

# 緩長記憶模式應用於期貨與現貨領先 - 落後關係之研究：以台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨為例

黃營杉 古永嘉 蔡垂君

台北大學企業管理研究所

(收稿日期：89 年 4 月 12 日；第一次修正：89 年 6 月 7 日；  
第二次修正：89 年 7 月 11 日；接受刊登日期：89 年 9 月 5 日)

## 摘要

本研究探討台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨領先 - 落後關係，研究貢獻是經由實證發現兩項期貨衍生性金融商品、現貨與基差具有緩長記憶 (long memory)，並以緩長記憶建構第五種實證模式 - 部份共整合誤差修正模式 (FIEC, Fractional Co-integrated & ECM)，有別於過去研究中常見的四種實證模式 (簡單迴歸模式、轉換模式、向量自迴歸模式、共整合誤差修正模式)。

具緩長記憶，意謂指數目前的表現受過去長期行為 (long-run behavior) 所影響，使指數表現具長期互依性 (long-run dependence)，數列有高度結構的落後性 (high structure long-run lag)。本研究建構的部份共整合誤差修正模式，能同時就期貨及現貨的領先 - 落後關係、共整合、短期非均衡的修正調整、及緩長記憶現象進行實證，有助於瞭解過去研究模式所未注意到的緩長記憶，並可修正及改善殘差項影響到期貨及現貨估計與預測誤差。研究目的有三項：

1. 探討台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差之緩長記憶。
2. 探討台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨之領先 - 落後關係、期貨市場之價格發現能力與其所創造之套利機會。
3. 進行部份共整合誤差修正模式之實證研究，並與另四種模式作比較。

實證結果及結論如下：

1. 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差均具有緩長記憶。
2. 因實證模式不同，台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨間互有領先 - 落後關係。依據部份共整合誤差修正模式顯示：台灣股價指數期貨表現領先於現貨，期貨市場具有價格發現能力、且投資人可在期貨市場中尋求套利機會；摩根台灣股價指數期貨與現貨互有領先，期貨市場可能具有價格發現能力、投資人可在期貨市場中尋求套利機會。
3. 五種實證模式，以部份共整合誤差修正模式表現較佳，顯示將緩長記憶納入實證模式是有效的。

關鍵詞彙：緩長記憶，部份共整合誤差修正模式，台灣股價指數期貨

## 壹 導論

### 一、研究背景、動機及目的

金融創新在全球不斷的進行中，尤以金融商品創新最為重要，諾貝爾經

濟學獎得主 Miller (1992) 曾在其所發表於財務工程期刊 (Journal of Financial Engineering) 的文章中開宗明義說到：「財務工具及財務機構創新是人類自 1970 後迄今最重要的創舉！」，財務工具創新包含有期貨、選擇權、遠期契約及交換契約等衍生性金融商品，其中一項重要創舉就是期貨，不僅為投資人帶來投資及投機契機，也創造避險及套利機會。然而如何在錯綜複雜的金融舞台中獲得套利的機會，首應瞭解期貨與現貨間價格相互牽動的關係，投資人方得藉此買低賣高獲取利益；而期貨具有價格發現的功能，能為現貨提供價格資訊，引用 Fama (1970) 所提出效率市場說，應用於期貨及現貨價格變化的交互反應資訊流通速度上，若期貨指數變動能即時完全地反應在現貨指數上，則期貨與現貨表現應有同時性 (contemporaneous)，即具同向同比率變動，能立即調整，資訊在兩市場中是對稱的，此時，投資人應全然沒有獲得超額報酬的能力，沒有任何套利機會 (non-arbitraged opportunity)。然而，依據多位國內外學者之研究發現，期貨與現貨互有領先落後關係，並不具同時性 (non-synchronicity)，使投資人能運用此關係，在期貨市場中進行套利。

本研究以在台灣期貨交易所 (TAIFEX, Taiwan Futures Exchange) 及新加坡衍生性商品交易所 (SGX-DT, Singapore Exchange-Derivatives Trading Limited) 掛牌交易的台灣股價指數期貨 (Taiwan Stock Index Futures) 為研究對象。以台灣股價指數為期貨交易合約，除了台灣期貨交易所及新加坡衍生性商品交易所外，於全球尚有在芝加哥商品交易所 (CME, Chicago Merchandise Exchange) 掛牌的道瓊台灣股價指數期貨，以及在香港期貨交易所 (HKFE, Hong Kong Futures Exchange) 掛牌的台灣股價指數期貨，可見台灣股價指數是一個受全球矚目的金融商品。在這些相關的商品中，以台灣期貨交易所掛牌交易的台灣股價指數期貨與台灣證券交易所的發行量加權股價指數關係最為密切，期貨指數與現貨指數取樣內容完全一致，均取自國內所有的上市公司，同樣依發行量加權法計算股價指數，投資人很自然的會將期貨及現貨指數相互比較，且因以台幣結算無需承擔匯兌損益，再加上買賣資訊獲得容易，較受國內投資人喜愛。而摩根台灣股價指數期貨則是最早衍生自台灣股價指數的金融商品，在全球享有盛名，所採樣的股票包含台灣具有指標性的 77 檔上市公司股票，其包羅之股票內容及比率權重的增減變動，對台灣股票及期貨市場有重大影響，早在台灣期貨交易所掛牌交易台灣股價指數期貨之前，在證期會的同意下，成為國內最早合法的台灣股價指數期貨，其走勢具有指標涵意，相較同年掛牌的道瓊台灣股價指數期貨因交易狀況不佳而下市，有天壤之別。

