

# 本土台股期貨與台股加權指數領先與落後關係之探討

周福星\*，賴鈺城\*\*，王明隆\*\*\*，劉珍意\*\*\*\*

## 摘要

本文研究 1998 年 9 月至 1999 年 12 月本土台灣加權股價期貨與加權指數二市場之間領先與落後之關係。早在民國 86 年之際在新加坡的交易所甫推出摩根台股期貨以及芝加哥交易所的道瓊台股期貨。摩根台股期貨與道瓊台股期貨僅選擇台灣集中市場部份股數為其交易標的物，且契約以美元計價又非在台灣本土進行交易，歷年來已有學者研究該期貨與加權指數的連動性。而本文則以台灣之台股期貨為研究標的物，以驗證期貨與現貨的連結性。期貨與現貨二價格序列可能具有非同步交易的問題，故採用 Kalman Filter 以移除非同步交易，再將調整後之序列進行單根檢定、共整合分析與誤差修正模型之研究。實證結果除了 1998 年 10、11、12 月與 1999 年 11 月，二市場不具有顯著的共整合關係外，其它期間之台指期貨與現貨皆具有高度共整合關係。如同一交易市場，由此可知縱然市場連結性因市場因素而短暫性消失。但終究市場的力量仍會收斂二市場，恢復共整合關係。而在此長期之共整合基礎下，利用誤差修正模型之實証結果為這兩個市場短期間縱然存在互相回饋的動態現象，但期貨領先加權指數的能力仍舊大於現貨領先期貨的程度，所以從實證中可發現期貨對加權指數具有價格發現的機能。

關鍵字: 共整合、市場連動性、股價指數期貨、單根檢定

---

\*長榮大學經管所教授

\*\*長榮大學財務金融系助理教授 E-mail: [Br00846@yahoo.com](mailto:Br00846@yahoo.com)

\*\*\*成功大學會計所副教授

\*\*\*\*成功大學工管所碩士

# An Analysis of the Lead-lag Relationship between Taiwan Stock Index Future and Cash Market

Fu-Sing Chou\*, Yu-Cheng Lai\*\*, Ming-Long Wang\*\*\* Jan-I Liu\*\*\*\*

## Abstract

The paper studies the lead-lag relationship between Taiwan stock index future and cash market from Sept. 1998 to Dec. 1999. Singapore Exchange Derivatives Trading Ltd issued Morgan Stanley Capital International Taiwan Stock Index futures contract in 1997. At the same time, the Chicago Mercantile Exchange (CME) the right to trade futures and options on the Dow Jones Taiwan Stock Index. Both Dow Jones and Morgan Stanley Taiwan Stock Index futures only select partly stocks traded on the Taiwan Stock Exchange. Those contracts are based on the US dollars, and also not traded in Taiwan. In the past, a lot of researches study on the interrelationships between Taiwan stock index future and cash market. We study the Taiwan Stock Exchange Capitalization Weighted Stock Index (TAIEX) issued by Taiwan Futures Exchange, in order to find the interrelationships between future and cash market. Since the price time series may have the problem of nonsynchronous trading between future and cash market, we use Kalman Filter to remove the problem of non synchronous trading, and then put adjusted time series to the unit root test, cointegration test and error correction model. The empirical results show, most of time there are significantly conintegration between future and cash market, expect the time for Oct. Nov. Dec. 1998 and Nov. 1999. Just like a normal market, the interrelationship between markets will temporally disappear as a result of some factors in the markets. But the invisible hand in the market will make them asymptotically optimality to recover the conintegration between future and cash market. Based on the conintergration in the long run, the empirical results of error correction model shows, there is a dynamic adjusted relationship between future and cash market in the short run. But the stock index future will have more chance to lead the stock index. Thus, the empirical tests find that the stock index future will have price discovery mechanism for stock index.

Keywords: Conintergration , Market Interrelationship, Stock Index futures, Unit Root Test

---

\* Professor, Graduate School of Management, Chang Jung Christian University

\*\*Assistant Professor, Department of Finance, Chang Jung Christian University

\*\*\* Associate Professor, Department of Accounting, National Cheng Kung University

\*\*\*\*Masters, Graduate School of Industrial Management Science, National Cheng Kung University

## 壹、介紹

期貨具有眾多的經濟功能，其中價格發現(price-discovering)是市場投資人士最關心的一環，目前有許多學者針對不同的期貨商品與現貨來探討二市場的價格發現的功能即領先與落後的關係(lead-lag relationship)。

股價指數期貨之標的物為股價指數，兩者受到相同訊息集合的影響，但兩市場對新訊息的反應速度卻會因交易成本、稅負或流動性而有所差異。過去研究(eg. Stoll and Whaley(1990)、Kawaller et al.(1987)、Herbst et. al(1987))多發現股價指數期貨具有領先現貨指數的功能。稍早以台股指數為標的物的期貨市場有 SIMEX 摩根台股期貨與 CME 道瓊台股期貨，但歷年的研究 (黃玉娟與徐守德(1998)、賴瑞芬(1997))皆偏向現貨領先期貨，究其原因不外乎一、不同的交易幣別，二、不同的交易機制，二、不同的交易國家等原因而造成期貨對現貨不具顯著的價格發現的機能。故本文則針對台灣在 1998 年 7 月 21 日新開放本土台股期貨與加權指數利用誤差修正模型進行此二市場之間是否具有領先-落後關係(Lead-lag Relationship)之研究。

然而在現實的金融市場中通常存在著資訊不對稱的問題，這會使現貨與期貨市場間產生非同步交易的問題，非同步交易會讓期貨市場與現貨市場存在移動平均誤差(moving average error)，因此在進行實證時若忽略非同步交易，可能會使期貨與現貨市場產生虛假的領先與落後關係。非同步交易主要是因資訊隨機產生，而價格又無法即使反應該訊息，而使得該資訊在下一期價格才反應該訊息，而造成序列存在序列相關。非同步交易反應在序列的即為移動平均誤差。在 Antoniou and Garrett(1993)與 Chien(2000)研究中採用 Kaiman Filter 去除移動平均誤差即調整非同步交易的問題。故本文亦採用 Kaiman Filter 做為調整台股指數與現貨的方法。

