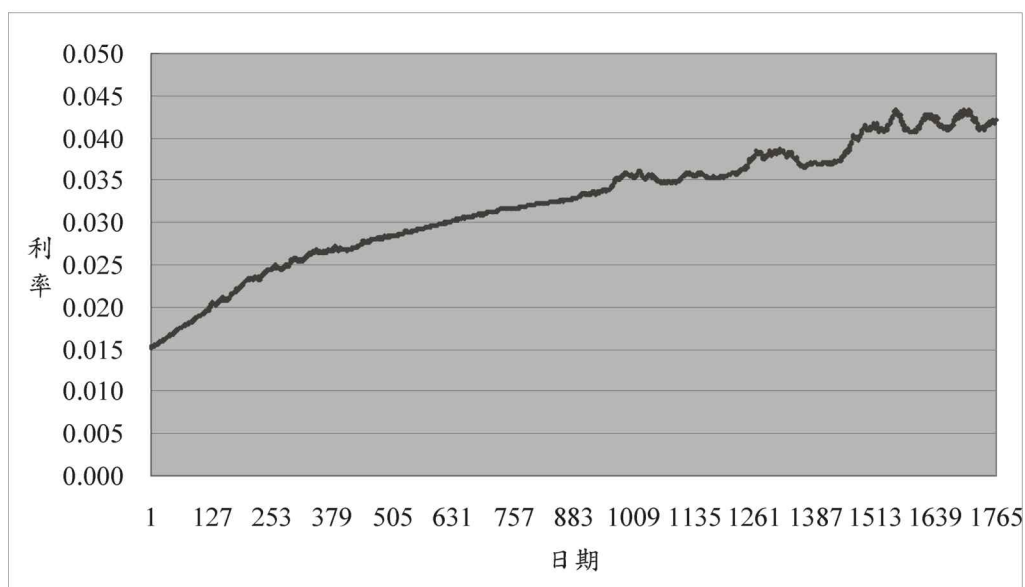


圖 4 6 個月 USD LIBOR 利率—「利上加利正浮動利率連動式債券」

表 6 「利上加利正浮動利率連動式債券」之外幣與台幣理論價格

外幣理論價格 (USD)	次數	機率	台幣理論價格 (NTD)	次數	機率
< 90	2	0.04%	< 3,016	665	13.3%
90-95	105	2.1%	3,016-3,183	414	8.28%
95-100	1,421	28.42%	3,183-3,350	2,009	40.18%
100-105	3,472	69.44%	3,350-3,517	1,572	31.44%
>105	0	0.00%	>3,517	340	6.80%
平均值(合理價格)	99.56		平均值(合理價格)	3,254	
標準差	1.47		標準差	275	
期初發行價格	100		期初發行價格	3,350	
折溢價幅度	0.4%		折溢價幅度	2.9%	

表 6 為「利上加利正浮動利率連動式債券」之外幣與台幣理論價格，由表 6 可知，「利上加利正浮動利率連動式債券」的合理外幣價格為 99.56 美元，若和期初發行價格 100 美元比較，此商品採溢價發行，溢價幅度為 0.4%。若以台幣計價，

該商品的合理台幣價格為 3,254 元，和期初發行價格 3,350 元比較(期初匯率為 33.50)，亦採溢價發行，溢價幅度為 2.9%，對投資人相對不利。

從 5,000 次模擬結果得知，外幣理論價格高於發行價格之機率為 69.44%，台幣理論價格高於發行價格之機率為 38.24%，換言之，若不考慮匯率因素，投資人購買此商品獲利的機率達 69.44%，但若考慮匯率因素，投資人獲利的機率則下降至 38.24%，如圖 5 與圖 6 所示。

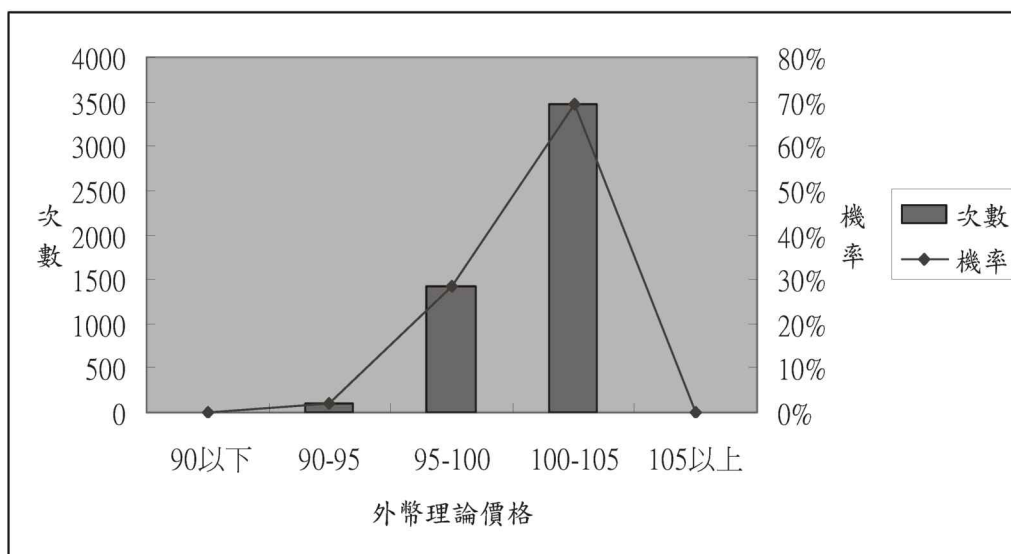


圖 5 「利上加利正浮動利率連動式債券」外幣理論價格分佈情形

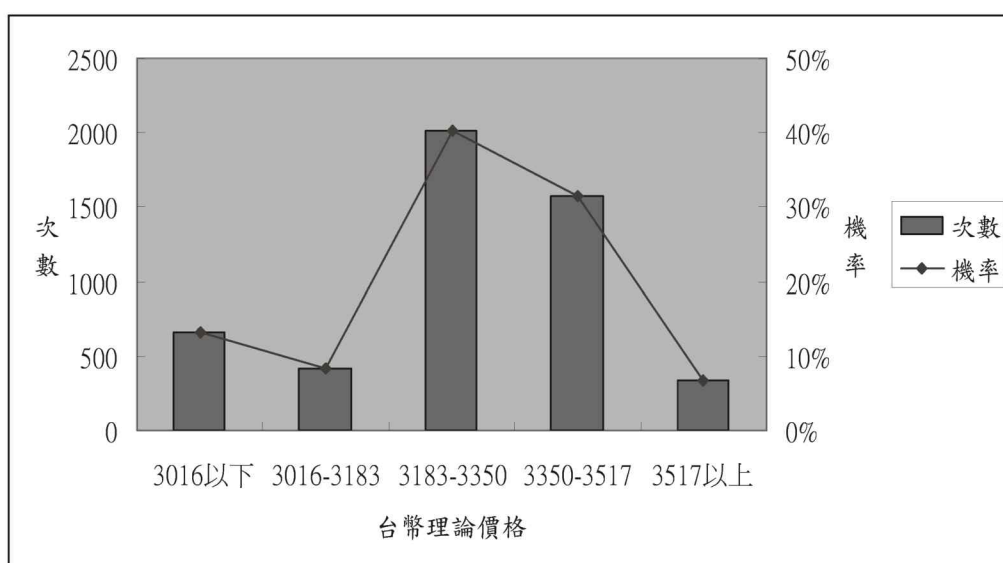


圖 6 「利上加利正浮動利率連動式債券」台幣理論價格分佈情形

三、利率連動式債券提前買回機率與投資人潛在損失分析

一般投資人在考慮是否投資利率連動式債券時，常會因為產品期間太長，影響其資金流動性而猶豫不決。由於投資人在心態上大多希望發行機構能提前買回，使得資金運用上較有彈性，因此，判斷該產品的發行機構是否會提前買回，以及何時可能提前買回，也就成為投資人購買決策的重要決定因素之一。本文根據提前買回條件的設定，求算二種利率連動式債券發行機構提前買回的機率大小，以及提前買回機率的分佈情形，結果列於表 7。

然而，當發行機構提前買回時，雖然投資人可以提早取回本金，但未來的利息就無法繼續領取，所以，未來無法繼續取得之現金流量的現值總和減去提前買回價格(即面額 100 元)的差額即為投資人的潛在損失。本文進一步計算二種利率連動式債券在每一期的平均損失與期望損失金額，結果列於表 7。

表 7 發行機構提前買回機率與投資人期望損失

買回期	3 倍速增息逆浮動利率債券			利上加利正浮動利率連動式債券		
	次數	機率	平均損失	次數	機率	平均損失
第 1 期	0	0%	0	2,885	57.7%	4.2437
第 2 期	4,686	93.72%	18.7822	100	2%	0.1471
第 3 期	0	0%	0	77	1.54%	0.1105
第 4 期	0	0%	0	70	1.4%	0.1171
第 5 期	0	0%	0	59	1.18%	0.1574
第 6 期	7	0.14%	0.1838	45	0.9%	0.1297
第 7 期	16	0.32%	0.4013	45	0.9%	0.1471
第 8 期	27	0.54%	0.3768	55	1.1%	0.1379
第 9 期	17	0.34%	0.3266	34	0.68%	0.1197
第 10 期	17	0.34%	0.3995	34	0.68%	0.1348
第 11 期	17	0.34%	0.3518	38	0.76%	0.1676
第 12 期	19	0.38%	0.3025	35	0.7%	0.1162
第 13 期	18	0.36%	0.2472	28	0.56%	0.1085
第 14 期	12	0.24%	0.3350	29	0.58%	0.1341

第 15 期	14	0.28%	0.3321	15	0.3%	0.1892
第 16 期	14	0.28%	0.3010	23	0.46%	0.1596
第 17 期	14	0.28%	0.3266	16	0.32%	0.1045
第 18 期	11	0.22%	0.3193	18	0.36%	0.1474
第 19 期	3	0.06%	0.2786	15	0.3%	0.1008
第 20 期	15	0.03%	0.2702	4	0.08%	0.1457
第 21 期	7	0.14%	0.2970	8	0.16%	0.1008
第 22 期	3	0.06%	0.0702	5	0.1%	0.1379
第 23 期	83	1.66%	0.4565	4	0.08%	0.0691
第 24 期	0	0%	0	2	0.04%	0.0865
第 25 期	—	—	—	1	0.02%	0.0477
第 26 期	—	—	—	2	0%	0.0945
第 27 期	—	—	—	1,355	27.1%	0.1681
第 28 期	—	—	—	0	0%	0
期望損失	17.6251			3.2415		

註：1.「3 倍速增息逆浮動利率債券」期限為六年，每季付息一次，共 24 期，而發行機構可以提前買回是從第 2 期開始。

2.「利上加利正浮動利率連動式債券」期限為七年，每季付息一次，共 28 期，而發行機構可以提前買回是從第 1 期開始。

由表 7 可知，兩個利率連動式債券的發行機構在到期日之前可能執行提前買回權的機率達 100%，¹⁷ 顯示這兩個商品的流動性風險不高。由提前買回機率分佈結果發現，「3 倍速增息逆浮動利率債券」的發行機構在可以開始提前買回的第一期(即第 2 期)就執行提前買回的機率為最高，達 93.72%；「利上加利正浮動利率連動式債券」的發行機構也是在可以開始提前買回的第一期(即第 1 期)執行提前買回的機率為最高，達 57.7%，其次為第 27 期，機率為 27.1%。就發行機構提前買回時投資人的期望損失來看，「3 倍速增息逆浮動利率債券」的期望損失較高，為 17.6251 元；「利上加利正浮動利率連動式債券」的期望損失較低，為 3.2415 元。

¹⁷ 經向富邦銀行查詢後得知，「3 倍速增息逆浮動利率債券」的發行機構確實於 2004 年 4 月 24 日提前買回該債券；「利上加利正浮動利率連動式債券」的發行機構確實於 2004 年 11 月 13 日提前買回該債券。

三、敏感度分析

由於利率連動式債券所連動的利率走勢攸關債券付息金額的多寡，因而對於債券價格以及發行機構是否提前買回皆具有決定性的影響。為了瞭解利率模型中不同參數的變化，對於利率連動式債券的價格以及提前買回機率的影響，本文就模擬未來 6 個月 USD LIBOR 之 CIR 利率模型當中三個重要參數(包括利率回歸速度(a)、長期平均利率水準(b)及利率年波動率(σ_r))分別加以變化，進行敏感度分析，結果如下：

(一)利率回歸速度

表 1 已列出 6 個月 LIBOR 之利率模型參數，「3 倍速增息逆浮動利率債券」以估計求得之利率回歸速度 0.37 作為基準，「利上加利正浮動利率連動式債券」以估計求得之 0.39 為基準，然後將兩者以 0.1 為間隔，上下各取兩個不同速度來進行分析。表 8 為利率回歸速度的變動對利率連動式債券價格的影響情形，表 9 則為利率回歸速度改變對提前買回機率之影響結果。

由表 8 可知，利率回歸速度與逆浮動利率債券的理論價格呈反向關係；而利率回歸速度與正浮動利率債券的理論價格呈正向關係。不過，對兩種利率連動式債券而言，利率回歸速度改變對其理論價格的影響不大。

由表 9 可知，無論利率回歸速度如何改變，兩種利率連動式債券的發行機構提前買回機率皆為 100%，因此，利率回歸速度改變對提前買回機率的影響不大。對逆浮動利率債券而言，皆在可以開始提前買回的第一期(即第 2 期)即提前買回的機率為最高，機率在 90%以上。對正浮動利率債券而言，除了當利率回歸速度為 0.19 時，最可能提前買回的期數為第 27 期外，其他情況下最可能提前買回的期數皆為第 1 期。

表 8 利率回歸速度變動對利率連動式債券價格之影響

逆浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的利率回歸速度				
		0.17	0.27	0.37	0.47	0.57
外幣理論 價格	絕對價值	101.71	101.64	101.58	101.55	101.54
	變動比例	0.07%	0.06%	-	-0.03%	-0.01%
台幣理論 價格	絕對價值	3,425	3,412	3,407	3,402	3,401
	變動比例	0.38%	0.15%	-	-0.15%	-0.03%
正浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的利率回歸速度				
		0.19	0.29	0.39	0.49	0.59
外幣理論 價格	絕對價值	97.56	98.85	99.56	99.93	100.13
	變動比例	-1.31%	-0.71%	-	0.37%	0.20%
台幣理論 價格	絕對價值	3,093	3,192	3,254	3,292	3,315
	變動比例	-3.10%	-1.91%	-	1.17%	0.70%

表 9 利率回歸速度對利率連動式債券提前買回機率之影響

逆浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的利率回歸速度				
		0.17	0.27	0.37	0.47	0.57
提前買回機率		100%	100%	100%	100%	100%
最可能買回 期數	期數	2	2	2	2	2
	機率	96.82%	95.10%	93.72%	92.36%	91.20%
正浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的利率回歸速度				
		0.19	0.29	0.39	0.49	0.59
提前買回機率		100%	100%	100%	100%	100%
最可能買回 期數	期數	27	1	1	1	1
	機率	55.22%	43.32%	57.77%	69.74%	79.50%

註：「3 倍速增息逆浮動利率債券」之發行機構可以開始提前買回的期數為第 2 期；「利上加利正浮動利率連動式債券」可以開始提前買回的期數為第 1 期。

(二)長期平均利率水準

「3 倍速增息逆浮動利率債券」以表 1 估計求得 6 個月 LIBOR 長期平均利率水準 4.68%為基準，「利上加利正浮動利率連動式債券」以估計的 4.13%為基準，並以 1%為間隔，上下各取兩個不同的長期平均利率水準，觀察其變化對利率連動式債券之理論價格及提前買回機率之影響，模擬結果分別見表 10 與表 11。

由表 10 可知，長期平均利率水準與逆浮動利率債券的理論價格呈反向關係，與正浮動利率債券的理論價格呈正向關係。這是因為當長期平均利率水準愈高時，LIBOR 會愈高，使得逆浮動利率債券的理論價格愈低，正浮動利率債券的理論價格愈高。

此外，由表 10 也發現，長期平均利率水準改變對於兩個浮動利率債券價格的影響程度較大。逆浮動利率債券理論價格的變動幅度隨著長期平均利率水準增加而增加；但正浮動利率債券理論價格的變動幅度則是隨著長期平均利率水準下降而增加。

表 10 長期平均利率水準對利率連動式債券價格之影響

逆浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的長期平均利率水準				
		2.68%	3.68%	4.68%	5.68%	6.68%
外幣理論 價格	絕對價值	101.86	101.82	101.58	100.73	98.83
	變動比例	0.04%	0.24%	-	-0.84%	-1.89%
台幣理論 價格	絕對價值	3,455	3,447	3,407	3,300	3,142
	變動比例	0.23%	1.17%	-	-3.14%	-4.79%
正浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的長期平均利率水準				
		2.13%	3.13%	4.13%	5.13%	6.13%
外幣理論 價格	絕對價值	95.18	98.04	99.56	99.9	100.26
	變動比例	-2.92%	-1.53%	-	0.34%	0.36%
台幣理論 價格	絕對價值	2,877	3,080	3,254	3,267	3,280
	變動比例	-6.59%	-5.34%	-	0.40%	0.39%

表 11 長期平均利率水準對利率連動式債券提前買回機率之影響

逆浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的長期平均利率水準				
		2.68%	3.68%	4.68%	5.68%	6.68%
提前買回機率		100%	100%	100%	100%	100%
最可能買回 期數	期數	2	2	2	2	2
	機率	99.92%	98.96%	93.72%	79.24%	53.70%
正浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的長期平均利率水準				
		2.13%	3.13%	4.13%	5.13%	6.13%
提前買回機率		100%	100%	100%	100%	100%
最可能買回 期數	期數	27	27	1	1	1
	機率	86.12%	60.22%	57.77%	78.54%	77.58%

註：「3 倍速增息逆浮動利率債券」之發行機構可開始提前買回的期數為第 2 期，「利上加利正浮動利率連動式債券」可開始提前買回的期數為第 1 期。

由表 11 可知，無論長期平均利率水準如何改變，兩種利率連動式債券的發行機構提前買回機率皆為 100%，且逆浮動利率債券都是在可以開始提前買回的第一期(即第 2 期)提前買回的機率為最高。當長期平均利率水準為 2.13%與 3.13%時，正浮動利率債券最可能提前買回的期數為第 27 期，其他三種情況最可能提前買回的期數為第 1 期。

(三)利率年波動率

「3 倍速增息逆浮動利率債券」以表 1 估計求得 6 個月 LIBOR 的利率年波動率 6%為基準，「利上加利正浮動利率連動式債券」以 7%為基準，將兩者以 1%為間隔，上下各取兩個不同波動率水準來與之相比，觀察其變化對利率連動式債券理論價格及提前買回機率之影響程度，結果分別見表 12 與表 13。

表 12 利率年波動率對利率連動式債券價格之影響

逆浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的利率年波動率				
		4%	5%	6%	7%	8%
外幣理論 價格	絕對價值	101.81	101.71	101.58	101.45	101.33
	變動比例	0.09%	0.13%	-	-0.13%	-0.11%
台幣理論 價格	絕對價值	3,442	3,423	3,407	3,390	3,375
	變動比例	0.56%	0.47%	-	-0.50%	-0.44%
正浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的利率年波動率				
		5%	6%	7%	8%	9%
外幣理論 價格	絕對價值	99.99	99.80	99.56	99.26	98.92
	變動比例	0.19%	0.24%	-	-0.30%	-0.34%
台幣理論 價格	絕對價值	3,306	3,283	3,254	3,218	3,178
	變動比例	0.70%	0.89%	-	-1.11%	-1.24%

表 13 利率年波動率對利率連動式債券提前買回機率之影響

逆浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的利率年波動率				
		4%	5%	6%	7%	8%
提前買回機率		100%	100%	100%	100%	100%
最可能買回 期數	期數	2	2	2	2	2
	機率	98.18%	95.84%	93.72%	91.70%	90.00%
正浮動利率債券		6 個月 LIBOR 的利率年波動率				
		5%	6%	7%	8%	9%
提前買回機率		100%	100%	100%	100%	100%
最可能買回 期數	期數	1	1	1	1	1
	機率	68.84%	63.64%	57.77%	51.60%	44.24%

註：「3 倍速增息逆浮動利率債券」之發行機構可開始提前買回的期數為第 2 期，「利上加利正浮動利率連動式債券」可開始提前買回的期數為第 1 期。

由表 12 可知，利率年波動率改變對兩種利率連動式債券理論價格的影響不大。由表 13 可知，無論利率年波動率如何改變，兩種利率連動式債券的發行機構提前買回的機率皆為 100%，且最可能提前買回的期數皆是在可以開始提前買回的第一期。

陸、結論

利率連動式債券因為具有豐厚的配息機制，以及期滿還本的保本特性，近年來吸引許多投資人的興趣。但由於其設計結構較為複雜，且背後隱藏了不少風險，倘若投資人在一知半解的情形下購買此類型商品，容易產生一些投資糾紛。

不僅投資人對於利率連動式債券不甚瞭解，即使學術文獻對於利率連動式債券的探討也不多見。考量利率連動式債券的複雜性，本文利用蒙地卡羅模擬法，針對市場上二種不同類型的利率連動式債券（包括逆浮動利率債券與正浮動利率債券）進行評價，求算其外幣及台幣理論價格，以及發行機構提前買回的可能性與投資人的期望損失，以提供投資人作為是否購買的參考依據。

首先，本文研究發現逆浮動利率債券的理論外幣價格高於發行價格，為折價發行，但正浮動利率債券的外幣價格低於發行價格，為溢價發行。不過，兩者的折、溢價幅度皆不大，與發行價格極為接近，對投資人而言尚屬合理。然而兩者的理論台幣價格皆小於發行價格，溢價幅度較大，對投資人而言相對不利。

若不考慮匯率因素，投資逆浮動利率債券的獲利機率在九成五左右，而投資正浮動利率債券的獲利機率將近七成。但若考慮匯率因素，投資人獲利機率下降到將近四成，顯示匯率風險實為影響投資人投資報酬的重要因素，建議投資人可以開立外幣帳戶，待美元升值時再將美元兌換成台幣。

在發行機構提前買回機率方面，這兩種利率連動式債券被發行機構提前買回的機率皆達 100%，且在發行機構可以開始提前買回的第一期即執行提前買回的機率為最高，因此，此兩種利率連動式債券的流動性風險並不高。不過，當發行機

構提前買回時，對投資人而言，「3 倍速增息逆浮動利率債券」的期望損失較高，「利上加利正浮動利率連動式債券」的期望損失較低。

敏感度分析結果顯示，利率回歸速度與利率年波動率二種參數對於利率連動式債券價格的影響程度皆不大，只有長期平均利率水準對債券價格的影響程度較大，因此投資人在預測未來利率走勢時，應更加重視長期平均利率水準。此外，三個利率模型參數對發行機構提前買回機率的影響皆不大。

最後，具體言之，本文的貢獻在於我們所使用的利率模型(CIR)、匯率模型、模型參數的估計方法，以及蒙地卡羅模擬法幾乎能很精確地評價利率連動式債券。同時，我們也對於利率連動式債券的提前買回機率與投資人期望損失進行分析。因此，本文不僅對學術有所貢獻，對實務界更具有直接應用的價值。

參考文獻

1. 吳香瑩(2003)，逆浮動 LIBOR 利率連動債券評價與風險，政治大學金融研究所未出版碩士論文。
2. 何怡滿、許溪南與陳耿忠(2007)，區間債券之評價與提前買回機率分析，亞太經濟管理評論，第十卷第二期，頁 79-100。
3. 官盟鈞(2001)，附認股權公司債之評價分析，銘傳大學金融研究所未出版碩士論文。
4. 袁鴻毅(2004)，短期利率之實證研究及外溢效果—以東亞之日韓新港台五國暨美國資料為研究對象，中正大學財務金融研究所未出版碩士論文。
5. 陳俐芊(2003)，利率交換選擇權及固定期限交換利率利差連動債券之設計及分析，政治大學金融研究所未出版碩士論文。
6. 陳彥禎(2003)，路徑相依及報償修改型利率連動債券之設計及分析，政治大學金融研究所未出版碩士論文。
7. 陳耿忠(2005)，利率連動式債券之評價與分析，成功大學企業管理研究所未出版碩士論文。
8. 陳耿忠、何怡滿與許溪南(2006)，基差浮動利率債券之評價與提前買回機率分析，商管科技季刊，第七卷第四期，頁 705-728。
9. 陳庭綱(2002)，海外可轉換公司債之評價與分析，銘傳大學金融研究所未出版碩士論文。
10. 曾士軒(2003)，多標的資產連動債券評價與分析，國立中山大學財務管理研究所未出版碩士論文。
11. Boyle, P. (1977), "Options: A Monte Carlo Approach," *Journal of Financial Economics*, 4(3), pp.323-338.
12. Burth, S., T. Kraus and H. Wohlwend (2001), "The Pricing of Structured Products in the Swiss Market," *The Journal of Derivatives*, 9(2), pp.30-40.
13. Chance, D. M. and J. B. Broughton (1988), "Market Index Depository Liabilities: Analysis, Interpretation, and Performance," *Journal of Financial Services Research*, 1(4), pp.335-352.

14. Chen, A. H. and J. W. Kensinger (1990), "An Analysis of Market-Index Certificates of Deposit," *Journal of Financial Services Research*, 4(2), pp.93-110.
15. Chen, K. C. and R. S. Sears (1990), "Pricing the SPIN," *Financial Management*, 19(2), pp.36-47.
16. Chu C. C., and Y. K. Kwok (2007), "Target Redemption Notes," *Journal of Futures Markets*, 27, pp.535-554.
17. Cox, J. C., J. E. Ingersoll and S. A. Ross (1985), "A Theory of the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica*, 53(2), pp.385-407.
18. Eberlein, E. and W. Klunge (2006), "Valuation of Floating Range Notes in Lévy Term-Structure Models," *Mathematical Finance*, 16(2), pp.237-254.
19. Eberlein, E. and S. Raible (1999), "Term Structure Models Driven by General Lévy Processes," *Mathematical Finance*, 9(1), pp.31-53.
20. Heath, D., R. A. Jarrow and A. Morton (1992), "Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology for Contingent Claims Valuation," *Econometrica*, 60(1), pp.77-105.
21. Hull, J., and A. White (1994), "Numerical Procedures for Implementing Term Structure Model I: Single-Factor Models," *Journal of Derivatives*, Fall, pp.7-16.
22. Nunes, J. P. V. (2004), "Multifactor Valuation of Floating Range Notes," *Mathematical Finance*, 14(1), pp.79-97.
23. Stoimenov, P. A. and S. Wilkens (2005), "Are Structured Products 'Fairly' Priced ? An Analysis of the German Market for Equity-Linked Instruments," *Journal of Banking and Finance*, 29, pp.2971-2993.
24. Turnbull, S. (1995), "Interest Rate Digital Options and Range Notes," *The Journal of Derivatives*, 3(1), pp.92-101.
25. Vasicek, O. (1977), "An Equilibrium Characterization of the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, 5, pp.177-188.
26. Wilkens, S., C. Erner and K. Röder (2003), "The Pricing of Structured Products in Germany," *The Journal of Derivatives*, 11(1), pp.55-69.
27. Zvan, R., P. A. Forsyth, and K. R. Vetzal (2001), "A Finite Volume Approach for Contingent Claims Valuation," *IMA Journal of Numerical Analysis*, 21, pp. 703-731.

