

# 以二階段共整合檢定我國期貨市場之避險功能與 價格發現功能

薛舜仁\*

## 摘要

台灣期貨市場在 1998 年 7 月 21 日成立，初期由於法規的限制使該市場僅有投機功能而無避險功能，直至 1999 年 10 月 30 日新的法規頒布後，該市場始發揮其應有功能，成交量亦因而逐漸放大。本研究係利用二階段共整合檢定 (Two-Stage Cointegration Test) 及誤差修正模式 (Error Correction Model) 來檢視我國期貨市場於 1999/11/1 至 2002/9/30 這段期間，是否具有避險功能及價格發現功能，結果發現台股期貨指數對於台灣加權股價指數、電子類現貨指數及金融類現貨指數均有長期穩定的關係，即投資人可利用台股期貨指數作為現貨市場的避險工具；但是另一方面台股期貨指數卻沒有領先現貨指數，即我們不可以從期貨指數的變化來預測現貨市場未來股價指數的變化。此外，我們亦進一步探討台股期貨指數對於美國那斯達克指數、台股電子類現貨指數及金融類現貨指數，其間是否也具有領先落後之關聯性存在，並嘗試解釋其原因。

關鍵詞：二階段共整合檢定、誤差修正模式、避險功能、價格發現功能、領先落後關聯性

\*作者現職為正修技術學院國貿系講師，成功大學企業管理系博士班研究生。

# 壹、緒論

期貨為現貨最重要且最直接的衍生性金融商品，就學理而言，它對於現貨市場有下列三大功能：1. 價格發現功能(Price Discovery)，2. 避險功能(Hedge)，3. 投機功能(Speculation)；因為期貨市場之價格變化，已將未來可能發生風險的相關資訊吸納其中，因此在效率市場的前提下，期貨的價格應該是現貨未來價格之體現；此外，藉由期貨價格與現貨價格的高度連動性，一個健全的期貨市場似乎可給現貨投資人帶來良好的避險工具；當然對於投機性高的投資人，期貨市場較高的財務槓桿作用，提供他們追求更高利潤之契機。

上述期貨價格功能的發揮是植基在一個健全的期貨市場上，而我國的期貨市場是否已具備這樣的功能呢？首先，我們要對我國期貨市場作一概括性的了解，台灣期貨市場在 1998 年 7 月 21 日成立，初期法規限制期貨交易僅能以保證金暨追繳保證金方式進行，期貨功能僅有投機功能而無避險功能，故絕大多數外資利用海外摩根台股指數期貨進行避險，使台股指數期貨面臨成交量稀少的窘狀。

有鑑於此，台灣期貨交易所逐於 1999 年 10 月 30 日公告「外國專業投資機構和境內外華僑及外國人從事期貨交易處理要點」條規，開始放寬外資在持有現貨部位之前提下，方得在期貨市場從事證券相關之期貨交易，其精神在於規範外資僅能基於避險之需求從事期貨交易，至此開始，外資對於期貨市場之參與才轉趨積極（如表 1-1），亦使台股指數期貨的成交量逐日放大。此外，在 1999 年 7 月 21 日台灣期貨交易所更進一步推出了電子類及金融類股價指數期貨契約，隨著新金融商品的推出，不僅投資人之投資標的增加，更重要的是投資人之投資操作策略將產生多樣的變化。

因此，本研究的主要目的在於探討台股期貨指數對於現貨指數而言是否已具備價格發現的功能及避險功能；其次，我們亦想進一步了解台股期貨指數對於美國那斯達克指數、台股電子類現貨指數及金融類現貨指數，其間是否亦具有關聯性存在，並嘗試解釋其原因。

表 1-1 國內期貨市場概況明細表

單位：契約數										
年 月	證券自營帳戶		證券投信帳戶		外國專業投資機構		其他法人		自然人	
	買進	賣出	買進	賣出	買進	賣出	買進	賣出	買進	賣出
87	5,057	7,246	0	0	0	0	6,727	6,953	265,419	262,997
88	33,073	31,461	0	5	774	826	14,806	14,638	1,016,652	1,018,283
89	51,100	54,687	5,756	6,524	13,823	19,428	41,331	28,718	1,779,919	1,782,510
90	87,336	89,502	22,044	24,073	42,995	45,885	55,809	56,727	3,943,751	3,931,382
1	5,705	6,870	2,020	1,293	768	1,368	3,414	3,371	278,509	277,479
2	7,183	7,576	1,040	1,418	3,093	3,177	4,249	4,652	252,308	250,904
3	7,774	7,425	938	1,082	2,853	2,618	4,116	4,229	202,310	202,344
4	5,291	5,506	251	196	2,130	2,781	3,597	3,639	192,137	190,306
5	5,849	5,787	565	607	2,405	3,545	3,799	3,517	249,031	247,539
6	5,483	6,116	606	400	2,785	4,978	2,480	2,730	177,359	172,055
7	7,198	7,542	1,366	1,564	4,652	3,105	3,824	4,506	262,741	264,908
8	8,876	8,571	2,035	2,278	4,639	3,587	6,850	6,013	370,333	371,826
9	9,340	9,102	2,688	3,270	2,488	4,018	5,415	6,400	338,498	334,589
10	10,268	10,381	4,526	5,533	4,977	3,469	6,656	7,071	481,196	481,278
11	8,972	9,154	2,858	4,373	7,649	6,773	5,550	4,855	481,786	482,331
12	5,397	5,445	3,151	2,059	4,556	6,466	5,859	5,744	657,570	655,793
91	53,243	52,570	16,285	18,152	132,184	113,931	97,343	101,474	6,449,821	6,379,327
1	4,275	4,481	542	822	6,340	6,237	5,922	6,127	546,078	544,681
2	1,897	1,571	200	313	2,599	3,729	2,155	1,869	209,613	207,743
3	4,161	4,491	780	1,294	6,803	4,465	7,220	7,348	466,285	467,165
4	4,128	4,152	1,455	1,356	8,437	8,469	5,827	5,999	389,232	382,611
5	4,617	4,491	1,302	1,781	8,590	7,673	7,454	7,669	520,773	507,458
6	4,813	5,423	1,381	1,154	8,851	13,785	7,431	8,614	478,270	467,824
7	7,638	7,025	2,231	1,808	15,130	9,649	8,947	9,279	601,530	598,383
8	5,447	5,106	1,300	1,808	12,222	8,932	7,597	8,748	514,362	512,336
9	4,199	4,938	1,158	1,261	14,094	13,420	7,489	8,295	563,267	557,280
10	5,487	4,374	1,975	2,420	16,567	9,624	13,594	13,335	799,428	787,857
11	3,903	4,061	2,263	2,845	8,455	16,961	14,348	14,627	728,816	707,249
12	2,678	2,457	1,698	2,039	24,096	10,987	9,359	9,564	632,167	638,740

