

# 台灣期貨與衍生性商品學刊

【 第 八 期 】

中華民國九十八年六月

**CNFA**

中華民國期貨業商業同業公會

Chinese National Futures Association

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

## 索引

### ■ 學術研究論文

- ◆ 臺股指數衍生性商品到期日價格反轉因素及其可預測性之研究 ..... 陳佳政・陳政位 1  
黃金生
- ◆ 衍生性金融商品避險有效性測試—指定IRS為避險工具 ..... 薛敏正・林嬋娟 28  
何金瑜
- ◆ 外匯期貨交叉避險效果、避險期間及共整合 ..... 黃一祥 52  
—以韓圓、泰銖及馬來幣為避險對象
- ◆ 考慮偏態與峰態之台指選擇權實證分析 ..... 程言信・黃雅鈴 77

### ■ 委外研究報告摘要

- ◆ 期貨交易之市場資料揭露速度與關鍵因素研究 ..... 游張松・張耀鴻 112



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

## 臺股指數衍生性商品到期日價格反轉因素 及其可預測性之研究

- ◆ 嶺東科技大學財務金融系助理教授
- 陳佳政
- ◆ 臺灣大學農業經濟系副教授
- 陳政位
- ◆ 雲林科技大學財務金融系副教授
- 黃金生

### 摘要

本研究探討臺指衍生性金融契約到期日價格反轉效應之形成因素與價格反轉方向之可預測性，使用臺灣加權股價指數日內資料實證衍生契約結算點前後 15 分鐘、30 分鐘、60 分鐘、與整個交易日等，四個反轉區間之價格反轉的影響因素。本研究之解釋變數包括臺指衍生性金融契約到期日前的市場交易活動、機構法人交易量、與全球股市動態等變數。本研究之實證發現包括：（1）多元迴歸模型之實證結果顯示價差、趨勢、與留倉比率，對結算點前後 15 分鐘、與前後 30 分鐘之價格反轉具有顯著影響力。其中，當期貨領先現貨呈正價差時，造成結算點前後的價格呈倒 V 型反轉之負報酬；趨勢與留倉比率的提升，助長現貨市場多頭氣勢，使結算點前後呈 V 型反轉之正報酬；道瓊工業指數則對較長的反轉區間，如結算點前後整個交易日具顯著影響。（2）Logit Regression 之實證結果顯示，價差、趨勢、與留倉比率對臺指衍生契約結算價格反轉之方向具有預測能力。其中，期貨對現貨之價差將導致結算價格為負向之倒 V 型反轉；趨勢與留倉比率之提升則預測結算點之正向 V 型反轉。（3）本實證研究所顯示之有關價格效應形成因素、與價格反轉方向之預測結果，與多數財經媒體預測到期日結算之拉高或壓低相當一致。

關鍵字：到期日效應、價格反轉、市場結構、日內資料

## 壹、緒論

衍生性金融商品提供投資人迅速且有效率的金融市場風險移轉，但衍生性金融商品到期易引起標的股票市場鉅額成交量、瞬間改變價格等到期日效應。美國有三巫時刻<sup>1</sup>，通常在三巫時刻的最後交易時段內，投機者將順勢拉抬或打壓股市，以製造衍生性金融商品部位的獲利，這將使未來衍生性金融商品契約到期日的行情震幅大於平時，成交量放大、市場波動加劇。

到期日效應(expiration-day effects)主要有以下幾項：一、到期日價格效應(expiration-day price effects)：衍生性金融商品契約到期日，標的股票市場的價格出現異常變動，如以平均報酬率、實際波動度衡量。二、價格反轉(price reversal)：衍生性金融商品契約到期日前後，標的股票市場報酬率呈負向關係。三、到期日成交量效應(volume effects on expiration days)：衍生性金融商品契約接近到期日，標的股票市場權值股成交量異常變大。

一般而言，到期日效應會造成衍生性金融商品契約到期標的股票下單量失衡，交易者在市場下單買(賣)，到期會拉抬(壓低)該股票市場價格。價格波動與到期日下單量失衡具有不確定性，所以研究標的股票市場的到期日效應，能提供：一、投資者避險、套利的市場利益；二、投資組合經理人適當的調整持股，獲得更穩定的報酬率；三、交易所維護市場交易秩序，避免人為操縱影響市場；四、主管機關制定更適合的法令，抑制市場過度波動。

衍生性商品契約的到期日效應，是全球主要金融市場共同關注的議題。早期的研究主要集中在美國市場，如 Stoll and Whaley (1986,1987,1991)有系統地探討美國市場到期日效應、與監督機構因應的提議及其利弊與效果。Stoll

<sup>1</sup>每季月星期五最後交易小時，股票指數期貨、股票指數選擇權、與股票選擇權同時到期。

(1988)指出在因應到期日價格效應的解決方案中，SEC 在 1985 年 10 月提議修正期貨契約的結算程序，包括：一、縮減期貨部位的限制；二、使用平均價格取代收盤價為結算價格；三、不同衍生性商品契約採用不同的到期日；四、揭露套利部位。然而，在短短的半年內，SEC 又在 1986 年 6 月建議提早揭露收盤時的交易不平衡，以降低到期日效應之衝擊。值得注意的是：SEC 的提議，反應了修正方案由原先強調期貨契約的修正，如縮減部位限制與平均價格結算，轉變為強調股票市場交易程序的修正，以緩和交易的不平衡單。到期日效應的文獻研究，很迅速的擴及至歐洲與亞太地區的主要金融市場，在眾多的到期日效應文獻中，各國市場的到期日效應之實證結果相當不一致。Kan (2001) 與 Alkeback and Hagelin (2004) 指出到期日效應與市場結構有密切的關係，不同的市場微結構運作，造就不同的到期日效應，此一觀點恰可解釋到期日效應實證結論的分歧。

自臺灣期貨交易所成立以來，衍生性商品交易對現貨市場的衝擊，就一直監督機構與社會大眾關心的議題，尤其是衍生性商品的到期日效應，更是財經媒體爭相臆測與報導的主題。為持續強化期貨市場避險功能，期交所已於 2008 年 10 月 13 日起實施「法人機構避險交易帳戶制度」；11 月 10 日推出「整戶風險保證金計收制度(SPAN)實施至交易人端」、「交易人以有價證券抵繳保證金制度」；另於 11 月 21 日起實施「調整股價指數類期貨及選擇權最後結算日及最後結算價」，將最後結算日與最後結算價合而為一，以降低交易人隔日風險，新的 T 日結算價將自 12 月 17 日起實施，亦即當日到期之 2008 年 12 月份契約即開始適用。12 月期交所也將推出「TCP/IP 期貨交易網路」，以大幅提升目前期交所與期貨商之委託速率。本文的研究目的在於檢視影響到期日價格反轉與價格反轉方向的因素；包括價差、外資淨買超、期貨報酬率、趨勢、未平倉合約口數、未平倉口數留倉比率、與美國道瓊工業指數的漲跌點數及其報酬率，並且檢驗價格反轉方向之可預測性。

## 貳、文獻回顧與研究假說

### 一、到期日效應之形成原因

期貨接近到期日時，若有新的資訊進入市場，將使現貨市場的波動增加，造成價格出現過度反應或反應不足的現象。Board and Sutcliffe (1990) 以倫敦國際金融期貨交易所富時 100 股票指數期貨實證指出，只有價差會受到資訊的介入對股價產生影響，因此市場在到期時存在較高的報酬反轉現象，若以現貨價格波動取代資訊到達率，則到期日效應將更顯著，新資訊的確會對現貨價格產生部分的影響力。

期貨契約接近到期日時，期貨價格與現貨價格應會收斂趨向一致，可是在某些特定時日如三巫時刻，市場成交量會變大，股票價格也會劇烈波動。Stoll and Whaley (1987) 認為指數期貨與現貨之間的套利行為、及指數期貨到期的現金結算方式，是造成三巫時刻股價劇烈波動的主因。Vipul(2005)實證印度在 2001 至 2004 年之期貨與選擇權之到期日效應，其結果顯現到期日效應集中於平均報酬異常與成交量顯著放大。

管理證券市場的主要目的是預防與抑制市場操縱。Khwaja & Mian(2005)以巴基斯坦股票市場的交易資料為例，經紀人共謀操縱股價為自己利益交易，每年賺取的報酬率為 50-90%，高於場外的投資人。經紀人獲得超額報酬並非掌握市場時機，也非掌握流動性供給，而是利用價格操縱，保守估計經紀人報酬有一半來自於操縱。

臺灣到期日效應相關研究，蔡垂君(2003)指出：臺指期貨於到期日最後一小時交易期間，台股現貨報酬波動加劇、交易量上升；到期翌日開盤第一

小時，臺指現貨報酬上升，相對於前一日最後交易小時有價格反轉現象。闕河士、楊德源(2005)認為：臺股期貨於 2001 年 11 月後採取較長時間為結算價格，有助於降低現貨市場的價格波動；臺股期貨結算前後，並未出現價格反轉現象。李見發、林榮裕、陳秀綾(2005)使用 1998 年 7 月至 2004 年 10 月之臺灣股價指數期貨與摩根臺股指數期貨資料，支持臺股指數期貨與摩根臺股指數期貨到期日效應之存在。

李桐豪、杜昭儀(2006)認為期貨價格的最後結算方式可能是影響到期日效應的主要原因，臺灣期交所開盤 15 分鐘內的股票現貨市場價格波動度較大，採用此段期間的股價指數平均做為指數期貨最後結算價格的合理性亦有待商榷。建議未來仍採用平均值方式來決定股價指數期貨最後的結算價格，但應適度延長最後結算價格的計算期間、刪除價格極端值不列入股價指數平均值計算、或是選擇一段較能反應結算日當天股票現貨市場波動情況的期間，做為最後結算價格之計算基礎。Chou et al. (2006)檢驗臺灣市場在 1998-2002 年期間的到期日效應，其研究指出，臺灣市場普遍不存在到期日效應，但隨著期交所上市契約的成交量增加，臺灣市場到期日效應似乎也有加強的趨勢。

## 二、衍生性契約到期日價格反轉方向

到期日效應的形成原因相當複雜，Stoll and Whaley(1987)歸納 S&P 500 指數期貨契約到期日結算對現貨市場價格之衝擊方向，包括：(一) 多部的指數套利交易者與空部的指數套利者，彼此抵消對現貨市場交易不平衡之衝擊。(二) 指數期貨之時間價差，交易者以現貨部位取代到期期貨之多部，因而降低了多部指數套利到期反向結清交易對現貨市場之賣壓。(三) 投機交易者彼此對市場走向解讀不同而分占未平倉量的多與空部位，在到期反向結清

時也會彼此抵消而降低對現貨市場不平衡單之衝擊。Stoll and Whaley(1987)認為指數期貨到期日未平倉量是公共訊息，因此，到期日現貨市場交易量的劇增是件可預期的事件；然而，其所衍生的現貨市場不平衡的買賣方向與程度卻是不可預測的事件。

Merrick(1989)認為指數期貨套利者並不是全部在到期日結算時進行反向結清交易，套利交易者會因為交易成本折扣(transaction cost discount)的經濟誘因提早或延後其相對應的現貨部位之反向結清。Merrick(1989)指出：(一) 指數期貨之可能提早或延後反向結清，使套利交易者面對的傳統交易成本考慮下的指數套利區間增寬。(二) 指數套利者到期日前的淨部位遵循路徑相依的特定規則，因此，到期日的現貨市場價格衝擊的方向程度是可預測的，此一觀點有別於 Stoll and Whaley(1987)。

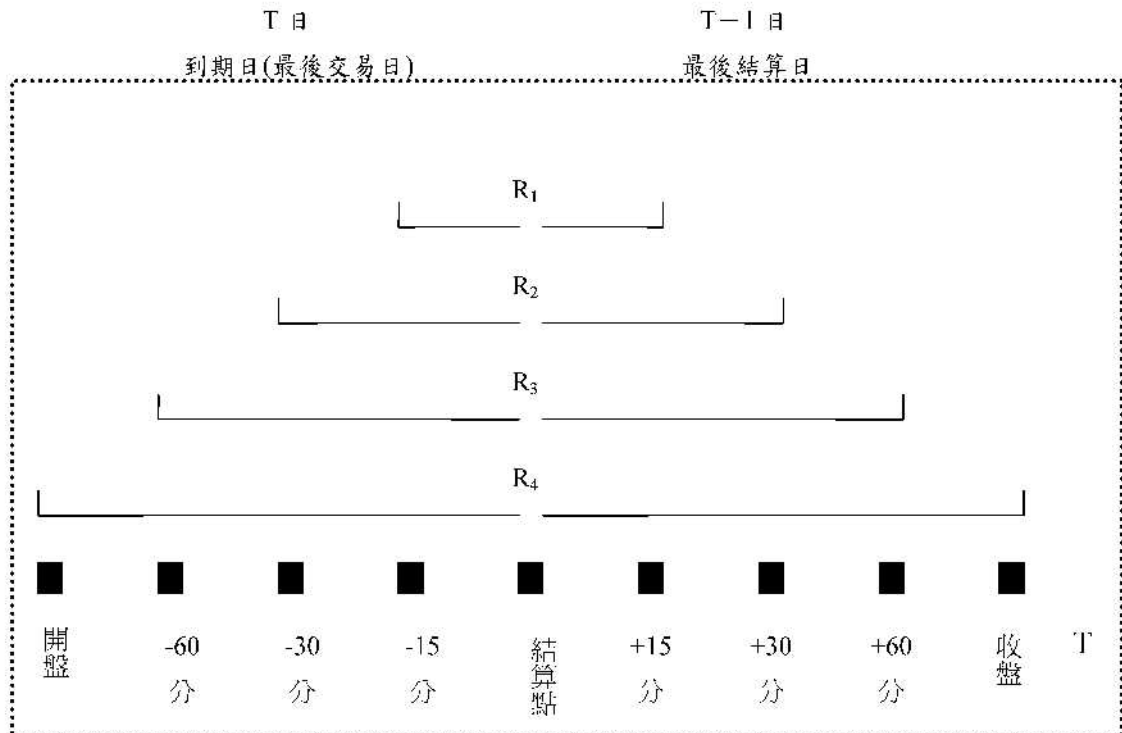
Klemkosky(1978)與 Pope and Yadav(1992)指出股票選擇權到期日效應呈現結算前標的股票價格下挫，而結算後價格上揚的 V 型反轉現象。他們認為造成股票選擇權到期日價格異常走向的可能原因包括：(一) 在到期當週，買權權利金有低估(時間價值驟減)的現象，套利者因而買進買權而在到期日履約且賣出股票，造成股票選擇權到期日前標的股票價格下挫的現象。(二) 買權賣方在選擇權到期日前，對於處在價外狀態的部位出清其避險之現貨部位，造成到期日前選擇權標的股票之賣壓。(三) 造市者的套利交易部位以賣買權、與買股票的組合成本較低，因此，在選擇權到期前之反向結算買權空部位，亦造成股票價格下挫之壓力。(四) 選擇權的價格操控行為，如大量的空單將進行價格操控，壓抑價格以避免價內之履約(capping)；相反地，大量的多單將進行價格操控，避免價格進入價外狀態(pecking)。Karolyi(1996)與 Vipul(2005)之實證研究結果也都支持選擇權之標的股票在到期日價格呈現 V 型反轉之假說。

經由上述文獻探討，可知到期日價格反轉效應的可預測性是個爭論已久的問題。本研究依據文獻上所探討的衍生性金融商品到期日價格效應之形成原因及影響臺灣股票現貨市場與期交市場的因素，如市場交易活動變數，包括：現貨價格趨勢、價差、留倉比率，與機構法人交易變數，如外資買超，進行實證分析臺指衍生性契約到期日價格反轉效應的影響因子，及其在到期日對現貨市場交易不平衡之衝擊。本研究將有助於釐清到期日價格反轉效應的可預測性，並提供金融監理機構制訂緩和到期日效應政策之參考，及市場參與者在價格反轉現象下尋求可能獲利的交易策略。

## 參、研究方法與資料

### 一、研究設計與資料

臺指到期跨越最後交易日到次日開盤時段結算，本研究為追蹤結算前、後現貨市場的動態，將事件期定義為每月第三個星期三（到期日）與星期四（結算日），依據 Kan(2001)、Lien & Yang(2005)並以結算價格的決定時點為中心，向前、後各延伸 15 分、30 分、60 分、與整個交易日，共四個反轉時間區間，如圖一所示。



註：結算點在 2001 年 11 月前為星期四開盤，在之後(含)為星期四開盤 15 分。R<sub>1</sub> 為結算點± 15 分；R<sub>2</sub> 為結算點±30 分；R<sub>3</sub> 為結算點±60 分；R<sub>4</sub> 為結算點±1 個交易日。

圖一：日內四個反轉時間區間圖

本研究以臺灣加權股價指數期貨近月合約為研究對象，對股票報酬率進行到期日效應實證研究。樣本資料之頻率為：研究期間從1998年9月1日至1999年4月30日止，為每5分鐘一筆日內資料；1999年5月3日起至2006年12月31日止，為每1分鐘一筆日內資料。資料來源為臺灣證券交易所、臺灣期貨交易所、以及臺灣經濟新報資料庫。

臺灣期貨交易所在1999年6月將指數衍生契約的結算價，由每月第三個星期四開盤價改為開盤後至15分鐘已有成交記錄的股票，採用其第1筆成交價為結算價<sup>2</sup>；2001年11月又將指數衍生契約的結算價，改為開盤後15分加權平均價。因此，本研究之「結算點」在1998年9月至1999年5月，為每月第三個星期四上午9:00開盤價，而結算點為上午9:00；1999年6月至2001年11月，結

<sup>2</sup>若當天開盤交易後 15 分鐘內無成交的股票，則採其前 1 日之收盤價為結算價。

算價為每月第三個星期四上午特別開盤報價；2001年11月至2006年12月結算價為每個月第三個星期四9:00至9:15加權平均價，以該段期間為結算點。

## 二、價格反轉效應

依據 Stoll and Whaley (1987,1990)、Herbst and Maberly (1991)、與 Vipul(2005)，常見的 Stoll and Whaley 的三種價格反轉度量可能產生偏誤，主要原因在於 Stoll and Whaley 的度量只重視報酬斜率的正與負，而忽略其斜度的大小。茲以 Hancock (1993)的資料為例，S&P 500 指數期貨與選擇權在 1987 年六月結算點前、後之報酬為-0.0020707% 與 0.00748%，依據 Stoll and Whaley 之定義，其反轉度量為 0.00748，而在九月的結算點前、後之報酬各為 1.481056% 與 0.172950%。事實上，S&P500 之報酬率由 1.481056%反轉為 0.172950%，其反轉幅度遠大於六月份，但依據 Stoll and Whaley 之定義反而不具有反轉效應。本研究修正 Vipul 的價格衝擊度量，以結算點為中心，前與後 15 分、30 分、60 分、開盤與收盤，共 4 個反轉區間的報酬率絕對值來衡量價格反轉。因此，定義第  $i$  反轉區間之反轉價格為：

$$REV_i = |R_{i,a} - R_{i,b}|, i = 1, \dots, 4. \quad (1)$$

其中， $R_{i,a}$  代表  $i$  反轉區結算點後半段區間之報酬， $R_{i,b}$  代表  $i$  反轉區結算點前半段區間之報酬。

因此，當價格在結算點前、後呈現 V 型或倒 V 型反轉時， $REV_i$  就會增大；而非 V 型反轉或反轉幅度較小時，則  $REV_i$  就接近於零。就前述 Hancock (1993)的資料，在此反轉定義下，六月之反轉度量為 0.009507%，而九月之反轉度量為 1.308106%，其中九月之度量果然大於六月份，可以修正 Stoll and Whaley 之偏誤。

本研究所採價格反轉方向定義如下：

$$\text{Rev}D_i = \begin{cases} 1, & \text{if } R_{i,a} - R_{i,b} \geq 0; \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

當價格呈現 V 型反轉時，價格反轉方向為正；當價格呈現倒 V 型反轉時，價格反轉方向為負。

本研究之被解釋變數：價格反轉報酬和價格反轉方向之敘述統計量如表一所述，在總共 100 個月的實證資料中，價格反轉報酬的平均數在 4 個反轉時間區都呈現負報酬，顯示在多數的到期日結算點呈現倒 V 型反轉，而且當反轉區間擴大時，負報酬程度愈高。此一現象也在價格反轉方向的統計量中得到證實，在 4 個反轉區間內，只有 40 到 48 個結算月呈現正的 V 型反轉。此外，每個反轉區的價格報酬，幾乎呈現常態分配。

表一：敘述統計表

Panel 1 價格反轉報酬

|     | R <sub>1</sub> | R <sub>2</sub> | R <sub>3</sub> | R <sub>4</sub> |
|-----|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 平均數 | -0.00277       | -0.0041        | -0.0046        | -0.00471       |
| 標準誤 | 0.001415       | 0.001601       | 0.001601       | 0.002551       |
| 標準差 | 0.014145       | 0.016012       | 0.01601        | 0.025509       |
| 變異數 | 0.0002         | 0.000256       | 0.000256       | 0.000651       |
| 峰度  | 0.743237       | 1.718367       | 1.508994       | 1.713118       |
| 偏態  | -0.37724       | -0.73955       | -0.64406       | -0.9269        |
| 範圍  | 0.0841         | 0.101          | 0.0999         | 0.1433         |
| 最小值 | -0.048         | -0.063         | -0.0585        | -0.094         |
| 最大值 | 0.0361         | 0.038          | 0.0414         | 0.0493         |
| 總和  | -0.2774        | -0.4097        | -0.4603        | -0.4708        |
| 個數  | 100            | 100            | 100            | 100            |

Panel 2 價格反轉方向

|    | R <sub>1</sub> | R <sub>2</sub> | R <sub>3</sub> | R <sub>4</sub> |
|----|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 總和 | 45             | 43             | 40             | 48             |
| 個數 | 100            | 100            | 100            | 100            |

註 1: R<sub>1</sub> 為結算點±15 分; R<sub>2</sub> 為結算點±30 分; R<sub>3</sub> 為結算點±60 分; R<sub>4</sub> 為結算點±1 個交易日。

### 三、到期日價格效應因素研究

依據到期日效應形成原因之文獻探討，本文採下列解釋變數，實證影響價格反轉效應與價格反轉方向之因素：

- (1) 價差(F1): 到期日前一交易日之價差＝期貨收盤－現貨收盤（即星期二）；當價差大於 0(正價差)，期貨價格大於現貨價格；價差小於 0(逆價差)，期貨價格小於現貨價格。本研究檢定期貨到期前的正、逆價差，是否對結算點前、後現貨價格反轉之程度與方向產生顯著影響。
- (2) 外資淨買超(F2): 到期日前一交易日外資淨買超（即星期二）；外資為臺灣股市三大法人之一，其成交量對臺灣金融市場具有舉足輕重的地位。臺指衍生性金融契約以結算日開盤價(或開盤 15 分鐘加權平均價)結算，所以到期日前一、二交易日，外資買賣超可能影響衍生性金融契約報酬。
- (3) 外資淨買超(F3): 到期日前二交易日外資淨買超（即星期一）。
- (4) 期貨報酬率(F4): 到期日前一交易日期貨報酬率（即星期二）；時間序列模型假設觀察值會受本身前期資料影響，到期日效應又常呈現價格反轉現象，所以將到期日前一交易日期貨報酬率納入自變數討論。
- (5) 趨勢(F5): 趨勢＝到期日前一交易日（即星期二）股票指數－到期日前 5 日股票平均值；趨勢是觀察時間序列的動向，本研究檢定臺指衍生性金融契約到期日前一交易日現貨市場的股票指數與到期日前 5 日股票現貨平均值之差對到期日效應之影響。

- (6) 未平倉合約口數(F6): 到期日前一交易日未平倉合約口數「即星期二」；投資人將持有的期貨合約做相反方向的買或賣，稱為平倉；而未平倉的合約是以到期日結算價結算。所以未平倉合約口數、留倉比率，可能影響臺指衍生性金融契約結算價。
- (7) 未平倉合約口數留倉比率(F7):  $\text{未平倉口數留倉比率} = \text{到期日前一交易日「即星期二」未平倉口數} \div \text{結算前 5 日未平倉口數}$ 。
- (8) 美股影響變數(F8):  $\text{美股影響變數} = \text{到期前一日「即星期二」美國道瓊工業指數的漲跌點數}$ ；臺灣是美國電子業最主要的代工基地之一，臺灣電子類股的成交量占臺灣股市七成以上，所以臺灣金融市場的表現，可能受到美國道瓊工業指數的漲跌點數、報酬率所影響。
- (9) 美股影響變數(F9):  $\text{美股影響變數} = \text{到期前一日「即星期二」美國道瓊工業指數的報酬率}$ 。

本研究建立研究假說：

研究假說 1：F1, ..., F9 將影響臺股衍生契約到期日價格反轉。

本研究以多元迴歸模型探討價格反轉效應因素，並以 Newey-West HAC 調整殘差共變異矩陣以進行迴歸檢定。本文也依據特定解釋變數之屬性，如市場交易活動、機構法人交易、與全球股市動態等構面，分別以五個子模型觀察自變數群對價格反轉報酬之影響。

研究假說 2：F1, ..., F9 將影響臺股衍生契約到期日價格反轉之方向。

因為被解釋變數價格反轉之方向為價格 V 型反轉(1)與倒 V 型反轉(0)兩種類型，系屬 Limited Dependent Variable 模型，本研究採 Logit 迴歸檢定以探討到期日價格反轉方向之因素。

#### 肆、實證結果與分析

本研究探討臺指衍生契約到期日價格反轉效應之可能解釋因子，本研究的實證模型，包括一、市場交易活動變數：期貨與現貨之價差、期貨報酬率、現貨市場交易趨勢、未平倉口數、留倉比率；二、機構法人交易變數，如外資淨買超；與三、全球股市動態變數，如美國道瓊工業指數之報酬率與漲跌點數。因臺指衍生契約係當月第三個星期三到期停止交易而隔日星期四上午結算，結算時的價格反轉時間跨越星期三與星期四兩天，本研究的實證模型解釋變數的選取都採到期日前一(星期二)之收盤資料以便預測到期日區間的價格反轉效應。

##### 一、價格反轉效應因素之探討

首先討論結算點前後 15 分鐘區間的價格反轉之實證結果。如表一所示，模型 I、II、III 的  $R^2$  所顯示的解釋能力約達 0.24。其中，價差、趨勢與留倉比率對指數衍生契約的結算價格反轉都具有顯著的影響。當期貨領先現貨出現正價差時，表示留倉期貨之空頭力量較大，因而反向結清其現貨部位而呈現倒 V 型反轉現象，使反轉報酬率呈現負號(即  $R_{-15} - R_{+15}$ )。當現貨市場的五日趨勢呈現多頭走勢時，指數期貨的結算前後則呈現 V 型而使反轉報酬率呈現正號。留倉結算比例提升時，也似乎意味多頭氣氛之延伸而使結算時的現貨市場呈現 V 型的正反轉報酬率。另外在模型 IV、V 中，外資對現貨市場的買超量也帶動市場多頭的投機意願，因此，和趨勢、留倉比率一樣呈現貫壓結算價與 V 型之正反轉報酬。本研究之實證結論原則上與一般金融媒體在結算前預測當月結算的拉高或貫壓的現象相吻合。

當結算前一日的期貨領先現貨呈現正價差時，表示留倉期貨之多頭力量較大，因而多方企圖拉抬結算價格，之後市場反轉的力量使得價格呈現 V 字型，不但價格反轉的絕對值增加了，也使得價格反轉方向呈現倒 V 型的負報酬。當到期日前現貨市場的 5 日趨勢線呈現上升的多頭走勢時，意味著期貨

結算價被貫壓的可能性增加，因此結算點價格反轉的力道增加了，並且市場呈現 V 型反轉的正報酬，此一現象也反應了在表六價格反轉預測模型的實證結果。當結算前未平倉口數留倉比率提昇時，期貨結算的空方力量跟著轉強，因而貫壓結算價使得價格反轉的力量增強，同時結算點前後也呈現 V 型正的價格反轉方向。

表二：價格反轉因素  $R_{1\pm 15}$  分表

| Variable              | I                          | II                         | III                        | IV                        | V                         |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|
| C                     | -0.015499<br>(0.008738)*   | -0.012204<br>(0.006921)*   | -0.000343<br>(0.000935)    | -0.005867<br>(0.006861)   | -0.004295<br>(0.006955)   |
| F1                    | -0.000141<br>(0.000050)*** | -0.000134<br>(0.000047)*** | -0.000062<br>(0.000018)*** | -0.000135<br>(0.000052)** | -0.000097<br>(0.000056)*  |
| F2                    | 0.000000<br>(0.000000)     | 0.000000<br>(0.000000)     | --                         | 0.000001<br>(0.000000)*** | --                        |
| F3                    | --                         | --                         | 0.000000<br>(0.000000)     | --                        | 0.000001<br>(0.000000)*** |
| F4                    | -0.000248<br>(0.000913)    | --                         | 0.027526<br>(0.015136)*    | 0.000816<br>(0.000891)    | 0.000861<br>(0.000912)    |
| F5                    | 0.000057<br>(0.000019)***  | 0.000053<br>(0.000017)***  | -0.001570<br>(0.001138)    | --                        | --                        |
| F6                    | 0.000000<br>(0.000000)     | --                         | -0.000343<br>(0.000935)    | --                        | --                        |
| F7                    | 0.026311<br>(0.014897)*    | 0.017031<br>(0.010429)     | 0.000062<br>(0.000018)***  | 0.004807<br>(0.009913)    | 0.002279<br>(0.010008)    |
| F8                    | --                         | -0.000016<br>(0.000012)    | --                         | -0.000006<br>(0.000012)   | -0.000007<br>(0.000013)   |
| F9                    | -0.001482<br>(0.001157)    | --                         | 0.000000<br>(0.000000)     | --                        | --                        |
| R <sup>2</sup>        | 0.245077                   | 0.232024                   | 0.240304                   | 0.127821                  | 0.075694                  |
| Adjust R <sup>2</sup> | 0.187637                   | 0.191174                   | 0.182501                   | 0.081429                  | 0.026529                  |
| Akaike info criterion | -5.810056                  | -5.832913                  | -5.803753                  | -5.705677                 | -5.647629                 |
| Schwarz criterion     | -5.601642                  | -5.676602                  | -5.595339                  | -5.549367                 | -5.491319                 |

註：括弧( )內為經 Newey-West HAC 調整後的為標準誤；\*：P<.1、\*\*：P<.05、\*\*\*：P<.01。

C 為截距；F1 為到期日前一交易日之價差；F2 為到期日前一交易日外資淨買超；F3 為到期日前一交易日外資淨買超；F4 為到期日前一交易日期貨報酬率；F5 為趨勢；F6 為到期日前一交易日未平倉合約口數；F7 為未平倉口數留倉比率；F8 為到期前一日美國道瓊工業指數的漲跌點數；F9 為到期前一日美國道瓊工業指數的報酬率。

其次，結算點前後 30 分鐘區間的價格反轉之實證結果如表三所示，模型 I、II、III 的  $R^2$  所顯示的解釋能力約達 0.23。其中，價差與趨勢對指數衍生契約的結算價格反轉具有顯著的影響，其意義與表二討論結算點前後 15 分鐘區間對指數衍生契約的結算價格反轉相同；留倉比率的影响則不顯著，外資對現貨市場的買超量也帶動市場多頭的投機意願，因此，和趨勢一樣呈現買壓結算價與 V 型之正反轉報酬。

表三：價格反轉因素  $R_2 \pm 30$  分表

| Variable              | I                          | II                         | III                        | IV                        | V                         |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|
| C                     | -0.021773<br>(0.012839)*   | -0.018839<br>(0.009907)*   | -0.022189<br>(0.012864)*   | -0.012735<br>(0.010539)   | -0.011013<br>(0.010498)   |
| F1                    | -0.000158<br>(0.000058)*** | -0.000150<br>(0.000053)*** | -0.000149<br>(0.000055)*** | -0.000155<br>(0.000060)** | -0.000115<br>(0.000062)*  |
| F2                    | 0.000000<br>(0.000000)     | 0.000000<br>(0.000000)*    | --                         | 0.000001<br>(0.000000)*** | --                        |
| F3                    | --                         | --                         | 0.000000<br>(0.000000)     | --                        | 0.000001<br>(0.000000)*** |
| F4                    | -0.000052<br>(0.001013)    | --                         | -0.000053<br>(0.001046)    | 0.001139<br>(0.000971)    | 0.001235<br>(0.000980)    |
| F5                    | 0.000061<br>(0.000023)***  | 0.000059<br>(0.000021)***  | 0.000064<br>(0.000022)***  | --                        | --                        |
| F6                    | 0.000000<br>(0.000000)     | --                         | 0.000000<br>(0.000000)     | --                        | --                        |
| F7                    | 0.033650<br>(0.021060)     | 0.025822<br>(0.014902)*    | 0.034808<br>(0.021056)     | 0.013687<br>(0.015734)    | 0.010662<br>(0.015696)    |
| F8                    | --                         | -0.000021<br>(0.000014)    | --                         | -0.000011<br>(0.000013)   | -0.000012<br>(0.000014)   |
| F9                    | -0.001871<br>(0.001292)    | --                         | -0.001950<br>(0.001260)    | --                        | --                        |
| $R^2$                 | 0.231980                   | 0.227934                   | 0.230589                   | 0.130292                  | 0.095749                  |
| Adjust $R^2$          | 0.173544                   | 0.186867                   | 0.172047                   | 0.084031                  | 0.047650                  |
| Akaike info criterion | -5.544991                  | -5.579736                  | -5.543181                  | -5.460649                 | -5.421699                 |
| Schwarz criterion     | -5.336577                  | -5.423426                  | -5.334768                  | -5.304339                 | -5.265389                 |

註：括弧()內為經 Newey-West HAC 調整後的標準誤；\*：P<.1、\*\*：P<.05、\*\*\*：P<.01；

參數符號與表二同。

若將結算點前後時間拉長為 60 分鐘區間的價格反轉之實證結果如表四所示，模型 I、II、III 的  $R^2$  所顯示的解釋能力約達 0.22。其中，價差、外資淨買超、趨勢、與美國道瓊工業指數變數對指數衍生契約的結算價格反轉皆具有顯著的影響。當期貨相對於現貨呈現領先正的價差時，表示留倉的多部套利相對占多數，因而，在結算時反向結清造成現貨市場價格的上揚，使得  $R_3 \pm 60$  區間的價格呈現倒 V 型反轉。外資對現貨市場的買超量也帶動市場多頭的投機意願，因此，和趨勢一樣呈現貫壓結算價與 V 型之正反轉報酬。道瓊工業指數一般視為臺股的領先指標，因此，當道瓊前一交易日大漲時，期貨留倉的套利空方部位較多，結算時的反向結清使臺指現貨呈現倒 V 型反轉之負反轉報酬。

表四：價格反轉因素  $R_3 \pm 60$  分表

| Variable              | I                          | II                         | III                        | IV                         | V                         |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|
| C                     | -0.015578<br>(0.012460)    | -0.014735<br>(0.009872)    | -0.016540<br>(0.013040)    | -0.010180<br>(0.010288)    | -0.008203<br>(0.010417)   |
| F1                    | -0.000179<br>(0.000049)*** | -0.000177<br>(0.000045)*** | -0.000158<br>(0.000048)*** | -0.000179<br>(0.000048)*** | -0.000132<br>(0.000053)** |
| F2                    | 0.000001<br>(0.000000)***  | 0.000001<br>(0.000000)***  | --                         | 0.000001<br>(0.000000)***  | --                        |
| F3                    | --                         | --                         | 0.000000<br>(0.000000)     | --                         | 0.000001<br>(0.000000)*** |
| F4                    | -0.000094<br>(0.001064)    | --                         | -0.000279<br>(0.001091)    | 0.000771<br>(0.000928)     | 0.000832<br>(0.000918)    |
| F5                    | 0.000044<br>(0.000022)**   | 0.000042<br>(0.000019)**   | 0.000055<br>(0.000022)**   | --                         | --                        |
| F6                    | 0.000000<br>(0.000000)     | --                         | 0.000000<br>(0.000000)     | --                         | --                        |
| F7                    | 0.020839<br>(0.020620)     | 0.018144<br>(0.014895)     | 0.023657<br>(0.021505)     | 0.009167<br>(0.015501)     | 0.005971<br>(0.015799)    |
| F8                    | --                         | -0.000024<br>(0.000013)*   | --                         | -0.000017<br>(0.000012)    | -0.000018<br>(0.000014)   |
| F9                    | -0.002308<br>(0.001227)*   | --                         | -0.002511<br>(0.001239)**  | --                         | --                        |
| $R^2$                 | 0.225424                   | 0.224615                   | 0.205934                   | 0.174024                   | 0.110783                  |
| Adjust $R^2$          | 0.166489                   | 0.183371                   | 0.145516                   | 0.130089                   | 0.063484                  |
| Akaike info criterion | -5.536747                  | -5.575703                  | -5.511896                  | -5.512497                  | -5.438721                 |
| Schwarz criterion     | -5.328333                  | -5.419393                  | -5.303482                  | -5.356187                  | -5.282411                 |

註：括弧()內為經 Newey-West HAC 調整後的標準誤；\*：P<.1、\*\*：P<.05、\*\*\*：P<.01；  
參數符號與表二同。

最後，再將結算點前後時間，延長為 1 個交易日區間的價格反轉實證結果。如表五所示，模型 I、II、III 的  $R^2$  所顯示的解釋能力約達 0.2。其中，價差、外資淨買超、趨勢、留倉比率、與美國道瓊工業指數對指數衍生契約的結算價格反轉都具有顯著的影響。當結算前一日的期貨領先現貨呈現正價差時，表示留倉期貨之多頭力量較大，因而多方企圖拉抬結算價格，不但價格反轉的絕對值增加了，也使得價格反轉方向呈現倒 V 型的負報酬。當到期日前現貨市場的 5 日趨勢線呈現上升的多頭走勢時，意味著期貨結算價被貫壓的可能性增加，因此結算點價格反轉的力道增加了，並且市場呈現 V 型反轉的正報酬。當結算前未平倉口數、留倉比率提昇時，期貨結算的空方力量跟著轉強，因而貫壓結算價使得價格反轉的力量增強，同時結算點前後也呈現 V 型正的價格反轉方向。外資對現貨市場的買超量也帶動市場多頭的投機意願，因此，和趨勢、留倉比率一樣呈現貫壓結算價與 V 型之正反轉報酬。道瓊工業指數一般視為臺股的領先指標，因此，當道瓊前一交易日大漲時，期貨留倉的套利空方部位較多，結算時的反向結清使臺指現貨呈現倒 V 型反轉之負反轉報酬。

表五：價格反轉因素  $R_{4\pm 1}$  交易日表

| Variable | I                          | II                         | III                        | IV                         | V                         |
|----------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|
| C        | -0.030010<br>(0.013519)**  | -0.025843<br>(0.011272)**  | -0.031279<br>(0.014091)**  | -0.018573<br>(0.011826)    | -0.015683<br>(0.012242)   |
| F1       | -0.000264<br>(0.000083)*** | -0.000252<br>(0.000081)*** | -0.000236<br>(0.000079)*** | -0.000257<br>(0.000078)*** | -0.000189<br>(0.000079)** |
| F2       | 0.000001<br>(0.000000)***  | 0.000001<br>(0.000000)***  | --                         | 0.000002<br>(0.000000)***  | --                        |
| F3       | --                         | --                         | 0.000000<br>(0.000000)     | --                         | 0.000001<br>(0.000000)*** |
| F4       | -0.000069<br>(0.001571)    | --                         | -0.000300<br>(0.001575)    | 0.001280<br>(0.001352)     | 0.001368<br>(0.001291)    |
| F5       | 0.000072<br>(0.000030)**   | 0.000069<br>(0.000026)***  | 0.000086<br>(0.000030)***  | --                         | --                        |
| F6       | 0.000000<br>(0.000000)     | --                         | 0.000000<br>(0.000000)     | --                         | --                        |
| F7       | 0.048194<br>(0.022634)**   | 0.036939<br>(0.017156)**   | 0.051898<br>(0.023616)**   | 0.022564<br>(0.017319)     | 0.017895<br>(0.017915)    |
| F8       | --                         | -0.000045<br>(0.000022)**  | --                         | -0.000033<br>(0.000023)    | -0.000034<br>(0.000025)   |

|                       |                          |           |                           |           |           |
|-----------------------|--------------------------|-----------|---------------------------|-----------|-----------|
| F9                    | -0.004175<br>(0.002139)* | --        | -0.004439<br>(0.002203)** | --        | --        |
| R <sup>2</sup>        | 0.208024                 | 0.204910  | 0.194921                  | 0.152677  | 0.099252  |
| Adjust R <sup>2</sup> | 0.147765                 | 0.162618  | 0.133665                  | 0.107607  | 0.051340  |
| Akaike info criterion | -4.582876                | -4.618951 | -4.566467                 | -4.555325 | -4.494181 |
| Schwarz criterion     | -4.374462                | -4.462641 | -4.358053                 | -4.399015 | -4.337871 |