自民國八十一年通過國外期貨交易法至八十六年國內期貨交易法三讀通

過，台灣期貨交易所於同年成立，八十七年七月二十一日推出的第一項商品就是台灣股價指數期貨，期貨交易開戶累計數，至八十八年十二月底為止已有 175625 戶，成交契約數亦在穩定增加中，列於表一。(因八十八年七月二十一日期貨交易所又掛出金融指數期貨及電子指數期貨，以及九二一地震關係，八十八年九月至十二月份股價指數期貨成交契約數較少)

表一 台灣股價指數期貨每月成交契約數 (87/07-88/12)

年/月	87/07	87/08	87/09	87/10	87/11	87/12
成交契約數	2412	14012	44114	59110	67477	90774
年/月	88/01	88/02	88/03	88/04	88/05	88/06
成交契約數	93489	86358	105896	109751	90161	86652
年/月	88/07	88/08	88/09	88/10	88/11	88/12
成交契約數	100217	119332	69196	64940	86695	64985

註：資料來源為台灣期貨市場

摩根台灣股價指數期貨則是由摩根史坦利公司 (MSCI, Morgan Stanley Capital International) 所編製，在新加坡衍生性商品交易所申請掛牌交易，以 1988 年 1 月 1 日的股票總市值為基期，採拉氏加權平均法，為美元計價，以台灣上市公司 77 檔股票重新計算的加權股價指數。而台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨的特性，包括交易處所名稱、標的物名稱等共二十項說明，敘述彙整列於表二。

表二 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨特性

編號	特性	台灣股價指數期貨	摩根台灣股價指數期貨
1	交易所名稱	TAIFEX	SGX-DT
2	代號	TX	TW
3	交易標的物	台灣證券交易所發行量加權股價指數 (涵蓋台灣股票市場市值 100%)	涵蓋台灣股票市場具有指標性的 77 檔股票
4	到期交割月份	自交易日起連續二個月份，另加上三月、六月、九月、十二月最近四個季月	自交易日起連續二個月份，另加上三月、六月、九月、十二月最近四個季月
5	最後交易日	各契約的最後交易日為各契約交割月份第三個星期三，翌日為新契約的開始日	各契約的最後交易日為各契約交割月份最後第二個營業日，如遇星期六則提前一個交易日，翌日為新契約的開始日
6	交易時間	週一~週六 9:00-12:15	週一~週六 8:45-12:15 週一~週五下午 14:45-19:00
7	契約最長存續	六個月	六個月

表二 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨特性 (續)

編號	特性	台灣股價指數期貨	摩根台灣股價指數期貨
8	交易手續費	可議價	可議價
9	契約價金	台股期貨指數乘上新台幣 200 元 (計價方式：台幣)	台股期貨指數乘上美金 10 元 (計價方式：美元)
10	升降單位	1 點	0.1 點
11	每日漲跌幅	每日最大漲跌幅限制為前一營業日結算價之 7%	每日最大漲跌幅限制為前一營業日結算價之 7%；緊鎖 10 分鐘後，放大為 10%；再緊鎖 10 分鐘後，放大為 15%
12	交易方式	電腦競價 (全自動交易系統)	人工喊價
13	委託成交順序	價格優先、時間優先	價格優先、時間優先
14	結算保證金及交割時限	總額法 (當日銀行結束營業前)	總額法 (當日銀行結束營業前)
15	保證金交割時限	由期貨商決定	由期貨商決定
16	最低客戶保證金	期貨商收受之保證金不得低於期交所公告之原始保證金及維持保證金，原始保證金為 14 萬、維持保證金為 11 萬	原始保證金乘數為 3.5%
17	每日結算	每日結算價原則上為當日收盤時段之成交價	每日結算價原則上為當日收盤時段之成交價
18	交割方式	採現金交割，於結算日依結算價差額淨額交付	採現金交割，交易人於最後結算日依最後結算價之差額，以淨額進行現金交付或收受
19	最後結算日	最後結算價格是以最後結算日次日台灣證券交易第一次揭示之發行量加權股價指數計算，取至個位數，小數點以下無條件捨去	摩根股價指數期貨之最後結算價格，以最後結算日之次日現貨指數計算，結算價取至個位數，小數點以下無條件捨去
20	部位限制	交易人任一時間持有各月份契約未平倉部位總和限制為： 1. 自然人 200 口、法人機構 600 口 2. 法人機構基於避險，得向期交所申請豁免部未限制	交易人任一時間所持有之各月份契約未平倉部位總和限制為 5000 口