本研究首先利用 Kaiman Filter 去除期貨與現貨各序列可能存在的非同步交易的問題，再進一步研究台股期貨與現貨在 1998 年 7 月至 1999 年 12 月這段期間自開創期至逐漸成熟期兩個市場共整合連結性和領先落後之研究。

本文在第貳段為文獻回顧，第參段為研究方法，在第肆段為資料處理，第伍段為實驗結果。第陸段為結論。

## 貳、文獻回顧

自期貨開放交易以來，已有政府組織和學術性組織研究過期貨市場的功能。期貨市場本身具有獨特的經濟功能如價格發現(Price Discovery)和避險功能

(Hedge)。而學者亦對期貨和現貨之間的領先-落後(lead-lag)關係做過相當性的探討。過去的研究著重在經驗法則，利用線性模式來討論期貨與現貨二市場間的領先關係，其結果顯示期貨具有領先現貨的線性關係，其意即期貨對現貨價格的走向是具有預測能力。本文就過去在此領域的相關性論文作一整理。

早期在檢定期貨與現貨之領先與落後之關係多採用 Granger's(1969)因果模型(Causality notion)。假設雙變數 X、Y，若利用 X 的歷史資料可提高對 Y 價格的預測力，則稱 X 對 Y 有影響。反之 Y 歷史資料無法正確的預測 X 價格的走向，而必須依賴其它因素方能預測 X，則稱 Y 對 X 無具影響力。在檢定領先與落後的關係有數種方法，如 one-sided distributed-lag model(Granger,1969)，a two sided distributed-lag(Sims,1972)，crossion-correlation model(Haugh,1976)和近年來最常用的誤差修正模型(error correction model)。

Mackinlay and Ramaswamay(1988)主要探討股價期貨價格誤差的問題，並認為 bid-ask、交易成本、交易非同化以及到期日是影響價格誤差的主要因素。隨著樣本區間 15、30、60、12 分鐘加大，變數自我相關程度愈小，而波動幅度也逐漸平緩(變異數變小)。Stoll and Whaley(1990)認為非同步交易(nonsynchronous trading)與買賣價差(bid-ask spread)的存在會使期貨與現貨呈現序列相關(Serial Correlation)。因此，Stoll and Whaley 利用 ARMA 模型移除(remove)價格的序列相關，並將期貨之領先報酬率、同時報酬率與落後報酬率與現貨報酬率互相比較。結論偏向期貨領先現貨。故市場套利者可透過期貨市場了解市場動態並對其套利組合做調整。

自 1987 年 Granger and Engle 發展共整合模式(Cointegration model)以及誤差修正模型(error correction model)後，這兩種模型已被普遍用來做為預測另一變數的方法。而 Ghosh(1993)利用這兩種模式來驗證 S&P500 期貨與現貨序列之間的長期與短期之間的關係。首先利用 ADF (augmented Dickey-Fuller)個別檢定期貨與現貨序列是否存在單根，並採用二階估計式(two-stage estimator)估計現貨與期貨之共整合向量並檢定現貨與期貨是否存在共整合關係。確定整合關係成立後進而利用 ECM 進行迴歸分析以驗證領先與落後的關係。雖然現貨與期貨互有回饋現象，但期貨對現貨的領先效應終究優於現貨。

黃玉娟、徐守德(1999)主要是針對摩根台股與台股加權指數(註1)進行領先與落後關係之研究。因為摩根台股期貨遠在新加坡交易，所以該文認為不同的交易機制(註2)與市場不夠成熟等因素是影響摩台股期貨與加權指數長期連結性的主因。在長期的共整合的基礎下，隨著時間的移動，縱使短期會出現不均衡現狀，

<sup>1</sup> 所採為摩根台股期貨之成份股，依各股所佔比例計算之加權指數。

<sup>2</sup> 台灣證券交易所為電子搓合交易系統，而摩根台股期貨為人工喊價交易系統

但藉由期貨強大的整合量會有效的調整前期誤差，使之回至長期均衡軌道上。以 ECM 模型進一步決定這兩個市場之間的領先角色。驗證結果偏向現貨領先期貨市場，結論為交易機制的差異與市場甫剛開放成熟度不足，所以使得該研究結果與歷年來對期貨具有領先機制的結論有所差異。

因為期貨具有特殊的經濟功能，如價格發現，避險等機制，故歷年學者利用線性模型來探討各式標的指數和期貨之間的關係。台指期貨為我國金融市場上新的衍生性商品，利用線性模式來探討台灣期指與加權指數之間的關係，了解實際的交易狀況，以便提供給套利者正確套利方

## 參、研究方法

基於非完美市場而導致現貨與期貨-市場產生領先與落後的關係，我們可謂二市場其中之一市場對另一市場的未來價格具有預測能力，此即為價格發現 (price discovery) 的功能。而本文將以 Engle and Granger(1978) ECM 模型討論台指期貨與台股之間的領先與落後的關係。

### 一、資料調整

在現實的金融市場中通常存在著非同步交易的問題，非同步交易會使股票期貨與股價指數存在移動平均誤差(moving average error)，在進行實證時若忽略非同步交易，則可能會使期貨與現貨市場產生虛假的領先與落後關係。在 Antoniou and Garrett (1993)與 Chien (2000)研究中皆採用 Kalman Filter 方法以去除非同步交易因素即去除此移動平均誤差。故本文採用 Kalman Filter 方法做為調整台股期貨與現貨的方法。

