

臺指選擇權、臺指期貨與臺股指數關聯性之研究

徐子光

中華大學國際貿易學系系主任

陳漢津與賴玉菁

中華大學經營管理研究所研究生

摘要

臺指選擇權於 2001 年 12 月 24 日上市交易至今，將近二年的時間。交易量也隨著投資人的熱絡參與，不斷的增加。本研究選取成交量相對較大後之資料，自 2002 年 5 月 16 日至 2003 年 5 月 21 日止，一整年為研究期間，計 12 個交易契約，共 242 筆日資料做為研究樣本。同時，本研究以 Granger 因果關係檢定和 VAR 向量自我迴歸分析法，探討臺指選擇權、臺指期貨與臺股指數兩變數間或三者間報酬率之領先-落後關係。本研究獲得以下實證結果：

- 1、研究期間，所有變數的平均報酬皆為負值，即投資人的平均獲利是負數。
- 2、臺股指數和臺指期貨呈正向關係；臺股指數和臺指期貨與臺指選擇權買權呈正向關係；臺股指數和臺指期貨與臺指選擇權賣權呈反向關係。
- 3、所有變數報酬率，皆在同一整合級次 $I(0)$ ，而且報酬率間皆存在長期均衡關係。
- 4、不論以 Granger 因果分析或 VAR 分析，發現臺股指數領先臺指期貨、臺股指數領先臺指價內賣權和臺指價外賣權；臺指期貨領先臺指價內賣權。

關鍵詞：因果關係，向量自我迴歸分析，衍生性金融商品

A Study of the Relationship of Taiwan Stock Index Options、Taiwan Stock Index Futures and Taiwan Stock Index

Tzu-Kuang Hsu*, Han-Chin Chen, Yu-Ching Lai****

*Department of International Trade and **Institute of Business Administration,
Chung Hua University

Abstract

Taiwan Future Exchange starts to issue TAIFEX-Options contracts on Dec. 24, 2001, which are traded in Taiwan for about two years. Since May 2002, the total trading volume has remarkably increased. Therefore, the research period covers from May.16, 2002 to May.21, 2003. In this research, we use Granger and VAR tests to study the lead-lag relationship among spot, futures and options. The major empirical results show as follows:

1. During the research period, the average return of variables is negative.
2. Taiwan Stock Index has a positive relation with Taiwan Stock Index Futures; Taiwan Stock Index has a positive relation with Taiwan Stock Index Futures and Taiwan Stock Index Call Options; Taiwan Stock Index has a negative relation with Taiwan Stock Index Futures and Taiwan Stock Index Put Options.
3. All variables are $I(0)$ with same integration, We found that variables exist long-term equilibrium relationships.
4. Using Granger Causality or VAR tests, we found that Taiwan Stock Index leads Taiwan Stock Index Futures、Taiwan Stock Index leads Taiwan Stock Index Put Options in-the-money and out-of-the money; Taiwan Stock Index Futures leads Taiwan Stock Index Put Options in-the-money.

Key words: Granger, VAR, Financial Derivatives

1 研究動機與目的

從衍生性金融商品的發展來看，指數選擇權最早是CBOE(芝加哥選擇權交易所: the Chicago Board Option Exchange)於1983年3月11日所推出的S&P(Standard & Poor)100指數¹選擇權。全球第一個指數期貨則於1982年2月24日推出，是由美國堪薩斯市交易所(KCBT: Kansas City Board of Trade)所推出的價值線(Value Line)股價指數期貨。由於市場認同度高、交易熱絡，其後陸續有許多國家以股價指數為標的，推出股價指數選擇權和股價指數期貨。

衍生性金融商品不僅具有高度財務槓槓的功能，也有避險功能。因此，吸引了許多喜好追求高風險、高財務槓槓運用的投資人和避險者的參與，很快的活絡了選擇權和期貨市場。

我國在2001年12月24日台股指數選擇權才正式在臺灣期貨交易所(TAIFEX: Taiwan Futures Exchange)上交易。台股指數期貨則是早一步在1998年7月21日就上市交易。這代表著我國的金融市場更進一步與世界接軌；也意味著不論是國內投資人或外資法人，除了台股指數期貨外，又多了一項避險的工具，促使在臺灣證券市場的投資組合有了更靈活的操作方式。

然而理論上，衍生性金融商品是由標的資產衍生出來的，其價格的波動應與現貨價格波動呈現一定的關聯性。所以在效率市場下，若兩市場價格不一致，馬上會有套利買盤進場，買低賣高賺取價差，會使兩市場價格漸漸的趨於一致。

由於台股選擇權推出到目前只有近2年的時間，所以尚未有相關文獻研究探討臺指選擇權與臺指期貨和台股指數三者的關聯性。但是關於臺指期貨與台股指數的研究，則有錢怡成(2002)，實證結果發現呈雙向回饋關係、劉聖駿(2001)，實證結果發現現貨領先期貨。研究均顯示出期貨與現貨間存在著共整合現象，有長期的均衡關係。有鑑於此，本研究主要是要探討臺指選擇權、臺指期貨與台股指數三者間的相互連動關係。

雖然臺指選擇權於2001年12月24日開始上市交易，但是其成交量甚低，更有些契約出現無成交量的情形。所以本研究選取成交量相對較大後之資料。自2002年5月16日至2003年05月21日止一整年為研究期間。