**資料來源：**臺灣期貨交易所。

**註：**自然人包含本國自然人、及境內外華僑、外國自然人。

## 貳、相關理論與文獻回顧

### 一、期貨定價理論

期貨因能夠滿足現貨交易者轉移價格風險之需求，使得期貨市場能夠持續的蓬勃發展。Keynes, J. M. (1930) 首先以預期理論 (Expectations Theory) 對期貨與現貨價格的關係作解釋。其認為期貨價格必須低於未來現貨價格的預期值，差額部分即為對承擔未來價格風險者(買進期貨合約者)之貼水(Discount)。Figlewski, S. (1986) 認為預期理論並無法對期貨之套利 (Arbitrage) 現象作解釋，而提出持有成本模型 (Cost of Carry Model) 解釋期貨與現貨之價格關係。並且認為在效率市場 (Efficient Market) 假設成立下，即價格已反映市場上所有可得到之目前與未來預期的訊息下，期貨之市場價格即已包含預期效果在內。

因此在完美市場假設下，持有成本模型之定價方式：

$$F_{0,T} = S_0 (1 + C) \quad (2.1)$$

其中： $F_{0,T}$  = 交割時間  $t$  的期貨契約目前價格

$S_0$  = 目前的現貨價格

$C$  = 由目前至交割時間  $t$  的持有成本

(2.1) 式成立的條件是在於完美市場的假設，有下列幾點：

1. 不考慮交易成本及交易所需之資訊成本
2. 借貸利率相同及數額不限
3. 沒有稅賦的考慮
4. 買入或放空期貨契約及現貨商品並無信用風險

雖然上述假設與實際狀況不同，但(2.1)式對期貨價格與現貨價格之關係，卻有很強之解釋能力。如果期貨價格偏離持有成本模型之理論價格，則會產生無風險之套利機會。當期貨價格大於現貨價格，投資者可以買進指數期貨契約之成分股，同時賣出指數期貨，然後持有至期貨契約到期，則可賺取無風險之利潤。反之亦同。經由套利活動之存在，則產生無套利機會之期貨價格區間，表示如下：

$$S_0 (Ask) (1 + R_{0,t}) \geq F_{0,t} \geq S_0 (Bid) (R_{0,t}) \quad (2.2)$$

其中： $S_0 (Ask)$  = 賣出現貨價格

$S_0 (Bid)$  = 買進現貨價格

因此，本文將以時間數列方法驗證期貨價格與現貨價格間是否有關聯性存在，及兩者之間的關係。

在現貨指數上，台灣股價指數是以發行市值加權之方式計價，其計算方式如下：

$$S_0 = (\text{當期總市值} / \text{基期總市值}) \times 100 \quad (2.3)$$

其中： $S_0$  = 現貨股價指數

基期總市值 = 民國 55 年底採樣股票總市值

總市值 = (股價 × 發行量)

在本文之研究對象中，電子類股指數與金融類股指數均為台灣加權股價指數之成分股，其關係可表示如下：

$$S'_0 = \alpha_1 S_0, \quad 0 < \alpha_1 < 1 \quad (2.4)$$

$$S''_0 = \alpha_2 S_0, \quad 0 < \alpha_2 < 1 \quad (2.5)$$

其中： $S_0$ ,  $S'_0$ ,  $S''_0$  = 分別表示台灣加權股價指數，電子類股指數，金融類股指數

$\alpha_1, \alpha_2$  = 分別表示電子類股金融類股占大盤市值之比重

根據持有成本模型，並假設持有成本相同下，電子類股指數期貨與金融類股指數期貨之理論價格亦可表示如下：

$$F'_{0,T} = S'_0 (1 + R_{0,T}) = \alpha_1 S_0 (1 + R_{0,T}) = \alpha_1 F_{0,T} \quad (2.6)$$

$$F''_{0,T} = S''_0 (1 + R_{0,T}) = \alpha_2 S_0 (1 + R_{0,T}) = \alpha_2 F_{0,T} \quad (2.7)$$

其中： $F_{0,T}$ ,  $F'_{0,T}$ ,  $F''_{0,T}$  = 分別表示台股指數期貨，電子類股指數期貨，金融類股指數期貨之理論價格。

因此，本文之另一研究重點在於驗證上述台股指數期貨與台灣加權股價指數、電子類股指數、金融類股指數，是否具有 (2.6) 與 (2.7) 式所描述之關係存在，即其間是否具有長期穩定的關係 (共整合現象)。

## 二、期貨之避險功能

因為期貨能滿足現貨交易者移轉價格風險之需求，使得期貨市場能夠持續蓬勃的發展。在以股價指數期貨進行避險之前，需先對其中風險之來源有所了解，投資股票 (現貨) 時，主要有下列兩個風險：

- (一) 系統風險 (Systematic Risk)：因市場環境變動所造成，亦即整個投資環境的風險；無法經由分散風險的方式消除。因為這些因素同時會對國內的市場及所有公司造成影響；因此，使用股價指數期貨避險，通常是指規避系統風險。例如：利率變動、通貨膨脹之高低、失業率的水準、及政治動亂、天災等。
- (二) 公司特有風險或稱為非系統風險 (Unsystematic Risk)：公司經營上所產生之風險，為每家公司所持有。因此，通常藉由分散投資的方式來降低風險，而非使用股價指數期貨。例如：員工罷工、財務調度失靈、專利權訴訟、產品研發失利等，個別公司之特有因素所產生的風險。

期貨與現貨主要差異在於交貨日期前後不一，其他影響期貨與現貨之因素皆相同，雖然影響的幅度與時間長短可能不一致。此外，期貨價格在到期時必須與現貨價格相同，否則便會產生套利的機會。