非同步交易的問題主要是源自資訊隨機性的產生。市場資訊為非隨機性，則訊息發生會使序列產生移動平均誤差，而觀察值可用預期值(expected value)與非預期值(unexpected Value)表示。非同步交易則是藉由非預期值影響價格序列。一旦資訊隨機發生時，且價格無法即時反應資訊，則表示先前的資訊無法充份反應在價格上，而會在下一期才反應該資訊，故此非預期值必會發生序列相關。本文可用下式表示觀察值(Observed Values)、真實值(true Values)與非同步交易誤差調整值(non-synchronous trading adjustment)。 $x_t = (f_t, C_t)$  為觀察值， $x_t^* = (f_t^*, C_t^*)$  為真實值， $u_t$  為非同步交易調整值：

$$x_t = x_t^* + u_t \quad (1)$$

$$x_t^* = x_{t-1}^* + \beta_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad (3)$$

其中  $x_t^*$  可用 kalman Filter 估計。Kalman Filter 優點即為善用過去訊息，並即時應用該訊息以獲得真實值。假設資訊隨機發生，且價格序列  $x_t$  會反應新資訊的情況下，價格趨勢必呈現一個隨機模型，當價格無法即刻反應新訊息，使得價格在下一刻才反應時。此會造成序列相關，而這種情形即為非同步交易。

本文採用 Kalman Filter 方法調整原始資料，再將此調整後之期貨與現貨資料取對數(log)後之序列進行單根檢定。其整合分析並進一步利用誤差修正模型探討領先與落後關係之研究。

## 二、單根檢定

以往一般計量經濟的迴歸模型，都假設模型中所有時間序列皆為定態(stationary)序列。然而事實上，有許多經濟變數已經隨著時間的改變。使得這些變數本身已經不是定態序列亦即存在單根(unit root)。違反了假設的序列，若用傳統的線性迴歸來做實証，可能會導致錯誤的結果。這種迴歸假象直到 Granger and Newbold (1974)才將其命名為「虛無迴歸」(spurious regression)，並提出利用差分(difference)的方法。將非定態的時間序列加以差分以解決單根問題。

為求得定態的時間序列，首先檢定序列是否為定態，本文採用 ADF (Augmented Dickey-Fuller)檢定法。ADF 模型如下：

$$\Delta X_t = \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta X_t = \alpha + \gamma t + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$X$ : F、C(future、cash)， $\alpha$  為常數項、 $t$  為時間趨勢， $\Delta$  表示差分， $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ，

$\sum_{i=1}^p \rho_i \Delta$  為落差項，單根檢定如下：

臨界值可參考 Mackinnon (1991)所計算之臨界值。檢定結果若接受虛無假設，則表示該數列有單根存在，需利用差分(difference)方式，將非定態序列轉換為定態，直到不存在單根為止。

### 三、共整合分析

共整合的意義即為變數本身可能會受到本身元素(elements)的影響而改變，但變數之間卻會存在一些長期均衡關係，藉由線性關係彼此相繫。上一段談到利用差分可將現貨與期貨序列定態化。若二序列皆經過了  $d$  次差分後可成為定態序列，則稱期貨與現貨為同階整合級次(integrated order) $d$  之序列，即  $C_t \sim I(d)$ 、 $F_t \sim I(d)$ 。但 Granger and Newbold (1974)指出若採用差分方式，雖可減少變數間所存在單根數使變數轉為定態序列，但卻會令各變數間喪失掉可能存在的長期均衡關係，而產生不當的結論。Engle and Granger(1987)提出的共整合分析(cointegration)來探討變數間「長期均衡」關係。若現貨與期貨均為  $I(1)$  的定態時間數列，隱含這二變數可用式(7)線性模型來表示：

$$Z_t = F_t - \alpha - \beta C_t \quad (7)$$

其中  $C_t$  與  $F_t$  為現貨與期貨序列，若現貨與期貨為  $I(1)$  之定態序列，且其線性組合  $Z_t$  亦為定態，則可稱  $C_t$  與  $F_t$  具有共整合關係，亦即二序列是具有長期均衡關係。 $Z_t$  則是衡量在第  $t$  期現貨與期貨的短期誤差程度，藉此短期誤差的調整將現貨與期貨調回長期均衡的狀態故因而被稱為「均衡誤差(equilibrium error)」。可以 Engle and Granger 之 ADF 檢定法檢視式(8)是否為穩定組：

$$\Delta Z_t = \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i^* \Delta Z_{t-1} + v_t \quad (8)$$

若拒絕  $\delta^* = 0$  之虛無假設，代表  $Z_{t-1}$  穩定，亦表示期貨與現貨線性組合穩定，也穩含這兩個市場具有長期共整合關係。而唯一要注意的是式(8)中之差分項階數難以決定。而一般共整合檢定是採用 Johansen and Juselius (1990) 的最大概似估計法(Maximum Likelihood Estimator, MLE)。MLE 以 VAR(p) 進行共整合向量個數之驗證故不會有此問題。因此本文選擇採用 MLE 做為檢定台股期貨與台股指數二市場之共整合關係之方法。利用 MLE 檢定量有兩個(1)  $\lambda_{trace}$  為檢定共整合向量小於或等於  $r$ 、(2)  $\lambda_{max}$  為檢定共整合向量等於  $r$ 。

確定兩個研究變數  $C_t$ 、 $F_t$  為  $I(1)$  整合級次後，將兩個變數差分並以  $P$ -階自我迴歸模型 VAR(vector autoregression) 表示如下

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma_0 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

因為本文只用到現貨與期貨二個變量，故其中  $\alpha_i$  為  $2 \times 1$  的係數矩陣， $\gamma_0$

(則為  $2 \times 1$  共整合矩陣秩數(matrix rank of the number cointegration vectors)。  $\varepsilon_t$  為  $2 \times 1$  的向量之白噪音(white noise)，  $\alpha_i = -BA'$ ，  $B$  為  $2 \times h$  的矩陣，而  $A'$  為  $h \times 2$  矩陣，  $h$  表示共整合向量個數。 Johansen 利用 OLS 計算殘差值  $u$ 、 $v$ ，其變異數矩陣  $\mathbf{Sig} = \mathbf{S}_{vv}^{-1} \mathbf{S}_{uv} \mathbf{S}_{uu}^{-1} \mathbf{S}_{uv}$ ，並從中得到特徵值(eigenvalues)順序  $\lambda_1 > \lambda_2$ 。最大特徵值則套用在式(10.a)概似比公式：

$$L = -(T - \frac{n}{2}) \log(2\pi) - (T - \frac{n}{2}) - (\frac{T}{2}) \log |S_{UU}| - (\frac{T}{2}) \sum_{i=1}^h (1 - \lambda_i) \quad (10-a)$$