本研究主要目的有下列五項：

- 一、了解台股選擇權對臺指期貨有無因果關係？
- 二、了解台股選擇權對台股指數有無因果關係？
- 三、了解台股選擇權、臺指期貨對台股指數有無影響？
- 四、了解臺指期貨對台股指數有無影響？
- 五、了解臺指期貨對台股選擇權有無影響？

¹ S&P100指數是由美國知名的史坦普公司挑選出在各產業具代表性的前100大領導者所組成的。

2 相關文獻探討

本研究在探討臺股指數選擇權(選擇權)與臺股指數(現貨)和臺指期貨(期貨)兩兩間與三者間的關係。在文獻探討方面,本研究先介紹過去許多研究的期貨與現貨關係的文獻,其次介紹選擇權與期貨以及選擇權與現貨間的文獻。

2.1 期貨與現貨之關聯性

期貨和現貨的關連性相關文獻探討,主要文獻國內有錢怡成(2002)、劉聖駿(2001)、鄭婉秀(2001);國外有Chiang & Fong(2001)、Martikainen & Puttonen (1995)、Ghosh (1995)、Chan(1992)。文獻其主要結論如下:

錢怡成(2002)以1998年7月21日至2001年1月18日的臺指期貨、摩根臺指期貨和現貨之日資料收盤價及五分鐘資料為研究樣本,並使用Johansen Cointegration Test分析長期均衡關係、以及Granger Causality Test和GARCH(1,1)研究現貨與期貨彼此間的領先-落後關係。依據Johansen Cointegration Test得知現貨與期貨存在長期均衡關係;依據Granger Causality Test則呈現臺股指數-臺指期貨為雙向回饋關係;摩臺指數-摩臺指數期貨則呈單向關係,現貨領先期貨;而依據GARCH(1,1)的分析下臺股指數-臺指期貨、摩臺指數-摩臺指數期貨則呈雙向回饋關係。

劉聖駿(2001)則以1999年1月5日至2000年10月31日的臺指期貨、摩臺指期貨和現貨之日資料收盤價為研究樣本。依據Johansen Cointegration Test分析長期均衡關係、得皆呈長期均衡關係;而依據Granger Causality Test則呈現臺股指數-臺指期貨為單向關係,現貨領先期貨;摩臺指數-摩臺指數期貨則呈雙向回饋關係;而依據GARCH(1,1)的分析則和Granger Causality Test的結果相同。

鄭婉秀(2001)選取1996年1月1日至2000年10月31日的臺灣摩根指數、美國S&P 500股價指數、日本Nikkei 225指數、法國CAC 40指數(Cotation Assist'ee en Continu)、英國FTSE 100指數收盤價與期貨之日資料。依據Johansen最大概似法研究長期均衡關係、EGARCH(1,1)模型探討領先-落後關係。結論為指數期貨和現貨皆存在長期均衡關係。在臺灣和美國呈雙向回饋關係、日本則呈期貨領先現貨、而在法國和英國則是現貨領先期貨。

Chiang & Fong(2001)選取1994年1月至9月之香港恆生指數和期貨的每五分鐘報酬率資料。根據Stoll & Whaley(1990)、Chan(1992)研究領先-落後關係的模型²,實證發現期貨領先現貨。

Martikainen & Puttonen (1994)選取1988年5月2日至1990年3月31日之芬蘭FOX指數(Finnish Options Index)收盤價日資料。採用Granger Causality檢定,實證結果為股價指數期貨領先現貨。

Ghosh(1995)選取1988年1月至12月每星期三的每15分鐘交易資料。以Granger Causality檢定,實證結果為期貨領先現貨。

²
$$R_{s,t} = a + \sum_{k=3}^3 b_k R_{f,t+k} + \varepsilon_t$$

 $R_{s,t}$ = 現貨第 t 期報酬率 $R_{f,t}$ = 期貨第 t 期報酬率 $k = -3$ 至 3 期

Chan(1992)選取 1984 年 8 月 31 日至 1985 年 6 月 30 之 S&P 500 每五分鐘資料，亦以 Granger Causality 檢定，實証結果為期貨領先現貨。

2.2 選擇權與期貨之關聯性

選擇權與期貨的相關文獻，主要有簡汝嫻(2001)、Fleming、Ostdiek & Whaley (1996):

簡汝嫻(2001)選取 1999 年 4 月 1 日至 2001 年 2 月 9 日之 S&P 500 日收盤價為研究樣本。以 GARCH 模型探討市場新資訊產生時，資訊反應流向。實証結果得單向關係，期貨領先選擇權買、賣權；選擇權買、賣權並不影響期貨。

Fleming、Ostdiek & Whaley (1996)選取 1988 年 1 月至 1991 年 3 月之 S&P 100 選擇權和 S&P500 期貨之五分鐘資料為研究樣本。利用複回歸方程式，實証結果發現 S&P 500 期貨領先 S&P100 選擇權。

2.3 選擇權與現貨之關聯性

由於選擇權與現貨之關連性，國內尚未有研究文獻，所以以下就國外的文獻加以探討。主要有 Chiang & Fong(2001)、Fleming Ostdiek & Whaley(1996)、Stucki & Wasserfallen (1994)、Chan、Chung & Johnson (1993)。

Chiang & Fong(2001)選取 1994 年 1 月至 9 月之香港恆生指數和選擇權的每五分鐘報酬率資料。根據 Chan (1993)研究領先-落後關係的非線性方程式³。實証結果發現現貨領先選擇權。