附錄 A 「3 倍速增息逆浮動利率債券」發行條款

發行公司	盧森堡銀行 (Bank of Luxembourg, BGL)
發行日	2003.04.24
到期日	2009.04.24
債信評等	AA-/Aa3
發行價格	USD100
到期贖回價格	USD100
付息日	存續期間之4/24、7/24、10/24、1/24
連動利率	付息日前二個營業日之6個月LIBOR
付息方式	第一年：5.35% 第二年：Max[3×(4% - 6 month USD LIBOR), 0] 第三年：Max[3×(5% - 6 month USD LIBOR), 0] 第四年：Max[3×(6% - 6 month USD LIBOR), 0] 第五年：Max[3×(7% - 6 month USD LIBOR), 0] 第六年：Max[3×(8% - 6 month USD LIBOR), 0]
申購手續費	1.5%
信託保管費	第一年免費，第二年起0.2%
客戶贖回機制	最低贖回金額USD 10萬元，得於前6個月期滿後，每年之10/25、1/25、4/25、7/25開放贖回，但無法保證本金全數收回
提前買回機制	發行公司自2003.10.24起，得於每季起於五個工作日前預先告知後，執行提前解約買回
可能風險	利率走高風險，美元匯率風險
投資時機	預期未來6個月USD LIBOR持續走低，投資人可享有債券利息持續走高的優惠，一般均高於定存利息
投資報酬	保障第一年可獲得債券票面利息5.35%，其餘每年票面利息與6個月USD LIBOR呈反向連動，即6個月USD LIBOR走低，投資人收益率愈高，且債息變動的速度為6個月USD LIBOR的3倍，反之，則收益率愈低，最低時，收益率為0。

資料來源：富邦銀行「3 倍速增息逆浮動利率債券」產品說明書

附錄 B 「利上加利正浮動利率連動式債券」發行條款

發行公司	法國里昂信貸根西島公司(Leonard Credit Corp., France)		
保證機構	法國里昂信貸銀行		
發行日	2004.05.13		
到期日	2011.05.13		
債信評等	Aa2/Aa-		
發行價格	USD100		
到期贖回價格	USD100		
付息日	存續期間之8/13、11/13、2/13、5/13		
連動利率	USD6個月LIBOR		
付息方式	每季付息一次， $\text{年利率} = \text{票面年息} \times \text{有效計息日} / 360$ (有效計息日為6個月USD LIBOR落在變動區間之天數)		
	<u>計息期間</u>	<u>票面年息</u>	<u>LIBOR變動區間</u>
	第一年	6M LIBOR+3.5%	0% — 4.5%
	第二年	6M LIBOR+3.5%	0% — 5.0%
	第三年	6M LIBOR+3.5%	0% — 5.5%
	第四年	6M LIBOR+3.5%	0% — 6.0%
	第五年	6M LIBOR+3.5%	0% — 6.5%
	第六年	6M LIBOR+3.5%	0% — 7.0%
	第七年	6M LIBOR+3.5%	0% — 7.0%
申購手續費	無		
信託保管費	第一年免費，第二年起0.2%		
客戶贖回機制	最低贖回金額USD 5萬元，得於每年之8/14、11/14、2/14、5/14 開放贖回，但無法保證本金全數收回		
提前買回機制	發行公司自2004.8.13起，得於每季度起於五個工作日前預先告 知後，執行提前解約買回		
可能風險	利率波動超過7.0% 的風險，美元匯率風險		
投資時機	預期未來6個月USD LIBOR緩步走高，投資人可享有債券利息 持續走高的優惠，一般均高於定存利息		
投資報酬	保障第一年可獲得債券票面利息5.35%，其餘每年票面利息與6 個月USD LIBOR呈正向連動，即6個月USD LIBOR走高，投資 人收益率愈高，反之，則收益率愈低，最低時，收益率為0。		

資料來源：富邦銀行「利上加利正浮動利率連動式債券」產品說明書

附錄 C 零息債券價格與殖利率的計算

依據 Cox, Ingersoll and Ross (1985) 的利率模型，以及無風險套利原則，推導出零息債券在未來任何時點的價格公式如下：

$$P(t, T) = A(t, T)e^{-B(t, T)r_t} \quad (\text{C-1})$$

其中， $P(t, T)$ 為在 t 時，面額 1 元，到期時點為 T 的零息債券價格。

$$B(t, T) = \frac{2(e^{\gamma(T-t)} - 1)}{(\gamma + a)(e^{\gamma(T-t)} - 1) + 2\gamma}$$

$$A(t, T) = \left(\frac{2\gamma e^{(a+\gamma)(T-t)/2}}{(\gamma + a)(e^{\gamma(T-t)} - 1) + 2\gamma} \right)^{2ab/\sigma^2}$$

$$\gamma = \sqrt{a^2 + 2\sigma^2}$$

一旦求出不同期限零息債券的價格，我們就可以反推出不同期限的殖利率，其計算公式如下：

$$Y_{(T-t)} = \frac{-\ln P(t, T)}{T - t} \quad (\text{C-2})$$

$Y_{(T-t)}$ 代表 T 期零息債券在 t 時的殖利率。

台灣金融指數基金(ETF)資訊傳遞效率之實證研究

- ◆ 國立雲林科技大學財務金融系
 - 胥愛琦 助理教授
- ◆ 國立雲林科技大學管理研究所博士班
嶺東科技大學金融與風險管理系講師
 - 史大麗
- ◆ 國立雲林科技大學財務金融系碩士班
 - 黃信展

摘要

寶來台灣金融指數基金(ETF)為國內第一個發行的金融指數型基金商品，本文藉由此新金融商品之推出，分析金融類股指數、期貨及指數型股票基金三方市場的互動關係，並區別金融基金發行前後市場資訊傳遞效率與影響過程，以作為投資大眾的決策依據。研究發現：(1)Granger 因果關係檢定顯示，金融基金發行前，金融期貨影響金融指數；而發行後，金融基金影響金融期貨、金融指數，金融基金成為市場走勢之領先指標。(2) VECM 模型實證顯示，金融基金發行後，ETF 商品在期貨、現貨市場上，扮演了價格發現的主要角色；對投資人而言，金融基金成為參考之領先指標。即投資商品多元化後，市場傳遞資訊的方向有所變化。此外，金融指數誤差修正項的係數顯著為負，表示市場修正速度加快，現貨市場資訊傳遞效率有所改善，市場效率提升。(3)衝擊反應函數分析，金融基金發行後，期貨反應的收斂速度較現貨與基金來的迅速，顯示期貨市場效率增進，投資人套利的時間因而縮短。(4)變異數分解發現，雖然在發行ETF 後，現貨、期貨與基金的波動，同樣可由期貨的變動衝擊所解釋，但在金融期貨市場上，期貨波動由期貨變動衝擊的解釋比例被金融基金稀釋而降低，投資人無法忽略來自ETF 市場變動衝擊的影響。

關鍵字：資訊傳遞、誤差修正模型、衝擊反應函數、預測誤差之變異數分解。

台灣金融指數基金(ETF)資訊傳遞效率之實證研究

寶來台灣金融指數基金屬於市場熱門的新商品，為提供大眾投資決策的參考依據，本研究遂以其發行前後的二段期間，來探討金融指數商品市場間之資訊傳遞效率與影響過程。在金融 ETF 發行後，Granger 因果關係檢定顯示 ETF 會影響期貨與現貨，VECM 模型顯示 ETF 具有觀察期貨、現貨的價格發現能力，可作為投資人參考之領先指標；即市場傳遞資訊管道多元化後，傳遞資訊的方向則有所變化。現貨誤差修正項係數顯著為負，市場修正速度加快，現貨市場資訊傳遞效率提升。衝擊反應函數中，期貨收斂速度較迅速，顯示期貨市場效率增進，但投資人套利時間因而縮短。預測誤差變異數分解發現，期貨解釋程度受金融基金預測誤差稀釋，投資人無法忽略來自 ETF 市場變動的衝擊。

關鍵字：資訊傳遞、誤差修正模型、衝擊反應函數、預測誤差之變異數分解。

壹、緒論

一、研究背景

指數股票型基金(Exchange Traded Fund, ETF)起源於1990年的加拿大多倫多交易所(Toronto Stock Exchange)所推出的TIPS為全球ETF商品之起源，但是當時並未受到太多投資者及投資機構的注意，而真正將ETF商品發揚光大的始祖，則是1993年由美國道富環球投資管理公司與美國證券交易所(American Stock Exchange, AMEX)合作發行，以S&P500為目標投資指數之ETF商品-SPDR(Standard & Poor's Depository Receipt)，推出後廣受投資人歡迎，之後又陸續推出多種以指數為基準的ETF新商品，如Diamond（以道瓊工業平均指數為基準）、QQQ（NASDAQ 100 Index Tracking Stock）等。截至2007年10月前，全球已發行的ETF約為1,053檔，分散在42個交易所掛牌，總管理資產高達7454億美元；其中包括台灣的五檔ETF，以及這五檔ETF將近400億新台幣的管理資產。

對投資人而言，投資ETF具有以下幾個優點：只要投資相關市場或行業的指數基金，即有投資本國、外國或行業的機會；ETF是同時投資於不同的證券

組合，投資相當多元化；投資緊貼市場及產業走勢，基金所涉及的指數或證券具有高度透明性；透過經紀商即可買賣，方便容易；投資組合不常更動，管理費用及交易費用相對較低等。由於ETF基金擁有上述許多優點，再加上投資機構有大量避險之須求，使得目前美國股票交易中，成交量最大的前二名的商品分別為SPDR及QQQ指數股票型基金。至2004年9月底止，在美國掛牌的ETF共有148檔，規模為1,805億美元，佔全球ETF總規模比重高達73%；其次為歐洲，發行109檔，總規模為265億美元，市佔率為10.7%。

寶來台灣金融指數基金(ETF)投資標的為國內上市股票、上櫃股票，並以複製MSCI台灣金融指數之績效為主，追蹤指標的方式包括完全複製法及最佳化方法。而金融基金操作策略原則上以完全複製法為主，但如有因市場因素可能使基金無法依指數權值比例購買每一成份股時，或預期標的指數成份股即將異動等情況，為配合實際需要，則得以最佳化方法進行資產管理，以追求貼近標的指數之績效表現。自2007年7月16日發行以來，市場平均成交值已達5437.78萬元，不到一年即躍居台灣證券交易所ETF商品市場上的第二位，僅次於第一支發行的台灣50指數型基金，占市場成交值6.39%，屬於市場上熱門的新發行商品。

二、研究動機與目的

隨著金融市場不斷的創新，在金融市場上交易的商品也愈趨複雜，同一種標的資產可能有數種不同商品可供選擇，例如在次級市場上有「小型台指期貨」及「台股期貨」兩種不同的商品，但是其交易標的皆同樣為「臺灣證券交易所發行量加權股價指數」。如果再加上指數股票型基金(Exchange Traded Fund)，即一般俗稱的ETF基金，也追蹤相同的指數時，同一標的資產就有三種不同的商品可以選擇。理論上來說在一個充份整合的市場結構下，所有相同投資標的商品反應資訊進而調整價格的速度應該是一致的，但由於每種商品的交易方式規格及限制都不盡相同，以致於反應資訊的速度有領先或落後的差距，遂促使投資人有套利的空間。

指數股票型基金(ETF)的交易成本，在一般情況下比現股股票、股價指數期貨較為低廉，由於寶來台灣金融指數基金(ETF)係為國內第一個發行的金融指數基金商品，推出僅一年多的時間，在十一個指數型基金商品中，不論以市場平

均成交值或成交量排名，皆位居第二位，顯見投資人的重視程度。時值全球金融海嘯席捲而來，全球金融產業紛紛受到波及，投資人投資金融產業的避險管道，除了期貨交易以外，金融指數基金商品亦為另一新興的投資替代品，故本文針對寶來台灣金融指數基金發行後，對相關的金融指數市場：金融保險類股價指數、金融指數期貨與寶來台灣金融基金三市場間之領先落後關係，深入探討其資訊傳遞之效果，以提供投資人在投資相同金融投資組合時對避險投機套利的意見參考；同時在寶來台灣金融基金發行後，此新商品的未來動向對原來金融類股、金融期貨市場上投資人的衝擊影響為何，亦成為投資人在往後持續進行投資時，實務上所亟需了解之要務。

本文主要研究目的如下：

- (一) 探討各市場變數：金融保險類股價指數、金融期貨、寶來台灣金融基金是否為定態數列，以作為建構有效實證模型的基礎。
- (二) 利用Granger因果關係，討論寶來台灣金融基金發行前後「金融保險類股價指數」、「金融期貨」及「寶來台灣金融基金」之因果關係，找出市場上的領先指標，以提供投資人參考。
- (三) 另透過共整合檢定與誤差修正迴歸模型，除探討台灣金融基金發行前「金融保險類股價指數與金融期貨」及台灣金融基金發行後「金融保險類股價指數、金融期貨及寶來台灣金融基金」領先落後關係的價格發現功能，並以誤差修正項描述長期均衡收斂的速率與市場效率。
- (四) 利用衝擊反應函數分析及預測誤差之變異數分解，觀察寶來台灣金融基金發行前後金融保險類股價指數、金融期貨及寶來台灣金融基金的短期動態調整過程，以分析三市場間相互影響的程度與資訊傳遞的來源和路徑是否改變。

本文共分為五部份，第一部份為緒論，介紹研究背景、研究動機與目的；第二部份為文獻回顧，探討指數型商品的交易理論與國內外相關指數型商品的研究結論，以此確立本文的研究目的；第三部份為研究資料與方法，說明本文

的實證模型及檢定過程；第四部份為實證結果，解釋寶來台灣金融基金發行前後，在實證模型下，金融保險類股價指數、金融期貨及寶來台灣金融基金三者間相互影響程度及資訊傳遞效果。第五部份則為結論，將實證結果作一陳述歸納，俾供投資人之決策參考。

貳、文獻回顧

一、指數型商品交易的理論探討

傳統上，台灣發行量加權股指數相關商品市場包括台指期貨及相對應之現貨。指數股票型基金是一種指數證券化的衍生性新金融商品，在臺灣證券交易所上市後，投資人除可由購買指數期貨或指數相同成份之股票參與台股指數的報酬率之外，亦可以透過買賣ETF的方式，獲取與現貨指數變化同步的報酬。ETF除了有提供交易指數之功能，ETF的交易價格是否可以對相關的台股指數水準提供「價格發現」的資訊揭露功能，以及ETF是否能取代指數期貨成為最具價格發現者等議題，在國內外文獻中皆多所討論。

ETF的相對價格效率性，可說明資訊交易者在實現其資訊利益時的市場偏好，故而進一步闡明影響市場價格發現功能的關鍵因素與了解各市場價格對於新資訊的反應能力，可促使投資人能採取更佳的投資策略；管理者亦能研擬設計有助於價格發現的相關市場制度，更是一項重要的課題。

指數型商品在期貨、現貨與ETF市場交易的理論假說，主要分為下列四類：

（一）交易成本假說

一般而言，投資者會選擇交易成本(包括買賣價差、手續費)最低的市場來進行交易，在具有相同報酬下，以及其他條件固定之下，使得其所獲得的利潤為最大。股市中常見的漲跌幅限制，也可視為一種隱藏的交易成本，因為在該限制之下，有礙於資訊的充分反映，由於某此市場可充份反應資訊，故資訊可透其傳遞至其他市場。一般而言，漲跌幅限制出現在現貨及ETF市場。

Stoll and Whaley (1990)、Chung (1991)、Abhyankar (1995)及Fleming, Ostdiek, and Whaley (1996)等學者認為指數型的衍生性金融商品市場的交易成本比股價指數現貨市場的交易成本低，投資人會選擇在交易成本低的市場中交易以獲取相對較高的報酬率，因此指數型的衍生性金融商品市場領先股價指數現貨市場。Kawaller, Koch, and Koch (1987)以日內資料的型態探討S&P 500 現貨與期貨間的價格關係，並針對市場特性，例如交易量、價格波動幅度、指數出現套利機會的頻率等加以研究。結論指出，當期貨價格波動較大時，期貨、現貨兩市場連動關係會越明顯，期貨價格領先的幅度也會較小。由於價格的波動性與交易成本相關，波動性越高，交易成本也隨之增加。同理，當現貨市場有較高的交易成本時，期貨市場將顯著價格領先現貨市場。

基於以上討論，期貨與ETF 市場相對現貨市場應該都處於領先地位，而ETF 市場的價格發現能力可能因為受到漲跌幅限制與最小價格跳動幅度的影響而較期貨市場差。

（二）交易限制假說

交易限制假說將放空限制作為最主要的討論內容。因現貨市場有放空限制，在市場處於空頭時無法放空股票，相對在期貨市場則無此限制，如此使得投資人偏好在期貨市場交易，故期貨價格常會反應最新的市場資訊。

因此，在交易限制假說下，期貨相對於其他兩個市場，有較優越的影響力。在未受放空限制的ETF 市場，則仍具有領先現貨市場的優勢。Chan (1992)探討MMI 指數現貨 (Major Market cash index)、MMI 指數期貨與S&P 500 指數期貨間的價格發現關係，即三市場存在互動關係，指出壞消息宣布後，現貨市場對放空的限制造成投資人無法及時反映資訊，便可能轉向期貨市場尋求獲利的機會，藉此反應資訊。但該文發現即使是正面消息，期貨市場依然領先現貨市場。

（三）槓桿假說

在其他條件相同的狀況下，若一市場具有高槓桿的特性，即以小額的成本

去操作數倍於成本的資產，當投資者預期市場向上走勢確立，此時投資者會傾向在具高槓桿特性的市場交易以賺取高額的報酬，反應更多的資訊。故相關金融商品中存在高槓桿特性，市場相關性會增強。Kawaller, Koch, and Koch (1987)以日內資料的型態探討S&P 500 指數現貨與指數期貨市場間的價格發現關係。發現S&P 500 指數期貨與指數現貨存在很高的相關性，並指出期貨領先現貨程度達20~45 分鐘之久。而現貨領先期貨的程度並不明顯，僅僅少於1 分鐘。針對此一現象，提出可能的解釋為：股票市場的現貨交易速度不如期貨來得快、期貨在期初的投入成本較低，有較高的財務槓桿。

而Chu, Hsieh, and Tse (1999)研究S&P 500指數商品間的價格發現關係，由於指數期貨與SPDRs提供了較低交易成本，且指數期貨提供較高的槓桿，故指數期貨具有價格發現的功能。故依此假說推論，期貨市場應該領先指數現貨及指數ETF市場。因為期貨市場相對其他二者，僅需要極少的期初投資，即具備較高槓桿。

(四) 市場資訊假說

指數衍生性商品是由多種股票所組成，每種股票之流動性並不一致，且股票指數的計算會受到個別採樣股票價格之影響。當流動性較低之股票無法在新訊息產生時立即反應在股價上，使得現貨股價指數亦無法立即反應新訊息對其應有的影響。因此，當市場上出現新的資訊時，投資人便會偏好以指數期貨或ETF進行投機或套利。

Kawaller, Koch, and Koch (1987)、Harris (1989)指出指數期貨領先現貨是由於當新資訊出現後，投資者較喜愛投資指數期貨勝過個別股票。Subrahmanyam(1991)、Hegde and McDermott (2003)指出一籃子指數型的衍生性金融商品較能迎合偏好投資組合型態的投資人，因其逆向選擇的成本遠較單一股票來的低，而個別股票的風險也因形成投資組合有效降低或完全分散。

Stoll and Whaley (1990)、Chan (1992)及Shyy, Vijayraghavan, and Scott-Quinn (1996)指出當市場上有一新資訊宣告時，會在衍生性金融商品市場或股價指數現

貨市場上反應，由於指數型的衍生性金融商品價格為一整體性指標，故可即時反應新資訊。但因股價指數現貨價格是由一大群股票所加權計算而出，而並非所有每支股票之交易均十分活絡，以致於股價指數現貨價格無法即時反應當時市場上所宣告的新資訊。因此市場資訊假說會造成指數型的衍生性金融商品市場的反應領先股價指數現貨市場。在此假說之下，較支持期貨與ETF市場存在一定程度的關聯性。

三、 國外文獻

Ching and Fong(2001)以香港恆生指數期貨、選擇選及現貨三市場為研究對象，認為指數型衍生性金融商品雖提供槓桿效應和低交易成本，但若其嚴重受到一些交易熱絡的大型權值股影響，使得衍生性金融商品的交易量很少，則它們有可能不會領先現貨指數。其將模型分為股價指數現貨和期貨、指數現貨和選擇權及選擇權和期貨做分析，利用 AR(P)調整非同步交易影響，採用 GMM 估計法來作迴歸分析，實證結果得知：佔市場資本額較大的股票較不傾向落後股價指數期貨，其與股價指數期貨有回饋關係。

Ackert and Tian (1998)探討1990年3月9日TIPs上市後，Toronto 35指數與其選擇權價格之間定價效率性的關係。研究期間為1989年7月18日至1990年10月30日，發現TIPs的出現並沒有增強現貨與指數選擇權兩市場之間的聯結，即使TIPs交易熱絡但並沒有改善選擇權市場效率性但其會隨著時間而更具效率。並認為沒有改善的原因是TIPs價格沒有完全貼緊Toronto 35指數及TIPs所存在的贖回成本。

Switzer, Varson, and Zghidi (2000)探討1993年1月29日推出的SPDRs對S&P 500指數期貨市場定價效率的影響，使用1990年1月2日至1996年6月3日期間之日資料和日內資料，並採用最小平方方法的迴歸分析，檢定SPDRs上市是否會降低S&P 500指數期貨錯價及影響S&P500指數期貨定價誤差的因素。實證結果發現SPDRs發行後，不管是期貨正價格誤差或是期貨價格誤差絕對值均顯著下降。開盤顯著影響期貨價格誤差且效果為負，意即市場開盤將使得期貨價格誤差顯著變小，但收盤與星期效果呈現不顯著的正效果。另外，當指數累積股利率愈高、期貨到期天數愈長或SPDRs的交易量愈大均會使期貨價格誤差絕對值明顯

增加。所以，其結論可歸納為SPDRs上市確實有提昇S&P 500指數期貨的定價效率；S&P 500指數期貨市場具有開盤效應，故開盤前60分鐘的交易資料將不予考慮以避免誤差；當S&P 500指數累積股利率愈高、期貨到期天數愈長或SPDRs的交易量愈大，則S&P 500指數期貨定價誤差愈高。

Chu and Hsieh (2002)探討SPDRs上市後對S&P 500指數期貨市場定價效率性的影響，考慮各種交易成本、執行套利策略的落差及現貨市場的放空限制，來檢定發行SPDRs前後違背均衡期貨價格的次數及套利效率。S&P 500指數與指數期貨的研究期間為1992年7月1日至1993年12月31日，SPDRs的研究期間為1993年1月29日至1993年12月31日皆使用日內資料來分析。其實證研究結果顯示，S&P 500指數期貨價格與SPDRs價格間有相當密切的關係。由於SPDRs不受到賣空的限制，使得當S&P 500指數期貨價格較其理論價格低時，更容易進行買期貨賣SPDRs的套利交易，期貨價格穿越理論價格下方區間的次數於SPDRs上市後遂減少。另外，當交易者觀察到套利機會，而以SPDRs進行套利交易，結果往往無法實現套利利潤，甚至會有損失，這代表了當S&P 500指數期貨與SPDRs的相對價格發生誤差時，都能很快地調整過來。

Kurov and Lasser (2002)研究1999年3月10日發行QQQ後，分為事後違反與事前違反來分析NASDAQ 100指數定價效率是否因QQQ上市而提升，另外再探討QQQ上市前後、指數現貨的波動性、期貨交易次數及離期貨契約到期天數是否會顯著影響期貨定價誤差、期貨價格偏離均衡期貨價格的次數及套利次數占套利可獲利的比例。使用檔次交易資料(tick-by-tick transaction data)，以MINSPAN資料配對法配對，並考慮各種執行落後時間以模擬套利利潤。實證結果分別從事後與事前違反次數探討，QQQ上市後確實改善NASDAQ100指數期貨市場的定價效率性。

四、國內文獻

周雨田、李志宏、巫春洲(2002)將台灣期貨市場開放前後，利用一般化自我迴歸條件異質變異數模型(GARCH)模型分析。實證結果發現，當期貨契約推出之後，衝擊干擾因子會更快速地反應在經濟體系當中，而使體系更快地調整，進而回復到安定的狀況。代表台股指數期貨契約的交易，有助於現貨市場資訊

傳遞的功能。SIMEX及TAIFEX期貨契約的交易，確實有效地改善了台灣股票現貨市場資訊的傳遞效率。亦針對店頭市場的交易資料分析，其結果與前述結論一致。亦即開放期貨契約的交易，對於其標的現貨市場的資訊傳遞以及市場波動性，皆具有正面的貢獻。

謝文良(2002) 首先釐清價格發現、資訊傳遞與市場整合的定義，提出投資人的「套利」(arbitrage)行為，也是維繫市場間價格發現一致的重要機制。並以日內資料分析台灣期貨市場的價格發現功能與資訊傳遞過程，利用Johansen共整合模型、誤差修正模型，並輔以衝擊反應分析與誤差變異數拆解，發現台股指數現貨與期貨間存在共同長期趨勢，兩市場皆具有雙向回饋的資訊傳遞，相互參考彼此落後期的價格而調整當期的價格變化，而期貨市場的價格主導地位較強。

唐婉歲(2003)利用NASDAQ 100指數商品探討指數現貨、指數期貨與指數ETF三市場間的價格發現關係，研究期間為1999年3月10日到2000年3月10日，共255個交易日的每分鐘收盤價的日內資料，使用單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型、衝擊反應分析和預測變異數分解等方法分析。研究結論如下：在兩兩分類的時間序列分析中，所有模型皆支持「指數ETF相對指數期貨有較佳的價格發現能力」、「指數ETF相對於指數現貨有較佳的價格發現能力」、「指數現貨和指數期貨在價格發現能力上並沒有明顯差異」。利用上述三個商品時間序列進行分析後，發現所有模型皆無法顯著指出三者價格發現能力上的優劣順序。

張美媛(2003)探討SPDRs推出對S&P 500指數期貨定價效率的影響，研究期間為1992年6月1日至1993年9月30日之日內資料，以SPDRs上市日期為切割點，分別以上市前及上市後兩個子研究期間分析，主要之研究結果如下：SPDRs上市後，S&P 500指數期貨價格錯價、事後違反次數與比率及考慮執行落差的事前違反次數與比率並沒有減少反而增加，但是事後套利利潤與事前套利利潤均於SPDRs推出後顯著降低；由此可知，即使期貨偏離的次數或比率增加，SPDRs的上市確實使投資者獲利空間減少，偏離的期貨價格更快回到無套利區間。整體而言，SPDRs於AMEX交易所掛牌上市後，雖然沒有顯著提昇S&P 500指數期貨定價的效率性，但SPDRs 發行後，確實改善期貨價格低估時的定價效率。

洪惠娟(2003)研究探討S&P500指數、期貨與SPDR三者之間價格發現的能力，採用高頻率的每5分鐘日內資料為觀察值。利用ADF單根檢定、共整合檢定、向量誤差修正模型、變異數分解與衝擊反應函數進行實證研究。結果發現：S&P500指數、期貨與SPDR三個市場有共整合性質，顯示三者間具有長期的隨機趨勢或均衡關係。就短期來說，三者具有回饋關係。長期而言，由誤差修正模型檢定三個市場，皆有短期偏離調整至長期均衡的現象，但期貨調整較不明顯，顯示期貨市場具有價格主導的地位。各變數除本身的變異來源很高之外，居於第二高的就是期貨，表示期貨的衝擊是誤差修正系統中預測變異數的主要來源，而其他兩個變數雖也有影響力，但皆略遜於期貨；在衝擊反應函數上也發現，期貨變動的衝擊對系統中的變數影響較大，其次為ETF，最後為現貨。

孫毓徽(2003)探討1997年1月20日DIAMONDS上市，對道瓊工業平均指數與期貨兩者間價格關係及道瓊工業平均指數期貨定價效率的影響，研究期間為1997年10月6日至1998年8月13日。並以DIAMONDS上市日期為切割點，第一個時期為DIAMONDS上市前，即1997年10月6日至1998年1月19日，共72個交易日，第二個時期為DIAMONDS上市後，1998年1月20日至1998年8月13日，共144個交易日分析。主要研究結論如下：DIAMONDS上市後，改善道瓊工業平均指數期貨的定價效率；DIAMONDS上市後，期貨的平均價格誤差縮小，事後偏離比率降低，事前偏離比率亦降低，模擬套利所實現的利潤減少。事後偏離中下方偏離的比率亦於DIAMONDS上市後降低，代表期貨理論價格下方區間定價效率的提升。

陳怡伶(2004)探討台灣50ETF、台指現貨與台指期貨，研究其間為2003年6月30日到2003年12月31日，共131個交易日。並將三種市場分成兩兩一組來討論長期及短期的領先落後關係，利用誤差修正模型和Granger因果關係等方法加以探討，結果指出：「台指現貨與台指期貨」在長期間互有領先關係，在短期而言，台指期貨較具領先地位；「台指現貨與台灣50ETF」，不論長短期間台指現貨均領先台灣50ETF；「台指期貨與台灣50ETF」，在長期間並無顯著的領先落後關係，在短期關係而言，台指期貨較具領先地位。

徐清俊、陳龍志(2005)以共整合理論與誤差修正模型，來探討台灣50 指數、台灣50 指數期貨與ETF 間，是否存在長期穩定之均衡關係，進而探討價格發現的過程，實證結果顯示：三種變數間存在共整合關係，意味著已達長期穩定之均衡關係。在價格發現能力以台灣50 指數最佳，ETF 市場次之。台灣50 指數與ETF 間只存在單向因果關係。就衝擊反應函數觀察，台灣50 指數受新訊息影響所產生的衝擊大於ETF 與台灣50 指數期貨所導致的衝擊。而預測誤差變異數分解進一步發現，台灣50 指數對預測誤差變異數的解釋能力稍強，亦即台灣50 指數為價格變動的領先指標。