註：括弧()內為經 Newey-West HAC 調整後的標準誤；\*：P<.1、\*\*：P<.05、\*\*\*：P<.01；  
參數符號與表二同。

R<sub>2</sub>, R<sub>3</sub>,與 R<sub>4</sub>之結論與 R<sub>1</sub> 近似，在結算點前後 30 分鐘區間的價格反轉之實證研究，如表三所示，其結果與 R<sub>1</sub> 之實證結果近似。表四與表五之實證結果代表反轉相比較，區間擴大甚至包括結算點前一天之報酬反轉，與反轉區間較短的 R<sub>1</sub> 與 R<sub>2</sub> 之實證結果，美國道瓊工業指數變數的影響變得顯著了。道瓊工業指數一般視為臺股的領先指標，因此，當道瓊前一交易日大漲時，期貨留倉的套利空方部位較多，結算時的反向結清使臺指現貨呈現倒 V 型反轉之負反轉報酬。本研究探討到期日價格反轉效應形成因素之實證結果彙總於表六。

表六：價格反轉因素實證結果彙總表

| Variable | I  | II   | III  | IV   | V  |
|----------|--|--|--|--|--|
| C        | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>4</sub>                 | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>4</sub>                 | R <sub>2</sub> ,R <sub>4</sub>                                 |  |  |
| F1       | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub> | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub> | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub> | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub> | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub> |
| F2       | R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub>                                 | R <sub>2</sub> ,R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub>                 | --   | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub> | --   |
| F3       | --   | --   |  | --   | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub> |
| F4       |  | --   | R <sub>1</sub>   |  |  |
| F5       | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub> | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub> | R <sub>1</sub> ,R <sub>2</sub> ,R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub> | --   | --   |
| F6       |  | --   |  | --   | --   |
| F7       | R <sub>1</sub> , R <sub>4</sub>                                | R <sub>2</sub> , R <sub>4</sub>                                | R <sub>1</sub> , R <sub>4</sub>                                |  |  |
| F8       | --   | R <sub>2</sub> ,R <sub>1</sub>                                 | --   |  |  |
| F9       | R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub>                                 | --   | R <sub>3</sub> ,R <sub>4</sub>                                 | --   | --   |

註：--為該模型無此解釋變數；空白為該解釋變數不顯著(P 值>0.1)。

## 二、臺指衍生契約到期日價格反轉方向之預測

本研究將臺指衍生契約到期日價格反轉，依個別反轉區間報酬率的正與負，分為 V 型與倒 V 型反轉，並依據 Logit Regression 以分析影響 V 型與倒 V 型反轉之因素。

如表七所示，在結算點前後 15 分鐘之價格反轉方向預測模型中，價差、趨勢、留倉比率對臺指衍生契約結算價格反轉方向之預測具有顯著之解釋能力。其中，當期貨相對於現貨呈現領先正的價差時，表示留倉的多部套利相對占多數，因而，在結算時反向結清造成現貨市場價格的上揚，使得  $R_{t \pm 15}$  區間的價格呈現倒 V 型反轉。當現貨價位處於 5 日市場趨勢線之多頭時刻，現貨市場在期貨結算點前後則呈現先降後升的 V 型反轉走勢，使結算點前後產生正向反轉報酬。留倉結算比例提升時，表示投機交易活動之熱絡程度，貫壓指數結算點至低價，因而使現貨市場在結算點前後呈現 V 型之正向反轉報酬。此外，外資買超變數也對價格反轉方向預測具有解釋能力；外資機構在臺灣股市的整體交易量雖然不大，但其交易績效所建立的聲譽已被視為市場動向之重要指標；外資機構在期貨與現貨之雙向市場操縱，可能解釋部分的期貨到期日結算前後之先降後升的 V 型反轉現象。

表七：價格反轉方向預測模型  $R_{t \pm 15}$  分表

| Variable | I                         | II                       | III                       | IV                        | V                       |
|----------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|---------------------------|-------------------------|
| C        | -4.391128<br>(1.797366)** | -3.074609<br>(1.583847)* | -4.329992<br>(1.766982)** | -2.272754<br>(1.466950)   | -1.868303<br>(1.410138) |
| F1       | -0.019562<br>(0.009027)** | -0.015229<br>(0.008152)* | -0.015829<br>(0.008620)*  | -0.014996<br>(0.008038)*  | -0.008236<br>(0.007296) |
| F2       | 0.000127<br>(0.000076)*   | 0.000106<br>(0.000068)   | --                        | 0.000192<br>(0.000064)*** | --                      |
| F3       | --                        | --                       | 0.000022<br>(0.000054)    | --                        | 0.000081<br>(0.000044)* |
| F4       | 0.057001<br>(0.155130)    | --                       | -0.002914<br>(0.158318)   | 0.151908<br>(0.132517)    | 0.142163<br>(0.129318)  |
| F5       | 0.006737<br>(0.003199)**  | 0.006567<br>(0.002889)** | 0.008958<br>(0.003224)*** | --                        | --                      |
| F6       | -0.000056<br>(0.000034)   | --                       | -0.000051<br>(0.000033)   | --                        | --                      |

|                       |                          |                         |                          |                        |                        |
|-----------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|------------------------|------------------------|
| F7                    | 7.581388<br>(3.147606)** | 4.543837<br>(2.511599)* | 7.620011<br>(3.087326)** | 3.029724<br>(2.290021) | 2.502902<br>(2.207285) |
| F8                    | --                       | -0.000459<br>(0.002222) | --                       | 0.000247<br>(0.002146) | 0.000283<br>(0.002088) |
| F9                    | -0.028672<br>(0.220977)  | --                      | -0.051457<br>(0.218543)  | --                     | --                     |
| LR statistic          | 21.43018                 | 18.58471                | 18.53176                 | 13.94768               | 5.958653               |
| Probability(LR stat)  | 0.003183                 | 0.002296                | 0.009788                 | 0.015945               | 0.310263               |
| Akaike info criterion | 1.321976                 | 1.310431                | 1.350960                 | 1.356801               | 1.436691               |
| Schwarz criterion     | 1.530389                 | 1.466741                | 1.559374                 | 1.513111               | 1.593001               |

註：括弧()內為標準誤；\*：P<.1、\*\*：P<.05、\*\*\*：P<.01；參數符號與表二同。

表八指出若將時間拉長為結算點前後 30 分鐘之價格反轉方向的影響因素，其中，模型 I、II 之現貨市場 5 日趨勢線對價格反轉方向並無解釋能力；而是價差、外資買超、未平倉合約口數、與留倉比率，對價格反轉方向具有影響力。其中，外資買超變數對價格反轉方向預測具有解釋能力；外資機構在臺灣股市的整體交易量雖然不大，但其交易績效所建立的聲譽已被視為市場動向之重要指標；外資機構在期貨與現貨之雙向市場操縱，可能解釋部分的期貨到期日結算前後之先降後升的 V 型反轉現象。價差、未平倉合約口數、與留倉比率意義，如前述與結算點前後 15 分鐘的解釋相同。

表八：價格反轉方向預測模型  $R_2 \pm 30$  分表

| Variable | I                          | II                         | III                        | IV                         | V                         |
|----------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|
| C        | -5.166986<br>(1.823223)*** | -3.623509<br>(1.617695)**  | -5.089864<br>(1.790461)*** | -3.379770<br>(1.584231)**  | -3.043409<br>(1.523524)** |
| F1       | -0.027891<br>(0.009369)*** | -0.022531<br>(0.008444)*** | -0.023773<br>(0.008892)*** | -0.023106<br>(0.008577)*** | -0.016813<br>(0.007796)** |
| F2       | 0.000137<br>(0.000074)*    | 0.000115<br>(0.000066)*    | --                         | 0.000165<br>(0.000061)***  | --                        |
| F3       | --                         | --                         | 0.000051<br>(0.000052)     | --                         | 0.000080<br>(0.000045)*   |
| F4       | 0.098666<br>(0.153232)     | --                         | 0.060943<br>(0.152485)     | 0.123841<br>(0.138662)     | 0.126088<br>(0.136159)    |
| F5       | 0.003774<br>(0.002975)     | 0.003786<br>(0.002730)     | 0.005538<br>(0.002809)**   | --                         | --                        |
| F6       | -0.000061<br>(0.000034)*   | --                         | -0.000061<br>(0.000033)*   | --                         | --                        |

|                       |                           |                          |                           |                          |                         |
|-----------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|-------------------------|
| F7                    | 8.868525<br>(3.195460)*** | 5.370158<br>(2.558737)** | 8.880014<br>(3.131916)*** | 4.836693<br>(2.467158)** | 4.362153<br>(2.374217)* |
| F8                    | --                        | -0.001932<br>(0.002330)  | --                        | -0.001566<br>(0.002259)  | -0.001522<br>(0.002177) |
| F9                    | -0.181780<br>(0.231579)   | --                       | -0.201691<br>(0.226326)   | --                       | --                      |
| LR statistic          | 21.26860                  | 17.81751                 | 18.39596                  | 16.59498                 | 10.93370                |
| Probability(I.R stat) | 0.003392                  | 0.003184                 | 0.010306                  | 0.005336                 | 0.052711                |
| Akaike info criterion | 1.313944                  | 1.308455                 | 1.342670                  | 1.320680                 | 1.377293                |
| Schwarz criterion     | 1.522357                  | 1.464765                 | 1.551084                  | 1.476990                 | 1.533603                |

註：括弧( )內為標準誤；\*：P<.1、\*\*：P<.05、\*\*\*：P<.01；參數符號與表二同。

表九顯示結算點前後 60 分鐘之價格反轉方向之影響因素，其中，模型 I、II 中現貨市場 5 日趨勢線同樣對價格反轉方向無解釋能力；只有價差、外資買超、與留倉比率，對價格反轉方向具有影響力。其中，當期貨相對於現貨呈現領先正的價差時，表示留倉的多部套利相對占多數，因而，在結算時反向結清造成現貨市場價格的上揚，使得  $R_3 \pm 60$  區間的價格呈現倒 V 型反轉。留倉結算比率提升時，表示投機交易活動之熱絡程度，貫壓指數結算點至低價，因而使現貨市場在結算點前後呈現 V 型之正向反轉報酬。外資買超變數也對價格反轉方向預測具有解釋能力；外資機構在臺灣股市的整體交易量雖然不大，但其交易績效所建立的聲譽已被視為市場動向之重要指標；外資機構在期貨與現貨之雙向市場操縱，可能解釋部分的期貨到期日結算前後之先降後升的 V 型反轉現象。

表九：價格反轉方向預測模型  $R_3 \pm 60$  分表

| Variable | I                          | II                        | III                       | IV                        | V                        |
|----------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|
| C        | -4.708714<br>(1.841920)**  | -3.015876<br>(1.629783)*  | -4.599180<br>(1.792329)** | -3.045823<br>(1.609687)*  | -2.676285<br>(1.519430)* |
| F1       | -0.023910<br>(0.009075)*** | -0.018524<br>(0.008478)** | -0.019292<br>(0.008584)** | -0.020183<br>(0.008591)** | -0.013184<br>(0.007691)* |
| F2       | 0.000159<br>(0.000077)**   | 0.000123<br>(0.000069)*   | --                        | 0.000181<br>(0.000064)*** | --                       |
| F3       | --                         | --                        | 0.000024<br>(0.000051)    | --                        | 0.000060<br>(0.000043)   |
| F4       | 0.172726<br>(0.155590)     | --                        | 0.098820<br>(0.152938)    | 0.193369<br>(0.139860)    | 0.178907<br>(0.136042)   |

|                       |                          |                         |                          |                         |                         |
|-----------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| F5                    | 0.003456<br>(0.002905)   | 0.004128<br>(0.002707)  | 0.006114<br>(0.002783)** | --                      | --                      |
| F6                    | -0.000056<br>(0.000034)  | --                      | -0.000049<br>(0.000032)  | --                      | --                      |
| F7                    | 7.711240<br>(3.195171)** | 4.147895<br>(2.574144)  | 7.713737<br>(3.103142)** | 4.018989<br>(2.501991)  | 3.594535<br>(2.362651)  |
| F8                    | --                       | -0.003561<br>(0.002371) | --                       | -0.003245<br>(0.002281) | -0.002976<br>(0.002179) |
| F9                    | -0.355382<br>(0.236296)  | --                      | -0.367469<br>(0.229736)  | --                      | --                      |
| LR statistic          | 19.58350                 | 16.28761                | 15.00037                 | 15.73346                | 7.577793                |
| Probability(LR stat)  | 0.006543                 | 0.006069                | 0.035995                 | 0.007648                | 0.181091                |
| Akaike info criterion | 1.310188                 | 1.303147                | 1.356020                 | 1.308689                | 1.390245                |
| Schwarz criterion     | 1.518602                 | 1.459457                | 1.564433                 | 1.464999                | 1.546556                |

註：括弧()內為標準誤；\*：P<.1、\*\*：P<.05、\*\*\*：P<.01；參數符號與表二同。

當結算前後時間區間擴大至  $R_4$  時如表十顯示，外資買超的重要性提高，而趨勢與留倉比率的影响力相對減弱了。在結算點前後 1 個交易日之價格反轉方向預測模型中，價差、外資淨買超、與未平倉合約口數對臺指衍生契約結算價格反轉方向之預測具有顯著之解釋能力。其中，當期貨相對於現貨呈現領先正的價差時，表示留倉的多部套利相對占多數，因而，在結算時反向結清造成現貨市場價格的上揚，使得  $R_4 \pm 1$  交易日區間的價格呈現倒 V 型反轉。外資機構在期貨與現貨之雙向市場操縱，可能解釋部分的期貨到期日結算前後之先降後升的 V 型反轉現象。未平倉合約口數提升時，表示投機交易活動之熱絡程度，貫壓指數結算點至低價，因而使現貨市場在結算點前後呈現 V 型之正向反轉報酬。

表十：價格反轉方向預測模型  $R_4 \pm 1$  交易日表

| Variable | I                          | II                         | III                        | IV                         | V                          |
|----------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| C        | -2.806507<br>(1.975825)    | -0.278162<br>(1.625278)    | -2.848626<br>(1.878275)    | -0.933660<br>(1.696175)    | -0.890160<br>(1.624182)    |
| F1       | -0.043238<br>(0.011544)*** | -0.035304<br>(0.010339)*** | -0.034139<br>(0.010063)*** | -0.038238<br>(0.010672)*** | -0.026313<br>(0.008745)*** |
| F2       | 0.000221<br>(0.000082)***  | 0.000174<br>(0.000071)**   | --                         | 0.000226<br>(0.000069)***  | --                         |
| F3       | --                         | --                         | 0.000084<br>(0.000052)     | --                         | 0.000104<br>(0.000047)**   |

|                       |                          |                         |                          |                         |                         |
|-----------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| F4                    | 0.271402<br>(0.161470)*  | --                      | 0.195018<br>(0.149981)   | 0.241842<br>(0.145313)* | 0.218705<br>(0.137624)  |
| F5                    | 0.001903<br>(0.002838)   | 0.002960<br>(0.002647)  | 0.004437<br>(0.002635)*  | --                      | --                      |
| F6                    | -0.000065<br>(0.000037)* | --                      | -0.000064<br>(0.000035)* | --                      | --                      |
| F7                    | 5.568670<br>(3.516058)   | 0.471467<br>(2.580082)  | 5.787847<br>(3.330677)*  | 1.359391<br>(2.663469)  | 1.326973<br>(2.552290)  |
| F8                    | --                       | -0.002084<br>(0.002283) | --                       | -0.002169<br>(0.002252) | -0.001939<br>(0.002185) |
| F9                    | -0.220852<br>(0.228871)  | --                      | -0.244159<br>(0.225200)  | --                      | --                      |
| LR statistic          | 28.39872                 | 23.24804                | 22.07468                 | 24.81396                | 15.62158                |
| Probability(LR stat)  | 0.000186                 | 0.000303                | 0.002466                 | 0.000151                | 0.008012                |
| Akaike info criterion | 1.260707                 | 1.272214                | 1.323947                 | 1.256554                | 1.348478                |
| Schwarz criterion     | 1.469120                 | 1.428524                | 1.532361                 | 1.412864                | 1.504788                |

註：括弧( )內為標準誤；\*：P<.1、\*\*：P<.05、\*\*\*：P<.01；參數符號與表二同。

如同前之多元迴歸之結果，因  $R_2$ 、 $R_3$  與  $R_4$  之結論與  $R_1$  近似，表八顯示結算點前後 30 分鐘之價格反轉方向之影響因素，其中，模型 I、II 中現貨市場 5 日趨勢線對價格反轉方向並無解釋能力；只有價差、留倉比率、外資買超，對價格反轉方向具有影響力。當結算前後時間區間擴大至  $R_3$  與  $R_4$  時，如表九與表十顯示，外資買超的重要性提高，而留倉比率之影響力相對減弱了。本研究之價格反轉方向之實證結果彙總於表十一，本節與多元迴歸模型的結果大致相同。

表十一：價格反轉方向預測模型彙總表

| Variable | I                    | II                   | III                  | IV                   | V               |
|----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------|
| C        | $R_1, R_2, R_3$      | $R_1, R_2, R_3$      | $R_1, R_2, R_3$      | $R_2, R_3$           | $R_2, R_3$      |
| F1       | $R_1, R_2, R_3, R_4$ | $R_1, R_2, R_3, R_4$ | $R_1, R_2, R_3, R_4$ | $R_1, R_2, R_3, R_4$ | $R_2, R_3, R_4$ |
| F2       | $R_1, R_2, R_3, R_4$ | $R_2, R_3, R_4$      | --                   | $R_1, R_2, R_3, R_4$ | --              |
| F3       | --                   | --                   | --                   | --                   | $R_1, R_2, R_4$ |
| F4       | $R_4$                | --                   | --                   | $R_4$                | --              |
| F5       | $R_1$                | $R_1$                | $R_1, R_2, R_3, R_4$ | --                   | --              |

|    |  |                                 |   |                |                |
|----|--|---------------------------------|---|----------------|----------------|
| F6 | R <sub>2</sub> , R <sub>4</sub>                  | --                              | R <sub>2</sub> , R <sub>4</sub>                                   | --             | --             |
| F7 | R <sub>1</sub> , R <sub>2</sub> , R <sub>3</sub> | R <sub>1</sub> , R <sub>2</sub> | R <sub>1</sub> , R <sub>2</sub> , R <sub>3</sub> , R <sub>4</sub> | R <sub>2</sub> | R <sub>2</sub> |
| F8 | --   |                                 | --  |                |                |
| F9 |  | --                              |   | --             | --             |

註：--為該模型無此解釋變數；空白為該解釋變數不顯著(P 值>0.1)。

本研究之實證探討臺指衍生性契約到期日價格反轉效應形成原因與其可預測性，實證結果顯示，多數市場交易活動變數，如現貨價格趨勢、價差、留倉比率、與機構法人交易變數，如外資買超，皆對臺指衍生契約到期日價格反轉及報酬方向之預測具有顯著之影響，整體實證結果與多數財經媒體預測到期結算之拉高或壓低相當一致。

## 伍、研究結論與建議

Stoll and Whaley (1987)指出，指數衍生契約到期日的市場衝擊是可預知的事件，但市場不平衡交易是來自買方或賣方則無法預測。然而，Klemkosky (1978), Pope and Yadav (1992)與 Vipul (2005)認為市場操縱與放空限制可能激發到期日市場的賣壓。本研究使用 1998-2006 年臺股指數的日內資料，檢驗臺指到期日價格反轉之影響因素與其可預測性。本研究顯示特定市場資訊可以解釋價格在結算點前、後呈現「V」型反轉與「倒 V」型反轉現象。

本研究的主要發現包括：

首先，影響價格反轉效應的因素主要包括以下七項因子：F1:到期日前一交易日之價差、F2:到期日前一交易日外資淨買超、F3:到期日前一交易日外資淨買超、F5:趨勢（到期日前一交易日股票指數—到期日前 5 日股票平均值）、F7:未平倉口數留倉比率、F8:美國道瓊工業指數的漲跌點數、F9:美國

道瓊工業指數的報酬率。其中，價差使結算點價格呈現倒 V 型走勢；而趨勢、留倉比率與道瓊工業指數則使結算點價格呈現 V 型走勢。

其次，影響價格反轉方向之因素主要包括以下六項因子：F1:到期日前一交易日之價差、F2:到期日前一交易日外資淨買超、F3:到期日前二交易日外資淨買超、F5:趨勢（到期日前一交易日股票指數—到期日前 5 日股票平均值）、F6:到期日前一交易日未平倉合約口數、F7:未平倉口數留倉比率。其中，價差可預測負的結算點反轉報酬；而趨勢、留倉比率則可預測正的結算點反轉報酬。

本研究結果可能的實務意涵，就市場交易實務而言：如果市場在結算前，趨勢、留倉比率、與道瓊工業指數上升，而價差減少，則本研究結論指出市場將呈現 V 型反轉，在此一前提下，如就十五分鐘之反轉區間（其他區間之操作雷同），投資者可在台股指數衍生契約結算點前十五分鐘放空指數衍生契約，並於台股指數衍生契約結算點對指數衍生契約做多至結算後十五分鐘，此為針對指數衍生契約市場反轉效應下之一個可能獲利之操作策略。

就證券市場規範之政策意涵而言：本研究顯示市場的確存在到期日價格反轉效應，此現象可能與臺灣衍生契約在到期日隔天進行結算有關，臺灣期貨交易所也因此 2008 年底將到期日與結算日修正為同一天。另外，為了吸納到期結算點大量的指數現貨之即時交易，進行現貨市場交易微結構之調整，如 Stoll (1988)建議揭露收盤時的交易不平衡之訊息，限制收盤下單 (market-on-close orders)，與延長可能的結算時間，以增加市場流動性與深度，進而降低到期日效應之衝擊。亦即臺灣證券市場管理機構應調整市場的交易程序，以因應市場結構之變動，此為緩和到期日效應的可能思維方向之一。

參考文獻

一、中文部分：

- 1、蔡垂君(2003)，「臺灣股價指數期貨與現貨之實證研究」，臺北大學企業管理系，博士論文。
- 2、闕河士、楊德源(2005)，「股價指數期貨到期日效應之實證：以臺灣股票市場為例」，*Journal of Financial Studies*, vol. 13, 頁 71-96。
- 3、李見發、林榮裕、陳秀綾(2005)，「臺灣股價指數期貨及摩根臺指期貨到期效應之因素研究」，*財金論文叢刊*第三期，頁 51-76。
- 4、李桐豪、杜昭儀(2007)，「由到期日效應探討臺灣股價指數期貨結算價格機制」，*臺灣期貨與衍生性商品學刊*第五期，頁 1-11。

二、英文部分：

1. Alkeback, P., and Hagelin, N., 2004, "Expiration Day Effects of Index Futures and Options: Evidence From a Market With a Long Settlement Period", *Applied Financial Economics*, vol. 14, pp.385-396.
2. Board, J., and Sutcliffe, C., 1990, "Information, Volatility, Volume, and Maturity: An Investigation of Stock Index Futures", *The Review of Futures Markets*, vol. 9, pp.533-549.
3. Chou, H. C., Chen, W. N., and Chen, D. H., 2006, "The Expiration Effects of Stock-Index Derivatives", *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 42, pp.81-102.
4. Hancock, G. D., 1993, "Whatever Happened to the Triple Witching Hour? ", *Financial Analysts Journal*, vol. 49, pp.66-72.
5. Herbst, A. F., and Maberly, E. D., 1991, "An Alternative Methodology for Measuring Expiration Day Price Effects at Friday's Close: The Expected Price Reversal--A Note", *The Journal of Futures Markets*, vol. 11, pp.751-754.
6. Kan, A. C. N., 2001, "Expiration-Day Effect: Evidence From High-Frequency Data in The Hong Kong Stock Market", *Applied Financial Economics*, vol. 11, pp.107-118.

7. Karolyi, G. A., 1996, "Stock Market Volatility Around Expiration Days in Japan", *The Journal of Derivatives*, vol. 4, pp.23-43.
8. Khwaja, A. I., and Mian, A., 2005, "Unchecked Intermediaries: Price Manipulation in An Emerging Stock Market", *Journal of Financial Economics*, vol. 78, pp.203-241.
9. Klemkosky, R. C., 1978, "The Impact of Option Expirations on Stock Prices", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 13, pp.507-518.
10. Lien, D., and Yang, L., 2005, "Availability and Settlement of Individual Stock Futures and Options Expiration-Day Effects: Evidence From High-Frequency Data", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 45, pp.730-747.
11. Merrick, J. J., 1989, "Early Unwindings and Rollovers of Stock Index Futures Arbitrage Programs: Analysis and Implication for Predicting Expiration Day Effects", *The Journal of Futures Markets*, vol. 9, pp.101-111.
12. Pope, P. F., and Yadav, P. K., 1992, "The Impact of Option Expiration on Underlying Stocks: The UK Evidence", *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 19, pp.329-344.
13. Stoll, H. R., 1988, "Index Futures, Program Trading, and Stock Market Procedures", *The Journal of Futures Markets*, vol. 8, no. 4, pp.391-412.
14. Stoll, H. R., and Whaley, R. E., 1986, "Expiration Day Effects of Index Options and Futures", *Monograph Series in Finance and Economics*, Monograph 1986-3.
15. Stoll, H. R., and Whaley, R. E., 1987, "Program Trading and Expiration-Day Effects", *Financial Analysts Journal*, vol. 43, pp.16-28.
16. Stoll, H. R., and Whaley, R. E., 1990, "Program Trading and Individual Stock Returns: Ingredients of The Triple-Witching Brew", *Journal of Business*, vol. 63, pp.165-192.
17. Stoll, H. R., and Whaley, R. E., 1991, "Expiration-Day Effects: What Has Changed? ", *Financial Analysts Journal*, vol. 47, pp.58-72.
18. Vipul, 2005, "Futures and Options Expiration-Day Effects: The Indian Evidence", *The Journal of Futures Markets*, vol. 25, no.11, pp.1045-1065.

## 衍生性金融商品避險有效性測試 —指定IRS為避險工具

- ◆ 台北大學會計學系教授
- 薛敏正\*
- ◆ 台灣大學會計學系教授
- 林嬋娟
- ◆ 行政院衛生署國民健康局會計室科員
- 何金瑜

### 摘 要

衍生性金融商品之崛起與迅速發展，不僅有助於活絡金融市場，亦能促進市場效率與完整性，但因具高度財務槓桿特性，操作稍有不慎往往導致企業鉅額損失，甚至面臨嚴重財務危機。為對衍生性金融商品之會計處理明定適當規範，並與國際接軌，我國財務會計準則委員會相繼發布財務會計準則第34號與36號公報。而該系列公報中對於適用避險會計之避險有效性測試並未明定單一測試方法。據此，本研究乃參酌過去避險有效性測試相關文獻，佐以指定利率交換為避險工具之個案實際執行測試，除提供測試結果外，並檢視各項測試方法之特性與穩定性，作為企業選用測試方法之參考依據。研究結果發現，進行預期測試時採相對差異法與以累計變動數定義變數之迴歸分析法，其測試結果較容易通過且相對穩定。

關鍵詞：衍生性金融商品、避險會計、避險有效性、利率交換

\* 非常感謝三位審查委員提供許多寶貴的建議，文中若仍有錯誤當屬作者之責。另，第一位作者特別感謝行政院國家科學委員會提供之財務協助，補助編號為NSC 95-2416-H-305-011。

## 壹、前言

隨著金融市場之快速發展與商品不斷地推陳出新，衍生性金融商品之崛起更是迅速，因不須全額交割，僅繳納保證金或權利金，故具高度財務槓桿作用，不論投資或避險皆深受投資者喜好。但因具高度槓桿與以小搏大之特性，若操作不慎會使企業產生鉅額損失，甚至面臨財務危機。著名之案例如，寶齡(P&G)、霸菱(Barings)、長期資本管理公司(LTCM)、博達、訊碟與宇詮等事件。有鑑於此，美國財務會計準則委員會(Financial Accounting Standard Board, FASB)乃於 1998 與 2000 年依序發布 SFAS No.133 與 138 公報，用以建立衍生性商品之會計處理與揭露準則。而國際會計準則委員會(International Accounting Standard Board, IASB)亦於 1995 年發布 IAS No.32 規範金融商品之表達與揭露、1998 年發布 IAS No.39 規範金融商品之認列與衡量、2003 年後亦陸續發布相關修訂內容。為了與國際公報接軌並且深刻體認衍生性商品之潛在風險，我國財務會計準則委員會亦分別以 IAS No.39 和 IAS No.32 為藍本，相繼發布財務會計準則第 34 號與 36 號公報，並自 95 年 1 月 1 日起正式適用。

金融商品之市場價格波動頻率與幅度極大，新公報實施可使企業帳上金融商品部位更確切反應真實價值，以達時效性與攸關性，並提升財務報表透明度與加強管理者風險管理意識。因各界面臨會計改革壓力極大，尤以避險會計適用為是，規範條件嚴格、程序繁複，對於避險有效性測試並未明定單一測試方法。故本研究乃參酌過去避險有效性測試相關文獻，依據 34 號公報規範，佐以個案實際執行測試，除檢視測試結果外，同時探討各項測試方法之特性與穩定性。研究結果發現進行預期測試時，採相對差異法與以累計變動數定義變數之迴歸分析法，測試結果較容易通過且相對穩定；而金額沖銷法、變動性縮減法、變異數減少法及標準差減少法之測試結果，容易產生前後期結果不一致之現象，換言之，測試結果較不穩定。

除前言外全文架構如下，第二節為文獻探討，第三節為研究方法及個案資料介紹，第四節為結果與分析，最後為結論。

## 貳、文獻探討

避險會計係以互抵之方式認列避險工具及被避險項目之公平價值變動所產生之損益影響數。避險關係可分為公平價值避險、現金流量避險和國外營運機構淨投資等 3 種類型。企業應於避險開始時，先為避險關係之指定並備具正式書面文件，執行避險預期有效之預期測試，避險關係中仍應持續評估避險有效性，確定該避險為高度有效。而 34 號公報與 IAS No.39 規定相同，避險僅於同時符合以下兩項條件時，始為高度有效：(1)在避險開始及避險期間中，企業預期避險能高度有效抵銷指定避險期間被規避風險所造成之公平價值或現金流量變動。前述預期能以多種方法加以闡明，例如比較避險工具與被避險項目之過去公平價值或現金流量變動，或展現避險工具與被避險項目之公平價值或現金流量具高度統計相關性。(2)避險之實際抵銷結果在 80%至 125%之間。但美國 SFAS No.133 對於如何判斷高度有效則無明確規範，僅表示避險高度有效與 SFAS No.80 之高度相關意涵相同。惟應採或宜採何項檢測方式，國內外會計準則中均未明定，國內截至目前為止與金融商品避險有效性測試有關之研究與論述相當少見。反觀國外相關研究的論述不少。

Ederington (1979) 係最早提出避險有效性衡量指標的研究，其衡量方式為： $E = 1 - Vc^* / Vs$ ，其中  $Vc^*$  為在最適組合部位下 ( $Ct^* = St - h^*Ft$ ) 可達到之最小變異， $h^*$  為最適避險比率， $St$  與  $Ft$  分別為被避險項目與避險工具在特定時點  $t$  之單位價格， $Vs$  則為未進行避險交易時被避險項目之變異量。換言之， $E$  係指在特定避險商品之最適組合部位下相對降低之風險。Ederington 指標之衡量方式最大限制在於未考慮到實際選用之避險比率 (Charnes et al., 2003)。再者，Lien (2005) 指出 Ederington (1979) 之避險有效性衡量主要

係針對降低以 OLS (Ordinary Least Square, 最小平方法) 避險比率風險之衡量, 並不一定適用於他種避險比率之測試。

就普遍性而言, 金額沖銷法為最廣為採行之避險有效性測試方法 (Kawaller and Koch, 2000), 其指標衡量方式為:  $-(\sum_{i=1}^n X_i)/(\sum_{i=1}^n Y_i)$ ,  $X$  與  $Y$  分別表示避險工具與被避險標的之公平價值或現金流量之變動, 而變動量之決定可採期間對期間 (period-by-period) 之方式或累計的方式計算。在 1995 年的美國會計年會演說中, 一位重要的證管會官員曾建議採行 80% / 125% 之避險有效性標準 (Swad, 1995)。惟依此標準應用於金額沖銷法則容易受到價格變動微量影響而做成錯誤判斷 (Finnerty and Grant, 2002)。為克服前述微量變動對金額沖銷法之影響, Kawaller and Koch (2000) 乃提出考慮相對變異量之檢測法。衡量方式為  $K=V_c / V_s$ ,  $V_c$  為綜合避險部位後選定特定避險比率 (h) 下之變異量, 即迴歸模式中之殘差項平方和 (Sum of Squared Residuals, SSR);  $V_s$  則為被避險標的之總變異量 (Total Sum of Squares, SST)。K 越小即表示避險效果越佳, 惟 K 需小至若干始可謂高度避險有效未有定論, 一般多以 3% 為門檻值 (Finnerty and Grant, 2002)。此外, Kalotay and Abreo (2001) 提出變異縮減法之衡量 (或稱標準差減少法, Volatility Reduction Measure, VRM)。VRM =  $1 - \sigma_c / \sigma_s$ 。  $\sigma_c$  與  $\sigma_s$  即為綜合避險部位以及被避險標的之標準差。簡言之, VRM 與 Kawaller and Koch (2000) 之相對變異比較法相當類似, 即  $VRM = 1 - \sqrt{K}$ 。Kalotay and Abreo (2001) 更進一步指出採用標準差而非變異數衡量的三項優點: 1. 標準差的衡量較有意義, 2. 與風險值 (Value at Risk, VAR) 具相似之分析結構, 而風險值多採標準差的方式計算而非變異數, 3. 門檻值 (80% / 125%) 較容易與金額沖銷法相呼應。Charnes et al. (2003) 將避險有效性之衡量切割為避險工具之有效性 (Hedging Instrument Effectiveness, HIE) 以及避險比率之有效性 (Hedge Ratio Effectiveness, HRE), 謂之綜合有效性 (Overall Hedge Effectiveness, 簡稱為 OHE), 其衡量方式為  $OHE = 1 - (V_s - V_c) / V_s = HIE * HRE$ , 其中 HIE 即為

Ederington (1979) 之避險指標 IIRE 之衡量方式則為  $(V_s - V_c)/(V_s - V_c^*)$ 。OIE 越高即表示避險效果越佳，惟 Charnes et al. (2003) 卻未明確指出避險高度有效的指標門檻值為何。此外，迴歸分析法亦為另項評估避險有效性的方法，惟究應以原單位 (level) 或變動量 (Change) 分析卻未有定論。

Moosa (2003) 乃以四種迴歸模式評估股價及貨幣期貨之避險有效性，分別是原單位模式、變動模式、簡易誤差修正模式與一般化誤差修正模式，結果發現各種模式下的避險有效性估計差異不大，作者並指出影響避險效果成功與否的關鍵在於被避險標的與衍生性商品間之相關性。Finnerty and Grant (2002) 則以購買鋁之遠期合約為例，比較與分析在金額沖銷法、相對差異法(Relative-Difference Method)、變異縮減法以及迴歸分析等四種檢測方式下是否符合 SFAS 133 號公報避險有效性之高度有效門檻。資料期間為 1998 至 2000 年之現貨市場交易季資料以及倫敦金屬交易所 (London Metals Exchange) 之有關數據，分別討論包含以及未含遠期合約溢酬 (forward premium) 之情形，同時檢測預期及實際避險效果。結果發現，就特定期間而言不同檢測方式下的結果偶有不同，但大抵而言該金融商品之避險效果應屬有效。

## 參、研究方法及個案資料

### 一、測試方法

各項測試方法說明如下：

#### (一)變異數減少法

係直接比較被避險項目合併部位公平價值或現金流量變異數，與被避險項目單獨部位公平價值或現金流量變異數，以評估避險項目抵銷被避險項目變異程度。早期有關期貨避險有效性研究一般皆援引 80% 之門檻比率，據以推論避險是否高度有效。衡量公式如下：

$$VRM = 1 - \frac{Var(C)}{Var(S)} \dots\dots\dots(1)$$

$Var(C)$ ：被避險項目合併部位之變異數。

$Var(S)$ ：被避險項目單獨部位之變異數。

完全避險之合併部位變異數  $Var(C)=0$ ， $VRM=1$ 。Ederington (1979)研究指出，利用迴歸分析判斷原理，當斜率為避險比率時， $R^2$ 即是變異數減少法之判定係數。一般來說， $R^2 \geq 0.8$ 表示整體迴歸模型係具相當之解釋力，故以  $VRM \geq 0.8$  作為避險高度有效之標準。

## (二)標準差減少法

Kalotay and Abreo (2001)直接計算被避險項目合併部位標準差與被避險項目單獨部位標準差，以衡量避險有效性。衡量公式如下：

$$SRM = 1 - \frac{\sigma_c}{\sigma_s} \dots\dots\dots(2)$$

$\sigma_c$ ：被避險項目合併部位之標準差。

$\sigma_s$ ：被避險項目單獨部位之標準差。

同樣地可使用歷史資料直接計算此二標準差，惟對於SRM之結果解讀必須注意平方根計算方式，避免影響結果判讀。

## (三)迴歸分析法

此法係以數學和統計方法確認一組變數中之「系統性」部分，並依此解釋過去現象並預測未來。假設只考慮二個變數之線性迴歸模型如下：

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \dots\dots\dots(3)$$

$X_i$ ：衍生性商品避險項目公平價值或現金流量之當期  
(period-by-period)變動數

$Y_i$ ：被避險項目公平價值或現金流量之當期變動數

$\alpha$ ：估計式之截距項

$\beta$ ：估計式之斜率

$\varepsilon_i$ ：估計式之殘差項

$\alpha$  係迴歸線之截距項， $\beta$  則是迴歸線的斜率，亦即是  $X_i$  變動對  $Y_i$  變動產生之敏感度， $\beta$  係數宜介於-1至1之間。Althoff and Finnerty (2001)研究指出，若該避險係屬完全避險，則斜率應接近於-1.0(若  $X_i$  取負值則斜率接近於1)，且確實落於金額沖銷法之80/125範圍內。 $\varepsilon_i$  為迴歸線之殘差項，殘差項愈小，迴歸估計式愈接近真值。根據以往研究顯示，唯有整體模型解釋能力  $R^2 \geq 0.8$  才能顯示此迴歸式之相依變數充分被獨立變數所解釋，迴歸模型方具充分之解釋能力，因此亦可採  $R^2 \geq 0.8$  作為衡量避險高度有效之指標。Finnerty and Grant (2002)表示，迴歸估計式中有三個特性可衡量避險有效性：截距、斜率與整體模型解釋能力  $R^2$ 。當截距為0、斜率與  $R^2$  皆為1.0時為高度有效避險。

#### (四)金額沖銷法

係指直接比較衍生性商品避險項目與被避險項目公平價值或現金流量之變動數，變動數可用當期或累積(cumulatively)變動數計算。以累積變動數為例其衡量公式如下：

$$0.8 \leq - \left[ \sum_{i=1}^n X_i / \sum_{i=1}^n Y_i \right] \leq 1.25 \dots \dots \dots (4)$$

$\sum_{i=1}^n X_i$ ：觀察期間衍生性商品避險項目公平價值或現金流量之累積變動數

$\sum_{i=1}^n Y_i$ ：觀察期間被避險項目公平價值或現金流量之累積變動數

公式中之負號「-」表示避險項目與被避險項目二者呈反向抵銷之避險關係。完全避險係指衍生性商品避險項目公平價值或現金流量變動數，可以完全抵銷被避險項目公平價值或現金流量變動數，故此時  $-(\sum_{i=1}^n X_i / \sum_{i=1}^n Y_i)$  比率

為1，而34號公報明定，實際抵銷結果在80%至125%區間內，即可推論其避險為高度有效。Swad (1995)表示，80%至125%之邏輯係計算而來，80%= 4/5 而125%= 5/4。此項比率係源於美國證券交易委員會(SEC)會計長於1995年SEC會計研討會中發表之演說內容，如今已成為期貨合約估計避險有效性之指導方針。

#### (五)相對差異法

Kawaller and Koch (2000)所提出，係將衍生性商品避險項目與被避險項目之公平價值或現金流量變動部分合併抵銷後，再除以期初被避險項目之公平價值。衡量公式如下：

$$RD_n = \left[ \sum_{i=1}^n X_i + \sum_{i=1}^n Y_i \right] / V_0 \dots\dots\dots(5)$$

$\sum_{i=1}^n X_i + \sum_{i=1}^n Y_i$ ：合併衍生性商品避險項目和被避險項目公平價值或現金流量之累積變動數

$V_0$ ：期初被避險項目之公平價值。

Kawaller and Koch (2000)以-5%< $RD_n$ <+5%來表示該避險高度有效；但Finnerty and Grant (2002)則是設定-3%< $RD_n$ <+3%作為避險有效性之判斷指標。門檻值的判斷仍缺乏較一致的標準。

#### (六)變動性縮減法

Finnerty and Grant (2002)研究中，將避險項目與被避險項目合併抵銷後價值變動數平方總和除以被避險項目價值變動數平方，衡量避險有效性，使用平方方式處理價值變動數藉以改善正負結果相互抵銷情形。衡量公式如下：

$$VR = 1 - \left[ \sum_{i=1}^n (X_i + Y_i)^2 / \sum_{i=1}^n Y_i^2 \right] \dots\dots\dots(6)$$