Fleming、Ostdiek & Whaley (1996)選取 1988 年 1 月至 1991 年 3 月之 S&P 100 指數之五分鐘資料為研究樣本。利用複回歸方程式，實証結果發現 S&P 100 選擇權領先現貨。

Stucki & Wasserfallen (1994) 以 1988 年 3 月 15 至 26 日之瑞士指數每五分鐘資料為研究樣本。依 Stephan & Whaley⁴(1990)的研究方法做資料分析，結果發現現貨領先選擇權 10 分鐘。

Chan & Chung & Johnson (1993) 選取 1986 年 1 月 2 日至 1986 年 3 月 31 日之 S&P 100 指數每五分鐘資料。以非線性方程式⁵研究選擇權和現貨間的領先-落後關係，實証結果發現現貨領先選擇權買權和賣權 15 分鐘。

綜合上述國內、外的文獻探討中，發現用於探討領先-落後關係的方法有 Granger

³
$$R_{s,t} = a_c + \sum_{k=4}^4 b_k h_c R_{c,t+k} + \varepsilon_{c,t} \quad c = 1, \dots, M \quad t = 1, \dots, T$$

$R_{s,t}$: 現貨第 t 期報酬率 $R_{c,t}$: 買權第 t 期報酬率 h_c : 買權 Δ 值

⁴
$$S_t^* = \alpha + \beta S_t + \tau_1 S_{t-1} + \dots + \tau_6 S_{t-6} + \delta_1 S_{t+1} + \dots + \delta_6 S_{t+6} + \varepsilon_t$$

S^* : 選擇權價格 S : 現貨價格

⁵ 非線性方程式:
$$\Delta C_{i,t} = \alpha_{i,t} + \sum_{k=3}^3 \beta_k h_i \Delta S_{i,t+k} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$\Delta C_{i,t}$: 買(賣)權價格 $\Delta S_{i,t}$: 現貨價格 h_i : Δ 值 i : 日期 t : 時間(五分)

Causality、GARCH、EGARCH、Stoll & Whaley (1990)、Chan(1992)所用的模型、複回歸方程式、Stephan & Whaley(1990)所用的模型和非線性方程式。

實證文獻結果發現在期貨和現貨方面，不論是期貨領先現貨、現貨領先期貨或回饋關係皆有出現。選擇權和現貨方面，則為單向關係，選擇權領先現貨或期貨領先選擇權。而選擇權和期貨的兩篇文獻則出現單向的期貨領先選擇權。

以臺灣資料為例，文獻也發現在不同期間和不同研究方法下，臺指期貨和臺股指數呈現期貨領先現貨和回饋關係；而在摩臺指期貨和摩臺指數方面則皆為回饋關係。所以不同研究對象和不同期間、不同研究方法會有造成結果上出現差異。

由於上述文獻只是探討兩兩關係，本研究除了重新再檢定兩兩關係外，主要探討臺指選擇權、臺指期貨與臺股指數三者間的領先-落後關係。此外，除了對時間數列做單根檢定外，並採用 Granger 因果關係和向量自我迴歸分析(VAR)方法作為本研究之研究方法。

3 研究方法

本文的研究目的是要探討臺指選擇權與臺指期貨和臺股指數間兩兩關係與三者之關係。也就是說，探討彼此間是否有長期均衡關係和因果關係的存在。首先，我們以簡單的敘述統計分析，探討變數本身的性質；其次，以相關性檢定，探討彼此間的相關性，呈現正向或反向關係；第三，進行單根檢定，檢定時間數列是否為穩定狀態。有單根存在即代表時間數列是不穩定的，須對其做差分，直到穩定。最後，則分別以 Granger 因果關係檢定和向量自我迴歸(VAR)分析研究變數間彼此的領先-落後關係。

3.1 相關係數分析

在分析兩變數是否存在相關性時，則以皮爾森相關係數(Pearson's Correlation Coefficient) ρ ，求二者間的相關程度。皮爾森相關係數方程式如下：

$$\rho = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y} \quad (1)$$

相關係數必定介於-1 與+1 之間，當相關係數為負數時，代表兩變數間呈現反向關係；而當相關係數為正數時，則代表兩變數間呈現正向關係。

3.2 穩定性(Stationary)分析

進行時間數列資料分析之前，必須先確定時間數列為穩定的狀態，若數列為不穩定時，直接進行迴歸分析將容易產生假性迴歸，導致有很高的 R^2 與 t 統計量，但 DW 值卻相當小，此時迴歸的結果不具有意義。所以，必須先確定時間數列資料為穩定的狀態，進行的迴歸分析才具有意義。

數列穩定的定義是一個數列須符合下列三條件，即數列的期望值、變異數及自我相關係數皆不會隨著時間而改變(參考下列公式 2、3、4)。當數列資料呈穩定時，其數列

會在一個長期平均值附近波動，會有回歸到平均值的情況。此數列穩定可由單根檢定來分析，亦可由數列波動圖形觀察。

$$E(S_t) = u \quad (2)$$

$$\text{Var}(S_t) = \sigma^2 \quad (3)$$

$$\text{Cov}(S_t, S_{t+i}) = \text{Cov}(S_{t-k}, S_{t-k+j}) \quad (4)$$

滿足此三條件即符合穩定的時間數列。

Dickey and Fuller(1979)提出的單根檢定，即為大家所熟悉的 DF 檢定，但 DF 檢定，假設其殘差項為白噪音，實證發現殘差項通常有自我相關的現象，使得 DF 檢定受到限制。所以 Said and Dickey(1984)則提出在 DF 檢定中加入被解釋變數的落後期，修正殘差項自我相關的現象的 ADF(Augmented Dickey - Fuller)檢定法。因此本研究以 ADF 檢定法檢定研究資料是否呈穩定現象。