吳百浩(2006)利用台指期貨、台指現貨與小型台股期貨探討股價指數期貨的價格發現功能，研究期間為2005年10月3日至2006年2月27日之內5分鐘價格。研究方法採單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型與Granger因果關係檢定，研究主要實證結果如下：台股指數現貨、台股指數期貨、小型台股指數期貨兩兩間存在一組長期穩定均衡之共整合向量，在調整至長期均衡的速度以台股指數現貨最快，小型台股指數期貨次之，台股指數期貨較慢，台股指數現貨與台股指數期貨、小型台股指數期貨與台股現貨間具有雙向因果關係，台股指數期貨與小型台股指數期貨之價格發現功能較佳。

綜合上述文獻得知，過去學者已對指數型商品之現貨、期貨與衍生性商品市場，探討三方之價格發現功能與資訊傳遞效果，提供市場投資人之意見參考；其中，「價格發現」的程度與功能，亦為衡量市場效率的指標之一。故本文藉由寶來台灣金融指數基金(ETF)新商品的推出，採用上述學者分析的計量實證模型，以觀察三市場間傳遞資訊效率的變化；但本文與上述學者研究方法最大的不同點，係在於比較出金融指數基金(ETF)新商品發行前後，現貨與衍生性商品市場間資訊傳遞的影響，幫助對原來投資在金融現貨、期貨市場的投資人了解，資訊傳遞的來源和路徑是否改變。

參、研究資料與方法

一、樣本期間

本文主要研究目的是在討論金融指數股票型基金發行前後，金融指數商品市場間資訊傳遞之效果。因此，本文選取金融保險類股價指數、金融期貨及寶來台灣金融基金(MSCI Taiwan Financials Index)作為研究的資料樣本；研究取樣的現貨資料為臺灣證券交易所金融保險類股價指數每日收盤價與成交值。因為臺灣期貨市場上所交易的契約，在同一時間內總共有五種不同的到期日契約，分別為交易當月起連續二個月份，另外再加上三、六、九、十二月中三個連續的季月份，交易最熱絡通常為近月份(nearby contract)，因此期貨資料取自近月金融指數期貨之每日收盤指數與成交張數。金融指數基金則為當日寶來台灣金融基金收盤價與成交金額，上述資料均取自於臺灣經濟新報資料庫。研究期間為第二次期貨交易稅調降之施行期間，即2006年1月2日至2008年10月3日*止(*10月6日第三次調降期貨交易稅)，在此期間期貨交易稅率不變，總共六百八十二筆觀察值。再以金融ETF新商品發行當日2007年7月16日，分為前後兩期比較，前期為2006年1月2日至2007年7月13日，共三百七十七筆觀察值，後期為2007年7月16日至2008年10月3日，共三百零五筆觀察值。

二、資料特性

從圖1-圖9、表1可看出金融ETF發行後，適逢空頭市場，金融指數及金融期貨的平均報酬率由正轉負，標準差增加，市場波動加大，金融期貨與金融指數報酬率相關係數0.9515增強至0.9716。金融ETF與現貨指數兩者相關係數0.9529，由於金融指數基金投資策略係追蹤現貨指數，兩者相關性較強，大於金融ETF與金融期貨相關係數0.9386。雖然，金融ETF發行後報酬率波動加劇，但是金融期貨及金融指數的平均成交量值卻大幅增加，顯示投資人交易的金額與頻率反而增加。避險投資管道多了金融ETF新商品可以進行交易，使金融期貨及金融指數成交量值的相關係數略為降低。

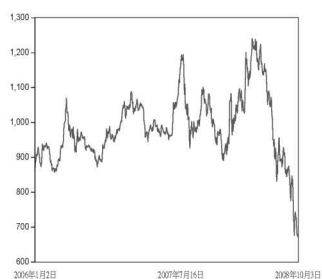


圖1 金融指數走勢圖

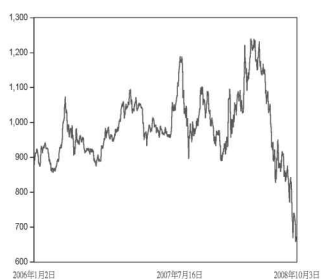


圖2 金融期貨走勢圖

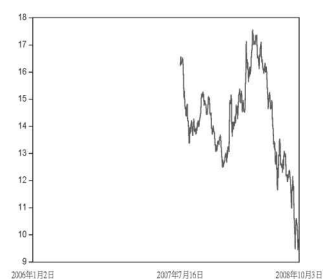


圖3 金融基金走勢圖

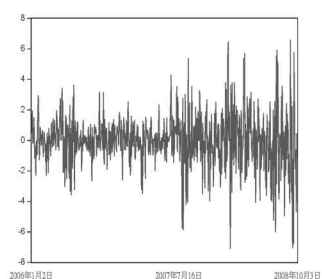


圖4 金融指數報酬率

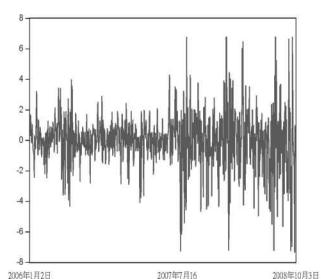


圖5 金融期貨報酬率

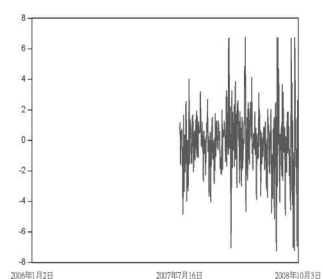


圖6 金融基金報酬率

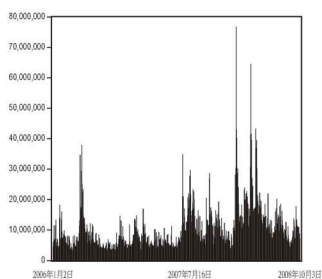


圖7 金融指數成交值

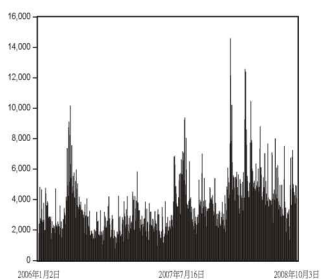


圖8 金融期貨成交量

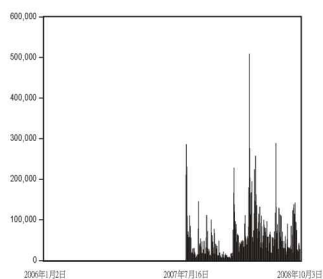


圖9 金融基金成交值

表1 金融ETF基金發行前後市場報酬率與成交值之敘述統計量

報酬率(%)									
	平均數	極大值	極小值	標準差	偏態係數	峰態係數	Jarque-Bera	機率值	樣本數
發行前 期貨	0.0728	4.2889	-4.3157	1.2540	-0.1876	4.7094	47.9860	0.0000	376
發行後 期貨	-0.1830	6.7815	-7.3111	2.5647	-0.1271	3.8171	9.2750	0.0097	304
發行前 現貨	0.0756	4.2855	-3.5706	1.1620	0.0606	4.3873	30.3822	0.0000	376
發行後 現貨	-0.1807	6.5757	-7.0851	2.3061	-0.0191	3.8220	8.5761	0.0137	304
發行後 ETF 基金	-0.1714	6.7618	-7.2301	2.2941	0.0133	4.7279	37.8256	0.0000	304
成交值(千元*)									
	平均數	極大值	極小值	標準差	偏態係數	峰態係數	Jarque-Bera	機率值	樣本數
發行前 期貨	2715.35	10162	759	1334.4289	1.9110	8.6343	728.1269	0.0000	377
發行後 期貨	4313.57	14569	1333	1953.4477	1.7753	7.7292	444.4414	0.0000	305
發行前 現貨	7550539.84	37921056	2467990	4710774.04	2.8691	14.5318	2606.1480	0.0000	377
發行後 現貨	13494198.65	76801530	3400132	8567238.49	3.0133	17.3747	3087.5060	0.0000	305
發行後 ETF 基金	56062.96	509172	1942	57193.7098	2.9905	17.8219	3246.4751	0.0000	305
*期貨單位為成交張數									
相關係數									
報酬率	期貨	現貨	基金	成交量值	期貨	現貨	基金		
發行前 期貨	1	0.9515		發行前 期貨	1	0.7694			
發行後 期貨	1	0.9716		發行後 期貨	1	0.7472	0.6049		
報酬率	成交量值	期貨	現貨	基金	成交量值	期貨	現貨	基金	
發行前 現貨	0.9515	1		發行前 現貨	0.7694	1			
發行後 現貨	0.9716	1	0.9529	發行後 現貨	0.7472	1	0.7127		
發行後 ETF 基金	0.9386	0.9529	1	ETF 基金	0.6049	0.7127	1		

三、研究方法

本文使用單根檢定、共整合檢定、Granger因果檢定、向量誤差修正模型(VECM)、衝擊反應分析和預測變異數分解等方法，分析金融基金(ETF)發行後對金融指數、金融期貨市場之資訊傳遞效率與影響。首先，單根檢定主要目的在於確定金融基金、現貨與期貨價格時間序列的定態性質。若前述變數為非定態之時間序列時，使用傳統之估計及檢定方法進行實證分析時會產生偏誤及假性迴歸現象，所謂假性迴歸為Granger and Newbold(1974)提出，即模型中有很高的判定係數(R^2)且 t 統計量相當顯著，但其結果卻不具任何經濟涵義，故進

行時間序列之各項統計分析前，首要工作即判斷資料結構是否為定態。

而共整合檢定之前，必須先利用單根檢定時間序列是否為定態，且每一數列具有相同整合階次，方可進行共整合檢定。根據Granger(1986)和Engle and Granger(1987)對於一個無確定項(no deterministic component)的時間序列 X_t ，經由 d 次差分之後可以達到定態且為可逆的自我迴歸移動平均過程(ARMA process)，則稱此時間序列為 d 階整合，定義為 $X_t \sim I(d)$ 。所謂共整合關係(cointegration)的意義，即將 $X_t \sim I(1)$ 序列作某一線性組合後，會變成 $X_t \sim I(0)$ 新序列。具有共整合關係的序列，則具有共同的隨機趨勢(common stochastic trend)。一個時間序列若不需經由任何差分過程即屬於定態序列，則其整合階次為0，以 $X_t \sim I(0)$ 表示，代表無任何單根存在。若一時間序列經過一次差分之後可以達到定態序列，則其整合階次為1，可用 $X_t \sim I(1)$ 表示。

其後由Johansen(1988)提出若變數間存在多個共整合關係下，可以最大概似法檢定共整合之階次，本研究以兩種檢定統計量：軌跡檢定(trace test)與最大特性根檢定(Max test)，檢定金融基金、現貨與期貨價格時間序列是否具有多個共整合關係。

主要以下列步驟來設立虛無假設：

步驟1： $H_0:r=0$ ， r 為共整合之階次。當無法拒絕 H_0 時，意謂無法拒絕沒有共整合關係。若拒絕 H_0 ，表示繼續檢定下一個步驟。

步驟2： $H_0:r=1$ ，當無法拒絕 H_0 ，代表有一個共整合關係。若拒絕 H_0 ，則須繼續檢定 $H_0:r=2$ 。直到無法拒絕下個虛無假設為止。

此外Granger (1969)指出，變數間若有共整合的現象，則必定存在因果關係。而且對X是否能影響(cause)Y的問題提出一種解決方法：看當期Y有多少部份可被過去的Y值解釋，然後看增加X的落後值是否能改善解釋能力。如果加入X的落後訊息有助於Y的預測能力(即X落後期的係數在統計上顯著)，則稱 X Granger 影響Y。代表加入某一變數是否能增加對另一變數的預測能力，即利用在不同的訊息集合下，嘗試增加另一變數，看其是否能降低預測誤差的觀念，

來進行因果關係的檢定，故本文藉由Granger因果關係檢定方法，來探討金融基金、現貨與期貨間之互動關係。

假設 X_t 和 Y_t 為兩個定態之數列，欲檢定此兩數列之因果關係，可建立以下迴歸模型：

$$\begin{aligned} X_t &= \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \\ Y_t &= \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t \end{aligned}$$

其中 ε_t 和 η_t 為兩個不相關的白噪音數列，落後期數 $j=1\dots m$ 。

而利用Granger因果關係探討因果關係，可建立下列虛無假設：

1. $H_0: b_j = 0$ ，拒絕 H_0 ，表示「 Y_t 為 X_t 之因」。
2. $H_0: c_j = 0$ ，拒絕 H_0 ，表示「 X_t 為 Y_t 之因」。
3. $H_0: b_j = 0$ 、 $H_0: c_j = 0$ ，皆拒絕 H_0 ，表示「存在回饋關係」。
4. $H_0: b_0 = c_0 = 0$ ，拒絕 H_0 ，表示「 X_t 與 Y_t 間具有同期影響」。

一般而言，金融基金、現貨與期貨價格的時間序列多具有單根性質，並非定態序列，所以取差分求出報酬率處理之後，才會達到定態序列。然而，當時間序列經過差分處理時，將喪失原始長期訊息的特性。所以本文運用Engle and Granger(1987)提出的向量誤差修正模型，先確認變數間存有共整合關係，再將共整合迴歸式中產生的誤差修正項加入向量自我迴歸模型，使差分流失的長期均衡訊息得以調整回來，進而使變數間能維持長期均衡關係，並從中觀察長期均衡關係與短期調整的動態過程。

假設二經濟變數的 VECM 模型如下：

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \alpha_1 + \alpha_x(X_{t-1} - bY_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{1x}(i)\Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{1y}(i)\Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{xt} \\ \Delta Y_t &= \alpha_2 + \alpha_y(X_{t-1} - bY_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{2x}(i)\Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{2y}(i)\Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{yt} \end{aligned}$$

其中， ΔX_t 、 ΔY_t 為經濟變數當期的一階差分項， α_1 、 α_2 為常數截距項， $(X_{t-1} - bY_{t-1})$ 為模型中的誤差修正項(Error Correction Term)，係以 Johansen 方法決定之， α_x 、 α_y 為誤差修正項的係數，可衡量前期偏離均衡的部份對本期解釋變數的影響，亦顯示外來衝擊發生時，兩變數朝長期均衡調整的強度，所以本文以誤差修正項係數的大小來分析金融基金（ETF）對金融指數、金融期貨市場之資訊傳遞效率。落後期數為 $i=1 \dots k-1$ ， $\alpha_{1x}(i)$ 、 $\alpha_{1y}(i)$ 、 $\alpha_{2x}(i)$ 、 $\alpha_{2y}(i)$ 為 ΔX_t 、 ΔY_t 落後 i 期的各項係數，若該值統計量顯著，則表示當期經濟數列的變動可由落後項的變化所解釋。 ε_{xt} 、 ε_{yt} 為白噪音。

最後，運用衝擊反應函數去了解在其他衝擊不變下，特定衝擊對於內生變數動態的影響，即當向量向量誤差修正模型中某一變數受到外生變數或殘差項影響時，其他變數所受到的衝擊程度。例如金融基金的變動衝擊，導致現貨與期貨的影響為何；變異數分解則是將預測誤差的變異數分解成不同衝擊所造成之大小比例；藉由預測誤差之變異分解，來分析變數之間的變動關係，並計算出某一個變數的預測誤差變異，有多少比例是由其它變數之預測誤差變異所貢獻。例如衡量現貨與期貨的波動，有多少比例可以被特定金融基金的變動衝擊所解釋。

肆、實證結果

一、單根與共整合檢定

（一）單根檢定

本文採用 Said 與 Dickey (1984) 提出的 ADF 單根檢定法，對金融指數、金融期貨與金融基金的原始收盤價進行單根檢定；從表2、表3檢定結果發現三者原始價格時間序列無法拒絕沒有單根的虛無假設，亦即所有變數皆具有單根存在。所以需取差分求出報酬率處理，才會達到定態序列。

表2 金融指數、金融期貨及金融基金收盤價之ADF單根檢定

期間	發行前	發行後	遞延期數
金融指數	-1.7476	-0.9876	0
金融期貨	-2.0285	-1.2168	0
金融基金		-1.0188	0

表3 金融指數、金融期貨及金融基金報酬率之單根檢定

期間	發行前	發行後	遞延期數
金融指數報酬率	-10.3739***	-9.8296 ***	2
金融期貨報酬率	-13.5607***	-12.9800***	1
金融基金報酬率		-17.4445***	0

註：報酬率為自然對數報酬率*100，***表示<1%的顯著水準。

(二) 共整合檢定

從表4檢定結果中，不論軌跡檢定與最大特性根檢定結果，在5%的顯著水準下，均顯著拒絕了0個共整向量的虛無假設，在金融基金發行前，金融指數與期貨存有1個共整合關係。而金融基金發行後，僅考慮二個市場或三市場之下，金融基金、現貨與期貨至少存有1個共整合關係。

表 4 金融指數、金融期貨與金融基金共整合關係檢定

金融指數、金融期貨（金融基金發行前 2006/1/2~2007/7/13）						
虛無假設	Trace	臨界值	機率值	Max-Eigen	臨界值	機率值
$H_0: r = 0$	20.6103***	15.4947	0.0077	20.0668**	14.2646	0.0054
$H_0: r = 1$	0.5435	3.8415	0.4610	0.5435	3.8415	0.4610
金融期貨與金融指數（金融基金發行後 2007/7/16~2008/10/3）						
虛無假設	Trace	臨界值	機率值	Max-Eigen	臨界值	機率值
$H_0: r = 0$	110.0752***	15.4947	0.0001	68.0297***	14.2646	0.0000
$H_0: r = 1$	42.0456***	3.8415	0.0000	42.0456***	3.8415	0.0000
金融期貨與金融基金（金融基金發行後 2007/7/16~2008/10/3）						
虛無假設	Trace	臨界值	機率值	Max-Eigen	臨界值	機率值
$H_0: r = 0$	125.7575***	15.4947	0.0001	72.9240***	14.2646	0.0000
$H_0: r = 1$	52.8335***	3.8415	0.0000	52.8335***	3.8415	0.0000
金融基金與金融指數（金融基金發行後 2007/7/16~2008/10/3）						
虛無假設	Trace	臨界值	機率值	Max-Eigen	臨界值	機率值
$H_0: r = 0$	115.1822***	15.4947	0.0001	58.9069***	14.2646	0.0000
$H_0: r = 1$	56.2752***	3.8415	0.0000	56.2752***	3.8415	0.0000
金融指數、金融期貨與金融基金（金融基金發行後 2007/7/16~2008/10/3）						
虛無假設	Trace	臨界值	機率值	Max-Eigen	臨界值	機率值
$H_0: r = 0$	42.2898***	24.2760	0.0001	29.7456***	17.7973	0.0005
$H_0: r \leq 1$	12.5442**	12.3209	0.0459	11.0789	11.2248	0.0530
$H_0: r \leq 2$	1.4653	4.1299	0.2649	1.4653	4.1299	0.2649

註：**表示 5%的顯著水準，***表示<1%的顯著水準。

三、最適落後期數

確定金融指數、金融期貨、金融基金報酬率為定態且具共整合關係後，我們可以使用 VECM 模型來分析，但是在進一步檢測 VECM 模型前，我們必須先決定模型的最適落後期數，本研究採用一般計量分析上較常使用的 AIC 準則決定最適落後期數。表 5 顯示金融基金發行前，金融指數與金融期貨最適落後期數為落後 3 期；表 6 顯示金融基金發行後，除了期貨與現貨之外，二市場兩兩比較時，採取落後六期為最適落後期數，在二市場兩兩比較 VECM 模型採取落後 6 期比較。

但因金融基金發行後，金融指數與金融期貨最適落後期數為落後 2 期，在三市場下亦為落後 2 期。為詳盡觀察金融基金發行前後的資訊傳遞反應效率，在三市場本研究 VECM 模型分別採取落後 2 期、3 期為最適落後期數比較。

表5 金融基金發行前金融指數與金融期貨最適落後期數

落後期數	AIC
0	3.8995
1	3.8204
2	3.8265
3	3.8141*
4	3.8166

*表示在此準則下最適落後期數

表6 金融基金發行後金融指數、金融期貨及金融基金最適落後期數

市場	金融期貨與金	金融期貨與金	金融基金與金	三市場
落後期數	AIC	AIC	AIC	AIC
0	6.192187	7.148576	6.527056	8.197929
1	6.148017	7.04679	6.475885	8.091228
2	6.140482*	6.995247	6.431461	8.038362*
3	6.155899	6.991331	6.423523	8.055751
4	6.163243	6.983581	6.406592	8.051689
5	6.159833	6.988893	6.391571	8.064987
6	6.146476	6.973196*	6.369814*	8.051953

*表示在各準則下最適落後期數

四、Granger 因果關係檢定

從表7因果關係檢定的結果顯示，金融基金發行前，顯著拒絕金融期貨不影響金融指數的虛無假設，即金融期貨會影響金融指數；金融基金發行後，顯著拒絕金融指數不影響金融期貨、金融基金不影響金融指數、金融基金不影響金融期貨的虛無假設，表示金融指數會影響金融期貨、金融基金會影響金融期貨，金融基金也會影響金融指數。其中若放寬顯著水準至6%時，拒絕了金融期貨不影響金融指數的虛無假設，金融期貨會影響金融指數，期貨與現貨間存有雙向關係。所以，金融基金的發行，由金融期貨會影響金融指數的單向關係增強為雙向回饋關係，顯著改變了市場資訊傳遞的情況，也改變了原來的金融期貨與金融指數的關係。

表7 金融指數、金融期貨與金融基金間的因果關係檢定

期間	發行前		發行後	
虛無假設	F 值	機率值	F 值	機率值
金融期貨不影響金融指數	4.5462**	0.0038	3.01778	0.0504
金融指數不影響金融期貨	1.1678	0.3219	3.43693**	0.0334
金融基金不影響金融指數			4.46963**	0.0122
金融指數不影響金融基金			0.22269	0.8005
金融基金不影響金融期貨			6.87213**	0.0012
金融期貨不影響金融基金			2.09328	0.1251

註：**表示 5%的顯著水準。

五、VECM 模型

由單根與共整合檢定的結果可知，現貨、期貨、ETF 報酬率三變數均為定態且具共整合關係，並且決定了金融基金發行前後模型比較的最適落後期數之後，以下將共整合迴歸式中產生的誤差修正項，加入向量自我迴歸模型進行分析。

VECM 模型設定如下：

(一) 金融基金發行前，金融指數日報酬率(FI)與金融期貨日報酬率(FF) 的模型

$$FI_t = \alpha_1 + \alpha_{FI} E_{FI,t-1} + \sum_{j=1}^m a_j FI_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j FF_{t-j} + \varepsilon_{FI,t}$$

$$FF_t = \alpha_2 + \alpha_{FF} E_{FF,t-1} + \sum_{j=1}^m c_j FI_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j FF_{t-j} + \varepsilon_{FF,t}$$

其中 $E_{FI,t-1}$ 、 $E_{FF,t-1}$ 為模型中的誤差修正項，誤差修正項的係數 α_{FI} 、 α_{FF} ，可衡量金融指數、金融期貨市場之資訊傳遞效率。落後期數為 $j=1\dots m$ ， a_j 、 b_j 、 c_j 、 d_j 為落後 j 期的各項係數，若該值統計量顯著，則表示當期報酬率的變動可由落後項的變化所解釋。 $\varepsilon_{FI,t}$ 、 $\varepsilon_{FF,t}$ 為白噪音。

(二) 金融基金 (FE) 發行後的模型

二市場下，金融指數日報酬率(FI)與金融基金日報酬率(FE) 的模型

$$FI_t = \alpha_1 + \alpha_{FI} E_{FI,t-1} + \sum_{j=1}^m a_j FI_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j FE_{t-j} + \varepsilon_{FI,t}$$

$$FE_t = \alpha_2 + \alpha_{FE} E_{FE,t-1} + \sum_{j=1}^m c_j FI_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j FE_{t-j} + \varepsilon_{FE,t}$$

其中 $E_{FI,t-1}$ 、 $E_{FE,t-1}$ 為模型中的誤差修正項，誤差修正項的係數 α_{FI} 、 α_{FE} ，可衡量金融指數、金融基金市場之資訊傳遞效率。落後期數為 $j=1\dots m$ ， a_j 、 b_j 、 c_j 、 d_j 為落後 j 期的各項係數，若統計量顯著，則表示當期報酬率的變動可由落後項的變化所解釋。 $\varepsilon_{FI,t}$ 、 $\varepsilon_{FE,t}$ 為白噪音。

二市場下，金融期貨日報酬率(FF)與金融基金日報酬率(FE) 的模型

$$FF_t = \alpha_1 + \alpha_{FF} E_{FF,t-1} + \sum_{j=1}^m a_j FF_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j FE_{t-j} + \varepsilon_{FF,t}$$

$$FE_t = \alpha_2 + \alpha_{FE} E_{FE,t-1} + \sum_{j=1}^m c_j FF_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j FE_{t-j} + \varepsilon_{FE,t}$$

$E_{FF,t-1}$ 、 $E_{FE,t-1}$ 為模型中的誤差修正項，誤差修正項的係數 α_{FF} 、 α_{FE} ，可衡量金融期貨、金融基金市場之資訊傳遞效率。落後期數為 $j=1\dots m$ ， a_j 、 b_j 、 c_j 、 d_j 為落後 j 期的各項係數，若統計量顯著，則表示當期報酬率的變動可由落後項的變化所解釋。 $\varepsilon_{FF,t}$ 、 $\varepsilon_{FE,t}$ 為白噪音。

三市場下，金融期貨(FI)、金融指數(FI)與金融基金(FE) 的模型

$$\begin{aligned}
 FI_t &= \alpha_1 + \alpha_{FI} E_{FI,t-1} + \sum_{j=1}^m a_j FI_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j FF_{t-j} + \sum_{j=1}^m c_j FE_{t-j} + \varepsilon_{FI,t} \\
 FF_t &= \alpha_2 + \alpha_{FF} E_{FF,t-1} + \sum_{j=1}^m d_j FI_{t-j} + \sum_{j=1}^m e_j FF_{t-j} + \sum_{j=1}^m f_j FE_{t-j} + \varepsilon_{FF,t} \\
 FE_t &= \alpha_3 + \alpha_{FE} E_{FE,t-1} + \sum_{j=1}^m g_j FI_{t-j} + \sum_{j=1}^m h_j FF_{t-j} + \sum_{j=1}^m i_j FE_{t-j} + \varepsilon_{FE,t}
 \end{aligned}$$

誤差修正項為 $E_{FI,t-1}$ 、 $E_{FF,t-1}$ 、 $E_{FE,t-1}$ ，係數 α_{FI} 、 α_{FF} 、 α_{FE} 可衡量金融指數、金融期貨、金融基金市場之資訊傳遞效率。落後期數為 $j=1\dots m$ ， a_j 、 b_j 、 c_j 為落後 j 期的各項係數，若該值統計量顯著，則表示當期現貨報酬率的變動可由落後 j 期之現貨、期貨、ETF 報酬率的變化所解釋。 d_j 、 e_j 、 f_j 統計量顯著，即當期期貨報酬率的變動可由落後 j 期之現貨、期貨、ETF 報酬率的變化所解釋。而 g_j 、 h_j 、 i_j 顯著，則表示當期 ETF 報酬率的變動可由落後 j 期現貨、期貨與自己報酬率的變化解釋。 $\varepsilon_{FE,t}$ 為白噪音。

實證結果彙總如下：

若以二市場兩兩比較之下，由表 8-1 至 8-4 可以得知現貨與期貨市場的關係出現變化，金融基金發行前，在 VECM (3) 模型下，金融期貨 FF_t 受到自身前三期(t-3 期)的影響顯著，金融指數 FI_t 受到自身前一期(t-1 期)至前三期(t-3 期)的影響顯著；而受到另一變數的影響方面，兩種模型則是各有不同，首先以金融期貨 FF_t 模型來看，金融指數僅前三期(t-3 期)報酬率對當期期貨的影響顯著，顯示指數領先期貨，而從金融指數 FI_t 模型分析，則受到金融期貨前一期至前三期的影響，顯示期貨亦領先指數，兩者互有領先下，以期貨資訊傳遞效率較佳。VECM (2) 模型下，金融期貨 FF_t 、金融指數 FI_t 受到自身影響不顯著；而受到另一變數的影響方面，首先以金融期貨 FF_t 模型來看，金融指數前期報酬率對當

