

電子期貨及台股指數期貨價格發現之研究

Price Discovery in Taiwan Futures Market

錢怡成*

摘要

股價指數期貨不論在理論或實證研究上，大多預測期貨市場對於新資訊的反應能力較現貨市場快，且可能加速現貨市場反應新資訊的速度，亦即隱含明顯的領先落後關係。本文研究期貨與現貨間的Granger 因果關係，研究資料為 1999/07/21~2002/01/18 的每日收盤價及日內五分鐘資料。以單根檢定、共整合、Granger 因果關係，進行研究期貨與現貨價格之領先-落後關係。實證研究顯示：期貨與現貨價格序列呈現非定態的時間序列，經過一階差分後使資料為定態的時間序列，根據共整合之檢定結果發現台股指數期貨與現貨市場間，已具有穩定的長期均衡的關係，其次，Granger 因果關係檢定得知期貨領先現貨，領先時間大約為 5~15 分鐘。

關鍵詞：股價指數期貨、單根檢定、共整合分析、Granger 因果關係

Abstract

From theories or previous empirical studies, it exists the fact that futures market is more sensitive than spot market, In other words, it implies a significant lead-lag relationship. Therefore, the purpose of this paper is to examine the Granger causality between FUTURE and SPOT prices of Taiwan stock index tests. By using the daily closing prices and five-minutes interval data during 1999/07/21 ~ 2002/01/18. Through cointegration and Granger causality tests, we examine the lead-lag relationship between Taiwan Stock Index Futures and Spot Market. The cointegration analysis reveals that there is a long-run equilibrium relationship between these two nonstationary price series. Granger causality imply examination gives us the idea that the futures market leads the spot market by around five to fifteen minutes.

Keywords: Stock Index Futures, Unit Root test, Cointegration analysis, Granger causality

壹、緒論

股價指數期貨之標的物即為股價指數所包含的股票現貨，兩者受到相同訊息的影響，兩市場對新訊息反應速度的領先與落後關係(Lead-lag relationship)因此成為眾所關心的課題。造成股價指數期貨錯誤定價(mispricing)的主要原因之一是現貨價格與期貨價格之間的時間差異(timing difference)問題(Daigler 1997)。由於小規模公司股票的不頻繁交易(infrequent trading)、現貨市場較高的交易成本以及期貨市場較低的保證金等因素使得許多研究發現期貨價格變動領先現貨價格之變動(Kawalleretal et al. 1987、Stoll & Whaley 1990)。因此對於台灣指數期貨市場與現貨市場之間的互動關聯與因果關係乃亦是值得探討的問題。由於台灣市場之特殊屬性台股指數期貨對現貨的影響可能與其他國家有所不同。首先，由於台灣股票市場屬新興股票市場，其具高度波動性，因此其發展程度不如美國等國家之股票市場；再者，台股指數期貨推出的時間很短，尚不滿四年，因此市場不如其它先進國家之市場成熟；最後，台灣股票市場規模不大，易流於人為操縱。因此就台股指數期貨及電子期貨而言，其價格行為是否有效率？其與現貨市場間是否已有共整合關係？其在價格發現上之貢獻又是如何？等問題乃為學術界、實務界以及法規制定者等所熱衷關切。

我國期貨市場在 1998 年 7 月 21 日正式營運，首先開放的是台灣發行量加權股價指數期貨(TAIFEX)，乃是台灣期貨交易所根據整體證券市場的加權股價指數所設計出來的衍生性金融商品，1999 年 7 月 21 日推出電子期貨。對於一般投資者而言，股價指數期

* 錢怡成 日盛期貨 E-mail:911031@jsun.com TEL:25042088 轉 213

貨的產生將能增加股票現貨市場價格訊息的揭露(價格發現)，使得投資大眾在證券市場進出的時候多了一項投資訊息來源，對於投資決策的擬定將有所幫助。然而期貨市場是否真的能夠提供真實的資訊？抑或只是提供噪音訊息而增加證券市場的波動有待實證上之探討。因此本研究主要探討期貨市場與現貨市場價格的關聯性，希望對上述問題能夠進一步的釐清。

本文結構如下：第二部份針對股價指數期貨與現貨價格關聯性之相關研究進行文獻探討；第三部份則介紹本文所採用之研究方法；第四部份為台灣股價指數期貨與現價格因果關係之實證分析，第五部份為結論與建議。

貳、文獻探討

股價指數期貨商品推出已有一段時間，國外各大交易所也很早就開始這個商品的交易並健全成長，目前有相當多探討股價指數期貨之文獻，例如：Kawaller, Koch and Koch(1987)、Stoll and Whaley(1990)、Chan(1992)、Ghosh(1995)。本文則專注於其中股價指數期貨與現貨的因果關係研究，參考相關文獻後發現關於股價指數期貨與現貨的研究大致可分為三種模式：Granger causality、GARCH 模型、Garbade and Silber 模型。其中由於 Granger causality 是眾多研究方法中最早有一套標準化的檢定過程，且檢定結果也具公信力，最為相關文獻所採用。以下針對不同之領先與落後關係進行相關文獻之回顧。

一、期貨領先現貨

Kawaller, Koch and Koch(1987)以七個季月份之美國 S&P 500 期貨與現貨每分鐘資料為樣本，根據每個交易日的每分鐘報價，進行共整合研究分析。研究結果顯示 S&P 500 期貨與現貨存在明顯的同期關係。每日股價指數期貨領先現貨的時間約是 20 至 45 分鐘，而現貨領先股價指數期貨的時間只有不到 1 分鐘，因此股價指數期貨領先現貨是可確定的。且當以數個子期觀察時，領先效果並不會隨到期日的遠近而有不同，意謂並無到期日效果的存在。Stoll & Whaley(1990)研究美國 S&P 500 與 MMI 股價指數期貨與現貨間之動態關係，在調整價格的非同時性(non-synchronicity)之問題後，以雙向迴歸模型來衡量期貨與現貨間之領先與落後的關係。研究結果發現平均而言，S&P 500 與 MMI 指數期貨之報酬率領先股票市場報酬率約 5 分鐘，雖然現貨市場對期貨市場報酬率亦有預測能力，然而其預測能力相當薄弱，因此推論期貨市場扮演著價格發現之功能。