期貨之避險功能，即在於利用期貨與現貨間所具有的高度相關性。利用此一相關性，在兩個市場中反向操作，使得利得與損失相互沖銷，而降低了現貨的價格風險，達到避險之效果。

一般而言，避險策略可分為多頭避險、空頭避險與交叉避險三種：

- 一、多頭避險 (Long Hedge)：指在期貨市場買進期貨以規避未來現貨價格之風險。例如：交易者計劃於將來買進現貨，但擔心未來現貨價格上漲而造成損失，因此先以期貨代替現貨的買進部位。
- 二、空頭避險 (Short Hedge)：與多頭避險相反。空頭避險指在期貨市場賣出期貨以規避未來現貨價格下跌之風險。由於目前股票市場對於放空股票有所限制，因此在避免未來價格下跌之風險上，股價指數期貨扮演重要角色。
- 三、交叉避險 (Cross Hedge)：進行多頭或空頭避險時，若市場上沒有與現貨內容完全相同之期貨時，則可利用與現貨具有高度相關性之其他期貨，作為避險之用，稱之為交叉避險。對大多數股票投資者而言，所持有之現貨投資組合，若與股價指數期貨之組合成分股不儘相同，則在避險時，必須考慮現貨投資組合與期貨之相關性，以選用最適當之股價指數期貨。

而在進行避險交易之時，必須估計其最小風險之避險比率。避險比例指一單位現貨所暴露風險，應用多少單位的期貨部位沖銷。而期貨部位之多寡，係以持有金額作為衡量標準。因此，避險比例之計算可表示如下：

$$\text{避險比率} = \text{期貨避險部位金額} / \text{現貨部位金額} \quad (2.8)$$

在 (2.8) 式中，現貨部位已知，因此投資者可根據所估計之避險比率，推算出期貨避險部位之總金額。

### 三、文獻回顧

本文的研究主題主要著眼於台股期貨指數對於台股現貨指數、美國那斯達克指數、台股電子類現貨指數及金融類現貨指數，其間是否具有關聯性存在，我們主要使用的分析工具為二階段共整合檢定及 ECM Test 等方法探討變數間共整合

情況及領先落後的相關性，因此，對於上述問題的相關文獻做一綜合性的分析整理，以下用表格方式來加以呈現：

表 2-1 國外文獻回顧

作者	研究對象	期間	研究方法	實證結論
Shgeyuki Hamori Naoko Hamori David A. Anderson (2001)	日本	1763~1780 1851~1864	單根檢定 共整合檢定	大阪的 Dojima Rice 市場為世界第一個期貨市場，本文藉由時間序列分析來檢驗該市場之效率性，由共整合測試檢驗出在（1763-1780）間該市場是具有效率的。
Lorne N. Switzer Paula L. Varson Samia Zghidi (2000)	美國	1990/1~ 1996/6	多元迴歸	本文的目的在於檢驗美國股票交易所（American Stock Exchange）引入 S&P 存託憑證後是否可使 S&P500 期貨市場更具市場效率性，結果發現 SPDR 的引入可減少股利發放及到期期限所引起的價格錯置（mispricing）的現象。
Tes Y.K. (1995)	日本	1988/12~ 1993/1	誤差修正模型 VAR ARIMA	日經 225 股價指數期貨與現貨間存在共整合現象，用五種模式來比較由股價指數期貨預測現貨指數之能力。結論顯示：ECM1 與 ECM2 的預測能力最佳，而 ARIMA（2,1,0）之預測能力最差。其原因應是：ECM 模式中考慮了期貨與現貨的長期均衡關係，因此，獲得較佳之預測能力。
Nake and Whitney (1995)	美元，英鎊， 加拿大幣， 德國馬克， 法國法郎， 義大利里拉， 日圓，瑞士， 法郎	1974/1~ 1991/4	ECM OLS Non-linear Least Square	檢定美元對上述其他幣別是否具有遠期匯率不偏性。在假設風險溢酬為微固定值後，比較簡單迴歸（OLS）或是誤差修正模型和非線性最小平方法的結果。實證結果發現簡單迴歸、誤差修正模型和非線性最小平方法所得的結果相似。
Ghosh (1993)	S&P500 NYSE 之 CRB 指數	1988 年每週三 每 15 分鐘資料 1986 年 6 月至 12 月每日收盤 價	共整合檢定 因果關係檢定	不同資料選取方式目的在於比較不同資料型態之領先落後關係。結果顯示，S&P500 與 CRB 指數期貨與現貨間存在有共整合關係。在因果關係檢定上，S&P500 指數期貨領先現貨，但 CRB 現貨指數卻領先期貨指數。
Wahab & Lashgari (1993)	S&P500 FT-SE100 股價指數期貨	1988/1/4~ 1992/5/30	Engle-Granger 兩階段分析法 共整合檢定 ECM 檢定	實證顯示，期貨與現貨市場間，確有因果關係存在，但與其他研究結果不同的是，現貨市場價格領先期貨市場價格。

Kutner & Sweeney (1991)	S&P500 股價指數期貨 與現貨	1987/8/10~ 1987/12/31 每分鐘資料	Engle-Granger 兩階段分析法 Granger 因果 關係檢定	結果顯示，期貨領先現貨約 8 分鐘，而現貨領先期貨約 5 分鐘，期貨領先幅度較大。
----------------------------	-------------------------	-----------------------------------	---	---