註：資料來源為台灣期貨交易所網站資料及本研究彙整

因此，研究動機是引發自對股價指數期貨之深入探討，以研究台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨領先 - 落後關係為主題，並就期貨市場所能創造的價格發現能力及套利機會進行推論，希望透過實證指出有效的結果，為投資人帶來有用的投資訊息。過去，有關這方面主題之研究，多採用四種實證模式：(1)簡單迴歸模式。(2)轉換模式。(3)向量自迴歸模式。(4)共整合誤差修正模式，其中以採模式(3)、(4)者居多。簡單迴歸模式雖能用於期貨與

現貨相關研究，卻沒有辦法獲知兩者之領先 - 落後關係；而迴歸模式假設誤差項為隨機，不具序列相關，與實際現象不盡吻合，期貨及現貨指數表現會受前期影響，並非恆定 (non-stationary)、且具序列相關 (auto-correlated)。為了解決迴歸模式無法解釋及模擬的現象，本研究另提出轉換模式、向量自迴歸模式、以及共整合誤差修正模式。

而期貨與現貨指數通常具有緩長記憶 (long Memory)，緩長記憶是指時間數列有相當緩長的自我相關現象，落差多期的自我相關係數 (ACF) 經檢定依然顯著，使指數表現似具有較長期間的循環性週期 (cyclic)，這顯示過去落差多期的指數表現仍強烈的影響當期指數表現，指數本身的行為如具有長期記憶 (long memory-type behavior) 一般。因此，欲模擬時間數列所具有的緩長記憶特性，本研究再以 Granger (1986) 所建立的部份共整合誤差修正模式，對上述模式所未注意到的緩長記憶現象進行實證探討，建立第五個實證模式，部份共整合誤差修正模式又稱為緩長記憶模式。

相較於模式(1)~(4)，第(5)模式可探討存在於數列的緩長記憶現象，與實際的狀態較為吻合。本研究共有三項研究目的：

1. 探討台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差是否具有緩長記憶。
2. 探討台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨之領先 - 落後關係、期貨市場之價格發現能力與套利機會。
3. 進行部份共整合誤差修正模式之實證研究，並與另四種模式比較。

## 二、文獻回顧及探討

本研究相關文獻回顧及探討，共分為以下三部份：第一部份是針對本文所採用之各種實證模式、第二部份是緩長記憶相關問題、第三部份則是有關期貨及現貨領先 - 落後關係論著之探討。

### (一) 模式之衍生及應用

迴歸模式是在 19 世紀由學者 Galton 所發展出來的，用於研究父母與子女身高的關係，邇後廣範應用於各類不同學科的研究上，以觀察變數間的相關及因果關係。然而，迴歸模式不能盡全描述時間數列具非恆定性及序列相關現象，與真實所欲描述之現象不盡吻合，尤以經濟變數為例，如本研究所論期貨及現貨指數，即具此二特性。

Box 與 Jenkins (1976) 提出的轉換模式 (ARMA transfer function-noise models)，或稱為多元自相關移動平均模式 (MARMA, Multivariate Auto Regressive Moving Average Models)，足以解決存在於數列中的序列相關及非恆定問題，其基本假設有二項，當此二項假設同時成立時，模式方為有效：(1) 必先清楚界定孰為自變數及應變數。(2) 變數本身必須恆定且具聯合恆定性 (jointly Stationary)。(3) 模式中的所有係數必需能同時估計。但在真實模擬時，往往發現兩變數間孰應為自變數及應變數，事前不容易界定，而要求所有變數均為恆定亦不甚可能，通常需經差分處理。

因此，針對界定變數間因果關係的不易，Sims (1980) 不特意將變數事前界定應為自變數或應變數，依所有可能狀態，建立可行的因果關係模式，稱之為向量自迴歸模式 (VAR, Vector Auto-regression Models) 此外，Granger (1981) 亦針對各別變數本身可能並非恆定，但變數間的線性組合在長期可能具有恆定性的特質，提出共整合模式 (co-integration models)；為同時兼顧變數在短期間不均衡的自我調整機能，Granger 又與 Engle (1987) 提出共整合誤差修正模式 (ECM, Co-integration & Error Correction Models)。