Chan(1992)擴展 Stoll & Whaley(1990)之研究，以 S&P 500 指數、MMI 及其 20 檔成份股，採用 Granger 因果關係檢定，且將其係數之標準差以 GMM 法來調整序列相關與異質變異的問題，再探討期貨市場領先現貨市場交易之原因。經研究發現股價指數之成份股票的交易次數不頻繁，無法完全解釋期貨與現貨之領先與落後關係，然而當許多股票價格同方向移動時(亦有全面性之市場訊息)期貨市場領先現貨市場的程度提高。除此之外 Tse (1995)研究在 SIMEX 交易的日經 Nikkei 225 期貨與在東京股票交易所(TSE)交易的現貨日資料，研究結果顯示股價指數期貨領先現貨；Martikainen(1995)、Lihara & Tokunaga(1996)、余尚武(1997)、徐菽銘(1998)，所得到的實證結果都是支持期貨價格領先現貨價格。

二、現貨領先期貨

Wahab & Leshgari(1993)首先提出共整合分析(cointegration analysis)來研究 S&P 500 與 Financial Times-Stock Exchange 100(FTSE100)指數之期貨與現貨間之動態關係。共整合分

析的主要好處在於其允許相同商品在兩個不同市場內，其價格對新訊息的反應在短期內可有所不同，然而若這兩個市場真有效率性，則終將回歸其長期之均衡關係。研究者運用日資料進行共整分析，研究結果發現 S&P 500 與 FT-SE 100 指數之現貨與最近到期之期貨(nearby future)之間已具有穩定之長期均衡關係，然而在價格發現之貢獻上，則以現貨對期貨之領先關係較為強烈。Ghosh(1995)研究 S&P 500 及紐約期貨交易所(NYSE)之 CRB 指數的股價指數期貨與現貨關係，其選取兩種指數的原因在於探討不同資料型態對領先落後關係的影響。S&P 500 的觀測值是選取 1988 年整年每星期三間隔 15 分鐘之資料；CRB 則是每日收盤價。研究結果發現 CRB 由現貨市場反應而後再流動到期貨市場，S&P 500 新訊息先由股價指數期貨市場反應而後再流動到現貨市場，故兩指數有不同的領先落後關係。

在其他實證標的方面，廖崇豪(1994)以 S&P 500 指數月資料，實證模型為 Granger 因果關係檢定及 ECM 模型、賴瑞芬(1997)選取摩根台每 5 分鐘資料，以 Granger 因果關係檢定摩台指上市初期與現貨指數的日內價格關係、楊崇斌(1998)以摩台指日內五分鐘資料，採用 Koutmos & Tucker (1996)的 EGARCH 模型和王俞璿 (1998)以 Nikkei 225 每五分鐘資料，運用雙變數 AR(1)-GARCH(1,1)模型，實證所得到的結果都支持現貨領先期貨。

三、期貨與現貨互為因果或相互獨立

Abhyankar(1995)研究對象為 FTSE 100 指數，選取 1986 年 4 月 28 日至 1986 年 10 月 24 日(英國金融大改革前)、1986 年 10 月 27 日至 1987 年 9 月 30 日(大改革至 1987 年股市崩盤)及 1988 年 1 月 5 日至 1990 年 3 月 23 日(股市崩盤後)三個期間期貨與現貨每小時一單位之日內資料，採用線性及非線性因果關係檢定。實證結果顯示，就全期來說，期貨與現貨間具有同時性關係；即期貨與現貨間沒有顯著的領先與落後關係。對各期間而言，期貨報酬率領先現貨報酬率。其中，在大改革至股市崩盤期間，由於降低交易成本，使得現貨對期貨具有預測能力。另外，發現只有在普通消息期間期貨報酬率領先現貨報酬率，而在好消息與壞消息期間沒有明顯領先落後關係。

其他實證方面，Hung & Zhang(1995)以日資料進行共整分析，研究 MBI 指數(municipal-bond index)日資料與 MBI 指數期貨之動態因果關係，其結果發現 MBI 指數期貨與現貨間存在雙向互動之因果關係，期貨價格稍有領先現貨。黃玉娟(1997)以台灣摩根史坦利指數期貨作為研究標的，透過雙變量 EGARCH 誤差修正模型、吳唯雄(1998)主要研究 TAIEX 台指期貨日資料，採用共整合分析法及因果關係檢定法、郭煒翎(1998)以摩根臺灣股價指數期貨與現貨為研究標的，採用 GARCH 模型，以上實證所得到的結果都支持期貨與現貨具有雙向的回饋關係。

歸納以上文獻的研究步驟，大致為：單根檢定(unit root test) 共整合檢定(cointegration test) 誤差修正模型(ECM) 或 VAR Granger 因果關係檢定。當然有部份文獻還多加了研究者自己假設的參數。在上述文獻中，結果相當分歧。有的研究相同市場卻有不同結論(如 Kawaller, Koch and Koch 和 Wahab and Lashgari 都同樣研究 S&P500，但前者結論是期貨領先現貨，後者是現貨領先期貨，分析其原因，可能是研究者採用的資料年份不同(如 Kawaller, Koch and Koch 研究 1984/6 至 1985/12 Wahab and Lashgari 研究 1988/1/4 至 1992/5/30)、也有可能是研究分隔時間長短不同(如 Kawaller, Koch and Koch 研究每分鐘資料、Wahab and Lashgari 研究日資料)，以上文獻整理於表一。其他在研究不同市場的文獻中，造成領先落後關係不同的結論之原因更多，除了前面所述外，因為各個市場的交易制度、法規限制、投資人的心態、有無健全發展的金融體系等均為可能之原因。台灣的證券市場已成立多年，成交量已達到一定規模，而期貨

市場成立相對較短，台灣的證券市場與期貨市場其關係為何乃為本文探討之主題。因此本文以台指與摩台指日資料及五分鐘資料做為研究對象，採用 Granger 因果關係檢定，探討台灣證券市場與期貨市場之動態價格關係。