ADF 檢定法模型如下：

1. 在沒有截距項下，公式如下：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

2. 在有截距項，無趨勢值下，公式如下：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

3. 在有截距項與趨勢值下，公式如下：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

上述三種情況下，假設檢定為：

$H_0: \gamma = 0$ (具有單根)，表示時間數列不穩定。

$H_1: \gamma \neq 0$ (不具有單根)，表示時間數列穩定。

若 ADF 絕對值大於臨界值的絕對值，則拒絕 H_0 ，表示數列呈穩定狀態，不具有單根。反之則拒絕 H_0 ，表示數列為不穩定，有單根，此時必須對數列進行差分之後，再進行檢定，直到數列呈現穩定為止。

3.3 最適落後期數之選取

在進行 Granger 因果關係分析和 VAR 向量自我迴歸檢定前，須先選取最適落後期數。而選取最適落後期數之目的在找出最適估計式。本研究依據 Akaike(1969)的 FPE (Final Prediction Error)最適落後選取法則。方程式如下：

$$FPE(m) = \frac{(T+m+1)}{(T-m-1)} \times \frac{SSE}{T} \quad (8)$$

T: 研究樣本個數

m: 落後期數, 1……M

SSE: 誤差項

3.4 Granger 因果關係檢定

Granger(1969)指出若兩變數有因果關係存在時, 在自變數中加入過去的資訊會增加應變數的解釋能力, 以下列方程式表示:

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$X_t = b + \sum_{i=1}^k \delta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{t-j} + v_t \quad (10)$$

若檢定結果 α_i 與 δ_i 兩係數皆為零, 則兩數列不存在因果關係, 在 Y_t 數列中加入 X 變數過去的資料無法提高 Y 變數的預測能力; 在 X_t 數列中加入 Y 變數過去的資料無法提高 X 變數的預測能力。若結果 α_i 與 δ_i 兩係數其中之一為零, 則表示 X_t 與 Y_t 具有單向因果關係。若結果 α_i 與 δ_i 兩係數皆顯著不為零, 則表示 X 與 Y 是互為因果關係。

由於 Granger 因果檢定之變數落後期數會一樣, 然而實際上變數的落後期可能不一致, 因此本研究在檢定兩變數是否有因果關係時, 採用 Hsiao(1981)修正後 Granger Causality, 分下列二步驟進行。

步驟一:

先對 y_t 進行不同落後期 (從 1 到 m 期) 自我迴歸, 求得不同期殘差平方和 (SSE), 數學式如下:

$$(1-L)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i (1-L)y_{t-i} + e_{1t} \quad (11)$$

利用不同期 FPE 找出 FPE 最小之落後期 (m^*), 數學式如下:

$$FPE(m^*) = \frac{(T + m^* + 1)}{(T - m^* - 1)} \times \frac{SSE}{T} \quad (12)$$

步驟二:

確定上述最小落後期 (m^*) 後, 將不同落後期 (從 1 到 n 期) x_t 加入上述方程式之迴歸模型, 數學式如下:

$$(1-L)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m^*} \alpha_i (1-L)y_{t-i} + \sum_{j=1}^N \beta_j (1-L)x_{t-j} + e_{2t} \quad (13)$$

利用不同期 FPE 找出 FPE 最小之落後期 (n^*), 數學式如下:

$$FPE(m^*, n^*) = \frac{(T + m^* + n^* + 1)}{(T - m^* - n^* - 1)} \times \frac{SSE(m^*, n^*)}{T} \quad (14)$$

SSE：變數自我迴歸之殘差平方和

T：觀察值個數

m：y_t之落後期數，m=1 to m

n：x_t之落後期數，n=1 to n

實證結果 m 與 n 可能不一樣，若為 $FPE(m^*, n^*) < FPE(m^*)$ ，則 x_t 對 y_t 有因果關係；若為 $FPE(m^*, n^*) > FPE(m^*)$ ，則 x_t 對 y_t 無因果關係。

3.5 VAR(向量自我迴歸模型)

由於變數與變數的關係很少只是當期，而且變數也經常會受其過去行為的影響。另外，變數與變動間也很難區分何種變數是應變數或自變數，因此根據 Sims(1980)可採用兩變數或多變數向量自我迴歸模型來探討。其二階兩變數方程式如下：

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (15)$$

$$X_t = b + \sum_{j=1}^k \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (16)$$

虛無假設為 $\sum_{i=1}^k \alpha_i = 0$ or $\sum_{j=1}^k \beta_j = 0$ 。

假如 $\sum_{i=1}^k \alpha_i = 0$ ，則 X 不為 Y 的因， $\sum_{i=1}^k \alpha_i \neq 0$ ，則 X 為 Y 的因，即有單向因果關係。若

$\sum_{j=1}^k \beta_j = 0$ ，則 Y 不為 X 的因， $\sum_{j=1}^k \beta_j \neq 0$ ，則 Y 為 X 的因，即有單向因果關係。而若 $\sum_{i=1}^k \alpha_i \neq 0$

且 $\sum_{j=1}^k \beta_j \neq 0$ ，則有雙向的因果關係(回饋關係)。 $\sum_{i=1}^k \alpha_i = 0$ 且 $\sum_{j=1}^k \beta_j = 0$ ，則為獨立關係。