## (二) 緩長記憶與部份共整合誤差修正模式

緩長記憶最早主要是用於水文資源方面的研究，是由 Mandelbrot (1971) 以及更早年與 Van Ness (1968) 同時發表之文章中所出現的概念，邇後 Granger (1980) 提出單變量緩長記憶模式，同年 Granger 再度與 Joyeux (1980) 發表文章闡述該模式，並以美國每月消費食品物價指數 (U.S. monthly index of consumer food prices) 為例進行實證研究，不僅測得物價指數具有長期落差現象，同時也發現這種狀況存在時，ARIMA (p,d,q) 中的“d”值為非正整數，亦即為分數 (non-integral, or fractional) 狀態，當  $-0.5 \leq d < 0.5$  時，單一變數之數列具有緩長記憶特性，其 ACF 具有落差多期仍呈序列相關的現象。Hosking (1981) 則針對“d”值可能的值域進行恆定性及可逆性研究，進一步發現，唯有當  $0 < d < 0.5$  時，數列方具有恆定性、可逆性及緩長記憶的特性，Geweke & Porter-Hudak (1983) 則進一步提出以最小平方法來估計 d 階數，學者稱此為 GPH 估計模式。然在早期，緩長記憶只著重於探討單一變數，建構自迴歸部份差分移動平均模式 (ARFIMA, Auto Regression Fractional Integrated Moving Average)，或稱部份差分模式 (fractional integrated models)，現今也有許多學者以 ARFIMA 及 GPH 針對不同的單一經濟變數進行緩長記憶研究，包括 Lo (1991)、Diebold & Rudebusch (1991)、Sowell (1992)、Backus & Zin (1993)、Baillie

& Bollerslev (1994)、Fang, Lai & Lai (1994)、Barkoulas, Labys & Onochie (1997, 1999)、Corazza, Aldabe, Barone-Adesi & Elliott (1998)、Hsueh & Pan (1998)、洪茂蔚、鐘經樊及李丹 (1998)、徐知強 (1998) 等學者。

直到 1986 年, Granger 除了發表共整合模式外, 同年又發表兩個變數間緩長記憶關係之研究, 該實證模式稱為部份共整合誤差修正模式 (FIEC, Fractional Co-integrated Error Correction Models), 又稱緩長記憶模式 (long memory models), 打破過往緩長記憶僅用於單變數時間序列上, 之後 Lien (1996)、Lien & Tse (1999) 將此模式運用在期貨避險方面的研究, 本文中的第五模式以此為主要參考文獻。

### (三)期貨及現貨指數領先及落後關係

期貨有價格發現的功能, 依據 Herbst (1986) 的說法, 期貨市場能發掘現貨市場的價格, 因此, 期貨指數具有價格指標性足以影響現貨指數, 針對這一點, 不少學者致力於建立期貨價格的理論模式, 以及期貨與現貨指數關係之研究。Cox, Ingersoll & Ross (1981)、Richard & Sundaresan (1981)、與邇後的 Stoll & Whaley (1986, 1990) 均以持有成本模式 (cost of carry models) 進行解釋, 認為期貨與現貨指數在均衡時會存在一種平價關係 (parity relationship), 隨著合約到期日的趨近, 兩指數表現會越趨於一致, 因此, 在期貨合約未到期前, 基差多為非零值, 顯示在同一衡量時點上, 期貨與現貨指數表現會不相同, 當期貨指數領先現貨指數稱為正常的期貨市場 (normal futures market); 現貨指數表現領先於期貨指數則稱為逆向的期貨市場 (reverse futures market)。而當同一時點上, 期貨與現貨指數表現不相同時, 投資人可利用期貨及現貨市場來進行套利。

由過去的實證研究可以看出, 實證模式幾乎以向量自迴歸模式及共整合誤差修正模式為主, 研究對象包含全球各地重要的期貨商品, 主題均為期貨與現貨指數間的領先 - 落後關係, 然因, 研究對象、研究期間、及實證模式差異, 期貨與現貨指數間之領先及落後關係並不一致, 包括 Stoll & Whaley (1986, 1990)、Kawaller, Koch & Koch (1987)、Mackinlay & Ramaswamy (1988)、Chan (1992)、黃玉如 (1992)、Wahab & Lashgari (1993)、Ghosh (1993)、Abhyankar (1995)、Iihara, Kato & Tokunaga (1996)、張文卿 (1991)、張舜南 (1996)、李偉銘 (1997)、陳美娟 (1997)、林國平 (1997)、賴瑞芬 (1997)、陳振釧 (1998)、馬治華 (1988)、易智偉 (1998)、吳易欣 (1998)、張芝萍 (1999)、陳怡守

(1999)、賴宏昌 (1999)、何怡滿 (1999) 就曾以 S&P500、MMI、FT-SE100、CRB、NSA225、NIKKEI225、TAIFEX TX、SGX-DT TW 等為研究標的。

綜上所述，研究該主題，常會因擷取之研究對象、研究期間及實證模式不同，而有不同結論，同時，研究中也很少就期貨表現領先於現貨時，所能推論的期貨市場價格發現能力，以及當期貨與現貨表現不一致時所能創造的套利機會加以說明，因此本研究將此部份納入研究目的範疇中。