表一 股價指數期貨與現貨價格關聯性研究相關文獻

研究者	研究對象	研究資料	研究方法	研究結果
Kawaller, Koch and Koch (1987)	S&P 500	每分鐘資料	Granger causality	期貨領先現貨
Stoll and Whaley (1990)	S&P 500 (在 CBOT 交易的 MMI)	每 5 分鐘資料	GARCH 模型	期貨領先現貨
Chan(1992)	S&P 500	每 5 分鐘資料	Granger causality	期貨領先現貨
Wahab and Lashgari(1993)	S&P 500 FT-SE 100	日資料	Granger causality	現貨領先期貨
Martikainen & Puttonen (1994)	FOX、FTAWI	日資料	Granger causality	現貨領先期貨
廖崇豪(1994)	S&P 500	月資料	Granger causality	現貨領先期貨
Abhyankar(1995)	FTSE 100 指數	每小時資料	GARCH 模型	期貨與現貨互為因果關係
Ghosh(1995)	CRB	日資料	Granger causality	現貨領先期貨
Hung and Zhang(1995)	MBI	日資料	Granger causality	期貨與現貨互為因果關係
Tse(1995)	Nikkei 225	日資料	Granger causality	期貨領先現貨
Lihara and Tokunaga(1996)	Nikkei 225	每 5 分鐘資料	GARCH 模型	期貨領先現貨
賴瑞芬(1997)	SIMEX	每 5 分鐘資料	Granger causality	現貨領先期貨
王俞璵(1998)	Nikkei 225	每 5 分鐘資料	AR(1)-GARCH(1,1) 模型	現貨領先期貨
郭煒翎(1998)	SIMEX 摩根台指	每 5 分鐘資料	GARCH 模型	期貨與現貨互為因果關係
吳唯雄(1998)	TAIMEX	日資料	Granger causality	期貨與現貨互為因果關係

資料來源:本研究整理

參、研究方法

一、Granger 因果關係檢定

Granger(1969)從變數的預測能力來定義兩變數間的因果關係。根據 Granger 對因果關係的定義，是利用在不同的訊息集合下，嘗試增加另一變數，視其能否降低預測誤差的觀念，來進行因果關係的檢定。Granger 因果關係是指統計上的因果關係，但嚴格說來，應稱為領先落後關係。

假設有 X 與 Y 兩個變數，當對 X 做預測時，除了使用 X 過去資料所提供的資訊外，若加上 Y 過去的資料，而使得對 X 的預測更準確，則稱 Y 是 X 的因(Y causes X)；反之，當對 Y 做預測時，若加 X 上過去的資料，能降低 Y 的預測誤差，則稱 X 是 Y 的因；若以上兩種情況同時發生時，稱 X 與 Y 具有回饋(Feedback)關係。

Granger 除了在其文獻中對因果關係進行定義外，並發展出一雙變數迴歸式如下：

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_n Y_{t-n} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_n X_{t-n} + \epsilon_t \quad \dots(1)$$

$$X_t = \gamma_0 + \gamma_1 X_{t-1} + \dots + \gamma_n X_{t-n} + \delta_1 Y_{t-1} + \dots + \delta_n Y_{t-n} + \eta_t \quad \dots(2)$$

這個迴歸式中有個小缺失就是並沒有考量到同期影響關係(Contemporaneous)^{註1}，檢定結果只會有三個 Granger 所定義的因果關係，即【x 與 y 為獨立關係】【x 與 y 為因果關係】【x 與 y 為回饋關係】。對於所有的(x,y)數對，檢定出的 F 值即所謂的 Wald 統計量，而其聯合假設為： $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_t = 0$ 。式(1)的虛無假設為 x 非 y 之 Granger 因、式(2)的虛無假設為 y 非 x 之 Granger 因。

二、單根檢定

在進行 Granger 因果關係檢定前，必須先確認資料是否為定態(stationary)數列。定態與非定態時間序列的差別在於定態時間序列之長期預測值將收斂至無條件的平均值，及數列具有不隨時間變動之非條件變異數；而非定態時間序列的平均值及變異數會隨時間改變而改變。亦即，一序列的聯合條件機率未隨時間的改變而改變，則該隨機過程(stochastic process)稱之為定態。因此，一隨機過程 $\{S_t\}$ 被稱之為定態，當：

$$E(S_t) = \mu \quad \text{Var}(S_t) = \sigma^2 \quad \text{Cov}(S_t, S_{t+j}) = \text{Cov}(S_{t-k}, S_{t-k+j}) \quad \dots(3)$$

若不符合上述條件，則此一序列稱之為非定態。

Granger and Newbold(1974)以 Monte Carlo 模擬發現，對獨立非恆定變數進行迴歸分析時，傳統之 t 和 F 檢定會過度拒絕虛無假設，而產生錯誤的統計推論。所以，雖然迴歸分析之結果有很高的 R^2 t 統計量非常顯著，但 Durbin-Watson 值偏低，此即為 Granger & Newbold (1974)所提出的假性迴歸(spurious regression)的問題，而認為傳統檢定方法在拒絕沒有序列相關的虛無假設時會有很大偏誤。本研究是探討股價指數期貨與現貨的因果關係，和其它的財務實證研究一樣，在對時間序列作分析之前，必須先檢定時間序列是否為定態數列。要檢定是否為定態數列，則要用單根檢定法，以下介紹單根檢定。

根據 Pagan & Wickens (1989)對於時間序列的文獻回顧中發現，常用的單根檢定有 Dickey-Fuller (DF)檢定、Augmented Dickey-Fuller (ADF)檢定及 Phillips & Perron (PP)檢定。ADF 檢定較 DF 檢定強而穩定，且 ADF 及 PP 均足以修正移動平均項所造成的噪音問題，其中又以 ADF 較 PP 為佳(Schwartz, 1987)，因此本文我們採用 ADF 檢定來驗證時間序列資料是否呈現穩定的狀態。

ADF 檢定的形式在於將非定態的變數經過一階差分之後，對變數本身滯延一期之序列及變數一階差分的滯延項進行迴歸分析，首先不納入時間趨勢，考慮一自我迴歸式：

$$\Delta Y_t = \beta + \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{k=1}^n \gamma_k \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad \dots(4)$$

上式中 ε_t 為白噪音過程(White Noise Process)，選擇適當的滯延期數 n 確保誤差項之間為不相關的白噪音。由式(4)得知，當 Y_t 不為定態則要求 $\beta_1 = 0$ ，而當 Y_t 為定態則 $\beta_1 \neq 0$ ，因此統計檢定假設：