表 2-2 國內文獻回顧

作者	研究對象	期間	研究方法	實證結論
蘇仲徽 (2000)	台股指數期貨、電子類股指數期貨、金融類股指數期貨	1999/10/1~ 2000/3/31	共整合檢定，Johansen 之最大似估計法及弱外性檢定	1. 三種股價指數期貨及對應現貨間均通過共整合檢定，具長期均衡關係。 2. 三種股價指數期貨及對應現貨間，均為雙向因果關係，及期貨價格變數並未領先現貨，不具價格發現功能。 3. 三種指數間，皆不通過共整合檢定。
劉勝興 (1999)	台股現指及期貨指數 摩台指現貨及期貨指數	1998/7/21~ 1999/1/31 (台股) 1997/1/9~ 1999/1/31 (摩台指)	Engle-Granger 二階段分析法 ECM	結果發現台灣股票指數期貨與現貨存在長期共整合關係；且摩根台股指數之期貨與現貨間關係亦同。
彭榮茂 (1998)	台幣兌美元遠期匯率	1991/12~1997/12	Johansen 共整合檢定法， Horvath-Watson 共整合檢定法	以 Johansen 共整合檢定法的結果為，不論 30 天或 90 天的遠期匯率和即期匯率，都不能拒絕具有 [1, -1] 的共整合關係。再以 Horvath-Watson 共整合檢定，結論相同。
余尚武 (1997)	日經股價指數期貨與現貨	1995/2~1996/1	GARCH GMM 非線性回歸式	此研究特點在於比較不同市場狀況下，檢測有關領先效果之速度及顯著性。結果顯示，日資料並無顯著之領先落後關係，而在五分鐘資料上，期貨領先現貨五分鐘。
黃玉娟 (1997)	摩根台股指數期貨與現貨	1997/1/9~ 1997/11/10 每五分鐘資料	Johansen 共整合檢定， Granger 因果關係檢定	結論：現貨價格領先期貨價格，可能原因為：1. 新加坡摩根台股指數期貨市場成熟度不足，2. 交易制度不同所造成。
廖崇豪 (1994)	S&P500 指數期貨與現貨	1982/2~1994/1 月資料	ECM VAR Baysian VAR ARIMA	S&P500 指數期貨與現貨確實存在因果關係，現貨價格領先期貨價格，且最近月份指數期貨價格領先次近月份指數期貨價格。在比較預測效果方面，無任一模式絕對優於其他模式，須視使用狀

				況而定。
劉興嘉（1992）	新台幣兌美元 遠期匯率和即 期匯率	1980/9~1987/6 10 天期匯率	Dicky-Fuller 單根檢定， Engle-Granger 二階段分析法 ECM	遠期匯率和即期匯率間存在共整合關係；利用 ECM 來驗證市場效率性假設，結果，除了前期賣率接 受市場效率的假說外，其餘的均棄卻。

參、研究架構與方法

一、研究架構

本文研究流程如圖 3-1 所示。

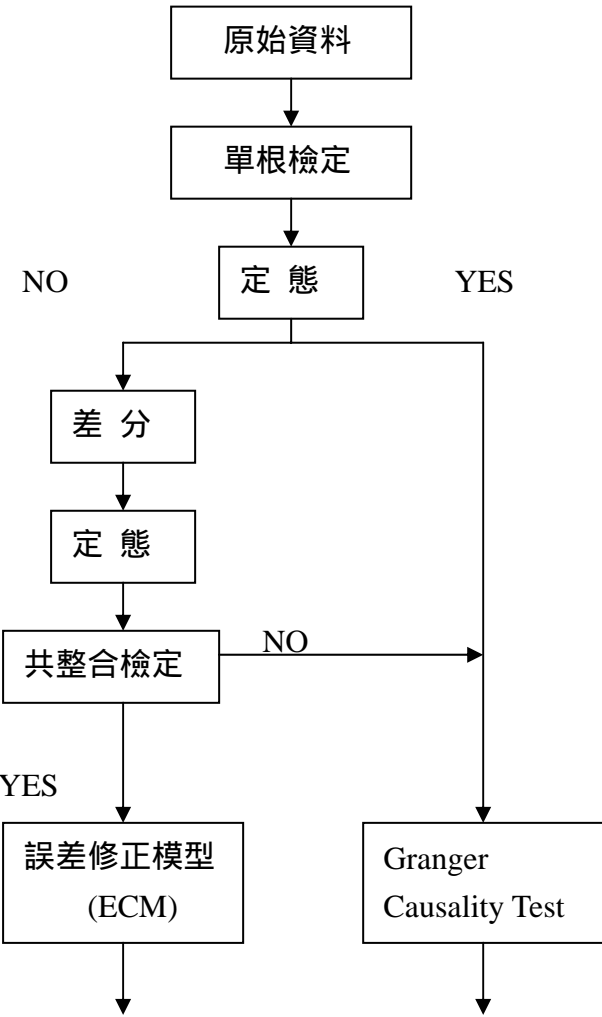


圖 3-1 研究流程圖

## 研究結果分析

### 二、研究方法

本研究主要目的是為了瞭解台股期貨指數與台灣股票加權股價指數、電子類股現貨指數、金融類股現貨指數、美國那斯達克指數間的連動關係。首先以相關係數分析，探討上述標的時間序列資料兩兩間之相關程度。

其次將利用單根檢定(Unit Root Test)之方法，檢驗台股期貨指數與上述指數是否呈現定態 ( Stationary Process )；若原始序列呈現非定態 ( Non-stationary )，才能夠將其在經過差分之後，以共整合檢定的方法檢驗台股期貨指數與上述指數間是否具有長期穩定之關係，此方式即為二階段共整合檢定 ( The Two-Stage Cointegration Test )。

接著，若兩測驗標的具有共整合關係，才可利用誤差修正模型做短期的調整與修正。因此，本文的模式建立基準如下：

- (1)先利用共整合模式，檢定台股期貨指數與台灣股票現貨指數、電子類股現貨指數、金融類股現貨指數、美國那斯達克股票指數市場是否存在共整合的關係。
- (2)若具有共整合關係者，即可建立誤差修正模型；反之，則進行 Granger Causality 檢定，直接觀察他們之領先落後情形。

#### (一) 單根檢定

傳統的迴歸分析常預先假定時間序列資料符合迴歸分析的基本假設(BLUE：最佳線性不偏估計)，直接對資料作分析及預測，再來檢定資料是否滿足迴歸分析的基本假設。此忽略了時間序列的定態性(stationary)與否，將可能造成虛假迴歸(spurious regression)，使迴歸結果具有很高的  $R^2$ ，T 檢定也顯著，但由於估計式上發生的偏誤及不一致性，會使得統計結果沒有任何經濟上的意義。故在使用一般迴歸分析時，其時間數列必須為定態(stationary process)，漸近分配理論才可成立，檢定才能進行。

許多時間序列的資料都是非定態且有單根存在。在此情況，必須對非定態的時間數列，採用差分程序，使其成為定態的行程。將非定態的時間數列作分析的資料，將影響一般迴歸分析的有效性。茲將檢定方法說明如下：

Dickey-Fuller(DF)檢定法

$$DF: Y_t = Y_{t-1} + e_t \quad (3-1)$$

Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定法

$$ADF: Y_t = Y_{t-1} + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_3 Y_{t-3} + e_t \quad (3-2)$$

其中  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  為一階差分， $e_t$  為誤差項， $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  為迴歸係數。