近年來，國外研究者進行本研究主題實證時，多試圖建構一個包含較多意涵在內的一般化模式，而部份共整合誤差修正模式除了能作到過往模式所能進行的實證內容 - 期貨與現貨領先 - 落後關係研究 瞭解長期共整合關係及短期間不均衡的自我調整機制外，更能深入探討緩長記憶行為，形成包羅範圍較廣的一般化實證模式。但國內尚未有這方面的研究，因此，本研究將部份共整合誤差修正模式納入實證模式，並與其它四種實證模式 - 簡單基本迴歸模式、轉換模式、向量自迴歸模式以及共整合誤差修正模式進行比較。

## 貳 研究方法

### 一、樣本來源、變數及資料處理

#### (一)樣本來源及變數

本研究以台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨為研究對象，前者的研究期間為八十七年七月二十一日至八十八年十二月三十一日為止；後者因掛牌較早，所取的研究期間也較長，為八十六年一月九日至八十八年十二月三十一日為止，資料擷取自每日台灣期貨交易所所公佈之近月期貨股價指數價格(F)、及現貨股價指數價格(S)。

台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨均為金融期貨合約，衍生自台灣證券市場發行人加權股價指數。依據期貨交易法第一條所定：「期貨合約是指：買賣雙方在訂定契約時，即約定未來特定之期間，由賣方以約定之價格交付特定等級、特定數量之特定商品交付給賣方；而買者則同意接受並交付約定之價金。」。

#### (二)資料處理

##### 1.股價指數期貨差分及股價指數現貨差分

差分是指當日股價指數與前一日股價指數之差額，其中，股價指數期貨



差分 ( $F_t^T$ ) 是到期日為  $T$  的當日期貨指數 ( $F_t^T$ ) 與前一日期貨指數 ( $F_{t-1}^T$ ) 的差額；而股價指數現貨差分 ( $S_t$ ) 為當日現貨指數 ( $S_t$ ) 與前一日現貨指數 ( $S_{t-1}$ ) 的差額，可依下式計算，為 ( $t$  為期貨及現貨的計算時點、 $T$  為期貨的到期日)：

$$F_t^T = F_t^T - F_{t-1}^T$$

$$S_t = S_t - S_{t-1}$$

## 2. 基差

基差 ( $Z_t$ ) 是指當日股價指數現貨 ( $S_t$ ) 與到期日為  $T$  的當日期貨指數 ( $F_t^T$ ) 之差額，若基差為負，稱為負基差，表示同一時點下，期貨指數會大於現貨指數，稱為正常市場，當越趨近合約到期日，基差將越趨近於零；反之，若基差為正，稱為正基差，現貨指數大於期貨指數，稱為逆向市場。基差可依下式計算，為：

$$Z_t = S_t - F_t^T$$

## 二、研究假說與檢定方法

本研究是以股價指數期貨與現貨之領先 - 落後關係為研究主題，希望對過往曾被應用過的研究模式 - 簡單迴歸模式、轉換模式、向量自迴歸模式、共整合誤差修正模式等進行檢視與比較，另提出新的實證模式 - 部份共整合誤差修正模式，加入存在期貨與現貨指數的緩長記憶，檢視其納入模式中是否有助於估計與預測，以及推論出期貨市場的價格發現功能與套利機會。因此建構五項虛無假說以供驗證及推論：

Ho<sup>1</sup>：台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨、基差不具緩長記憶

Ho<sup>2</sup>：台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨沒有領先 - 落後關係