$H_0: \beta_1 = 0$ (Y_t 數列存在單根，為非定態的時間序列)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (Y_t 數列不存在單根，為定態的時間序列)

如果數列(Y_t)經過 ADF 檢定而無法拒絕虛無假設(H_0)，需將數列進一步差分並且再次代入 ADF 模型中進行檢定其是否為定態數列，方程式如下：

註 1：假設 X 與 Y 具有同期影響關係，表示加入同期 Y(X)的資訊，對 X(Y)的預測有所幫助。

$$\Delta dY_t = \beta + \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{k=1}^n \gamma_k \Delta dT_{t-k} + \varepsilon_t \quad \dots(5)$$

如果此時數列(Y_t)拒絕虛無假設，時間序列資料呈現定態此時資料符合 ARMA，(Y_t)為 I(1)數列，而大多數的經濟變數通常呈現 I(1)的性質。I(d)表示資料經過 d 次差分後呈現定態，且符合共整合檢定的先決條件，因此本文將進一步就共整合檢定加以介紹。

三、共整合檢定

複雜的經濟環境中，存在一些成對的經濟變數，他們不會偏離彼此太大，至少在長期是如此。也就是說，這些變數在短期內或因為季節因素，會存在差異，但經濟的力量(市場機能或政府介入)會再度使其重新聚集，這就是所謂的共整合(cointegration)。若變數 Y_t 為具有單根之非恆定序列，經過 d 次差分後成為定態之序列，則稱其為整合級次(Integrated order)d 之序列，即 $Y_t \sim I(d)$ 。然而以差分方式將這類變數轉換為定態序列再進行迴歸分析，在轉換的過程中可能會喪失變數間之長期均衡關係，因而產生不適當的結論，Engle and Granger(1987)提出的共整合分析即在避免差分之缺點。

若兩變數原本不屬於定態時間數列，故其線性組合也會不屬於定態數列，但變數之間具有某些經濟關係，而存在一種組合是屬於定態時間數列，則稱兩變數間具有共整合關係(而且之間至少有一個方向的 Granger Causality 存在)。其整合關係可以描述如下：假設 X_t 與 Y_t 均屬 I(1)數列，一般而言， $X_t + Y_t$ 也會屬於 I(1)數列，但因為 X 與 Y 之間存有一種關係，使得有一種線性組合：

$$Z_t = Y_t - \alpha - X_t \quad \text{且} \quad Z_t \sim I(0) \quad \dots(6)$$

則 X、Y 具有共整合的現象， α 稱為共整合參數。而 $Z_t = Y_t - \alpha - X_t$ 所表示的，就是 X_t 與 Y_t 的均衡關係； Z_t 代表 X_t 與 Y_t 的失衡程度，稱為「均衡誤差(equilibrium error)」。

在進行共整合檢定時，多使用 Engle and Granger(1987)的方法，但其方法存在一些缺失，尤其在臨界值的選用上須特別小心，因其臨界值數值較小，使得實證結果易傾向於接受共整合，因此本研究運用 Johansen 最大似法進行共整合檢定，其統計量為：

$$\text{trace}(\lambda) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad \dots(7)$$

其中， λ 代表共整向量， T 代表觀察值個數，而 λ_i 則為特徵根的估計值。若檢定結果顯示股價指數期貨與現貨價格間具有共整合關係，則以誤差修正模型(Error-correction model, ECM)進行線性 Granger 因果關係檢定；反之，則以序列之差分值搭配傳統的向量自我迴歸(Vector autoregression, VAR)進行線性 Granger 因果關係檢定。

肆、實證研究

一、資料描述

本研究使用資料為台灣期貨交易所(TAIFEX)在 1998 年 7 月 21 日推出的台灣加權股價指數期貨及在 1999 年 7 月 21 日推出的電子期貨及相對應之現貨料資，台指樣本資料取自 1998 年 7 月 21 日至 2002 年 1 月 18 日為期三年半之最近月份契約^{註2}的日收盤價，

註2：每天都有五個月份的期貨契約在市場上交易，而對應現貨的期貨資料，為求最能夠反應市場新資訊及交易量足以代表市場。本研究取最近月份期貨契約資料。最近月份契約在此定義為在一個月中，最後交易日之前的資料以當月份的期貨報價視之，隔天到月底的資料則以下月份的期貨報價視之。

及日內五分鐘分時資料,電子期貨樣本資料取自 1999 年 7 月 21 日至 2002 年 1 月 18 日,資料得自寶來期貨、TEJ、期貨交易所。

二、實證結果

1. 單根檢定

在進行共整合檢定之前,必須先對所有的變數進行定態測試,否則可能導致錯誤的推論,因此利用單根檢定檢視所有的變數是否為定態之時間序列,以符合共整合檢定的必要條件。本研究以 ADF 及 PP 進行單根檢定分別檢定期貨(FUTURE)與現貨(SPOT)之價格數列,若接受具有單根的虛無假設,則把數列進一步差分,直到拒絕虛無假設為止,並研判數列的共整合級次。在進行 ADF 單根檢定時,有關自變數最適遞延期數之選擇 Harris, Mcinish, Shoesmith and Wood(1995)建議從 $i = 6$ 依次進行測試,刪掉不顯著之遞延項,並選出具最小的 AIC (Akaike Information Criterion)值之遞延期數。

表二 台台指及電子期貨與現貨原始數列單根檢定

	樣本資料	ADF	PP	遞延期數	臨界值(1%)	臨界值(5%)
日資料	台台指期貨	-1.3272	-1.3605	4	-3.4402	-2.8651
	台股現貨	-1.2981	-1.3015	4	-3.4402	-2.8651
	電子期貨	-0.7103	-0.7412	4	-3.4402	-2.8651
	電子類股指數	-0.6082	-0.6321	4	-3.4402	-2.8651
五分鐘資料	台台指期貨	-0.0961	-0.0888	4	-3.4402	-2.8651
	台股現貨	-0.1101	-0.1364	4	-3.4402	-2.8651
	電子期貨	-1.7696	-1.8763	4	-3.4402	-2.8651
	電子類股指數	-1.7660	-1.9798	4	-3.4402	-2.8651