4 實證研究結果

4.1 資料來源和處理：

由於臺指選擇權在上市初期成交量低，所以本研究選取成交量相對較大後的臺指選擇權日資料做為研究樣本。資料期間為 2002/5/16 至 2003/5/21 (5/16 為一新契約起始日，而 5/21/為契約到期日，共 12 個到期月份契約)，共 255 筆日資料。臺股指數與臺指期貨則取同樣期間的日資料。

由於臺指選擇權契約皆在到期日結算，並且另開新倉，所以造成臺指選擇權報酬資

料有不連續的情況出現。本研究為了除去此限制，則將契約結算日和下一新倉的起始日所算出的報酬率去除，避免波動過大。所以對於臺指選擇權-臺股指數、臺股選擇權-臺指期貨之研究樣本在去除限制後為 242 筆。而臺股指數和臺指期貨則以原 255 筆資料做分析。

觀察臺指選擇權的成交情況後，發現在價平契約和上、下 200 點的價內、外契約成交量最大。所以本研究取近月價平和往上 200 和往下 200 點的契約為價內、外資料，共三個變數，再分為買、賣權，共六個變數，取其權利金收盤價。另外，在加上臺股指數和臺指期貨收盤價，總共有八個變數做為本研究變數(參考表 4.1)。在交互搭配後共三個部分十三種組合，如下表 4.2。

資料處理上，由於研究資料屬於原始資料之連續報酬率，本研究以自然對數取其報酬率做為之分析資料。運算公式如下：

$$R_t = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (17)$$

R_t : 變數第 t 天的報酬率

P_t : 第 t 天的變數收盤價

P_{t-1} : 第 t-1 天的變數收盤價

表 4.1 各變數定義與符號

LS	臺股指數報酬率	LF	臺指期貨報酬率
LIC	價內買權報酬率	LIP	價內賣權報酬率
LAC	價平買權報酬率	LAP	價平賣權報酬率
LOC	價外買權報酬率	LOP	價外賣權報酬率

本研究所有資料皆以統計套裝軟體 E-view 與 WinRats 進行實證分析。

表 4.2 研究變數組合

組合一	(LS, LF)					
組合二	(LS, LIC)	(LS, LAC)	(LS, LOC)	(LS, LIP)	(LS, LAP)	(LS, LOP)
組合三	(LF, LIC)	(LF, LAC)	(LF, LOC)	(LF, LIP)	(LF, LAP)	(LF, LOP)

4.2 敘述統計

從各變數的敘述統計觀察，在資料期間 2002 年 5 月 16 日至 2003 年 5 月 21 日，所有變數的平均報酬為負值，即投資人投資在這 8 個項目下，平均獲利皆為負數。而在這 8 個變數中，臺股指數的標準差最小，即風險最小；其次則是期貨，選擇權的風險為最大。尤以價外買權的風險最大(標準差 66.882%)。觀察結果和理論相同，衍生性金融商品的期貨和選擇權風險最大，尤以價外買、賣權。而選擇權之所以風險大於期貨就在於選擇權的槓槓倍數大於期貨，即選擇權的權利金遠小於期貨保證金。卻可以較小的金額購買一口以臺灣加權股價指數為標的的契約。敘述統計分析資料整理如下表 4.3：

表 4.3 各變數之敘述統計

	LS	LF	LIC	LAC	LOC	LIP	LAP	LOP
平均數	-0.13	-0.12	-12.43	-17.91	-21.99	-4.51	-7.80	-10.12
中位數	-0.26	-0.17	-7.74	-12.52	-16.06	1.20	-0.57	-3.94
最大值	5.47	6.75	299.57	219.72	225.12	84.72	104.59	230.25
最小值	-5.94	-7.24	-368.88	-355.53	-389.18	-230.25	-375.48	-336.72
標準誤	1.79	2.02	59.86	63.03	66.88	36.39	46.63	61.44

4.3 相關係數分析

表 4.4 為臺股指數、臺指期貨與臺指選擇權的相關結果。

1、臺股指數和臺指期貨：

臺股指數和臺指期貨具有高度的正相關。代表臺股指數和臺指期貨有相同方向走勢。

2、臺股指數和臺指選擇權：

臺股指數和臺指選擇權買權呈正向關係、而和臺指選擇權賣權則呈負向關係。代表臺股指數和臺指選擇權買權走勢相同；和賣權則呈相反方向。

3、臺指期貨和臺指選擇權：

臺指期貨和臺指選擇權買權呈正向關係和賣權呈反向關係。所以臺指選擇權買權和臺指期貨有相同的走勢，賣權則是反向走勢。

表 4.4 變數間變動方向表

變數	相關分析
(LS、LF)	正向
(LS、LIC)	正向
(LS、LAC)	正向
(LS、LOC)	正向
(LS、LIP)	反向
(LS、LAP)	反向
(LS、LOP)	反向
(LF、LIC)	正向
(LF、LAC)	正向
(LF、LOC)	正向
(LF、LIP)	反向
(LF、LAP)	反向
(LF、LOP)	反向

4.4 單根檢定

由表 4.5 與 4.6 觀察出，不論在有截距或有截距有趨勢，以及在 1% 的顯著水準下 ADF 檢定，八個變數數列皆呈穩定狀態，而且有相同的整合級次 $I(0)$ 。代表著八個變數皆為穩定狀態。再以圖 4.1 至 4.9 可觀察出時間數列呈穩定狀態。