期期貨的影響不顯著，而從金融指數 FI_t 模型分析，則受到金融期貨前一期($t-1$ 期)的影響顯著，顯示期貨亦領先指數，金融期貨仍具有價格發現之功能；換言之，期貨主導市場力量較強。

但是在金融基金發行之後，由表 8-1 得知，不論在 VECM(3) 或 VECM(2) 模型下，金融期貨受到自身前一期($t-1$ 期)、前二期($t-2$ 期)的影響顯著，金融指數 FI_t 受到自身前二期($t-2$ 期)的影響顯著；而在其它變數的影響方面，金融期貨 FF_t 模型分析，受到金融指數前一期至前二期的顯著影響；而在金融指數 FI_t 模型來看，受到金融期貨前二期的顯著影響，綜合上述分析，我們發現金融基金發行之後，金融指數影響金融期貨市場的力量較為增強。

此外，從表 8-2 的 VECM(6) 模型實證結果，觀察誤差修正項係數絕對值大小的順序，在 VECM(6) 模型下為 $0.1191 > 0.1062$ ，即現貨 $>$ 期貨； $0.0256 > 0.0062$ ，即期貨 $>$ ETF； $0.0548 > 0.0251$ ，即現貨 $>$ ETF，顯示金融基金發行後，金融指數的資訊傳遞速度最高。在二市場兩兩比較影響力方面，現貨、期貨市場下，金融指數影響力較強；期貨、ETF 市場下，金融 ETF 影響力較強；即現貨、ETF 市場下，金融指數的影響力較強，綜合上述分析，我們發現金融基金發行之後，金融指數影響市場的力量較為增強。

表 8-1 發行金融 ETF 前後誤差修正模型（二市場比較）的實證結果

發行金融 ETF 後		共整合公式之誤差修正項： $E_{FI,t} = FI_t - 0.8736 FF_t + 0.0208$		
期間		發行後 VECM (2)		發行後 VECM (3)
被解釋變數 (t)期		金融期貨	金融指數	
解釋變數				金融指數
常數		-0.1969* [-1.3351]	-0.1941* [-1.4712]	-0.2039* [-1.3697]
誤差項		-0.0613** [-1.7743]	-0.0858*** [-2.7744]	-0.0667*** [-1.8106]
金融期貨 (t-1)期		-0.5894** [-1.9946]	-0.2515 [-0.9512]	-0.6342** [-2.0173]
金融期貨 (t-2)期		-0.8183*** [-3.0424]	-0.6609*** [-2.7460]	-0.8549*** [-2.7464]
金融期貨 (t-3)期				0.0096 [0.0339]
金融指數 (t-1)期		0.5749** [1.7951]	0.2266 [0.7908]	0.6229** [1.8469]
金融指數 (t-2)期		0.8447*** [2.9009]	0.6887*** [2.6431]	0.8807*** [2.6265]
金融指數 (t-3)期				-0.0626 [-0.2055]

註：[]為t值，*表示90%信賴水準下顯著，**表示95%信賴水準下顯著，

表8-2 發行金融ETF前後誤差修正模型（二市場比較）的實證結果

發行金融ETF後		共整合公式之誤差修正項： $E_{i,j,t} = F_{i,j,t} - 0.8736 FF_{i,j,t} - 0.0208$								
被解釋變數 (1)期 解釋變數	金融期貨	金融指數	被解釋變數 (1)期 解釋變數		金融期貨	金融基金	被解釋變數 (1)期 解釋變數		金融基金	金融指數
			常數	誤差項			常數	誤差項		
常數	-0.2922** [-1.9708]	-0.2749** [-2.0597]	常數		-0.2794** [-1.8869]	-0.2430** [-1.8018]	常數		-0.2349** [-1.74384]	-0.2553** [-1.9070]
誤差項	-0.1062*** [-2.69679]	-0.1191*** [-3.35971]	誤差項		-0.0256 [-0.7808]	-0.0062 [-0.2078]	誤差項		-0.0251 [-0.80485]	-0.0549** [-1.7690]
金融期貨 (1-1)期	-1.0618*** [-3.1645]	-0.5939** [-1.9665]	金融期貨 (1-1)期		-0.5131*** [-2.7656]	-0.0075 [-0.0445]	金融基金 (1-1)期		-0.2851 [-1.16545]	0.2006 [0.8252]
金融期貨 (1-2)期	-1.3512*** [-3.9463]	-1.0258*** [-3.3287]	金融期貨 (1-2)期		-0.5249*** [-2.5288]	-0.1382 [-0.7312]	金融基金 (1-2)期		-0.3998* [-1.51446]	0.0409 [0.1561]
金融期貨 (1-3)期	-0.5026* [-1.4812]	-0.2932 [-0.9600]	金融期貨 (1-3)期		0.0660 [0.2990]	0.3076* [1.5303]	金融基金 (1-3)期		-0.6484** [-2.32817]	-0.3207 [-1.1587]
金融期貨 (1-4)期	-0.4694* [-1.3929]	-0.3469 [-1.1438]	金融期貨 (1-4)期		-0.1315 [-0.6026]	0.1005 [0.5056]	金融基金 (1-4)期		-0.4033* [-1.45958]	-0.1066 [-0.3880]
金融期貨 (1-5)期	-0.4351* [-1.3285]	-0.3573 [-1.2121]	金融期貨 (1-5)期		-0.0673 [-0.3193]	0.0349 [0.1816]	金融基金 (1-5)期		-0.4553** [-1.6967]	-0.2692 [-1.0096]
金融期貨 (1-6)期	-0.3064 [-1.0739]	-0.2290 [-0.8916]	金融期貨 (1-6)期		0.1649 [0.8730]	0.1980 [1.1507]	金融基金 (1-6)期		-0.6870 [-2.8912]	-0.6246 [-2.6448]
金融指數 (1-1)期	1.0381*** [2.9006]	0.5612 [1.7420]	金融基金 (1-1)期		0.4917*** [2.4159]	-0.0146 [-0.0788]	金融指數 (1-1)期		0.2492 [1.0442]	-0.2496 [-1.0523]
金融指數 (1-2)期	1.3901*** [3.8131]	1.0591*** [3.2276]	金融基金 (1-2)期		0.5390*** [2.3930]	0.1594 [0.7770]	金融指數 (1-2)期		0.4162* [1.5899]	-0.0373 [-0.1434]
金融指數 (1-3)期	0.4630* [1.2816]	0.2573 [0.7913]	金融基金 (1-3)期		-0.1193 [-0.5016]	-0.3865** [-1.7848]	金融指數 (1-3)期		0.5951** [2.1454]	0.2978 [1.0805]
金融指數 (1-4)期	0.3936 [1.0947]	0.3028 [0.9358]	金融基金 (1-4)期		0.1207 [0.5123]	-0.1285 [-0.5989]	金融指數 (1-4)期		0.3660* [1.3379]	0.1036 [0.3812]
金融指數 (1-5)期	0.2632 [0.7486]	0.2143 [0.6772]	金融基金 (1-5)期		-0.0672 [-0.2903]	-0.1615 [-0.7657]	金融指數 (1-5)期		0.3039 [1.1598]	0.1440 [0.5530]
金融指數 (1-6)期	0.1232 [0.4009]	0.0763 [0.2758]	金融基金 (1-6)期		-0.3816** [-1.8251]	-0.3764** [-1.9765]	金融指數 (1-6)期		0.5057** [2.1962]	0.4486** [1.9607]

而三市場同時觀察之下，分為兩點說明：

(一)金融基金發行後，扮演了金融指數與金融期貨間傳導資訊的角色。

由表 8-3 可以得知，金融基金發行前，在 VECM (3) 模型下，金融期貨與金融指數兩者互有領先下，以期貨資訊傳遞效率較佳。在金融基金發行之後，金融期貨受到自身前一期(t-1 期)、前二期(t-2 期)的影響顯著，金融基金受到自身前三期(t-3 期)的影響顯著；而在其它變數的影響方面，三種模型則是各有不同，首先以金融期貨 FF_t 模型分析，受到金融基金前一期至前二期的顯著影響；而在金融指數 FI_t 模型來看，除受到金融期貨前二期的顯著影響，尚受到金融基金前一期至前二期的顯著影響；最後為金融基金 FE_t 模型分析，受到金融期貨前二期與金融指數前二期的顯著影響。綜合上述分析，我們發現金融基金發行之後，金融基金扮演了金融指數與金融期貨間傳導資訊的角色，金融基金、金融期貨與現貨皆具有價格發現能力。

再由表 8-4 可以得知，金融基金發行前，在 VECM (2) 模型下，顯示期貨亦領先指數，金融期貨仍具有價格發現之功能。在金融基金發行之後，金融期貨受到自身前一期(t-1 期)、前二期(t-2 期)的影響顯著；而在其它變數的影響方面，三種模型則是各有不同，首先以金融期貨 FF_t 模型分析，受到金融基金前一期(t-1 期)至前二期(t-2 期)的顯著影響；而在金融指數 FI_t 模型來看，除受到金融期貨前二期(t-2 期)的顯著影響，尚受到金融基金前一期至前二期的顯著影響；最後為金融基金 FE_t 模型分析，受到金融期貨前二期(t-2 期)與金融指數前二期(t-2 期)的顯著影響。綜合上述分析，我們發現在 VECM (2) 模型下，金融基金發行之後，金融基金仍舊扮演了金融指數與金融期貨間傳導資訊的角色。

最後，在 VECM 模型之係數聯合檢定上，我們觀察到金融基金發行前，在 VECM (3) 模型下，所有金融期貨前期報酬率皆顯著地影響當期金融指數，總體而言，期貨是具有觀察現貨的價格發現能力，對投資人而言，金融基金發行前，期貨可做為參考之領先指標。而當金融基金發行後，不論在 VECM (3)、VECM (2) 模型下，金融指數與金融基金前期報酬率卻顯著地影響當期期貨，亦即現貨與 ETF 具有觀察期貨的價格發現能力；金融期貨與金融基金前期報酬率卻顯著地影響當期金融指數，亦即期貨與 ETF 具有觀察現貨的價格發現能

力。綜合上述，ETF 商品在期貨、現貨市場上，仍舊扮演了價格發現的主要角色，對投資人而言，金融基金發行後，金融基金則成為參考之領先指標。這表示市場傳遞資訊管道多元化後，傳遞資訊的方向亦有所變化。

(二)金融基金發行後，傳導資訊速度加快。

不論在 VECM (3) 模型或 VECM (2) 模型上，金融基金發行後，金融期貨與金融指數誤差修正項係數皆為負，因此顯示外來衝擊發生時，朝長期均衡調整的強度有收斂的效果；在 VECM (3) 模型之調整速度上，金融基金發行前，金融指數誤差修正項的係數 0.3838 顯著為正，金融基金發行後，金融指數誤差修正項係數 -0.0625 顯著為負，而在 VECM (2) 模型，金融指數誤差修正項的係數為 -0.0048，金融基金發行後，金融指數誤差修正項係數 -0.0611 顯著為負，金融指數誤差修正項係數絕對值 0.0611 亦顯著大於金融基金發行前的係數 0.0048，顯示金融基金的新發行增加了現貨市場資訊傳遞的速度，有助於市場在短時間內快速的恢復均衡。雖然，金融基金發行前，在 VECM (2) 模型，金融期貨與金融指數誤差修正項的係數皆不顯著，這是受到金融基金發行前的樣本期，最適落後期數應為落後三期的影響。

此外，金融基金發行後，觀察誤差修正項係數絕對值大小的順序，在 VECM (3) 模型下為 $0.0625 > 0.0368 > 0.0222$ ，即現貨 > 期貨 > ETF；而在 VECM (2) 模型為 $0.0611 > 0.0317 > 0.0168$ ，現貨 > 期貨 > ETF，顯示金融基金發行後，金融指數的資訊傳遞速度最高，有助於金融指數市場效率性的提升。

表 8-3 發行金融 ETF 前後誤差修正模型（三市場比較 VECM（3））的實證結果

期間	發行前		發行後		
誤差修正項	$E_{FI,t} = FI_t - 0.9844 FF_t - 15.7173$		$E_{FI,t} = FI_t - 0.5874 FF_t - 29.3057 FE_t - 3.2536$		
被解釋變數(t)期 解釋變數	金融期貨	金融指數	金融期貨	金融指數	金融基金
常數	0.2159 [0.9809]	0.5269*** [2.6117]	-0.2036* [-1.3752]	-0.1994* [-1.5056]	-0.17848* [-1.3306]
誤差項	0.2483 [1.1309]	0.3838** [1.9068]	-0.0368 [-0.9285]	-0.0625** [-1.7593]	-0.0222 [-0.6175]
金融期貨(t-1)期	0.2159 [0.9809]	0.5269*** [2.6117]	-0.6019** [-1.9133]	-0.2323 [-0.8253]	-0.1406 [-0.4935]
金融期貨(t-2)期	0.2483 [1.1309]	0.3838** [1.9068]	-0.8478*** [-2.7078]	-0.6478*** [-2.3120]	-0.5708** [-2.0125]
金融期貨(t-3)期	0.5091*** [2.6425]	0.5503*** [3.1165]	0.0918 [0.3239]	0.1700 [0.6705]	0.1960 [0.7637]
金融指數(t-1)期	-0.2029 [-0.8691]	-0.4895** [-2.2878]	0.1749 [0.4091]	-0.1195 [-0.3123]	0.1825 [0.4710]
金融指數(t-2)期	-0.2671 [-1.1603]	-0.4122** [-1.9533]	0.5068 [1.2280]	0.3377 [0.9145]	0.5746* [1.5368]
金融指數(t-3)期	-0.4476** [-2.2271]	-0.4889*** [-2.6540]	-0.0076 [-0.0203]	-0.0607 [-0.1805]	0.0318 [0.0934]
金融基金(t-1)期			0.4421** [1.7420]	0.3521* [1.5505]	-0.0282 [-0.1226]
金融基金(t-2)期			0.4006* [1.5354]	0.3659* [1.5676]	0.0607 [0.2569]
金融基金(t-3)期			-0.1466 [-0.5771]	-0.1643 [-0.7226]	-0.3142* [-1.3649]
H ₀ : 被解釋變數以外的係數皆=0	5.0481 (0.1683)	12.9191*** ^a (0.0048)	15.6933*** ^b (0.0155)	14.4262** (0.0252)	9.0334 (0.1717)

註：[]為t值，*表示90%信賴水準下顯著，**表示95%信賴水準下顯著，***表示99%信賴水準下顯著。

() 為 χ^2 之機率值，**表示95%信賴水準下顯著，***表示99%信賴水準下顯著。

^a: 12.9191 之 χ^2 值，H₀: 落後 j 期的各項金融期貨係數 $b_j = 0$

$$FI_t = \alpha_1 + \alpha_{FI} E_{FI,t-1} + \sum_{j=1}^m a_j FI_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j FF_{t-j} + \varepsilon_{FI,t}$$

^b: 15.6933 之 χ^2 值，H₀: 落後 j 期的各項金融指數、基金係數 $d_j = f_j = 0$

$$FF_t = \alpha_2 + \alpha_{FF} E_{FF,t-1} + \sum_{j=1}^m d_j FI_{t-j} + \sum_{j=1}^m e_j FF_{t-j} + \sum_{j=1}^m f_j FE_{t-j} + \varepsilon_{FF,t}$$

表 8-4 發行金融 ETF 前後誤差修正模型（三市場比較 VECM（2））的實證結果

期間	發行前		發行後		
誤差修正項	$E_{FI,t} = FI_t - 0.9844 FF_t - 15.7173$		$E_{FI,t} = FI_t - 0.5874 FF_t - 29.3057 FE_t - 3.2536$		
被解釋變數(t)期 解釋變數	金融期貨	金融指數	金融期貨	金融指數	金融基金
常數	0.0657 [1.0051]	0.0682 [1.1323]	-0.1974* [-1.3473]	-0.1946* [-1.4841]	-0.1726* [-1.2956]
誤差項	0.0181 [1.0630]	-0.0048 [-0.3053]	-0.0317 [-0.8609]	-0.0611** [-1.8561]	-0.0168 [-0.5038]
金融期貨 (t-1)期	0.0204 [0.0963]	0.3152* [1.6180]	-0.5658** [-1.9255]	-0.2290 [-0.8705]	-0.1064 [-0.3982]
金融期貨 (t-2)期	-0.0640 [-0.3320]	0.0481 [0.2709]	-0.8409*** [-3.1168]	-0.6885*** [-2.8507]	-0.5949*** [-2.4242]
金融指數 (t-1)期	-0.0001 [-0.0005]	-0.2699 [-1.3033]	0.0904 [0.2306]	-0.1697 [-0.4834]	0.0524 [0.1468]
金融指數 (t-2)期	0.0707 [0.3519]	-0.0490 [-0.2647]	0.4376 [1.2685]	0.3159 [1.0230]	0.4650* [1.4819]
金融基金 (t-1)期			0.4818** [2.0025]	0.3889** [1.8052]	0.0510 [0.2330]
金融基金 (t-2)期			0.4648** [2.0096]	0.4329*** [2.0907]	0.1980 [0.9411]
H0：被解釋變數以外的係數皆=0	2.9116 (0.2332)	0.1490 ^a (0.9282)	14.9474** ^b (0.0048)	13.3233*** (0.0098)	6.7084 (0.1521)

註：[]為t值，*表示90%信賴水準下顯著，**表示95%信賴水準下顯著，***表示99%信賴水準下顯著。

() 為 χ^2 之機率值，**表示95%信賴水準下顯著，***表示99%信賴水準下顯著。

^a：0.1490 之 χ^2 值，H₀：落後 j 期的各項金融期貨係數 $b_j=0$

$$FI_t = \alpha_1 + \alpha_{FI} E_{FI,t-1} + \sum_{j=1}^m a_j FI_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j FF_{t-j} + \varepsilon_{FI,t}$$

^b：14.9474 之 χ^2 值，H₀：落後 j 期的各項金融指數、基金係數 $d_j=f_j=0$

$$FF_t = \alpha_2 + \alpha_{FF} E_{FF,t-1} + \sum_{j=1}^m d_j FI_{t-j} + \sum_{j=1}^m e_j FF_{t-j} + \sum_{j=1}^m f_j FE_{t-j} + \varepsilon_{FF,t}$$

六、在衝擊反應函數分析

進行衝擊反應函數分析，可以觀察模型內某一內生變數發生一個標準差大小的自發性變動時，對模型內所有變數當期與未來數期的影響過程，故本文也利用衝擊反應函數分析，以瞭解指數、期貨、基金衝擊的變化效果及衝擊的持續性。

在不影響實證結論之下，本文僅列出同時考慮三市場時之衝擊反應函數分析；圖 10 發行 ETF 前之衝擊反應函數中，顯示不論期貨或現貨市場，期貨之衝擊反應最大，並且在第一期有一正向的影響，第四期快速降至零，第五期有一負向的影響，而隨後幾期逐漸收斂至零。而圖 11 發行 ETF 後之衝擊反應函數中，顯示不論期貨、現貨或 ETF 市場，在第一期下，期貨之反應影響也最大，並且在第二期有一負向的影響，收斂的速度較現貨與基金來的迅速。其次之衝擊反應為現貨，在第一、二期有一正向的影響，第三期快速降至零，第四期有一負向的影響，而隨後幾期逐漸收斂至零。最後為基金之衝擊反應，不論期貨或現貨市場，第一期有一正向的影響，第三期快速降至零，第四期為負向的影響。而基金之衝擊反應，在自身的市場上，第二期即達到負向的影響，收斂的速度較為迅速，但在第五期出現正向的影響。故而金融基金發行後，市場衝擊發生的次期，主要受到金融指數正向的影響，其次受到金融基金正向的影響，期貨反應的收斂速度較現貨與基金來的迅速，顯示期貨市場效率的增進，投資人套利的時間因而縮短。

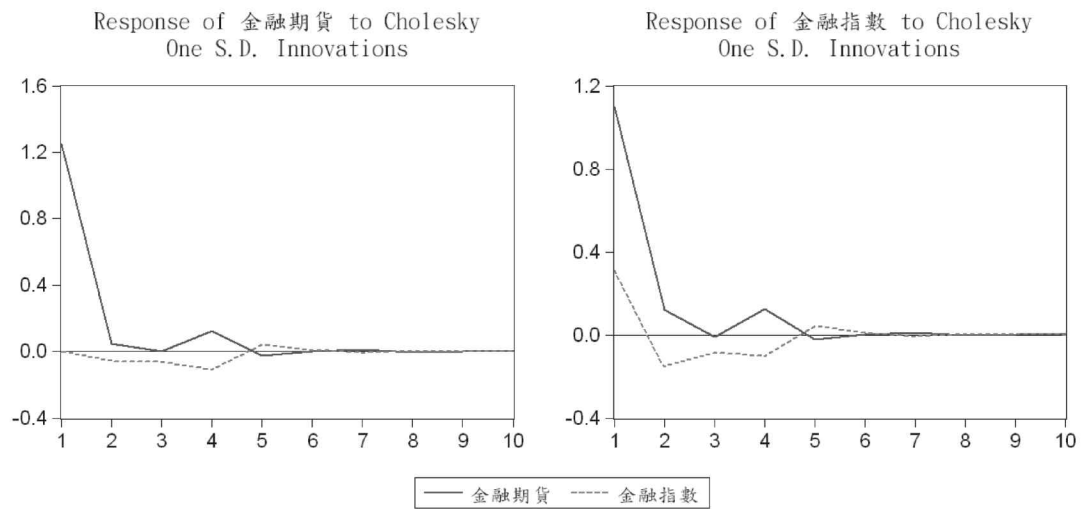


圖 10 發行金融 ETF 前之衝擊反應函數

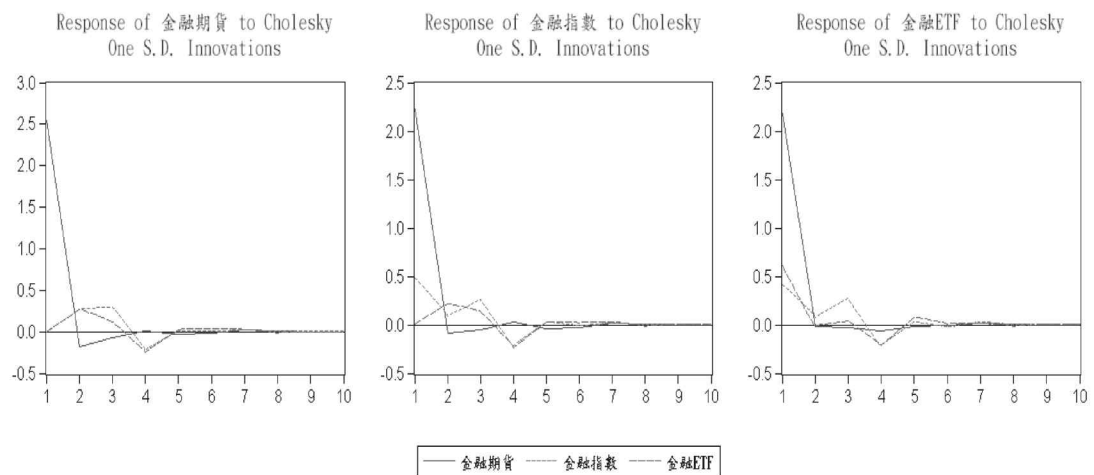


圖 11 發行金融 ETF 後之衝擊反應函數

七、金融期貨為首模型之預測誤差變異數分解

預測誤差之變異拆解可將誤差修正模型中各期預測誤差變異數做分解，以瞭解可被其它變數解釋的程度，藉由變異數的來源，可以更進一步知道個別變數對整個系統的影響程度。為了突顯期貨市場的變化，本文採用以金融期貨為首模型來預測；同時考慮三市場時，由表 9 中得知，發行 ETF 前，金融期貨第 10 期的預測誤差變異數有 98.61% 來自本身的解釋，即期貨的波動，主要由自身的變動衝擊所解釋。在金融指數方面，則是有 89.87% 來自金融期貨，即現貨的波動，亦由期貨的變動衝擊所解釋。所以發行 ETF 前，現貨與期貨市場的波動皆可由期貨的變動衝擊所解釋。

表 9 發行 ETF 前之金融指數、期貨、基金變異數拆解表

模型首位:金融期貨						
變異 來源	金融期貨			金融指數		
	變異數拆解			變異數拆解		
期數	金融期貨	金融指數	金融基金	金融期貨	金融現貨	金融基金
1	100	0		92.6469	7.3531	
2	99.7467	0.2533		91.1362	8.8638	
3	99.4726	0.5274		90.6308	9.3692	
4	98.7167	1.2833		90.0031	9.9969	
5	98.6168	1.3832		89.8836	10.1164	
6	98.6147	1.3854		89.8802	10.1198	
7	98.6074	1.3926		89.8713	10.1288	
8	98.6074	1.3926		89.8713	10.1287	
9	98.6074	1.3926		89.8712	10.1288	
10	98.6074	1.3926		89.8712	10.1288	

由表 10 中得知，發行 ETF 後，金融期貨第 10 期的預測誤差變異數有 94.82% 來自本身的解釋，即期貨的波動，主要由自身的變動衝擊所解釋。在金融指數方面，則是 91.20% 來自金融期貨，即現貨的波動，亦由期貨的變動衝擊所解釋。在金融基金方面，則是 86.87% 來自金融期貨，即基金的波動，亦由期貨的變動衝擊所解釋。雖然在發行 ETF 後，現貨、期貨與基金的波動，同樣可由期貨的變動衝擊所解釋，但在金融期貨市場上，期貨波動由期貨變動衝擊的解釋比例被金融基金的變動衝擊所稀釋，投資人無法忽略 ETF 市場的變動衝擊影響。

表 10 發行 ETF 後之金融指數、期貨、基金變異數拆解表

變異 來源	金融期貨			金融指數			金融基金		
	變異數拆解			變異數拆解			變異數拆解		
期數	金融 期貨	金融 指數	金融 基金	金融 期貨	金融 指數	金融 基金	金融 期貨	金融 指數	金融 基金
1	100	0	0	95.5174	4.4826	0	89.8900	3.1488	6.9612
2	97.8555	1.0574	1.0871	94.5532	4.5728	0.8740	89.7867	3.2549	6.9584
3	96.3943	2.3510	1.2547	92.9955	5.8359	1.1685	88.4773	4.6395	6.8832
4	94.8638	3.0404	2.0959	91.2617	6.5701	2.1681	87.0184	5.3699	7.6117
5	94.8565	3.0416	2.1020	91.2345	6.5828	2.1827	86.9173	5.3793	7.7034
6	94.8444	3.0417	2.1139	91.2252	6.5840	2.1908	86.9065	5.3908	7.7027
7	94.8292	3.0474	2.1234	91.2106	6.5883	2.2010	86.8872	5.4036	7.7092
8	94.8202	3.0488	2.1310	91.2009	6.5896	2.2095	86.8775	5.4052	7.7173
9	94.8198	3.0492	2.1310	91.2002	6.5903	2.2096	86.8765	5.4058	7.7177
10	94.8197	3.0493	2.1310	91.2001	6.5904	2.2096	86.8761	5.4062	7.7177

伍、結論

由於寶來台灣金融指數基金(ETF)為國內第一個發行的金融指數基金商品，因此本文分析此新金融商品推出後，對金融類股指數、期貨及指數型股票基金三方市場互動的關係，並與傳統學者文獻主要差異之處，在於比較金融基金發行前後市場傳遞資訊的方向，藉此提供大眾投資時的參考依據。

歸納本文實證分析的主要貢獻，在於提供投資人建構完整投資策略的參考方針，對金融保險類股價指數、金融指數期貨與寶來台灣金融基金間之領先落後關係，得到以下結論：(1)根據 Granger 因果關係檢定結果顯示，金融基金發行前，金融期貨影響金融指數；發行後，金融基金影響金融期貨，金融基金影響金融指數，金融基金成為市場走勢之領先指標。(2)VECM 模型實證亦顯示，金融基金發行後，現貨與 ETF 具有觀察期貨的價格發現能力、期貨與 ETF 具有觀察現貨的價格發現能力。綜合上述，ETF 商品在期貨、現貨市場上，仍舊扮演了價格發現的主要角色；對投資人而言，金融基金發行後，金融基金則成為參考之領先指標。這表示市場傳遞資訊管道多元化後，傳遞資訊的方向有所變化。

對原來在金融類股、金融期貨市場上投資人的衝擊影響，則得到以下結論：(1)VECM模型實證顯示金融基金發行後，金融指數誤差修正項的係數顯著為負，現貨修正速度最快，其次為期貨、ETF市場，顯示金融基金發行後，金融指數的資訊傳遞速度最高，有助於金融指數市場效率性的提升。(2)在衝擊反應函數分析方面，金融基金發行後，期貨反應的收斂速度較現貨與基金來的迅速，顯示期貨市場效率的增進，投資人套利的時間因而縮短，市場衝擊發生的次期，首要受到金融指數正向的影響，其次受到金融基金正向的影響。(3)預測誤差之變異數分解發現，雖然在發行ETF後，現貨、期貨與基金的波動，同樣可由期貨的變動衝擊所解釋，但在金融期貨市場上，期貨波動由期貨變動衝擊的解釋比例被金融基金稀釋而降低，投資人無法忽略來自ETF市場的變動衝擊影響。

參考文獻

- 1.吳百浩(2006),「股價指數期貨價格發現功能之實證研究-台指期貨與小型台指期貨」,私立東吳大學,碩士論文。
- 2.周雨田、李志宏、巫春洲(2002),「台灣期貨對現貨市場的資訊傳遞效果分析」,財務金融學刊,第十卷第二期,1-22。
- 3.洪惠娟(2003),「S&P500 指數、期貨與 ETF 價格發現之研究」,未出版之碩士論文,私立淡江大學財務金融研究所,台北縣。
- 4.唐婉歲(2003),「指數現貨、指數期貨與指數股票式基金間價格發現能力之探討—以 NASDAQ 100 指數商品為例」,私立淡江大學博士論文。
- 5.徐清俊、陳龍志(2005),「台灣 50 指數、期貨與 ETF 價格發現之研究」,長榮大學學報,第九卷,第二期,61-76。
- 6.張美媛(2003),「指數股票式基金之上市與指數期貨市場的定價效率—以 S&P 500 指數商品為例」,私立淡江大學碩士論文。
- 7.陳怡伶(2004),「台灣 50ETF 與台灣加權股價指數現貨與台指期貨間的價格關聯性研究」,國立成功大學碩士論文。
- 8.黃玉娟、徐守德(1997),「台股指數現貨與期貨市場價格動態關連性之研究」,證券市場發展季刊,第九卷第三期,1-27。
- 9.劉廷麟(2000),「台股指數期貨與摩根台股指數期貨價格發現能力之探討」,未出版之碩士論文,私立淡江大學財務金融研究所,台北縣。
- 10.賴瑞芬(1997),「台股指數期貨與現貨日內價格關係之研究」,未出版之碩士論文,國立台灣大學財務金融研究所,台北市。
- 11.謝文良(2002),「價格發現、資訊傳遞與市場整合—台股期貨市場之研究」,財務金融學刊,第十卷第三期,1-31。
- 12.Chu Q. C., W. G. Hsieh and Y. Tse, (1999), "Price Discovery on the S&P 500 Index Markets:An Analysis of Spot Index, Index Futures and SPDRs," *International Review of Financial-Analysis*, Vol.8, pp.21-34.
- 13.Chiang R. and W. Fong, (2001), "Relative informational efficiency of Cash, Futures and Options Markets:The Case of an Emerging Market," *Journal of Banking & Finance*, Vol.25, pp.355-375.