Ho<sup>3</sup>：台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨不具有價格發現的能力

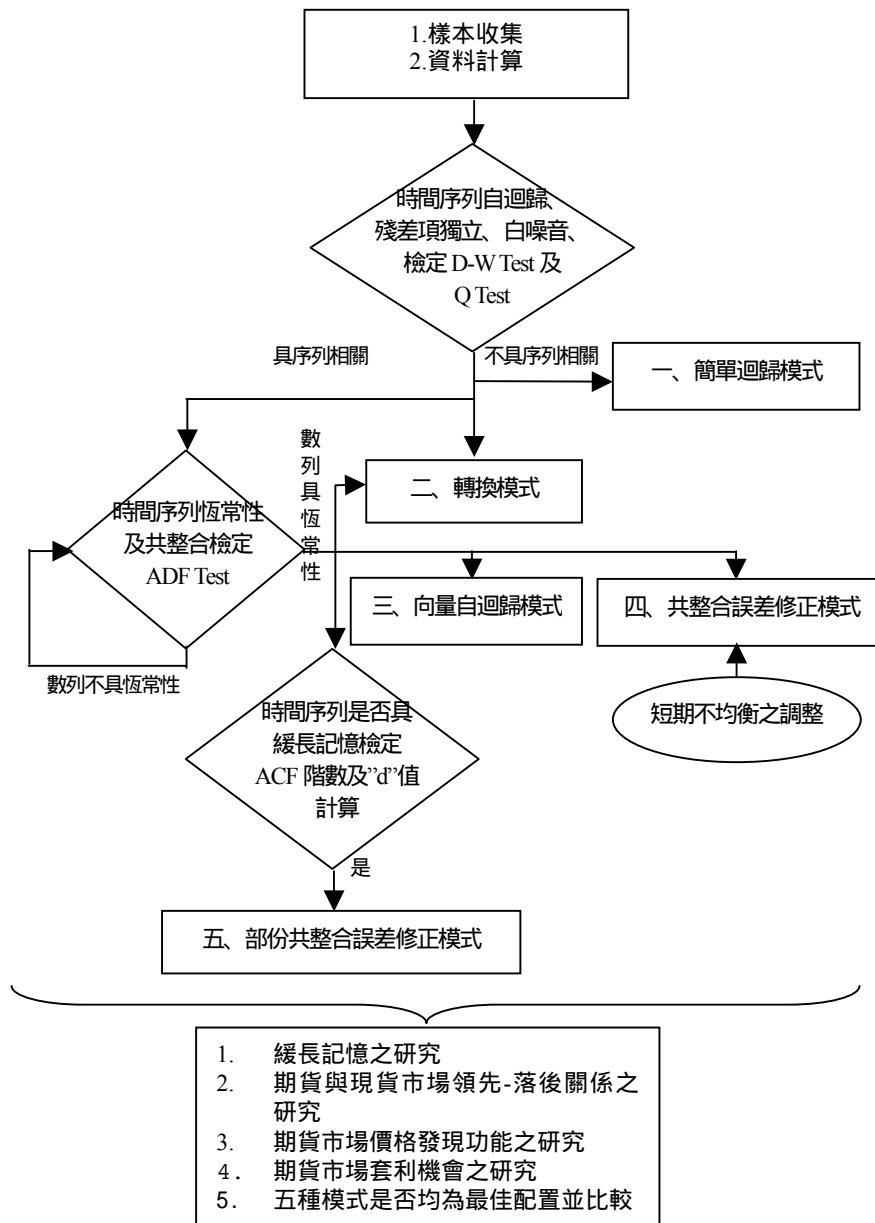
Ho<sup>4</sup>：台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨不能創造套利機會

Ho<sup>5</sup>：部份共整合誤差修正模式與其它實證模式無異

其中，Ho<sup>1</sup> 的檢定方法有二，計算 ACF 落差階數，觀察落差期數是否很長，並檢定是否具有顯著性，同時，亦以 GPH 估計法求得“d”值，檢視“d”值是否介於  $0 < d < 0.5$  之間，再檢定其顯著性；Ho<sup>2</sup> 的檢定方法則是同時以期貨與現貨為應變數及自變數建立實證模型，檢視兩者之間的領先 - 落後關係是否顯

著； $Ho^3$  及  $Ho^4$  為一項推論，其推論均依據  $H_2$  實證結果而來； $Ho^5$  的檢定方法主要是比較各種實證模式的 AIC 值及 SBC 值大小，以及依據各模式所能推論  $Ho^2$ 、 $Ho^3$  及  $Ho^4$  進行比較。

### 三、實證流程



圖一 實證流程

本研究以圖一為實證流程，依據圖一的流程進行連串的實證研究，共有四項主要的實證內容：

1. 樣本收集及資料計算。
2. 進行序列相關檢定、殘差項檢定、單根檢定、及最佳模式鑑定。
3. 建立簡單迴歸模式、轉換模式、向量自迴歸模式、及共整合誤差修正模式並進行實證。
4. 觀察 ACF 落差階數，並依據 GPH 來估算模式(12)中的“d”值，以建立部份共整合誤差修正模式並進行實證。

## 四、實證模式

### (一)迴歸模式

影響期貨股價指數 (F) 為現貨股價指數 (S) 以及殘差項 ( $\epsilon_F$ )，可依此建立以期貨指數為應變數、現貨指數為自變數的簡單迴歸式，同時亦可探討以現貨指數 (S) 為應變數之簡單迴歸模式。相較於其它四種模式，因應變數及自變數均為原指數數列，因此迴歸係數可能較其它四種實證模式值大，若在係數標準差相對也較低的情況下，可能會得到較大的 t 值，模式為：

$$F=f(S)=a+b*S + \epsilon_F \quad (1)$$

$$S=f(F)=c+d*F + \epsilon_S \quad (2)$$

### (二)轉換模型

轉換模式是由 Box 及 Jenkins (1976) 提出，應用該模式，影響當日期貨股價指數差分 ( $F_t^T$ ) 為現貨股價指數落差多期差分數列 ( $S_{t-i}$ ) 以及殘差項 ( $\epsilon_F$ )，其中  $(B)$ 、 $(B)$  為衝擊反應權數 (impulse response weight)。亦得以同樣方法探討現貨股價指數差分 ( $S_t$ )，模式為：

$$F_t^T = \epsilon_F(B) * S_{t-i} + \epsilon_F \quad (3)$$

$$S_t = \epsilon_S(B) * F_{t-j}^T + \epsilon_S \quad (4)$$

採該模式，應先檢視現貨股價指數落差多期差分數列 ( $S_{t-i}$ )、及期貨股價指數差分 ( $F_t^T$ ) 是否穩定 (stationary)，若非穩定，需以差分方法求得穩定