進行單根檢定時，常利用 Dickey-Fuller(DF；即 3-1 式)來進行檢定，但 DF 可能發生自我相關(Autocorrelation)的問題，所得到的檢定結果將不具有效率(efficient)，因此用 ADF(Augmented Dickey-Fuller；即 3-2 式)來修正這個問題，因此 ADF 的模型架構較 DF 來得嚴謹，本研究將以 DF 及 ADF 兩者的模型架構來進行單根檢定。

根據上述迴歸分析結果，我們可以得到 係數及 t 統計值，若 t 統計值絕對值大於 MacKinnon(1990)所列出的單根檢定臨界值的時候，則拒絕  $H_0: \alpha = 0$  有單根存在的虛無假設，表示時間數列為定態行程，不需差分；若 t 值小於鑑定值，則接受  $H_0: \alpha = 0$  的虛無假設，表示時間數列為非定態行程，必須作差分程序的處理，直到其為定態行程為止。

## (二)共整合檢定

共整合檢定是用來分析非定態性(Non-Stationary)資料變數間長期趨勢的相互關係的統計方法。雖然個別的資料變數間是為非定態性的，然若存在著一組線性組合，其能夠使得資料變數間的差距呈現穩定的狀態，則我們稱此現象為共整合(Cointegration)。由於序列要進行共整合檢定的前提，原始序列必須為非定態，且需以同階做整合(即以同階差分使成定態)檢定。故首先必須執行單根檢定，其次再執行下列共整合迴歸分析：

$$X_t = \alpha + Y_t + \mu_t \quad (3-3)$$

其中  $\alpha$ 、 $\mu_t$  為迴歸係數， $\mu_t$  為誤差項。在本研究中， $X_t$  與  $Y_t$  代表的分別是欲檢定之變數。

若其中  $X_t$  與  $Y_t$  為非定態序列，需透過差分的程序使達成定態序列。在(3-3)式中若殘差項  $\mu_t$  為定態，則稱  $X_t$  與  $Y_t$  具共整合關係。而模型之步驟設定如下：

(1)估計共整合迴歸式： $X_t = \alpha + Y_t + \mu_t$

## (2)對 $\mu_t$ 做單根檢定

### A. Dickey-Fuller 迴歸關係式

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \epsilon_t \quad (3-4)$$

$$\mu_t = \mu_t - \mu_{t-1}$$

TS = T (TS：檢定統計值)

$$H_0: \alpha = 0$$

### B. Augmented Dickey-Fuller 迴歸關係式

$$\mu_t = \mu_{t-1} + b_1 \mu_{t-1} + \dots + b_p \mu_{t-p} + \epsilon_t \quad (3-5)$$

TS = T

$$H_0: \alpha = 0$$

在檢定  $\mu_t$  是否為定態行程時，本研究根據 Engle & Granger (1987) 和 Engle & Yoo (1987) 兩篇文章之主張，而採用 DF 檢定和 ADF 檢定。Engle & Granger (1987) 在實證研究中，發現一階自我相關的模型中以 DF test (式 3-4) 的檢定力較好；若處於高階自我相關的模型，則以 ADF test (式 3-5) 較好。在對  $\mu_t$  的 DF 檢定及 ADF 檢定中，檢定統計值 T 為一個 t 統計值，若 t 統計值絕對值大於 MacKinnon (1990) 所列出單根檢定鑑定值，則拒絕無共整合的虛無假設，表示兩個序列呈現共整合的關係。其經濟的涵意即兩序列雖會短期偏離，但長期兩序列將向同一方向一致移動 (Move Together)，本研究將以 DF 及 ADF 的模型架構，來進行共整合檢定。

當資料變數間具有共整合現象時，其意味的是在長期的觀察中，個別資料變數傾向漫無規則或高或低移動，難以預測其趨勢；但在資料變數間，其移動表現一種同步化 (長期趨勢) 的均衡關係，以至於變數間的差距，呈現著穩定的狀態，不會隨著時間的變化而漸行漸遠。

## (三) 誤差修正模式 (Error Correction Model)

由於標準的領先落後關係檢定 (Granger Causality Test) 忽略了前期殘差項會恢復均衡的情況，故共整合變數間領先、落後關係的檢定，須在一誤差修正模式的架構下執行。ECM 加入了落後項與誤差修正項，更加掌握了經濟個體的短期調整行為，改善了部分調整模型僵固化的落後項的結構限制。若兩個序列之間有共整合 (長期穩定) 的關係存在，且其因果關係的方向已建立之後，我們即可使用誤差修正模型來更密切地檢視此關係之隨機變動過程 (random dynamic)。

誤差修正模式 (Error Correction Model) 的使用，主要是立於「某一時間離

開均衡狀態的部份，將會表現在下一時期不均衡狀態之修正」的觀念上。例如，若本期對於稻米有超額需求，則此超額需求將會影響到下一期稻米供需的關係；亦即在下一時期考量稻米供需之均衡關係時，會將前期的超額需求誤差加以考慮進去。

所謂誤差修正模型乃是描述更正均衡誤差(equilibrium error)的隨機過程(stochastic process)，亦即前期的殘差項偏離長期均衡價格時，可以在當期修正調整；共整合迴歸模型的殘差項代表了迴歸式變數線性組合偏離長期均衡的離差，而誤差修正模型將此殘差項列入考慮，將各變數的誤差值列入計算，以觀察誤差項的干擾對整個模型長期關係的動態調整行為。誤差修正模型由於考慮了誤差項，不僅能找出兩個時間序列間前後期相互影響的短期作用，以及考慮誤差項對整體干擾作用的長期關係，並可從短期及長期的交互印證中，而獲得兩個序列間的回饋效果。誤差修正模型以某一變數的變動值為因變數，而以過去的均衡誤差及這兩個變數過去的變動值為自變數。誤差修正模型設定如下：

$$Y_t - Y_{t-1} = a + bu_{t-1} + cL(Y_t - Y_{t-1}) + dL(X_t - X_{t-1}) + e_t \quad (3-6)$$

其中：L 為落差因子 (Lag operator)