註：1.臨界值是根據 Mackinnon(1991)之數值表決定。

2. **為 1%顯著水準 *為 5%顯著水準

3.PP test 臨界值與 ADF test 相同

表三 台台指及電子期貨與現貨一階差分後的單根檢定

	樣本資料	ADF	PP	遞延期數	臨界值(1%)	臨界值(5%)
日資料	台台指期貨	-13.2090**	-31.3666**	3	-3.4402	-2.8651
	台股現貨	-13.1436**	-28.3371**	3	-3.4402	-2.8651
	電子期貨	-10.7628**	-23.4316**	3	-3.4402	-2.8651
	電子類股指數	-10.3839**	-22.2393**	3	-3.4402	-2.8651

五分鐘資料	台台指期貨	-34.3869**	-77.8937**	4	-3.4402	-2.8651
	台股現貨	-35.6935**	-74.7355**	4	-3.4402	-2.8651
	電子期貨	-11.3967**	-26.9168**	4	-3.4402	-2.8651
	電子類股指數	-12.5984**	-24.5051**	4	-3.4402	-2.8651

註：1.臨界值是根據 Mackinnon(1991)之數值表決定。

2.**為 1%顯著水準 *為 5%顯著水準

3.PP test 臨界值與 ADF test 相同

表二為台台指及電子期貨與現貨原始數列的單根檢定結果，由 MacKinnon 1% 臨界值來看，若欲拒絕具有單根的虛無假設其檢定值必須小於-3.4402，但期貨與現貨不論日資料或五分鐘資料的檢定值皆大於-3.4402，顯示台股指數期貨與現貨及電子期貨與現貨價格序列(level)，於 1%的顯著水準之下，均無法拒絕其有單根的虛無假設，亦即期貨與現貨價格序列均為非定態之時間序列，因此必須就單根之現象加以排除。

接下來將台股指數期貨與現貨及電子期貨與現貨價格序列分別進行一階差分(frist-differncing)，再重複單根檢定，以差分後的價格序列再進行單根檢定，則發現無論是台台指及電子期貨與現貨之日資料或五分鐘的日內資料，在 1%顯著水準下都顯著的拒絕有單根的虛無假設，顯示差分後無單根存在，價格序列皆呈現定態(參見表三)。由以上檢定結論可知期貨與現貨的四個數列整合級次為 1，均屬 I(1)之時間序列，由於共整合檢定需要樣本市場為相同的整合級次，因此上述的結果將使本研究能夠續進行期貨與現貨兩兩彼此間的共整合檢定。

2.共整合檢定

在確定台台指及電子期貨與現貨的日資料和五分鐘資料序列皆為 I(1)之後，共整合關係之檢定用來判斷，序列間是否具有長期的穩定關係。由於同一種商品的期貨與現貨價格序列之間理論上會有一個長期的共同趨勢存在，使得期貨與現貨間的線性組合能使其成為一個定態數列，意味著兩變數間存在長期穩定的關係；而且在極短期間內的價格變化會相互影響，期貨與現貨的長期均衡關係在極短期內不一定能夠維持，但此失衡的狀態應不會持續太久。

所以當股價指數期貨與現貨價格間具有相同的整合級次(由單根檢定得知)，則可利用共整合檢定來檢定兩數列間，是否存在著長期均衡的關係，並使得其共整合迴歸誤差項，為一恆定的時間序列。共整合檢定一般有兩個方法:Engle and Granger 兩階段估計法與 Johansen 最大概似法。依據過去文獻的探討，Johansen 最大概似法較佳，故本研究以應用較廣的 Johansen Cointegration Test 作為共整合檢定法。日資料與五分鐘資料數列檢定結果如表四、表五。

表四 台台指及電子期貨與現貨日資料數列共整合檢定

Johansen Cointegration Test	台台指期貨與現貨	電子期貨與現貨	台台指與電子期貨
Likelihood Ratio	32.1392**	75.0391**	13.3284**
臨界值	11.03	11.03	11.03
最適落後期數	1	1	1

註：1.**表示在 5%的顯著水準下顯著

表五 台台指及電子期貨與現貨五分鐘資料數列共整合檢定

Johansen Cointegration Test	台台指期貨與現貨	電子期貨與現貨	台台指與電子期貨
Likelihood Ratio	249.0360**	107.6589**	40.3793**
臨界值	11.03	11.03	11.03
最適落後期數	1	1	1

註：1. **表示在 5%的顯著水準下顯著

由表四可知，台台指期貨與現貨的 Johansen Maximum Likelihood Ratio (32.1392)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合的虛無假設，所以台股指數期貨與現貨日資料一階差分後有共整合關係。換言之，台股指數期貨與現貨間存在長期穩定的均衡關係，亦即台台指期貨與現貨數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

電子期貨與現貨的 Johansen Maximum Likelihood Ratio (75.0391)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合的虛無假設，所以電子期貨與現貨日資料一階差分後乃具有共整合關係。換言之，電子期貨與現貨間存在長期穩定的均衡關係，與台台指期貨與現貨間有著相同的結論。

台台指及電子期貨的 Johansen Maximum Likelihood Ratio (13.3284)大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，拒絕沒有共整合的虛無假設，所以台台指與電子期貨日資料一階差分後有共整合關係。換言之，台股指數期貨與電子期貨間存在長期穩定的均衡關係，亦即台台指與電子期貨價格數列沒有因差分而喪失某些重要的訊息。

由表五可知，台台指及電子期貨與現貨和台台指與電子期貨三者兩兩間之五分鐘資料的最大概似估計值分別為(249.036、107.6589、40.3793)均顯著大於 5%顯著水準下的臨界值(11.03)，因此台股指數期貨與現貨、電子期貨與現貨、台台指與電子期貨五分鐘差分後數列皆存在共整合關係。

3.Granger 因果關係檢定

本研究根據 Granger(1969)提出的檢定方法，以兩個迴歸模式分別檢驗台台指及電子期貨與現貨的日資料及五分鐘資料間相互之因果關係。經過以上的單根檢定與共整合檢定，確定了接下來進行 Granger 因果關係檢驗的迴歸模式。本研究以一階差分後的期貨與現貨數列作為迴歸模型中的應變數，而自變數的部份，除了前幾期的期貨與現貨外，還加入前一期的均衡誤差項，以求能更適當地描述變數，進行 Granger 因果關係的迴歸模式，Granger 因果關係檢定之準則如表六所示，而因果關係檢定結果如表七至表九。