的數列值, 接下來依四個步驟進行實證: (1) 首先將現貨股價指數落差多期差分數列 ( $S_{t-i}$ ) 經預白化處理 (Prewhiting), 建立一個最佳狀態的 ARMA 模式, 並記下其殘差值  $\varepsilon_t = (B)^* (B)^{-1} * S_{t-i}$ 。 (2) 再利用  $S_{t-i}$  經預白化處理後的值  $(B)^* (B)^{-1}$ , 將之套用在應變數期貨股價指數差分 ( $F_t^T$ ) 上, 同時記下其殘差值  $\varepsilon_t = (B)^* (B)^{-1} * F_t^T$ 。 (3) 並將模式(3)改寫為:  $\varepsilon_t = (B)^* \alpha_t + n_t^*$ , 其中,  $n_t^* = (B)^* (B)^{-1} * \varepsilon_t$ ,  $B$ 、 $(B)^*$  及  $(B)^{-1}$  分別代表後退算子 (back-shift operator) 及線性過濾器 (linear filter), 而  $(B) = 1 - \alpha_1 B - \alpha_2 B^2 - \dots - \alpha_q B^q$ ,  $(L) = 1 - \beta_1 B - \beta_2 B^2 - \dots - \beta_p B^p$ 。 (4) 最後, 計算以預白化處理後  $\varepsilon_t$  及  $\varepsilon_{t-k}$  之交叉相關函數 (CCF, Cross Correlation Function), 其中,  $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k})$ 、 $\sigma_\alpha$  及  $\sigma_\beta$  分別為共變異數及標準差, 計算方法為:

$$V(K) = \frac{1}{\sigma_\alpha * \sigma_\beta} * \text{Cov}(K)$$

### (三) 向量自迴歸模式

VAR 模式是由 Sims (1980) 提出, 應用該模式, 影響當日期貨股價指數差分 ( $F_t^T$ ), 除了期貨股價指數落差多期差分數列 ( $F_{t-j}^T$ ) 外, 尚有現貨股價指數落差多期差分數列 ( $S_{t-i}$ ) 以及殘差項 ( $\varepsilon_t$ )。亦得以同樣方法探討現貨股價指數差分 ( $S_t$ ), 模式為:

$$F_t^T = \gamma_F + \sum_{i=1}^p \alpha_i^* S_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j^* F_{t-j}^T + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$S_t = \gamma_S + \sum_{i=1}^p \alpha_i^* S_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j^* F_{t-j}^T + \varepsilon_t \quad (6)$$

### (四) 共整合誤差正模式

共整合模式是由 Granger (1981) 所提出, 邇後 Granger 與 Engle (1987) 又發表共整合誤差修正模式, 應用於本研究, 影響當日期貨股價指數差分 ( $F_t^T$ ), 除了期貨股價指數落差多期差分數列 ( $F_{t-j}^T$ ) 及現貨股價指數落差多期差分數列 ( $S_{t-i}$ ) 外, 尚有落差一期基差數列 ( $Z_{t-1}$ ) 以及殘差項 ( $\varepsilon_t$ )。亦得以同樣方法探討現貨股價指數差分 ( $S_t$ ), 模式為:

$$F_t^T = \theta_F + \sum_{i=1}^p \alpha_i^* S_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j^* F_{t-j}^T + \nu_F^* Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$S_t = \theta_S + \sum_{i=1}^p \alpha_i^* S_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j^* F_{t-j}^T + \nu_S^* Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

### (五)部份共整合誤差修正模式

部份共整合誤差修正模式亦由 Granger (1986) 所提出，應用該模式，影響當日期貨股價指數差分 ( $F_t^T$ )，除了期貨股價指數落差多期差分數列 ( $F_{t-i}^T$ )、現貨股價指數落差多期差分數列 ( $S_{t-j}$ ) 以及殘差項 ( $\epsilon_t$ )，尚需加入基差數列 ( $Z_t$ ) 之緩長記憶效果。亦得以同樣方法探討現貨股價指數差分 ( $S_t$ )，模式為：

$$F_t^T = \mu_F + \sum_{i=1}^d \alpha_i F_{t-i}^T + \sum_{j=1}^d \beta_j S_{t-j} + \gamma Z_t + \epsilon_t \quad (9)$$

$$S_t = \mu_S + \sum_{i=1}^d \alpha_i S_{t-i} + \sum_{j=1}^d \beta_j F_{t-j}^T + \gamma Z_t + \epsilon_t \quad (10)$$