表 4.5 ADF 檢定結果含截距

變數	LS	LF	LIC	LAC	LOC	LIP	LAP	LOP
ADF 值	-15.19	-16.62	-17.71	-17.21	-17.54	-7.51	-13.64	-15.74
(P-value)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

表 4.6 ADF 檢定結果含截距和趨勢

變數	LS	LF	LIC	LAC	LOC	LIP	LAP	LOP
ADF 值	-15.19	-16.62	-17.71	-17.21	-17.54	-7.51	-13.64	-15.74
(P-value)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

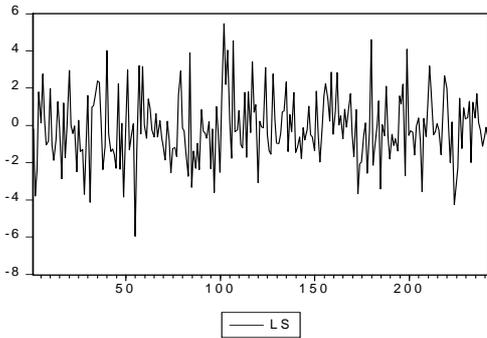


圖 4.1 台股指數報酬數列趨勢圖

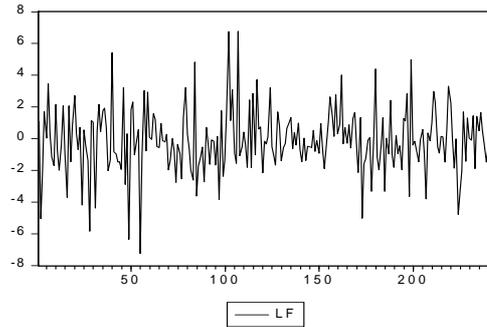


圖 4.2 臺指期貨報酬數列趨勢圖

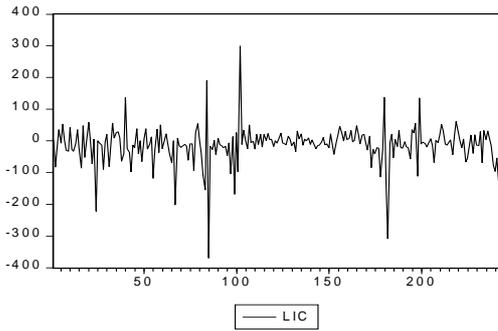


圖 4.3 選擇權價內買權報酬數列趨勢圖

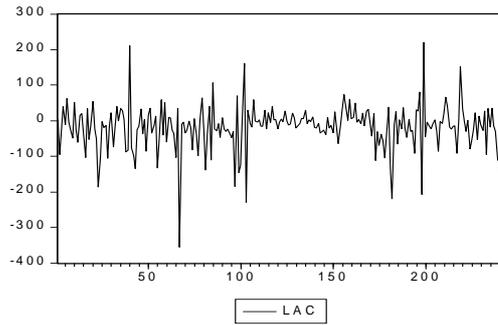


圖 4.4 選擇權價平買權報酬數列趨勢圖

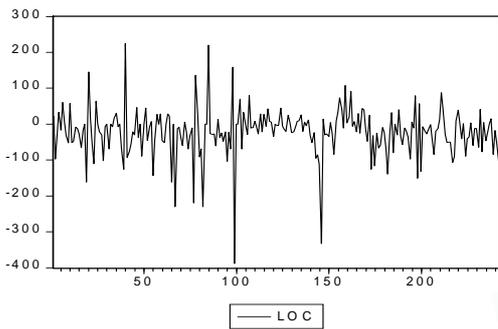


圖 4.5 選擇權價外買權報酬數列趨勢圖

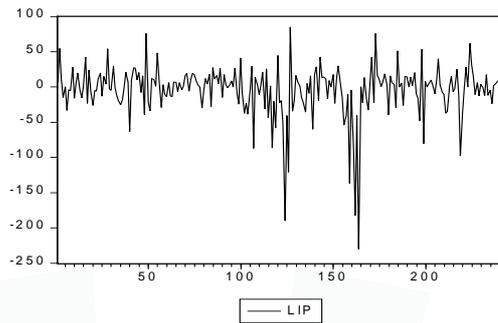


圖 4.6 選擇權價內賣權報酬數列趨勢圖

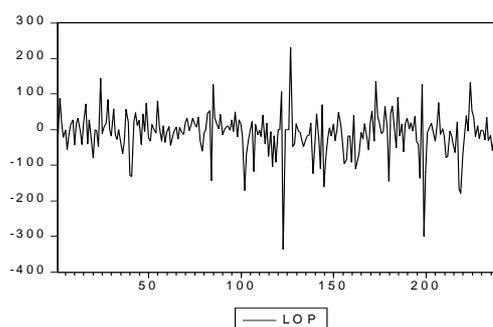
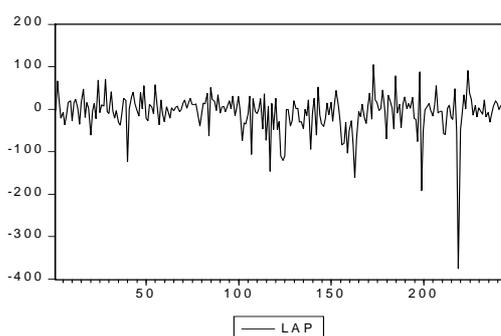