表六 Granger 因果關係檢定之準則

1.P-value > 0.05 , SPOT does not Granger-cause FUTURE
2.P-value < 0.05 , SPOT Granger-cause FUTURE
1.P-value > 0.05 , FUTURE does not Granger-cause SPOT
2.P-value < 0.05 , FUTURE Granger-cause SPOT

表七 台台指及電子期貨與現貨日資料的 Granger 因果關係檢定

Granger Causality Tests	台股指數期貨與現貨		電子期貨與現貨	
Null Hypothesis:	F-Statistic	P-value	F-Statistic	P-value
SPOT does not Granger-cause FUTURE	23.0560	0.0000	5.8788	0.0001
FUTURE does not Granger-cause SPOT	13.4373	0.0090	1.7441	0.1388

由表七可知，檢定台台指現貨是否領先期貨，其虛無假設為現貨不領先期貨，檢定結果 P-value(0.0000)小於 0.01 拒絕虛無假設，顯示現貨為期貨的因，也就是說現貨價格反應新訊息的速度領先期貨。另外檢定台台指期貨是否領先現貨，其虛無假設為期貨不領先現貨，檢定結果 P-value(0.0090)小於 0.01 拒絕虛無假設，表示期貨領先現貨，也就是說期貨亦為現貨的因，期貨價格反應新訊息的速度領先現貨價格；因此我們可知台台指期貨與現貨存在雙向因果關係，兩者存在互為因果的回饋關係。另外檢定電子現貨是否領先期貨，檢定結果發現電子現貨為期貨的因，也就是說現貨價格反應新訊息的速度領先期貨，檢定電子期貨是否領先現貨，檢定結果 P-value(0.1388)大於 0.01 無法拒絕虛無假設，表示電子期貨不為現貨的因，因此我們可以說電子期貨和現貨有單向因果關係，而領先落後關係是現貨領先期貨，換句話說電子類股指數為電子期貨的因。

表八 台台指及電子期貨與現貨五分鐘資料的 Granger 因果關係檢定

Granger Causality Tests	台股指數期貨與現貨		電子期貨與現貨	
Null Hypothesis:	F-Statistic	P-value	F-Statistic	P-value
SPOT does not Granger-cause FUTURE	1.7387	0.0527	2.5131	0.0405
FUTURE does not Granger-cause SPOT	23.3681	0.0000	9.7532	0.0000

由表八可知，檢定台台指每五分鐘期貨資料是否領先現貨，其虛無假設為期貨不領先現貨，檢定結果 P-value(0.0000)小於 0.01 拒絕虛無假設，表示台台指期貨領先現貨，也就是說期貨為現貨的因，期貨價格反應新訊息的速度領先現貨價格；另外檢定台台指每五分鐘現貨資料是否領先期貨，檢定結果 P-value(0.0527)大於 0.01 不拒絕虛無假設，表示現貨不領先期貨，也就是說現貨不為期貨的因，因此我們可以說台台指期貨和現貨有單向因果關係，而領先落後關係是期貨領先現貨，與日資料有著完全相反的結論。台股指數期貨(TAIFEX)為股價指數現貨(SPOT)的因，亦即加入過去期貨的資料，對於預測當期現貨走勢有著正面的幫助。檢定電子期貨每五分鐘資料是否領先現貨，其虛無假設為期貨不領先現貨，檢定結果 P-value(0.0000)小於 0.01 拒絕虛無假設，表示電子期貨為現貨的因，期貨價格反應新訊息的速度領先現貨價格；另外檢定電子每五分鐘現貨資料是否領先期貨，檢定結果 P-value(0.0405)大於 0.01 不拒絕虛無假設，表示現貨不為期貨的因，因此我們可以說電子期貨和現貨有單向因果關係，而領先落後關係是期貨領先現貨，與日資料有著相反的結果。電子期貨為股價指數現貨的因，代表期貨反應新訊息的速度領先現貨與理論相符合，在市場上期貨的價格發現功能已初步建立。

表九 台台指與電子期貨 Granger 因果關係檢定

Granger Causality Tests	日資料		五分鐘資料	
Null Hypothesis:	F-Statistic	P-value	F-Statistic	P-value
TAIFEX does not Granger-cause TE	4.5588	0.0012	1.7222	0.0575
TE does not Granger-cause TAIFEX	5.4330	0.0003	6.4691	0.0016

由表九日資料可知，檢定台股指數期貨是否領先電子期貨，其虛無假設為台股指數期貨不領先電子期貨，檢定結果 P-value(0.0012)小於 0.01 則拒絕虛無假設，顯示台股指數期貨為電子期貨的因，也就是說台台指反應新訊息的速度領先電子期貨。另外檢定電

子期貨是否領先台股指數期貨，檢定結果 P-value(0.0003)小於 0.01 拒絕虛無假設，表示電子期貨領先台台指，也就是說電子期貨亦為台台指的因；因此我們可知台股指數期貨與電子期貨有雙向因果關係，也就是說台股指數期貨與電子期貨兩者存在互為因果的回饋關係。由五分鐘資料可知，檢定台股指數期貨是否領先電子期貨，其虛無假設為台股指數期貨不領先電子期貨，檢定結果 P-value(0.0575)大於 0.01 則不拒絕虛無假設，顯示台股指數期貨不為電子期貨的因。另外檢定電子期貨是否領先台股指數期貨，虛無假設為電子期貨不為台股指數期貨的因，檢定結果 P-value(0.0016)小於 0.01 拒絕虛無假設，表示電子期貨領先台台指，也就是說電子期貨為台台指的因，因此我們可以說電子期貨和台台指有單向因果關係，而領先落後關係是電子期貨領先台股指數期貨。

綜觀上述研究，台台指及電子期貨與現貨四個序列資料經過一階差分皆呈現定態，台台指及電子期貨與現貨市場間均存在一階共整，在日資料方面，台股指數期貨(TAIFEX)與現貨(SPOT)存在雙向因果關係，也就是說期貨與現貨存在互為因果的回饋關係，而日內五分鐘資料台股指數期貨和現貨有單向因果關係，而領先落後關係是期貨領先現貨；電子期貨與現貨日資料呈現單向因果關係，而領先落後關係是現貨領先期貨，日內五分鐘資料方面電子期貨與現貨有單向因果關係，而領先落後關係是期貨領先現貨，此結論與理論相符合，期貨具有價格發現的功能，電子期貨五分鐘資料亦領先台台指，以下將進一步說明期貨領先現貨的時間長短。