$u_{t-1}$  為共整合模式殘差項  $u_t$  的一期落差值；

b、c、d 為係數；a 為截距項。

$X_t$  與  $Y_t$  代表的分別是欲檢定之變數。

Granger(1988)曾明白指出在共整合變數間檢定因果關係，必須利用誤差修正模型，因過去的 Granger Causality test 忽略反向均衡變動的因果(Reversion-Equilibrium channel of causality)。且由於誤差修正模型考慮了長期、短期的調整過程，也已經被證實優於 Granger Causality Test(Lin & Swanson 1993)，因此本研究將使用誤差修正模型，來檢定股價指數之間的因果關係。

#### (四)落後期數的檢定 (FPE 準測)

於誤差修正模型中牽涉到自變數及因變數之最適落後期數，以下我們介紹最適落後期數之檢定方式：

以兩元變量自我迴歸為例：

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_a Y_{t-a} + \beta_1 X_{t-1} + \beta_b X_{t-b} + e_t \quad (3-7)$$

為求得上式的最適落後階數(a,b)，可透過 FPE 值得計算，而找出最小值的組合。

FPE 的公式如下述：

$$FPE = \frac{T + (\text{參數數目})}{T - (\text{參數數目})} \times \frac{SSE(\alpha, \beta)}{T} \quad (3-8)$$

其中 T 表示：在估計作業上有效使用的樣本數

SSE (a,b) 表示：平方誤差總和 (Sum of Squares Error)

由於 (a,b) 的可能組合很多，為了簡化處理的過程，Hsiao 建議使用下列步驟，進行搜尋 (a,b) 組合的工作。

1. 把 a 的範圍定在零與最大值間 (最大值須由自己設定)，先假設  $Y_t$  僅是一個單一變量的 AR 模型 (autoregression)，在此情況下，求得  $a = a_0$  時， $FPE(a, -)$  是一最小值。
2. 選出一個介於零與最大值間的 b 值，使  $FPE(a_0, b)$  為最小值。假設此時的  $b = b_0$ ， $FPE(a_0, b)$  為最小。
3. 因為  $a_0$  是在忽略不計變數 X 下產生的，可能導致  $a_0$  值過大，因此，必須再計算出所有  $a = 0$  到  $a_0$  的  $FPE(a, b_0)$ ，並找出 FPE 值為最小的 (a,b) 組合點。

總結以上所述及之各項檢定，在本實證研究使用之步驟及檢定之目的如下：

- (1) 用相關係數分析來觀察兩兩操作變數之間的線性相關程度，藉以判定分別投資於兩標的物來分散投資風險之可行性與否。
- (2) 以單根檢定來測試各時間數列資料是否為定態。若原始數列之檢定結果接受虛無假設，即有單根存在，則表示其股價資料為一不穩定的數列。
- (3) 利用共整合檢定測試各變數間是否存在著共整合之關係。若原始數列之結果顯示沒有達到共整合，則無法利用某一變數來預測另一個變數之變動。
- (4) 若各數列間具有共整合關係，即可建立誤差修正模型，以了解各變數間的領先、落後關係，其消息的傳遞是否有效果，及長短期資訊回饋的效應。
- (5) 若各數列間不具共整合關係，則我們用 Granger Causality Tests 來測試各變數間領先、落後關係。

## 肆、實證分析

### 一、實證資料來源

表 4-1 為本研究採用變數之操作性定義與資料來源。由於我國期貨市場在 1999 年 10 月 30 日法令進一步鬆綁，當年 11 月起成交量開始放大，因此我們採用之研究期間為 1999 年 11 月 1 日至 2002 年 9 月 30 日之每日收盤資料。

表 4-1 研究變數之操作性定義與資料來源

符號	變數名稱	說明	資料來源	資料性質
JS	台灣股票加權指數	以下簡稱台股現貨指數(採每日收盤指數)	教育部 AREMOS TSE 資料庫	日資料
TX	台灣股票期貨指數	最近月份之每日收盤指數	台灣期貨交易所網站	日資料
JS-BANK01	台灣金融類現貨指數	每日收盤指數	教育部 AREMOS TSE 資料庫	日資料
JNASDAQ	那斯達克指數	每日收盤指數	教育部 AREMOS TSE 資料庫	日資料
JS-ELEN01	台灣電子類現貨指數	每日收盤指數	教育部 AREMOS TSE 資料庫	日資料

本次研究資料共 690 筆。

## 二、相關係數分析

茲將各變數間的相關係數求出，如表 4-2 所示：

表 4-2 各變數間之相關係數

Correlation Matrix					
	JNASDAQ	TX	JS_ELEN01	JS_BANK01	JS
JNASDAQ	1.000000	0.872825	0.876942	0.755856	0.870690
TX	0.872825	1.000000	0.989761	0.918753	0.999573
JS_ELEN01	0.876942	0.989761	1.000000	0.866950	0.990141
JS_BANK01	0.755856	0.918753	0.866950	1.000000	0.918948
JS	0.870690	0.999573	0.990141	0.918948	1.000000

由表中我們可以得知台股期貨指數與台股現貨指數、台股電子類現貨指數、金融類現貨指數、美國那斯達克指數的相關係數均達 90 % 左右甚或 90 % 以上的水準，由此可知其相互之間的相關性非常高。

分析之所以有以上現象，因台股期貨指數為台股現貨指數之衍生性產品，故其間相關程度高自不待言；而台股現貨中電子類股及金融類股成交量佔大盤比重又相當高，分屬一二名，因此其與台股期貨指數有相當高的相關係數應屬意料之中；至於美國那斯達克指數，由於表中顯示此段期間台股現貨指數與那斯達克指數的相關係數亦達 0.87，表示台灣的投資人相當在意那斯達克股市之表現，連動的結果，自然地有此結果呈現出來。

## 三、單根檢定及共整合實證分析

### (一)單根檢定

茲將台股期貨指數、台股現貨指數、美國那斯達克指數、台股電子類現貨指數及台股金融類現貨指數等時間數列之日資料，做單根定態測試，結果列於表 4-3。

由表中顯示所有指數在原始數列上均無法拒絕非定態的虛無假設，而要進行共整合分析時，兩時間序列必須呈現同階定態，故對其原始數列進行一階差分，以檢驗其是否達同階定態，於經過一階差分後皆有高於 1 % 的顯著水準。