圖 4.7 選擇權價平賣權報酬數列趨勢圖 圖 4.8 選擇權價外賣權報酬數列趨勢圖

4.5 Granger 因果關係檢定

在 Granger 因果關係檢定法下，當 $FPE(m^*)$ 大於 $FPE(m^*, n^*)$ 時，則自變數領先應變數，自變數(X)對應變數(Y)有因果關係；而在 $FPE(m^*)$ 小於 $FPE(m^*, n^*)$ 時，則自變數(X)對應變數(Y)無因果關係。

從表 4.7 之 Granger 因果關係檢定結果觀察，發現臺股指數與臺指期貨呈雙向回饋關係。

表 4.7 臺指期貨與臺股指數-Granger 因果關係檢定表

組合 X→Y	FPE(m^*)	lags	FPE(m^*, n^*)	lags	因果關係
LF → LS	3.184	2	3.181	2	LF 領先 LS
LS → LF	3.969	2	3.965	2	LS 領先 LF

從表 4.8 之 Granger 因果關係檢定結果觀察，發現臺指期貨領先臺指價內賣權，其餘則無因果關係存在。

表 4.8 臺指選擇權與臺指期貨-Granger 因果關係檢定表

組合 X→Y	FPE(m^*)	lags	FPE(m^*, n^*)	lags	因果關係
LIC → LF	4.099	2	4.131	1	無
LF → LIC	3567.473	1	3597.205	1	無
LAC → LF	4.099	2	4.132	1	無
LF → LAC	3986.317	1	4014.700	1	無
LOC → LF	4.099	2	4.133	1	無
LF → LOC	4464.977	1	4494.570	1	無
LIP → LF	4.099	2	4.131	2	無
LF → LIP	1198.613	2	1944.001	2	LF 領先 LIP
LAP → LF	4.099	2	4.108	1	無
LF → LAP	2166.296	2	2167.876	1	無
LOP → LF	4.099	2	4.125	1	無
LF → LOP	3837.180	1	3855.144	1	無

從表 4.9 之 Granger 因果關係檢定結果觀察，發現臺股指數領先臺指價內賣權與臺

指價外賣權，其餘則無因果關係存在。

表 4.9 臺指選擇權與台股指數-Granger 因果關係檢定表

組合 X→Y	FPE(m*)	lags	FPE(m*, n*)	lags	因果關係
LIC → LS	3.272	2	3.295	1	無
LS → LIC	3567.473	1	3588.074	1	無
LAC → LS	3.272	2	3.300	1	無
LS → LAC	3986.317	1	4018.900	1	無
LOC → LS	3.272	2	3.285	2	無
LS → LOC	4464.977	1	4476.905	1	無
LIP → LS	3.272	2	3.292	1	無
LS → LIP	1198.613	2	1194.426	2	LS 領先 LIP
LAP → LS	3.272	2	3.296	1	無
LS → LAP	2166.296	2	2179.594	1	無
LOP → LS	3.272	2	3.299	1	無
LS → LOP	3837.180	1	3826.337	1	LS 領先 LOP

4.6 VAR 最適落後期之選取

在 VAR 最適落後期數的選取上，採用 FPE(final prediction error)方法來選取研究樣本的最適落後期數。由分析得到結果如下：

表 4.10 最適落後期數選取表

變數	最適落後期	變數	最適落後期
(LS, LF)	6	(LS, LF, LIC)	3
(LS, LIC)	1	(LS, LF, LAC)	3
(LS, LAC)	1	(LS, LF, LOC)	3
(LS, LOC)	1	(LS, LF, LIP)	5
(LS, LIP)	2	(LS, LF, LAP)	3
(LS, LAP)	1	(LS, LF, LOP)	3
(LS, LOP)	1	(LS, LIC, LAC, LOC)	3
(LF, LIC)	1	(LS, LIP, LAP, LOP)	3
(LF, LAC)	1	(LS, LF, LIC, LAC, LOC)	3
(LF, LOC)	1	(LS, LF, LIP, LAP, LOP)	3
(LF, LIP)	2	(LS, LF, OPTION)	3
(LF, LAP)	1		
(LF, LOP)	1		

註:OPTION=(LIC、LAC、LOC、LIP、LAP、LOP)

4.7 VAR 向量自我迴歸分析

在 VAR 向量自我迴歸分析方面，依據前一節的 FPE 方式所選出的最適落後期數，再

利用 VAR 分析變數間的領先-落後關係。

除了以先前的 13 種組合探討兩變數間的領先-落後關係外;再加以探討衍生性金融商品(期貨與選擇權)是否和理論相同,領先現貨,另外本研究亦探討三變數及多變數的領先-落後關係。

先就原本的 13 種組合做分析,結果整理如表 4.11 至表 4.13。以 VAR 分析因果關係,實證獲得台股指數領先臺指期貨;台股指數領先臺指價內賣權和臺指價外賣權;而臺指期貨領先臺指價內賣權,皆呈單向的因果關係。其它變數間則為獨立關係。

表 4.11 台股期貨與台股指數-VAR 實證結果

組合 X→Y	P-value	因果關係
LF → LS	0.131	無
LS → LF	0.018	LS 領先 LF

表 4.12 臺指選擇權與台股期貨-VAR 實證結果

組合 X→Y	P-value	因果關係
LIC → LF	0.748	無
LF → LIC	0.997	無
LAC → LF	0.745	無
LF → LAC	0.592	無
LOC → LF	0.835	無
LF → LOC	0.525	無
LIP → LF	0.345	無
LF → LIP	0.088	LF 領先 LIP
LAP → LF	0.206	無
LF → LAP	0.111	無
LOP → LF	0.470	無
LF → LOP	0.352	無