$X_i$ ：衍生性商品避險項目公平價值或現金流量之當期變動數

$Y_i$ ：被避險項目公平價值或現金流量之當期變動數

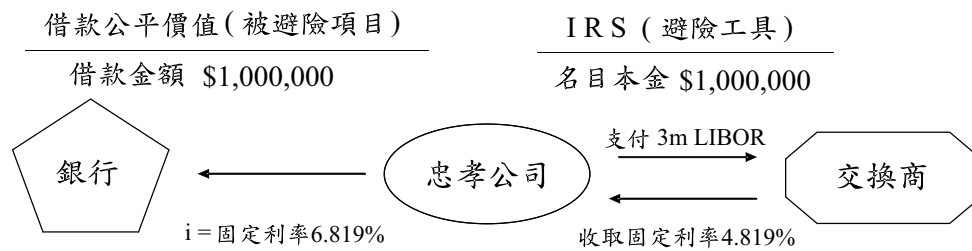
一般而言，當被避險項目與衍生性商品係類似資產時，減少波動程度於80%至100%係屬於「高度有效」。

上述部份測試方法，仍未有一致的有效性判斷標準，Hailer and Rump (2005)表示，近年來之避險有效性測試相關文獻缺乏一致性判斷標準，可能造成實際避險有效但測試結果無效，或測試結果有效但實際避險無效之情況產生，並試圖尋找各種測試方法較客觀之判斷準則，但佐以實際案例測試後，發現避險規模大小亦會影響測試結果，故仍無法獲得一致性結論。

## 二、個案描述

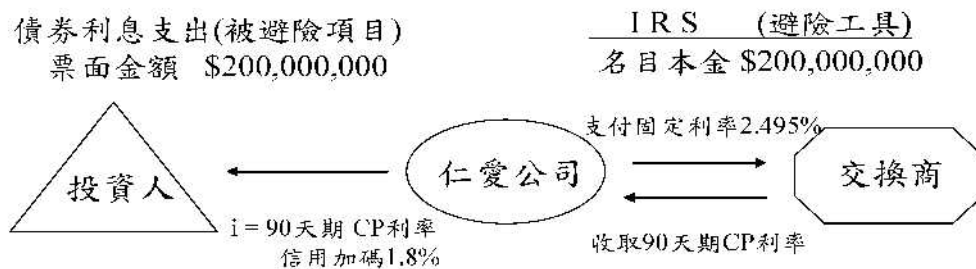
交換交易近年來已占銀行衍生性金融商品交易總量50%以上，且據中央銀行之統計數據更顯示交換交易之成交量正迅速成長中，可見其受重視程度，因而本研究乃以三項指定利率交換為避險工具之案例加以探討。個案一係參酌SFAS No.133、138與IAS No.39之釋例改編，為3年期之公平價值避險交易。個案二、個案三則以國內實務界真實案例改編，均為2年期現金流量避險交易。內容詳細說明如后：

**個案一：**忠孝公司於民國95年1月1日向銀行借入1筆款項，借款本金1百萬美元，借款期間3年，固定利率6.819%(假設公司信用風險加碼為2%，且評價期間信用風險不變)，每6個月付息1次。預期未來市場利率下跌，為規避因隱含利率下跌導致借款公平價值上漲（排除信用風險加碼2%於避險指定），該公司從事利率交換操作，進行一項期限3年，名目本金1百萬美元之利率交換交易。雙方約定，忠孝公司支付3個月期LIBOR (London InterBank Offered Rate) 浮動利率給交換商並收取固定利率4.819%，其中浮動利率每3個月付息並調整利率一次，固定利率則每半年付息一次。為評估借款之公平價值，採現金流量折現法評價，折現率為市場隱含利率。(請參考圖一)



圖一：公平價值避險換率交易

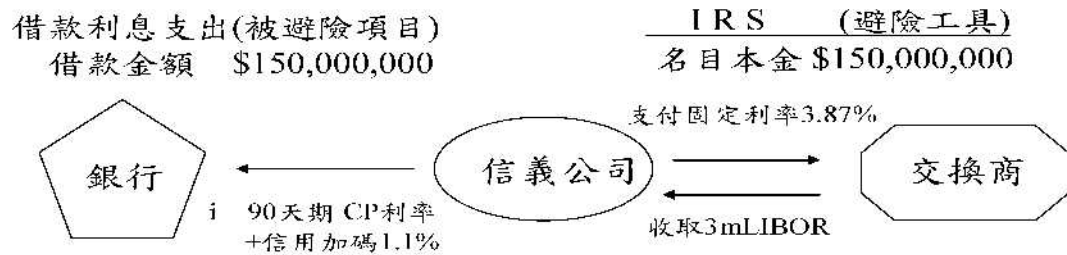
**個案二：**仁愛公司於民國 94 年 1 月 1 日發行 2 年期債券，票面金額新台幣 2 億元，票面利息採浮動利率計息，利率約定為 90 天期商業本票利率加計信用風險加碼 1.8%，假設評價期間公司信用風險不變，每 3 個月付息並調整利率 1 次。預期未來利率上漲，為規避未來因利率上漲而增加利息支出之風險，公司乃從事利率交換操作，進行一項交換期限 2 年，名目本金 2 億元之利率交換。雙方約定，仁愛公司支付固定利率 2.495% 給該交換商並收取 90 天期商業本票利率，每 3 個月付息並調整利率 1 次。(請參考圖二)



圖二：現金流量避險換率交易(1)

**個案三：**信義公司於民國 94 年 1 月 1 日向銀行借入 1 筆款項新台幣 1 億 5 千萬元之 2 年期浮動利率借款，利率約定為 90 天期商業本票利率加計信用加碼 1.1%，假設評價期間公司信用風險不變，每 3 個月付息並調整利率 1 次。預期未來利率上漲，為規避未來因利率上漲而增加利息支出之風險，公司從事利率交換操作，進行一項交換期限 2 年，名目本金 1 億 5 千萬元之利率交

換交易。雙方約定，信義公司支付固定利率 3.87% 給該交換商並收取 3 個月期 LIBOR，每 3 個月付息並調整利率 1 次。(請參考圖三)



圖三：現金流量避險換率交易(2)

### 三、變數定義

(一) 衍生性商品避險項目公平價值或未來現金流量折現值之變動數 ( $X_t$ ):

因本研究案例均指定利率交換為避險工具，故  $X_t$  係指利率交換現值之變動數。而利率交換之定價原理如下：<sup>1</sup>

收到之浮動利息總現值 = 付出之固定利息總現值

$$\sum_{i=1}^n \frac{P \times \tilde{R}_i}{(1 + r_i)^i} = \sum_{i=1}^n \frac{P \times \bar{R}}{(1 + r_i)^i} \dots\dots\dots (1)$$

$P$  = 交換名目本金。

$\tilde{R}_i$  = 預期浮動利率。

$\bar{R}$  = 支付之固定利率。

$r_i$  = 折現率。

利率交換現值 = 收到浮動利息之總現值 - 付出固定利息之總現值

<sup>1</sup> 本節部分內容係參考陳威光，2005，衍生性金融商品—選擇權、期貨與交換，第 17 章和第 9 章，智勝文化出版事業中心有限公司。

利率交換之「固定利息總現值」，係將未來合約期間之固定利息以當期市場利率折現後加總之。而利率交換之「浮動利息總現值」，必須預先估計交換契約未來合約期間之現金流量，再以當期市場利率折現後加總。為預估未來合約期間之現金流量，利用遠期利率之訂價原理，以當時市場利率換算隱含之遠期利率，再預估未來現金流量。遠期利率訂價原理如下：

$$(1+_0R_1)(1+_1R_1) = (1+_0R_2)^2 \dots\dots\dots (2)$$

$_0R_1$  = 目前 1 年期利率

$_1R_1$  = 1 年以後 1 年期利率

$_0R_2$  = 目前 2 年期利率

個案一需預估 3 個月期 LIBOR 浮動利率之未來現金流量，係使用當期市場上 3 個月期及 6 個月期 LIBOR，換算 3 個月後隱含之 3 個月期 LIBOR；再分別使用目前市場上 6、9 及 12 個月期 LIBOR，換算 6 個月後及 9 個月後隱含之 3 個月期 LIBOR。將預估未來之現金流量再使用當期市場利率予以折現後加總，即為當期利率交換之「浮動利息總現值」。固定利息總現值與浮動利息總現值之差額，即為當期「利率交換現值」。

個案二、三則需預估 1 年期以上隱含之遠期利率，本研究採用美商彭博新聞有限公司台灣分公司之金融資料庫(Bloomberg)內的中長期利率交換報價資訊，透過拔靴法(Bootstrapping)進一步推算「零息債券利率」。再將零息債券利率代入重新計算交換市場之「零息債券折現因子」及「隱含之遠期利率」，推算交換市場之零息債券折現因子及隱含之遠期利率後，預估交換契約未來合約期間之現金流量並加以計算浮動利息總現值。再將交換契約未來合約期間之固定利息，使用相同零息債券折現因子計算出固定利息總現值，利率交換現值即為未來兩項利息總現值之差額。

(二) 被避險項目公平價值或未來現金流量折現值之變動數( $Y_i$ ):

於個案一係指固定利率借款因市場隱含利率變動造成公平價值之變動數，本研究採用現金流量折現法之評價方式評估借款之公平價值。於個案二、個案三係指浮動利率債券(或借款)契約因市場利率變動造成預期現金流量折現值之變動數。計算浮動利率債券(或借款)契約預期利息支出折現值之變動數( $Y_i$ )時，利用遠期利率訂價原理計算每季之遠期隱含利率，以預估未來現金流量，並以當期市場利率折現後加總，即為預期利息支出折現值。

四、測試資料期間

(一) 預期測試：個案二與個案三指定避險開始前，使用 90 至 93 年度之歷史資料，避險期間中，90 至 93 年度之歷史資料加上合約期間之實際資料。

(二) 回顧測試：個案一係 95 至 97 年度，個案二、三自 94 年第 1 季至 95 年第 3 季實際資料。

五、資料來源

個案一之內容係參酌 SFAS No.133、138 與 IAS No.39 實作指引改編，個案二、三則由國內實務界真實案例改編。其他資料來源尚包括倫敦銀行間拆款利率(London InterBank Offered Rate, LIBOR)與 90 天期商業本票利率及 IRS 市場利率報價資訊。本研究所需 USD 之 LIBOR 利率，係取自英國銀行協會(British Bankers' Association)網站(網址為 <http://www.bba.org.uk/public/libor/>)，以及美商彭博新聞有限公司台灣分公司金融資料庫(Bloomberg)之報價系統。

## 肆、實證結果與分析

### 一、個案實證結果描述：

依 34 號公報第 78 段規定表示，允許企業使用其他任意方法執行預期測試，但執行回顧測試衡量實際抵銷結果時，宜回到金額沖銷法概念，且必須同時符合二項條件方能選擇適用避險會計。本研究個案之指定避險開始時間分別為 94 年 1 月 1 日與 95 年 1 月 1 日，使用歷史資料執行預期測試，僅須於避險開始時及避險期間中預期避險高度有效即可，對該歷史資料過去期間，無須逐期執行預期測試；但為對各項測試方法有更進一步瞭解，除個案一外，個案二與個案三分別使用六項測試方法，並於歷史資料期間內每季執行預期測試，以檢視各項方法於不同評價時點測試結果之變化，一方面作為企業於指定避險前預期測試結果判讀之參考；另一方面，藉由各項測試結果觀察測試方法本身之特性與穩定性。個案一因避險工具與被避險項目之主要條件相同，包括利率交換之名目本金、期間、收付利息及衡量利率指標均與被避險項目相同，因此可預期於避險開始及其後該避險均為高度有效。個案二及個案三之預期測試自 90 年第 1 季至 95 年第 3 季計 23 期，分別以當期或合約年限累計變動數執行。三項個案之回顧測試則以當期和指定避險後累計變動數利用金額沖銷法計算。為便利研究結果繪述，將測試期間自 90 年第 1 季至 95 年第 3 季依序編號為 1 至 23 期，測試結果分述如后：

#### 個案一：忠孝公司公平價值避險

本例分別以實際合約期間當期變動數及指定避險開始後之累計變動數，執行金額沖銷法之回顧測試，測試結果顯示除 97 年第四季累積變動數測試結果外，其他各期測試結果均落於有效性之測試區間(詳見表一)。

表一 三項個案回顧測試結果(採金額沖鉅法)

| 年度別       | 94年度   |       |        |        | 95年度   |        |        |      | 96年度   |        |     |     | 97年度   |        |     |       |
|-----------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|------|--------|--------|-----|-----|--------|--------|-----|-------|
|           | 第1季    | 第2季   | 第3季    | 第4季    | 第1季    | 第2季    | 第3季    | 第4季  | 第1季    | 第2季    | 第3季 | 第4季 | 第1季    | 第2季    | 第3季 | 第4季   |
| 忠孝公司當季變動數 |        |       |        |        |        | -1.01* |        |      | -0.98* | -0.95* |     |     | -0.94* | -0.86* |     |       |
| 忠孝公司累計變動數 |        |       |        |        | -1.01* |        |        |      | -1.06* | -1.03* |     |     | -0.93* | -0.90* |     | ----- |
| 仁愛公司當季變動數 | 2.27   | 1.11* | 0.66   | 0.73   | 0.50   | 0.07   |        | 3.62 |        |        |     |     |        |        |     |       |
| 仁愛公司累計變動數 | 2.27   | 1.21* | 1.56   | 1.65   | 1.97   | 2.22   | 2.27   |      |        |        |     |     |        |        |     |       |
| 信義公司當季變動數 | -77.58 | 2.47  | 19.76  | 9.59   | 17.99  | 30.72  | -18.71 |      |        |        |     |     |        |        |     |       |
| 信義公司累計變動數 | -77.58 | -3.89 | -10.36 | -19.55 | -29.81 | -38.08 | -35.31 |      |        |        |     |     |        |        |     |       |

註：1. 迴歸有效性測試門檻：金額戶總法： $(\sum_{i=1}^n X_i / \sum_{i=1}^n Y_i)$  之測試結果為80%-125%，推論其迴歸為高度有效。

2.  $X_i$ ：衍生性商品避險項目公允價值或未來現金流量折現值之當期變動數。 $Y_i$ ：被避險項目公允價值或未來現金流量折現值之當期變動數。

3. 累計變動數：自指定避險起開始累計。

4. \* 係表示該測試結果通過本研究之避險有效性測試門檻。

## 個案二：仁愛公司現金流量避險

## (一)預期測試結果：(詳見表二)

- 1、金額沖銷法：以單季變動數執行預期測試結果，94 年以前全部通過測試，94 年指定避險開始後僅第 18 期通過。而以累計變動數執行結果，94 年以前全部通過測試，94 年指定避險開始後通過者為第 17、18、21、22 與 23 期。
- 2、相對差異法：不論是單季或累計變動數，測試結果皆落於關鍵值 $-3\% < RD_n < +3\%$ 內，而且比率值相當接近 0%，足以顯示預期避險效果極佳。
- 3、變動性縮減法：以單季變動數執行預期測試，94 年以前全部期數均通過測試，且比率值極接近 1.0；但 94 年指定避險以後僅第 18、19 及 20 期通過測試。
- 4、變異數減少法和標準差減少法(Standard deviation-reduction Method)：採循環方式估計每 8 期變動數之變異數減少及標準差減少程度，以衡量避險高度有效。測試結果不但均通過測試且結果值極接近 1.0，顯示預期避險測試結果高度有效。
- 5、迴歸分析法：經執行迴歸分析法之測試結果，不論使用單季變動數或累計變動數定義變數， $R^2$ 值均極為接近 1.0，全數通過門檻值，顯示被避險項目之變動數與避險項目之變動數具有極高度相關性。

## (二)回顧測試結果：(詳見表一)

僅 94 年第 2 季之測試結果達 34 號公報 80%—125%測試門檻要求，其餘期間皆未通過有效性測試。

綜上所述，仁愛公司雖然避險項目與被避險項目之風險標的相同，但採不同測試方法執行預期測試結果亦不相同，除變動性縮減法和金額沖銷法之結果，未能完全通過外，其餘方法皆全數通過。故預期避險高度有效之理由非常充分，但回顧測試結果除 94 年第 2 季外，其餘測試期間因無法符合規定，而無法適用避險會計。

表二 仁愛公司預期測試結果

| 年度別         | 90年度    |         |         |          | 91年度     |          |          |         | 92年度    |         |          |         |
|-------------|---------|---------|---------|----------|----------|----------|----------|---------|---------|---------|----------|---------|
|             | 1季(1)   | 2季(2)   | 3季(3)   | 4季(4)    | 1季(5)    | 2季(6)    | 3季(7)    | 4季(8)   | 1季(9)   | 2季(10)  | 3季(11)   | 4季(12)  |
| 重組(測試期與編製)  | 1.03*   | 1.03*   | 1.03*   | 1.01*    | 1.05*    | 1.03*    | 1.02*    | 1.03*   | 1.03*   | 1.03*   | 1.01*    | 1.04*   |
| 金額沖銷法(單季)   |         |         |         |          |          |          |          |         |         |         |          |         |
| 金額沖銷法(2年累計) | 0.0006* | 0.0003* | 0.0005* | -0.0001* | -0.0001* | 0.0004** | 0.0001** | 0.0002* | 0.0002* | 0.0001* | -0.0000* | 0.0008* |
| 相對差異法(單季)   |         |         |         |          |          |          |          |         |         |         |          |         |
| 相對差異法(2年累計) | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*    | 1.00*    | 1.00*    | 1.00*    | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*    | 1.00*   |
| 變動性經減法(單季)  |         |         |         |          |          |          |          |         |         |         |          |         |
| 變動性經減法(每8季) |         |         |         |          |          |          |          |         |         |         |          |         |
| 變異性減少法(每8季) |         |         |         |          |          |          |          |         |         |         |          |         |
| 標準差減少法(每8季) |         |         |         |          |          |          |          |         |         |         |          |         |
| 迴歸分析法(單季)   |         |         |         |          |          |          |          |         |         |         |          |         |
| 迴歸分析法(2年累計) |         |         |         |          |          |          |          |         |         |         |          |         |

| 年度別         | 93年度    |         |         |         | 94年度    |         |         |         | 95年度    |         |         |        |
|-------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|
|             | 1季(13)  | 2季(14)  | 3季(15)  | 4季(16)  | 1季(17)  | 2季(18)  | 3季(19)  | 4季(20)  | 1季(21)  | 2季(22)  | 3季(23)  | 4季(24) |
| 重組(測試期與編製)  | 1.02*   | 1.02*   | 1.01*   | 1.01*   | 2.27    | 1.11*   | 0.66    | 0.73    | 0.50    | 0.07    | 3.62    |        |
| 金額沖銷法(單季)   |         |         |         |         |         |         |         |         |         |         |         |        |
| 金額沖銷法(2年累計) | 1.03*   | 1.04*   | 1.04*   | 1.04*   | 0.99*   | 0.97*   | 0.70    | 0.13    | 0.86*   | 1.13*   | 1.23*   |        |
| 相對差異法(單季)   | 0.0001* | 0.0002* | 0.0000* | 0.0000* | 0.0002* | 0.0002* | 0.0001* | 0.0001* | 0.0001* | 0.0001* | 0.0001* |        |
| 相對差異法(2年累計) | 0.0009* | 0.0003* | 0.0002* | 0.0001* | 0.0001* | 0.0002* | 0.0003* | 0.0005* | 0.0005* | 0.0008* | 0.0008* |        |
| 變動性經減法(單季)  | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | -0.62   | 0.99*   | 0.88*   | 0.93*   | 0.75    | 0.14    | -5.86   |        |
| 變動性經減法(每8季) |         |         |         |         |         |         |         |         |         |         |         |        |
| 變異性減少法(每8季) | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   |        |
| 標準差減少法(每8季) | 0.98*   | 0.98*   | 0.98*   | 0.98*   | 0.98*   | 0.97*   | 0.97*   | 0.97*   | 0.97*   | 0.96*   | 0.96*   |        |
| 迴歸分析法(單季)   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   |        |
| 迴歸分析法(2年累計) | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   | 1.00*   |        |

註：1. 確信有假性測試法：金額沖銷法： $\left(\sum_{i=1}^n X_i / \sum_{i=1}^n Y_i\right) / \left(\sum_{i=1}^n Y_i / \sum_{i=1}^n Y_i\right) / V_i$  之測試結果為 3.9%；相對差異法： $RD_i = 3.9\%$ ，經證券法測試通過；  
 迴：變動性經減法： $VR = 1 - \left[ \frac{\sum_{i=1}^n (X_i + \bar{Y}_i)^2 / \sum_{i=1}^n Y_i^2}{\sum_{i=1}^n X_i^2 + \sum_{i=1}^n Y_i^2} \right] / Var(C) / Var(S) \approx 0.8$ ；標準差減少法： $SRM = 1 - \sigma_i / \sigma \approx 0.55$ ；迴歸分析：  
 法： $Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i$ ，若  $R^2 > 0.8$ ，非高其變態為高變態； $X_i$ ：計生性商品證券項目之公積價值成本及現金證券折現值之折現變動數； $Y_i$ ：被選定項目公平價值或未來現金流  
 量折現值之當前值；2. 單季：每1季測試；2年累計：每2年累計測試；3. \* 係表示該測試結果通過本研究所之證券有假性測試法。

### 個案三：信義公司現金流量避險

#### (一)預期測試結果：(詳見表三)

- 1、金額沖銷法：使用單季變動數預期測試結果，僅第 1、11 和 15 期通過測試門檻。若以累計變動數計算，亦僅第 8、9 和 12 期通過測試門檻，二者皆非常不理想。
- 2、相對差異法：使用單季變動數預期測試結果，均落於關鍵值  $-3\% < RD_n < +3\%$  內。但採累計變動數計算時，發現自第 16 期開始，測試結果皆落於關鍵值區間外。故本例建議使用單季變動數執行相對差異法之預期測試。
- 3、變動性縮減法：以單季變動數執行預期測試結果，通過者為第 1、6、8、11 和 15 期通過機率不高，且由測試結果中可看出採用變動數平方所產生之加權效果，而造成部分測試期間結果比率上之懸殊差異。
- 4、變異數減少法和標準差減少法(Standard deviation-reduction Method)：採循環方式計算每 8 期變動數之變異數減少及標準差減少程度。結果不但均未通過測試且經常呈現負數，表示避險項目本身之變異程度大於被避險項目，不但無避險效果反而造成更大之波動幅度。
- 5、迴歸分析法：以單季變動數定義變數執行迴歸分析之結果， $R^2$  值大部分界於 0.5 至 0.6 區間，無法通過測試門檻。若以累計變動數定義變數執行迴歸分析之結果， $R^2$  值均大於 0.8，不僅可解釋為自變數與因變數間具有高度相關性，亦可預期避險高度有效。故本例建議以迴歸分析法進行預期測試時，宜採累積變動數定義變數。

#### (二)回顧測試結果：(詳見表一)

測試結果皆未達 34 號公報 80%—125% 要求，故無法通過有效性測試，產生小額變動數之高敏感度問題。

綜上所述，信義公司單季變動數之相對差異法及累計變動數定義變數之迴歸分析法，預期測試結果全數通過；而累計變動數之相對差異法，雖然 94 年以前通過情形良好，但 94 年以後均未通過。金額沖銷法通過比率非常低。另其他測試方法結果更全數覆沒。故本例建議採用單季變動數之相對差異法及累計變動數定義變數之迴歸分析法，較易通過預期測試。但因回顧測試皆未通過，故無法選擇適用避險會計。

表三三信義公司預期測試結果

[illegible]

| 年度別          | 93年度    |          |         |          | 94年度     |         |          |          | 95年度     |          |         |
|--------------|---------|----------|---------|----------|----------|---------|----------|----------|----------|----------|---------|
|              | 1季(15)  | 2季(14)   | 3季(15)  | 4季(16)   | 1季(17)   | 2季(18)  | 3季(19)   | 1季(20)   | 1季(21)   | 2季(22)   | 3季(23)  |
| 季別(期別)調整率    |         |          |         |          |          |         |          |          |          |          |         |
| 金額増減法(季率)    | 1.71    | 2.23     | 1.04*   | -3.27    | -77.58   | 2.47    | 19.76    | 9.39     | 17.99    | 30.72    | 48.71   |
| 金額増減法(2ヵ月率)  | 1.33    | 0.28     | -3.12   | -14.40   | 10.01    | 8.61    | 41.65    | 75.95    | 13.28    | -4.73    | -8.76   |
| 相対差算出法(季率)   | 0.0022* | -0.0137* | 0.0001* | -0.0128* | -0.0101* | 0.0022* | -0.0066* | -0.0034* | -0.0032* | -0.0024* | 0.0009* |
| 相対差算出法(2ヵ月率) | 0.0108* | -0.0065* | -0.023* | -0.0327  | -0.0390  | -0.0393 | -0.0457  | -0.0421  | -0.0475  | -0.0362  | -0.0354 |
| 変動比率増減法(5年率) | 0.49    | -0.78    | 1.00*   | -17.19   | -6.173   | -1.16   | -351.07  | -69.45   | -287.63  | -882.44  | -2.274  |
| 変動比率増減法(5年率) | -0.53   | -0.99    | 0.09    | -0.46    | -1.09    | -1.12   | -1.19    | -1.22    | -0.98    | -11.75   | -17.75  |
| 標準差増減法(5年率)  | -0.24   | -0.41    | 0.05    | -0.21    | -0.45    | -0.16   | -0.48    | -0.19    | -0.41    | -2.57    | -3.53   |
| 近隣分析法(季率)    | 0.52    | 0.62     | 0.62    | 0.60     | 0.60     | 0.59    | 0.60     | 0.60     | 0.61     | 0.61     | 0.61    |
| 近隣分析法(2ヵ月率)  | 0.87*   | 0.92*    | 0.93*   | 0.93*    | 0.94*    | 0.93*   | 0.94*    | 0.95*    | 0.95*    | 0.95*    | 0.95*   |

答：(1) 随机有放回地试验： $\mu_{\bar{X}} = \sum_{j=1}^n x_j / n$ ，之测试误差为 80%，相对差为法  

$$\mu_{\bar{X}_A} = \frac{\sum_{j=1}^n x_j - \sum_{j=1}^n x_A}{n} = \frac{\sum_{j=1}^n x_j}{n} - \sum_{j=1}^n x_A$$
  
 即：之测试误差为 30%， $RD_0 = 15\%$ ，随机有放回地试验：绝对误差

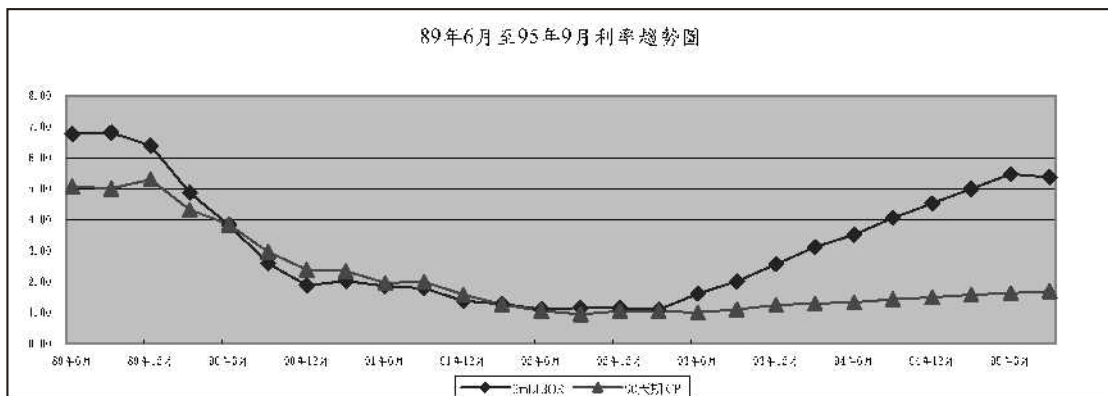
$$\text{減法 } VR = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - Y_i)^2}{\sum_{i=1}^n Y_i^2} \quad \begin{matrix} \geq 0.8 : \text{變異數減少法} \\ \geq 0.8 : \text{標準差減少法} \end{matrix} \quad \begin{matrix} VRM = 1 - \sigma_c / \sigma_y \\ \geq 0.55 : \text{迴歸分析法} \end{matrix}$$

折現值之省費受助款。2.第3：每1年受助款；2.第2：每1年受助款；3.依據不同測試結果通過本評定之受助款性別測試。第

## 二、各項方法預期測試結果分析

為進一步檢視各項測試方法之結果是否與實際情況相符合，將 89 年 6 月至 95 年 9 月之每月月底實際 3mLIBOR 及 90 天期 CP 利率資料繪製如圖四。同時將避險個案區分為避險項目與被避險項目面臨相同風險標的(如個案二)和面臨不同風險標的(如個案一、三)二類。驗證測試結果變化如下：

圖四： 利率趨勢圖



- (一) 避險項目與被避險項目面臨「相同」風險標的：仁愛公司測試期間內除金額沖銷法與變動性縮減法之預期測試結果於指定避險期間未完全通過外，其他測試方法之結果不僅全數通過且比率值極為接近 100% 或 0.00，充分顯示避險極高度有效，但非完全避險，而是仁愛公司利用利率交換，將浮動利率風險轉換為固定利率風險。(詳見表二與表四)
- (二) 避險項目與被避險項目面臨「不同」風險標的：信義公司測試期間內除了單季變動數之相對差異法與以累計變動數定義變數之迴歸分析結果全數通過測試外；累計變動數之相對差異法，自 93 年第 4 季起均落於關鍵值外；亦發現部分期間出現加權效果造成比率懸殊；此外，變異數和標準差減少法結果亦經常呈現負數，尤以 94 年度後極不理想(請參考表四與表五)。主因係 3mLIBOR 變動幅度明顯大於 90 天期 CP 利率變動，無法達到避險效果反造成更大之變動。

由以上可知，各種測試方法指定避險開始前之預期測試通過比率普遍高於避險期間中之通過比率，結果與利率趨勢相競合，但測試結果亦因不同測試方法有所差異，整合比較後，以單季或累計變動數之相對差異法和累計變動數定義變數之迴歸分析法，所產生之預期測試結果較佳。

表四 個案二與個案三通過預期測試之期望比率彙整

| 測試方法         | 個案二 2年期現金流量測試 |      |     |        |      |     | 個案三 2年期現金流量測試 |      |     |        |      |     |
|--------------|---------------|------|-----|--------|------|-----|---------------|------|-----|--------|------|-----|
|              | 94年度以前        |      |     | 94年度以後 |      |     | 94年度以前        |      |     | 94年度以後 |      |     |
|              | total         | pass | %   | total  | pass | %   | total         | pass | %   | total  | pass | %   |
| 金錢流折法(單率變動)  | 16            | 16   | 100 | 7      | 1    | 14  | 23            | 17   | 74  | 16     | 3    | 19  |
| 金錢流折法(累計變動)  | 9             | 9    | 100 | 7      | 5    | 71  | 16            | 14   | 88  | 9      | 3    | 33  |
| 相對差異法(單率變動)  | 16            | 16   | 100 | 7      | 7    | 100 | 23            | 23   | 100 | 16     | 16   | 100 |
| 相對差異法(累計變動)  | 9             | 9    | 100 | 7      | 7    | 100 | 16            | 16   | 100 | 9      | 8    | 89  |
| 變動性折減法(單率變動) | 16            | 16   | 100 | 7      | 3    | 43  | 23            | 19   | 83  | 16     | 5    | 31  |
| 變動性折減法(累計變動) | 9             | 9    | 100 | 7      | 7    | 100 | 16            | 16   | 100 | 9      | 0    | 0   |
| 標準差減少法(合約數折) | 9             | 9    | 100 | 7      | 7    | 100 | 16            | 16   | 100 | 9      | 0    | 0   |
| 迴歸分析法(單率變動)  | 9             | 9    | 100 | 7      | 7    | 100 | 16            | 16   | 100 | 9      | 0    | 0   |
| 迴歸分析法(累計變動)  | 5             | 5    | 100 | 7      | 7    | 100 | 12            | 12   | 100 | 5      | 5    | 100 |
| 總計           | total         | pass | %   | total  | pass | %   | total         | pass | %   | total  | pass | %   |
| 2.94年度以前     | 16            | 16   | 100 | 7      | 1    | 14  | 23            | 17   | 74  | 16     | 3    | 19  |
| 2.94年度以後     | 9             | 9    | 100 | 7      | 5    | 71  | 16            | 14   | 88  | 9      | 3    | 33  |
| 合計           | 25            | 25   | 100 | 14     | 6    | 43  | 39            | 31   | 79  | 25     | 6    | 24  |

註：total：測試總數；pass：通過測試總數；%：通過測試比率。

2.94年度以前：係94年第1章至第4章之預期測試；94年度以後：係94年度以後之預期測試。

## 伍、結論與限制

我國 34 號公報與 IAS No.39 規範避險高度有效條件，企業必須同時符合指定避險期間實際抵銷結果於 80%-125% 之間，方能選擇適用避險會計，隱喻回顧測試宜採行金額沖銷法。此與美國 SFAS No.133 不同，因 SFAS No.133 係允許使用其他方法執行回顧測試。倘若依 34 號公報規範，則三項個案之測試結果僅個案一通過測試，得適用避險會計。本研究另藉由各項測試方法於不同期間執行個案二與個案三之預期測試，進一步了解各項測試方法之特性與穩定性。經分別以金額沖銷法、相對差異法、變動性縮減法、變異數減少法、標準差減少法與迴歸分析法執行預期測試結果，發現相對差異法與以累計變動數定義變數之迴歸分析法，測試結果較容易通過且相對穩定；而金額沖銷法、變動性縮減法、變異數減少法及標準差減少法之測試結果，容易產生前後期結果不一致或加權效果，其預期測試結果通過比率相對不高亦較不穩定。另以當期變動數定義變數之迴歸分析法，結果雖然呈現穩定但並未通過有效性之測試門檻。

本研究主要限制在係以三個採 IRS 為避險工具的案例，比較分析六種常見的避險有效性檢測方法，研究結果無法作一般化之推論。未來研究可嘗試自其他類避險工具，例如遠期外匯、選擇權等方面切入，深入分析。

## 參考文獻

1. 財務會計準則委員會 (2005)，財務會計準則公報第三十六號「金融商品之表達與揭露」。
2. 財務會計準則委員會 (2005)，財務會計準則公報第三十四號「金融商品之會計處理」。
3. 陳威光 (2005)，衍生性金融商品—選擇權、期貨與交換，智勝文化出版事業中心有限公司。
4. Althoff, M. and D. Finnerty (2001), "Testing Hedge Effectiveness: FAS 133 and the New Derivatives Accounting Landscape," *Institutional Investor*, 35 (9), 44-51.
5. Charnes, M., H. Berkman and P. Koch (2003), "Measuring Hedge Effectiveness for FAS 133 Compliance," *Journal of Applied Corporate Finance*, 15 (4), 95-103.
6. Ederington, L. H. (1979), "The Hedging Performance of the New Futures Markets," *Journal of Finance* 34 (March), 157-170.
7. Financial Accounting Standard Board (FASB) (1998), "Accounting for Derivatives Instruments and Hedging Activities," Statement of Accounting Standards No. 133, Norwalk, CT: FASB.
8. Financial Accounting Standard Board (FASB) (2000), "Accounting for Certain Derivatives Instruments and Certain Hedging Activities — An Amendment of FASB Statement No.133," Statement of Accounting Standards No.138, Norwalk, CT: FASB.
9. Finnerty, D. and D. Grant (2002), "Alternative Approaches to Testing Hedge Effectiveness under SFAS No. 133," *Accounting Horizons*, 16 (2), 95-108.
10. Hailer, C. and M. Rump (2005), Evaluation of Hedge Effectiveness Tests," *Journal of Derivatives Accounting*, 2 (1), 31-51.
11. International Accounting Standard Board (IASB) (2003), "Financial Instruments : Disclosure and Presentation," Statement of International Financial Accounting Standards No.32, London, UK: IASB.
12. International Accounting Standard Board (IASB). (2003), "Financial Instruments : Recognition and Measurement," Statement of International Financial Accounting Standards No.39, London, UK: IASB.

13. International Accounting Standard Board (IASB) (2006), "*Financial Instruments: Recognition and Measurement Implementation Guidance*," Statement of International Financial Accounting Standards No.39, London, UK: IASB.
14. Lien, D. (2005), "The Use and Abuse of the Hedging Effectiveness Measure," *International Review of Financial Analysis* 14, 277-282.
15. Kalotay, A. and L. Abreo (2001), "Testing Hedge Effectiveness for FAS 133: The Volatility Reduction Measure," *Journal of Applied Corporate Finance*, 14 (4), 93-99.
16. Kawaller, G. and B. Steinberg (2002), "Hedge Effectiveness Testing: Using Regression Analysis," *AFP Exchange*, 22 (5), 62-68.
17. Kawaller, G. and D. Koch. (2000), "Meeting the Highly Effective Expectation Criterion for Hedge Accounting," *Journal of Derivatives*, 7 (4), 79-87.
18. Moosa, A. (2003), "The Sensitivity of the Optimal Hedge Ratio to Model Specification," *Finance Letters* 14 (1), 15-20.
19. Swad, S. M. (1995), "Accounting and Disclosures for Derivatives," Presentation at the 1995 Twenty-Second Annual National Conference on Current SEC Developments, Office of the Chief Accountant, U.S. Securities and Exchange Commission, Washington, D.C., January 11.