$h$  為共整合向量個數，統計量如下

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=h+1}^n \log(1 - \lambda_i) \quad (10-b)$$

$$\lambda_{max} = -T \sum_{i=h+1}^n \log(1 - \lambda_{i+1}) \quad (10-c)$$

臨界值採用 Johansen and Juselius (1990)所計算出的臨界值。若拒絕虛無假設，則表示現貨與期貨具有共整合關係。可進一步探討誤差修正模型分析。

#### 四、誤差修正模型

Engle and Granger(1987)提出 Granger representation theorem，若序列間具有相同的整合級次且存在著長期的共整合關係，則序列可利用誤差修正模型加以表示。反之，若序列間的關係可用誤差修正模型加以表示，則序列必存在著長期的共整合關係。故共整合與誤差修正模型之間具有著「若且唯若」的關係。可說明共整合與誤差修正模型互為充分與必要條件。

誤差修正模型主要是將其整合迴歸式申所產生的誤差均衡項  $Z_t$  加入自我回歸模型中，希望透過誤差修正項(error correction)的加入，將因為差分(difference)所造成流失的長期訊息加以調整回來，僥得變數的短期動態關係不至於偏離長期均衡太多。誤差修正模型與檢定假設如下

$$\Delta C_t = \alpha_{01} + \gamma_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{i1} \Delta C_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{j1} \Delta F_{t-j} + \varepsilon_t^C \quad (11)$$

$$\Delta F_t = \alpha_{02} + \gamma_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{i2} \Delta C_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{j2} \Delta F_{t-j} + \varepsilon_t^F \quad (12)$$



其中  $\Delta C_t$  與  $\Delta F_t$  可分別表示現貨與期貨差分序列， $Z_{t-1}$  為均衡誤差，代表長期均衡訊息，而  $m$  則為落差期數，主要是利用 AIC 決定最適的落差期數，適當落差期數的選擇可確保誤差項為 White noise。

若檢定結果  $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$  係數顯著異於零則表示前期二市場的失衡會反應在本期的現貨或期貨市場上，亦即因果關係是來自長期訊息。反之則表示長期訊息並不會影響本期現貨與期貨的價格變化。現貨與期貨落差項係數  $\alpha_{i1}$ 、 $\beta_{j2}$  顯著時，則表示本期現貨或期貨價格會受到前期波動的影響，亦即因果關係是來自短期訊息。反之若不顯著則表示前期訊息並不會影響本期的價格。若  $\Delta F_t$  落遲項的係數  $\beta_{j1}$  顯著異於零，則表示期貨領先現貨。同理若檢定結果  $\Delta C_t$  落遲項的係數  $\alpha_{i2}$  顯著異於零，則表示現貨領先期貨。若  $\beta_{j1}$ 、 $\Delta C_t$  皆同時顯著異於零，則表示現貨與期貨具有反饋效果。

#### 肆、資料處理

臺灣期貨交易所在 1998 年 7 月 21 日起開始發行「臺灣證券交易所發行加權股價指數期貨」，簡稱台股期貨(TX)。本研究所採取的現貨與期貨的資料區間自 1998 年 8 月 14 日至 1999 年 7 月 30 日。期貨交易時間與現貨市場相同，自星期一至星期六，過隔週休二日則至星期五，現期貨兩市場每日交易時間皆從早上 9:00 開盤，而期貨的收盤時間在中午 12:15 則較現貨在 12:00 收盤晚 15 分鐘。

台股期貨到期交割月份自交易當月起連續二個月份，另加上三月、六月、九月、十二月中三個接續的季月，總共有五個月份的合約在市場交易。在期貨市場上，有交易成功，資料才會被記錄，而每個契約則是每隔 20 秒變動一次。本研究首先透過期交所取得原始交易資料(包含每分內交易資料，日交易量和未平倉量)，利用軟體程式將每天的分內資料篩選成依交易契約別有序分列成每 5 分鐘的價格序列。一般而言，近月契約(nearby contract)之市場較為活絡，交易量較大，而遠期契約的交易則呈現較清淡的現象，因此本研究選取的近月契約為下一個到期契約為近月契約。又為避免太接近到期日，會有到期日效果(expiration-day effect)，使近月契約的交易量太過清淡(因為期貨價格逐漸接近現貨價格已無套利空間)，因此根據每天未平倉量(open interest)的趨勢做為本研究選取每個契約區間的準則。平均而言，大約每個契約在到期日前第 4 天(含第 4 天)向後推算實質交易日 25 天的未平倉量是在該契約所有交易日均量以上，因此以此區間做為近月契約所選取的資料範圍。表(一)為本研究各契約的時間範圍。

根據 Stoll and Whaley(1990)，為避免隔夜報酬率(overnight return)造成序列異質性(heteroskedasticity)的問題，及開盤時價格停滯性的問題，因此忽略 9:05 之前的價格序列。另外現貨交易時間只到 12:00，因此將 12:00 以後期貨資料捨棄。故兩市場每日所採區間為 9:05 至 12:00。

表(一) 各契約之選取區間

期貨契約	1998 9 月份	1998 10 月份	1998 11 月份	1998 12 月份	1999 1 月份	1999 2 月份
契約到期日	9/16	10/21	11/18	12/16	1/20	2/20
選取區間	8/14~9/11	9/14~10/16	10/14~11/13	11/10~12/11	12/11~1/15	1/12~2/10
期貨契約	1999 3 月份	1999 4 月份	1999 5 月份	1999 6 月份	1999 7 月份	1999 8 月份
契約到期日	3/17	4/21	5/19	6/16	7/21	8/18
選取區間	1/29~3/11	3/16~4/16	4/14~5/15	5/13~6/11	6/11~7/17	7/15~8/13
期貨契約	1999 9 月份	1999 10 月份	1999 11 月份	1999 12 月份		
契約到期日	9/15	10/20	11/17	12/22		
選取區間	8/11~9/10	10/15~10/16	10/13~11/11	11/11~12/15		