關於三市場間各自互相影響的時間有多長，則需觀察不同遞延期數的領先與落後關係，由表十可知台股指數期貨遞延 3 期時的 F 統計值(105.107)最為顯著，因此得知台股指數期貨領先現貨 10~15 分鐘；電子期貨遞延 3 期時的 F 統計值(99.4772)最為顯著，因此得知電子期貨領先現貨 10~15 分鐘；期貨遞延 2 期時的 F 統計值(103.2374)最為顯著，因此得知電子期貨領先台股指數期貨 5~10 分鐘。

表十 台股指數期貨與現貨領先-落後時間長短檢定

Granger Causality Tests								
Hull Hypothesis:								
台股指數期貨領先現貨			電子期貨領先現貨			電子期貨領先台台指		
Lags	F-Statistic	Probability	Lags	F-Statistic	Probability	Lags	F-Statistic	Probability
1	19.9324	0.0000	1	33.4573	0.0000	1	68.5879	0.0000
2	83.1908	0.0000	2	68.9347	0.0000	2	103.2374	0.0000
3	105.107	0.0000	3	99.4772	0.0000	3	62.4323	0.0000
4	64.6643	0.0000	4	77.2877	0.0000	4	20.3287	0.0000

五、結論與建議

本研究所使用的資料為台灣期貨交易所(TAIFEX)在 1998 年 7 月 21 日推出的台灣加權股價指數期貨及在 1999 年 7 月 21 日推出的電子期貨及相對應之現貨料資，台台指樣本資料取自 1998 年 7 月 21 日至 2002 年 1 月 18 日為期三年半之最近月份契約的日收盤價，及日內五分鐘分時資料，電子期貨樣本資料取自 1999 年 7 月 21 日至 2002 年 1 月 18 日，檢定的結果從單根檢定得知有單根後，將資料一階差分後使資料成為定態的時間序列，接著進行 Johansen Cointegration Test 得知有共整合關係，最後進行 Granger 因果關係檢定。以日資料及每五分鐘之日內成交資料進行實證的主要結果如下：

- 1、本研究以 ADF 及 PP 進行單根檢定發現台台指及電子期貨與現貨價格序列皆為非定態，經一階差分後則成為定態 I(1)序列，並滿足共整合檢定之必要條件。
- 2、以 Johansen 最大概似估計法進行共整合檢定之結果顯示，不論在日資料及五分鐘資

料台台指及電子期貨與現貨市場間存在共整合關係，意味著這兩個市場之期貨與現貨已達長期穩定之均衡關係，顯示期貨市場的經濟功能：(1)避險功能、(2)價格發現功能已經初步建立。

- 3、Granger 因果關係結果顯示，台股指數期貨(TAIFEX)與現貨(SPOT)日資料的數列間存在著雙向的因果關係，而領先落後關係是期貨與現貨互有領先，也就是說期貨與現貨指數間存在互為因果的回饋關係；在日內五分鐘資料方面台股指數期貨和現貨有單向因果關係，而領先落後關係是期貨領先現貨，此結論與理論相符合，期貨具有價格發現的功能。
- 4、電子期貨與現貨在日資料的研究顯示電子期貨和現貨有單向因果關係，而領先落後關係是現貨領先期貨；在日內五分鐘資料方面電子期貨與現貨有單向因果關係，而領先落後關係是期貨領先現貨，此結論與理論相符合，期貨具有價格發現的功能，亦即加入過去期貨的資料，對於預測當期現貨走勢有著正面的幫助。
- 5、由台台指及電子期貨的研究結果可得知，期貨與現貨的領先落後關係之相關研究，以時間間隔較短的日內五分鐘資料才可發現期貨與現貨間真實的因果關係，因為期貨領先現貨的時間通常不超過一天，往往只有幾十分鐘的領先，在複雜的經濟環境中，存在一些成對的經濟變數如期貨與現貨，他們不會偏離彼此太大，但這些變數在短期內會存在差異，但經濟的力量(市場機能或政府介入)會再度使其重新聚集，所以用日資料較不能描述兩者之間的關係，因此以日內五分鐘資料來做相關的研究，更能描述出期貨與現貨的領先落後關係。
- 6、台股指數期貨與電子期貨在五分鐘資料的研究結果顯示，電子期貨反應新訊息的速度明顯領先台台指，有些投資人透過台台指之走勢來預測電子期貨未來之方向，這種方法是不正確的，推測由於電子類股指數佔大盤權重 64.47%，電子類股成交量佔大盤 50~85%，因此電子類股往往帶領大盤走勢，電子期貨因而領先台台指。
- 7、由 Granger 因果關係檢定可知，台台指及電子期貨皆領先現貨，而領先的時間台股指數期貨領先現貨 10 至 15 分鐘，電子期貨領先現貨 10 至 15 分鐘，另外電子期貨領先台台指 5 至 10 分鐘。

從實證結果得知，雖然台台指及電子期貨契約剛推出不久，然而其與現貨市場間已經具有共整合存在長期穩定之均衡關係，顯示期貨市場已成功的達成其成立之宗旨，而具有價格發現與風險規避之經濟功能。本研究之結果，應可提供個別投資者及公司企業一個很好的參考依據，他們可利用研究結論，整合期貨市場與現貨市場間之短期動態與長期之共整關係來改善其操作績效，增進避險效益，以及規劃其投資、融資決策與交易策略。文獻探討中有諸多學者使用 GARCH 模型，其檢定方法具有一定的公信力，所以筆者建議也可使用 GARCH 模型來檢定領先落後關係，探求不同的模型是否對領先落後關係造成影響，還有一點就是等 TAIFEX 次近月份的交易契約量更多時，可比較多個月份期貨契約與現貨的領先落後關係。最後，筆者根據研究結果給投資者一個投資建議：若想買賣期貨時，不管你的目的是要避險或套利，期貨是會領先現貨反應新訊息，領先時間約在五分鐘至十五分鐘內，投資人可依據此現象來擬定較佳的投資策略。