## 外匯期貨交叉避險效果、避險期間及共整合-- 以韓圓、泰銖及馬來幣為避險對象

Cross-hedging effectiveness, hedging horizon and cointegration:  
Evidence from South Korean Won, Thailand Baht, and Malaysia Dollar

◆ 國立高雄大學金融管理學系

● 黃一祥

### 摘要

選擇避險期貨對交叉避險效果有重要影響。史綱、何中達、黃一祥(2001)以新台幣即期匯率為避險對象的交叉避險發現，當現貨與期貨存在長期穩定關係(以共整合衡量)時，交叉避險效果表現良好而穩定；但當現貨與期貨無共整合關係時，交叉避險效果不好且不穩定。本文擴展實證樣本以國際貨幣市場交易最活絡的日圓、英鎊與德國馬克期貨分別交叉避險韓元、泰銖、馬來幣的即期匯率，以進一步檢驗史綱、何中達、黃一祥(2001)的主張。實證結果指出期貨與現貨有共整合關係的交叉避險，其事前與事後避險效果均不錯，且交叉避險效果與避險期間成正向關係。另外，當期貨與現貨無共整合時，事後與事前交叉避險效果則均很低且不穩定，且事後交叉避險效果與避險期間不存在系統性關係，但事前交叉避險效果則會隨著避險期間的增長而下降。整體而言，本文支持史綱、何中達、黃一祥(2001)的主張。

**關鍵詞：**外匯期貨避險、交叉避險效果、避險期間、共整合。

## 壹、前言

提供投資者規避現貨價格波動風險是期貨市場的主要經濟功能之一 (Working, 1953; Powers, 1970; Anderson and Danthine, 1981; Chang and Wong, 2003)<sup>1</sup>，因此，探討如何提高期貨的避險效果 (hedging effectiveness) 一直是期貨相關研究的重要課題。基本上，在現貨與期貨為相同基本資產 (underlying assets) 的直接避險 (direct hedge) 情況下，避險者不會遭遇選擇何種期貨契約進行避險的問題，現有相關文獻亦大都投注在此研究領域之上。然而，在期貨和現貨為不同基本資產的交叉避險 (cross hedge) 情況下，因為期貨和現貨並非為相同的基本資產，使得期貨和現貨之間可能不存在長期穩定關係，結果將造成避險期貨之選擇對交叉避險效果會有明顯影響，特別是事前 (ex-ante) 交叉避險效果所受的影響可能最大。因此，對避險者而言，如何在交叉避險的情況下選擇期貨進行避險是一件相當重要的工作。

史綱、何中達、黃一祥(2001) 以新台幣即期匯率為避險對象，利用芝加哥商品交易所國際貨幣市場 (International Money Market) 交易最活絡的外匯期貨為避險工具，包括英鎊、日圓及德國馬克期貨，實證探討在交叉避險情形下，現貨和期貨之間是否存在長期穩定關係 (以共整合關係衡量)，對事前與事後 (ex-post) 避險效果的影響，以及對避險期間與交叉避險效果關係之影響。史綱、何中達、黃一祥(2001) 的實證結果指出，在有共整合關係的交叉避險策略，事前與事後避險效果都很好且相當穩定，而且，交叉避險效果與避險期間成正向關係，此結果類似直接避險的結果。然而，當期貨與現貨之間不存在共整合關係時，事後與事前的交叉避險效果都很

---

<sup>1</sup> 期貨除了避險的經濟功能之外，尚具有價格發現的經濟功能 (Grossman, 1977)。

低且不穩定，事後避險效果與避險期間無系統性關係，但事前避險效果卻會隨著避險期間的增長而下降。史綱、何中達、黃一祥(2001) 提出的解釋是，在期貨與現貨之間不存在共整合關係時，以前一期估計的最低變異避險比率應用到下一期以計算事前避險效果之所以會出現不好的原因可能是期貨與現貨之關係已隨時間異動而改變，造成利用不具共整合關係的期貨進行避險反增加避險投資組合之風險，此篇文章初步提供我們在交叉避險的情況下如何選擇避險期貨。

本文研究目的在於進一步驗證史綱、何中達、黃一祥(2001) 之主張。為比較之目的，本文仍以相同的外匯期貨為避險工具交叉避險以美元計價的韓元、泰銖及馬來幣即期匯率，實證探討期貨與現貨之間存在共整合關係與否，對事前與事後避險效果的影響，以及避險期間之長短對避險效果之影響。本文擴展到不同新興市場之匯率，將有助於確認史綱、何中達、黃一祥(2001) 之主張是否可應用於新台幣即期匯率以外的貨幣。

探討交叉避險的實務重要性主要在於開發中國家大都無期貨市場可提供投資者進行直接避險的現實，然而，不論是開發中國家或是已開發國家有對外投資或貿易的國內企業或多國籍企業，均可能因此而直接或間接遭受外匯的風險暴露 (exposure)，但卻無直接避險之管道 (Gastineau, 1995)。此時，避險者面對交叉避險的第一項重要問題就是必須先決定避險之期貨契約，目前文獻對交叉避險期貨的選擇議題，以及交叉避險期貨選擇對交叉避險效果之影響，投入的研究相當有限<sup>2</sup>。史綱、何中達、黃一祥(2001)

---

<sup>2</sup> 敬請參見岑蕙娟(1989)、林筠、李春華(1993)、黃一祥、王明隆(1994)、劉弘毅(1990)、臧大年(1993)、龔尚智、陳狄龍(1992)、Aggarwal and DeMaskey (1997), Benet (1992), Braga et al. (1989), Chang and Shanker (1986), Eaker and Grant (1987), 及 Grammatikos and Saunders (1983)。

在此方面則有相當重要的貢獻，本文則是擴展實證樣本為韓元、泰銖及馬來幣等新興亞洲市場即期匯率，以進一步實證確認其主張。

基於投資組合避險理論，最低變異避險比率等於現貨價差對期貨價差的迴歸係數<sup>3</sup>，避險效果若以避險後投資組合降低現貨價格改變的變異程度來衡量的話，則剛好等於簡單迴歸的判定係數 (determination of coefficient)，但此衡量僅具有樣本內 (in-sample) 避險效果，故稱為事後避險效果 (Dales, 1981)。在直接避險的相關研究大都支持，現貨與期貨之間存在共整合關係 (Pizzi, Economopoulos, and O'Neill, 1998)，而且，以簡單迴歸估計的最低變異避險比率是穩定的 (Ferguson and Leistikow, 1998; Malliaris and Urrutia, 1991a)，同時，最低變異避險效果優於簡單避險策略 (naïve hedge; 即避險比率為-1)。然而，有關避險期間長短對事前和事後避險效果的影響，相關實證研究卻有不一致的發現，Ederington (1979)、Hill and Schneeweis (1982)、Chen, Lee, and Shrestha (2004)、以及Lien and Shrestha (2007) 的結果顯示，事後避險效果與避險期間有正向關係，Lien and Shrestha (2007) 並發現事前避險效果亦會隨著避險期間的增長而上升。另一方面，Geppert (1995) 和 Malliaris and Urrutia (1991b) 則發現事後避險效果隨著避險期間的增加而提高，但事前避險效果卻與避險期間存在反向關係<sup>4</sup>。

<sup>3</sup> 依照避險比率的大小，避險理論可分為簡單避險 (Naive hedging)、選擇性避險理論 (Selective hedging) 及投資組合避險 (Portfolio hedging)。簡單避險理論如 Hardy and Lyon(1923)的看法，避險比率恆為一。Working(1953)認為只有在預期避險有利的情形下，避險者才會進行避險，稱為選擇性避險理論，此時避險比率等於一或零。Johnson(1960)、Stein(1961)及 Ederington(1979)等基於平均數-變異數分析建立投資組合避險理論，使避險投資組合報酬變異最低的避險比率剛好等於現貨價差對期貨價差的迴歸係數。

<sup>4</sup> Geppert (1995), Malliaris and Urrutia (1991a)的事前避險效果是以預期避險投資組合報酬的高低來衡量，與避險目的在於預期避險投資組合報酬為零的看法不同。

關於交叉避險的實證研究，Benet (1992) 發現事前交叉避險效果不但顯著低於事後避險效果，且事前交叉避險效果出現隨著避險期間的增長而逐漸降低的現象，但事後避險效果與避險期間則無明顯的系統性關係存在。Benet (1992) 提出的解釋是，當避險期間增長，期貨價格與現貨價格間的真實關係將越會越來越清楚地呈現出來，因此，事前交叉避險效果與避險期間成反向關係。另外，Geppert (1995) 假設期貨價格與現貨價格具共整合關係，此時的最低變異避險比率將會穩定，故事後避險效果與避險期間應具有正向關係。基於Benet (1992) 與Geppert (1995) 的看法，期貨價格與現貨價格若不具有長期穩定關係，最低變異避險比率與事後避險效果應會不穩定，因此，隨著避險期間的增長，其事前避險效果將會越來越低。Benet (1992) 和Geppert (1995) 的看法與史綱、何中達、黃一祥(2001) 是一致的，不過，Benet(1992) 並未檢驗期貨和現貨之間是否存在共整合關係，Geppert (1995) 則並未實證期貨與現貨之間若不存在共整合關係，對避險期間長短對避險效果的可能影響。事實上，在期貨與現貨為相同基本資產的直接避險情況下，我們無法很清楚地檢驗期貨與現貨的長期關係、避險期間、以及避險效果之間的關係。相對地，在交叉避險的研究中，我們可以比較完整討論此議題。

在計算事前避險效果時，本文除了以簡單迴歸 (OLS) 估計最低變異避險比率之外，並考量現貨和期貨的時間動態，以Bollerslev (1986) 的一般化自我迴歸條件變異模式 (GARCH) 估計最低變異避險比率。整體而言，本文實證結果支持史綱、何中達、黃一祥(2001) 的主張，並可簡單整理如下幾點。首先，本文發現當採用的外匯期貨與美元計價的韓圓、泰銖及馬來幣即期匯率具有共整合關係時，事後與事前避險效果都有不錯的績效，而且，交叉避險效果不會因時間的不同而有顯著的差異。另外，交叉避險效

果與避險期間成正向關係，此結果類似直接避險。其次，當採用的外匯期貨與美元計價的韓圓、泰銖及馬來幣即期匯率不具有共整合關係時，事後與事前避險效果的表現均不好且呈現不穩定的情況，事後避險效果與避險期間無系統性關係，而事前避險效果卻會隨著避險期間的增長而下降。同時，本文實證結果不會因為最低變異避險比率是估計自簡單迴歸模式或是 Bollerslev (1986) 的一般化自我迴歸條件變異模型而有顯著的不同。

本文共分為五節，其組成結構如下。下一節回顧有關最低避險比率的估計，以及事前和事後避險效果的衡量。第三節報告現貨與期貨的資料來源、實證設計及研究方法。實證結果安排在第四節，報告內容包括單根檢定、Engle and Granger(1987) 的兩階段共整合檢定和Johansen (1991) 的最大概似估計法和檢定共整合向量的方法、事前和事後避險效果及其與避險期間的關係。最後部份為本文的主要結論與建議。

## 貳、最低變異避險比率與避險效果

本段報告投資組合避險理論。Johnson(1960)、Stein(1961)及 Ederington(1979)基於Markowitz (1952) 的平均數-變異數分析，以資產報酬的變異數衡量風險，假設避險者現在(第t-1期)持有1單位的現貨，預計於下一期(第t期)出售，則未避險現貨的預期報酬與變異數分別如第(1)及第(2)式：

$$E(UP) = E(S_t - S_{t-1}) \quad (1)$$

$$Var(UP) = Var(\Delta S_t) \quad (2)$$

$E(.)$ 與 $Var(.)$ 分別表示預期與變異數的運算元， $S_t$ 和 $S_{t-1}$ 分別表示第t期及t-1期的現貨價格， $\Delta S_t = S_t - S_{t-1}$ 。

避險者目前持有一單位現貨部位，並預計賣出  $X_f$  單位的期貨部位進行避險，則避險後投資組合的預期報酬與變異數分別如第(3)及第(4)式：

$$E(HP) = E(S_t - S_{t-1}) - X_f E(F_t - F_{t-1}) \quad (3)$$

$$Var(HP) = Var(\Delta S_t) - 2X_f Cov(\Delta S_t, \Delta F_t) + X_f^2 Var(\Delta F_t) \quad (4)$$

$Cov(\cdot)$  表示共變異數(covariance)運算元， $F_t$  和  $F_{t-1}$  分別表示第  $t$  期及  $t-1$  期的期貨價格， $\Delta F_t = F_t - F_{t-1}$ 。

當避險者關心避險後投資組合預期報酬的變異數，且避險目的在於降低未避險投資組合預期報酬的變異數時，避險者所面臨的決策為選擇  $X_f$  單位的期貨部位，使避險後投資組合預期報酬的變異數達到最低。因此，我們對第(4)式的  $X_f$  一階微分，並使方程式為零，得到最低變異避險比率  $X_f^*$  為

$$X_f^* = \frac{Cov(\Delta S_t, \Delta F_t)}{Var(\Delta F_t)} \quad (5)$$

避險效果的衡量為降低未避險現貨預期報酬的變異數之程度，降低程度愈大，表示避險效果愈好。避險效果 (hedging effectiveness) 的衡量如第(6)式：

$$Hedging\ Effectiveness = \frac{Var(UP) - Var(HP)}{Var(UP)} \quad (6)$$

將第(5)式得到的最低變異避險比率  $X_f^*$  代入第(4)式，並將第(2)式的未避險現貨預期報酬之變異數代入第(6)式，則避險效果如下：

$$Hedging\ Effectiveness = \frac{Cov^2(\Delta S_t, \Delta F_t)}{Var(\Delta S_t)Var(\Delta F_t)} \quad (7)$$

基於第(5)及第(7)式的結果，最低變異避險比率和避險效果剛好等於現貨價差對期貨價差的迴歸係數與判定係數 ( $R^2$ )，由於判定係數僅具有樣本內效度，故亦稱為事後的或樣本內避險效果。實際執行上，我們可以第(8)

式的價差迴歸模式估計最低變異避險比率 ( $\beta$ ) 及判定係數以衡量事後避險效果:

$$\Delta S_t = c + \beta \Delta F_t + \mu_t \quad (8)$$

C代表截距項。 $\mu_t$ 表示純粹雜訊(white noise)。

除了事後避險效果之外，本文還計算避險者比較關心的事前避險效果，衡量方式是以前一期資料所估計的最低變異避險比率，應用於下一期資料計算降低現貨價差變異數的程度:

$$HE(OLS) = \frac{Var(UP_t) - Var(HP_t(\beta_{t-1}^{OLS}))}{Var(UP_t)} \quad (9)$$

$\beta_{t-1}^{OLS}$ 表示以簡單迴歸 (OLS) 方法採用前一期資料所估計的最低變異避險比率。

此外，本文為考量時間動態，另以Bollerslev (1986) 的一般化自我迴歸條件變異模式 (GARCH) 估計最低變異避險比率，並假設為GARCH (1, 1)。假設基於時間t的資訊集合 ( $I_t$ )，誤差項的分配假設為:

$$\mu_t | I_t \sim N[0, \sigma_t^2(\mu)]$$

其條件變異數函數為:

$$\sigma_t^2(\mu) = k_0 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2(\mu) + k_1 \mu_{t-1}^2 \quad (10)$$

則以Bollerslev (1986) 的一般化自我迴歸條件變異模式 (GARCH) 估計的前一期最低變異避險比率，用於下一期所計算的事前避險效果:

$$HE(GARCH) = \frac{Var(UP_t) - Var(HP_t(\beta_{t-1}^{GARCH}))}{Var(UP_t)} \quad (11)$$

在直接避險時，因期貨標的資產與現貨相同，故期貨價格和現貨價格通常具有長期穩定關係，現貨價差對期貨價差的迴歸係數與判定係數應為

穩定。然而，在交叉避險的情況下，期貨標的資產與現貨不同，期貨價格和現貨價格未必具有長期穩定關係，迴歸係數與判定係數因此未必穩定。

事前避險效果之衡量以本期估計的迴歸係數，作為下一期的避險比率，計算避險投資組合之變異數，並比較其與現貨的變異數以計算事前避險效果。此事前交叉避險效果通常會比事後交叉避險效果低。在交叉避險的情形下，由於期貨價格和現貨價格未必具有長期穩定關係，因此交叉避險者若是直接以本期估計的迴歸係數，作為下一期的避險比率，並以本期的迴歸判定係數預測未來的避險效果，將會與實際的事前避險效果有相當大的差異。

## 參、資料與研究方法

### 一、資料

為比較之目的，本文依循史綱、何中達、黃一祥 (2001) 的作法，採取在國際貨幣市場交易最活絡的日圓、英鎊與德國馬克等三種外匯期貨，分別交叉避險以美元計價的韓元、泰銖及馬來幣即期匯率。其中，美元計價的韓元、泰銖及馬來幣即期匯率取自教育部的AREMOS資料庫。外匯期貨及以美元計價的日圓、英鎊與德國馬克即期匯率，則取自美國期貨產業協會 (American Futures Industry Association) 資料中心、亞洲華爾街日報，外匯期貨是不包括到期月份的前三個月，最接近到期的期貨契約 (nearby contract)。

樣本的資料期間共五年為1989年1月到1993年12月。本文採用和Benet (1992)、Geppert (1995)、史綱、何中達、黃一祥 (2001)、以及Chen, Lee,

and Shrestha (2004) 相同的時間頻率，即每週三即期匯率參考價與期貨清算價，如遇該日無營業資料時，則取下一營業日資料或前一營業日資料，或取最接近週三的交易資料，若該週資料均不可得時，則予以略過，五年的樣本期間總共取得261個週樣本資料。本文採用的避險期間分別為4週、8週及12週等三期間，此期間與Benet(1992)及史綱、何中達、黃一祥(2001)相同。

表1 期貨與現貨匯率之基本統計量

資料期間為1989到1993年的每週三即期匯率參考價與期貨清算價，五年期間總共有261個樣本。K、M、Ti、US、JY、BP、DM分別表示韓元、馬來幣、泰銖、美元、日圓、英鎊、德國馬克的幣別代號。S(.)及F(.)則分別表示即期匯率與期貨匯率，如S(US/K)表示美元對韓元的即期匯率，F(US/BP)表示美元對英鎊的期貨匯率。

|          | 平均數     | 中位數     | 極大值     | 極小值     | 標準差    | 偏態     | 峰度     |
|----------|---------|---------|---------|---------|--------|--------|--------|
| S(K/US)  | 736.141 | 724.600 | 809.900 | 663.400 | 48.282 | -0.025 | 1.619  |
| S(M/US)  | 2.655   | 2.700   | 2.790   | 2.490   | 0.087  | -0.448 | 1.787  |
| S(Ti/US) | 25.535  | 25.490  | 27.500  | 24.970  | 0.372  | 2.485  | 13.288 |
| F(US/JY) | 0.772   | 0.762   | 0.983   | 0.631   | 0.081  | 0.708  | 2.894  |
| F(US/BP) | 1.679   | 1.682   | 1.980   | 1.422   | 0.146  | 0.263  | 2.090  |
| F(US/DM) | 0.599   | 0.597   | 0.709   | 0.495   | 0.045  | -0.029 | 2.679  |

如表1所示，即期匯率有韓元、馬來幣、及泰銖等三種貨幣，全部均以美元兌換基礎來表示。其中以韓元兌換美元的匯率最低，馬來幣兌換美元的匯率最高。韓元、馬來幣、及泰銖以美元兌換匯率的平均值分別為736.141、2.655、以及25.535，而中位數則分別等於724.6、2.7、以及25.49，匯率的平均值和中位數相近。韓元、馬來幣、及泰銖以美元兌換匯率的極大值分別為809.9、2.79、以及27.5，而其極小值則分別等於663.4、2.49、以及24.97，馬來幣和泰銖的全距分別為0.3和2.53，而韓元的全距等

於146.5，屬於相對較大者。從偏態和峰度看來，除泰銖明顯偏右和過度高峰之外，其餘現貨和期貨匯率大多近乎鐘形分配。

## 二、事前避險效果之衡量與單根檢定

在事前避險效果的計算方面，本文首先用1989到1990年為第一段樣本內資料期間，以價差迴歸估計得第一個迴歸係數作為避險比率，依照第(6)式將其應用於1991年計算事前避險效果。依照相同程序，保持固定的樣本內資料期間為兩年（即1990到1991年），每年將估計樣本期間往後一年以估計迴歸係數，再將新估計的迴歸係數作為下一年(1992年)的避險比率，並計算事前避險效果。另外，本文並分別於1991、1992及1993年，以價差迴歸模式估計各年的判定係數，作為當年事後避險效果的衡量。根據上述作法，本文可以比較當期的事前和事後避險效果( $R^2$ ) 是否有明顯差異，事前避險效果則依照最低變異避險比率是估計自OLS或GARCH(1,1)，而分別以HIE(OLS)和HIE(GARCH)表示。

在單根檢定方面，本文採用擴展Dickey-Fuller具有截距項、具有截距項與時間趨勢，以及Phillips and Perron(1988) 具有截距項、具有截距項與時間趨勢等二種單根檢定方法，依Schwert (1987) 建議的落後期之選擇標準，本文之落後期為5期 [ $L_4 = \text{Int} (4(T/100)^{1/4})$ ]，T為樣本數。

## 三、共整合檢定

本文採用Engle and Granger(1987)的兩階段檢定法和Johansen (1991) 和Johansen and Juselius (1990) 的最大概似檢定法，檢驗期貨價格和現貨價格

是否存在共整合關係。首先，在Engle and Granger(1987)的兩階段檢定法，本文採用的檢定模式為不具截距的ADF和不具截距的Phillips and Perron (1988)的t檢定統計量。我們先以第(12)式的共整合迴歸(cointegrating regression) 模式估計得迴歸殘差項( $\hat{\mu}_t$ )，再以第(13)式 (即不具截距的ADF) 及第(14)式 (即不具截距的Phillips and Perron, 1988) 的t檢定統計量，檢定虛無假說 $\phi=1$ 。如果檢定統計量t否定 $\phi=1$ 的虛無假說，表示期貨價格和現貨價格具有共整合關係，如果無法否定虛無假說，則期貨價格和現貨價格不具有共整合關係。

$$S_t = c + \beta F_t + \mu_t \quad (12)$$

$$\Delta \hat{\mu}_t = (\phi - 1)\hat{\mu}_{t-1} + \sum_{j=1}^5 \theta_j \Delta \hat{\mu}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\Delta \hat{\mu}_t = (\phi - 1)\hat{\mu}_{t-1} + v_t \quad (14)$$

其中， $v_t = \psi(L)\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j}$ ； $\sum_{j=0}^{\infty} j \cdot |\psi_j| < \infty$ ， $\varepsilon_t$ 表示純粹雜訊。

Johansen (1991) 和Johansen and Juselius (1990) 的最大概似檢定法，假設 $X_t$ 向量包括有P個變數 (在本文 $P=2$ ，即 $X_t=(S_t, F_t)$  為 $2 \times 1$ 的向量)，若此P個變數具共整合關係 (即期貨和現貨具共整合關係)，則期貨和現貨的聯合分配可以下列向量誤差更正模式 (vector error correction model; VECM)表示：

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \alpha + V_t, \quad (15)$$

其中， $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$

$$\Gamma_i = A_1 + \dots + A_i - I$$

$I=1$ 的矩陣 (identity matrix)

$$\Pi = A_1 + \dots + A_k - I = \alpha\beta'$$

$V_t \sim N[0, \Sigma]$ ，為 $2 \times 2$ 的變異數和共變異數矩陣

透過  $\Gamma$  和  $\Pi$  的估計，模式(13)包含  $\Delta X_t$  的長短期調整資訊， $\alpha$  為向量之誤差更正係數 (error correction coefficients)，在於衡量調整到長期穩定狀態的速度，而  $\beta$  則為向量之共整合母數 (cointegrating parameters)。因為  $\Pi$  的秩 (rank) 等於  $\Pi$  的非零特性根 (eigenvalues)，故共整合向量的數目可估計自這些顯著異於零的特性根。因此，用以檢定最多存在  $r$  ( $0 \leq r \leq p$ ) 個共整合向量的軌跡檢定 (trace test) 及最大特性根檢定之檢定統計量分別為：

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (16)$$

$$Maximaleigenvalue = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (17)$$

$\hat{\lambda}_i$  表示估計的第  $i$  個特性根，且特性根依其數值大小排列如  $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$ ， $T$  表示調整落後項樣本數之後的觀測樣本。

## 肆、實證結果

### 一、單根與共整合檢定

本文首先檢定樣本數列的隨機漫步假設 (random walk hypothesis)，以瞭解避險對象與避險工具是否遵循隨機漫步，檢定的對象包括以美元計價的韓元、泰銖、馬來幣的即期匯率，以及美元計價的日圓、英鎊與德國馬克等三種期貨匯率，結果整理於表2。表2的分表A為價格數列之單根檢定結果，我們發現除了泰銖之外，其餘即期匯率與期貨均不能否定隨機漫步假設。表2的分表B顯示在經過原始數列一階差分後，價差數列均否定隨機漫步假設，而且顯著水準均達到1%。

表2：單根檢定

資料為1989到1993年的每週三即期匯率參考價與期貨清算價，總共有261個樣本。K、M、Ti、US、JY、BP、DM分別表示韓元、馬來幣、泰銖、美元、日圓、英鎊、德國馬克的幣別代號。S(.)及F(.)表示即期匯率與期貨匯率，如S(US/K)表示美元對韓元的即期匯率，F(US/BP)表示美元對英鎊的期貨匯率。變數前加 $\Delta$ 為一階價差。檢定模式1:  $\Delta Y_t = \alpha + (\beta - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ ，模式2:  $\Delta Y_t = \alpha + \gamma T + (\beta - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ ，模式3:  $\Delta Y_t = \alpha + (\beta - 1)Y_{t-1}^{\gamma-1} + \mu_t$ ，模式4:  $\Delta Y_t = \alpha + \gamma T + (\beta - 1)Y_{t-1} + \mu_t$ 。虛無假說為 $\beta = 1$ 。Y、T及 $\varepsilon_t$ 分別是價格數列、時間變數及純粹雜訊。符號\*與\*\*表示在5%與1%的顯著水準下顯著。分表A與分表B分別報告價格數列與一階差分的價差數列之檢定結果。

| 樣本數列              | 檢定模式     |           |                            |           |
|-------------------|----------|-----------|----------------------------|-----------|
|                   | ADF (5)  |           | Phillips and Perron (1988) |           |
|                   | 具截距項     | 具截距項與時間趨勢 | 具截距項                       | 具截距項與時間趨勢 |
| 分表A: 價格數列         |          |           |                            |           |
| S(US/K)           | -0.16    | -2.53     | 0.17                       | -2.64     |
| S(US/M)           | -1.10    | -1.81     | -0.93                      | -1.77     |
| S(US/Ti)          | -3.18*   | -3.81*    | -4.16*                     | -4.67*    |
| F(US/JY)          | -0.63    | -2.66     | -0.66                      | -2.83     |
| F(US/BP)          | -1.58    | -1.78     | -1.72                      | -1.89     |
| F(US/DM)          | -2.14    | -1.92     | -2.03                      | -1.98     |
| 分表B: 一階差分的價差數列    |          |           |                            |           |
| $\Delta S(US/K)$  | -5.35**  | -5.34**   | -14.98**                   | -15.01**  |
| $\Delta S(US/M)$  | -6.30**  | -6.31**   | -16.56**                   | -16.53**  |
| $\Delta S(US/Ti)$ | -12.20** | -12.22**  | -16.81**                   | -16.77**  |
| $\Delta F(US/JY)$ | -6.64**  | -6.55**   | -16.64**                   | -16.75**  |
| $\Delta F(US/BP)$ | -6.82**  | -6.83**   | -15.13**                   | -15.11**  |
| $\Delta F(US/DM)$ | -6.60**  | -6.67**   | -16.25**                   | -16.26**  |

## 二、共整合、避險期間與避險效果

本文採用Engle and Granger(1987)和Johanson(1991)的檢定方法，檢定期貨價格和現貨價格之間是否存在共整合關係，並將結果整理於表3。我們發現以美元計價的日圓、英鎊與德國馬克期貨交叉避險韓元、馬來幣即期匯率的策略，不論是用哪一種檢定方法都不具有共整合關係。但是以美元計價的日圓、英鎊與德國馬克期貨交叉避險泰銖，則存在Engle and

Granger(1987) 的共整合關係。因此，後續在討論交叉避險的事前和事後避險效果，以及避險期間對的事前和事後避險效果的影響，我們都是基於此結果來分類何種避險策略有共整合關係，而哪一些避險策略無共整合關係。

表3：共整合檢定

本文以Engle和Granger(1987)的兩階段檢定法和Johanson(1991)的軌跡檢定和最大特性根檢定，檢驗期貨價格和現貨價格是否存在共整合關係。Engle和Granger(1987)的兩階段檢定法採用的檢定模式是不具截距的ADF與不具截距的PP的t檢定統計量。首先，以共整合迴歸估計迴歸殘差( $\hat{\mu}_t$ )，再以 $\Delta\hat{\mu}_t = (\phi - 1)\hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \theta_i \Delta\hat{\mu}_{t-i} + \varepsilon_t$  及  $\Delta\hat{\mu}_t = (\phi - 1)\hat{\mu}_{t-1} + v_t$ ，檢定虛無假說 $\phi = 1$ ，其中， $v_t = \psi(L)\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j}$ ， $\sum_{j=0}^{\infty} j \cdot |\psi_j| < \infty$ 。Trace和Max分別為軌跡檢定和最大特性根檢定的統計量。符號\*與\*\*分別表示在5% 與1% 的顯著水準下顯著。

| 共整合迴歸   |          | 檢定模式                  |        |                  |        |
|---------|----------|-----------------------|--------|------------------|--------|
| 因變數     | 自變數      | Engle和Granger(1987)檢定 |        | Johanson(1991)檢定 |        |
|         |          | PP(5)                 | ADF(5) | Trace            | Max    |
| S(US/K) | F(US/JY) | -2.18                 | -2.06  | 21.411           | 20.795 |
| S(US/K) | F(US/BP) | -0.44                 | -0.66  | 3.803            | 3.661  |
| S(US/K) | F(US/DM) | -0.60                 | -0.45  | 4.548            | 4.532  |
| S(US/M) | F(US/JY) | -1.82                 | -1.98  | 3.574            | 3.484  |
| S(US/M) | F(US/BP) | -1.25                 | -1.36  | 6.622            | 6.033  |
| S(US/M) | F(US/DM) | -0.88                 | -1.04  | 4.464            | 3.991  |
| S(US/T) | F(US/JY) | -4.72*                | -3.62* | 11.103           | 10.267 |
| S(US/T) | F(US/BP) | -4.29*                | -3.25* | 11.072           | 7.957  |
| S(US/T) | F(US/DM) | -4.87*                | -3.98* | 19.023           | 12.048 |

在以下實證結果的報告，本文將期貨與現貨之間存在共整合關係與未存在共整合關係的避險策略分開討論，以檢測將期貨與現貨之間是否存在共整合關係對事前與事後避險效果的影響，以及避險期間與避險效果之間的關係，實證結果整理於表4、表5及表6。基本上，表4、表5及表6的分表A報告避險期間為四週的結果，而表4、表5及表6的分表B則報告避險期間為八週之結果，避險期間為十二週的實證結果則安排在表4、表5及表6的分表C。本文的主要實證結果整理如下幾點：

## 1、期貨與現貨存在共整合關係的交叉避險

期貨與現貨具共整合關係的避險組合的部分，包括以美元計價的日圓、英鎊與德國馬克期貨對泰銖的交叉避險。我們發現不論是事後或事前避險效果的表現均不錯，而且不會因時間異動而有大幅變動，相當穩定。其次，交叉避險效果隨著避險期間的增長而上升。

表4: 泰銖的事前與事後避險效果(%)

我們首先以最前面的兩年資料 (1989-1990) 依價差迴歸估計迴歸係數作為1991年的最低變異避險比率，估計模式有簡單迴歸 (OLS) 和一般化自我迴歸條件變異模式 (GARCH)。再將此估計的最低變異避險比率計算當年度的事前避險效果(IIE)，IIE(OLS)和IIE(GARCH)分別表示最低變異避險比率估計自簡單迴歸 (OLS) 和一般化自我迴歸條件變異模式 (GARCH) 的事前避險效果。另外，本文並分別於1991、1992與1993年以價差迴歸模式估計判定係數作為事後避險效果( $R^2$ )的衡量。分表A、B、C分別報告避險期間為4週、8週、12週的交叉避險結果。

| 因變數               | 自變數               | 避險效果       | 1991年 | 1992年  | 1993年  |
|-------------------|-------------------|------------|-------|--------|--------|
| 分表A: 避險期間為4週      |                   |            |       |        |        |
| $\Delta S(US/Ti)$ | $\Delta F(US/JY)$ | $R^2$      | 67.68 | 65.25  | 0.01   |
|                   |                   | HE(OLS)    | 64.63 | 65.16  | -66.03 |
|                   |                   | HE(GARCH)  | 57.79 | 58.33  | -73.16 |
| $\Delta S(US/Ti)$ | $\Delta F(US/BP)$ | $R^2$      | 77.26 | 43.62  | 14.48  |
|                   |                   | HE(OLS)    | 76.20 | 34.42  | 14.17  |
|                   |                   | IIE(GARCH) | 74.49 | 24.81  | 15.56  |
| $\Delta S(US/Ti)$ | $\Delta F(US/DM)$ | $R^2$      | 83.39 | 73.08  | 44.54  |
|                   |                   | HE(OLS)    | 83.36 | 73.07  | 39.45  |
|                   |                   | HE(GARCH)  | 77.82 | 70.68  | 39.34  |
| 分表B: 避險期間為8週      |                   |            |       |        |        |
| $\Delta S(US/Ti)$ | $\Delta F(US/JY)$ | $R^2$      | 75.31 | 68.95  | 1.51   |
|                   |                   | IIE(OLS)   | 50.00 | 52.99  | -62.08 |
|                   |                   | HE(GARCH)  | 65.28 | 66.29  | -42.90 |
| $\Delta S(US/Ti)$ | $\Delta F(US/BP)$ | $R^2$      | 82.53 | 44.06  | 20.30  |
|                   |                   | HE(OLS)    | 58.49 | 44.03  | 19.35  |
|                   |                   | HE(GARCH)  | 81.34 | -17.09 | 17.23  |
| $\Delta S(US/Ti)$ | $\Delta F(US/DM)$ | $R^2$      | 87.07 | 80.76  | 63.81  |
|                   |                   | HE(OLS)    | 45.70 | 76.93  | 56.70  |
|                   |                   | IIE(GARCH) | 85.46 | 75.04  | 49.84  |

(續表 4)

| 因變數               | 自變數               | 避險效果       | 1991年 | 1992年 | 1993年   |
|-------------------|-------------------|------------|-------|-------|---------|
| 分表 C: 避險期間為12週    |                   |            |       |       |         |
| $\Delta S(US/TH)$ | $\Delta F(US/JY)$ | $R^2$      | 78.19 | 70.91 | 2.49    |
|                   |                   | HE(OLS)    | 54.23 | 53.01 | -103.06 |
|                   |                   | HIE(GARCH) | 74.70 | 69.07 | -115.45 |
| $\Delta S(US/TH)$ | $\Delta F(US/BP)$ | $R^2$      | 90.14 | 52.16 | 31.88   |
|                   |                   | HE(OLS)    | 89.37 | 17.59 | 26.80   |
|                   |                   | HE(GARCH)  | 89.53 | -9.20 | 26.00   |
| $\Delta S(US/TH)$ | $\Delta F(US/DM)$ | $R^2$      | 91.41 | 87.16 | 62.51   |
|                   |                   | HE(OLS)    | 79.05 | 87.09 | 55.59   |
|                   |                   | HE(GARCH)  | 81.39 | 84.87 | 55.70   |

如表4所示，在事後避險效果的方面，以日圓期貨交叉避險泰銖的最高與最低事後避險效果分別為78.19% 與0.01% ，以英鎊期貨交叉避險的最高與最低事後避險效果分別是90.14% 與14.48%，而以德國馬克期貨交叉避險的最高與最低事後避險效果分別等於91.41% 與44.54%。在採用簡單迴歸估計最低變異避險比率的事前避險效果 (HE(OLS)) 方面，以日圓期貨交叉避險泰銖的最高與最低事前避險效果分別為65.16%與-103.06% ，以英鎊期貨交叉避險的最高與最低事後避險效果分別是89.37% 與14.17%，而以德國馬克期貨交叉避險的最高與最低事後避險效果分別為87.09% 與39.45%。在HE(GARCH) 方面，以日圓期貨交叉避險泰銖的最高與最低事前避險效果分別為74.7% 與-115.45% ，以英鎊期貨交叉避險的最高與最低事後避險效果分別是89.53% 與-17.09%，而以德國馬克期貨交叉避險的最高與最低事後避險效果分別為85.46% 與39.34%。其中除了日圓期貨的避險效果波動較大以外，其餘尚屬穩定。

有關避險期間對交叉避險效果的影響之結果整理如下。如表4在1993年的結果，以英鎊期貨交叉避險泰銖的四週、八週、十二週事後交叉避險效果分別是14.48% 、20.30% 、31.88% ，而以馬克期貨交叉避險泰銖的四週、八週、十二週事前交叉避險效果則分別是14.17% 、19.35% 、26.80

%。又如表4的1992年之結果，以日圓期貨交叉避險泰銖在避險期間為四週、八週、十二週的事後交叉避險效果是65.25%、68.95%、70.91%，而以德國馬克期貨交叉避險泰銖的四週、八週、十二週事前交叉避險效果(IIE(OLS))分別是73.07%、76.39%、87.09%，且以德國馬克期貨交叉避險泰銖的四週、八週、十二週IIE(GARCH)分別是70.68%、75.04%、84.87%。實證結果顯示交叉避險期間越長，期貨的事後與事前交叉避險效果呈現上升的情形，此結果與史綱、何中達、黃一祥(2001)的主張一致。

## 2、期貨與現貨不存在共整合關係的交叉避險

期貨和現貨不存在共整合關係的交叉避險的部分，包括日圓、英鎊與德國馬克期貨交叉避險韓元與馬來幣即期匯率，其實證結果報告於表5與表6。在韓元的避險方面，其最高與最低事後避險效果分別為57.38%與0.14%，而最高與最低事前避險效果(HE(OLS))分別是38.15%與-24.63%。結果顯示不論是事後或事前避險效果均很低且不穩定，而且不論是HE(OLS)或HE(GARCH)，事前避險效果遠低於事後避險效果，此發現與岑蕙娟(1989)、黃一祥、王明隆(1994)、史綱、何中達、黃一祥(2001)、劉弘毅(1990)、龔尚智、陳秋龍(1992)、Aggarwal and DeMaskey(1997)的結果一致。

表5: 韓元的事前與事後避險效果(%)

我們首先以最前面的兩年資料 (1989-1990) 依價差迴歸估計迴歸係數作為1991年的最低變異避險比率，估計模式有簡單迴歸 (OLS) 和一般化自我迴歸條件變異模式 (GARCH)。再將此估計的最低變異避險比率計算當年度的事前避險效果(IIE)，IIE(OLS)和IIE(GARCH)分別表示最低變異避險比率估計自簡單迴歸 (OLS) 和一般化自我迴歸條件變異模式 (GARCH) 的事前避險效果。另外，本文並分別於1991、1992與1993年以價差迴歸模式估計判定係數作為事後避險效果( $R^2$ )的衡量。分表A、B、C分別報告避險期間為4週、8週、12週的交叉避險結果。

| 因變數                     | 自變數                      | 避險效果       | 1991年  | 1992年 | 1993年  |
|-------------------------|--------------------------|------------|--------|-------|--------|
| 分表A: 避險期間為4週            |                          |            |        |       |        |
| $\Delta S(\text{US/K})$ | $\Delta F(\text{US/JY})$ | $R^2$      | 8.53   | 0.63  | 4.32   |
|                         |                          | HE(OLS)    | -13.70 | -1.97 | 4.07   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | -7.08  | 0.89  | 2.25   |
| $\Delta S(\text{US/K})$ | $\Delta F(\text{US/BP})$ | $R^2$      | 0.14   | 14.91 | 3.64   |
|                         |                          | HE(OLS)    | 2.58   | 0.19  | 2.89   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | -3.92  | 0.10  | -3.50  |
| $\Delta S(\text{US/K})$ | $\Delta F(\text{US/DM})$ | $R^2$      | 0.58   | 1.53  | 2.83   |
|                         |                          | HE(OLS)    | 0.50   | -2.22 | 1.96   |
|                         |                          | IIE(GARCH) | -4.44  | -0.12 | 1.62   |
| 分表B: 避險期間為8週            |                          |            |        |       |        |
| $\Delta S(\text{US/K})$ | $\Delta F(\text{US/JY})$ | $R^2$      | 28.59  | 3.25  | 4.46   |
|                         |                          | HE(OLS)    | -16.70 | -0.19 | -18.18 |
|                         |                          | IIE(GARCH) | -9.02  | 2.78  | 4.88   |
| $\Delta S(\text{US/K})$ | $\Delta F(\text{US/BP})$ | $R^2$      | 17.71  | 35.14 | 4.45   |
|                         |                          | HE(OLS)    | 10.98  | -0.55 | 0.86   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | -19.23 | 18.65 | -16.63 |
| $\Delta S(\text{US/K})$ | $\Delta F(\text{US/DM})$ | $R^2$      | 19.43  | 2.34  | 0.26   |
|                         |                          | IIE(OLS)   | 19.41  | 2.15  | -10.17 |
|                         |                          | HE(GARCH)  | -22.80 | 2.05  | -2.12  |
| 分表C: 避險期間為12週           |                          |            |        |       |        |
| $\Delta S(\text{US/K})$ | $\Delta F(\text{US/JY})$ | $R^2$      | 57.38  | 8.14  | 5.39   |
|                         |                          | IIE(OLS)   | -24.01 | 7.26  | 3.13   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | -21.00 | 4.04  | -57.63 |
| $\Delta S(\text{US/K})$ | $\Delta F(\text{US/BP})$ | $R^2$      | 42.74  | 38.35 | 6.64   |
|                         |                          | IIE(OLS)   | 23.46  | -2.28 | 7.25   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | 8.73   | 32.93 | -34.52 |
| $\Delta S(\text{US/K})$ | $\Delta F(\text{US/DM})$ | $R^2$      | 39.09  | 2.05  | 3.75   |
|                         |                          | HE(OLS)    | 38.15  | 1.38  | -24.63 |
|                         |                          | HE(GARCH)  | 13.70  | -0.59 | -17.30 |

表6: 馬來幣的事前與事後避險效果(%)

我們首先以最前面的兩年資料 (1989-1990) 依價差迴歸估計迴歸係數作為1991年的最低變異避險比率, 估計模式有簡單迴歸 (OLS) 和一般化自我迴歸條件變異模式 (GARCH)。再將此估計的最低變異避險比率計算當年度的事前避險效果(IIE), IIE(OLS)和IIE(GARCH)分別表示最低變異避險比率估計自簡單迴歸 (OLS) 和一般化自我迴歸條件變異模式 (GARCH) 的事前避險效果。另外, 本文並分別於1991、1992與1993年以價差迴歸模式估計判定係數作為事後避險效果( $R^2$ )的衡量。分表A、B、C分別報告避險期間為4週、8週、12週的交叉避險結果。

| 因變數                     | 自變數                      | 避險效果       | 1991年  | 1992年  | 1993年   |
|-------------------------|--------------------------|------------|--------|--------|---------|
| 分表A: 避險期間為4週            |                          |            |        |        |         |
| $\Delta S(\text{US/M})$ | $\Delta F(\text{US/JY})$ | $R^2$      | 60.41  | 0.25   | 3.47    |
|                         |                          | HE(OLS)    | 29.94  | -7.06  | 0.49    |
|                         |                          | HE(GARCH)  | 37.83  | -3.99  | -101.38 |
| $\Delta S(\text{US/M})$ | $\Delta F(\text{US/BP})$ | $R^2$      | 65.94  | 6.30   | 29.64   |
|                         |                          | IIE(OLS)   | 52.73  | 2.67   | 21.99   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | 56.59  | 6.52   | 26.57   |
| $\Delta S(\text{US/M})$ | $\Delta F(\text{US/DM})$ | $R^2$      | 66.49  | 0.73   | 18.78   |
|                         |                          | IIE(OLS)   | 50.76  | -9.34  | 16.18   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | 61.53  | -0.97  | 11.84   |
| 分表B: 避險期間為8週            |                          |            |        |        |         |
| $\Delta S(\text{US/M})$ | $\Delta F(\text{US/JY})$ | $R^2$      | 72.99  | 2.41   | 16.23   |
|                         |                          | HE(OLS)    | 9.50   | -8.74  | 12.31   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | 36.65  | -13.04 | 0.82    |
| $\Delta S(\text{US/M})$ | $\Delta F(\text{US/BP})$ | $R^2$      | 68.67  | 10.23  | 31.26   |
|                         |                          | IIE(OLS)   | 36.18  | 8.65   | 20.65   |
|                         |                          | IIE(GARCH) | 57.3   | 3.01   | 29.29   |
| $\Delta S(\text{US/M})$ | $\Delta F(\text{US/DM})$ | $R^2$      | 67.51  | 0.53   | 23.62   |
|                         |                          | IIE(OLS)   | 2.19   | -6.43  | 17.48   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | 64.59  | -7.43  | 21.12   |
| 分表C: 避險期間為12週           |                          |            |        |        |         |
| $\Delta S(\text{US/M})$ | $\Delta F(\text{US/JY})$ | $R^2$      | 67.48  | 10.22  | 16.59   |
|                         |                          | HE(OLS)    | -1.61  | -12.03 | 10.49   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | 16.39  | -7.43  | -26.37  |
| $\Delta S(\text{US/M})$ | $\Delta F(\text{US/BP})$ | $R^2$      | 80.52  | 17.45  | 56.84   |
|                         |                          | HE(OLS)    | -12.38 | 17.13  | 30.20   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | 48.89  | 14.61  | 34.24   |
| $\Delta S(\text{US/M})$ | $\Delta F(\text{US/DM})$ | $R^2$      | 77.01  | 0.39   | 29.79   |
|                         |                          | HE(OLS)    | -67.15 | -7.48  | 20.39   |
|                         |                          | HE(GARCH)  | 22.18  | -3.78  | 19.45   |