## 伍、實驗結果與分析

### 一、資料調整與單根檢定

本文採用 kalman Filter 方法調整原始資料，再將此調整後之期貨與現貨資料取對數(log)再進行單根檢定。共整合分析再進一步利用誤差修正模型探討領先與落後關係之研究。

價格序列是否具有單根會影響分析結果之統計推論。因此本文以 ADF (Augmented Dicky-Fuller)檢定台股期貨與股價指數兩個價格序列是否為具單根非定態之序列。若檢定結果為拒絕單根之虛無假設，則判定此價格序列為定態，可直接進行迴歸分析。若價格序列具有單根，而其一階差分序列拒絕單根虛無假設，則判定價格序列為  $I(1)$ 。本文以式(4)~(6)進行 ADF 單根檢定。

未差分前之價格序如具有單根狀況可採用差分(difference)以解決單根非定態問題。在表(一)與表(三)所列分別為台股期貨與台股指數一階差分後之單根檢定結果。差分後之期貨與現貨報酬率皆拒絕單根之虛無假設，因此認定所有價格序列均為一階差分之定態序列。同時可得期貨與現貨皆具有顯著的時間趨勢，此為典型的時間序列，期貨與現貨會隨時間而移動。

表(二) 台股期貨一階差分之 ADF 單根檢定

台股期貨 契約月份	ADF $\beta = 0$	ADF $\alpha = \beta = 0$	ADF $\alpha = \gamma = \beta = 0$
1998/9	-6.0705*	18.563*	12.623*
1998/10	-7.203*	26.11*	17.482*
1998/11	-7.1928*	26.037*	17.433*
1998/12	-4.5119	10.178*	8.8817*
1999/1	-4.9709*	12.637*	8.5555*
1999/2	-6.2255*	19.858*	13.224*
1999/3	-5.4184*	16.945*	11.327*
1999/4	-4.3052*	10.328*	6.9655*
1999/5	-5.7153*	13.479*	9.0059*
1999/6	-5.4466*	15.63*	10.902*
1999/7	-4.0524*	8.411*	8.3042*
1999/8	-5.2133*	13.639*	9.6905*
1999/9	-5.3921*	15.307*	11.224*
1999/10	-5.5983*	15.079*	11.099*
1999/11	-5.1467*	13.404*	8.9319*
1999/12	-5.8235*	17.1*	11.614*

\*表示 5% 之顯著水準下顯著。H<sub>0</sub>：序列存在單根。臨界值參考 Mackinnon(1991)  
ADF 檢定量

$$\Delta X_t = \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + \gamma + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

表(三) 台股加權指數一階差分之 ADF 單根檢定

台股期貨 契約月份	ADF $\beta = 0$	ADF $\alpha = \beta = 0$	ADF $\alpha = \gamma = \beta = 0$
1998/9	-5.1573*	13.442*	9.2825*
1998/10	-4.9821*	12.484*	8.4269*
1998/11	-4.9875*	12.507*	8.4501*
1998/12	-6.2151*	18.748*	14.396*
1999/1	-4.0436*	11.051*	7.4763*
1999/2	-6.621*	22.48*	15.029*
1999/3	-5.8671*	19.96*	13.468*
1999/4	-5.2331*	15.16*	10.119*
1999/5	-5.7016*	16.277*	10.861*
1999/6	-7.1806*	26.877*	18.292*
1999/7	-4.2488*	9.3458*	8.2882*
1999/8	-6.2137*	19.319*	13.314*
1999/9	-5.0079*	13.319*	9.8792*
1999/10	-5.4532*	14.887*	10.217*
1999/11	-5.3636*	14.688*	9.7887*
1999/12	-5.7898*	17.049*	11.73*

\*表示 5% 之顯著水準下顯著。H<sub>0</sub>：序列存在單根。臨界值參考 Mackinnon(1991) ADF 檢定量

$$\Delta X_t = \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + \gamma + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

## 二、共整合分析

台股期貨之標的物為台股加權指數，理論上，期貨市場與現貨市場可視為同一產品之市場，特有成本模式(carry of cost model)意味期貨(現貨)價格不可過度偏離理論價格，否則套利力量將會介入，逼使期貨(現貨)價格回復至合理區間。因此套利機會之存在，意味著期貨與現貨市場具有長期共整合之關係。若資訊隨機產生，且二市場為共整合序列，而其中一市場價格趨勢為隨機模式，在套利關係的引導下，另一市場價格趨勢也會呈現隨機模式。亦即現貨與期貨會呈現亦步亦

趨，共同移動的情形。而在此共整合長期均衡模式下，縱然短期間出現偏差而失去共整合關係時，但在持有成本理論的作用下，套利關係會修正此短期偏差而達到長期均衡。反之，若市場間不具有共整合關係，其經濟意義為期貨與現貨市場無法視為交易相同標的物之市場，或者隱含這兩個價格序列可能因法規限制，使得市場間套利行為(intermarket arbitrage)無法進行，以致於期貨(現貨)價格遠偏離了理論價格，而使得市場之整合力量顯得太過於薄弱，無法收斂該偏差而呈現不顯著的共整合關係。