14. Fleming, J., B. Ostdiek and R. E. Whaley (1996), "Trading Costs and the Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures and Option Markets," *The Journal of Future Markets*, Vol.16(4), pp.353-387.
15. Harris, F. H. deB., T. H. Mcinish, G. L. Shoesmith and R. A. Wood (1995), "Cointegration, error correction and price discovery on informationally linked security markets" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.30, pp.563-579.
16. Hasbrouck, J.(2002), "Intraday Price Formation in U.S. Equity Index Markets," *The Journal of Finance*, pp.1540-1626.
17. Kim, M., A. C. Szakmary, and T. V. Schwarz (1999), Trading Costs and Price Discovery across Stock Index Futures, and Cash Markets, *The Journal of Futures Markets*, 19, 475-498.

臺灣 50 指數成分股異動對價格與成交量之影響

Effects of the Revision of Component Stocks in Taiwan Index 50 on Prices and Trading Volumes

◆ 南華大學財務金融系暨財務管理研究所

● 吳依正 助理教授

◆ 南華大學財務金融系暨財務管理研究所

● 廖永熙 助理教授

摘要

本文採用臺灣 50 指數修訂調整的成分股做為研究的資料，搭配控制組，觀察並驗證價格與成交量模型的假設，探討臺灣 50 指數成分股修訂調整（新增或刪除）宣告效果對於價格與成交量之影響，藉此檢驗宣告事件期價格效果與交易量效果的變化，探討價格持續效果以及驗證價量的變化是否與資訊的效果一致。實證結果發現，新增（刪除）股在事件宣告日並不存在顯著的異常報酬，顯示臺灣 50 指數成分股修訂調整透露特殊資訊感到懷疑。且並無證據支持價格壓力假說。此外，本文嘗試以擴張模型做橫段面迴歸檢驗，結果發現大體上本文沒有充分證據支持不完全替代假說與流動成本假說。

關鍵字：臺灣 50 指數、成分股、異常報酬率、交易量

壹、前言

指數編制與修訂一直是財務學者、市場研究員與理性的投資者所關心的問題，研究問題的焦點在探討不同指數、不同時期、不同方法與不同的指數編制的原則下，指數修訂時（新增或剔除），成分股價格與成交量所衍生的不同效果。S & P 500 就是第一個吸引最多目光注視的指數，吸引許多學者競相投入¹。近來有些研究亦延伸到 S & P 500 以外的其他指數²，這些研究顯示兩點重要的含意：1.不同指數編制與修訂對於成分股價格與成交量的影響頗為巨大。2.儘管文獻有不同的理論假說，結論與推論的範圍也非常廣闊。

目前全球有排名前四大著名的指數編制單位³，每一家的指數編制方式都不盡相同，即使是相同的市場，每家指數編制單位所採取的成分股（component stocks）亦不盡相同，計算與編列的方式也相異，形成許多股價指數同時代表單一市場的有趣現象。本文實證的對象為臺灣 50 指數，主要理由在於臺灣 50 指數是第一個專為臺灣市場所設計的指數，並且為各項衍生性金融商品與店頭市場（OTC）發展的源頭，也是觀察臺灣市場重要的指標指數。臺灣 50 指數的特性包含成分股透明、修正的規則公開、流動性高、沒有一般個股內線交易或場外交易的困擾與不會產生資訊不對稱的情況。另外，成分股的調整修訂是每季一次，所有投資人接收的資訊皆為市場公開資訊。並且成分股固定成分遠大於變動成分（代表投資人須付的調整成本較低）。

在臺灣的金融市場，一般投資人熟悉的指數，除了臺灣加權指數以外，就是臺灣 50 指數與摩根臺灣股價指數。這兩者指數雖然來自不同的股價指數公司所編制，最大的相同點在編制的公信力為市場所接受且兩者皆以公眾流通量為重要權

¹ 例如，Dhillon and Johnson,1991；Harris and Gurel,1986；Shleifer,1986；Lamoureux and Wansley,1987；Erwin and Miller,1998）等人。

² 例如 Dow Jones Index（Benesih and Gardner,1995）、加拿大的 TSE300 指數（Chung and Kryzanowski,1998）、義大利的 MIB30 指數（Barontini and Rigamonti,2000）、德國的 DAX100 指數（Deininger,Kaserer and Roos,2000）等相關指數。

³ 目前全球最著名的四大指數公司分別是英國富時指數公司、摩根史丹利資本國際公司、標準普爾公司與道瓊斯公司。全球所有的有價證券指數幾乎都是由這四家公司所開發而成的。

重的考量標準。其次是這兩者在成分股的變動上，摩根臺灣股價指數的計算方式是以各成分股權重加權後與大盤表現貼近為原則，其成分股並沒有固定的數目，投資組合中的成分變動遠高於固定成分股數。反觀臺灣 50 指數，成分股固定，每季最多變動十檔股票。兩者相較之下，投資摩根臺灣股價指數在賺取臺灣加權股價指數報酬上，投資人需付的調整成本過高。因此，相較於投資臺灣 50 指數，較不適合基金經理進行期貨避險與指數股票的相關套利活動操作。此外，摩根臺灣股價指數為摩根史丹利集團遠東指數的一支，具有一定的知名度與水準，但在編制指數的方式較不透明，成分股的決定常讓市場產生黑箱作業的印象。但反觀臺灣證券交易所與英國富時公司在編製臺灣 50 指數時，採用完全對外公開的方式，避免了不必要的黑箱作業方式。引起本文極大興趣的部份在於國內外許多文獻在探討成分股異動的相關研究，著重的焦點在於宣告日是否具有異常報酬與交易量，卻沒有文獻專門探討成分股異動的規則與透明的程度其實才是影響價格與成交量最大的關鍵因素。

臺灣 50 指數成分股的入選與刪除標準有二，分別是市值排行上升至 40 名以上與新上市總市值排名 20 名以內與市值排行下降至 61 名以下與流動性不足，終止上市，被收購或停止買賣。對指數成分股的選取方式為了避免臺灣 50 指數成分股頻繁更動，未來市值前四十名個股是保證成分股，至於另外十檔個股中，則由市值四十一名至六十名中遴選，並以目前已是臺灣五十指數的成分股優先入選。對於新上市的大型股，若市值在前 20 名內，將採取快速納入原則，成為指數成分股。並藉由召開臺灣 50 指數會議向外公布剔除與增選的成分股。當成分股異動時，以臺灣 50 指數為追蹤對象的 ETF 必須改變其投資組合，另外，經理人在共同基金或投資組合管理中，若以該指數為績效評估之標竿（benchmark），指數成分股異動也會使其不得不調整其投資組合。成分股價格與成交量因而產生變化。

基於以上理由，本文研究目的可歸納如下：

1. 臺灣 50 指數編制規則公開，成分股固定且具透明性的指數，其成分股異動時，新增（刪除）股是否具有異常報酬率。
2. 檢驗臺灣 50 指數其成分股異動時，是否具有資訊內涵的效應。
3. 檢驗臺灣 50 指數其成分股異動時，促使股價及交易量變化的幕後的理論假說（包含價格壓力假說、不完全替代假說與流動成本假說）。
4. 檢驗臺灣 50 指數其成分股異動時，價格是否逐漸呈現完全逆轉的效果，這個效果持續多久？

本文的實證研究，採用臺灣 50 指數做為研究的新資料，資料內涵除了標的組外，另搭配一組控制組，對照觀察與實證，並結合當前驗證價格與成交量模型的幾個假設，試圖驗證臺灣 50 指數修訂（新增或刪除）時，宣告事件期的價格效果與交易量效果的變化，探討成分股異動時，價格與成交量變化的資訊內涵效果是一致的。

本文組織架構如下：第壹節為前言，探討吸引本文研究的動機與目的。第貳節探討過去與本文相關研究的背景與理論。第參節為研究方法，定義相關研究變數、資料來源、研究時間、資料選擇與實證模型。第肆節列出本文的實證結果，並加以探討與分析。第伍節為本研究總結，說明實證結果與貢獻，並提供後續研究一些相關性的建議。

貳、文獻探討與研究假說

成分股相關的研究之前集中於被新增（剔除）指數的股票，這些研究有一個共通的結論：被新增指數的股票相對優於市場。成分股調整變動時，通常會使個別成分股股價發生影響，其中新增股股價及交易量皆會上漲，而剔除股其股價及交易量皆會下跌。引起本文對此有興趣的是促使股價及交易量推升的背後原因為何？針對這個現象，國外有些相關各種指數股價成分股調整變動的研究，這些現象的起因與是否隨著時間增長而趨於不變，則有不一致的論點。這裡提出幾個重要的假設來檢驗指數修訂期間價格及交易量的模型。這幾個假設分別為價格壓力假說（The Price Pressure Hypothesis; 簡稱 PPH）、不完全替代假說（The Imperfect Substitutes Hypothesis; 簡稱 ISH）、訊息內涵假說（the information Content Hypothesis; 簡稱 ICH）與流動成本假說（The Liquidity Cost Hypothesis; 簡稱 LCH）。以下本文綜述國際文獻在指數修訂的效果：

1. 價格壓力假說

價格壓力假說，股票被納入指數後容易成為眾多投資者注意焦點，所以成交量會因此擴大，進而促使股價上升；逆轉的價格模型同樣適用於剔除指數的股票。股價與交易量的上升屬於暫時的現象，隨後價格和交易量又回到原來的基準。大的指數基金買單的流入將股票的價格推到均衡價格以上，被動的賣家會被需求增加所導致價格增加的現象所吸引。當價格撤退到完全的資訊水準，流動性的被動供應商被他們的流動性服務所補償。交易者提供流動性給市場賺取如同報價一般

的流動性溢酬。Harris and Gurel (1986) 的研究在 1973-1983 年間，對 228 個 S&P 成分股變動樣本做分析，發覺新增股在宣告日當天有 3.13% 的異常報酬，伴隨著在超過 29 天後，累積超額報酬達 -2.49%。Harris and Gurel 無法拒絕事件期間異常報酬的完全反轉。但由於價格壓力假說的假設與效率市場假說 (The Efficient Market Hypothesis；簡稱 EMH) 一樣，假設長期的需求曲線為水平線，即為完全富有彈性 (perfect elastic)，故在短期資訊衝擊下導致股價上升，長期均衡的股價終會回復原來均衡價格。除了 Harris and Gurel 之外，Lamoureux and Wansley (1987) 和 Erwin and Miller(1998) 等學者研究亦得到相同結論⁴。

2. 不完全替代假說

Harris and Gurel 認為兩種證券彼此之間沒有完全的替代，長期需求小於完全彈性。不完全替代假說，亦稱為負斜率的需求曲線。由 Shleifer(1986) 的研究而正式化。兩個相似的股票，其中有一個股票一加入指數編制中，這兩個股票就不是相互的完全替代。如同需求曲線斜率為負的假設，當需求曲線移去補償，均衡價格將上升。因此，股票需求線不再是水平線，而是一般的負斜率線 (negative slope curve)。所以當股票被納入指數時，該成分的需求增加，股價就會上漲。Shleifer 採取不同的方法和檢驗加入 S&P500 編制成分股的價格衝擊，採用事件研究法，對 331 個 S&P500 成分股變動作分析研究，樣本期間在 1976-1983 年，假如成分股加入指數編制沒有完美的替代 (股票需求曲線為負斜率)，這些股票右移的需求將導致新增股股價上升，價格效果會持續的存在。Shleifer 並且描述在宣告日的異常交易量與價格效果存在正向的關係，這與不完全替代假說是一致的。

3. 訊息內涵假說

訊息內涵假說支持指數修訂 (新增或剔除) 的資訊是有關於公司未來績效的臆測，涵蓋在價格上永久的增加，當中需排除壞消息導致在過去價格陷阱。亦為股票被新增或剔除指數後所存在的異常報酬，可歸因於指數成分股變動的訊息內涵，亦即指數編制者對於選股擁有非公開資訊，並據以決定指數成分股變動。Dhillon and Johnson(1991) 結論指出修訂 S&P 500 成分股的股票、選擇權及債券的宣告效果皆與訊息內涵假說一致。

4. 流動成本假說

流動成本假說，指出指數修訂後的股票會影響流動性。被新增 (剔除) 指數

⁴ Lamoureux and Wansley (1987) 和 Erwin and Miller(1998) 等學者研究 S&P500 成分股時皆發現新增股的交易量的上升會持續存在，而價格的上升則是短暫性的存在，即價格呈現逆轉。

的股票會導致股票流動性的增加（減少），可能導致股票價格上升（下降），主要是因為交易成本（transaction cost）之降低（增加）與交易量相對流動性增加（降低）所導致。Woolridge and Ghosh(1986) 檢視 S&P500 成分股股價及交易量，並解釋為指數基金經理人（Index fund managers）為調整其轄下基金指數權重，所進行的買賣行為。發現新增股（剔除股）的股價異常報酬為正（負），而新增股交易量相對流動性於事件日當月是增加的，但是次月的相對流動性卻是下降。Shleifer 指出分析師與投資者嚴密監督的公司或大型投資機構有興趣的股票，會因此伴隨公共資訊的增加，結果將使交易更寬廣，因為增加了流動性，股票的買賣價差降低，降低股票的報酬需求率並導致在加入後價格立即的增加。流動性觀點同時也隱含較少知名的股票納入指數將導致較高的報酬率。

前文提及臺灣 50 指數成分股編制的特性（包含成分股透明、修正的規則公開、成分股固定成分遠大於變動成分、所有投資人接收的資訊均為市場公開資訊、流動性高，等相關特性。）是否直接或間接影響價格與交易量模型。本文回顧這些文獻，引領本文對於不同的假說推論實證的結果。接下來針對本文的研究目的，大膽的提出四項研究假說：

假說一：臺灣 50 指數成分股編制修訂的事件宣告後，存在顯著的累積異常報酬但並不具資訊內涵。

假說二：臺灣 50 指數成分股編制修訂的事件宣告後，不支持價格壓力假說。

假說三：臺灣 50 指數成分股編制修訂的事件宣告後，支持不完全替代假說。

假說四：臺灣 50 指數成分股編制修訂的事件宣告後，支持流動成本假說。

參、資料與研究方法：

一、資料來源與樣本描述

本文所使用資料來源為臺灣經濟新報資料庫（Taiwan Economic Journal TEJ），取其上市公司（包含臺灣 50 指數成分股）之市值、每日股價、交易量等資料。臺灣 50 指數於 2002 年 10 月 29 日開始正式披露於市場。臺灣首檔 ETF「寶來臺灣卓越 50 基金」於 2003 年 6 月 30 日正式掛牌上市。臺灣 50 指數成分股在每年一月、四月、七月和十月皆會定期進行審查，審查會議將在一月、四月、七月和十

月的第一個星期五之後的星期四舉行，使用三月、六月、九月和十二月最後交易日的收盤資料對成分股進行審核，成分股變動係在審核當月第三個星期五之後的下一個交易日執行。本文研究期間由 2002 年 7 月 1 日至 2005 年 3 月 11 日止。在此期間有八次修正成分股。增加與剔除的股票共有 26 支。詳細整理如下表 1 所示。

表 1 臺灣證券交易所指數委員會公布臺灣 50 指數成分股變動樣本公告

網站公布日	正式實施日期	增加股	剔除股
2003/01/09	2003/01/17	長榮 (2603)	精英 (2331)
2003/04/10	2003/04/18	中華電信 (2412)、奇美 (3009)、建華金控 (2890)、正新 (2105)	銖德 (2349)、矽統 (2363)、大同 (2371)、技嘉 (2376)
2003/07/10	2003/07/18	銖德 (2349)	旺宏 (2337)
2003/10/09	2003/10/17	陽明 (2609)	微星科技 (2377)
2003/12/26	2004/01/05	台塑 (6505)	瑞昱 (2379)
2004/04/08	2004/04/16	廣輝 (3012)、新光 (2888)、華新麗華 (1605)	銖德 (2349)、正新 (2105)、英業達 (2356)
2004/07/08	2004/07/19	大同 (2371)	威盛 (2388)
2005/01/13	2005/01/24	玉山 (2884)	統一超商 (2912)

表 1 為本文整理出臺灣證券交易所網站，每一季指數委員會公布臺灣 50 指數成分股變動的樣本公告。值得注意的是在新增股的樣本資料蒐集時，因考量上市前於興櫃的資料基準點不同外，同時考量避免受到極端值的影響，捨去了台塑石化 (6505)。最後選取的樣本中，新增股共有 12 個樣本，剔除股有 13 個樣本。

本文採用控制組樣本作為基準，對應新增（刪除）組樣本。所採行的理由乃參考 Barber and Lyon(1997)的實證。該文採用 reference portfolios 做為基準，發現採用長期的事件研究法，在計算累積異常報酬率時，會產生檢定統計量的錯誤說明（實證的拒絕率超過理論的拒絕率）。結果會產生三種偏誤（bias），包含新列入偏誤（new listing bias）、重新平衡偏誤（rebalanceing bias）與偏態偏誤（skewness bias）。相對於如果使用控制組樣本作為基準，可以消除上述三種偏誤」。同時，該文以三種方法鑑別控制組樣本，包含找規模大小接近的控制組樣本做為樣本的匹配對象、找淨值市價比最相似的控制組樣本做為樣本的匹配對象和找淨值市價比與規模最相似的控制組樣本做為樣本的匹配對象。

二、實證模型

為了探討臺灣 50 指數成分股事件的宣告效果，本文以事件研究法（Event Study）觀察事件宣告前後，藉以瞭解該事件對於公司累積異常報酬率的變化造成的影響。因臺灣 50 指數成分股變動事件並非個別事件的發生，其成分股的變動多為群體變動的現象（即同一事件有 50 支成分股調整變動），故可能隱含總體經濟變動的因素存在。其次，臺灣 50 指數的權重計算主要以流通在外股本為基礎，故個別成分股會因公司政策而有所變化，例如：買回庫藏股、股票增資、發放股票股利等。臺灣 50 指數的計算方式與 MSCI 的自由流通股數近似，使用的標準為 FTSE 的公眾流通量⁵（free Float）方法調整權重，已確保指數內的權重能正確反應市場可投資之額度。本文對此成分股權重並未列入考慮。

模型採用一般常用的市場模式（Market Model），以最小平方方法估計 AAR、CAR，依各種研究目的做不同的設計，比較各個期間股價的異常報酬率。在日報酬率資料建立估計模式上，以目前文獻資料所顯示，估計期間通常設定為 100 天至 300 天，本文選取估計期間採用（-150,-31），事件期為宣告日（ $t=0$ ）前 30 天至後 30 天來計算累積異常報酬率和平均異常報酬率。

1. 異常報酬率之衡量

利用估計期各成分股日報酬率與市場投資組合（交易所指數 Y9999）的日報酬率資料，以最小平方方法估計市場模式參數（ $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$ ），公式如（1）所示。其中， R_{it} 為 i 事件公司在第 t 日之實際日報酬率，第 i 個成分股樣本公司， $i=1,2,3,\dots,n$ 。樣本估計期為 120 日（ $t=120$ ）。 R_{mit} 為市場投資組合（Y9999 交易所指數報酬率）在 i 事件公司第 t 日之實際日報酬率。 $\hat{\alpha}_i$ 為第 i 事件公司迴歸模型之截距項估計值。 $\hat{\beta}_i$ 為第 i 事件公司迴歸模型之斜率估計值。 ε_{it} 為第 i 事件公司在第 t 日之殘差項，且必須符合 ε_{it} 在 $N(0, \sigma^2)$ 為獨立隨機變數與 ε_{it} 、 R_{mit} 兩者彼此獨立的兩點假設。

$$R_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

⁵公眾流通量實際的計算方是就是將「臺灣證券交易所臺灣 50 指數」成分股公司的全部股權資本皆包括在總市值的計算之內。

本文以累積平均異常報酬率 CAR (Cumulative Abnormal Return) 來檢定異常報酬。首先以最小平方法求各事件樣本簡單迴歸模型，估計各樣本公司在事件期之異常報酬率，進而求出全體樣本之各期平均異常報酬率及累積平均異常報酬率。接著利用事件期的成分股實際日報酬率減去預期報酬率，即可得出異常報酬率 AR_{it} 。其中， \hat{R}_{it} 為第 i 事件公司第 t 日之預期報酬率， AR_{it} ：第 i 事件公司在事件期 t 日所估計出之異常報酬率。計算方式如下：

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it} \quad (2)$$

2. 報酬率統計檢定

本文採用標準化殘差法 (standard residual cross-sectional method) 或簡稱 SRM 及普通橫剖面法 (ordinary cross-sectional method) 或簡稱 OCSM，採各自的優點加以混和，即將個別證券的異常報酬率加以標準化，再將所有樣本的累積異常報酬率予以加總平均，計算事件期某一期 t，N 為各組所選的樣本數。即可得出各期平均異常報酬 ($SAAR_t$)，計算方式如下：

$$SAAR_t = \frac{\sum_{i=1}^N SAR_{it}}{N} \quad (3)$$

將宣告事件期由 t_1 累積至 t_2 日，即可得出標準化累積平均異常報酬率 (Standardized Cumulative Abnormal Return; 簡稱 SCAR)。計算方式如下：

$$SCAR(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t=t_2} SAAR_t \quad (4)$$

檢驗標準化平均異常報酬率及標準化累積平均異常報酬率的統計顯著性，其中， $S(SAAR)$ 為標準化平均異常報酬之標準差。本文採用 t 統計量檢定之，如下所述：

$$t(SAAR_t) = \frac{SAAR_t}{S(SAAR)} \quad (5)$$

$$S(SAAR) = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (SAAR_{i,t} - \sum_{i=1}^N \frac{SAAR_{i,t}}{N})^2}$$

$$t(SCAR) = \frac{SCAR(t_1, t_2)}{S(SCAR(t_1, t_2))} \quad (6)$$

$$S(SCAR) = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (SCAR_i(t_1, t_2) - \sum_{i=1}^N \frac{SCAR_i(t_1, t_2)}{N})^2}$$

3. 異常交易量之衡量

異常交易量常隱含著市場流動性 (liquidity) 程度高低以及短期間交易的頻繁程度。本文採用 Harris and Gurel 之異常交易量率 (volume ratio) 的方法，來觀察異常交易量。首先，定義正常交易量率與事件期交易量率。本文採用宣告前 (-120,-31) 為估計期，利用各成分股交易量與市場投資組合 (交易所指數 Y9999 交易量) 日交易量資料，計算正常交易量率 NV_i (7) 式。 V_i : 估計期 (-120,-31) 之平均成分股交易量。 V_m : 估計期 (-120,-31) 之平均市場投資組合交易量。其次，將事件期的各成分股日交易量與市場投資組合 (交易所指數 Y9999 交易量) 日交易量相除，即可得出事件期交易量率 EV_{it} (8) 式。其中， V_{it} 為第 i 成分股在第 t 日之實際交易量。 V_{mt} 為市場投資組合在第 i 成分股第 t 日之實際交易量。

$$NV_i = \frac{V_i}{V_m} \quad (7)$$

$$EV_{it} = \frac{V_{it}}{V_{mt}} \quad (8)$$

接下來本文計算異常交易量率，將事件期交易量率 (EV_{it}) 除以正常交易量率 (NV_i) 再減去 1，可得出異常交易量率 VR_{it} (10) 式。若 $VR_{it} > 0$ ，表示事件期之交易量增加。 $VR_{it} = 0$ ，表示事件期之交易量不變。 $VR_{it} < 0$ ，表示事件期之交易量減少。平均異常交易量率 AVR_t (11) 式自然可以求出。其中， AVR_t 為選取之所有樣本在事件期第 t 日之平均異常交易量率。同樣的，累積平均異常交易量率 $CAVR_t$ (12) 式也可求出。

$$VR_{it} = \frac{EV_{it}}{NV_i} - 1 \quad (9)$$

$$AVR_t = \frac{\sum_{i=1}^N VR_{it}}{N} \quad (10)$$

$$CAVR(t_1, t_2) = \frac{\sum_{t_1}^{t_2} AVR_t}{N} \quad (11)$$

最後，檢驗平均異常交易量率（ AVR_t ）及累積平均異常交易量率（ $CAVR$ ）的統計顯著性。本文採 t 統計量檢定， $S(AVR)$ 為樣本標準差。 Q 為事件期由 t_1 日累加至 t_2 日的交易天數，如下所示：

$$t(AVR_t) = \frac{AVR_t}{S(AVR)} \quad (12)$$

$$t(CAVR) = \frac{CAVR}{S(AVR) \times \sqrt{Q}} \quad (13)$$

肆、實證結果：

透過臺灣新報資料庫的樣本資料，並藉由系統性的統計分析，對本文前段所發展的模式進行驗證。

表 2 臺灣 50 指數新增股宣告日之標準平均異常報酬率

Event Day	SAR	STD	t-value	SR	PERCENT>0
-10	0.319	0.683	1.618	1.378	58
-9	-0.142	0.879	-0.561	0.353	50
-8	0.134	1.244	0.374	0.275	42
-7	0.560	0.936	2.071*	1.843*	67
-6	-0.228	0.346	-2.278**	2.000**	33
-5	0.080	1.493	0.186	0.039	50
-4	0.194	0.972	0.69	0.510	58
-3	-0.486	0.955	-1.764	1.687	25
-2	-0.407	0.919	-1.533	1.294	33
-1	0.261	0.730	1.238	1.295	67
0	-0.017	1.112	-0.052	0.745	67
1	0.312	1.809	0.597	0.824	67
2	0.140	0.943	0.513	0.353	50
3	-0.068	0.813	-0.288	0.510	42
4	0.251	1.136	0.766	0.275	50
5	-0.478	1.015	-1.632	1.608	25
6	0.313	1.366	0.793	0.588	58
7	-0.233	1.411	-0.571	0.667	33
8	-0.263	0.924	-0.984	0.431	50
9	-0.053	1.364	-0.135	0.039	50
10	-0.436	1.381	-1.094	0.745	50
11	-0.517	0.775	-2.309**	1.843**	17
12	-0.144	1.347	-0.371	0.275	67
13	-0.464	0.932	-1.724	1.530	33
14	0.138	1.136	0.421	0.275	58
15	0.194	1.008	0.667	0.745	58
16	-0.518	0.861	-2.082*	1.530	42
17	-0.403	0.976	-1.432	1.294	25
18	-0.094	0.859	-0.379	0.431	42
19	0.088	0.620	0.493	0.431	58
20	-0.037	1.249	-0.104	0.588	58
21	0.098	0.825	0.411	0.353	58
22	0.163	0.724	0.781	0.510	58
23	-0.142	1.139	-0.431	0.196	50
24	-0.010	1.012	-0.034	-0.039	50
25	-0.158	0.813	-0.672	0.353	50
26	0.297	1.057	0.972	0.824	58
27	0.010	0.862	0.042	0.118	50
28	0.156	1.030	0.525	-0.039	50
29	-0.483	0.772	-2.170*	1.922*	17
30	0.280	0.619	1.569	1.294	75