在有關避險期間長短對交叉避險效果的影響方面。首先，如表5有關韓元於1993年的交叉避險結果，以德國馬克期貨交差避險韓元的四週、八週、十二週事後避險效果分別是2.83%、0.26%、3.75%；而以日圓交叉避險韓元的四週、八週、十二週事前避險效果 (IIE(OLS)) 分別是4.07%、-18.18%、3.13%，同樣以日圓交叉避險韓元的四週、八週、十二週的

HE(GARCH) 分別為2.25%、4.88%、-57.63%。另外，如表5的1992年結果，以德國馬克交叉避險韓元的四週、八週、十二週事後避險效果是1.53%、2.34%、2.05%，以英鎊期貨交叉避險韓元的四週、八週、十二週事前避險效果 (HE(OLS)) 分別等於0.19%、-0.55%、-2.28%，而HE(GARCH)則為0.1%、18.65%、39.93%。結果顯示事前與事後避險效果與避險期間不存在系統性關係。

## 伍、結論

本文以國際貨幣市場交易最活絡的日圓、英鎊與德國馬克期貨分別交叉避險韓圓、泰銖、馬來幣的即期匯率，檢驗史綱、何中達、黃一祥(2001)的主張。主要實證探討議題有以下兩點，第一點探討的議題是期貨與現貨之間是否具有共整合關係對事前與事後交叉避險效果的影響，第二點探討期貨與現貨之間是否具有共整合關係對交叉避險效果與避險期間的關係之影響。整體而言，本文實證結果支持史綱、何中達、黃一祥(2001)的主張。實證結果顯示，當採用的外匯期貨與美元計價的韓圓、泰銖及馬來幣即期匯率具有共整合關係時，事後與事前避險效果都有不錯的績效，而且，交叉避險效果均相當穩定，不會因時間的不同而有顯著的差異。同時，交叉避險效果會隨著避險期間的增長而上升。其次，當採用的外匯期

貨與美元計價的韓圓、泰銖及馬來幣即期匯率不具有共整合關係時，事後與事前交叉避險效果均不好且不穩定，事前交叉避險效果明顯低於事後交叉避險效果。事後避險效果與避險期間不存在系統性關係，事前避險效果則會隨著避險期間的增長而下降。基本上，本文結果不因最低變異避險比率是估計自簡單迴歸 (OLS) 或一般化自我迴歸條件變異模式 (GARCH) 而有顯著不同。

本研究擴展實證對象為亞洲新興市場貨幣之交叉避險，以進一步確認史綱、何中達、黃一祥(2001)的主張，增進我們瞭解期貨與現貨之間的長期穩定關係對交叉避險效果是否具有重要意涵。本文結果對於投資亞洲地區的外資或亞洲國家的對外投資企業而言，均具有實質的經濟意義與實務效果。站在交叉避險實務者的角度而言，比較重視避險效果是樣本外避險效果，因此，基於史綱、何中達、黃一祥(2001)的主張，交叉避險應以期貨與現貨間是否存在長期穩定關係作為選擇避險期貨的依據，原因在於此類避險的事前效果將較為穩定。反之，在不存在共整合關係的期貨避險情況下，採用迴歸判定係數之樣本內避險效果作為樣本外避險效果之估計值，很明顯將因期貨和現貨無長期穩定關係而差異相當大。

## 參考文獻

### 一、中文部分：

1. 岑蕙娟(1989)，「匯率風險管理-期貨契約最適交叉避險之研究」，未出版碩士論文，台灣大學商研所。
2. 林筠、李春華(1993)，「最適避險比率估計方法之研究」，證券市場發展季刊，第五卷，頁110-131。
3. 黃一祥、王明隆(1994)「外匯期貨交叉衝抵：GARCH模式之應用」，證券管理，第十二卷，頁1-12。
4. 史綱、何中達、黃一祥 (2001)，「交叉避險效果與共整合-以新台幣為例」，證券市場發展季刊，第13卷第1期，頁31-62。
5. 臧大年(1993)，「期貨避險比率之估計」，證券市場發展季刊，第5卷，頁1-24。
6. 劉弘毅(1990)，「如何運用外匯期貨來規避新台幣兌美元的匯率風險」，未出版碩士論文，輔仁大學管研所。
7. 龔尚智、陳秋龍(1992)，「外匯期貨交叉避險 變動參數模型」，第一屆證券金融市場理論與實務研討會論文集，630-655。

### 二、英文部分：

1. Aggarwal, R. and A. L. DeMaskey (1997), Using derivatives in major currencies for cross-hedging currency risks in Asia emerging markets, *Journal of Futures Markets*, Vol.17, 781-796.
2. Anderson, R.W. and J-P Danthine (1981), Cross hedging, *Journal of Political Economy*, Vol. 89, 1182-1196.
3. Benet, B. A. (1992), Hedging period length and ex-ante futures hedging effectiveness: The case of foreign exchange risk cross hedges, *Journal of Futures Markets*, Vol. 12, 163-175.
4. Bollerslev T. (1986), Generalized autoregressive heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
5. Braga, F. S., L. J. Martin, and K. D. Meilke (1989), Cross hedging the Italian Lira/US dollar exchange rate with Deutech mark futures, *Journal of Futures Markets*, Vol.9, 87-99.
6. Chang, E. C., and K. P. Wong (2003), Cross-hedging with currency options and futures, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 38, 555-574.

7. Chang, J. S. K. and L. Shanker (1986), Hedging effectiveness of currency option and currency futures, *Journal of Futures Markets*, Vol.6, 289-305.
8. Chen, S. S., C. F. Lee, and K. Shrestha (2004), An empirical analysis of the relationship between the hedge ratio and hedging horizon: A simultaneous estimation of the short- and long-run hedge ratios, *Journal of Futures Markets*, Vol.24, 359-386.
9. Dales, C. (1981), The hedging effectiveness of currency futures markets, *Journal of Futures Markets*, Vol.1, 77-88.
10. Dickey, D. and W. Fuller (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, 427-431.
11. Dickey, D. and W. Fuller (1981), Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, Vol.49, 1057-1072.
12. Ederington, L.H. (1979), The hedging performance of the new futures markets, *Journal of Finance*, Vol.34, 157-170.
13. Eaker, M. R. and D. M. Grant (1987), Cross-hedging foreign currency risk, *Journal of International Money and Finance*, 85-105.
14. Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, Vol. 55, 251-276.
15. Ferguson, R. and D. Leistikow (1998), Are regression approach futures hedge ratios stationary? *Journal of Futures Markets*, Vol.18, 851-866.
16. Gastineau, G. I., (1995), The currency hedging decision: A search for synthesis in asset allocation, *Financial Analysts Journal*, Vol.51, 8-17.
17. Geppert, J. M. (1995), A statistical model for the relationship between futures contract hedging effectiveness and investment horizon length, *Journal of Futures Markets*, Vol. 15, 507-536.
18. Grammatikos, T. and A. Saunders (1983), Stability and the hedging performance of foreign currency futures, *Journal of Futures Markets*, Vol. 3, 295-305.
19. Grossman, S. J. (1977), The existence of futures markets, noisy rational expectations and informational externalities, *Review of Economic Studies*, Vol.44, 431-449.
20. Hardy, C. O. and L. S. Lyon (1923), The theory of hedging, *Journal of Political Economy*, Vol. 31, 276-287.
21. Hill, J. and T. Schneeweis (1981), A note on the hedging effectiveness of foreign currency futures, *Journal of Futures Markets*, Vol.1, 660-663.

22. Hill, J. and T. Schneeweis (1982), The hedging effectiveness of currency futures, *Journal of Financial Research*, Vol.2, 660-663.
23. Johansen, S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, Vol. 59, 1551-1580.
24. Johansen, S., and K. Juselius (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 169-210.
25. Johnson, L. L. (1960), The theory of hedging and speculation in commodity futures, *Review of Economic Studies*, Vol.27, 139-151.
26. Lien, D., and K. Shrestha (2007), An empirical analysis of the relationship between hedge ratio and hedging horizon using wavelet analysis, *Journal of Futures Markets*, Vol.27, 127-150.
27. Malliaris, A.G. and J.L. Urrutia (1991a), Tests of random walk of hedging ratio and measures of hedging effectiveness for stock indexes and foreign currencies, *Journal of Futures Markets*, Vol.11, 55-68.
28. Malliaris, A.G. and J.L. Urrutia (1991b), The impact of lengths of estimation periods and hedging horizon on the effectiveness of a hedge: Evidence from foreign currency futures, *Journal of Futures Markets*, Vol.11, 271-289.
29. Markowitz, H. (1952), Portfolio selection, *Journal of Finance*, Vol.7, 77-91.
30. Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, Vol.75, 335-346.
31. Pizzi, M. A., A. J. Economopoulos, and II. M. O'Neill (1998), An examination of the relationship between stock index cash and futures markets: A cointegration approach, *Journal of Futures Markets*, Vol.18, 297-305.
32. Powers, M. J. (1970), Does futures trading reduce price fluctuations in the cash markets? *American Economic Review*, Vol.60, 460-464.
33. Schwert, G. W. (1987), Effects of model specification on tests for unit roots in macroeconomic data, *Journal of Monetary Economics*, Vol.18, 73-103.
34. Stein, J.L. (1961), The simultaneous determination of spot and futures prices, *American Economic Review*, Vol.51, 1012-1025.
35. Working, H. (1953), Futures trading and hedging, *American Economic Review*, Vol.43, 314-343.

## 考慮偏態與峰態之台指選擇權實證分析

### The Empirical Analysis of Stock Index Skewness and Kurtosis implied by TAIEX Options

- ◆ 高雄應用科技大學金融系暨金融資訊所
- 程言信 助理教授
- ◆ 高雄應用科技大學金融資訊所
- 黃雅鈴

#### 摘要

本文以加入偏態和峰態考量的 Jarrow-Rudd 選擇權模型進行台指選擇權評價實證，嘗試解釋金融市場股價報酬分配不為常態的現象，並利用模型校正進行數值分析，透過選擇權資訊推估出符合市場的隱含波動度、偏態和峰態係數，並進行樣本內與樣本外評價，最後利用迴歸模型分析其價格誤差來源。

實證結果顯示，股價指數報酬的確存在不對稱性及厚尾現象。考慮加入偏態與峰態的 Jarrow-Rudd 模型可以降低因為標的資產分配非常態造成的價格偏誤，在樣本內與樣本外的評價結果大多較 Black-Scholes 佳，其中價內外程度越大時 Jarrow-Rudd 模型修正幅度越大且越接近到期日越能有效降低 Black-Scholes 模型的誤差。研究發現加入偏態和峰態的考量可以改善選擇權評價的正確性。

**關鍵詞：**選擇權評價、偏態、峰態，隱含波動度

**Key words：**Option Pricing, Skewness, Kurtosis, Implied Volatility

## 壹、緒論

### 一、研究動機

次級房貸的事件對全球金融體系造成很大的衝擊，而引發這次危機很大的原因來自於對衍生性金融商品的風險控管。衍生性金融商品的發行是為了讓投資人有更多元的管道與策略進行投資，有效降低其投資風險與增加效益，對於讓市場更有效率與促進金融體系發展健全是不可或缺的工具。而衍生性金融商品訂價的正確性與否影響到商品價位的合理性與其在市場的價值，對於不同市場特性是否能正確的評估與面對瞬息萬變的環境能夠迅速調整，才能規避因錯誤的評價造成的風險，特別是偏態、峰態係數的資訊，在投資組合、資產評價及風險管理扮演重要的角色，對選擇權評價的正確度有極大的影響。

自從 1973 年 Black-Scholes 發表了選擇權評價模型後，被許多投資機構引用，但 Black-Scholes 模型假設標的資產報酬率為常態分配，未考慮當市場出現負偏分配與極端值偏高時的厚尾現象，發現反推的隱含波動度有微笑(smile)的特性，與其假設的波動度為常數無法吻合；在 1987 年市場崩盤後，更出現了隱含波動度 smirk，隱含波動偏態現象會造成資產錯誤的評價，影響商品價值。Tompkins(1997)認為隱含波動率可能因為幾何布朗運動並未將偏態和峰態此兩項因素納入考慮而出現微笑現象，顯示偏態和峰態在評價上的重要性。

在選擇權評價實務上，對於波動度的應用相當普遍，文獻上多針對改善波動度估計模型與預測出更具效率性的波動度方法為較廣泛的研究，例如 Merton(1976)的跳躍擴散模型、Heston(1993)的隨機波動度模型，對於考量到標的資產分配特性的偏態、峰態研究較為少見。本文針對改善標的資產具有的不對稱性與厚尾現象，利用加入偏態及峰態的 Jarrow-Rudd 模型進行台指選擇權評價實證分析，將選擇權

市場隱含標的資產市場的完整訊息皆納入選擇權評價模型中考慮嘗試更合理解釋實證現象。

本文第一章為緒論，說明研究動機與目的以及研究架構。第二章為文獻回顧，針對選擇權偏態與峰態的相關研究進行彙整比較。第三章為研究方法，內容涵蓋 Jarrow-Rudd 評價模型分析、模型校準及樣本外分析方法。第四章為模型的實證結果分析說明，第五章為結論。

## 二、研究目的：

本文研究目的有三，分別為：

1. 利用 Jarrow-Rudd 模型解釋隱含波動度的微笑現象，加入偏態與峰態係數後更合理描述隱含波動度曲線。
2. 針對價內外程度及到期日不同契約特徵，交叉分析進行選擇權評價誤差分析。
3. 驗證股票市場存在偏態及厚尾現象時，Jarrow-Rudd 模型是否優於 Black-Scholes 模型的評價能力。

## 貳、文獻回顧

### 一、隱含波動 Smile(Smirk)現象之探討

選擇權的隱含波動度所指的是在 Black-Scholes (1973) 公式中，利用市場價格反推而得的。而隱含波動度在某一天中，加入履約價及到期日兩個維度，所得到的曲線圖稱為 Implied Volatility Surface。在 1987 年以前，Rubinstein(1985)發現深度價內外的選擇權隱含波動度高於價平選擇權的隱含波動度，所以稱此現象為 Implied Volatility Smile；但在 1987 年市場崩壞後，低履約價的選擇權隱含波動度

高於高履約價，隱含波動度曲線往左傾，變成不對稱的曲線，Rubinstein(1994)觀察到此隱含波動 Smirk 現象後，提出隱含二元樹模型(Implied Binomial Tree)，藉著二元樹末期的機率分配，可推算出各點上升、下跌的機率，進而推得二元樹各期的隱含機率分佈。

Hull(1993)、Natenberg(1994) 發現國外股票型選擇權市場有微笑現象，指出常態假設的結果會造成波動性偏態。Tompkins(1997)同時認為隱含波動率可能因為幾何布朗運動並未將偏態和峰態此兩項因素納入考慮而出現微笑現象，因此 Tompkins 以波動率微笑指數(Volatility Smile Index, VSI)對 FTSE100 期貨選擇權標準化的履約價格和其平方項進行迴歸分析，描述波動度函數不對稱的形狀。而 Christoffersen (2003)指出，隱含波動度有 smirk 的現象是因為標的資產分配的偏態係數偏離常態分配( $\neq 0$ )，而隱含波動度有 smile 現象是標的資產分配的峰態係數偏離常態分配( $\neq 3$ )所造成的，所以透過調整偏態、峰態係數可以良好描述波動度微笑的情形。Zhang and Xiang(2008)提出從隱含波動偏態曲線的水準值、斜率和曲度計算風險中立的標準差、偏態和超額峰態公式，說明從偏態係數可以衡量選擇權隱含波動偏態程度，峰態係數描述波動的曲度，合理的描述隱含波動微笑現象。

## 二、修正標的資產分配相關模型探討

Jarrow and Rudd(1982) 利用 Edgeworth series 展開式推導出評價模型，以近似實際的選擇權價格。且延伸 Black-Scholes 公式並放寬其嚴謹的分配假設，不需知道標的資產的真實分配。假設標的資產為未知的分配，藉著加入二階或者更高階動差配適此未知分配。Corrado and Su (1997)利用 Jarrow-Rudd 模型以 S&P500 指數選擇權實證，發現在標的資產分配中加入三階、四階動差，對於 S&P500 指數的負偏分配以及高狹峰現象有良好的描述。在加入偏態與峰態調整項後，有效解決隱含波動度微笑的現象，使隱含波動度曲線變平坦，且對深度價內及深度價外的選擇權有一致的現象。

Backus Foresi and Wu (1997) 提到在 Black-Scholes 公式中選擇權隱含波動度會因兩個維度的改變使價格產生偏誤，一種是會隨著價內外程度的改變出現的偏誤且會有隱含波動微笑現象，另一種是隨著到期日的改變的到期日偏誤(maturity bias)，認為因為標的資產的峰態係數高於常態分配所以有波動微笑，若以 Black-Scholes 模型的對數常態分配假設會導致價格出現誤差。故延續 Jarrow-Rudd 模型推導出 Gram-Charlier 數列展開模型去近似股價報酬分配，透過調整偏態係數與峰態係數可以更良好的描述隱含波動度微笑的現象，且峰態係數隨著到期日的改變。利用 S&P500 指數選擇權實證發現，Gram-Charlier 數列展開模型有效降低評價的誤差，並可決定選擇權避險策略。

Madan et al.(1998)提出透過隨著時間改變的偏態和峰態參數去控制報酬分配的隨機過程稱為 variance gamma(VG) process，在隨機改變的時間藉著 gamma process 去解釋標的資產的分配，是將 Black-Scholes 更一般化的模型，封閉解(closed form)求出歐式買權的價格。實證結果發現 S&P500 指數存在負偏和高狹峰，增加偏態和峰態參數能降低 BS 模型在評價上的偏誤。

Borland and Bouchaud(2004)延伸 Borland(2002)的非高斯(non-Gaussian)選擇權評價模型，從非常態架構中利用此選擇權評價公式去解釋選擇權的偏態和微笑現象。利用一個考慮偏態和峰態的封閉近似解去評價歐式買權，從模型中得到的隱含波動度和市場的波動度相符，且對於不同的到期日都有一致性的結果。

在國內相關文獻有，陳書修(2006)利用 Jarrow-Rudd 模型對台指選擇權作實證分析，從萃取出的隱含波動度、偏態、峰態係數，利用迴歸模型檢定這些動差對未來股價的解釋能力。發現隱含的偏態與峰態對股價指數皆有解釋能力。黃怡佳(2006)利用 Gram-Charlier 數列展開模型分別以台指和 S&P500 選擇權的實證分析中發現求解出的偏態、峰態係數符合市場的樣本特性，可以更合理的解釋實際市場資料並說明市場呈現的隱含波動度曲線特性進而降低 Black-Scholes 模型的評價誤差。

故本研究沿襲之前參數萃取的方式推估出隱含偏態與峰態係數，不同於針對了解參數資訊內含的方式，以多種誤差分析方式衡量 Jarrow-Rudd 模型評價能力，並利用不同的到期日與不同的價內外程度探討在不同微笑程度的區間模型評價效果的差異性，以及台指選擇權在這段樣本期間模型的適合度和買、賣權之間所隱含的資訊，並以迴歸模型加以驗證誤差來源對選擇權和其標的資產因子解釋能力的是否會因為加入偏態和峰態考慮後而有所不同，進而分析模型的評價效果。

## 參、研究方法

### 一、理論模型

#### (一) Black and Scholes 模型(以下簡稱 BS 模型)

模型假設：

1. Black and Scholes(1973)假設股價遵循的隨機過程為 *Wiener* 過程。在此過程中，股票持有人的報酬為常態分配，未來股價為對數常態分配。

$$dS = \mu S dt + \sigma dz \quad (1)$$

其中  $\mu$  為股價預期報酬， $\sigma$  為股價波動率， $dz$  為標準的 *Wiener* 過程

2. 允許使用賣空的收入
3. 無交易成本及稅
4. 在衍生性商品的契約期間，不發放現金股利
5. 不存在無風險的套利機會
6. 證券交易為連續
7. 無風險利率為常數

BS 模型評價公式如下：

$$C_t^{BS} = S_t \Phi(d_1) - Ke^{-r(T-t)} \Phi(d_2) \quad (2)$$

$$P_t^{BS} = Ke^{-r(T-t)} \Phi(-d_2) - S_t \Phi(-d_1) \quad (3)$$

$$d_1 = \frac{\ln(S_t / K) + (r + 0.5\sigma^2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \quad (4)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T-t}$$

其中  $\Phi$ ：標準常態分配的累積分配函數

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x n(y)dy, \quad n(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2}$$

$C_t^{BS}$ ：BS 模型在時間  $t$  時的買權價格

$P_t^{BS}$ ：BS 模型在時間  $t$  時的賣權價格

$S_t$ ：當日的的股價指數

$K$ ：選擇權的履約價格

$\sigma$ ：股價波動率(年)

$r$ ：連續複利的無風險利率(年)

$T-t$ ：選擇權距到期日期間(年)

## (二) Jarrow and Rudd 偏態和峰態調整模型(以下簡稱 JR 模型)

Jarrow and Rudd 在 1982 年提出選擇權評價模型，放寬 BS 模型，不需假設標的資產報酬為常態分配。在風險中立的評價下，假設標的資產透過四階動差服從未知的  $G$  分配，利用 Edgeworth series 展開式推導出其評價公式為：

$$C(G) = C_t^{BS}(A) + e^{-r(T-t)} \frac{\kappa_3(G) - \kappa_3(A)}{3!} \frac{da(K)}{dS_t} + e^{-r(T-t)} \frac{\kappa_4(G) - \kappa_4(A)}{4!} \frac{d^2a(K)}{dS_t^2} + \varepsilon(K) \quad (5)$$

其中  $C_i^{BS}(A) = S_i \Phi(d_1) - Ke^{-r(T-t)} \Phi(d_2)$  BS 買權價格公式

$$\alpha_j(G) = \int_{-\infty}^{\infty} S^j f(s) ds \quad G \text{ 分配第 } j \text{ 階原動差}$$

$$\mu_j(G) = \int_{-\infty}^{\infty} (S - \alpha_1(G))^j f(s) ds \quad G \text{ 分配第 } j \text{ 階主動差(central moment)}$$

$$\kappa_3(G) = \mu_3(G) \quad \text{三階主動差}$$

$$\kappa_4(G) = \mu_4(G) - 3\mu_2^2(G) \quad \text{四階主動差}$$

左邊項  $C(G)$  為未知  $G$  分配的買權價格，右邊項  $C_i^{BS}(A)$  為對數常態分配的 BS 買權價格公式。其中  $A$  的機率密度函數可表達為  $a(S_t)$ ， $S_t$  為在選擇權到期前的股票隨機價格。 $\kappa_j(G)$  和  $\kappa_j(A)$  為在  $G$  和  $A$  分配之下的調整項， $\mu_2^2$  為變異數平方， $\mu_3$ 、 $\mu_4$  為三階和四階主動差。

估計對數常態的機率密度函數  $a(S_t)$  在履約價( $K$ )的一階和二階微分為：

$$\begin{aligned} a(K) &= (K\sigma\sqrt{(T-t)2\pi})^{-1} \exp(-d_2^2/2) \\ \frac{da(K)}{dS_t} &= \frac{a(K)(d_2 - \sigma\sqrt{(T-t)})}{K\sigma\sqrt{T-t}} \\ \frac{d^2a(K)}{dS_t^2} &= \frac{a(K)}{K^2\sigma^2(T-t)} \times [(d_2 - \sigma\sqrt{(T-t)})^2 - \sigma\sqrt{T-t}(d_2 - \sigma\sqrt{T-t}) - 1] \end{aligned} \quad (6)$$

省略殘差項  $\varepsilon(K)$ ，JR 風險中立評價公式可轉換成：

$$C(G) = C(A) + \lambda_1 Q_3 + \lambda_2 Q_4 \quad (7)$$

其中

$$\begin{aligned} \lambda_1 &= \gamma_1(G) - \gamma_1(A) \\ Q_3 &= -(S_t e^{r(T-t)})^3 (e^{\sigma^2(T-t)} - 1)^{3/2} \frac{e^{-r(T-t)}}{3!} \frac{da(K)}{dS_t} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \lambda_2 &= \gamma_2(G) - \gamma_2(A) \\ Q_4 &= (S_t e^{r(T-t)})^4 (e^{\sigma^2(T-t)} - 1)^2 \frac{e^{-r(T-t)}}{4!} \frac{d^2a(K)}{dS_t^2} \end{aligned} \quad (9)$$

$\gamma_1(G)$  和  $\gamma_1(A)$  為  $G$  和  $A$  分配的偏態係數， $\gamma_2(G)$  和  $\gamma_2(A)$  為超額峰態係數， $\gamma_1(A)$  和  $\gamma_2(A)$  在對數常態分配下恆為正。

$$\begin{aligned}\gamma_1(G) &= \frac{\kappa_3(G)}{\kappa_2^{3/2}(G)} \\ \gamma_2(G) &= \frac{\kappa_4(G)}{\kappa_2^2(G)}\end{aligned}\quad (10)$$

$$\begin{aligned}\gamma_1(A) &= 3q + q^3 \\ \gamma_2(A) &= 16q^2 + 15q^4 + 6q^6 + q^8 \\ q &= \sigma\sqrt{(T-t)}\end{aligned}\quad (11)$$

## 二、模型校準 (Model Calibration)

選取具效率及穩定性的最適參數須先將函數誤差最小化，以萃取出最佳的參數。根據 Bakshi, Cao and Chen(1997)之函數誤差最小化法予以估計出函數中的未知參數。

BS 模型波動度估計方法為，計算同一天中選擇權不同價位的理論價格與實際價格誤差加總  $\sum_{i=1}^n SSE_i$ ，最小化此誤差後其未知參數為最佳化的 BS 模型波動度參數。

$$\min \sum_{i=1}^n [C_{t,i}^{mkt} - C_{t,i}^{BS}(BSISD)]^2 \quad (12)$$

其中

$BSISD$ ：BS 模型中未知的隱含波動度參數

$C_{t,i}^{mkt}$ ：買權市場價格

$C_{t,i}^{BS}$ ：BS 模型波動度求出買權價格

JR 模型參數估計方式為，從最小化的誤差目標函數加入偏態和峰態調整項 JR 模型選擇權價格與實際市場價格誤差加總的平方項中，萃取出波動度、偏態參數、峰態參數( $ISD$ 、 $L_1$ 、 $L_2$ )。

$$\min \sum_{i=1}^n [C_{t,i}^{mkt} - C_{t,i}^{JR}]^2 \quad (13)$$

其中

$$C_{t,x}^{JR} = C_{t,x}^{BS}(ISD) + L_1 Q_3 + L_2 Q_4$$

$C_{t,x}^{JR}$ ：JR 模型的波動度求出買權價格

$ISD$ ：JR 模型中未知的隱含波動度參數

$L_1$ 、 $L_2$ ：未知的隱含偏、峰態參數

根據(13)式可推估出  $ISD$ 、 $L_1$ 、 $L_2$  三個參數。 $L_1$ 、 $L_2$  可根據(8)·(9)式估計  $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$ 。根據(11)式的  $\gamma_1(A)$ 、 $\gamma_2(A)$  可以計算隱含偏態係數(implied coefficients of skewness,  $ISK$ )和隱含峰態係數(implied coefficients of kurtosis,  $IKT$ )，隱含偏態和峰態係數計算如下：

$$\begin{aligned} ISK &= L_1 + \gamma_1[A(ISD)] \\ IKT &= 3 + L_2 + \gamma_2[A(ISD)] \end{aligned} \quad (14)$$

而從  $ISK$  可以估計偏態參數  $\gamma_1(G)$ ， $IKT$  可以估計峰態的參數  $3 + \gamma_2(G)$ 。以 BS 為基礎，加入偏態和峰態調整項的 JR 模型可以利用所估計的  $\hat{ISD}$ 、 $\hat{L}_1$ 、 $\hat{L}_2$  計算買權理論估計價格如下：

$$C_t^{JR} = C_t^{BS}(\hat{ISD}) + \hat{L}_1 Q_3 + \hat{L}_2 Q_4 \quad (15)$$

### 三、誤差比較準則

在誤差的比較準則方面，參考 Chu and Freund(1996)之研究，在樣本內評價採用一般衡量非線性誤差常用的均方根誤差(RMSE)；在樣本外選用的衡量誤差標準在為了找出最符合資料特性的評比標準，分別採用平均絕對誤差(MAE)、平均百分比誤差(MAPE)與價格誤差(PE)作為衡量準則，從中找出可用的資訊以了解模型評價上的差異性，分析模型對選擇權評價的適合度。

#### (一) 均方根誤差(root mean squared error, RMSE)

均方根誤差用來量測偏差之大小，為評估非線性誤差一種常見的指標，顯示評價是否具正確性，公式為如下：

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (C_{mkt,i} - \hat{C}_i)^2} \quad (16)$$

其中  $C_{mkt,i}$ ：買權市場價格。

$\hat{C}_i$ ：為模型估計的理論價格

## (二) 平均絕對誤差(mean absolute error, MAE)

我們除必須知道評價是否具備正確性之外，亦必須了解整體的精準性，才能對評價結果有較完備的考量。平均絕對誤差為常見的衡量整體精準度的誤差指標，為理論價格與實際價格誤差絕對值的平均，誤差越低代表模型推估出的選擇權價格越接近市場價格，模型具有好的評價能力。

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |C_{mkt,i} - \hat{C}_i| \quad (17)$$

## (三) 平均絕對百分比誤差(mean absolute percentage error, MAPE)

平均絕對百分比誤差為衡量相對價格誤差指標，為理論模型與實際價格的差距以絕對值再除以實際價格加總。取百分比是為了要了解誤差佔實際市場價格的比例，與絕對誤差不同的是不會因為選擇權價格太高或太低而使誤差有被高低估的現象，取絕對值主要是為了消除正負誤差相抵消的效果，評估的誤差較具精確性。

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{C_{mkt,i} - \hat{C}_i}{C_{mkt,i}} \right| \quad (18)$$

## (四) 價格誤差(price error, PE)

計算價格誤差為市場價格減去理論價格，可得知模型所計算的誤差相較於實際價格為低估或高估。正值表示低估，負值表示高估，越接近 0 表示模型評價結果越精確。

$$PE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (C_{mkt,i} - \hat{C}_i) \quad (19)$$

#### 四、誤差來源分析

為了解造成模型評價誤差的成因，參考 Long and Officer(1997)探討 Black-Scholes 模型評價誤差時採用距到期期間( $T-t$ )、價內外程度( $S/K$ )、波動度( $\sigma$ )和交易量( $Volume$ )四項變數作為迴歸分析的解釋變數，且本文另加入股票市場的報酬率( $Return$ )和偏態係數( $Skew$ )、峰態係數( $Kurt$ )以了解模型對於標的資產因子的解釋能力是否有所差異。被解釋變數則採用 MSE 作為迴歸的應變數，迴歸模型如下：

$$Error_t = \alpha + \beta_1(T-t)_t + \beta_2(S/K)_t + \beta_3 Return_t + \beta_4 Volume_t + \beta_5 \sigma_t + \beta_6 Skew_t + \beta_7 Kurt_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

其中

$Error_t$ ：當日模型評價誤差

$(T-t)_t$ ：當日的選擇權距到期日期間(年)

$(S/K)_t$ ：當日的選擇權價內外程度(moneyness)

$Return_t$ ：當日的股價指數報酬率

$Volume_t$ ：當日的選擇權交易量

$\sigma_t$ ：當日的選擇權隱含波動度

$Skew_t$ ：當日的股價報酬偏態係數

$Kurt_t$ ：當日的股價報酬峰態係數

利用模型在樣本內的評價誤差當被解釋變數以得知誤差和股票以及選擇權市場因子之間的關係，進而了解 BS 和 JR 模型評價結果對因子解釋力是否有所不同。選擇權的隱含波動度為模型數值求解出，當日的股價報酬偏態、峰態係數是利用過去 15 日的股價報酬率計算，再以移動平均的方式求出每一日的資料，其餘因子皆為當日資訊。

## 肆、實證分析

## 一、資料來源與分析

## (一) 資料來源

隨著投資環境對衍生性金融商品的需求日益上升，國內又以台指選擇權(TXO)最具指標性且交易活絡占期貨交易市場近七成交易量，故以台指選擇權為研究標的，評估模型在台灣選擇權市場的適合度。資料期間為 2004 年 1 月 2 日至 2009 年 3 月 31 日共 1298 個交易日，資料取自台灣期貨交易所。標的資產為台灣加權股價指數(TAIFEX)，資料取自時報資料庫。

國外大多數實證採用的無風險利率大多為國庫券或商業本票利率，但因為國內國庫券資料不完整，所以國內學者通常採用銀行定期存款利率。故本文採用臺灣銀行的一個月定存利率為無風險利率，資料取自時報資料庫。且考慮到 BS 模型是採用連續複利，但所取得的利率資料為簡單利率，故將簡單利率轉換成連續複利如下：

$$1 + r_s(T - t) = e^{r_c(T - t)} \quad (21)$$

其中  $r_s$  為簡單利率、 $r_c$  為連續利率、 $(T - t)$  為距到期日期間 (年)

## (二) 資料篩選與分類

為了解選擇權價格在不同的價內外程度估計誤差是否有所不同，依 Bakshi, Cao and Chen(1997)實證研究的分類，把選擇權依照不同的價內外程度(moneyness)分成深度價內(deep-in-the-money)、價內(in-the-money)、價平(at-the-money)、價外(out-of-the-money)、深度價外(deep-out-of-the money)。買權深度價內為  $S/K \geq 1.06$ ，價內為  $1.03 \leq S/K < 1.06$ ，價平為  $0.97 \leq S/K < 1$  或  $1 \leq S/K < 1.03$ ，價外為  $0.94 \leq S/K < 0.97$ ，深度價外為  $S/K < 0.94$ 。而賣權則相反，深價外為  $S/K \geq 1.06$ ，深價內

$S/K < 0.94$ ，其中  $S$  為股價， $K$  為履約價。而本文為探討深度價內、外資訊及流動性不足的商品模型是否依然能夠有效評價，又將深度價內  $S/K \geq 1.06$  細分為  $1.06 \leq S/K < 1.10$  和  $S/K \geq 1.10$ ，深度價外  $S/K < 0.94$  分成  $0.90 \leq S/K < 0.94$  和  $S/K < 0.90$  兩項，以了解更多關於模型在評價深度價內、外商品能力的資訊<sup>1</sup>。而選擇權交易量過低，可能有流動性問題造成價格偏誤，故在資料處理上刪除成交量小於 5 的商品，避免低流動性商品因評價上的誤差導致整體評價的失準。

表 1：價內外程度(moneyness)分類表

| 買權    |                  | 賣權    |                  |
|-------|------------------|-------|------------------|
| 價內外程度 | S/K              | 價內外程度 | S/K              |
| 深度價內  | $\geq 1.10$      | 深度價外  | $\geq 1.10$      |
| 深度價內  | $1.06 \sim 1.10$ | 深度價外  | $1.06 \sim 1.10$ |
| 價內    | $1.03 \sim 1.06$ | 價外    | $1.03 \sim 1.06$ |
| 價平    | $1.00 \sim 1.03$ | 價平    | $1.00 \sim 1.03$ |
| 價平    | $0.97 \sim 1.00$ | 價平    | $0.97 \sim 1.00$ |
| 價外    | $0.94 \sim 0.97$ | 價內    | $0.94 \sim 0.97$ |
| 深度價外  | $0.90 \sim 0.94$ | 深度價內  | $0.90 \sim 0.94$ |
| 深度價外  | $< 0.94$         | 深度價內  | $< 0.94$         |

表 2：買、賣權樣本個數

| 距到期期間 |                          | $\leq 30$ | $30 \sim 60$ | $> 60$ | 加總     | 比例(%) |
|-------|--------------------------|-----------|--------------|--------|--------|-------|
| 價內外程度 |                          |           |              |        |        |       |
| 買權    | 深度價內( $\geq 1.10$ )      | 2,569     | 880          | 45     | 3,494  | 9.15  |
|       | 深度價內( $1.06 \sim 1.10$ ) | 2,349     | 1,139        | 41     | 3,529  | 9.24  |
|       | 價內( $1.03 \sim 1.06$ )   | 2,182     | 1,576        | 52     | 3,810  | 9.98  |
|       | 價平( $1.00 \sim 1.03$ )   | 2,275     | 2,247        | 92     | 4,614  | 12.09 |
|       | 價平( $0.97 \sim 1.00$ )   | 2,345     | 2,577        | 82     | 5,004  | 13.11 |
|       | 價外( $0.94 \sim 0.97$ )   | 1,904     | 2,688        | 88     | 4,680  | 12.26 |
|       | 深度價外( $0.90 \sim 0.94$ ) | 1,348     | 2,830        | 85     | 4,263  | 11.17 |
|       | 深度價外( $< 0.90$ )         | 5,113     | 3,444        | 226    | 8,783  | 23.01 |
|       | 加總                       | 20,085    | 17,381       | 711    | 38,177 | —     |
|       | 比例(%)                    | 52.61     | 45.53        | 1.86   | —      | 100   |
| 賣權    | 深度價外( $\geq 1.10$ )      | 2,610     | 2,386        | 160    | 5,156  | 16.33 |
|       | 深度價外( $1.06 \sim 1.10$ ) | 1,796     | 2,541        | 179    | 4,516  | 14.30 |
|       | 價外( $1.03 \sim 1.06$ )   | 1,981     | 2,162        | 149    | 4,292  | 13.59 |
|       | 價平( $1.00 \sim 1.03$ )   | 2,347     | 2,227        | 148    | 4,722  | 14.95 |
|       | 價平( $0.97 \sim 1.00$ )   | 2,470     | 1,995        | 103    | 4,568  | 14.47 |
|       | 價內( $0.94 \sim 0.97$ )   | 2,377     | 1,299        | 45     | 3,721  | 11.78 |
|       | 深度價內( $0.90 \sim 0.94$ ) | 1,878     | 630          | 15     | 2,523  | 7.99  |
|       | 深度價內( $< 0.90$ )         | 1,649     | 409          | 19     | 2,077  | 6.58  |
|       | 加總                       | 17,108    | 13,649       | 818    | 31,575 | —     |
|       | 比例(%)                    | 54.18     | 43.23        | 2.59   | —      | 100   |

<sup>1</sup> 感謝審稿人對於深度價內外樣本資料應多做說明的建議，本文增加這部份的實證分析作為探討標的。

在距離到期日未滿 3 日的選擇權因為投資人面臨沖銷壓力，所以有不正常的買壓和賣壓造成市場快速變動。Stoll and Whaley (1987)研究發現在距到期日前股價產生異常的高價格波動，為避免到期日效應造成評價上的偏誤，所以將距到期日前 3 日的選擇權資料刪除。到期月份選擇近月與次近月到期的選擇權，並分成 30 日以內到期、30~60 日內到期、60 日以上到期三種分類。觀察台指選擇權在交易活絡與投資人較關心的近月到期市場與成交量普遍較低的次近月到期市場，其中隱含的不同訊息在模型評價能力的差異性。