本文採用 Johansen and Juselius (1990)的最大概似估計法(Maximum Likelihood Estimator, MLE)做為本研究檢定台股期貨與台股指數二市場之共整合關係。MLE 以 VAR(p)為模型，並檢定共整合向量個數以決定期貨與現貨二市場是否具有共整合關係。本文共整合檢定量為  $\lambda_{trace}$  與  $\lambda_{max}$ 。 $\lambda_{trace}$  為檢定共整合向量小於或等於  $\gamma$ 。 $\lambda_{max}$  為檢定共整合向量等於  $\gamma$ 。虛無假設為不具共整合關係。而本文僅驗證期貨與現貨兩個變數， $\gamma$  為共整合向量個數。在表(四)中除了 1998 年 10、11、12 與 1999 年 11 月不具顯著的共整合關係外，其餘各月份之期貨與現貨皆為拒絕虛無假設( $H_0: \gamma = 0$ )。因為在期貨交易前幾個月為開創期，交易量小，共整合關係可能較不明顯，但隨後則因交易量逐漸放大，市場的套利力量逐漸發揮作用，而使得現貨與期貨的整合關係愈來愈明朗化。從表(四)中的變化，可看出台股期貨與現貨已從開創期，逐漸邁向為高度共整合的市場，故由此可推論，台股期貨與現貨具有長期亦步亦趨，長期共整合的關係。

### 三、誤差修正模型

根據 Engle and Granger(1987)所提出的 Granger representation theorem，若序列間存在著長期共整合關係，則序列之間的關係必可用誤差修模型來加以表示。在前段已證明台灣股價期貨與現貨價格之間存在著長期共整合的關係因此本文更進一步用誤差修正模型來探討期貨與現貨之間存在著領先與落後的關係。

首先須先決定落差期數，本文利用 AIC 做為落差期數的挑選準則，從 1 階到 6 階落差中挑選最適落差期數。如表(五)與表(六)所示之 lag (m)為各月份之最適落差期數。

挑選最適落差期數後，接下來則探討變數間的領先—落後關係。檢定方式為針對誤差修正模型中的誤差修正項及另一市場的落差價格項進行係數聯合檢定，各月份檢定結果列於表(五)與表(六)。

誤差修正模型中的誤差修正項( $Z_{t-1}$ )主要是測試應變數(現貨與期貨)反應前期二個市場的偏差程度，此為長期因子對應變數的影響，此誤差修正項隱含二市

場之間具有長期共整合趨勢，當市場出現偏差時，藉此誤差修正項導正二市場短期不均衡使之回歸長期均衡。由表(五)可發現，除了 1998 年 10 月至 12 月與 1999 年 11 月共四個月，因無顯著的長期共整合關係而不適用誤差修正模型外，其餘月份則可利用誤差修正模型，同時測試長期與短期因子對價格趨勢的影響。在表(六)中可看出誤差修正項對期貨價格走向只有三個月(1998 年 9 月、1999 年 6、8 月)具顯著的影響其餘則無顯著的影響，在表(六)中發現，亦只有四個月(1999 年 1、3、4、12)對現貨具有顯著的影響外，其餘期間則不顯著。自實證中可發現期貨(現貨)並非完全反應長期均衡項，而且這兩個市場顯著反應的期間也不一致，故可推論長期的均衡關係並非由特定的價格波動來完成，視期貨(或現貨)市場的整合力量來決定那一市場在長期間居於領導角色。而 1998 年 10 月至 12 月與 1999 年 11 月現貨與期貨無明顯共整合關係，則意味此二市場之間的收斂速度緩慢，而使得短期價格波動速度超越長期收斂速度，而呈現較弱的共整合關係。

誤差修正模型隱含二市場存在套利關係，但在長期亦步亦趨的趨勢下，短期的偏差則是無可避免的。所以除了誤差修正項之長期因子外，並測試一市場價格波動對現貨與期貨價格的影響，此屬為短期因子測試。在表(五)現貨影響期貨之檢定除了 1999 年 1、4、5、8 月，現貨對期貨具有顯著影響外，其餘月份則不顯著。表(六)除了 10 月份可能因受 921 地震影響而使得期貨對現貨無顯著影響外，各月份期貨則明顯影響現貨價格。綜合誤差修正項與另一市場的落差價格項的影響，歸納出期貨(現貨)雖有長共整合關係，但是短期的價格變化不一定會反應前期修正誤差，反倒是較容易受到另一市場的短期價格波動所影響。而其中又以期貨影響現貨較為巨大。這終究歸諸於以下二個原因：(1)、期貨交易成本遠比現貨市場低。(2)、在收盤時，期貨有交易但並非所有股票都會有交易。因此一旦市場有任何訊息發生，最先反應的是交易成本最低的期貨市場，而之後才會由期貨市場將訊息傳遞給現貨市場。所以呈現期貨領先現貨的情況。

當表(五)與表(六)中，比較現貨與期貨調整的迴歸判定係數  $R_a^2$  (adjusted  $R^2$ )，表(六)中的  $R_a^2$  皆大於表(五)中的  $R_a^2$ ，隱含著期貨影響現貨價格的程度大於期貨影響現貨的程度，且現貨價格會依期貨價格的趨勢而收斂，我們可以推論期貨市場為現貨交易的重要指標。

雖然聯合檢定是期貨市場領先現貨市場，市場的資訊傳遞方向是單一的。但在個別檢定方面，現貨與期貨仍具雙向互有回饋的現象，端視訊息的傳遞方向來決定何者具有顯著的領先能力。

本文期貨與現貨的領先與落後檢定結果恰與黃玉娟、徐守德(1999)檢定相反，其檢定結果為摩根台股期貨落後現貨，顯示摩根台指期貨對現貨並無價格領先機能。其原因可能是一、交易機制差異。二、摩根台指期貨交易地點在遠在新加坡，連動關係自然低於台灣本地交易的台股期貨等原因以致於期貨不顯著領先