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。SR 代表 Wilcoxon signed rank 統計量。

表 3 臺灣 50 指數剔除股宣告日之標準平均異常報酬率

Event Day	SAR	STD	t-value	SR	PERCENT>0
-10	0.112	0.529	0.7626	0.909	67
-9	-0.0255	0.637	-0.1444	0.140	67
-8	0.0983	1.01	0.351	0.349	58
-7	0.3273	0.68	1.7353	1.677	75
-6	0.1794	0.61	1.0595	0.489	50
-5	0.1524	0.961	0.5719	0.140	50
-4	0.4063	0.566	2.5887**	2.097**	75
-3	-0.3902	0.813	-1.7305	1.538	33
-2	-0.3957	0.778	-1.8344*	1.677*	25
-1	0.5314	1.053	1.82*	1.737*	75
0	0.0259	0.883	0.1059	0.120	50
1	-0.036	0.922	-0.1408	0.349	50
2	0.914	1.196	2.7548**	2.516**	92
3	0.094	0.731	0.464	0.280	58
4	0.1503	1.42	0.3817	0.559	67
5	-0.0027	0.78	-0.0126	-0.242	67
6	-0.76	1.24	-2.2101**	1.957**	25
7	-0.0592	1.362	-0.1566	0.280	50
8	0.5141	0.999	1.855*	1.677*	67
9	0.2715	1.35	0.725	0.140	42
10	0.258	1.359	0.6843	0.909	58
11	-0.3342	0.962	-1.2526	0.909	50
12	-0.4331	0.972	-1.6059	1.677	42
13	-0.5197	1.248	-1.5018	1.188	42
14	-0.1108	1.427	-0.28	0.280	58
15	-0.5482	1.504	-1.3138	1.258	33
16	-0.1957	1.002	-0.7044	0.839	42
17	-0.4539	0.951	-1.7209	1.328	50
18	0.0569	0.806	0.2545	0.489	33
19	-0.0813	1.282	-0.2285	0.280	50
20	0.4891	1.874	0.9408	0.210	42
21	-0.0502	1.481	-0.1222	0.629	42
22	-0.0943	0.959	-0.3546	0.489	67
23	0.3325	1.057	1.1347	1.328	83
24	0.0593	0.86	0.2488	0.027	50
25	-0.1647	0.627	-0.9473	1.258	33
26	-0.4777	0.603	-2.8562**	2.236**	25
27	0.0738	1.045	0.2546	0.280	67
28	0.2001	0.988	0.7304	0.769	75
29	0.2932	1.237	0.8549	0.699	75
30	-0.1693	1.05	-0.5815	0.419	42

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。SR 代表 Wilcoxon signed rank 統計量。

一、價格效果

表 2 與表 3 分別顯示臺灣 50 指數新增股與剔除股宣告日之標準平均異常報酬率。本文假定異常報酬率為常態分配，因此以有母數 t 統計量檢定作為理論基礎，但為了兼顧結論的穩健性，本文亦以無母數 Wilcoxon 符號等級檢定法來驗證，結果顯示兩者並無顯著不同。在宣告日當天，新增股與剔除股的異常報酬檢定分別為 -0.017 與 0.0259 且皆不顯著 ($t=-0.052$; $t=0.1059$)。圖 1 描繪新增股與剔除股樣本在事件期 (-30~30) 日的累積異常報酬率。從圖中可以發現新增股與剔除股的樣本宣告幾乎皆為正的累積異常報酬率。

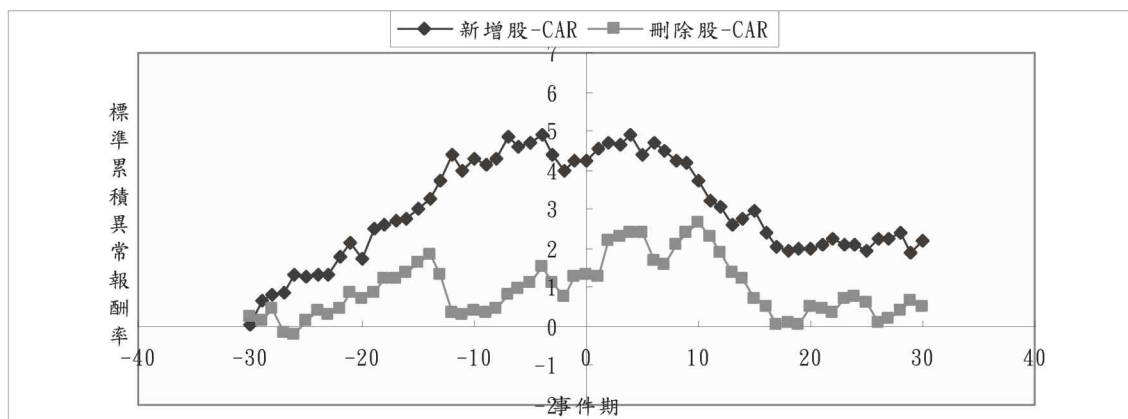


圖 1 事件期累積異常報酬率

Harris and Gurel、Dhillon and Johnson 等研究結果皆顯示不同期間之宣告效果會有所不同，顯示受大盤指數的趨勢影響頗大，受限於本文樣本期間不大，在不易分割的限制下，本文難以用期間來劃分比較，於是本文採用與目標樣本相匹配的兩組對照控制組（分別為新增控制組與剔除控制組）來做觀察與比較。控制組公司的選取順序主要依序以下列三點做為考量：1.相同產業。2.以上市公司為主。3.以宣告日當天市值差距在百分之二十以下者⁶。合乎三者標準者，以市值差距最小者優先考量。同時，控制組公司選取標準以市值小於新增（刪除）股公司為主，應可避免臺灣 50 之權值股入選因而產生偏誤的問題。

為了更深入探討，本文計算 12 個事件窗口的累積異常報酬率，進行 t 檢定，以瞭解各事件窗口的異常報酬率是否大於零。表 4 為標的股與控制股在事件日窗口之累積異常報酬率，在新增股的部分，事件期窗口 (0,2)、(0,4) 的累積報酬率

⁶ 對照控制組公司的選取標準乃參考 Barber and Lyon(1997)所制訂。其中建大、聲寶、遠百與聯電因限於上市的條件與龍頭產業市值相距稍大，為樣本選取上的限制。

為 0.423 與 0.618 顯著大於零 ($t=1.53$; $t=1.68$)，相對控制股在這兩個窗口呈現負的異常報酬率，但結果並不顯著。新增股在窗口 (3,12)、(3,22)、(8,12) 相對於控制股有顯著負的累積異常報酬率分別為 -1.62、-2.46、-1.41 ($t=-1.80$; $t=-1.99$; $t=-3.26$)。其他窗口雖多為正的累積報酬率，但都不顯著。

在剔除股的部分，在事件期窗口(12,22) 為顯著小於零的累積報酬率 -1.941 ($t=-1.916$)，相較於控制股，有顯著負的異常報酬。事件窗口(0,1)出現負的異常報酬 -0.01 ($t=-0.163$)，並不顯著。對照控制股同樣在(0,1)的事件窗口，出現正的顯著性累積異常報酬率 0.645 ($t=5.75$)，顯示剔除股在事件窗口(0,1)相對於市場有偏低的異常報酬。其他窗口剔除股與控制股並未有較明顯的比對。在事件宣告前的效果，大部分皆不明顯，只有新增股相對的控制股在事件期窗口(-1,0)有顯著為負的累積異常報酬率 -0.343 ($t=-3.16$)。對照新增股在事件期窗口(-1,0)有正的累積異常報酬率 0.244 雖不顯著 ($t=0.88$)，但相對於控制股仍有不錯的表現。

對於訊息內涵假說的檢驗，本文採用標的股與控制股在事件日 (-30~30) 超常報酬率的均數檢定，在 0.05 的顯著水準，P-value 分別為 0.92 與 0.105，沒有任何證據證實標的股與控制股有所差異。整體看來雖然沒有意味拒絕資訊假設，但結果對於臺灣 50 指數吐露特殊資訊感到懷疑。

表 4 標的股與控制股在事件日窗口之累積異常報酬率

事件日	新增股 N=12		控制股 N=12		刪除股 N=13		控制股 N=13	
	SCAR	t-value	SCAR	t-value	SCAR	t-value	SCAR	t-value
(-22,-3)	3.105	1.934**	1.067	0.616	0.854	0.567	-1.587	-1.181
(-12,-2)	0.266	0.203	1.327	0.906	-0.563	-0.433	-1.351	-1.375*
(-2,0)	-0.162	-0.280	-0.045	-0.094	0.162	0.201	0.111	0.215
(-2,2)	0.289	0.447	0.102	0.200	1.040	0.903	0.203	0.288
(-1,0)	0.244	0.880	-0.343	-3.16***	0.557	1.102	-0.033	-0.058
(0,1)	0.295	0.898	0.002	0.005	-0.010	-0.163	0.645	5.75***
(0,2)	0.434	1.528*	-0.078	-0.194	0.904	0.982	0.359	0.582
(0,4)	0.618	1.681*	-0.440	-0.919	1.148	1.320	0.329	0.561
(3,12)	-1.627	-1.803**	-0.549	-0.957	-0.301	-0.250	-1.816	-1.939**
(3,22)	-2.462	-1.992**	-0.062	-0.061	-1.809	-1.178	-2.566	-1.746*
(8,12)	-1.413	-3.26***	-0.085	-0.196	0.276	0.298	-1.457	-1.643*
(12,22)	-0.979	-1.124	0.434	0.516	-1.941	-1.916**	-1.584	-1.149

*、**與*** 分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

為了進一步觀察標的股與控制股在事件日窗口宣告效果的預測力，本文以宣告日前後兩天（day -2 to +2）的累積異常報酬率 $CAR(-2,+2)$ 來衡量成分股變動的宣告效果與檢測不同區間的累積異常報酬率。本文以迴歸方法嘗試透過宣告期間（5 天）的累積異常報酬率，來預測宣告後（10 天、20 天）的股價表現。

$$CAR(+3,t)_i = \gamma_0 + \gamma_1 CAR(-2,+2)_i + \varepsilon_i \quad (17)$$

$CAR(+3,t)_i$: 第 i 事件在 t 時間內的累積異常報酬率， $t=10$ or $t=20$

表 5 在新增-控制股部分，宣告後十天的 $CAR(3,12)$ 在新增股或控制股皆與 $CAR(-2,2)$ 呈現顯著的負相關-0.472 與-0.599($t=-1.567$; $t=-1.379$)，顯示 $CAR(-2,2)$ 越低，宣告後十天的股價報酬率也越不理想，兩者趨勢一致，顯示受到大盤影響因素頗重。宣告後二十天的 $CAR(3,22)$ 與 $CAR(-2,2)$ ，無論在新增股或控制股都呈現不顯著的結果。顯示新增股與控制股在宣告時累積異常報酬率並不足以預測宣告後的累積異常報酬率，兩者並無顯著的相關性 ($R^2=0.016$; $R^2=0.033$)。

表 5 新增股與控制股宣告效果預測力分析

	新增股 (N=12)		控制股 (N=12)	
	$CAR(3,12)$	$CAR(3,22)$	$CAR(3,12)$	$CAR(3,22)$
γ_0	-1.491	-2.337	-0.487	0.236
t-value	-2.397**	-2.306**	-0.645	0.222
γ_1	-0.472	-0.198	-0.599	0.359
t-value	-1.567*	-0.404	-1.379*	0.588
R^2	0.197	0.016	0.160	0.033
F	2.457	0.163	1.901	0.345

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

表 6 在剔除股與控制股部分，宣告後十天的 $CAR(3,12)$ 無論在新增股或控制股並無顯著的相關性 ($R^2=0.0001$; $R^2=0.044$)。在 $CAR(3,22)$ 與 $CAR(-2,2)$ 宣告效果的預測力分析只有在控制組呈現顯著的正相關 1.462 ($t=1.639$)，相對於剔除股，雖然在 $CAR(3,12)$ 與 $CAR(3,22)$ 皆呈現負值，但結果皆不顯著。綜合表 5 與表 6 的結果顯示除了新增股在 $CAR(3,12)$ 能被宣告日窗口 $CAR(-2,2)$ 所預期外，其他包含剔除股宣告時的效果皆不影響宣告後股價的效果。

表 6 剔除股與控制股宣告效果預測力分析

	剔除股 (N=13)		控制股 (N=13)	
	CAR(3,12)	CAR(3,22)	CAR(3,12)	CAR(3,22)
γ_0	-0.293	-1.662	-1.802	-2.512
t-value	-0.449	-1.929**	-1.792**	-1.588*
γ_1	-0.008	-0.232	0.385	1.462
t-value	-0.034	-0.781	0.678	1.639*
R^2	0.0001	0.053	0.044	0.212
F	0.001	0.610	0.460	2.688

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

在 Harris and Gurel 的實證驗證了最初價格的系統逆轉與解釋的資訊效果並不一致，本文採用價格壓力假說預測逆轉（reversal）的假設，檢定兩個樣本，第一個樣本是從第 2 日到 T 日的累積平均報酬與負的第 1 日的平均超額報酬兩者的 t 檢定，採用 Bayesian approach 和計算 Posterior odds ratio 區別以下兩個不同的假設的模型：

$$ER_{i1} = \mu_i + \varepsilon_i$$

$$CER_{iT} = \phi_i + \eta_i$$

ER_{i1} 為第 i 支成分股在第 1 日平均異常報酬。

CER_{iT} 為第 i 支成分股在第 2 日到第 T 日的累積超常報酬。

$$\text{其中 } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) ; \quad \eta_i \sim N(0, (T-1)\sigma^2) \quad (15)$$

$$H_0: \phi_i = 0 \quad \text{對於所有的 } i \quad (\text{沒有逆轉})$$

$$H_1: \phi_i = -u_i \quad \text{對於所有的 } i \quad (\text{完全逆轉}) \quad (16)$$

綜合表 7 與表 8 的結果，並沒有證據支持完全逆轉的假設，表 7 在 2 to T 日的累積超常報酬從第 7 日起開始為負，在 5%的顯著性水準，t 檢定拒絕完全逆轉的假設。其次，Posterior odds ratio 高達 7.23×10^2 ，持續到宣告後第 30 日。高的 Posterior odds ratio 並不支持完全逆轉的假設。表 8 在 2-T 日的累積超常報酬從第 13 日起開始為負，只有 2-2、2-3、2-9 日達 5%的顯著性水準，其他 2-T 日拒絕完全逆轉的假設。Posterior odds ratio 同樣並不支持完全逆轉的假設。間接並無證據支持價格壓力假說的假設。

二、累積異常交易量率 (CAVR)

表 9 與表 10 彙整包含新增股與剔除股的全體樣本在事件期 ($t=-10\sim 30$) 各日的平均異常交易量等統計量。在新增股部分，宣告日的前 1 日與宣告後 1-6 日皆有顯著的異常交易量率，且平均百分比大於 50%，在正式實施日 $t=10、11、12、14$ 等日也有顯著的異常交易量率。在剔除股部分，宣告後 4-6 日有顯著正的異常交易量率，在正式實施日 $t=10、11、15$ 等日也有顯著正的異常交易量率。且百分比皆大於 50%。圖 2 描繪新增股與剔除股樣本在事件期的累積異常交易量率，本文可以從圖中發現新增股的量高於剔除股，且兩者的樣本宣告幾乎皆為正的累積異常交易量率。

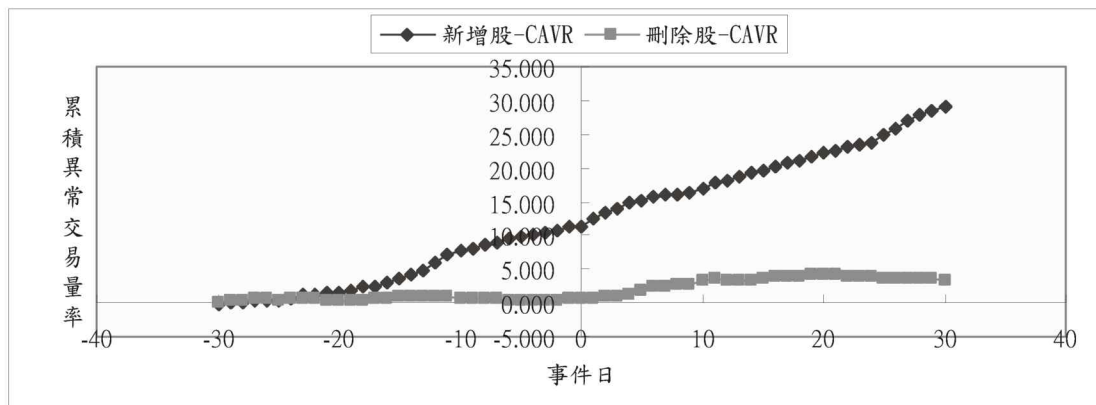


圖 2 事件期累積異常交易量率

表 7 臺灣 50 指數新增股事件日 (2 日到 T 日) 平均累積超常報酬率暨
第 1 日的平均報酬與負的累積平均報酬之檢定

2 to T	SCAR	STD	t	Posterior Odds Ratio	PERCENT>0
2	0.140	0.943	0.762	5.83×10^{26}	50
3	0.072	1.194	0.611	1.37×10^{24}	42
4	0.323	1.896	0.839	1.21×10^{23}	50
5	-0.155	1.906	0.206	2.47×10^{22}	50
6	0.158	2.307	0.554	4.73×10^{22}	50
7	-0.075	3.463	0.209	6.28×10^{21}	42
8	-0.338	2.797	0.027	5.53×10^{21}	42
9	-0.391	3.202	0.074	4.31×10^{20}	42
10	-0.827	2.688	0.550	1.38×10^{19}	50
11	-1.344	2.942	1.030	7.81×10^{18}	42
12	-1.488	2.874	1.194	2.03×10^{17}	25
13	-1.952	3.236	1.517	3.91×10^{15}	33
14	-1.814	3.685	1.254	8.77×10^{14}	42
15	-1.619	3.964	1.029	3.94×10^{11}	42
16	-2.137	3.808	1.479	5.01×10^{11}	42
17	-2.541	3.365	1.988*	2.43×10^9	33
18	-2.634	3.815	1.868*	1.20×10^9	25
19	-2.546	4.112	1.690	6.32×10^7	25
20	-2.584	5.075	1.431	8.02×10^7	25
21	-2.486	4.388	1.556	9.43×10^6	17
22	-2.323	4.306	1.466	4.22×10^6	25
23	-2.464	3.795	1.742*	7.04×10^5	17
24	-2.474	3.835	1.735	6.18×10^5	17
25	-2.632	4.344	1.672	4.25×10^4	25
26	-2.335	4.389	1.451	8.89×10^4	33
27	-2.325	4.922	1.306	4.63×10^3	33
28	-2.169	4.938	1.204	2.13×10^3	33
29	-2.652	4.577	1.612	4.31×10^3	25
30	-2.372	4.728	1.384	7.23×10^2	25

1.*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

2.STD 代表累積超常報酬的樣本標準差。

3.Posterior odds ratio 計算是資料在 H_0 與 H_1 的樣本概度比檢定，採用 diffuse prior 方法積分得到。

表 8 臺灣 50 指數剔除股事件日（2 日到 T 日）平均累積超常報酬率暨第 1 日的平均報酬與負的累積平均報酬之檢定

2 to T	SCAR	STD	t	Posterior Odds Ratio	PERCENT>0
2	0.951	1.242	2.152**	2.06×10^{31}	83
3	1.043	1.234	2.366**	7.49×10^{30}	83
4	1.136	2.011	1.772*	5.53×10^{39}	83
5	1.178	1.812	1.997*	6.71×10^{29}	83
6	0.389	2.068	0.621	6.18×10^{25}	67
7	0.293	2.489	0.406	6.68×10^{24}	75
8	0.796	2.121	1.205	8.95×10^{22}	75
9	1.103	1.552	2.120**	6.10×10^{22}	67
10	1.327	2.034	2.035*	0.63×10^{19}	83
11	1.078	2.079	1.638	8.78×10^{19}	75
12	0.535	2.058	0.844	5.78×10^{18}	58
13	-0.038	2.988	0.018	1.83×10^{17}	50
14	-0.203	3.291	0.182	5.10×10^{14}	58
15	-0.797	3.962	0.651	8.81×10^{11}	33
16	-0.988	3.897	0.823	3.36×10^{10}	33
17	-1.481	3.203	1.477	8.71×10^{10}	25
18	-1.366	2.811	1.535	2.87×10^9	33
19	-1.482	3.200	1.480	8.41×10^9	25
20	-0.996	2.748	1.144	4.28×10^9	33
21	-1.098	2.669	1.294	1.75×10^7	33
22	-1.217	2.947	1.312	9.76×10^7	33
23	-0.960	3.771	0.824	9.12×10^5	42
24	-0.848	3.578	0.764	5.84×10^4	42
25	-1.005	3.398	0.952	3.61×10^4	42
26	-1.552	3.657	1.370	9.21×10^3	33
27	-1.478	4.347	1.111	6.46×10^3	33
28	-1.273	4.430	0.941	4.65×10^2	42
29	-1.064	4.138	0.838	7.37×10	42
30	-1.314	4.040	1.059	2.53	42

1. *、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

2. t 代表兩樣本的均數檢定，一個是新增股（剔除股）在第 1 日的超常報酬和負的 2 日到 T 日累積平均報酬之 t 檢定，此檢定假設兩個樣本有不同的變異數，這些不同的 t 統計量是不獨立的。

表 9 臺灣 50 指數新增股宣告日之異常交易量率

Event Day	SAR	STD	t-value	PERCENT>0
-10	0.496	1.710	1.568*	67
-9	0.441	1.386	1.393*	58
-8	0.382	0.941	1.206	50
-7	0.462	1.204	1.459*	58
-6	0.541	1.210	1.711*	50
-5	0.173	1.083	0.548	33
-4	0.293	0.919	0.928	50
-3	0.320	1.055	1.010	42
-2	0.400	1.154	1.263	42
-1	0.497	1.320	1.571*	42
0	0.057	0.823	0.181	33
1	1.327	2.131	4.194***	67
2	0.865	1.603	2.735***	50
3	0.626	1.403	1.979**	58
4	0.635	1.405	2.008**	50
5	0.475	1.424	1.503*	42
6	0.433	1.092	1.369*	58
7	0.315	0.843	0.996	50
8	0.112	0.675	0.353	42
9	0.322	0.824	1.017	58
10	0.588	0.930	1.860**	75
11	0.857	1.519	2.708***	67
12	0.439	1.294	1.388*	42
13	0.340	0.778	1.074	67
14	0.731	1.339	2.311**	67
15	0.374	0.778	1.184	58
16	0.470	0.953	1.485*	58
17	0.496	1.154	1.567*	50
18	0.324	1.024	1.026	42
19	0.588	1.422	1.858	42
20	0.635	1.265	2.007**	50
21	0.378	0.997	1.194	50
22	0.553	1.709	1.748*	58
23	0.324	1.012	1.024	50
24	0.425	1.342	1.343	50
25	0.924	2.372	2.919***	42
26	0.908	2.206	2.871***	50
27	1.145	3.301	3.621***	50
28	1.133	3.115	3.581***	42
29	0.538	1.261	1.700**	75
30	0.647	1.266	2.046**	58

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

表 10 臺灣 50 指數剔除股宣告日之異常交易量率

Event Day	SAR	STD	t-value	PERCENT>0
-10	-0.126	0.517	-0.722	42
-9	-0.035	0.548	-0.201	42
-8	0.037	0.599	0.211	50
-7	-0.178	0.364	-1.022	25
-6	-0.257	0.422	-1.471*	33
-5	0.053	0.735	0.303	50
-4	0.102	0.512	0.583	50
-3	0.039	0.739	0.222	42
-2	-0.159	0.481	-0.914	33
-1	0.295	1.387	1.694*	42
0	0.029	1.030	0.167	33
1	0.118	1.088	0.678	33
2	0.157	1.027	0.900	42
3	0.124	0.898	0.712	42
4	0.344	0.813	1.974**	67
5	0.342	1.045	1.961**	50
6	0.660	1.513	3.786***	67
7	0.150	0.827	0.859	50
8	0.171	1.087	0.983	42
9	0.112	1.121	0.642	25
10	0.377	1.335	2.163**	50
11	0.277	0.897	1.588*	67
12	-0.107	0.561	-0.615	42
13	-0.048	0.535	-0.273	50
14	0.033	0.660	0.192	42
15	0.382	1.279	2.193**	67
16	0.063	0.871	0.361	42
17	0.176	0.929	1.008	33
18	0.030	0.681	0.172	50
19	0.201	1.634	1.150	42
20	-0.040	0.780	-0.230	33
21	-0.029	0.725	-0.167	33
22	-0.145	0.552	-0.833	42
23	-0.024	0.693	-0.140	50
24	-0.166	0.663	-0.950	33
25	-0.090	0.965	-0.516	25
26	-0.095	0.694	-0.544	25
27	0.022	0.786	0.125	42
28	-0.079	0.789	-0.455	33
29	0.086	0.693	0.494	33
30	-0.209	0.449	-1.200	17

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

為了更深入探討，本文分別計算如同表 3 等 12 個事件窗口的累積異常交易量率，進行 t 檢定，以瞭解各事件窗口的異常交易量率是否大於零。並將其結果彙整於表 11。

表 11 顯示在新增股部份，事件日窗口 (0,1) 累積異常交易量率為 1.384，並不顯著 ($t=1.09$)，事件日窗口 (-2,2)、(0,2)、(0,4)、(3,12)、(3,22)、(8,12)、(12,22) 之平均累積異常交易量率顯著，顯示事件宣告後，交易活動熱絡。同時本文發現事件期窗口在交易前兩天(-2,0)與事件期窗口(-12,-2)、(-22,-3)也都呈現顯著為正的平均累積異常交易量率 5.971 與 9.147 ($t=5.056$ 與 6.37)。顯示宣告前 20 天仍有熱絡的交易活動。在剔除股部份，宣告前的事件日窗口並不顯著。在事件日窗口(0,2)、(0,4)、(3,12)、(3,22)、(8,12) 之平均累積異常交易量率顯著大於零，顯示事件宣告後，交易活動熱絡。

表 11 新增股與剔除股之累積異常交易量分析

事件日	新增股 (N=12)		刪除股 (N=13)	
	CAVR	t-value	CAVR	t-value
(-22,-3)	9.147	6.370***	-0.079	-0.135
(-12,-2)	5.971	5.056***	-0.556	-1.242
(-2,0)	0.954	2.384**	0.165	0.417
(-2,2)	3.146	2.903*	0.440	1.170
(-1,0)	0.554	1.260	0.325	1.219
(0,1)	1.384	1.090	0.148	1.655
(0,2)	2.249	2.021*	0.304	2.684**
(0,4)	3.511	3.42***	0.773	2.977**
(3,12)	4.802	7.287***	2.451	3.767***
(3,22)	9.691	12.618***	3.074	3.441***
(8,12)	2.317	3.695***	0.830	2.025**
(12,22)	5.327	12.273***	0.516	1.012