表 3：買、賣權平均交易量

| 距到期期間 |                 | ≤30   | 30~60 | >60  | 加總    | 比例(%) |
|-------|-----------------|-------|-------|------|-------|-------|
| 價內外程度 |                 |       |       |      |       |       |
| 買權    | 深度價內(≥1.10)     | 92    | 49    | 128  | 269   | 0.28  |
|       | 深度價內(1.06~1.10) | 322   | 91    | 67   | 480   | 0.50  |
|       | 價內(1.03~1.06)   | 1812  | 268   | 89   | 2169  | 2.28  |
|       | 價平(1.00~1.03)   | 14986 | 1065  | 228  | 16279 | 17.11 |
|       | 價平(0.97~1.00)   | 32428 | 2971  | 354  | 35753 | 37.58 |
|       | 價外(0.94~0.97)   | 21144 | 2993  | 443  | 24580 | 25.84 |
|       | 深度價外(0.90~0.94) | 10825 | 1597  | 348  | 12770 | 13.42 |
|       | 深度價外(<0.90)     | 2212  | 534   | 87   | 2833  | 2.98  |
|       | 加總              | 83821 | 9567  | 1744 | 95133 | —     |
|       | 比例(%)           | 88.11 | 10.06 | 1.83 | —     | 100   |
| 賣權    | 深度價外(≥1.10)     | 1429  | 365   | 189  | 1984  | 2.86  |
|       | 深度價外(1.06~1.10) | 10143 | 1577  | 375  | 12095 | 17.46 |
|       | 價外(1.03~1.06)   | 17495 | 2626  | 310  | 20431 | 29.49 |
|       | 價平(1.00~1.03)   | 22615 | 2041  | 263  | 24919 | 35.97 |
|       | 價平(0.97~1.00)   | 7592  | 583   | 67   | 8242  | 11.90 |
|       | 價內(0.94~0.97)   | 908   | 141   | 39   | 1088  | 1.57  |
|       | 深度價內(0.90~0.94) | 245   | 95    | 29   | 369   | 0.53  |
|       | 深度價內(<0.90)     | 90    | 34    | 33   | 157   | 0.23  |
|       | 加總              | 60517 | 7463  | 1305 | 69284 | —     |
|       | 比例(%)           | 87.35 | 10.77 | 1.88 | —     | 100   |

### (三) 資料分析

從樣本研究期間的指數走勢圖可以發現台股加權指數在 2004 第三季前有較高的波動，從 2005 年以後大致呈現穩定成長，在 2007 年第三季之後有明顯的震盪，報酬率的波動明顯加劇，有某種程度的序列相關及波動群聚的現象，真實波動率在股價起伏較大的 2004、2007 和 2008 年較股價平緩上升的 2005、2006 年高出許

多。從敘述統計資料發現，指數報酬率分配存在負偏與高狹峰，顯示資料分配不對稱。進一步以 J-B(Jarque-Bera)統計量來檢定報酬率分配是否為常態，檢定結果顯示分配非常態分配。由此看出 BS 模型假設的標的資產服從常態分配不符合市場特性，若用 BS 模型反推的隱含波動度會有微笑及偏斜的現象，故本文以加入偏態和峰態考量的 JR 模型實證，希望改善 BS 模型假設上的缺失。

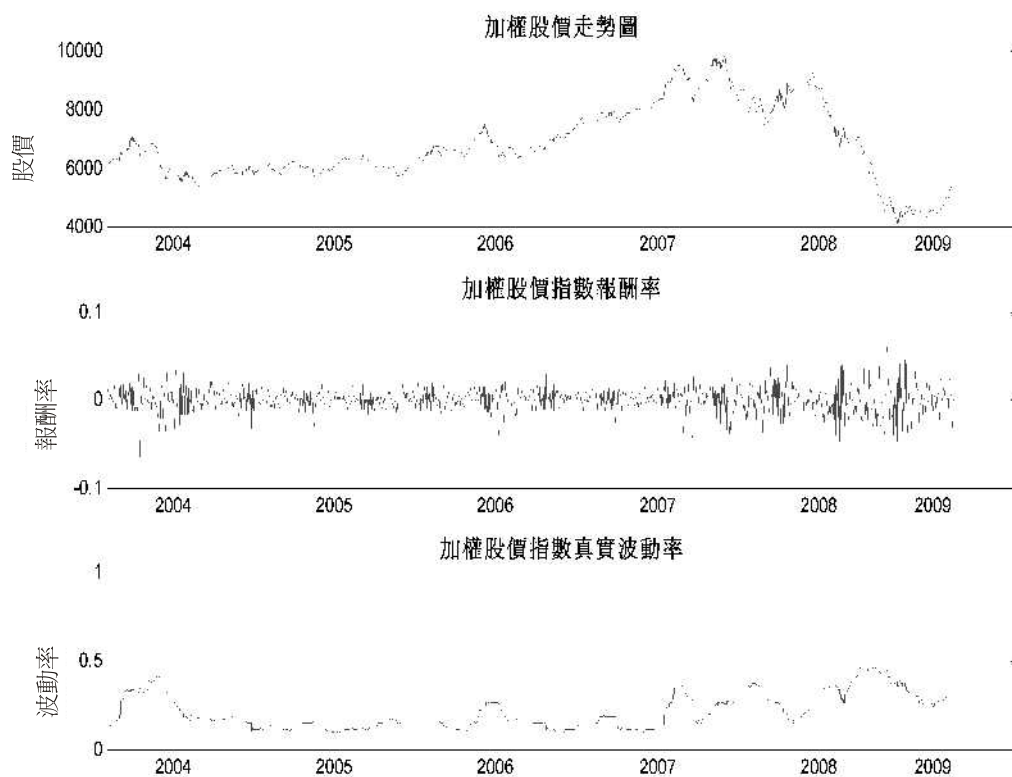


圖 1：台灣加權股價指數走勢圖、報酬率與真實波動率

表 4：台灣加權股價指數日報酬率敘述統計資料

| 股價加權指數報酬 |                            |
|----------|----------------------------|
| 樣本數      | 1297                       |
| 均數(%)    | -0.0114                    |
| 最大值(%)   | 6.1000                     |
| 最小值(%)   | -6.9100                    |
| 標準差(%)   | 1.4517                     |
| 偏態       | -0.4702                    |
| 峰態       | 5.9697                     |
| J-B 統計量  | 524.3814*<br>( $<0.0001$ ) |

說明：

1. J-B 為 Jarque-Bera 檢定統計量，在常態分配的虛無假設下，其分配為自由度 2 的卡方分配。
2. 小括弧 ( ) 內的數字為  $p$  值，\*代表在 5% 的顯著水準下為顯著。

圖 2 利用無母數方法估計核密度函數(kernel density function)來估計樣本期間的台股加權指數的真實分配，參考 Schoutens(2003)採用 Silverman(1986)提出常態高斯核函數為權重，估計的密度函數與常態分配相比較，發現台股加權指數有異於常態分配的高狹峰及尾部極端值偏高情形。圖 3 以報酬率與標準常態隨機變數值所繪製成之分位數圖(Quantile Plot, QQ-plot)，股價報酬數列偏離標準常態分配的 45 度線，呈現左上右下的形狀，再次顯示股價報酬較實際分配為厚尾。

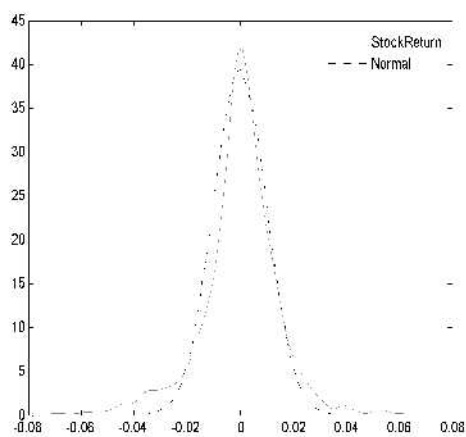


圖 2：股價加權指數分配與常態分配比較圖

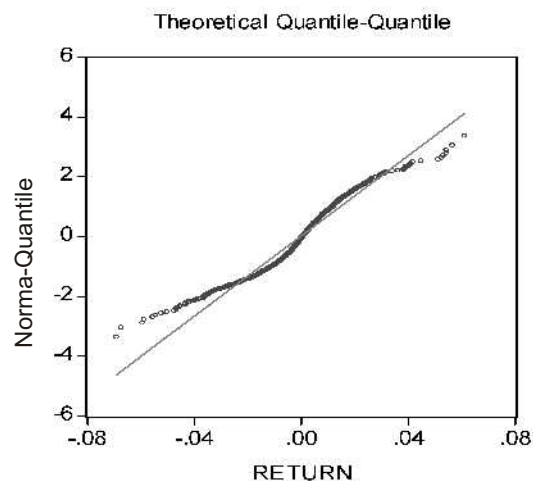


圖 3：QQ 圖：股票報酬率 vs.標準常態分配

## 二、模型校準 (Model Calibration)

利用數值分析方法，分別推估出每日的 BS 模型的波動度與 JR 模型的隱含波動度、偏態、峰態係數。其中隱含波動度為評價選擇權最關鍵的變數，其資訊可以適時的反應出來，通常被用來研判市場多空行情的逆勢指標，隨著指數走跌，投資人預期後市波動加劇，隱含波動度隨之上揚反應市場參與者心理恐慌；而指數上漲時，隱含波動度通常持續下降。理論上依照 BS 的選擇權評價理論，買權與賣權的隱含波動度應該趨於一致；但實務上卻因為市場多空壓力不均，投資人傾向持有指數賣權進行避險使賣權的隱含波動度高估。Harvey and Whaley(1992)認為透過賣權能以較低成本形成投資組合保險(portfolio insurance)，造成賣權的隱含波動高於買權。從表 5 的結果可以發現，平均而言，在越接近到期日波動度越大但差異不多，而賣權的平均波動度高出買權許多，顯示市場的確有多空壓力不均使買賣權波動度不一致。

表 5：BS 與 JR 模型在不同到期日買、賣權的隱含波動度

| 距到期期間 | Black-Scholes 模型 |        |        | Jarrow-Rudd 模型 |        |        |
|-------|------------------|--------|--------|----------------|--------|--------|
|       | <30              | 30~60  | >60    | <30            | 30~60  | >60    |
| 買權    | 22.05%           | 21.03% | 20.78% | 23.32%         | 21.09% | 21.05% |
| 賣權    | 27.72%           | 27.29% | 27.32% | 32.85%         | 29.70% | 29.62% |

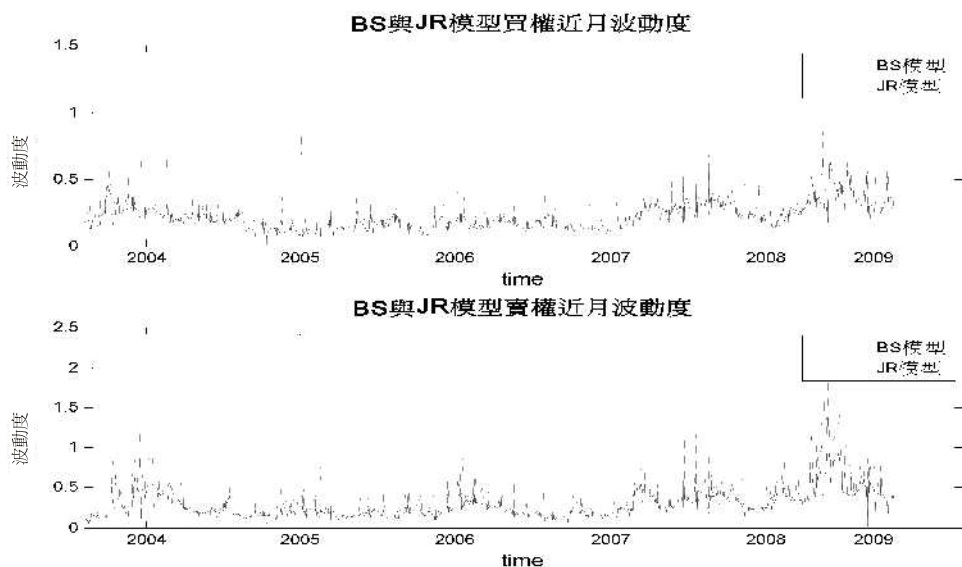


圖 4：近月份到期 BS 與 JR 模型買、賣權波動度

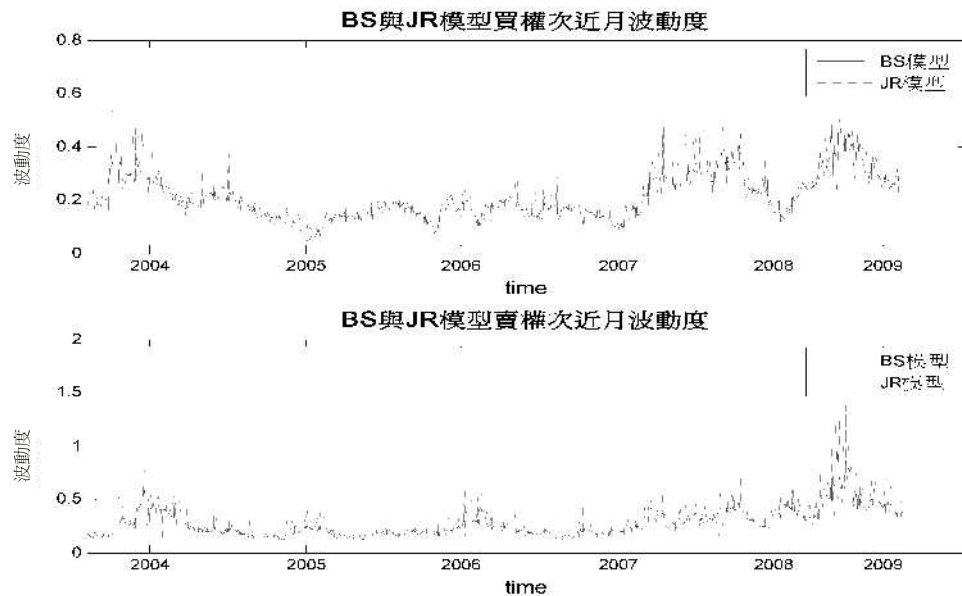


圖 5：次近月份到期 BS 與 JR 模型買、賣權波動度

而市場上波動性偏斜現象，其系統或規則在市場中具有重要意義，我們利用 JR 模型所估計出選擇權隱含偏態、峰態來描述波動性偏態的程度，進而修正現貨市場報酬的分配以期達到更精確評估選擇權價格的目的。從圖 6、圖 7 我們可以得知，在 JR 模型估出的隱含偏態係數(ISK)中，發現隱含偏態係數均不為 0，發現在不同到期日的選擇權均具有偏態，與 Bakshi et al.(1997)提出的金融市場的報酬普遍呈現偏態的現象一致。買權在次近月偏態幅度較近月大，負偏較正偏次數多，且買權負偏的現象又比賣權顯著，平均而言市場存在明顯負偏。而隱含峰態係數(IKT)均不為 3，賣權較買權有明顯的高狹峰與厚尾分佈，尤其在次近月到期的賣權峰態係數偏高。整體來說，由 JR 模型數值求解出的隱含偏態、峰態係數比較能描述標的資產分配，而我們利用以上分析出的參數進一步去評價且與 BS 模型比較其差異性。

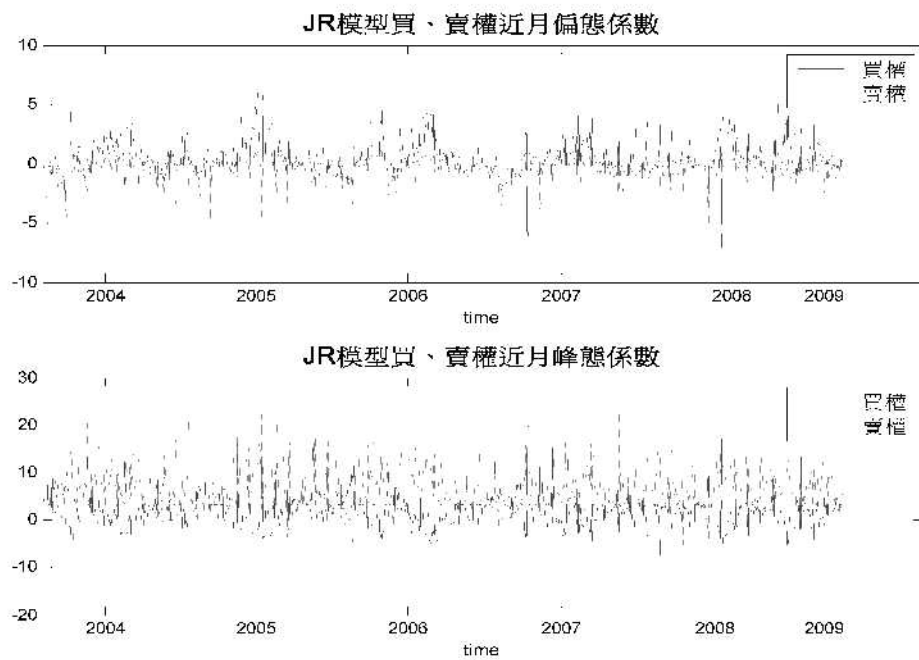


圖 6：近月份到期 JR 模型買、賣權偏、峰態係數

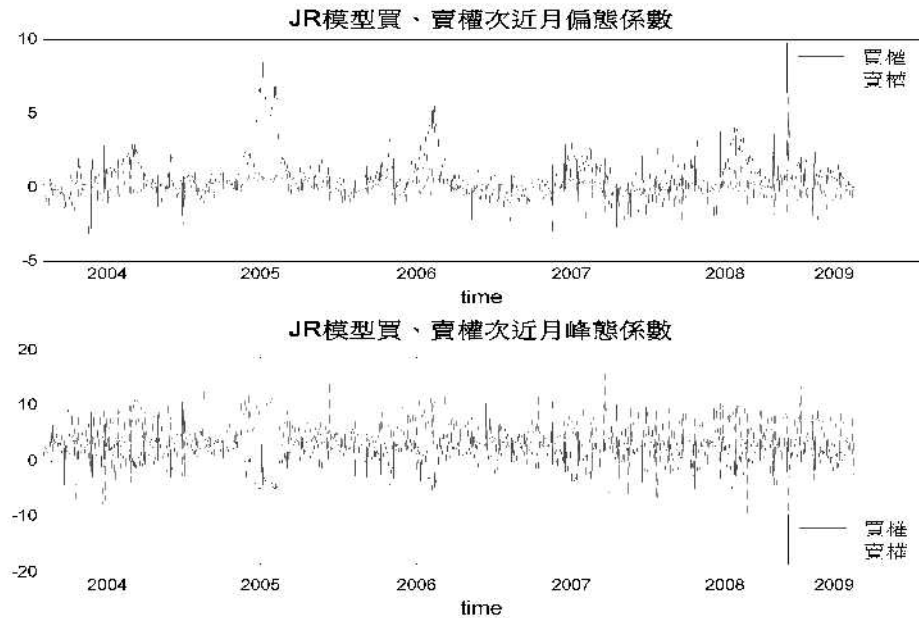


圖 7：次近月份到期 JR 模型買、賣權偏、峰態係數

### 三、樣本內模型評價結果

在樣本期間資料估計出參數後以 BS 和 JR 模型分別對台指選擇權評價。比較兩模型的表現，在表 6 中可以發現在加入偏態、峰態的 JR 模型在不同到期日的買權、賣權，樣本內誤差皆小於假設標的資產分配為常態的 BS 模型，顯示在考慮三階、四階動差後的 JR 模型對於選擇權價格的確有比 BS 模型較正確的評價能力，對於股價報酬分配能更精確的描述。而對於不同的選擇權形態，除了 BS 模型大於 60 日到期無顯著差異外，賣權 RMSE 皆低於買權，顯示模型在對於樣本期間內的賣權有較好的評價效果；在不同到期日中，距到期日越近，模型評價誤差越小，且隨著到期日越長，JR 模型對 BS 模型的偏誤修正幅度越大，顯示在較長到期日的商品針對波動偏斜現象，加入偏態與峰態考量能對此做出比 BS 更合理的評價。

表 6：不同到期日之買賣權 RMSE

| 距到期期間 | Black-Scholes 模型 |         |         | Jarrow-Rudd 模型 |         |         |
|-------|------------------|---------|---------|----------------|---------|---------|
|       | $\leq 30$        | 30~60   | >60     | $\leq 30$      | 30~60   | >60     |
| 買權    | 17.0643          | 19.1802 | 23.0699 | 11.6392        | 13.3625 | 16.6600 |
| 賣權    | 16.7459          | 18.6474 | 23.9854 | 9.9793         | 11.8683 | 15.7785 |

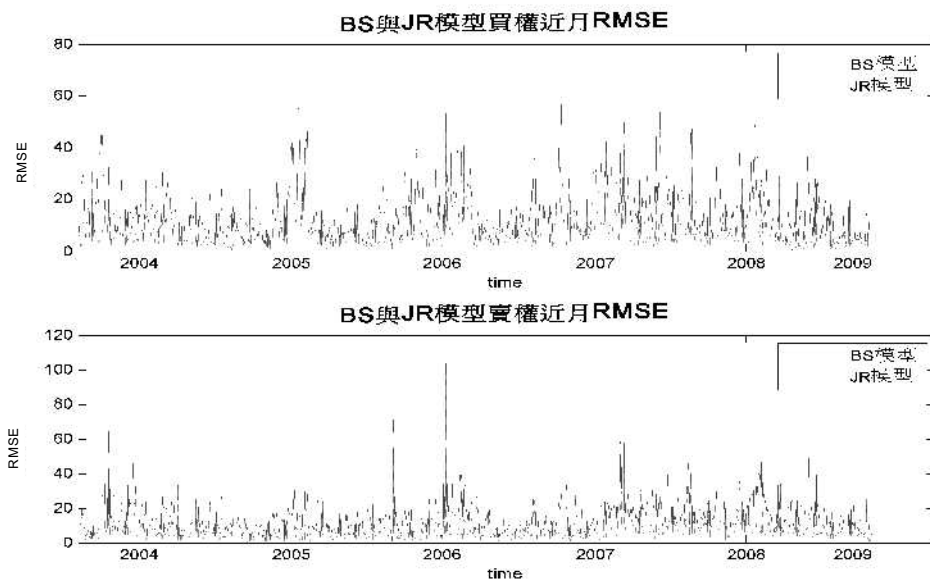


圖 8：近月份到期 BS 與 JR 模型買、賣權 RMSE 比較

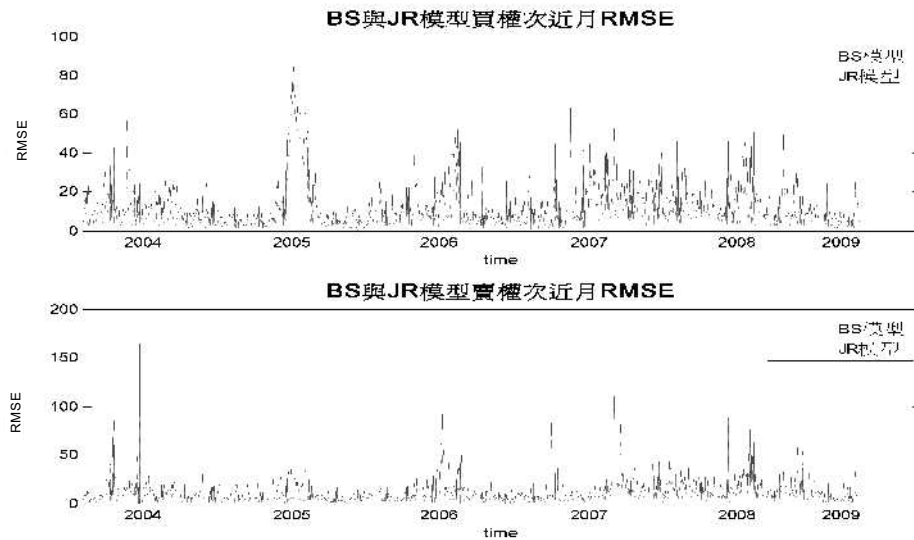


圖 9：次近月份到期 BS 與 JR 模型買、賣權 RMSE 比較

#### 四、樣本外模型評價結果

在上述樣本內實證發現，放寬常態分配假設加入偏態、峰態係數後，JR 模型的評價結果優於 BS 模型。在樣本外預測中，以當日(t)選擇權資料估計出的最適的參數代入次一營業日(t+1)的資料計算出選擇權價格，分別以 MAE、MAPE 和 PE 三種誤差衡量標準比較評價結果，以移動窗口(rolling windows)的方式進行一日的樣本外預測，評比模型的評價適合度。為了解模型對於不同到期日與不同價位的效率性及加入偏態和峰態對哪些層面的改善程度，把每一日的樣本外預測結果以不同到期日分成 30 日以內、30~60 日、60 日以上到期三種；再根據價內外程度分成深度價內、價內、價平、價外、深度價外五種不同價性，針對不同到期日和價內外程度交叉分析比較。

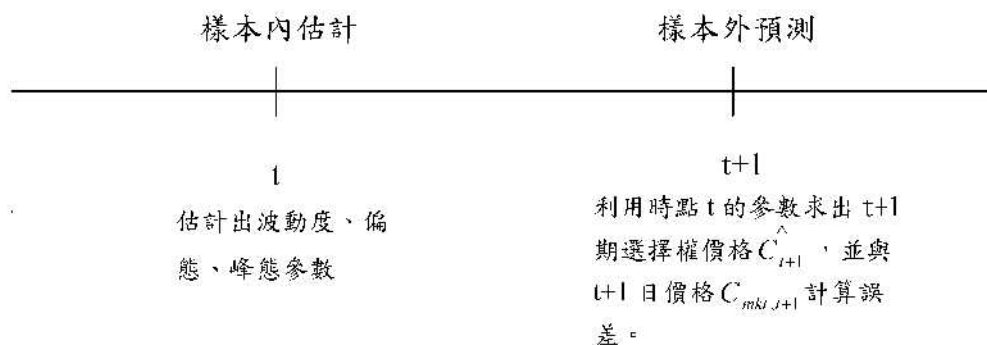


圖 10：樣本外預測示意圖

## (一) 依到期日分類

將預測誤差以到期日分類的結果由表 7 和圖 11 中可以發現，整體而言 JR 模型誤差大致上皆低於 BS 模型，與樣本內有一致的評價結果。對於 JR 模型在不同到期日的誤差修正情形，買權在距到期日越遠修正 BS 模型誤差幅度較大，降低 BS 模型在距到期日較遠時產生的誤差；賣權修正幅度在不同到期日無明顯差異，整體誤差降低幅度低於買權，JR 模型在買權有較佳的修正效果。再根據價格誤差觀察理論價格對市場價格高低估幅度，買權不同到期日模型皆高估市場價格，在 60 日以上到期買賣權皆有高估幅度大的現象。整體來說兩模型對於買賣權的評價效果，越接近到期日誤差越低，整體買權誤差比賣權低，買權在越接近到期日誤差皆低於賣權，顯示模型對流動性大的近月買權評價效率性優於賣權，與市場價格較接近。

表 7：BS 與 JR 模型買、賣權在不同到期日誤差比較

|       |       | Black-Scholes 模型 |        |                | Jarrow-Rudd 模型 |               |                |
|-------|-------|------------------|--------|----------------|----------------|---------------|----------------|
| 距到期期間 |       | MAE              | MAPE   | PE             | MAE            | MAPE          | PE             |
| 買權    | <30   | 16.9055          | 0.1936 | <b>-1.5798</b> | <b>16.6217</b> | <b>0.1785</b> | -3.1791        |
|       | 30~60 | 16.7410          | 0.1421 | <b>-0.9687</b> | <b>15.4420</b> | <b>0.1274</b> | -1.0470        |
|       | >60   | 23.1882          | 0.1634 | <b>-6.4891</b> | <b>21.5427</b> | <b>0.1519</b> | -7.1099        |
| 賣權    | ≤30   | 21.1180          | 0.1895 | 1.9751         | <b>19.9233</b> | <b>0.1614</b> | <b>-0.0027</b> |
|       | 30~60 | 21.5253          | 0.1276 | 2.7812         | <b>21.1467</b> | <b>0.1046</b> | <b>2.7208</b>  |
|       | >60   | 22.0271          | 0.1304 | -5.0372        | <b>21.2256</b> | <b>0.1095</b> | <b>-2.4770</b> |

註：粗體字表示誤差在兩模型比較中較低者

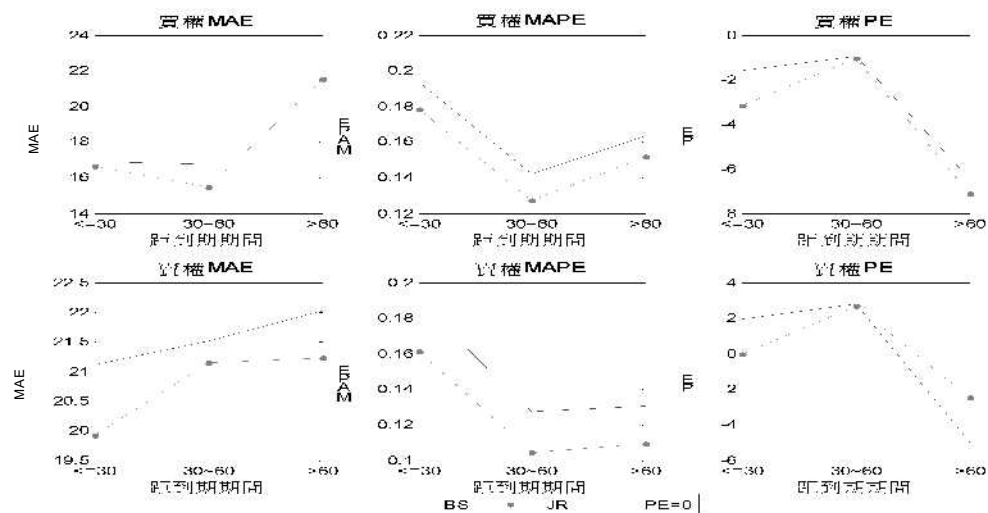


圖 11：BS 與 JR 模型買、賣權在不同到期日誤差比較

## (二) 依到期日和價內外程度分類

## 1. 以 MAE 為評價誤差準則結果

對於兩模型的評價結果根據表 8 依到期日和不同價內外程度分類的 MAE，發現 JR 模型在買、賣權的價內和價外均有修正 BS 模型的效果。從買權來看，價平 JR 模型價格偏誤較 BS 模型高，但從價平往價內、外的 MAE 比 BS 模型低，以 30 日內降低的幅度最大，30~60 日到期價格修正的幅度較小；而賣權在距離到期日越近時，JR 模型在價外修正 BS 模型誤差幅度越大，顯示較接近到期日模型評價越佳。JR 模型對 BS 模型價格誤差修正在不同到期日中，30 日以內到期買、賣權皆在價外修正幅度較大，對 60 日以上到期在價內修正幅度明顯，買權修正幅度大於賣權。

表 8：BS 與 JR 模型在不同價內外及到期日的買、賣權 MAE

| 距到期期間 |                 | Black-Scholes 模型 |                |                | Jarrow-Rudd 模型 |                |                |
|-------|-----------------|------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 價內外程度 |                 | ≤30              | 30~60          | >60            | ≤30            | 30~60          | >60            |
| 買權    | 深度價內(≥1.10)     | 36.4902          | <b>50.7322</b> | 68.9463        | <b>34.9921</b> | 51.7559        | <b>55.7035</b> |
|       | 深度價內(1.06~1.10) | 26.0044          | 36.1306        | 52.7957        | <b>24.2771</b> | <b>33.4589</b> | <b>45.7117</b> |
|       | 價內(1.03~1.06)   | <b>20.0972</b>   | 24.1386        | 31.0856        | 20.6802        | <b>21.3800</b> | <b>27.8580</b> |
|       | 價平(1.00~1.03)   | <b>15.4009</b>   | <b>16.6208</b> | <b>15.5085</b> | 19.2421        | 16.8867        | 16.9031        |
|       | 價平(0.97~1.00)   | 13.8543          | <b>14.9696</b> | <b>11.8469</b> | <b>13.0499</b> | 15.2516        | 17.5859        |
|       | 價外(0.94~0.97)   | 11.9281          | 13.1115        | <b>11.7547</b> | <b>9.0848</b>  | <b>11.3073</b> | 12.3070        |
|       | 深度價外(0.90~0.94) | 10.6344          | 11.4735        | 11.8354        | <b>9.2881</b>  | <b>9.0805</b>  | <b>8.5565</b>  |
|       | 深度價外(<0.90)     | 2.2650           | 7.2779         | 13.9984        | <b>2.1444</b>  | <b>6.0457</b>  | <b>12.1913</b> |
| 賣權    | 深度價外(>1.10)     | <b>2.5906</b>    | 5.2685         | 7.2354         | 3.0171         | <b>3.6454</b>  | <b>5.1535</b>  |
|       | 深度價外(1.06~1.10) | 13.1359          | 13.6563        | 16.8928        | <b>10.4139</b> | <b>10.6322</b> | <b>14.9350</b> |
|       | 價外(1.03~1.06)   | 14.6613          | 16.7526        | 18.3197        | <b>10.9221</b> | <b>14.2984</b> | <b>18.1356</b> |
|       | 價平(1.00~1.03)   | 18.7049          | 19.2532        | 21.1544        | <b>16.8910</b> | <b>18.8088</b> | <b>20.3371</b> |
|       | 價平(0.97~1.00)   | <b>21.1873</b>   | <b>24.0958</b> | <b>29.1594</b> | 21.6844        | 25.3638        | 31.3513        |
|       | 價內(0.94~0.97)   | <b>24.6373</b>   | <b>30.4896</b> | 30.8415        | 25.1784        | 33.4180        | <b>27.7630</b> |
|       | 深度價內(0.90~0.94) | 34.1618          | <b>50.6734</b> | 53.3152        | <b>33.4139</b> | 56.4354        | <b>46.6125</b> |
|       | 深度價內(<0.90)     | <b>60.7520</b>   | <b>96.2525</b> | 99.0047        | 61.9053        | 104.5242       | <b>94.3588</b> |

註：粗體字表示誤差在兩模型比較中較低者

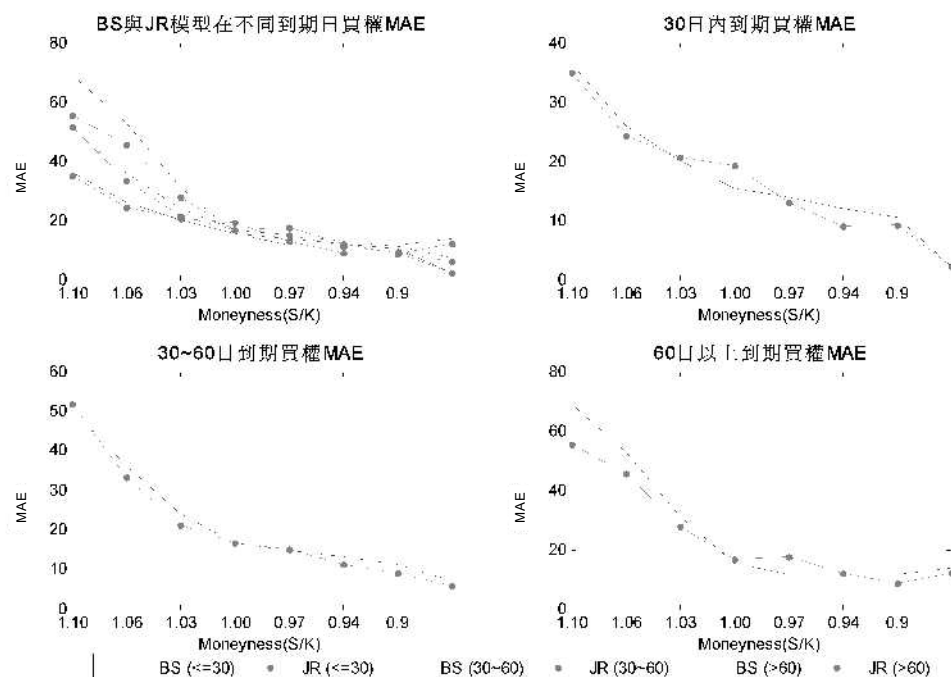


圖 12：BS 與 JR 模型在不同到期日買權 MAE

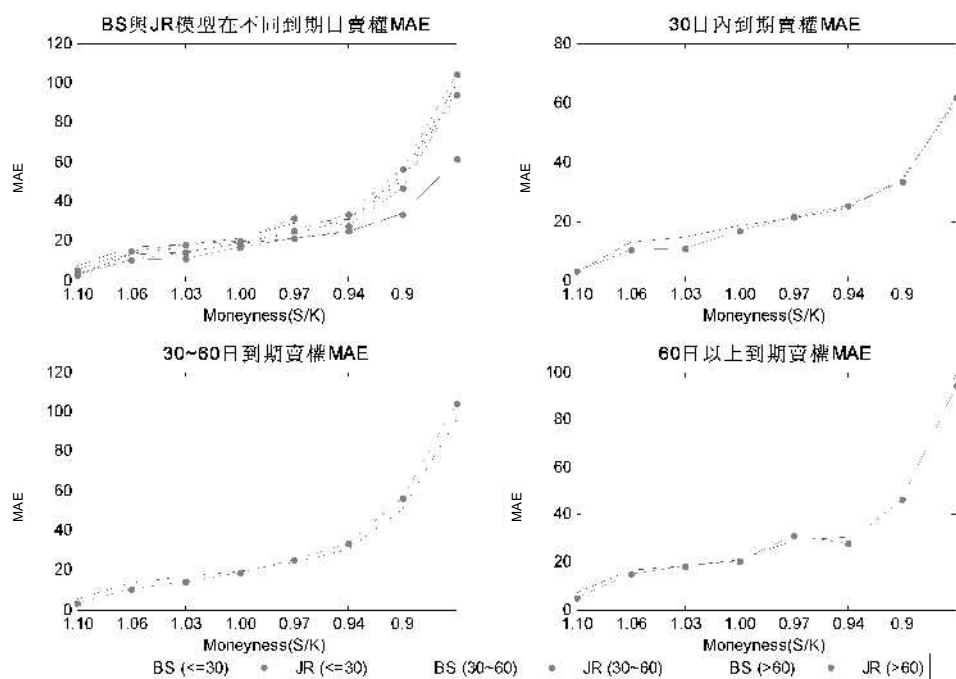


圖 13：BS 與 JR 模型在不同到期日賣權 MAE

## 2. 以 MAPE 為評價誤差準則結果

因為選擇權價格會因為價內外程度不同而有極大的差異性，為了更客觀的判

斷理論價格與實際價格的偏離情形，以 MAPE 為衡量誤差準則可以得知誤差佔市場價格的比例，但 MAPE 對於價外價格極低的選擇權容易有將誤差放大的缺點，尤其在深度價外 MAPE 大於 1 明顯不適合做為衡量評價結果的誤差準則。根據表 9 模型整體評價效果，誤差比例從價內往價外上升，買權的誤差略高於賣權，BS 模型價格在買、賣權價外時偏誤較高，平均而言 JR 模型的 MAPE 比 BS 模型低。

JR 模型的相對誤差大致低於 BS 模型的評價結果。在不同的價內外程度，不論是買權或賣權的價平選擇權因為交易量大、價格具效率性，JR 模型修正幅度有限；但從價平到越往價外的部份，BS 模型評價價外選擇權會產生較高的誤差，JR 模型對此區間的價位有良好的修正效果，MAPE 從價平到價外明顯的下降，但對於買、賣權的深度價外區間，因為選擇權價格極低使誤差比例偏高，MAPE 較不適合用來當此區間的誤差標準容易有高估誤差的情形。價內 JR 模型也有小幅的修正效果，但無價外明顯。在不同的到期日 JR 模型對價外選擇權的價格修正幅度，買權越接近到期日越大；賣權較無明顯差異。

表 9：BS 與 JR 模型在不同期間的買、賣權 MAPE

| 距到期期間<br>價內外程度 |                 | Black-Scholes 模型 |               |               | Jarrow-Rudd 模型 |               |               |
|----------------|-----------------|------------------|---------------|---------------|----------------|---------------|---------------|
|                |                 | ≤30              | 30~60         | >60           | ≤30            | 30~60         | >60           |
| 買權             | 深度價內(≥1.10)     | 0.0439           | 0.0675        | 0.1050        | <b>0.0413</b>  | <b>0.0671</b> | <b>0.0816</b> |
|                | 深度價內(1.06~1.10) | 0.0520           | 0.0779        | 0.1331        | <b>0.0479</b>  | <b>0.0691</b> | <b>0.1113</b> |
|                | 價內(1.03~1.06)   | <b>0.0610</b>    | 0.0709        | 0.0985        | 0.0617         | <b>0.0583</b> | <b>0.0794</b> |
|                | 價平(1.00~1.03)   | <b>0.0857</b>    | <b>0.0653</b> | <b>0.0723</b> | 0.1063         | 0.0676        | 0.0783        |
|                | 價平(0.97~1.00)   | 0.2107           | <b>0.1036</b> | <b>0.0955</b> | <b>0.1944</b>  | 0.1159        | 0.1646        |
|                | 價外(0.94~0.97)   | 0.3817           | 0.1875        | <b>0.1710</b> | <b>0.2822</b>  | <b>0.1701</b> | 0.2224        |
|                | 深度價外(0.90~0.94) | 0.5375           | 0.2739        | 0.2975        | 0.5455         | <b>0.2143</b> | <b>0.2353</b> |
|                | 深度價外(<0.90)     | <b>0.9381</b>    | 0.5052        | 0.5073        | 1.1409         | <b>0.4708</b> | <b>0.4624</b> |
| 賣權             | 深度價外(≥1.10)     | <b>0.8836</b>    | 0.5716        | 0.4968        | 1.3477         | <b>0.5273</b> | <b>0.3927</b> |
|                | 深度價外(1.06~1.10) | 0.4310           | 0.2314        | 0.2086        | <b>0.3935</b>  | <b>0.1592</b> | <b>0.1588</b> |
|                | 價外(1.03~1.06)   | 0.3339           | 0.1436        | 0.1230        | <b>0.2262</b>  | <b>0.1098</b> | <b>0.1045</b> |
|                | 價平(1.00~1.03)   | 0.2137           | 0.0937        | 0.0979        | <b>0.1783</b>  | <b>0.0877</b> | <b>0.0873</b> |
|                | 價平(0.97~1.00)   | <b>0.1010</b>    | <b>0.0742</b> | <b>0.0885</b> | 0.1020         | 0.0775        | 0.0904        |
|                | 價內(0.94~0.97)   | <b>0.0626</b>    | <b>0.0647</b> | 0.0698        | 0.0639         | 0.0706        | <b>0.0648</b> |
|                | 深度價內(0.90~0.94) | 0.0528           | <b>0.0725</b> | 0.0616        | <b>0.0521</b>  | 0.0806        | <b>0.0545</b> |
|                | 深度價內(<0.90)     | <b>0.0492</b>    | <b>0.0639</b> | 0.0736        | 0.0502         | 0.0740        | <b>0.0706</b> |