現貨市場。

表(五) 本土台股期貨 ECM 之線性關係檢定

Model $\Delta F_t = \alpha_{02} + \gamma_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{i2} \Delta C_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_{j2} \Delta F_{t-j} + \varepsilon_t^F$					
Dependent Variable	Future	$R_a^2$	$\gamma^2$	$\sum \alpha_{i2}$	$\sum \beta_{j1}$
契約月份	Lag(m)		t-test P-value	F-test P-value	F-test P-value
1998/9	4	0.0195	2.873 0**	1.029 0.391	0.816 0.522
1999/1	3	0.0379	0.3401 0.734	5.083 0.002**	0.989 0.307
1999/2	5	0.007	0.6745 0.5	0.384 0.86	0.474 0.796
1999/3	6	0.0012	1.475 0.141	1.227 0.29	2.708 0.013**
1999/4	6	0.0089	0.5469 0.585	1.933 0.073*	0.235 0.965
1999/5	4	0.0222	1.001 0.317	4.833 0**	0.255 0.907
1999/6	2	0.0052	1.808 0.071*	1.495 0.225	0.771 0.463
1999/7	6	0.038	0.7056 0.481	0.915 0.483	12.929 0**
1999/8	3	0.0279	3.542 0**	4.181 0**	4.718 0.009**
1999/9	6	0.0251	0.9947 0.32	1.637 0.134	0.328 0.923
1999/10	6	0.0208	0.4159 0.678	1.611 0.141	0.167 0.985
1999/12	6	0.0164	1.355 0.176	0.945 0.462	0.068 0.934

Lam(m)為最適落差期數。\*為 10%顯著水準下顯著，\*\*為 5%顯著水準下顯著。

表(六) 台股加權指數 ECM 之線性關係檢定

Model	$\Delta C_t = \alpha_{01} + \gamma_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{i1} \Delta C_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{j1} \Delta F_{t-j} + \varepsilon_t^C$				
Dependent Variable	Cash	$R_a^2$	$\gamma_1$	$\beta_{j1}$	$\alpha_{i1}$
	Lam(m)		T P-value	F P-value	F P-value
1998/9	4	0.1539	0.9447 0.343	15.974 0**	1.435 0.22
1999/1	3	0.1542	-2.976 0.003**	11.736 0**	6.358 0**
1999/2	5	0.02	-0.4061 0.685	8.417 0*	1.894 0.093*
1999/3	6	0.5009	-11.24 0**	2.954 0.008**	108.168 0**
1999/4	6	0.1494	2.178 0.03**	1.827 0.091*	0.094 0.997
1999/5	4	0.0595	-1.193 0.233	17.022 0**	0.256 0.906
1999/6	2	0.0469	-0.8139 0.416	12.09 0**	0.434 0.648
1999/7	6	0.3156	1.115 0.265	2.758 0.012**	0.013 0.989
1999/8	3	0.0409	-0.304 0.764	7.963 0**	2.415 0.09*
1999/9	6	0.0706	-1.031 0.303	3.274 0.003**	0.289 0.942
1999/10	6	0.0237	-0.904 0.368	0.83 0.547	0.261 0.955
1999/12	6	0.0328	-1.854 0.064	6.768 0**	0.405 0.667

Lam(m)為最適落差期數。\*為 10%顯著水準下顯著，\*\*為 5%顯著水準下顯著。

## 陸、結論

本文主要是探討台股期貨與台灣加權指數，這兩個市場之間的領先與落後關係。而所採取的樣本區間則自 1998 年 9 月開始，至 1999 年 12 月結束。本文首先對期貨與現貨進行單根檢定與共整合分析，而最後針對具有共整合關係的期貨



與現貨進行誤差修正模型的驗證，所獲得結論如下：

期貨與現貨此二價格序列皆為非定態序列，故本文利用差分以解決此非定態問題。結果期貨與現貨在一階差分後，皆成為定態序列，且具明顯時間趨勢，故本土台股期貨與現貨皆為一階整合級次之時間數列。

利用 Johansen and Juselius (1990)MLE 估計現貨與期貨二序列是否存在共整合向量，以測試期貨與現貨二市場是否具有共整合關係。理論上貨與現貨應當視為同一交易產品，持有成本理論會逼使這兩個市場不可太偏離理論價格，否則套利力量將會介入，而使之恢復至合理區間。所以當市場間出現套利機會時，則意味著期貨與現貨市場，具有共整合長期趨勢。市場因套利力量的存在，期貨(現貨)價格序列不會無限制的發散，而會達到收斂之境界，反之若無共整合關係之市場，則可能是因為期貨與現貨非同一交易產品，或者市場上缺乏強大充份的套利力量，以致於整合力量太過於薄弱而無法整合收斂這兩個市場。本文研究結果，台股期貨與現貨在期貨正式開放後之前 3 個月(1998/10-1998/12)與 1999 年 11 月不具有顯著的整合關係外，其餘期間皆有明顯的長期均衡關係。此可能在開創期，交易量不大以致於整合效果不明顯，但隨之交易量的增加，共整合效果則日漸顯著而具有長期共整合的趨勢，使得兩個價格序列存在長期穩定的均衡狀態。

誤差修正模型所表達的是長期誤差修正項與市場價格變化對另一市場價格之影響，並進而決定期貨市場與現貨市場何者居於領先角色。研究結果顯示：長期因子誤差修正項對期貨價格走向只有三個月(1998 年 9 月、1999 年 6、8 月)具顯著的影響其餘則無顯著的影響；現貨只有四個月(1999 年 1、3、4、12)具有顯著的影響外，其餘期間亦不顯著。自實證中可發現期貨(現貨)並非完全反應長期均衡項，而且這兩個市場顯著反應的期間也不一致，故可推論長期的均衡關係並非由特定的價格波動來完成，視期貨(或現貨)市場的整合力量來決定那一市場在長期間居於領導角色。而 1998 年 10 月至 12 月與 1999 年 11 月現貨與期貨無明顯共整合關係，則意味此-市場之間的收斂速度緩慢，而使得短期價格波動速度超越長期收斂速度，而呈現較弱的共整合關係。

誤差修正項是期貨與現貨達到長期穩定的重要因子，但在長期的均衡趨勢下，短期的價格可能會因市場因素而波動，此即為短期因素的影響。實證結果除了 1999 年 10 月份契約，因 921 地震影響，使交易口數銳減，市場不活絡，使得期貨無顯著的領先關係外，其餘期間之期貨對現貨均具有顯著的影響力。而現貨除了少數月份(1999 年 1、4、5、8 月份)現貨對期貨具有顯著的影響力外，其餘則不顯著。由此可知現貨與期貨雖具有回饋效果，但究竟短期間期貨領先現貨的能力仍優於現貨領先期貨。