當同時呈現一階定態之後，本研究繼續針對台股期貨指數與台股現貨指數、美國那斯達克指數、台股電子類現貨指數、台股金融類現貨指數，個別來進行二階段共整合測試。

表 4-3 單根定態檢定結果

測試方式	原始數列	一階差分
------	------	------

測試變數	DF	ADF	DF	ADF
台股期貨指數	-0.9635	-0.8406	-28.5655***	-16.7816***
台股現貨指數	-0.8392	-0.8375	-25.7103***	-16.3522***
美國那斯達克指數	-0.5326	-0.5793	-25.4126***	-19.6956***
台股電子類現貨指數	-0.7539	-0.7957	-25.1932***	-16.2201***
台股金融類現貨指數	-3.2688**	-2.2366	-39.1555***	-25.4187***

註：臨界值引自 Engle & Yoo (1987)。\*\*\*表示在 1 % 的顯著水準時為顯著；\*\*表在 5 % 的顯著水準時為顯著；\*表在 10 % 的顯著水準時為顯著。

## (二)共整合檢定

為探討兩時間序列間是否存在長期一致的關係，我們以共整合檢定來測試，測試之前必須經過單根檢定使其成為同階定態後方可進行。以下我們以台股期貨指數為主，分別對其他變數做共整合檢定。結果如表 4-4 所示，且將結果說明如下：

台股期貨指數與台股現貨指數、電子類及金融類現貨指數均呈現高度共整合關係，僅美國那斯達克指數與其共整合關係程度較低，剛好通過 10 % 左右的顯著水準。此結果可由前面相關係數分析來相互呼應，因我們所採取的最近日期之期貨指數變化與其台股現貨指數變化是如此之密切，兩者走勢可謂亦步亦趨，故存在長期穩定之關係；而電子類及金融類現股指數表現，影響大盤指數甚巨，因此連帶地與台股期貨指數產生共整合現象。而那斯達克指數的共整合程度較低，顯示台股期貨指數表現，不僅受到美國高科技類股景氣影響，其他因素如國內政局紛擾、兩岸關係穩定程度及東亞諸國產業競爭態勢等，似乎均對其有一定的影響力。

表 4-4 台股期貨指數與其他指數間之共整合檢定結果

因變數	自變數	DF	ADF
台股期貨指數	台股現貨指數	-14.6177***	-11.1938***
	那斯達克指數	-2.7801*	-2.5178
	台股電子類現貨指數	-3.7235***	-3.3506**
	台股金融類現貨指數	-7.2313***	-4.6654***
台股現貨指數	台股期貨指數	-14.6035***	-11.1841***
那斯達克指數		-2.6178*	-2.3952
台股電子類現貨指數		-3.6570***	-3.3117**
台股金融類現貨指數		-7.9720**	-5.2087***

註：臨界值引自 Engle & Yoo (1987)。\*\*\*表示在 1 % 的顯著水準時為顯著；\*\*表在 5 % 的顯著水準時為顯著；\*表在 10 % 的顯著水準時為顯著。

#### 四、台股期貨指數與其他指數之領先落後關係檢定

由表 4-4 得知台股期貨指數與其他股價指數間具有共整合關係，因此我們可直接用誤差修正模式 (Error Correction Model) 來檢定其間之領先落後情況，而不採用 Granger Causality Test 來判定，主要因為 Granger Causality Test 並未考慮殘差修正項，因此僅能得到兩時間序列的短期關係，而 ECM Test 考慮了殘差修正項，不僅可得到兩時間序列的長期及短期關係，還可了解兩時間序列的回饋效果 (短期是指兩時間序列前後期的關係，長期則是指殘差項對整體模型干擾的修正)。

由表 4-5 結果得知，在短期方面 (由 F 值來判斷) 台股現貨指數及那斯達克指數兩者與台股期貨指數均有相互領先的情況，惟兩者領先台股期貨指數之情況較為明顯；而台股期貨指數則明顯領先台股金融類現貨指數，台股期貨指數則與台股電子類現貨指數沒有領先落後之關係。

在長期方面 (由 T 值來判斷)，則變數間領先落後情況與短期描述現象相同，顯示在本研究的變數間沒有明顯的回饋效果。

探討上述現象之原因，台股期貨指數被投資人之運用可能主要在於其避險功能，其走勢是隨現股指數波動而波動，而較少發生其價格發現的功能，即投資人較少為投機或投資的目的，預先地仔細思量任何將影響股市的因素，進而研判大盤未來走勢以操作台股期貨指數來求得獲利，因此，我們可以推論出我國期貨市場是不具半強式效率性 (semi-strong efficiency)。

此外，台股中之金融類股表現常落後於大盤，即其常屬於落後補漲產業，故台股期貨指數領先台股金融類現貨指數應可理解；而電子類股占大盤比重較高，與大盤連動性亦較高，兩者間變動似糾纏在一起，故台股電子類現貨指數與台股期貨指數較難發現其領先落後關係 (因台股現指與台股期指有相互領先的情況)。

表 4-5 台股期貨指數與其他指數之 ECM 檢定結果

因變數	自變數	因變數 落後期數	自變數 落後期數	殘值之 T 值	F 值
台股期貨指數	台股現貨指數	2	1	-4.6160***	3.976**
	那斯達克指數	2	2	-1.7900**	11.841***
	台股電子類現貨指數	2	1	-0.4349	2.0763

	台股金融類現貨指數	2	1	-1.0107	0.4190
台股現貨指數	台股期貨指數	2	2	1.4550*	3.2590**
那斯達克指數		2	3	-1.4010*	2.4380*
台股電子類現貨指數		2	1	-0.4349	0.6618
台股金融類現貨指數		2	2	-3.6967***	18.3689***

註：比較 F 值是否大於 F (最適自變數落後期數，最適因變數落後期數之樣本數與參數數目差)。

\*\*\*表 1 % 的顯著水準時為顯著；\*\*表 5 % 的顯著水準時為顯著；\*表 10 % 的顯著水準時為顯著。

## 伍、結論

期貨為現貨最重要且最直接之衍生性金融商品，從學理上而言，它與現貨價格的連動性應最高，故若處於一個效率市場，期貨的價格應能充分反映出現貨之未來價格，此即期貨之價格發現功能；此外，亦由於期貨與現貨間之高度連動性，因此它也是投資人一項很重要的避險工具；本研究利用二階段共整合檢定來檢驗本國期貨市場，是否具有上述之價格發現及避險功能，茲將所得之重要結果敘述如下：