註：粗體字表示誤差在兩模型比較中較低者

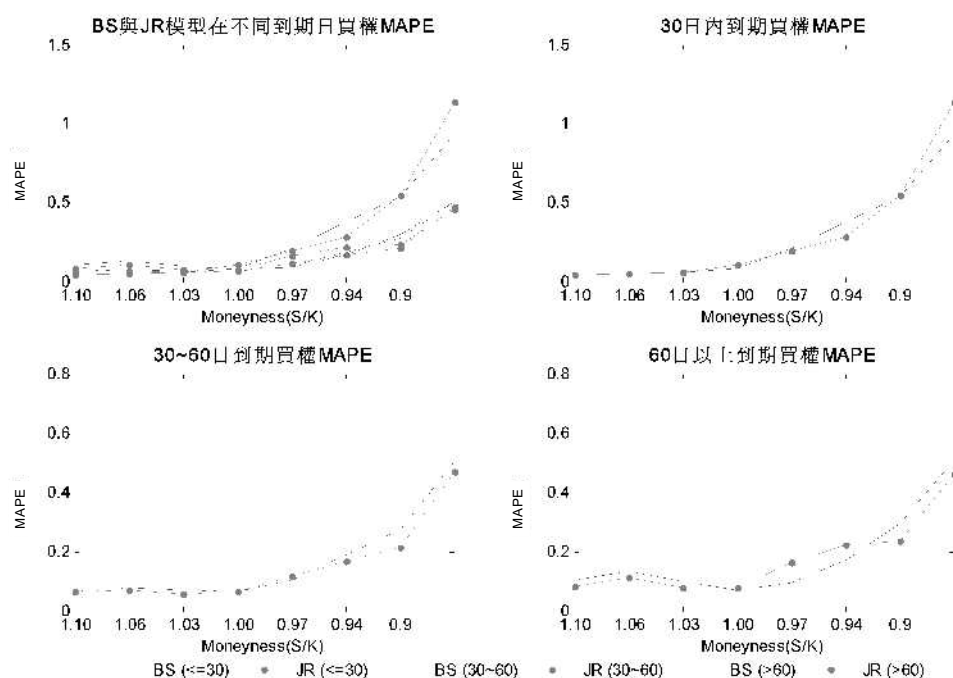


圖 14：BS 與 JR 模型在不同到期日買權 MAPE

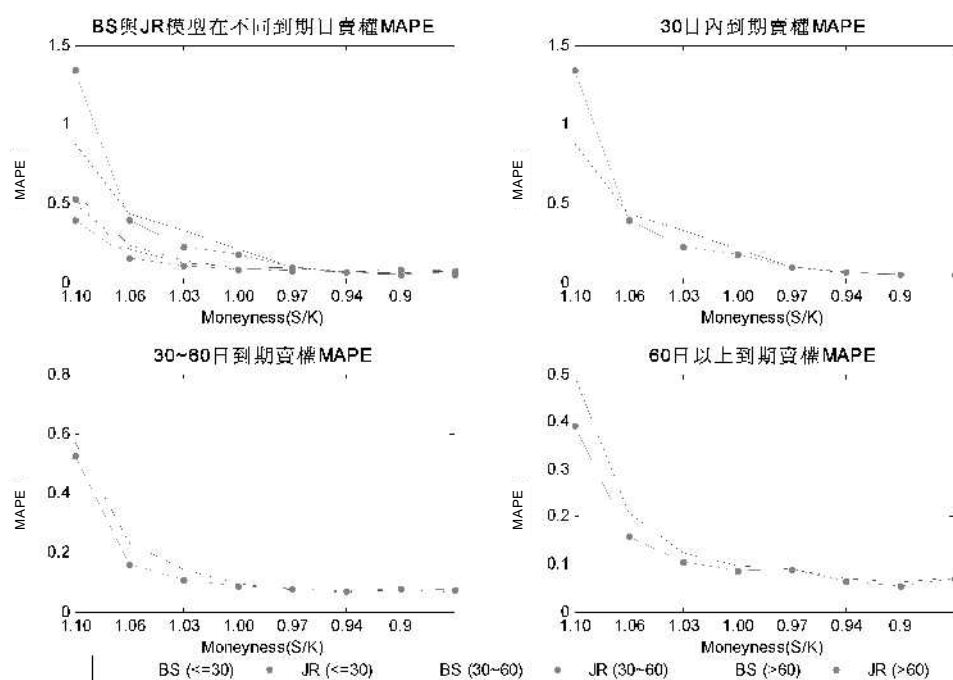


圖 15：BS 與 JR 模型在不同到期日賣權 MAPE

### 3. 以 PE 為評價誤差準則結果

針對評價結果，了解模型對真實市場價格高估或低估幅度，以價格誤差來衡量。PE 值為正表示模型低估，為負表示高估，越接近 0 評價越精準。模型普遍有在買權價內高估價格、賣權在價內低估價格的現象，且賣權高低估幅度較買權大，對於賣權的較高波動，模型較比較難有穩定的評價。

平均而言 JR 模型價格誤差的高、低估幅度小於 BS 模型，有較佳的評價表現。而買權價格偏誤小於賣權，JR 模型在買權能預測較精確價格。在不同價性中，BS 模型在買、賣權價內高估和低估程度大，JR 模型針對此高低估幅度大的區間降低此評價偏誤，尤其在價內修正幅度大，除買權價內 30 日內到期此類別，其於價格誤差明顯往 0 趨近。依據不同到期日可以發現，JR 模型在買權 60 日以上到期時修正幅度最大，但賣權在 30 日以內到期修正幅度大。

表 10：BS 與 JR 模型在不同期間的買、賣權 PE

| 距到期期間<br>價內外程度 |                 | Black-Scholes 模型 |                |                 | Jarrow-Rudd 模型 |                 |                 |
|----------------|-----------------|------------------|----------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|
|                |                 | ≤30              | 30~60          | >60             | ≤30            | 30~60           | >60             |
| 買權             | 深度價內(≥1.10)     | <b>-12.8989</b>  | -30.4304       | -56.3695        | -15.7243       | <b>-27.8980</b> | <b>-42.1589</b> |
|                | 深度價內(1.06~1.10) | <b>-7.3426</b>   | -19.2422       | -44.9680        | -7.4405        | <b>-11.7750</b> | <b>-24.3483</b> |
|                | 價內(1.03~1.06)   | <b>-1.4510</b>   | -6.0514        | -15.9039        | -1.6582        | <b>1.1952</b>   | <b>-10.7945</b> |
|                | 價平(1.00~1.03)   | <b>1.6118</b>    | 1.4766         | -5.7834         | -2.9389        | <b>0.7545</b>   | <b>-3.7713</b>  |
|                | 價平(0.97~1.00)   | <b>1.2429</b>    | 3.5458         | <b>-4.9307</b>  | -2.9120        | <b>-2.0024</b>  | -10.9130        |
|                | 價外(0.94~0.97)   | <b>-1.0302</b>   | 2.0125         | <b>-1.9479</b>  | -1.4611        | <b>-1.0374</b>  | -8.2584         |
|                | 深度價外(0.90~0.94) | -2.3639          | <b>-0.1903</b> | <b>-2.0746</b>  | <b>-1.1949</b> | 0.6214          | -4.3647         |
|                | 深度價外(<0.90)     | <b>0.0936</b>    | <b>1.0423</b>  | <b>1.1731</b>   | 0.8193         | 2.1849          | 1.8658          |
| 賣權             | 深度價外(≥1.10)     | 1.4057           | 2.7678         | 0.9368          | <b>-0.2254</b> | <b>0.4086</b>   | <b>0.3006</b>   |
|                | 深度價外(1.06~1.10) | 3.4761           | 2.2573         | -4.6846         | <b>0.1106</b>  | <b>1.9675</b>   | <b>-3.7882</b>  |
|                | 價外(1.03~1.06)   | <b>1.0020</b>    | <b>0.7421</b>  | -4.5128         | 2.1014         | 2.1876          | <b>-0.8169</b>  |
|                | 價平(1.00~1.03)   | -1.8032          | <b>-0.1390</b> | -7.5725         | <b>0.2241</b>  | 1.3308          | <b>-3.4721</b>  |
|                | 價平(0.97~1.00)   | -3.3326          | <b>1.2748</b>  | -5.8236         | <b>-2.2880</b> | 1.7817          | <b>0.1341</b>   |
|                | 價內(0.94~0.97)   | <b>1.7584</b>    | 7.6585         | <b>-12.8029</b> | -2.1558        | <b>5.0284</b>   | -14.3322        |
|                | 深度價內(0.90~0.94) | 13.3422          | 17.5303        | 39.2590         | <b>3.2203</b>  | <b>10.4248</b>  | <b>24.1352</b>  |
|                | 深度價內(<0.90)     | 35.0362          | 72.0744        | 77.9193         | <b>7.2865</b>  | <b>24.3403</b>  | <b>58.9676</b>  |

註：粗體字表示誤差在兩模型比較中較低者

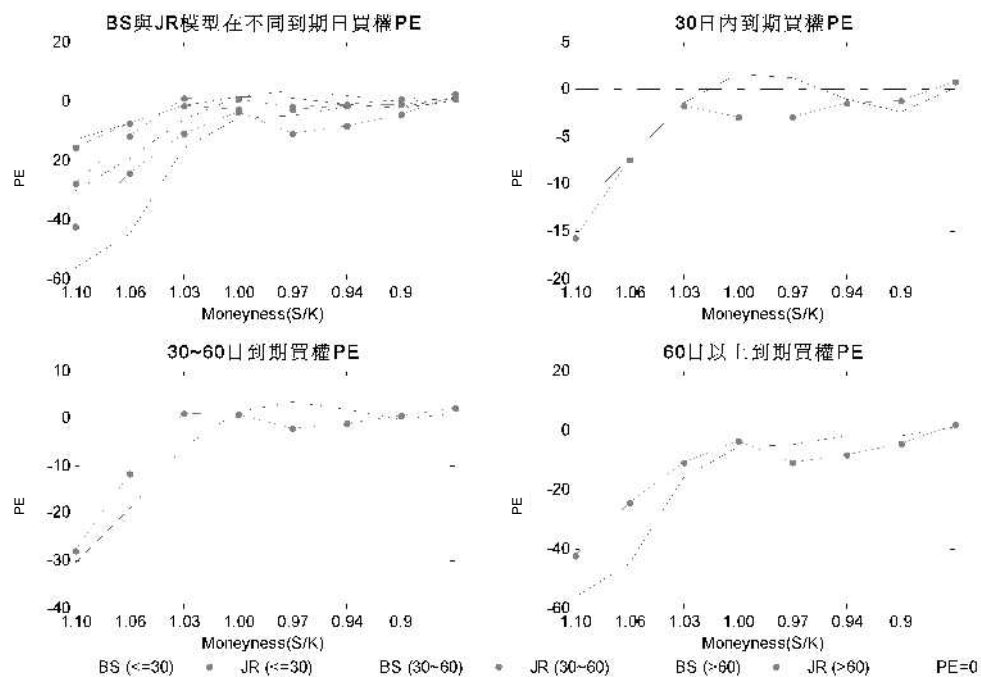


圖 16：BS 與 JR 模型在不同到期日買權 PE

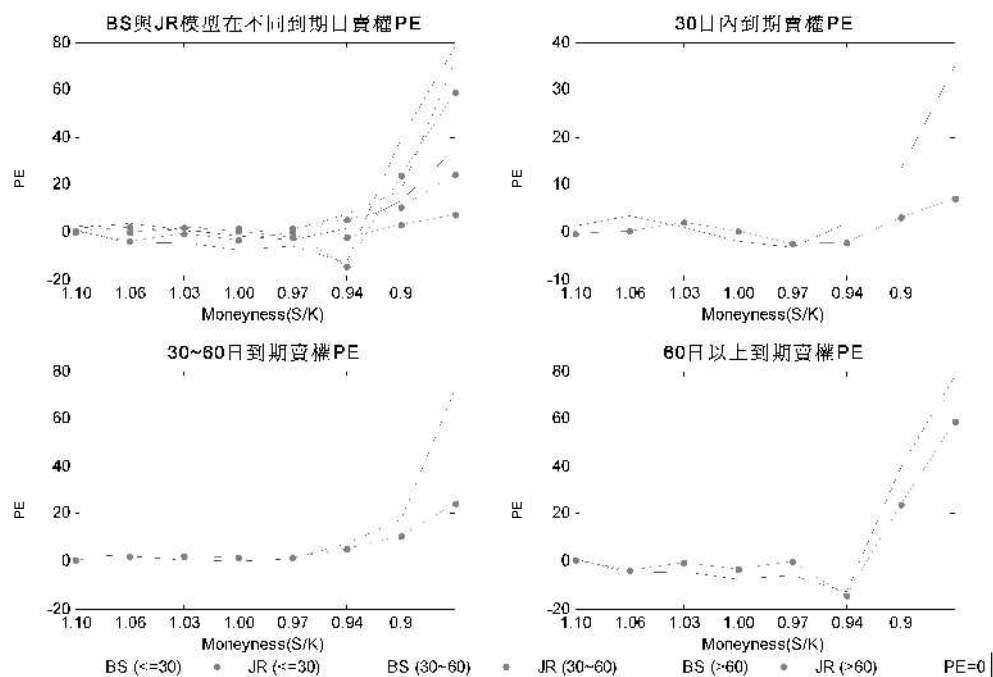


圖 17：BS 與 JR 模型在不同到期日賣權 PE

綜合以上分析結果，可將 BS 與 JR 模型以不同的價內外程度和不同到期日的預測誤差特性歸納如下：第一，兩模型評價普遍存在買權價內高估，賣權價內低

估價格的現象。整體而言模型對買權較具適合度，賣權高、低估價格幅度大，容易在深度價內外產生較高誤差，買權評價效果優於賣權。第二，價平選擇權評價結果在兩模型中差異不大，但 BS 模型越價內和價外時評價容易產生較大偏誤，而 JR 模型能有效降低價內外程度大時的誤差。第三、JR 模型在距離到期日越近時，對於 BS 模型誤差修正幅度越明顯，更能提升評價精確度。

## 五、誤差來源分析

我們以模型在樣本內評價誤差 MSE 為應變數，利用迴歸分析嘗試了解誤差來源，加入影響選擇權價格的因子包括：距到期期間( $T-t$ )、價內外程度( $S/K$ )、股價報酬率(Return)、交易量(Volume)、選擇權隱含波動度( $\sigma$ )、股價報酬偏態係數(Skew)和峰態係數(Kurt)，探討與誤差之間的關係，並分成買、賣權以及近月和次近月份到期的選擇權比較對誤差的影響。

針對每一項自變數個別分析與誤差的關係，首先在價內外程度( $S/K$ )這項變數中可以發現對 BS 模型的評價誤差均呈顯著，顯示價內外程度的差異為 BS 模型評價誤差的來源之一，BS 模型存在波動性微笑的現象的確會造成評價上的偏誤；以 JR 模型的評價誤差與價內外程度的關係在買權顯著相關、賣權不顯著，表示 JR 模型在賣權的評價較不會因為價內外程度的差異而產生誤差。比較兩模型對價內外程度的係數估計值，JR 模型幾乎是 BS 模型的一半，顯示 JR 模型評價誤差受價內外程度影響比 BS 模型還低，降低 BS 模型存在波動性微笑現象造成的偏誤。

其次探討股票市場的偏態(Skew)、峰態(Kurt)係數與模型評價誤差的關係。偏態係數在兩模型中均具顯著性，但比較兩者可以發現 JR 模型的偏態係數估計值均比 BS 模型低，JR 模型受到股價報酬率存在的偏態影響較小；峰態係數對 BS 模型評價誤差除了在次近月到期賣權不顯著異於 0 外其餘均顯著，而 JR 模型是除了在次近月到期買權顯著其餘均不顯著，峰態係數大致上會造成 BS 模型評價誤差，但與 JR 模型評價誤差較無直接相關，表示市場存在的高狹峰現象比較不會造成 JR 模型評價偏誤。整體來說對於考慮偏態與峰態的 JR 模型對於股票報酬呈現的負偏

與高狹峰現象有比 BS 模型較好的描述力，降低因為 BS 模型假設股價報酬為對數常態未考慮市場偏態和峰態所造成的評價偏誤。

表 11：近月份到期樣本內誤差迴歸分析

|    |           | Black-Scholes 模型 |           | Jarrow-Rudd 模型 |           |
|----|-----------|------------------|-----------|----------------|-----------|
| 買權 | Intercept | -2058.8130***    | (<0.0001) | -438.1963*     | (0.0871)  |
|    | (T-t)     | 276.7776         | (0.5249)  | -795.8726**    | (0.0134)  |
|    | (S/K)     | 2990.3410***     | (<0.0001) | 1136.9270***   | (<0.0001) |
|    | Return    | -3407.0890***    | (<0.0001) | -3028.9470***  | (<0.0001) |
|    | Volume    | -79.7247***      | (<0.0001) | -49.8714***    | (<0.0001) |
|    | $\sigma$  | -67.417          | (0.5429)  | -581.6493***   | (<0.0001) |
|    | Skew      | -102.9847***     | (<0.0001) | -62.3001***    | (<0.0001) |
|    | Kurt      | -19.3755**       | (0.0109)  | -5.9378        | (0.2884)  |
| 賣權 | Intercept | 2408.1470***     | (<0.0001) | 219.1008       | (0.3461)  |
|    | (T-t)     | -1565.4930***    | (0.0063)  | -999.1858***   | (0.0081)  |
|    | (S/K)     | -1690.2740***    | (<0.0001) | 264.9801       | (0.3183)  |
|    | Return    | -6168.7530***    | (<0.0001) | -2477.4070***  | (<0.0001) |
|    | Volume    | -84.9278***      | (<0.0001) | -51.1170***    | (<0.0001) |
|    | $\sigma$  | 1084.0410***     | (<0.0001) | 167.1367***    | (<0.0001) |
|    | Skew      | -160.1534***     | (<0.0001) | -58.7381***    | (<0.0001) |
|    | Kurt      | -20.0632**       | (0.0495)  | -6.4222        | (0.3382)  |

註：

- 1.小括號()內為  $p$  值，\*\*\*、\*\*及\*分別代表在 1%、5%、10%顯著水準下為顯著。
- 2.(T-t)為距到期期間，(S/K)為價內外程度，Return 為股價報酬率、Volume 為選擇權交易量、 $\sigma$  為隱含波動度、Skew 和 Kurt 為股票報酬偏、峰態係數。

表 12：次近月份到期樣本內誤差迴歸分析

|    |           | Black-Scholes 模型 |           | Jarrow-Rudd 模型 |           |
|----|-----------|------------------|-----------|----------------|-----------|
| 買權 | Intercept | -8582.4710***    | (<0.0001) | -4527.0510***  | (<0.0001) |
|    | (T-t)     | 2899.7040***     | (0.0001)  | 2640.2690***   | (<0.0001) |
|    | (S/K)     | 9294.4240***     | (<0.0001) | 4496.8850***   | (<0.0001) |
|    | Return    | -3096.6630***    | (0.0036)  | -2221.2900***  | (0.0005)  |
|    | Volume    | -27.4237**       | (0.0108)  | 11.4074*       | (0.0764)  |
|    | $\sigma$  | -1762.1200***    | (<0.0001) | -453.5966***   | (0.0001)  |
|    | Skew      | -123.0836***     | (<0.0001) | -70.8228***    | (<0.0001) |
|    | Kurt      | -64.8412***      | (<0.0001) | -43.7266***    | (<0.0001) |
| 賣權 | Intercept | 8138.1460***     | (<0.0001) | 255.2971       | (0.3124)  |
|    | (T-t)     | 4788.6170***     | (0.0001)  | -850.3860**    | (0.0382)  |
|    | (S/K)     | -8688.3060***    | (<0.0001) | 151.4558       | (0.5988)  |
|    | Return    | -4570.5190**     | (0.0185)  | -2657.3250***  | (0.0001)  |
|    | Volume    | 3.7943           | (0.8403)  | -50.2206***    | (<0.0001) |
|    | $\sigma$  | 1742.0030***     | (<0.0001) | 411.7922***    | (<0.0001) |
|    | Skew      | -246.2008***     | (<0.0001) | -49.4129***    | (0.0008)  |
|    | Kurt      | -9.7507          | (0.6700)  | -3.1469        | (0.6618)  |

註：

- 1.小括號()內為  $p$  值，\*\*\*、\*\*及\*分別代表在 1%、5%、10%顯著水準下為顯著。
- 2.(T-t)為距到期期間，(S/K)為價內外程度，Return 為股價報酬率、Volume 為選擇權交易量、 $\sigma$  為隱含波動度、Skew 和 Kurt 為股票報酬偏、峰態係數。

## 伍、 結論

選擇權市場價格隱含了標的資產風險中立的分配，特別是分配中的偏態與峰態係數改變，對資產的評價及風險管理決策正確性影響重大不可輕忽。而因為選擇權市場存在隱含波動微笑(implied volatility smile)，1987 年以後更普遍存在隱含波動偏態(implied volatility skew)的問題，對應在股價的分配則較對數常態厚尾及高狹峰，與 Black-Scholes 模型的假設不相符。若未考慮此現象容易在當選擇權商品的價內外程度離價平越遠時誤差攀升，且模型也會因到期日較長而缺乏效率性，造成評價上的錯誤。故選擇權市場波動性的偏態現象的規則與改善方法，對市場而言有重要的意義，能更完整的描述標的資產分配可以對資產做出更精確的評價及避險策略。

本文以放寬 BS 模型，以加入偏態和峰態修正的 Jarrow-Rudd 模型來改善其標的資產分配為常態分配的假設，更能完整的描述市場偏態、峰態所造成分配的不對稱性與極端值偏高現象，利用比 BS 更一般化的模型，更能符合市場隨時間改變的不確定性進而評價出更合理的價格。本文以台指選擇權為研究對象，發現其標的資產的確存在厚尾與不對稱性，利用 JR 模型來改善其分配的特性後，發現在樣本內確實能提升評價精確度。

接著在樣本外實證上，分析在不同到期日與不同價內外程度預測誤差的差異性，整體而言加入偏態與峰態考量的 JR 模型比 BS 模型更能得到貼近市場的選擇權價格，降低 BS 模型的誤差。實證結果顯示 JR 模型對買權的評價的穩定度優於賣權，模型在買權評價上大致都能修正 BS 模型誤差，賣權較容易因為市場波動及不確定性而未能在樣本期間皆降低 BS 模型的誤差；而價內外程度越大時 JR 模型修正的幅度越大，且在距到期日越近評價效果越佳。

最後以迴歸模型分析模型評價的誤差來源，發現價內外程度顯著影響 BS 模型的評價誤差，表示市場的確存在波動性微笑現象，BS 模型假設的波動度為常數與市場實際的現象不符，若未能完善考慮會導致價格偏誤；而 JR 模型評價誤差與價內外程度較無顯著相關，表示 JR 模型有降低波動微笑現象產生的誤差，較能捕捉到市場波動性的規則。而股價報酬偏態和峰態係數的顯著性在 JR 模型中較 BS 模型不顯著，對於市場的負偏和厚尾現象 JR 模型較能捕捉到實際市場分配特性進而降低評價誤差，這凸顯出考慮偏態與峰態對選擇權評價的重要性。

## 參考文獻

1. 黃怡佳(2006),「選擇權評價模型之實證分析-以臺指選擇權及 S&P500 選擇權為例」,台灣期貨與衍生性商品學刊,第四期,21-33。
2. 陳書修(2006),「台指選擇權隱含波動率、偏態及峰態之資訊內涵」,台灣大學財務金融學研究所碩士論文。
3. Backus, D., S. Foresi, K. Li, and L. Wu (1996), "Accounting for Biases in Black-Scholes", *Working paper*.
4. Bakshi, G., Cao C., and Chen Z. (1997), "Empirical Performance of Alternative Option Pricing Models", *Journal of Finance*, Vol.52, 2003-2049.
5. Black, F., and M. Scholes(1973), "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", *Journal of Political Economy*, Vol.81, 637-659.
6. Borland, Lisa (2002), "A Theory of non-Guassian Option Pricing", *Quantitative Finance*, Vol. 2, 415-431.
7. Borland, Lisa and Jean-Philippe Bouchaud (2004), "A non-Guassian Option Pricing Model with Skew", *Quantitative Finance*, Vol. 4, 499-514.
8. Corrado, Charles J. and Tie Su (1997), "Implied Volatility Skews and Stock Index Skewness and Kurtosis Implied by S&P 500 Index Option Prices", *Journal of Derivatives*, Vol. 4, 8-19.
9. Christoffersen, Peter F. (2003), *Elements of Financial Risk Management*, Academic Press, Boston.
10. Chu, S. H. and S. Freund (1996), "Volatility Estimation for Stock Index Option : A GARCH Approach", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.36, 431-450.
11. Harvey, C. R. and R. E. Whaley(1992), "Market Volatility Prediction and the Efficiency of the S&P100 Index Option Market", *Journal of Financial Economics*, Vol. 31, 43-74.
12. Heston, Steven L.,(1993), "A Close-form solution for Options with Stochastic Volatility, with Application to Bond and Currency Options", *Review Finance*

- Studies*, Vol.6, 327-343.
13. Hull, John C. (2006), *Options, Futures, and Other Derivatives*, 6th edition, Pearson/Prentice Hall, Upper Saddle River, N.J.
  14. Jarrow, R. and A. Rudd (1982), "Approximate Option Valuation for Arbitrary Stochastic Processes", *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, 347-369
  15. Long, D. M. and D. T. Officer(1997),"The Relation Between Option Mispricing and Volume in the Black-Scholes Option Model", *The Journal of Financial Research*, Vol.20,1-12.
  16. Madan, Dilip B., Peter P. Carr and Eric C. Chang(1998),"The Variance Gamma Process and Option Pricing", *European Finance Review*, Vol.2, 79-105.
  17. Merton, R. C.(1976), "Option Pricing when Underlying Stock Returns are Discontinuous ", *Journal of Finance Economics*, Vol. 3, 125-144.
  18. Rubinstein, M. (1985), "Nonparametric Tests of Alternative Option Pricing Models Using All Reported Trades and Quotes on the 30 Most Active CBOE Option Classes Form August 23, 1976 through August 31, 1978", *Journal of Finance*, Vol.49,771-818
  19. Rubinstein, M. (1994), "Implied Binomial Tree", *Journal of Finance*, Vol. 49, 771-818.
  20. Stoll, H. R., and R. E. Whaley (1987), "Program trading and expiration-day effects", *Financial Analysts Journal*, Vol.43, 16-28.
  21. Schoutens, W.(2003), "Lévy processes in finance: pricing financial derivatives", WILEY, Belgium.
  22. Tompkins, R. G. (1997), *Measuring equity volatilities. In Equity Derivatives: Applications in Risk Management and Investment*, Donaldson, L., Risk Publications. London
  23. Zhang, Jin E. and Yi Xiang (2008), "The Implied Volatility Smirk", *Quantitative Finance*, Vol. 8, 263-284.

# 委外研究報告摘要

## 期貨交易之市場資料揭露 速度與關鍵因素研究

- ◆ 台灣大學教授
- 游張松
- ◆ 文化大學教授
- 張耀鴻

由於資訊科技及自動化科技的快速進展與普及化，交易所之交易已經從傳統的人工撮合轉為以電腦化撮合為主。電腦化、自動化的交易技術發展包括：Internet、FIX、DMA 連網之電子式下單，以及以程式計算與演算法技術下單交易等等。圖 1 顯示，採用 FIX 與 DMA 連網，(進而供投資者電子化)連網下單的比例正逐年增加。因此，傳統的電話下單方式，其下單量所佔的比例正逐年減少。電腦化、自動化的交易技術進展，促成交易量大幅成長，交易市場的蓬勃發展[2]。

電腦化交易積極運用資訊科技來發揮快速、精準的優勢，促成交易量的不斷成長。電腦化交易(尤其是演算法交易)，有賴於即時市場資量的取得為其執行與實施的先決條件，使得投資者對於 Market Data 產生即時取得資訊的需求。

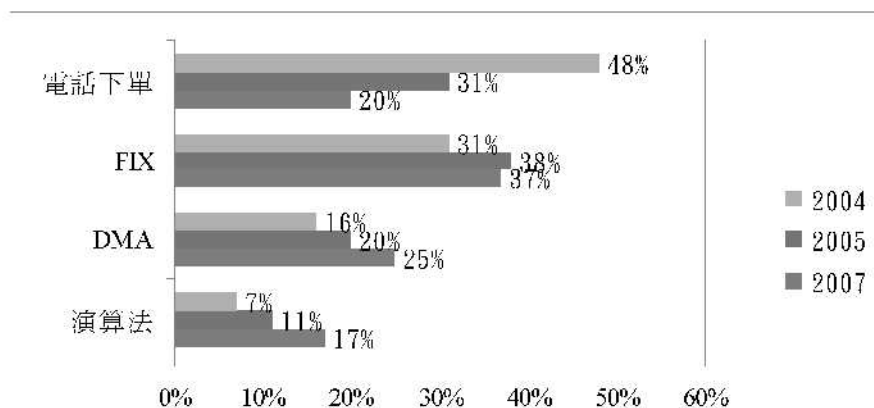


圖 1：期貨市場演算法交易技術及發展現況  
(Source: TABB Group[3])

電腦化交易是全球期貨市場發展的趨勢。電腦化交易(包括演算法交易)需要完整又具時效的交易市場行情資訊做為決策基礎。因此，市場行情資訊的取得，就成為未來充分發揮電腦化交易優勢的重要關鍵。

至於市場行情資訊的取得，原則上有兩種方式。方式之一為由期貨交易所公佈的市場資訊 (Market Data)接收獲得，另外一個方式為由投資人自己下的單的成交回報獲得。後者的資料多半可以在下單成交之時就立即獲得，因此，具有最快的時效性，然而只含有自己下單成功的回報資訊，缺乏市場資料的完整性。相對的，前者的市場資料就具有交易情報的完整性，是最主要的資料取得來源方式；然而，因為資料量龐大，而且處理費時，因此，資料取得時，往往與市場的實際發生時間有相當的時間落差。

成交回報的快速反應(相對地資料量少)，與市場資料的播送時間落差(資料完整而且數量龐大)，本來就是先天的資料特性，兩者之間的時效落差很難消除。然而，如果兩者之間的時效落差過大，就會產生投資者下單決策的困擾，進而對市場發展造成不利的影響。

目前(至 2008/12)，我國行情資訊的最佳五檔發佈頻率為每 1 秒鐘發佈一次。換言之，所獲得的市場行情資訊與真實的市場狀態，有 1 秒鐘的落差，而非即時狀態。另方面，我國市場資料 1 秒鐘的發佈落差與投資者的即時成交回報，兩者間造成市場行情資料的不一致性。如何加速提升我國市場資料的發佈頻率，同時降低其與成交回報資訊兩者間的不一致性、減少市場情報干擾，是本研究所要探討的問題。

## 壹、市場行情資訊揭露現況

期貨市場參與者在實際進行交易時會發現期交所提供之行情揭示速度大幅落後實際成交的速度，這時由於交易網路與行情揭示網路採獨立分流的架構。除兩者分屬不同的網路區段，傳送方式和頻率也大不相同。負責撮合委

託的交易系統以逐筆撮合方式進行，並於成功撮合買方和賣方的委託單後，立即將成交回報經由交易網路傳送給期貨商。而成交後新的價格，則借市場行情資訊系統(Market Information System)傳送給行情資訊廠商(Quote Vendors)，再由 QV 對市場使用者進行放送。

在通訊協定方面，目前期交所的交易網路採用速度較慢的 X.25 永久式虛擬電路(Permanent Virtual Circuit, PVC)傳送交易資訊[4]，而 MIS 資訊廠商多數採用速度較快的 512K TCP/IP 通訊協定來播送市場行情，因此盯盤者「感覺」市場行情與成交回報之時間差，平均約 0.5 至 1.5 秒左右。為了使資訊揭示更具效率與可靠性，因此有必要針對目前資訊揭示系統，提出改善的交易系統資訊傳輸方式與架構，以提昇行情揭示效能。

## 一、國內行情揭示現況

### (一)512K 行情揭示網路架構

期交所的行情揭示系統，於民國 93 年 1 月 1 日起依循國際標準組織(International Organization for Standardization, ISO)所提出的「網際網路協定」(Internet Protocol, IP)[5]，建置了符合國際標準的行情揭示分封交換網路(Packet Switching Network)，即所謂的 TCP/IP 協定。同時為了有效管理和分配網路頻寬，傳送頻寬上限設定為每秒 512,000 位元(512K bits per second, 簡稱 512K bps)的速率。

512K 揭示系統播放行情的方式，是採用戶數據包協定(User Datagram Protocol)向多用戶同時傳送(Multicast)技術[6]。特點是無需知道收資料的客戶端位址，但也因此並不能保證資料可送達網路的另一端。由於 UDP 可提供較好的傳輸效率，因此被廣泛的應用在許多交易，所的行情揭示等有效率的傳輸方式。

## (二)委託簿最佳五檔價量揭示

期貨、選擇權交易系統於盤中時段每秒傳送每個委託簿最佳五檔價量訊息，即每秒鐘內將各委託簿中有異動之各商品最佳五檔價量資料對外揭示一筆資料，期交所目前共有約 3200 個委託簿(包含每一個期貨商品及選擇權序列撮合標的)，但依目前交易量系統峰值最高情況每秒須傳送 200 筆委託簿最佳五檔資料。

成交價量揭示及委託簿最佳五檔價量揭示，每秒揭示之資料筆數主要取決於這兩種主要資料產生之數量，亦即每秒撮合委託筆數及每秒撮合後委託簿價量改變之個數(筆數)，目前兩者每秒可達三百餘筆，惟其筆數仍取決於委託筆數之多寡、價格之波動及委託對撮合標的分散廣度。

## 二、國外交易所行情揭示現況

我們以 NYSE Euronext.Liffe-LIFFE CONNECT[7]、OMX-CLICK XT[8]、CME-Globex[9]、Eurex[10]四家成交量及市場規模較大之交易所之交易系統進行比較，整理如下

表 1：國外交易所行情揭示現況  
(資料來源：[11])

| 系統名稱   | OM                                  | LIFFE Connect                          | Globex   | DBS  |
|--------|-------------------------------------|--|--|--|
| 使用之交易所 | OMX、韓國、香港、新加坡、澳大利亞                  | NYSE<br>Euronext.Liffe、<br>CBOT        | CME  | Eurex  |
| 行情揭示效能 | 每秒更新 750 次<br>可每天提供<br>2115 萬次的價格更新 | 可每天提供 2376<br>萬次的價格更新，為委託輸入<br>筆數的 4 倍 | 每天價格更新<br>1.期貨：2,000萬次<br>2.選擇權：4,000<br>萬次每天揭示<br>買賣資訊<br>1.期貨：1,400萬筆<br>2.選擇權：2,600<br>萬筆 | 委託簿揭示<br>1.期貨：每秒更新<br>125 筆，預估<br>2009 年可達<br>2,500 筆。<br>2.選擇權：每秒更<br>新 1,800 筆，<br>預估 2009 年可<br>達 10,000 筆。 |
| 即時資訊   | 是                                   | 是                                      | 是  | 是  |

| 系統名稱   | OM                         | LIFFE Connect           | Globex                                  | DBS   |
|--------|----------------------------|-------------------------|---|---|
| 回補機制   | 是                          | 是                       | 是                                       | 是   |
| 使用壓縮技術 | N/A                        | N/A                     | zlib                                    | zlib  |
| 傳輸內容   | 1.委託簿變動資訊<br>2.亦可傳送最佳幾檔價量。 | 1.盤前全委託簿<br>2.盤中傳委託簿變化量 | 每一撮合工作撮合後針對買賣最佳五檔有變化的部分揭示其價量，沒變動的部份不傳送。 | 1. CEF 揭示彙整後價量資訊。<br>2.CEF ultra 揭示未彙整之所有更新<br>3.CEF alpha 提供主要欄位給自動化交易使用 |

國外行情揭示系統特點可歸納如下：

- MIS 可提供較大頻寬之線路供資訊廠商使用。
- 揭示頻率很高，所傳輸之資料量非常龐大。
- 國外 MIS 設計有回補機制，可傳送要求交易所重送資料。
- 訊息傳送以 blocked 方式進行，較為節省網路使用頻寬。

## 貳、市場行情資訊揭露速度之關鍵因素

網路架構之好壞將會影響行情資料傳輸之速率與安全，本小節將就 TCP/IP 網路架構做一說明及分析。依資料顯示目前多數之交易所，現行即時行情廣播皆採用 IP Multicast 方式傳輸，如圖 2 所示。

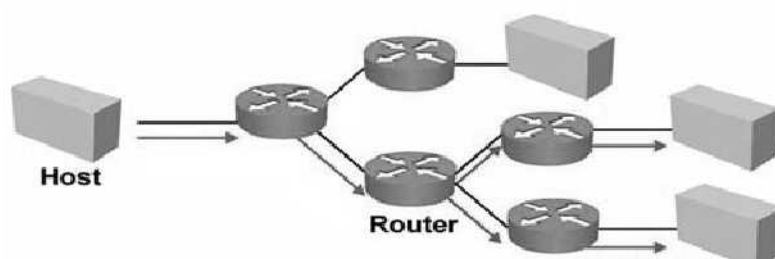


圖 2：IP Multicast 示意圖

(資料來源：[1])

就即時行情廣播網路架構而言，Multicast 的資料源於 Data Center 的廣播伺服器群組，透過 Router 分別傳送到群組內的用戶端。從來源端到接收端 Multicast 的路徑，有兩種不同的機制，分別為 Shortest-path trees (SPTs) 與 Shared Trees[1]。若採 SPT 機制，則所有 Multicast 資料傳輸服務，會選擇最短路徑以減少傳輸時間。而圖 3 的 Shared Trees 機制，則是以一部 Router 當作會合點 (Rendezvous Point, RP)，來建立傳輸路徑。資料會透過 RP 傳送給 Multicast 服務的接收端，此種機制的路徑運算效能負擔較 SPT 為輕。

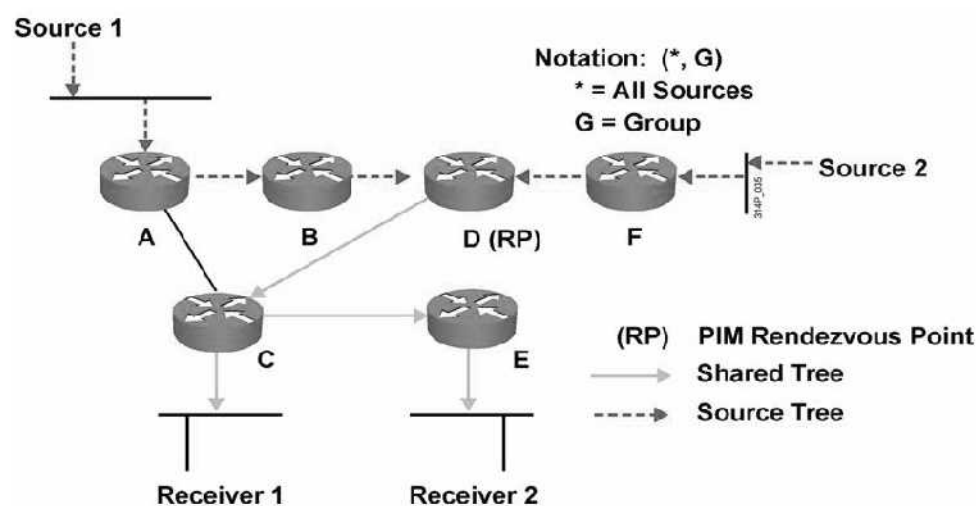


圖 3：Multicast 傳輸網路之 Shared trees 機制  
 (資料來源：[1])

國外之交易所，如 NASDAQ、NYSE-OPRA[12]、CME 等，大部份採取 Shared Trees 的機制，最大的好處是當有多個來源網路服務時，網路設備不需要計算多條最短傳輸路徑，可降低路由器的運算負擔。

#### 一、資料格式與更新策略

目前期貨市場盤中行情揭示訊息中，以「委託簿最佳五檔」佔用了大部份的頻寬。所謂「委託簿最佳五檔」，是指期交所於盤中傳送各商品最佳五個檔次的委託與報價，目前更新策略是每隔一秒鐘，將撮合主機中委託簿中量