表 4.13 台股選擇權與台股指數-VAR 實證結果

組合 X→Y	P-value	因果關係
LIC → LS	0.534	無
LS → LIC	0.436	無
LAC → LS	0.883	無
LS → LAC	0.846	無
LOC → LS	0.816	無
LS → LOC	0.246	無
LIP → LS	0.362	無
LS → LIP	0.091	LS 領先 LIP
LAP → LS	0.593	無
LS → LAP	0.410	無
LOP → LS	0.906	無
LS → LOP	0.100	LS 領先 LOP

在探討衍生性金融商品(期貨與選擇權)是否和理論相同領先現貨上，從表 4.14 實證結果得，以臺指期貨和臺指選擇權組成 11 種組合，皆對臺股指數無領先-落後關係存在。僅在期貨和價內賣權對臺股指數有較大的影響。

表 4.14 期貨與選擇權對臺股指數-VAR 實證結果

組合 X→Y	P-value	因果 關係
LF, LIC → LS	0.443	無
LF, LAC → LS	0.694	無
LF, LOC → LS	0.432	無
LF, LIP → LS	0.106	無
LF, LAP → LS	0.343	無
LF, LOP → LS	0.466	無
LIC, LAC, LOC → LS	0.897	無
LIP, LAP, LOP → LS	0.694	無
LF, LIC, LAC, LOC → LS	0.773	無
LF, LIP, LAP, LOP → LS	0.294	無
LF, OPTION → LS	0.388	無

5 研究結論及後續建議

本研究主要是探討臺指選擇權與臺指期貨和臺股指數間的兩兩關係與三者間之關係。從實證結果來看，本研究結果並不是如理論上所預期，期貨領先現貨，而是臺股指數領先臺指期貨。如同過去的劉聖駿(2001)實證研究結果，支持臺股現貨領先臺指期貨的結論。

另外，本研究發現臺指期貨領先臺指價內賣權，呈單向的因果關係。如同過去的簡汝嫻(2001)分析 S&P500 指數，支持期貨領先選擇權。

本研究亦發現臺股指數領先臺指價內賣權和臺指價外賣權。如同過去的 Chiang & Fong(2001)分析香港恆生指數，支持現貨領先選擇權。

總結來說，在臺灣的證券市場上，現貨(臺股指數)領先期貨(臺指期貨)和選擇權(臺指選擇權)；期貨(臺指期貨)領先選擇權(臺指選擇權)。

由於選擇權在臺灣市場上交易僅不過是近二年的時間，所以相關研究甚少。後續研究建議：

- 1、以五分鐘資料或擴大資料期間，探討研究結論是否有所差異。
- 2、以離價平更近或更遠的契約為價內、價外契約(本研究為離價平 2 個月為價內和價外契約)。
- 3、本研究結論發現臺股指數(現貨)領先臺指期貨(期貨)和臺指選擇權(選擇權)和理論完全相反，是否由於臺股指數(現貨)的成交量大於期貨和選擇權，亦值得為後續研究。

6 參考文獻

1. 劉聖駿(2001), 股價指數期貨與現貨關聯性之探討, 淡江大學財務金融所碩士論文。
2. 鄭婉秀(2001), 國際股價指數期貨與現貨相關性之探討, 淡江大學財務金融所碩士論文。
3. 錢怡成(2002), 股價指數期貨與現貨價格關聯性之研究, 南華大學財務管理所碩士論文。
4. 簡汝嫻(2001), S&P500 指數期貨與指數選擇權報酬波動關連性之研究, 長庚大學企業管理研究所碩士論文。
5. Akaika, H.(1969), Fitting autoregressive models for prediction, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21, pp.243~247.
6. Chan, K.,(1992), An Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Markets and Stock Index Futures Markets, *Review of Financial Studies*, Vol. 5, Mo. 1.
7. Chan, K. & Chung, Y.P. & Johnson, H.,(1993), Why Option Price Lag Stock Prices: A Trading-based Explanation, *The Journal of Finance*, Vol.6, No. 5.
8. Chiang, R. and Fong, W.M.,(2001), Relative informational efficiency of cash, futures, and options markets: The case of an emerging market, *The Journal of Banking & Finance* 25, pp.355~375
9. Dickey, D., and Fuller, W.,(1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Times Series With a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, pp.427-431.
10. Fleming, J., Ostdiek, B., and Whaley, R.E.,(1996), Trading Costs and The Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures, and Option Markets, *The Journal of Futures Markets*, Vol.16, No.4.
11. Ghosh, A.,(1995), Cointegration and Error Correction Models : Intertemporal Causality between Index and Futures Prices, *The Journal of Futures Markets*, Vol.13, No.2.
12. Granger, C.,(1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Spectral Methods, *Econometrica*, pp.424-438.
13. Hsiao, C.,(1981), Autoregressive Modeling and Money Income Causality Detection, *Journal of Monetary Economics*, pp. 85-106.
14. Martikaninen, T., and Perttunen, V.,(1995), On the dynamics of stock index futures and individual stock returns, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.22, No.1.
15. Said, S., and D., Dickey,(1984), Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, pp. 599-607.
16. Sims, Christopher,(1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, pp.1~49
17. Stucki, T., and Wasserfallen, W.,(1994), Stock and option markets: the Swiss evidence, *Journal of Banking & Finance*, 18, pp.881~893