- (一)由相關係數分析得知，台股期貨指數與台股現貨指數之相關係數幾乎為 1，可見兩者之連動程度相當高。另外，台股期貨指數與台股電子類現貨指數、金融類現貨指數及美國那斯達克指數之間，相關係數亦在 90%左右。
- (二)經由二階段共整合檢定發現，台股期貨指數與台股現貨指數、台股期貨指數、電子類及金融類現貨指數均呈現高度共整合關係，可見台股期貨指數與這三種指數之間存在長期穩定之關係，因此台股期貨指數可作為投資人於現貨市場操作一個很優良的避險工具。
- (三)基於變數間存在共整合效果，故我們可利用誤差修正模型(ECM Test)來檢定變數間之領先落後情況，結果發現台股現貨指數及那斯達克指數兩者均與台股期貨指數有相互領先的情況，惟兩者領先台股期貨指數之情況較為明顯，

由此我們可以推論出台股期貨指數沒有價格發現功能，亦及投資人不能由期貨股價指數的變化來預測未來現貨股價指數之走向。

- (四)台股期貨指數明顯領先台股金融類現貨指數，原因應為金融類股於我國股市中常屬於落後補漲類股，表現常落後於大盤所造成。

## 參考文獻

### 一、中文部分

1. 余尚武 (1997)「股價指數期貨之價格變現與領先效果之研究 - Nikkei 225 指數之實證」，證券市場發展季刊，民國 86 年，第九卷第三期。
2. 許玉環 (1998)「外資在東亞地區的角色」，台灣經濟研究月刊，民國 87 年，第二十一卷第二期。
3. 黃玉娟 (1997)「台股指數現貨與期貨市場價格動態關連性之研究」，證券市場發展季刊，民國 86 年，第九卷第三期。
4. 彭榮茂 (1998)「台灣美元遠期外匯市場訊息效率性之研究」，輔仁大學金融研究所碩士論文。
5. 廖崇豪 (1994)「期貨與現貨價格之關連性分析與預測 - 以芝加哥玉米即股價指數期貨市場為例」，國立中央大學經濟學研究所碩士論文。
6. 劉興嘉 (1992)「台灣遠期外匯市場效率性檢定 - 共整合分析之應用」，逢甲大學經濟研究所碩士論文。
7. 劉勝興 (1999)「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研究所碩士論文。
8. 蘇仲徽 (2000)「股價指數期貨之實證研究 - 以台灣期貨交易所為例」，

## 二、英文部分

1. DeLong, J.B., A. Shleifer, L.H. Summers and R.J. Waldmann ( 1990 ) ,  
“ Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing  
Rational Speculation ” , Journal of Finance, 45, pp.379-395.
2. Dickey, D.A. and Fuller, W.A. ( 1979 ) , “ Distribution of the  
Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root ” , Journal  
of American Statistical Association, 74, pp.427-431.
3. Dickey, D.A. and Fuller, W.A.( 1981 ), “ Likelihood Ratio Statistics  
for Autoregressive Time Series with a Unit Root ” , Econometrica,  
49, pp.1057-1072.
4. Engle, R.F. and Granger, C.W.J. ( 1997 ) , “ Cointegration and Error  
Correction: Representation, Estimation and Testing ” , Econometrica,  
55, pp.251-276.
5. Engle, R.F. and Granger, C.W.J. ( 1991 ) , “ Long Run Economic  
Relationships Readings in Cointegration ” , Oxford University  
Press.
6. Engle, R.F. and Yoo, B. Sam, “ Forecasting and Testing in  
Cointegrated Systems ” , Journal of Econometrica, 35, 1987,  
pp.143-159.
7. Gujarati, D. ( 1999 ) , Essentials of Econometrics, 2nd edition,  
McGraw-Hill.
8. Ghosh, A. ( 1993 ) , “ Cointegration and Error Correction Models:  
Intertemporal Causality between Index and Futures Prices ” , Journal  
of Futures Markets, 13 ( 2 ) , pp.193-198.
9. Hull, John C. ( 2000 ), Options, Futures, & Other Derivatives, 4<sup>th</sup>  
edition, Prentice-Hall International, Inc.
10. Johansen, S. ( 1988 ) , “ Statistical Analysis of Cointegration  
Vectors ” , Journal of Economic Dynamics and Control, 12,  
pp.231-254.
11. Johansen, S. and Juselius, K. ( 1990 ) , “ Maximum Likelihood  
Estimation and inference and Cointegration with Application to the  
Demand for Money ” , Oxford Bulletin of Economics and Statistics,  
52, pp.169-210.
12. Kuntner, G.W. and Sweeney, R.J. ( 1991 ) , “ Causality Tests Between  
the S&P 500 Cash and Futures Markets ” , Quarterly Journal of  
Business and Economics, pp.51-74.
13. Maddala, G.S. ( 2001 ) , Introduction to Econometrics, 3<sup>rd</sup> edition,  
Wiley.
14. Naka, A. and Whitney, G. ( 1995 ) , “ The Unbiased Forward Rate  
Hypothesis Re-examined ” , Journal of International Money and  
Finance, 14, pp.857-867.
15. Quan, J. ( 1992 ) , “ Two-Step Testing Procedure for Price Discovery

- Role of Futures Prices ” , The Journal of Futures Markets, 12 ( 2 ) , pp.139-149.
16. Stoll, Hans R. and Robert E. Whaley (1993), Futures and Options Theory and Applications, South-Western Publishing CO.
  17. Shgeyuki, H. , Naoko H. and David A. Anderson( 2001 ), “ An Empirical Analysis of the Efficiency of the Osaka Rice Market during Japan ’ s Tokugawa Era ” , The Journal of Futures Markets, 21 ( 9 ) , pp.861-874.
  18. Switzer, L.N., Paula L. Varson and S. Zghidi ( 2000 ) , “ Standard and Poor ’ s Depository Receipts and the Performance of the S&P 500 Index Futures Market, The Journal of Futures Markets, 20 ( 8 ) , pp.705-716.
  19. Tse, Y.K. ( 1995 ) , “ Lead-Lag Relationship between Spot Index and Futures Prices of the Nikkei Stock Average ” , Journal of Forecasting, 14, pp.553-563.
  20. Wahab M. and M. Lashgari ( 1993 ) , “ Price Dynamics and Error Correction in Stock Index Futures markets: A Cointegration Approach ” , The Journal of Futures Markets, 13 ( 7 ) , pp.711-742.