價有異動的商品之最佳五檔，透過行情揭示網路傳送出去。

期交所最佳五檔行情揭示訊息格式，是沿用台灣證券交易所所制定的 TMP 協定 (TSEC Message Protocol)，以 Pack BCD 碼方式送出，每筆訊息大小為 156 位元組。由於期交所撮合主機採取逐筆撮合方式，因此當 MIS 以每秒採樣方式揭示一次行情變動，實際上在撮合主機中已進行了多次的變動。

要改善行情揭示的價格與當時市場行情徧離的情形，可從兩方面著手；其一，可將原 Pack BCD 資料格式壓縮後再送出，除了可以節省網路頻寬，亦減少資訊落後的時間。其次是修訂最佳五檔的訊息內容，減小或去除多餘的欄位。例如商品代號本身就佔據了 20 個位元組，若能有效利用商品代號，20 個位元組最多可表示  $1.46 \times 10^{48}$  種不同的商品，而期交所目前所有商品加選擇權序列約 3200 種，以 1.5 個位元組即可表示，僅需原先欄位的 1/13。

## 二、網路傳輸協定

如前所述，雖然一般我們通稱 512K 頻寬的行情揭示網路為 512K TCP/IP 網路，然而真正的傳送方式卻是以 UDP Multicast，以達到同時以一對多揭示，但無法保證送達訊息接方，以致難以避免漏封包的情況。

改善方法除前述改以即時傳送傳送變動量和資料壓縮的技術外，可以 Reliable Multicast[13]通訊協定來取代現有的 UDP Multicast。由於即時傳送變動量僅需委託簿中一檔的量價資訊，相對於現行每間隔一秒方式傳送最佳買、賣各五檔的方式，理論上可減少每筆訊息本身(Message Body)的大小至原來 1/10。

Reliable Multicast 封包的大小，取決於實際應用程式，但以不超過網路硬體所能負荷的最大傳輸單位(Maximum Transmission Unit, MTU)為原則。交易所在傳送即時行情更新時，可將 40 至 50 筆資料放在同一個訊息中一起傳送，以便充份利用有限的頻寬。

### 三、網路頻寬

我國期貨市場的行情資訊揭示網路，目前最大頻寬為 512Kbps(即 524288 bps)，假設僅傳送「委託簿最佳五檔」資訊，每筆資料大小為 156 bytes(1248bits)，最多每秒可傳送  $524288 \div 1248 = 420$  個委託簿的最佳五檔，而目前期交所商品和選擇權序列加起來總共有 3,200 個委託簿，若要利用頻寬 512K 的網路全數傳送完畢約需 7.6 秒，為了保護網路不造成壅塞，勢必要捨棄部分封包，由於 512K 行情並未設計回補機制，而漏掉封包的商品，必須等到下次再度傳送最佳五檔時才能接收到最新的資料。

期貨市場開盤時間為每天早上 8 點 45 分，但實際上自 8 點 30 分起期貨商即可陸續輸入委託單，並傳送至交易所的主機。在 8 點 30 分至 8 點 45 分這 15 分鐘的時間內，各商品委託簿中最佳 5 檔已持續發生變化，而行情揭示系統卻未將此資訊傳送給期貨商或資訊廠商。

要解決以上情況，最直接的方法就是提昇行情揭示網路的頻寬。以目前商品和選擇權契約總數的資料量若頻寬能升級到 3.8Mbps 以上即可改善開盤漏封包的情況。

## 參、市場行情資訊揭露速度之瓶頸分析與改善方案

根據前節的分析得知，市場行情資訊揭露與成交回報之間的時間落差，所造成交易人的市場交易資訊混淆，其實是一個牽連廣泛的整體規畫問題，因此，解決方法也非常複雜。本章節以期貨市場的網路系統架構及其交易作業資訊流程的分析為基礎，提出系統化的改善方案。

### 一、期貨市場之網路系統及交易資訊流程分析

本章節首先對期貨市場的網路系統架構及其交易資訊流程做說明，然後推導其市場行情資訊揭露系統之瓶頸分析。期貨市場的網路系統架構及其運作流程如圖 4 所示。

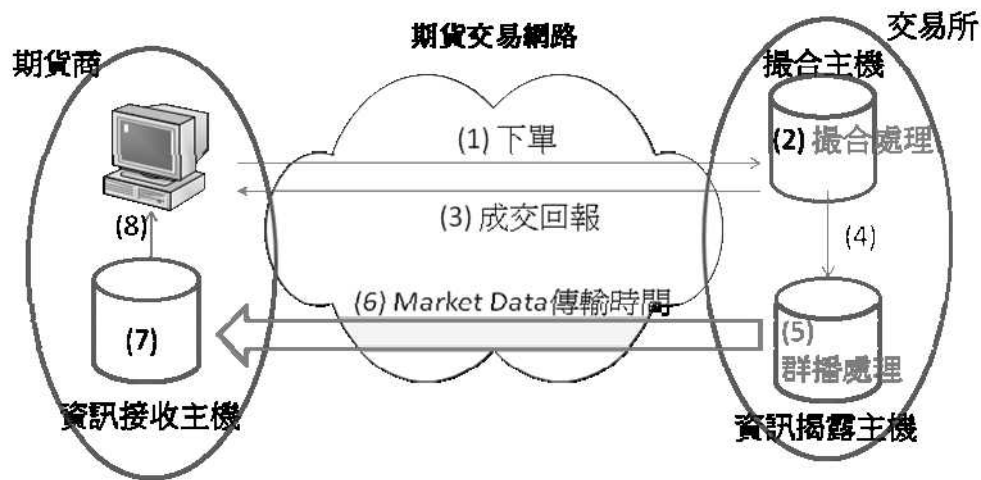


圖 4：期貨市場的網路系統及其交易資訊流程

圖 4 中，期貨商透過期貨交易網路，連結至交易所。在期貨商端，主要的設備為資訊接收主機及交易人終端機。在交易所端，主要設備為撮合主機及資訊揭露主機。期貨交易網路部分，則有下單／成交回報以及市場行情資訊群播兩個主要傳輸通道。

## 二、市場行情資訊揭露系統之瓶頸分析

現行的市場行情資訊揭露現況為：

- 市場行情資訊揭露群播時間( $\alpha$ )方面：以最佳 5 筆之資訊揭露為例，由於歷史因素的原因，早期為每 30 秒群播一次，目前已經提升群播頻率到每 1 秒群播一次。
- 成交回報時間( $\gamma$ )方面：目前採用逐筆撮合方式進行撮合，交易成功則立即回報。目前的處理能量為每秒 7 筆，也就是說，每筆的處理時間為 140 ms。

從資訊落差的觀點核算，資訊落差的最大值為  $\Delta = \alpha - \gamma = 1000 - 140 \text{ ms} = 860 \text{ ms}$ 。其平均值為  $430 \text{ ms}$ ，也就是  $0.43 \text{ 秒}$ ，還有很大的改進空間。

在期貨交易網路方面，目前的下單與成交回報是 X.25 傳輸通道，現在正在進行提升為 TCP/IP 的升級作業之中，其傳輸時間以符號  $\lambda$  為代號。至於市場行情資訊揭露的群播則採用 512 K 的 UDP 群播通路，其傳輸時間以符號  $\beta$  為代號。

加註  $\alpha, \beta, \gamma, \lambda$  符號以及說明的期貨市場的網路系統，如圖 5 所示。

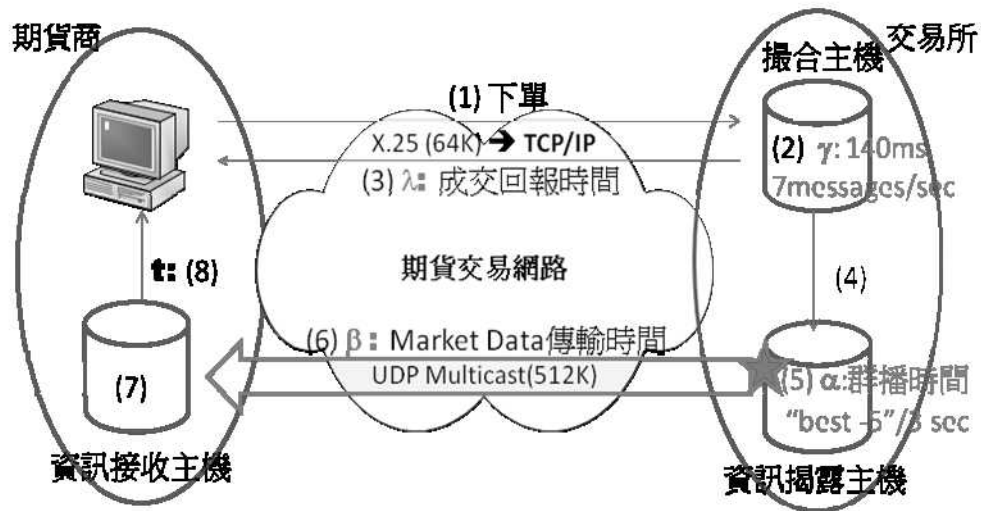


圖 5：期貨市場之系統瓶頸現況分析

期貨市場的網路系統圖中，有可能成為行情資訊傳遞瓶頸的可能項目如下：

- 網路系統架構(Infrastructure)及其連網組態 (如主機放置位置)
- 資料傳輸協定與頻寬：
  - 網路傳輸協定 (如, X.25, TCP/IP, FIX, ...)
  - 網路頻寬 (如, 64~1544 Kbps, 10~100Mbps, 1Gbps, ...)
- 資料源、資料格式：
  - 期貨下單、刪單、成交回報資料
  - 期貨交易市場揭露資料之資料格式規劃(complete or

“change-only” data, compression or not) 與傳輸模式設計

(Broadcasting time interval, data recovery)

• 主機處理作業及其資料處理能力：

- － 期交所撮合主機、資料揭露主機之處理作業與速度
- － 期貨商資料接收主機、終端機之處理作業與速度

依作業實況資料分析，我們可以知道：行情資訊傳遞在期貨市場網路系統中的瓶頸為“群播時間  $\alpha$ ”。分析如下：

1. 市場行情資訊獲取時間:  $T$

$$T = \text{Max}(\alpha, \beta)$$

where

$\alpha$ : 市場行情資訊揭露群播時間 (3 sec)

$$= \text{“Message-length”} / \text{“processing-speed”} + \text{“buffer-time”} = L/S + b$$

$\beta$ : 市場行情資訊揭露在網路上的傳輸時間

$$= \text{“Message-length”} / \text{“transmission-speed”}$$

因為  $\alpha < \beta$  將造成資料 overflow，所以， $\alpha > \beta$ 。因此，

$$T = \text{Max}(\alpha, \beta) = \alpha = 1 \text{ sec}$$

2. 成交回報時間  $\tau$ :

$$\tau = \text{Max}(\gamma, \lambda)$$

$\gamma$ : 撮合時間, 140ms, 2008

$\lambda$ : 撮合成交回報時間

$$= \text{“Message-length”} / \text{“transmission-speed”}$$

因為  $\gamma < \lambda$  將造成資料 overflow，所以， $\gamma > \lambda$ 。因此，

$$\tau = \text{Max}(\gamma, \lambda) = \gamma = 140 \text{ ms}$$

### 3. 資訊時間落差 $\Delta = (T - \tau) = 860 \text{ ms} = 0.86 \text{ 秒}$

由以上分析，我們得到期貨市場網路系統中的五個瓶頸特性，分述如下：

- (1)  $\alpha$  (市場行情資訊揭露群播時間) 必須大於  $\beta$  (市場行情資訊揭露在網路上的傳輸時間)，以避免市場資料在期貨市場網路系統中傳遞時的壅塞或失落。換言之， $\alpha \geq \beta$  是系統運作穩定順暢的先決條件。
- (2)  $\gamma$  (撮合時間) 必須大於  $\lambda$  (撮合成交回報時間)，以避免成交回報資料在期貨網路系統中傳遞時的壅塞或失落。換言之， $\gamma \geq \lambda$  是系統運作穩定順暢的先決條件。
- (3) 對於期貨市場而言，每筆成交引發的“市場行情揭露資訊量”遠大於“期貨交易潮交回報資料量”。因此， $\alpha$  (市場行情資訊揭露群播時間) 一般都遠大於  $\gamma$  (期貨交易撮合時間)，即  $\alpha \geq \gamma$ 。
- (4) 當系統運作穩定順暢的時候，期貨市場網路系統瓶頸的大小順序是  $\alpha \geq \beta$  以及  $\alpha \geq \gamma \geq \lambda$ 。換言之，這是整體系統穩定要件，也是消除瓶頸時的優先性順序，值得做為系統擘畫者做為系統發展的參考。
- (5) 資訊時間落差  $\Delta = (T - \tau) = \text{Max}(\alpha, \beta) - \text{Max}(\lambda, \gamma)$ 。當系統運作穩定順暢的時候， $\Delta = \alpha - \gamma$ 。

### 三、主要改善方案分析

#### (一)改善方案 1: 現況下的成交回報與市場行情同步方案

圖 6 是現有期貨市場網路系統交易處理流程與系統瓶頸的說明圖。

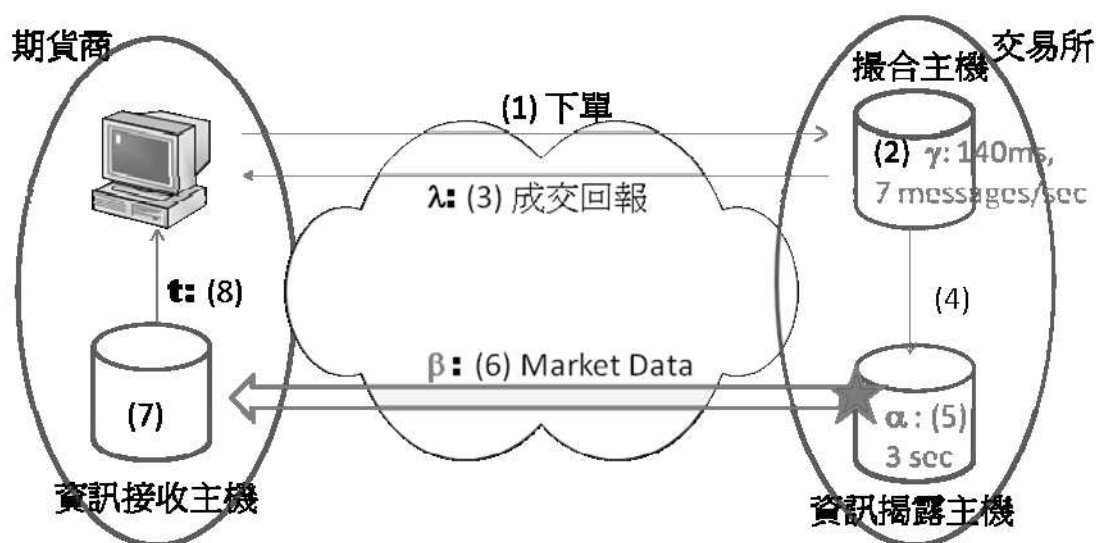


圖 6：期貨市場網路系統之交易處理流程與系統瓶頸

在不更改系統整體架構的現況下，要改善資訊時間落差 $\Delta = \alpha - \gamma$ ，就是要儘量降低 $\alpha$ 。另外，當無法降低 $\alpha$ 的群播處理時間的時候，也可以是增長 $\gamma$ 的交易撮合處理時間。於是，我們可以採用的改善策略如下：

- [降低 $\alpha$ 的策略]：降低 $\alpha$ 就是加快資訊揭露主機的資訊處理速度，其方法有：

(1) 減少 $\alpha$ 的閒置時間：如前所述， $\alpha \geq \beta$ 是確保期貨市場網路系統穩定與順暢運轉的必要條件。 $\delta = \alpha - \beta$ 就是所謂的系統閒置時間。

換言之，系統閒置時間 $\delta = \alpha - \beta > 0$ 就是確保系統穩定與順暢運轉的緩衝空間。當 $\delta$ 越大，就表示系統運作越具有因應彈性，也浪費越多資源。當 $\delta$ 越小，就表示資源越充分運用，系統運作因應彈性就越小。因此，為了維持系統穩定與順暢運轉，必須留有相當的 $\delta$ 當資源調度之用。

- (a) 當成交頻度下降的時候，市場行情揭示的資料量就會顯著減少，這時，大幅降低 $\delta$ ，就可以讓投資人立即感受到市場行情揭示加快的效果。若有可能，直接降低 $\alpha$ 值的系統閒置時間，馬上就可以收到立竿見影的效果。
- (b) 當市場非常熱絡、成交頻度大幅上升的時候，市場行情揭示的資料量就會顯著增加，這時，就可以增加系統閒置時間 $\delta$ ，避免群播資料流量過大的網路壅塞或者系統當機。
- (c) 系統閒置時間 $\delta$ 的調度，是適度調節市場網路系統穩定/順暢運轉又兼顧資源運用率的有效手段。系統擘劃者應該可以隨時檢驗系統閒置時間 $\delta$ 的餘裕時差適度性，於必要時做適度的調整。

**(2) 資料量縮減：**就是利用資料處理的軟體方式將資料量縮減，例如，資料壓縮、資料精簡、只傳送"更新"的資料部分等等，這些只牽涉到資料管理與資料處理的軟體設計。這個方法的好處是不需添購硬體設備或處理更快的新軟體，困難點是：這些工作的難度相當高，必須要找到相當好的資料管理與設計人才才能實施。

這種解決方式不只能夠降低揭露資訊的處理時間，也同時能降低揭露資訊的網路傳輸時間。因此，也都能自動保持 $\alpha \geq \beta$ ，維持系統的穩定與順暢運轉。

**(3)硬體/軟體升級：**就是利用軟硬體升級方式將處理資料的速度提升，這種解決方式雖然降低了揭露資訊的處理時間，但並沒有降低揭露資訊的網路傳輸時間。為了維護 $\alpha \geq \beta$ 的系統穩定與順暢運轉要件，因此，軟硬體升級策略的極限是以 $\delta = \alpha - \beta$ 的時間縮減為限，換句話說， $\alpha$ 降低的極限是 $\alpha = \beta$ 。萬一 $\alpha < \beta$ ，就會引發資料傳輸壅塞、資料遺失等等的系統不穩定、甚至當機。這種花錢又闖禍的情況一般都不會發生，卻也是絕對要避免。

**(4)網路升級：**網路升級的方法包括相同網路通訊協定之下的傳輸速度提升。其效益是降低 $\beta$ 值，縮短揭露資訊的網路傳輸時間。然而， $\beta$ 降低之後，讓 $\delta = \alpha - \beta$ 加大，間接地，就讓上述的軟硬體升級方式具有更大的發揮空間。因為系統的穩定與順暢運作要件是 $\alpha \geq \beta$ 以及 $\alpha \geq \gamma \geq \lambda$ ，如果能夠讓 $\beta$ 一直降低到 $\gamma \geq \beta$ ，那麼 $\alpha$ 的降低下限就可以是 $\gamma$ ，甚至達到 $\alpha = \gamma$ 的資訊時間零落差境界。

**(5)硬體/軟體升級+網路升級：**就是同時進行硬體/軟體升級與網路升級。進行硬體/軟體升級的時候，同時著手網路升級的目的是確保 $\alpha \geq \beta$ 成立，也就是要確保系統的穩定與順暢運作。

● [延長 $\gamma$ 的策略]：

延長 $\gamma$ 的目的就是要降低資訊時間落差 $\Delta = \alpha - \gamma$ ，讓交易人接收到的成交回報與市場行情資訊儘量同步。延長 $\gamma$ 的策略是最簡單有效用來降低資訊時間落差 $\Delta$ 的方法。圖 7 是延長 $\gamma$ 策略的一種方式。

圖 7 中，撮合成交的成交回報，本來應該在撮合成功之後立即被釋出。若該成交回報被壓抑，直到資訊揭露主機要群播該交易相關的市場資訊時，才將該成交回報送出。那麼該交易的撮合處理時間就由原來的數值加長到與

市場資訊揭露相等的時間，也就是  $\alpha=\gamma$ 。從交易人的觀點而言，就達到成交回報與市場資訊揭露零時差的效果了。

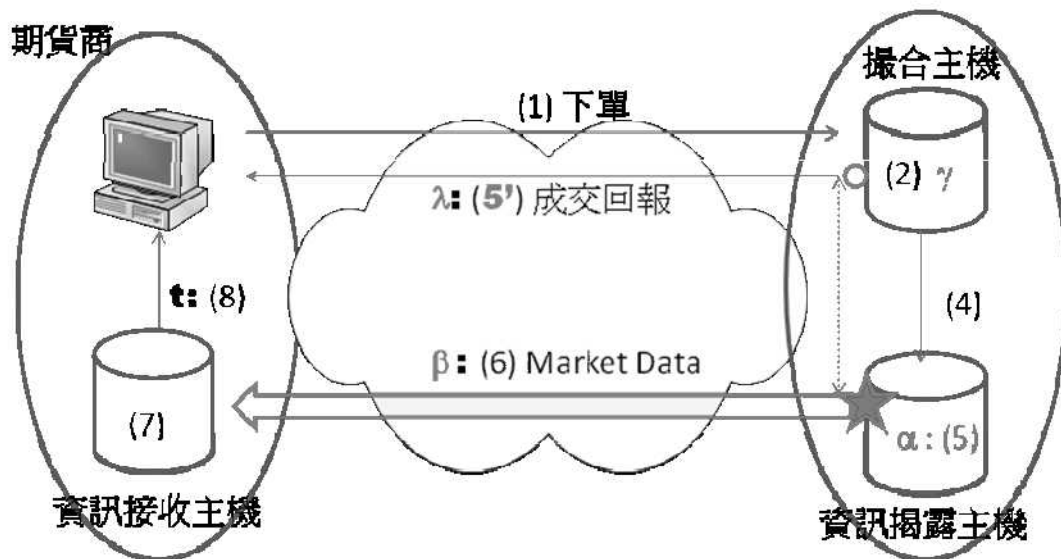


圖 7：延長  $\gamma$  策略示意圖

延長  $\gamma$  的策略有其正面的意義，也就是所有人都是同時拿到相同的市場行情資料，也就是具有市場的公平性。但其負面的意義是：具有工具與資金優勢的投資人，本來可以運用自己領先得到的成交回報進行優勢的交易分析，現在，這個優勢就被取消了。

本節的改善策略，一樣可以運用在下節的 Co-location 連網組態市場結構之中。

## (二) 改善方案 2: Co-location

所謂 Co-location 就是期貨商把下單主機及資訊接收主機一併移到交易所主機所在機房的作法，如圖 8 所示。交易所的機房除了放置自己的撮合主機及資訊揭露主機之外，還提供機房為位置給期貨商放置其下單與資訊接收主機[14]。

共同機房內的網路連線，最起碼的連網速度都可以達到 1Gbps 以上。在

共同共用的機房內擺設主機，利用高速(光纖)網路線相連，市場行情資料的傳送時間 $\beta$ ，就變得極為短暫，讓資訊揭露群播時間 $\alpha$ 大幅降低。大幅降低的 $\alpha, \beta$ , 及 $\alpha > \beta$ ，就可以大幅降低 $\alpha$ 與 $\gamma$ 的時效落差 $\Delta = \alpha - \gamma$ 。整體的效果是，極為快速的市場行情揭露速度提供了完整的市場交易資訊，極為快速的撮合系統就可以支持市場大幅成長的交易撮合所需。

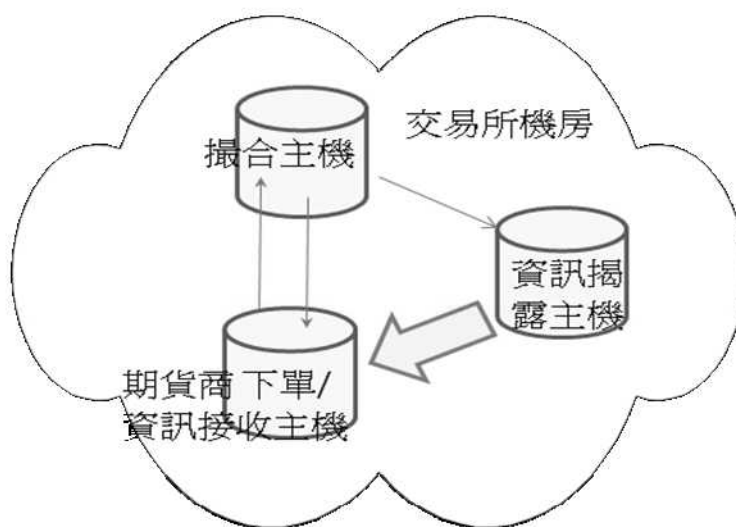


圖 8：期貨市場的 Co-location

Co-location 是一個極其普遍的做法，也充分顯示了期貨市場競速優勢的發展趨勢。在 Co-location 的連網組態之下，其下單交易及市場行情揭露流程如圖 9 所示：

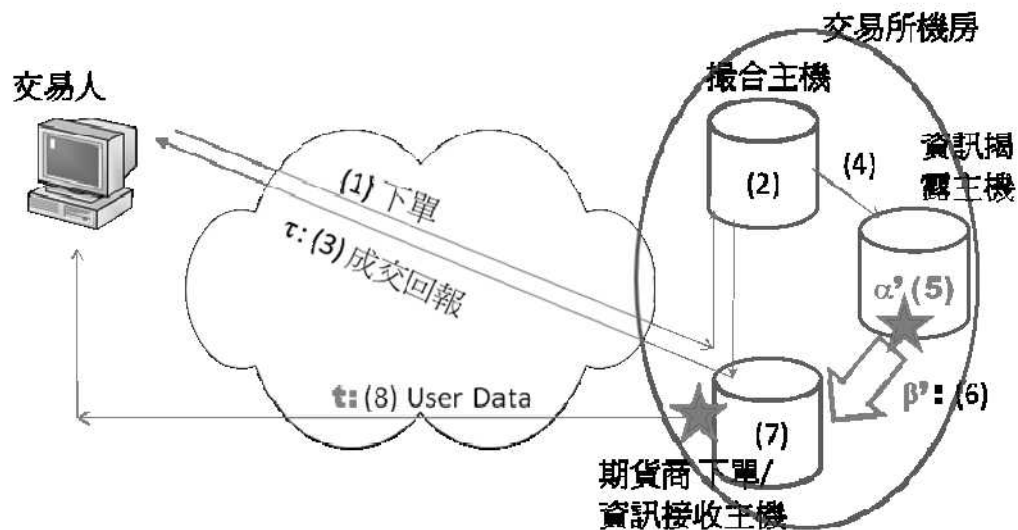


圖 9：期貨市場網路系統 Co-location 及其交易流程

圖中，(1)交易人從網路上遠端經由其期貨商下單主機對交易所撮合主機下單。(2)該單若經撮合成功，則(3)該成交回報立即經由期貨商主機轉給交易人。同時，(4)該交易資料立即傳送給資訊揭露主機，(5)由資訊揭露主機進行相關的市場行情資訊處理，(6)再經由 co-location 的高速網路將市場行情資訊快速地傳給期貨商的資訊接收主機。(7)期貨商的資訊接收主機對該市場情報進行處理，(8)然後再傳送給交易人。

● [Co-location 的組態效益]

**(1) Co-location 與市場流動性：**在 Co-location 的連網組態之下，上述

的交易流程 (2), (4-7) 都在高速連網之下完成，所有的資料處理以及網路傳送時間都極為短暫，可為市場創造極高的流動性。

**(2) Co-location 對交易所及期貨商的直接效益：**相對於前面的改善

策略而言，Co-location 算是徹徹底底的網路升級策略。徹徹底底的網路升級，不只快速降低資料在網路上的傳輸時間 $\beta$ ；更可以讓交易所及期貨商免去尋找資料管理與設計人才的困境，並大幅降低市場行情資訊揭露的群播與取得時間 $\alpha$ 。

**(3) Co-location 的新瓶頸：**相對而言，交易流程步驟 (1)、(3) 及 (8)

則是在相對極為低速的連網上面傳遞，就成為系統瓶頸消除之

後的新瓶頸了。由於市場行情資訊揭露的資訊量遠大於其下單及成交回報的資料量，所以，整體系統的最主要新瓶頸就是第(8)項的交易人資料傳遞時間了。

**(4) Co-location 對期貨商的新優勢：**Co-location 需要將期貨商的下單主機與資訊接收主機集中放置在交易所的共同機房，於是就有了經濟規模的效益。換言之，可以經由交易所、或者期貨公會、或者期貨商聯盟共同與網路服務提供商(ISP)洽談最具共同利益的 Co-location 大兩折扣及互惠模式，加速推動期貨市場的發展。

#### 四、局部改善方案剖析

以上所描述的是期貨市場網路系統服務提升的整體性、系統化的思考模式及解決方案，可以做為系統發展與升級的參考。當然也可以做為一般服務系統的變革分析之用。例如，實務上，常常因為經費的不足或者人才的不足而無法進行全面考量的整體性改善，於是會有局部性的系統升級與變革發生。這種情況之下，上述的分析模式仍然適用。

本節以現行網路架構為基礎，剖析局部改善的可能做法，並且分析其利弊，做為決策的參考。本節提出兩種局部改善的做法供作參考，包括(1)交易所端：提升交易網路速度之時差分析，與(2)期貨商端：提升交易網路速度並採用演算法技術之時差分析，分述如下。

**(一) 提升交易網路速度之時差分析：**以現有的期貨交易網路由 X.25 (64 Kbps) 提升為 TCP/IP (256 Kbps) 為例。理論上，交易網路的傳輸速度提升為 4 倍，於是成交回報的傳輸時間  $\lambda$  應該可以降為  $1/4$ ，即  $\lambda' = \lambda/4$ 。於是，下列各案是可能發生的情境：

(1)  $\alpha, \beta, \gamma$  仍舊維持不變：這種情況之下，資訊時間落差  $\Delta = \alpha - \gamma$  仍舊保持不變，因此，並沒有實質效益產生。

(2) $\alpha, \beta$  不變，但是撮合主機的撮合速度也同時提升 4 倍：這種情況之

下，交易撮合時間  $\gamma$  降為  $1/4$ ，即  $\gamma' = \gamma/4$ 。因此，

原來的資訊時間落差  $\Delta = \alpha - \gamma = 1000 - 140 \text{ ms} = 860 \text{ ms}$

新的資訊時間落差  $\Delta' = \alpha - \gamma' = 1000 - 140/4 \text{ ms} = 965 \text{ ms}$

換言之，交易網路提升以及撮合主機加快之後，反而造成資訊時間落差的擴大。這可不是系統升級之後想要看到的現象。

(3)其他的情況：可能組合極多，同樣的分析方法仍可適用，不再贅述。

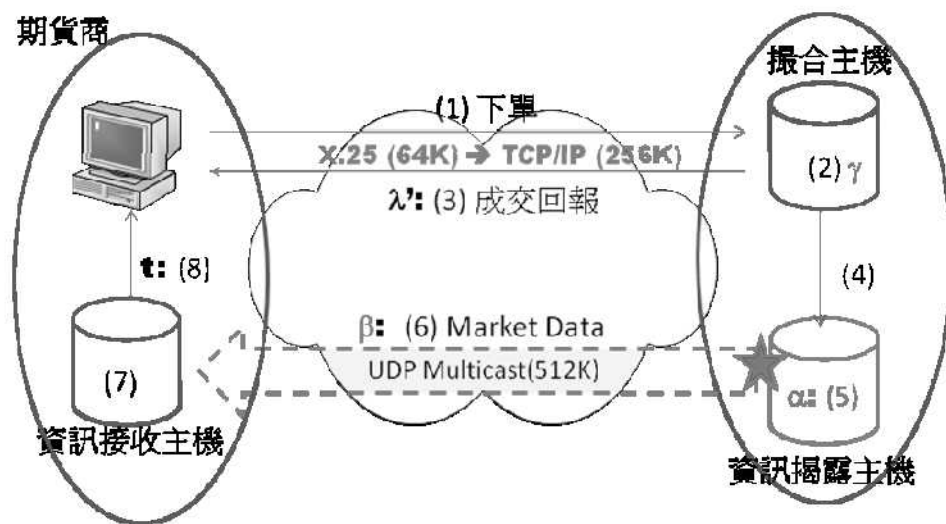


圖 10：交易網路 X.25 (64 Kbps) → TCP/IP (256 Kbps)

(二)提升交易網路速度並採用演算法技術之時差分析：以 X.25 (64 Kbps) → TCP/IP (512 Kbps)，撮合主機速度葉提升 8 倍，並且交易人採用演算法交易製作關鍵市場行情表為例。

本研擬個案的說明如圖 10 所示。圖中，交易網路已經提升 8 倍，

撮合主機速度也提升 8 倍。所以， $\gamma' = \gamma/8, \lambda' = \lambda/8$ 。因此，

原來的資訊時間落差  $\Delta = \alpha - \gamma = 1000 - 140 \text{ ms} = 860 \text{ ms}$

新的資訊時間落差  $\Delta' = \alpha - \gamma' = 1000 - 140/8 \text{ ms} = 982 \text{ ms}$

也就是說，新產生的資訊時間落差更大，因此，交易人可以利用演算法建立自己的關鍵市場行情表，做為快速分析的決策基礎，如圖 11 所示。

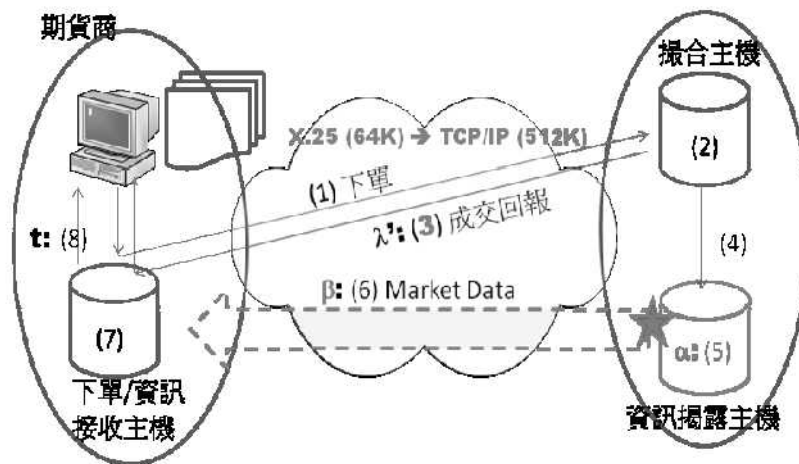


圖 11：期貨商採用演算法交易製作關鍵市場行情表

這一個剖析個案說明了：當市場的行情資訊揭露比成交回報遠遠落後之時，就給演算法交易人一個相對的競爭優勢。

#### 肆、成果分析與改善建議

綜和前面各節的分析，我們得到下列重要結論：

- 交易速度與市場流動性：越快的撮合方式越能創造交易市場的流動性。交易速度是市場流動性最根本的基礎，越快速的交易市場越具有競爭力，也是全球各交易所積極追尋的目標。例如，即時(real time)撮合就是最快速的交易方式之一。
- 時間落差與市場公平性：市場資訊揭露與成交回報之間的時間落差( $\Delta = t - \tau$ )，讓(演算法)交易(法)人有更多機會利用資訊科技創造資訊不對稱的優勢與不公平性，值得考量。

綜和前面各節的分析，我們得出下列的分析成果以及改善建議。

##### 一、成果分析

根據期貨市場網路系統之架構分析，其組成的主要模組可依區分為

四大項目，分述如下。其中前兩項的處理時間，決定了交易市場的整體表現，是調整系統整體表現的關鍵因素；而第三項的網路組態與通訊協定則是影響整體表現的基礎平台。

#### 1. 期交所撮合主機、資料揭露主機

撮合主機的任務是接單及撮合，並且對成交之交易個別做成交回報。接單及撮合處理時間以  $\gamma$  為代表變數。資料揭露主機則以群播的方式將整體市場的交易行情做公佈，其群播公佈的處理時間以  $\alpha$  為代表變數。

#### 2. 網路傳輸及其頻寬

市場行情資料及交易的成交回報都是透過網路傳達給期貨商及交易人。其處理時間分別以  $\beta$  及  $\lambda$  為代表變數。

#### 3. 網路組態與通訊協定

網路組態指的是主機與網路基礎建設的配置組合，而，通訊協定則是主機以及網路設備據以處理資訊的格式與法則。直言之，網路組態與通訊協定是直接決定前述  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\lambda$  表現良好與否的平台與格局。

#### 4. 期貨商資料接收主機、終端機

終端機是交易人用以下單、接收成交回報、接收市場資料以及判斷、決策的工具。期貨商資料接收主機則是接收來自交易所市場資料再轉發給期貨商所屬客戶的轉發主機。

本計畫的主要研究重心是探討市場行情揭露的取得時間( $T$ ) 與成交回報的取得時間( $t$ )，兩者之間時間落差 $\Delta = T - t$ 的成因，進而尋求解決之道。根據前揭的系統瓶頸分析，我們得到  $T = \max(\alpha, \beta)$  與  $t = \max(\gamma, \lambda)$ 。

於是，我們得到期貨市場網路系統運轉理論的分析成果如下：

1. 系統的穩定與順暢運作要件是  $\alpha \geq \beta$  以及  $\alpha \geq \gamma \geq \lambda$

2.  $T = \max(\alpha, \beta) = \alpha$  與  $t = \max(\gamma, \lambda) = \gamma$
3. 資訊時間落差  $\Delta = T - t = \alpha - \gamma$ 。換句話說， $\alpha$  與  $\gamma$  以及兩間的時間落差就是造成市場交易行情雜訊的原因。
4. 消除資訊時間落差  $\Delta = \alpha - \gamma$  的可行方案，包括：
  - (1). 延長  $\gamma$  (即對  $\gamma$  做壓抑發佈)
  - (2). 降低  $\delta = \alpha - \beta$  (即降低  $\alpha$  的閒置時間)
  - (3). 降低  $\alpha$  的處理時間

## 二、改善建議

以前述的理論為根據，我們提出下列運用在實務上的改善建議：

### 1. 短期可行方案

- (1). 欲快速達成  $(T, t)$  同步，最簡單的方法是延長  $t$ ：亦即，將成交回報壓抑發佈，一直等到資料揭露主機要群播揭露市場行情資訊的時候，才同時發佈相關的成交回報。
- (2). 降低  $\alpha$  的閒置時間  $(\delta = \alpha - \beta)$ ：亦即，只要不會造成行情揭露網路壅塞，就儘量提升資料揭露主機的群播頻率，例如，由原來的每 3 秒鐘一播增頻為每 1 秒鐘一播。

### 2. 中期可行方案

- (1). 提升網路頻寬與傳輸速度，並且同時縮短市場行情資訊揭露的頻率時間：例如，將 X.25 升級為 TCP/IP，或者將現有的 512Mbps 頻寬提升為 10Mbps，則網路傳輸速度提升為 20 倍(亦即網路傳輸時間  $\beta$  降為  $1/20$ )，就可以將市場行情資訊揭露的時間  $\alpha$  由 1 秒縮短成 0.15 秒。
- (2). 經費許可之時，提升期交所撮合主機、資料揭露主機之處理作業與速度，降低主機處理的時間  $(\alpha, \gamma)$ 。如果兩者各提升速度

為 4 倍，則既有的資訊時間落差 $\Delta = \alpha - \gamma$ 就可以降低為 1/4。

### 3. 長期可行方案

- (1). 進行產業的網路組態升級：如 Co-location 就是消除瓶頸最快的方法之一，而且可以快速增加整體市場的全球競爭力。
- (2). 最佳化資料傳輸之資料格式與傳輸模式設計，(如：資料壓縮、資料精簡、“change-only” update)，以減少每一筆的傳輸資料量。

參考資料

1. CISCO, *Internetworking Technology Handbook*. CISCO Press, 2008.
2. 游張松 and 張耀鴻, 演算法交易技術對於我國期貨市場參與者及交易所影響評估之研究. 台灣期貨交易所委託研究, 2008.
3. Group, T., *Tabb Group Institutional Equity Trading 2005*. 2006.
4. ITU-T, *ITU-T Recommendation X.25*. International Telecommunication Union, 1996.
5. ISO, *ISO 8648:1988 Information processing systems -- Open Systems Interconnection -- Internal organization of the Network Layer*. International Organization for Standardization, 1988.
6. Fenner, W., *Internet Group Management Protocol, Version 2*. Xerox PARC, 1997.
7. Euronext, <http://www.euronext.com/editorial/wide/editorial-3767-EN.html>.
8. NASDAQ-OMX, <http://www.nasdaqomxnordic.com/>.
9. CME, C.M.E., <http://www.cme.com/>.
10. Eurex, <http://www.eurexchange.com/index.html>.
11. 游張松 and 期交所資訊部, 我國期貨交易委託及行情揭示應用狀況及未來發展之研究報告. 台灣期貨交易所, 2008/5.
12. NYSE, <http://www.opradata.com/>. Options Price Reporting Authority.
13. Miller, C.K., *Multicast Networking and Applications*. 1998: Addison Wesley Longman, Inc.
14. 游張松, 譚修齊, and 張耀鴻, 提供期貨業者前、後台資訊系統之可行性分析. 臺灣期貨交易所, 2008.