參考文獻

- (1). 王俞瓊、余尚武 (1999),「日經股價指數期貨與現貨市場之評價、關聯及避險」, 管理評論, 第十八卷第二期。
- (2). 李又剛、黃玉如 (1994),「股價指數現貨與股價指數期貨兩者關聯性之探討」, 企銀季刊, 第十七卷第四期。

- (3). 李偉銘,「股價指數期貨與現貨價格之關聯性分析-線性與非線性 Granger 因果關係檢定」,國立中興大學經濟學研究所碩士論文,民國八十六年。
- (4). 余尚武 (1997),「股價指數期貨之價格發現與領先效果之研究-Nikkei 225 指數之實證」,證券市場發展季刊,第九卷第三期。
- (5). 吳易欣,「股價指數期貨與現貨之關聯性研究」,國立政治大學金融研究所碩士論文,民國八十七年。
- (6). 吳孟展,「SIMEX 台股股價指數期貨與現貨關聯性之探討」,淡江大學國際貿易學系國際企業學碩士論文,民國八十八年。
- (7). 吳唯雄,「台股指數期貨 TAIEX 市場效率性及其避險效果之統計分析」,國立中興大學統計研究所碩士論文,民國八十七年。
- (8). 林國平,「股價指數期貨價格發現功能之研究」,國立台灣科技大學管理學研究所碩士論文,民國八十六年。
- (9). 易智偉,「SIMEX 摩根台股指數與現貨間之關聯性研究」,國立中學大學企業管理研究所碩士論文,民國八十七年。
- (10). 柳如萍,「台灣股價指數期貨與現貨互動關係之研究」,國立政治大學企業管理研究所碩士論文,民國八十八年。
- (11). 姜德宣,「台股指數期貨與現貨之因果關係研究」,國立台灣大學商學研究所碩士論文,民國八十八年。
- (12). 徐菽銘,「SIMEX 台股指數期貨上市對現貨波動性之影響」,國立台灣大學國際企業研究所碩士論文,民國八十七年。
- (13). 郭煒翎,「摩根台灣股價指數期貨與現貨間之領先與落後關係」,國立中正大學企業管理研究所碩士論文,民國八十七年。
- (14). 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,1997,第九卷第三期。
- (15). 楊崇斌,「摩根台股指數期貨與現貨報酬之關聯性分析」,輔仁大學金融研究所碩士論文,民國 86 年。
- (16). 廖崇豪,「期貨與現貨價格之關聯性分析與研究-以芝加哥玉米及股價指數期貨市場為例」,國立中興大學經濟學研究所碩士論文,民國八十三年。
- (17). 劉勝興,「台灣股價指數期貨與股票現貨市場資訊傳遞之關聯性研究」,國立成功大學企業管理所碩士論文,民國八十八年。
- (18). 賴宏昌,「台股指數期貨與現貨間的關聯性之研究」,國立中興大學企業管理研究所碩士論文,民國八十七年。
- (19). 賴瑞芬,「台股指數期貨與現貨日內價格關係之研究」,國立台灣大學財務金融學研究所碩士論文,民國八十六年。
- (20). Abhyankar, A. H., "Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets," Journal of Futures Markets, 1995, Vol.15, No. 4.
- (21). Chan, K. (1992) "An Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Markets," Review of Financial Studies, Vol. 5, No. 1.
- (22). Dickey, D. A. and Fuller, W. A., (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root," Econometrica, Vol. 49.
- (23). Engle, R. F. and Granger, C. W. J., (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," Econometrica, Vol. 55.
- (24). Finnerty, J.E. and Park, H.Y. (1987) "Stock Index Futures: does the Tail Wag the Dog," Financial Analysts Journal, Vol. 43, No. 2.

- (25) . Ghosh, Asim, (1995) " Cointegration and Error Correction Models : Intertemporal Causality between Index and Futures Prices, " The Journal of Futures Markets, Vol. 13, No. 2.
- (26) . Granger, C. W. J., " Testing for Causality-A Personal Viewpoint, " Journal of Econometric Dynamics and Control, 1980, Vol. 2.
- (27) . Hung, M. W., and H. Zhang, (1995) " Price Movements and Price Discovery in The Municipal Bond Index Futures Markets, " Journal of Futures Markets, Vol. 15.
- (28) . Lihara, Y., K. Kato and T. Tokunaga, (1996) " Intraday Return Dynamics between the Cash and the Futures Market in Japan, " Journal of Futures Markets, Vol. 16.
- (29) . Johansen, Soren and Juselius, Katarina, (1990) " Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration : with Application to the Demand for Money, " Oxford Bulletin of Economics and Statistics.
- (30) . Martikainen, T., and V. Puttonen, (1994) " International Price Discovery in Finnish Stock Index Futures and Cash Markets, " Journal of Banking and Finance, Vol. 18.
- (31) . Kawaller, Ira G., Koch, Paul D. and Koch, Timothy W., (1987) " The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index, " The Journal of Finance, Vol. 42, No. 5.
- (32) . Koutmos, G., and M. Tucker, (1996) " Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Market, " Journal of Futures Markets, Vol. 16.
- (33) . Quan, Jing, (1992) " Two-Step Testing Procdeure for Price Discovery Role of Futures Prices, " The Journal of Futures Markets, Vol. 12, No. 2.
- (34) . Shyy, Gang, Vijayraghavan, Vasumathi and Brian, Scott-Quinn, (1996) " A Further Investigation of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market with the USE of Bid/Ask Quotes : the Case of France, " Journal of Finance and Quantitative Analysis, Vol. 16, No. 4.
- (35) . Sxhwarz, Thomas V., (1991) " Dynamics Efficiency and Price Leadership in Stock Index Cash and Futures Markets, " The Journal of Futures Markets, Vol. 11, No. 6.
- (36) . Tse, Y. K., (1995) " Lead-Lag Relationship between SPOT Index and Futures Price of the Nikkei Stock Average, " Journal of Forecasting, Vol. 14.
- (37) . Wahab, Mahmoud and Malek, Lashgari, (1993) " Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets : A Cointegration Approach, " The Journal of Futures Markets, Vol. 13, No. 7.