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

接著，本文檢定宣告日的異常報酬率與異常交易量率之間的關係，檢驗不完全替代假說。定義 RETURN 為宣告日的異常報酬率；ABADAVR 為宣告日的異常交易量率；USAVR 為大盤交易量率。嘗試以 Shleifer (1986) 的擴展張模型做橫段面迴歸檢驗。

$$\text{RETURN(新增股)} = 0.0756(0.219) + 0.2412(0.4374) \text{ABADAVR} - 0.8334(-1.043) \text{USAVR} \quad (18)$$

$$R^2 = 0.1158 \quad N = 12$$

$$\text{RETURN(剔除股)} = -0.045(-0.2203) + 0.4376(2.133) \text{ABADAVR} + 0.734(1.982) \text{USAVR} \quad (19)$$

$$R^2 = 0.433647 \quad N = 13$$

(18) 式顯示新增股 ABADAVR 的係數為正值 0.2412 卻不顯著 ($t=0.4374$)，USAVR 的係數為負值也同樣不顯著 ($t=-1.043$)。顯示 RETURNR 與 ABADAV 呈正相關，與 USAVR 呈負相關卻都不顯著。(19) 式剔除股 ABADAVR 的係數為正值 0.4376，在 90% 的信賴區間顯著 ($t=2.133$)，USAVR 的係數為正值 0.734，在 90% 的信賴區間顯著 ($t=1.982$)。顯示一般交易量率也同時與報酬正相關。這兩個結果與上述的分析是一致的，在此，大體上本文沒有充分證據支持不完全替代假說。

伍、結論

指數股票型基金 (Exchange Traded Fund, ETF) 正式名稱為「指數股票型證券投資信託基金」，是一種追蹤標的指數之變化且在證券交易所上市交易之基金，兼具股票、開放式指數基金及封閉式指數基金之特色。在全球的金融市場，除了美國之外，ETF 目前也以極快的速度在全球其他地區發展開來，包括加拿大、香港、德國、荷蘭、瑞士、義大利、英國、日本、新加坡、韓國、澳洲與臺灣等國都有買賣 ETF 商品。臺灣 50 指數 ETF 成為目前最新、最有潛力的金融工具，涵蓋有效的投資與避險功能，並作為基金投資績效之評量標準，不僅可供開發 ETF、指數基金及各種店頭市場的指數連動金融商品，可提供臺灣期貨交易所開發指數期貨、指數選擇權等相關商品。

近年來有許多研究者對研究股票指數修訂所造成的影響感到有興趣，從 S&P 500 指數、道瓊指數 (Dow Jones Index)、加拿大的 TSE300、義大利的 MIB30、德國的 DAX100 等。然而，這些不同指數的實證結果往往具有相當大的差異。但

這些研究有一個共通的結論：被編入指數的股票相對優於市場。本文將焦點放在臺灣 50 指數成分股編制的特性下，成分股編制修訂的事件宣告後，是否存在顯著的異常報酬與異常交易量，其宣告效果是否符合本文預設的研究假說。

實證結果顯示，如表 2 與表 3 所示，在宣告日當天的平均異常報酬率無論是新增股或是刪除股都不顯著，表 4 在事件日窗口 $(0, 1)$ 的累積異常報酬率無論是新增股或是刪除股也都顯示不顯著，新增股在窗口 $(-22, -3)$ 的累積異常報酬率呈現顯著性，刪除股在宣告日之前的各個窗口則都呈現不顯著。本文於前言曾詳細說明臺灣 50 指數成分股調整之規則，換句話說，有心的投資人或投資機構可以經由市值排名與新上市總市值排名預知成分股調整內容。從這個角度來看，其影響是有先期反映的現象，這種先期反映的現象，也間接透露出臺灣 50 指數成分股調整並無顯示特殊訊息內涵，此種特性與臺灣 50 指數成分股調整規則公開且透明化的特性不謀而合。

在前面的章節裡，本文採用標的股與控制股兩者的均數檢定，驗證指數修訂後（新增或剔除），標的股與控制股的超常報酬率是否有所差異，實證結果是沒有任何證據證實標的股與控制股有所差異。整體看來雖然沒有拒絕資訊假設，但結果對於臺灣 50 指數吐露特殊資訊感到懷疑。另外，無論在新增股或刪除股部分實證結果間接並無證據支持價格壓力假說的假設。

在模型異常交易量率的檢定，實證顯示，新增股在事件宣告後六週仍具有顯著正的異常交易量率，且平均百分比大於 50%，顯示新增股在宣告日後持續有正的累積異常交易量率（圖 2 所示）。在剔除股部分，宣告日後 4-6 日有顯著正的異常交易量率，在宣告日後兩週內仍有顯著正的異常交易量率，三週後開始有負的累積異常交易量率。顯示成交量率有萎縮的跡象（圖 2 亦可觀察出）。在新增股宣告後交易的第一天，交易量就大幅的增加，顯示需求的移動，同時，價格呈現較不顯著的增加。本文嘗試以 Shleifer 的擴展張模型做橫段面迴歸檢驗。結果發現新增股的 RETURNR 與 ABADAV 呈正相關，與 USAVR 呈負相關（雖然符合本文假設的關係），卻皆不顯著。剔除股的 RETURNR 與 ABADAV、USAVR 呈正相關，在 90% 的信賴區間顯著，顯示一般交易量率也同時與報酬正相關。這兩個結果與上述的分析是一致的，在此，大體上本文沒有充分證據支持不完全替代假說的假設（股票需求曲線斜率為負的假設）。

在檢驗兩者的異常報酬率是否有所差異的同時，結論亦顯示並沒有充分證據支持流動成本 LCH 假說。從另一個觀點來看，由於臺灣 50 指數的成分股納入是以其市值大小為主要依據，因此，納入指數的公司幾乎都是具高知名度的大公司，絕非未具知名度的小公司。

解讀本研究之發現與成果應立基於以下事實之限制。雖然本研究在研究過程中已力求周延，但仍受限於每季臺灣 50 成分股遴選的規則，以致成分股異動較少，導致宣告事件之樣本較少，建議後續的研究者若能拉長研究期間，使樣本數增加，統計結果將更具說服力。

本文主要架構以臺灣 50 指數為例，並根據臺灣 50 指數編制有別於其他指數特性（包含成分股透明、固定與修正規則公開）的角度，對臺灣 50 指數新增（刪除）成分股的宣告效果進行一系列的實證分析，與過去文獻相較，呈現出最大不同的訊息在於並非所有指數成分股異動時，都具有資訊內涵效果。本文實證結果顯示檢測各種假說皆無證據支持，更支持本文的論點，這是本文最大的貢獻。

最後，本文相信未來將有更多臺灣 50 指數 ETF 周邊相關的衍生性金融商品出現，這些股價與成交量所衍生模型所產生的不同效果，勢必將影響投資人所持有的投資組合與相對應的投資策略，本文期待可以提供政府主管機關與相關部門在制訂投資政策與發展金融商品的參考依據。期待對上市公司、交易所、證券商與投資人而言均帶來各種商機與利益，最終能協助擴大投資市場規模和促進經濟成長。未來的研究應可針對不同國家相同編制原則與方法的指數修訂進行比較性的綜合分析，這是本文關心與期待後續發展的方向。

參考文獻

- Lynch, Anthony W. and Mendenhall, Richard R. (1997), "New Evidence on Stock Price Effect Associated with Changes in the S&P 500 Index." *The Journal of Business*, 70, 3, 351-383.
- Shleifer, Andrei (1986), "Do Demand Curves for Stocks Slope Down." *The Journal of Finance*, Xli, 3, 579-590.
- Barber, Bard M. and John D. Lyon (1997), "Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics." *Journal of Financial Economics*, 43, 341-372.
- Barontini, R. and Rigamonti, S. (2000), "Stock Index Futures and the Effect on Cash Market in Italy: Evidence from Change in INdex." Composition, working paper.
- Beneish, M. D. and Gardner, J. C. (1995), "Information costs and liquidity effects from change in the Dow Jones Industrial Average list." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 1, 135-157.
- Chung, R. and Kryzanowski, L. (1998), "Are the market effects associated with revisions to the TSE300 index robust?" *Multinational Finance Journal*, 2, 1, 1-36.
- Deininger, C., Kaserer, C., and Roos, S. (2000), "Stock price effects associated with index replacement in Germany." working paper.
- Dianek, Denis; McConnell, John J.; Ovtchinnikov, Alexei V.; and Yun Yu (2003), "S&P 500 Index Additions and Earnings Expectation." *The Journal of Finance*, 3, 5, 1821-1840.
- Dhillon, U. and Johnson, H. (1991), "Changes in the Standard and Poor's 500 lists." *Journal of Business*, 64, 75-85.
- Erwin, G. R. and Miller, J.M. (1998), "The Liquidity Effect Associated with Addition of a stock to the S&P500 Index: Evidence from Bid/ask Spreads." *The Financial Review*, 33, 131-146.
- Harris, L. and Gurel, E. (1986), "Price and Volume Effects associated with Changes in the S&P 500 list: new Evidence for the Existence of Price Pressures." *Journal of Finance*, 41, 815-829.
- Lamoureux; Christopher, G.; and Wansley, James W. (1987), "Market Affects of Changes in the Standard & Poor's 500 Index." *Financial Review*, 22, 1, 53-69.
- Khelifa Mazouz (2004), "The effect of CBOE option listing on the volatility of NYSE trade stock: A time-varying variance approach." *Journal of Empirical Finance*, 11, 695-708.
- Shleifer, A. (1986), "Do Demand Curves for Stocks Slope Down?" *Journal of Finance*, 41, 579-590.
- Woolridge, J. Randall and Ghosh Chinmoy (1986), "Institutional Trading and Security Prices: The Case of Changes in the Composition of the S&P 500 Index" *Journal of Financial Research*, 9, 1, 13-24.

委外研究報告摘要

海峽兩岸期貨市場相互開放探討研究報告

◆ 北京工商大學證券期貨研究所所長

● 胡俞越 教授

摘要

2008 年，次貸危機席捲全球，期貨市場上演了百年難遇的過山車行情。期貨交易成為了世界各國矚目的焦點，期貨市場在國際經濟中的地位也越來越重要，全球期貨市場的聯繫更是越來越緊密。但是由於種種原因，中國大陸期貨市場的開放卻一直未取得實質性進展。不過，在全球金融行業混業經營格局的背景下，大陸期貨市場與期貨行業根本無法在其金融業整體對外開放的過程中獨善其身，開放乃大勢所趨。

首先，我們需要明確期貨行業與期貨市場對外開放這兩個既相互聯繫又相互區別的概念。期貨行業的對外開放是指，國內期貨公司在股權結構中引入外資，使外商投資者成為期貨公司的股東或戰略投資者；期貨市場的對外開放是指，允許外資進入大陸期貨市場進行投資活動，他們與國內期貨投資者享有平等的權利。這兩個方面是中國期貨市場整體對外開放的兩個不同層面，同時又不可分割，只有同時實現了期貨行業與期貨市場的對外開放，我們才能說中國期貨市場實現了全面對外開放。

壹、大陸期貨業對外開放的現狀及前景

一、大陸監管當局對期貨業開放所持態度

(一) 監管當局對期貨行業開放的態度

大陸期貨行業的發展一直較為緩慢，期貨公司只能從事單一的經紀業務，不能從事自營，資產管理等國外期貨公司允許的期貨業務。總的來說，國內的期貨公司與國外相比存在著不少的差距。對於引進外資來幫助國內期貨公司的發展，中國證監會一直都持審慎開放的態度。

2005 年，中國證監會在對外資投資期貨行業開始有所放開。根據當時發佈的《港澳服務提供者申請期貨經紀公司股東資格審核》，外資就已能夠借助這條“綠色通道”投資中國內地的期貨公司。到目前為止，荷蘭銀行，東方彙理金融以及摩根大通三家外國投行都已成功地通過港澳子公司進入到國內期貨市場。

2007 年 11 月 7 日，大陸發改委和商務部聯合對外發佈了《外商投資產業指導目錄（2007 年修訂）》，首次將期貨公司從禁止外商投資產業移至限制外商投資目錄下，這意味著從 2007 年 12 月 1 日起，外商可以在中方控股的前提下直接投資於內地期貨公司，中國期貨行業正式步入對外開放的時代。不過直到 2008 年 9 月，中國證監會相關細則仍沒有出臺。從中我們也可以看出，證監會對於開放大陸期貨行業的謹慎態度。

(二) 監管當局對期貨市場開放的態度

中國的商品期貨市場一直都是受保護的，不允許外資參與其中。雖然此前有呼聲要求參照中國證券市場上的 QFII（合格境外投資者）制度，開放商品期貨市場。但據我們所知，短期內要想開放這個市場的可能性不是很大，整個監管層對於開放商品期貨市場可謂非常謹慎，不會輕易放開。

不過，對於即將推出的金融期貨，外資可能可以在一定限制內允許參與。據我們所知，監管層可能會允許 QFII 參與大陸的金融期貨交易，但只能限制在套保的範圍之內，並且有額度限制。

（三）監管當局對境內資金參與境外期貨的態度

對於境內資金參與境外的期貨交易，目前是只允許大陸國有企業開展境外期貨套期保值業務，而且也僅限於國外的商品期貨。據我們所知，短期內，中國證監會很難放開限制，允許其他資金參與國外的期貨交易。

不過，在大陸金融期貨發展到一定程度後，可能會允許 QDII（合格境內機構投資者）這樣的金融機構參與國外的金融衍生品交易，但是都可能有嚴格的限制。

二、大陸期貨業對外開放的現狀

（一）外資通過 CEPA 協定進入大陸期貨行業

2005 年，根據當時發佈的《港澳服務提供者申請期貨經紀公司股東資格審核》（CEPA 協定），外資能夠借助這條“綠色通道”投資中國內地的期貨公司。到目前為止，荷蘭銀行，東方彙理金融以及摩根大通三家外國投行都已成功地通過港澳子公司進入到國內期貨市場。

荷蘭銀行的香港子公司荷銀金融期貨亞洲有限公司於 2005 年 11 月獲准入股銀河期貨資格，從股權結構看，銀河證券處於控股地位，荷銀金融期貨亞洲有限公司出資 2001 萬元，占註冊資本的 40.02%。

東方彙理金融香港有限公司在中信期貨的股東資格 2007 年初獲批，當年 12 月中信期貨完成相關注資、工商變更程式，增資至 1 億元、其中外資持有 42% 股權。據最新瞭解，中信東方彙理期貨經紀有限公司即將改名為中信新際期貨經紀公司。

中山期貨於 2007 年 9 月 24 日獲中國證監會核准摩根大通出資 2450 萬元，占外資持有上限 49% 的股份，上海邁蘭德實業發展有限公司出資 2500 萬元，占註冊資本的 50%，深圳市凱瑞達實業有限公司出資 50 萬元占註冊資本的 1%。

（二）內地期貨公司走出去

根據內地與香港 2005 年簽署的 CEPA 第三階段實施協定，自今年 2006 年 1 月 1 日起，符合條件的內地證券及期貨公司可在香港設立分支機構。為此，證監會也確定了內地期貨公司赴香港設立分公司的基本條件。目前在港設立分支機構的期貨公司有 6 家，它們資質較好，分別是格林期貨、永安期貨、廣發期貨、中國國際期貨、南華期貨和金瑞期貨。

（三）國有企業參與境外套期保值

中國證監會、國家經貿委、外經貿部、國家工商總局和國家外匯管理局於 2001 年 5 月 24 日聯合頒佈《國有企業境外期貨套期保值業務管理辦法》，規定國有企業及國有資產占控股或者主導地位的企業（以下簡稱國有企業）參與期貨交易限於套期保值業務。目前獲准的四批 31 家國有企業參與境外套期保值業務，有色金屬企業 21 家，4 家石油企業、4 家貿易企業和 2 家糧油企業。

2007 年，新的《期貨交易管理條例》第四十六條對國有企業參與境外套期保值進行了調整。對其應當遵守的各項要求進行了原則性規定：商務主管部門對境外商品期貨交易的品種進行核准；境外期貨項下購彙、結匯以及外匯收支，應當符合外匯管理有關規定；境內單位或者個人從事境外期貨交易的辦法，由國務院期貨監督管理機構會同國務院商務主管部門、國有資產監督管理機構、銀行業監督管理機構、外匯管理部門等有關部門制定，報國務院批准後施行。

三、大陸期貨業對外開放的前景分析

（一）大陸期貨業對外開放是必然趨勢

根據 2001 年中國加入 WTO 時的承諾，金融、保險業將有條件、有步驟地逐

步實現對外開放。入世六年來，銀行、保險和證券行業在對外開放領域取得了不同程度的進展。就廣度和深度來說，銀行業的對外開放最為全面和深入。

然而長期以來，中國期貨市場對外資有著嚴格的限制，不僅禁止外商直接投資期貨公司，而且禁止任何形式的外資進行期貨投資。在全球金融行業混業經營格局的背景下，我國的期貨市場與期貨行業根本無法在中國金融業整體對外開放的過程中獨善其身。因此，《外商投資產業指導目錄（2007 年修訂）》中規定了外商可以投資于期貨公司，為外資進入中國期貨市場打開了一扇窗，可見管理層已經意識到，中國期貨市場的對外開放不可逆轉，與其阻撓開放畏首畏尾，不如因勢利導直面挑戰。

（二）對 QFII 開放即將推出的滬深 300 股指期貨

今年年初，證監會就 QFII 參與股指期貨的方案徵求業界意見。據瞭解，《合格境外機構投資者股指期貨交易實施細則（討論稿）》中 QFII 將以客戶身份參與股指期貨，且只能從事套期保值業務，套期保值業務的資金額度不超過獲批投資額度的 5%，而 QFII 持有的買入股指期貨合約價值不超過獲批額度的 10%。

據瞭解，《討論稿》第六條中規定：合格投資者從事套期保值業務的資金額度不得超過獲批投資額度的 5%。獲批投資額度發生變化的，合格投資者應在投資額度發生變化的三個交易日內報告交易所，交易所在收到報告後對資金額度進行相應調整。《討論稿》第八條規定：合格投資者在任何交易日日終，持有的買入股指期貨合約價值，不得超過獲批額度的 10%。

（三）對外資開放國內商品期貨市場（推行期貨 QFII）

隨著國際金融市場趨向融為一體，我國期貨市場必然面臨著向外開放的競爭壓力，但同樣也有引進境外投資，提升國際地位的良好機遇。期貨市場應該走向開放，但市場開放應該是雙向互利、良性互動的。目前，國內期貨交易所各品種交易還僅限於國內投資者參與，國際影響力還相當有限，其產生的價格還不能在國際貿易中作為定價參照。因此，在境外期貨市場通過各種渠道吸引國內資金的情況下，在放寬國內符合條件的機構從事境外期貨交易的同時，國內期貨市場應

加快引入 QFII 制度，並在交易、交割等環節按照國際慣例探索規則創新，從而改善市場參與者結構，使國內的期貨價格能更好地反映國際供求，被更多的境外企業所接受。只有這樣，才能在同品種的境內外期貨市場上產生良性的聯動效應，謀得共同發展的雙贏局面，從而為在中國的期貨交易所內形成諸如銅、石油等重要戰略物資的國際定價創造條件。

貳、大陸期貨市場的概況介紹

一、近年來大陸期貨業總體運行情況

上世紀 90 年代初，在經過長時間醞釀後，新中國期貨市場破殼而出。但早期由於缺乏成熟的管理體制和法律法規以及各方利益的驅使，我國期貨市場盲目發展，全國各類期貨交易所超過 50 家，而期貨經紀機構則有近千家。整個期貨交易市場投機氣氛濃重，大戶聯手交易操縱市場，非法交易泛濫，多次釀成期貨市場風險事件，直接影響了期貨市場功能的發揮。1993 年底，政府有關部門開始了對整個期貨市場的清理整頓。

1993 年以來，我國期貨市場大體經歷了四個階段，其中 1993-1995（第一階段），全國期貨市場經歷了快速發展和急劇膨脹時期，當時中國期貨市場有 50 多家期貨交易所，經過初步清理整頓後，1995 年保留了 15 家試點交易所，交易品種為 35 個。1996 年-1999 年中國期貨市場經歷著清理整頓時期（第二階段），1996 年國家進一步對期貨市場進行治理整頓，全國最後剩下 3 家期貨交易所，期貨品種只保留了銅、鋁、天然橡膠、膠合板、秈米、綠豆、小麥、紅小豆、花生仁、大豆、豆粕、啤酒大麥等 12 個品種，期間成交量出現了萎縮。1999-2002 年（第三階段），全國期貨市場處於復蘇時期，期間成交量和成交額穩步回升。2003 至今，我國期貨市場開始呈現穩定增長的階段，期貨品種增至 18 個，期間成交量連破億手大關，至 2007 年已經達到 7.28 億手；成交額迅猛增長，經過幾年發展，由 2003 年的 10.84 萬億元迅速發展至 2007 年的 40.97 萬億元；年末持倉規模也從 2003 年的 147 萬手增至 2007 年的 369 萬手。

表 2-1：全國期貨市場歷年交易情況統計（1993 年—2007 年）

專案 年份	成交量	同比	成交額	同比	年末持倉量	同比
1993	890.69	-	5521.99	-	-	-
1994	12110.72	1259.70%	31601.41	472.28%	-	-
1995	63612.07	425.25%	100565.3	218.23%	-	-
1996	34256.77	-46.15%	84119.16	-16.35%	-	-
1997	15876.32	-53.65%	61170.66	-27.28%	-	-
1998	10445.57	-34.21%	36967.24	-39.57%	-	-
1999	7363.91	-29.50%	22343.01	-39.56%	-	-
2000	5461.07	-25.84%	16082.29	-28.02%	-	-
2001	12046.35	120.59%	30144.98	87.44%	-	-
2002	13943.26	15.75%	39490.16	31.00%	1605942	-
2003	27986.42	100.72%	108389.03	174.47%	1469608	-8.49%
2004	30569.76	9.23%	146935.32	35.56%	1470384	0.05%
2005	32284.75	5.61%	134448.38	-8.50%	1727462	17.48%
2006	44947.41	39.22%	210046.32	56.23%	3130096	81.20%
2007	72842.68	62.06%	409722.43	95.06%	3688438	17.84%
合計	384637.75		1437547.7			

說明：(1) 成交量：萬手；(2) 成交額：億元；(3) 年末持倉量：萬手

二、大陸期貨交易所運行狀況

目前，中國大陸一共有三家商品期貨交易所以及一家金融期貨交易所。三家商品期貨交易所分別是上海期貨交易所、大連商品交易所和鄭州商品交易所。一家金融期貨交易所是位於上海的中國金融期貨交易所，但該交易所至 08 年 9 月還未推出有交易品種，近期準備推出的是滬深 300 股指期貨。

（一）上海期貨交易所的基本概況

1. 會員結構

至 2007 年底，上海期貨交易所（以下簡稱“上期所”）有會員 210 家，其中經紀公司會員 172 家，占 81.9%，自營會員 38 家，占 18.1%。

2. 交易情況

從 2006 年到 2007 年，上期所在逐步完善風險控制機制的基礎上，保持了市場的總體平穩運行，交易規模持續擴大。2006 年、2007 年上期所總成交額分別為 12.61 萬億元、23.13 萬億元，分別較上一年增長 92.81% 及 84.43%，占內地期貨市場份額的 60.03% 及 56.45%。2007 年新上市的鋅期貨運行平穩。

表 2-2 2006-07 年上海期貨交易所交易情況

成交 (億元) 品 種	2006	變化率	2007	變化率
銅	33367.29	-17.54 %	101451.23	204.04%
鋁	28467.25	666.39 %	9377.90	67.06%
鋅	-	-	24753.79	-
天然橡膠	55726.90	257.18 %	87225.28	56.52%
燃料油	8539.13	51.87%	8496.46	-0.50%
總計	12.61 (萬億元)	92.81%	23.13 (萬億元)	84.43%

資料來源：據證監會、期貨業協會資料整理

(二) 大連商品交易所概況

1. 會員結構

至 2007 年底，大連商品交易所（以下簡稱“大商所”）有會員 195 家，比 2006 年增加 6 家，其中經紀公司會員 179 家，占 91.79%，自營會員 16 家，占 8.21%。

2. 交易情況

2006 年、2007 年大商所總成交額分別為 5.22 萬億元、11.92 萬億元，分別較上一年增長 9.99% 及 128.64%，占內地期貨市場份額的 24.83% 及 29.10%。06-07 年新增線型低密度聚乙烯和棕櫚油期貨品種。其中聚乙烯期貨推出實現了在工業品領域的突破，使交易所邁出了由單一的農產品交易所向綜合性交易所轉變的關鍵一步。

表 2-3 2006-07 年大連商品交易所交易情況

成交 (億元) 品 種	2006	變化率	2007	變化率
豆一	4,873.64	-78.93%	37,440.63	668.23%
豆二	992.44	240.33%	15.88	-98.40%
玉米	20,366.71	269.87%	19,821.83	-2.68%
聚乙烯	—	—	500.27	—
豆粕	14,719.75	-20.38%	39,138.73	165.89%
棕櫚油	—	—	592.20	—
豆油	11,200.64	—	21,735.87	94.06%
總計	52,153.17	9.99%	119,245.39	128.64%

資料來源：據證監會、期貨業協會資料整理

(三) 鄭州商品交易所概況

1. 會員結構

至 2007 年底，鄭商所有會員 226 家，其中經紀公司會員 183 家，占 81%，自營會員 43 家，占 19%。

2. 交易情況

2006-2007 年，我國期貨業邁入加速發展階段，鄭商所期貨交易規模穩步擴大。2006 年、2007 年鄭商所總成交額分別為 3.18 萬億元、5.92 萬億元，分別較上一年增長 46.99% 及 86.12%，占內地期貨市場份額的 15.14% 及 14.44%。06 年底 PTA 期貨上市，07 年菜籽油期貨上市。

表 2-4 2006-07 年鄭州商品交易所交易情況

成交 (億元) 品 種	2006	變化率	2007	變化率
棉花	3064.81	-80.44 %	4338.88	41.57%
菜籽油	—	—	585.92	—
白糖	23504.33	—	35240	49.93%
PTA	149.79	—	3871.59	2484.68 %
強筋小麥	5065.26	-10.41 %	15127.48	198.65
普通小麥	8.41	-97.24 %	8.51	1.19%
總計	31792.59	46.99%	59172.38	86.12%

資料來源：據證監會、期貨業協會資料整理

(四) 中國金融期貨交易所概況

中國金融期貨交易所成立於 2006 年 9 月 8 日，從成立之日起就按照“高標準、穩起步”的要求推進滬深 300 股指期貨的各項籌備工作。截至 2007 年底，中金所共發展會員 65 家，其中全面結算會員 11 家，交易結算會員 33 家，交易會員 21 家。2007 年，中金所滬深 300 股指仿真交易平穩進行。全年股指期貨仿真交易日均成交 20 萬手，日均成交金額 3750 億元，日均持倉 12 萬張，機構開戶數 231 家，個人開戶數 68.5 萬戶。

三、大陸期貨經紀公司經營現狀分析

伴隨著我國期貨市場的發展，期貨公司的經營狀況也逐年好轉，特別是為股指期貨上市做準備，期貨公司紛紛通過增資擴股，壯大了自身的實力，而且，在逐漸繁榮的期貨市場這個大環境下，期貨公司的運營狀況，財務狀況，競爭力等都得到了長足的發展。

（一）期貨公司資產規模

2006 年與 2007 年是我國期貨公司實力迅速發展壯大的兩年，特別是 2007 年，隨著券商與上市公司併購期貨公司“潮”的到來，註冊資本在 5 千萬以上的期貨公司數量快速增長，特別是 1 億級及以上的期貨公司數量增加更快。

從資產總額的分佈來看，總資產在 5 億元以上的公司 2005 年有 3 家，占當時公司總數量的 1.98%，2006 年則有 8 家，占比 5.27%，2007 年大幅增加到 25 家，占整個調查公司總數的 16.45%，整個期貨行業中期貨公司的資產規模結構水平得到提高。