比較現貨與期貨調整過之迴歸判定係數  $R_a^2$ ，可透露出何者居領先地位。透過實証可了解各月份之期貨具有領先現貨的能力，此隱含著期貨影響現貨的程度大於現貨對期貨的影響力。由此可知現貨價格會依賴期貨價格的趨勢而移動，期貨市場為現貨交易的重要指標。

綜合以上結果，除了少許月份因共整合力量較弱而無長期均衡關係，以及 921 地震影響而使市場無顯著的影響力外，但大多數期間，期貨價格仍保持著領先地位。雖然，短期間現貨與期貨具有回饋效應，但究竟期貨領先現貨的能力仍大於現貨對期貨的影響。

自開放期貨交易以來，本土台股期貨是否與國外期貨一樣，對現貨有價格發現的功能，若要研究此機能，則必須在持有成本的理論下，才能展開研究。台灣開創期間，雖共整合的關係較微弱以致於長期共整合關係並不顯著，然而市場套利力量卻因交易量的增加而與日提高，並逼使現貨與期貨市場往長期均衡方向移動。雖有之後有少數期間因市場因素而脫離長期均衡的軌道，但此偏差必定不會無限的發散，終究市場套利力量會收斂此偏差而達到共整合均衡。

台灣的期貨市場對於現貨市場具有一個指標性的功能，亦即市場上若出現任何會影響股價的消息，最先會反應在期貨市場上，如政治訊息的衝擊，經濟政策的發展或者佔市值大的上市公司之新聞發布等皆是影響台股期貨走向的主因。而期貨因具有低交易成本的特性可迅速吸引市場資金，反應市場資訊，而加權股價則因交易成本高，其反應市場訊息則不若期貨迅速。因此本文實證的結果證明了台股期貨具有領先現貨的價格機能，而這也與國外相關研究(eg. Stoll and Whaley(1990)、Kawaller et al.(1988)、Herbst et. al(1987))結論相符。

台灣期貨市場成立迄今，已近一年半，在國際化的過程中，逐步開放衍生性商品，而期貨市場是當中不可或缺的一環，又本文實證結果與摩根台股期貨具有不同的結論，因此本文可提供給個別自然人、法人機構一個良好的參考架構，他們可利用此架構，整合現貨市場與期貨市場間之短動態與長期之整合關係來改善投資績效並進一步規劃投資、融資決策與交易策略。

## 參考文獻

- [1]Akaike. H. "Information theory and the extension of the maximum likelihood principle,"In Second International Symposium on Information Theory ,edited by B. N. Petron and F. Caski, Budapest: Akademiai Kiado.1973:267-281.
- [2]Antoniou, A., P. Holmes, and R. Priestley, "The Effects of Stock Index Futures Trading On Stock Index Volatility: An Analysis Of The Asymmetric Response Of Volatility To News," The Journal of Futures Markets .18(2).1998:151-166.

- [3]Antoniou, A., G. Ian, "To What Extent Did stock index futures Contribute To The October 1987 Stock Market Crash?," The Economics Journal .103. 1993: 1444-1461.
- [4]Chien, C. C., W. K. Chen, and A. M. L. Wang, "Further Investigation of Stock Index Futures and Stock Prices Movement During the October 1987 Market Crash" 8th Conference On Pacific Basin Finance, Economics and Accounting, Bangkok, Thailand.2000.
- [5]Dempster, A. P., N. M. Larid, and D. B. Ruibin, "Maximum likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm," Journal of Royal Statistics Society.39.1997: 1-38.
- [6]Dwyer, G. P., P. Locke and W. Yu, "Index Arbitrage and Nonlinear Dynamics Between the S&P500 Futures and Cash," The Review of Financial Studies.9(1).1996: 301-332.
- [7]Engle, R. F., and Granger, C.W.J. , "Cointegration and error-correction: Representation, estimation and testing." Economiscs .55(2).1987:251-276.
- [8]Ghosh A., 1993, "Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Prices," The Journal of Futures Markets .13(2).1993:193-198.
- [9]Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relation By Econometric Models and Cross-spectral Methods," Econometrica. 37(2).1969:424-438.
- [10]Granger, C.W.J. and P. Newbold, "Suprious Regression in Econometrics," Journal of Econometrics.2.1974:111-120.
- [11]Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference and Cointegration with Application to the Demand for Money," Oxford Bulletin of Economics and statistics.52.1990:169-210.
- [12]Herbst, A. F., J. P. McCormack and E. N. West, "Investigation of a Lead-Lag Relationship between Spot Stock Indices and Their Futures Contracts," The Journal of Futures Markets.7. 1987:373-381.
- [13]Kawaller, I. G., Koch. P. D. and T. W. Koch, "The Temporal price Relationship Between S&P500 Futures and S&P500 Index," The Journal of Finance .42(5).1987: 297-303.
- [14]Ljung, G. M. and E. P. Box, "On a Measure of Lack of Fit in Time series Models," Biometrika.65(2).1980:297-303.
- [15]Mackinlay A. C., and K. Ramaswamy, "Index-Future Arbitrage and the Behavior of Stock Index Futures Prices," The Review of Financial Studies.1(2).1988:137-158.
- [16]Mackinnon, J. G. , "Critical Values for Cointegration Tests," In Long-Run Economic Relationships, Engle, R. F., and Granger, C. W. J.(eds). Oxford University Press.1991.
- [17] Pizzi, M. A., A. J. Economopoulos and H. M. O'Neill, "An Examination of The

Relationship between Stock Index Cash and Futures Markets: A Cointegration Approach,” The Journal of Futures Markets.18(3).1998:297-305.

[18]Sims, C. A. , “Money, Income and Causality,” American Economic Review. 62.1972:540-552.

[19]Stoll, H. R. and R. E. Whaley, “The Dynamics of stock index and stock index Futures Returns,” Journal of Financial and Quantitative Analysis.25(4).1990: 441-468.

[20]黃玉娟、徐守德，「台股指數現貨與期貨市場價格動態關聯性之研究」，證券市場發展季刊，9(3),1999，1-30。