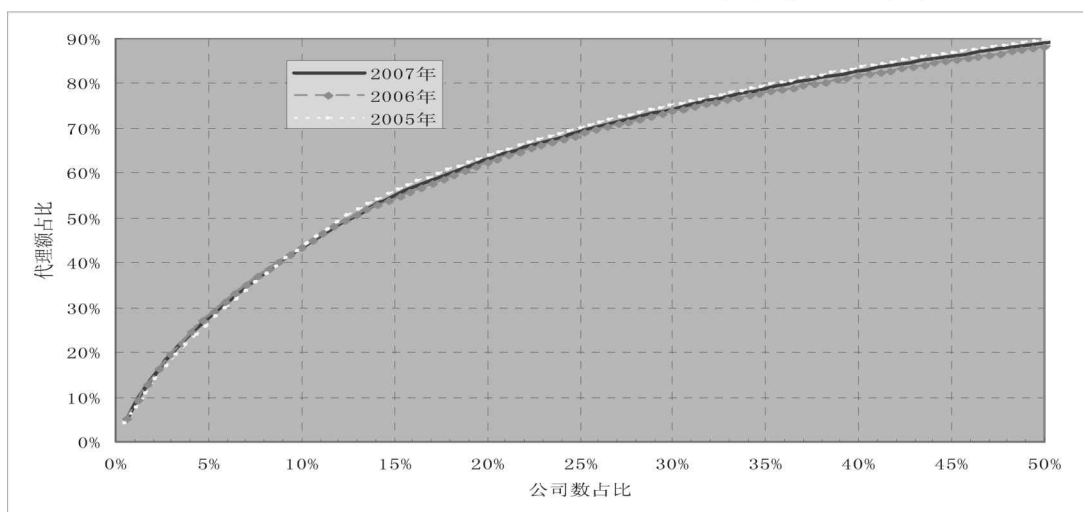
表 2-5：期貨公司資產規模

年度	金額區間	1 億以下	1-5 億	5—8 億	8 億以上
2007 年	公司數	35	92	14	11
	占公司總數的比例	23.03%	60.53%	9.21%	7.24%
	金額	1958809920	20916742657	9011981690	19262187719
	占總資產的比例	3.83%	40.89%	17.62%	37.66%
2006 年	公司數	70	74	6	2
	占公司總數的比例	46.05%	48.68%	3.95%	1.32%
	金額	3902382891	14992195121	3724126613	2607799384
	占總資產的比例	15.47%	59.43%	14.76%	10.34%
2005 年	公司數	93	55	2	1
	占公司總數的比例	61.59%	36.42%	1.32%	0.66%
	金額	5338089683	10698315221	1136009527	1393237106
	占總資產的比例	28.75%	57.62%	6.12%	7.50%

（二）期貨公司代理量與代理額的分佈情況。

2007 年我國期貨公司代理量排名前 20 的公司總代理量占到整個市場的 48.17%，代理額占比 48.58%；2006 年前 20 代理總量與代理總額是整個市場的 45.91%與 47.88%，2005 年的則為 47.19%和 45.90%。

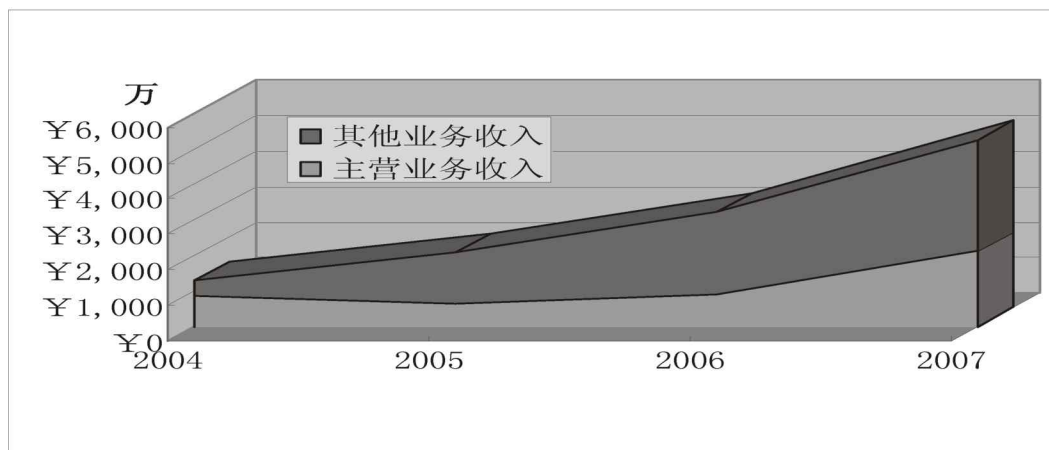
圖 2-1：期貨公司按成交額排名後的積累市場佔有率



（三）盈利水平

隨著期貨業的發展，期貨公司的資產總額也得到長足的增長，與此同時，公司的盈利水平也得到大幅的提高。2004 年，我國期貨公司平均主營業務收入為 865 萬元，2005 年略有下降，至 662 萬元，隨後 06 與 07 兩年主營業務收入增至 914 萬元和 2119 萬元。其他營業收入從 2004 年至 2007 年逐年攀升，從最初的 436 萬元快速增長到 2007 年的 3139.9 萬元。主營業務占比 2004 年為 66.48%，2005 年為 31.62%，2006 年與 2007 年分別是 28.49%和 40.29%。從主營業務收入與其他業務收入的增長率來看，主營業務收入的增長率 2005、2006 和 2007 年的增長率分別為 -23%，38%和 132%，呈加速上漲的趨勢，但其他業務收入的增長率由 2005 年的 228%降到 2006 年的 60%再到 2007 年的 37%，增長速度趨緩。

圖 2-2：2004-2007 年期貨公司平均收入構成變化



參、大陸期貨市場的法律監管體系

一、大陸期貨市場主要法規介紹

目前，中國大陸對其期貨市場監管的根本大法——《期貨法》的立法工作正在緊張有序地進行，但短期內還難以推出。現在期貨市場的主要法律監管體系包括“一個條例和四個辦法”，分別是《期貨交易管理條例》、《期貨公司管理辦法》、《期貨交易所管理辦法》、《期貨從業人員管理辦法》和《期貨公司董事、監事和高級管理人員任職資格管理辦法》。此外，監管部門還頒佈了一些相關配套法規，如《期貨公司金融期貨結算業務管理試行辦法》、《期貨公司風險監管指標管理試行辦法》、《期貨投資者保障基金管理暫行辦法》和《證券公司為期貨公司提供中間介紹業務試行辦法》等。

（一）《期貨交易管理條例》概述

1999年9月，《期貨交易管理條例》正式頒佈實施。但隨著社會主義市場經濟的不斷發展，《暫行條例》的有些規定已經不能適應期貨市場進一步規範發展的需

要。2007 年，國務院和監管部門對《期貨交易管理暫行條例》進行了修訂，新修訂的《期貨交易管理條例》已於 2007 年 4 月 15 日起施行。新條例包括了 8 章共 91 條，全面的闡述了對中國期貨市場的法律監管。

在進一步完善風險控制體系和加強市場監管的前提下，新《條例》對《暫行條例》的一些限制性措施予以適度修改。

1. 明確調整範圍，維護期貨市場集中統一的監管體制，為推出金融期貨消除法律障礙。

由於《暫行條例》草擬時國債期貨已暫停交易，當時期貨市場主要是商品期貨交易，故《暫行條例》並未明確其調整範圍。此次《暫行條例》修訂應明確調整範圍，交易品種既包括商品期貨，也包括金融期貨；交易工具既包括期貨，也包括期權。

2. 在嚴格控制風險的前提下，適當拓寬期貨公司的業務範圍。

《暫行條例》將期貨公司業務範圍僅限定於境內期貨經紀業務，這是當時國家對期貨市場實行嚴厲的治理整頓政策的體現。在《暫行條例》修訂過程中，業內特別是期貨公司方面也多次呼籲增加“期貨自營”和“期貨資產管理”兩項業務。考慮到這兩項業務存在較大風險，在目前期貨公司經營管理、專業經驗、人員素質等現實條件下，新《條例》在期貨公司業務範圍中未明確規定“期貨資產管理”業務，而且明確禁止期貨公司從事或變相從事期貨自營業務。

3. 對信貸資金入市的政策規定作必要調整。

關於信貸資金入市問題，《暫行條例》修訂最初是從解決那些取得農發行貸款支援的套保企業參與期貨交易著眼的。企業在實際經營中，其內部的自有資金和貸款資金在性質和形態上均無法進行嚴格區分，難以判定哪筆錢是自有資金、哪筆錢是信貸資金。而且，將來推出利率期貨、外匯期貨以後，商業銀行必然廣泛參與，其所屬資金的性質，本質上也可以說是信貸資金。如果嚴禁信貸資金入市，必然會對銀行參與金融期貨形成法律障礙。

爲此，新《條例》對此項監管政策作了適度調整，即：“任何單位或者個人不得違規使用信貸資金、財政資金進行期貨交易。”

（二）四個主要管理“辦法”介紹

1·《期貨公司管理辦法》

原《期貨公司管理辦法》於2002年7月1日正式開始實施，2007年經修訂後頒佈新的辦法。新辦法共八章九十七條，分章節對期貨公司的行政許可、公司治理、經紀業務規則、客戶資產保護、監管措施以及法律責任等作了規定。

2·《期貨交易所管理辦法》

《期貨交易所管理辦法》制定於1999年，2002年修訂過一次，2007年是第二次修訂。新頒佈的條例包括141條，全面概述了期貨交易所的職責和規章制度。

3·《期貨從業人員管理辦法》

爲適應《期貨交易管理條例》的要求，在《期貨從業人員資格管理辦法》（1999年9月1日頒佈實施，2002年1月修訂）的基礎上，2007年出臺了新的《期貨從業人員管理辦法》。新辦法主要對從業人員的從業資格的取得和登出、執業規則、監督管理和懲罰等五方面作出了規定。

4·《期貨公司董事、監事和高級管理人員任職資格管理辦法》

2007年，《期貨公司董事、監事和高級管理人員任職資格管理辦法》經修訂後重新頒佈。新《辦法》共七章六十五條，分別對期貨公司董事、監事和高級管理人員的任職資格條件、任職資格的申請與核准、行爲規則、監督管理以及法律責任等進行了規定。

二、期貨行業開放——《外商投資產業指導目錄(2007年修訂)》

早在2005年，中國證監會就已經發佈《港澳服務提供者申請期貨經紀公司股東資格審核》，外資就能夠借此投資中國內地的期貨公司。但現實問題是，並非是所有的外資都有實力通用繞道的方式來參股內地期貨公司，更多國際投資者還是希望等到時機成熟後，直接進軍中國期貨市場。

2007年11月7日，大陸發改委和商務部聯合對外發佈了《外商投資產業指導目錄(2007年修訂)》，首次將期貨公司從禁止外商投資產業移至限制外商投資目錄下，這意味著從2007年12月1日起，外商可以在中方控股的前提下直接投資於內地期貨公司，中國期貨行業正式步入對外開放的時代。但從目前情況來看，外資大規模的進入國內期貨市場還不太可能。因為，期貨公司對於外資來講，仍屬於限制類行業，國家從維護國內金融秩序、防範金融安全方面的考慮，仍對將外資進入內地期貨市場列入限制性專案。

外商投資期貨公司雖已經解禁，但外商直投期貨公司具體步驟尚待中國證監會出臺相應細則。在細則出臺前，外資和國內期貨公司所能做的都很少。業內人士估計，關於外資的股權問題，可能參照證券的相關法規，應該不允許超過49%。而外資參股期貨公司無非要經過兩個步驟：首先是尋找一家國內期貨公司進行參股談判，其次就是將申報材料上交監管部門審批。合作夥伴之間的談判主要涉及利益分配問題，很容易達成協定。但報送監管部門審批則可能頗費周折。

三、期貨業開放的法律限制及解決方案

目前，期貨公司對外開放涉及的政策法規主要有五個，分別是中國證監會、國家經貿委、外經貿部、國家工商總局和國家外匯管理局於2001年5月24日聯合頒佈的《國有企業境外期貨套期保值業務管理辦法》、中國證監會配合《內地與香港關於建立更緊密經貿關係安排》(CEPA)協定而於2005年8月19日發佈的《關於香港、澳門服務提供者參股期貨經紀公司有關問題的通知》、國務院2007年3月6日公佈的《期貨交易管理條例》、中國證券監督管理委員會2007年4月9日發佈的《期貨公司管理辦法》和國家發展和改革委員會和商務部聯合頒佈的要求自2007年12月1日起施行的《外商投資產業指導目錄(2007年修訂)》。

《關於香港、澳門服務提供者參股期貨經紀公司有關問題的通知》規定，符合規定條件的香港、澳門服務提供者可以通過受讓期貨公司股權的方式或者與內地公司共同出資設立期貨公司的方式參股內地期貨公司；香港、澳門服務提供者在擬參股的期貨公司中擁有的權益比例不得超過49%（含關聯方股權）。

《期貨交易管理條例》第十七條規定，期貨公司業務實行許可制度，由國務院期貨監督管理機構按照其商品期貨、金融期貨業務種類頒發許可證。期貨公司除申請經營境內期貨經紀業務外，還可以申請經營境外期貨經紀、期貨投資諮詢以及國務院期貨監督管理機構規定的其他期貨業務。

《期貨公司管理辦法》第五十一條規定，客戶開立賬戶，必須出具中國公民身份證明或者中國法人資格或者其他經濟組織資格的合法證件，中國證監會另有規定的除外。

《外商投資產業指導目錄（2007年修訂）》將原禁止外商投資的期貨公司列為對外開放領域。

從以上的介紹我們可以看到境內資金參與境外期貨市場主要受《國有企業境外期貨套期保值業務管理辦法》的約束；境內期貨公司對外開展業務主要受《期貨交易管理條例》和《期貨公司管理辦法》的約束；已到香港開展業務的境內期貨公司則要受《關於香港、澳門服務提供者參股期貨經紀公司有關問題的通知》的約束；境外機構要想進入我國期貨行業則要符合《外商投資產業指導目錄（2007年修訂）》的要求。

上面的法律法規約束了我國期貨市場的對外開放，臺灣資金要想繞過約束參與境內期貨市場不太容易。可行的辦法是通過談判，簽署一個像《內地與香港關於建立更緊密經貿關係安排》(CEPA)這樣的協定，打開大陸與臺灣期貨市場的聯繫。

肆、台資參與大陸期貨業的可能途徑

一、借鑒 CEPA 形式進入

(一) CEPA 基本情況介紹

2005 年 9 月，中國證監會在行政許可的框架下低調發佈了《港澳服務提供者申請期貨經紀公司股東資格審核》。CEPA 補充協定規定，持有香港證監會或澳門金管局相關牌照的仲介機構可以在內地設立合資期貨經紀機構，並持股不超過 49%。細則還規定，香港、澳門服務提供者如擬持有內地期貨經紀公司 10% 以上股權或擁有內地期貨經紀公司的實際控制權（含關聯方），其期貨經紀公司股東資格應當經證監會核准。

此外，細則還對港澳服務提供者申請期貨經紀公司股東資格的條件做出了相應限制。例如，想持股內地期貨經紀機構的港澳服務提供商需要符合 CEPA 及其補充協定對香港、澳門服務提供者的定義，持有香港證監會頒發的牌照或經澳門金融管理局登記，從事期貨經紀業務 5 年以上並合法存續，近 5 年未受到過金融、證券監管機構的處罰或紀律處分；註冊資本中實繳部分及股東權益折合為人民幣均不低於 5000 萬元；最近兩個會計年度連續盈利。

(二) 以 CEPA 形式開放期貨行業

香港的特殊地位使得海外期貨經紀機構可以利用香港作為中轉站投資于內地期貨經紀業，而且在香港取得一張期貨經紀業務的牌照並不困難。到目前為止，荷蘭銀行，東方彙理金融以及摩根大通三家外國投行都已成功地通過港澳子公司進入到國內期貨市場。

因此，臺灣的期貨機構也可以利用 CEPA 形式繞道投資內地的期貨公司。近日有媒體報道，臺灣寶來金融集團(下稱“寶來”)正在籌備入股一家大陸的期貨公司。目前已經與多家期貨公司開展談判，其中深圳最可能成為其成立合資期貨公司的城市。

目前寶來在臺灣已經擁有一家期貨公司——寶來曼氏期貨。寶來曼氏期貨由寶來下屬的寶來證券與曼氏集團合資成立，寶來證券持有 50% 的股權，曼氏集團持有 20% 股權，其餘為上市股東股權。目前不僅寶來有入股大陸的期貨公司的意願，曼氏集團也有這種意願。將來可能二者分別入資，也可能考慮在入資大陸的專案上，寶來再次與曼氏集團展開合作。

寶來可能就將通過 CEPA(《內地與香港關於建立更緊密經貿關係安排》) 通道來投資內地期貨公司。寶來於 1993 年在香港設立了寶來證券(香港)有限公司，該公司目前已經成為香港主流券商，並擔任著寶來大中華區佈局總窗口的角色，已取得滬深交易所 B 股特別席位以及中國證監會批核的經營外資股業務資格。

二、借鑒 QFII 形式進入

(一) QFII 制度介紹

2002 年 11 月 8 日，中國證監會與中國人民銀行聯合下發了《合格境外機構投資者境內證券投資管理暫行辦法》，中國的 QFII 制度正式推行，外資開始進入大陸的證券市場。經過近 6 年的發展，QFII 已經成為了大陸證券市場非常重要的機構投資者。據 1166 家上市公司半年報顯示，截至 6 月底，QFII 出現在其中 102 家公司股票的前十大非限售股股東中；QFII 累計持有市值 261.64 億元，持股數量達 13.09 億股。目前 QFII 額度擴大至 300 億美元，據悉獲批總額已突破 100 億美元，達到 102.95 億美元。

在大陸即將推出滬深 300 股指期貨之際，QFII 作為證券市場上重要的機構投資者也有套期保值的需求。考慮到中國履行 WTO 承諾、金融業進一步對外開放的形勢，允許 QFII 參與股指期貨將是必然。但監管部門對 QFII 的參與一直抱以審慎的態度。

今年年初，證監會就 QFII 參與股指期貨的方案徵求業界意見。據瞭解，《合格境外機構投資者股指期貨交易實施細則(討論稿)》中 QFII 將以客戶身份參與股指期貨，且只能從事套期保值業務，套期保值業務的資金額度不超過獲批投資額度的 5%，而 QFII 持有的買入股指期貨合約價值不超過獲批額度的 10%。

中金所之前的報告也指出要嚴格控制 QFII 進入期貨市場的額度與交易目的。首先，監管當局將嚴格限制 QFII 進入股指期貨的資金額度，例如可以考慮 QFII 只能將累計獲批額度的 10% 用於股指期貨投資。其次，QFII 參與股指期貨只能限於套期保值、不得從事投機，且必須事前向交易所提出申請，交易所視市場條件決定批准與否。第三，QFII 持倉必須符合交易所對一般投資者規定的持倉限額。因此，QFII 進入股指期貨市場的規模可控，其影響可以限制在較小範圍。

（二）以 QFII 形式開放期貨市場

不久前，臺灣推出“兩岸證券投資方案”，對五項金融業務進行了鬆綁。其中引人注目的是：島內券商開放赴大陸投資證券期貨業，臺灣券商可以通過第三地投資大陸證券公司，取消其持有大陸證券公司股份不得低於 25% 的限制，臺灣證券業投資大陸總額占淨值比重也從 10% 提至 20%。

對於未來參與大陸的金融期貨市場，臺灣的金融機構可以首先成為大陸的合格境內機構投資者（QFII），然後參與滬深 300 股指期貨以及以後的金融衍生品。通過這種 QFII 的方式，台資將可以同時參與大陸的證券市場和金融期貨市場，可謂一箭雙雕。

三、開放臺灣資金，以另外的形式進入大陸市場之可能性分析

通過上面的兩種方式，臺灣資金可以間接進入大陸的期貨市場，但不可否認的是對台資來說也存在限制和障礙。首先很現實的是，並非大部分台資都有實力通用 CEPA 繞道的方式來投資內地期貨公司，更多投資者還是希望直接進軍大陸的期貨市場。其次，要成為大陸的合格機構投資者也不是那麼容易。因此，尋求新的方法來參與大陸期貨市場可以說是非常重要。

從目前情況來看，大陸和臺灣雙方都有加強金融市場合作的意向，那麼是否雙方也可以簽署一個類似大陸與香港簽署的 CEPA 協定呢？這份協定就可以在雙方互利互信的前提下，加強雙方證券期貨市場的合作，在一定限度下開放雙方的期貨市場。

第一，通過簽署協定，雙方可以互相投資對方的期貨公司，加強期貨公司間的合作和交流，但前提都是要本方控股；

第二，允許符合條件的個人通過合資的期貨公司參與對方的期貨市場；

第三，允許一些滿足要求的優質金融機構成為合格的機構投資者參與對方的金融期貨市場，但大陸目前可能將投資範圍限制為僅做套期保值業務。

伍、海峽兩岸期貨業開放需注意的問題

一、兩岸期貨業開放談判方式分析

鑒於雙方不同的政治經濟體制和不同尋常的雙邊關係，我們認為，雙方在進行證券期貨領域的談判時不要僅僅是雙方監管部門談判。談判應分為以下三個層次：

首先，從最高級別來看，雙邊期貨市場的開放要通過海峽兩岸關係協會與海峽交流基金會的談判來實現。兩個協會的談判有助於減少談判過程中遇到的很多阻力，使談判的結果成為可能。特別是雙方期貨市場的開放還涉及到大陸的多個部委，僅僅是大陸證監會談恐怕以後執行時還會有阻力。

其次才是雙方監管部門談判，對應的雙方應是大陸的證券監督管理委員會與臺灣的證券及期貨監管局。雙方談判的內容應是期貨市場開放的細節，涉及行業和市場開放的範圍，條件和方式等。

最後是雙方自律監管組織，對應的雙方是大陸的期貨業協會和臺灣的期貨業商業公會。雙方可以對人才的認證、自律監管的方式等做出談判。

通過以上三個層次的談判，我們相信，雙邊期貨市場的開放才能在平等互利的基礎上變為現實。

二、促進兩岸期貨業開放的可行措施

(一) 加強兩岸行業協會的交流

爲了加強雙邊期貨市場的相互瞭解，首先雙方的行業協會要加強交流，分享雙方在自律監管方面的經驗。

中國期貨業協會近年來自律管理工作開展的很有成效，主要有三個方面的成就：

1· 完善行業自律制度。

2007 年，協會修訂頒佈了《〈期貨經紀合同〉指引》、《期貨經紀合同備案審查辦法》；配合《金融企業會計制度》的實施發佈了《期貨公司會計科目設置及核算指引》；配合《期貨從業人員管理辦法》的修訂，起草了期貨從業人員資格考試、資格管理、後續職業培訓、執業行爲準則，以及中國期貨業協會紀律懲戒程式、資料庫管理辦法等六個自律規則草案，並向業內公開徵求了意見；就 IB 業務的開展與中證協聯合制訂了《證券公司爲期貨公司提供中間介紹業務協定指引》。

2· 合規審查與糾紛調節。

爲在“五位一體”的監管體制中充分發揮行業自律組織的輔助監管作用，協會計劃在全國範圍內逐步建立起以調解方式解決期貨業務糾紛的機制，對期貨行業糾紛調解機制的運行模式、糾紛調解遵循的原則、糾紛調解工作的規範化與制度化等問題進行深入研究，完成了《關於建立期貨行業糾紛調解機制的工作方案》和糾紛調解的規範性文件，並上報了證監會。

3· 行業仲裁。

協會自 2004 年起開始與中國國際經濟貿易仲裁委員會(以下簡稱貿仲)接觸，探討在期貨行業推廣仲裁解決糾紛的機制，後因種種原因合作計劃暫時擱置。2006 年，協會換屆工作結束後，與貿仲的合作工作提上了議事日程。經過與貿仲會秘

書長及相關負責人員的協商，協會與貿仲的合作協定已基本確定。

同樣的，臺灣的期貨業商業同業公會很像美國的 NFA，其既要扮演期交所、主管機關和期貨業者之間協調者的角色，又要負責對期貨業者人員、設備、財務及業務的監管，可以說在整個臺灣期貨業中起到了重要作用。

加強兩個協會的交流無疑將對推動兩個市場的開放起到很好的推動作用，並且有利於雙方經驗的交流，促進雙方期貨市場的發展。

（二）加強兩岸期貨交易所的交流

從前面的介紹已經可以知道，大陸一共有四個期貨交易所。其中三個都是商品期貨交易所，唯一的一個金融期貨交易所還沒有品種上市，目前正在積極準備推出股指期貨。

而臺灣期貨交易所推出的主要是金融期貨和相關產品的期權。1998 年 7 月 21 日臺灣期貨交易所推出了第一個股指期貨合約--臺灣證交所加權綜合指數。臺灣期貨市場發展相當快，市場的成交量從 1999 年的 1,077,672 張增長到 2004 年的 59,146,376 張，增長近 60 倍。

雖然兩地交易的品種不同，但大陸在今後必然會推出金融期貨和期權交易。臺灣在發展當中也取得了一些經驗和教訓，加強雙方交易所的交流，必然有利於雙方的發展。並且雙方不僅可以交流經驗，更可以加強合作，比如一起推出期貨或期權新品種，進行金融創新。雙方交易的緊密合作也必將有利於雙方市場的開放。

（三）加強兩岸期貨公司的交流

臺灣地區期貨公司的發展歷史並不長，與大陸相似，但由於大陸期貨市場走過了一段彎路，客觀的說，臺灣地區期貨公司的發展要領先於大陸地區。

大陸的期貨公司只能做經紀業務，而臺灣的期貨公司還可以從事期貨自營、期貨顧問業務，以及期貨信託業務等。雖然大陸期貨監管部門還沒有放開大陸期貨

公司的業務範圍，不過可以預見的是，這些業務的拓展是期貨市場發展的必然趨勢。此外，由於大陸期貨公司（除香港的分公司外）代理的都是國內的商品期貨，因而交易軟體和系統要求比較單一，均由專門的軟體供應商提供。但是，臺灣地區的期貨公司代理的是全球和臺灣的股票、股指、利率、匯率、商品等期貨和期權品種，投資者對交易系統的要求比較高，不可能完全依靠軟體供應商提供，因此期貨公司量力而行開發具有個性的交易軟體和系統就成為必然的發展方向。

加強與臺灣期貨公司的交流必將有力於大陸期貨的進步，反過來也必將有利於臺灣期貨公司進入大陸期貨市場。雙方的合作是雙贏的，將有利於兩個市場的開放和健康發展。

三、大陸資金赴台投資的可能性及策略

（一）大陸資金投資臺灣期貨商

目前，在港設立分支機構的大陸期貨公司有 6 家，分別是格林期貨、永安期貨、廣發期貨、中國國際期貨、南華期貨和金瑞期貨。他們都是根據 CEPA 第三階段實施協定“走出去”的。

臺灣期貨業要對大陸開放應至少包括兩個方面：第一，允許內地期貨機構在臺灣開分支機構，在監管方面受當地法律的約束；第二，允許大陸的金融機構投資臺灣的期貨公司，以合資的形式進入臺灣期貨業，這些機構能夠與臺灣的本地期貨公司享有同等的權利，在一定條件下開辦一樣的業務。

（二）大陸資金投資臺灣期貨市場交易

大陸監管當局一直對境內投資者參與境外期貨市場相當謹慎，除了大型國有企業允許參與境外套期保值業務外，其他的投資人或機構都不允許參與境外期貨交易。如果大陸和臺灣簽署期貨市場雙邊開放協定，臺灣期貨市場允許大陸投資者參與其期貨市場要注意三個方面：

首先，在雙方開放的市場下，大陸投資者可以通過合資期貨公司或大陸期貨

公司的分支機構參與臺灣期貨市場的投資；

其次，企業參與臺灣期貨市場一定要以保值為基礎，減少投機交易；

第三，當時機成熟時，允許大陸合格境內機構投資者（QDII）參與臺灣的金融衍生品，包括金融期貨和期權交易。

四、其他相關問題

（一）加強相關期貨人才的認證及從業人員交流

雙邊期貨市場的開放必然要求雙方認證對方的期貨從業人員，這就需要雙方承認對方的期貨從業資格。但由於兩邊期貨市場的法律法規和交易品種的不同，在到對方的期貨市場時可能會出現問題。所以，我們建議，在兩邊期貨市場開放以後，由兩邊的期貨業協會組織共同的考試，考試範圍針對雙邊市場，只有通過考試者才能成為合格的兩個市場從業者。

此外，目前加強雙邊期貨從業人員的交流也是十分重要。由於政治原因，雙方的交流可能不太流暢，但只要可能雙方就要加強相互交流，共同進步。

（二）加強雙邊期貨技術合作

近年來，國際許多知名交易所不遺餘力地加大在技術系統方面的投入。技術系統已成為一流期貨交易所的工作重心，交易所之間的競爭在很大程度上已轉變為業務流程集約化的競爭。因此，中國期貨交易所近年來也加大了對技術的投入，並將其作為一種重要的競爭手段，紛紛把工作重點放在了完善交易機制和技術系統、提升安全性能和服務質量上，但是與臺灣交易所相比還存在著不少缺陷。為了以後期貨市場的開放，合作聯網，系統對接，雙方應加強技術方面的合作和交流。

此外，臺灣地區的期貨公司由於代理眾多品種，期貨公司會量力而行開發具有個性的交易軟體和系統。而大陸期貨公司的交易軟體和系統要求比較單一，均由專門的軟體供應商提供。加強技術合作與交流必將有利於開放後雙方公司的運作，更好為客戶服務。