採該模式，應先建立以基差為變數的單變數自迴歸部份差分移動平均模式 (ARFIMA (p,d,q))，並以 GPH (1983) 所提出的最小平方方法估算“d”值。亦得以同一方法估算期貨與現貨指數的差分階數“d”，以基差 ( $Z_t$ ) 為例，ARFIMA 模式為：

$$(1-L)^d (L) Z_t = (L) \epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (11)$$

其中， $(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$ ， $(L) = 1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_q L^q$ ，

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(-d+k)L^k}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} * L^k, \Gamma(\cdot) \text{ 為 Gamma 函數}$$

當  $d=1$ ，為單根數列； $d \geq 0.5$  數列非恆定且不具可逆性； $0 < d < 0.5$  則時間數列具有緩長記憶； $-0.5 < d < 0$  則時間數列具有中期記憶；當  $d=0$ ，則為 ARMA 模式，數列具有短期記憶。當具有緩長記憶時，此時間數列的自迴歸係數 (autocorrelation coefficients) 為  $k^{2d-1}$ ，移動平均係數 (moving average coefficients) 為  $k^{d-1}$ 。

差分階數“d”的估計是依 GPH 法進行，步驟有四：(1)首先對  $Z_t$  取一階差分，以  $X_t$  為新數列， $(L) (1-L)^d X_t = (L) \epsilon_t$ ，其中， $d=1-d$ ， $X_t=(1-L)*Z_t*(L)$ 。(2)再將  $X_t$  轉為光譜函數  $f_z(\eta) = ABS [ 1-\exp(-i\eta) ] f_u(\eta)$ ，其中， $f_z(\eta)$  為  $Z_t$  在次數為  $\eta$  下的光譜密度函數；接下來以三角函數表示光譜函數， $f_z(\eta) = 2 * [ \sin(\eta/2) ]^{-2d} f_u(\eta)$ ，其中， $\eta_i = 2\pi j/T$ ， $T$  為樣本數、 $j=0 \dots T-1$ 、 $i$  為第幾個樣本。(3)再對光譜函數取自然對數，稱為光譜迴歸式， $\ln(f_z(\eta_j)) = \ln [ fu(0) ] - d \ln [ 4\sin^2(\eta_j/2) ] + \ln [ fu(\eta_j)/fu(0) ]$ ，當  $\eta$  趨近於零，可將上式改寫為  $\ln [ fz(I(\eta_i)) ] = \ln [ fu(0) ] - d \ln [ 4\sin^2(\eta_i/2) ] + \ln [ fu(\eta_i)/fu(\eta_i) ]$ 。(4)最後建立(12)式進行估計，

採最小平方法將  $\hat{d}_i$  估出，其中， $\hat{d}_i$  為  $d$  的一致估計式， $\hat{d}_i$  的變異數為  $\sigma^2/6$ ， $I(\hat{d}_i)$  為  $X_t$  在  $\hat{d}_i$  次數之下的週期圖，依最小平方法將  $\hat{d}$  及  $\hat{d}$  估出，再將“ $\hat{d}$ ”值放入模式(9)及(10)中進行下一步的實證研究。GPH 當時是以每 50、100、200 及 300 筆樣本資料進行“ $\hat{d}$ ”值估計，由實證結果指出：當採用之樣本數越充足則“ $\hat{d}$ ”值相對較為穩定，因此，本研究將採較為嚴格的規範來界定實證之有效樣本門檻，當有效樣本超越 300 筆以上，較可能求得相對穩定的“ $\hat{d}$ ”值：

$$\ln(I(\hat{d}_i)) = \sigma^2 - \hat{d}_i \ln(4\sin^2(\eta_i/2)) + \epsilon_i \quad (12)$$

## 五、模式檢定

### (一)數列自我相關檢定

時間數列往往具有自我相關的特性，意指當期股價指數的表現受到前期或早期股價指數表現所影響。本研究採 D-W 統計量 (D-W Statistics) 檢定數列是否具有此一特性，以  $e_t$ 、 $e_{t-1}$  分別為當期及落差一期的指數殘差值，可建立 D-W 統計量公式為：

$$DW = \frac{\sum(e_t - e_{t-1})^2}{(\sum e_t)^2}$$

並建立一個虛無假說以供驗證，為： $H_0$ ：台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨、基差原數列及經一階差分後的數列不具序列相關

### (二)殘差檢定

殘差項應符合常態分配 ( $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ )，即殘差項符合白噪音過程，且殘差項與期貨及現貨股價之間互為獨立。本研究以 Ljung & Box (1978) 提出之 Portmantean Test 進行檢定，統計量為  $Q$ ， $Q$  應合於  $\chi^2$  分配，以  $N$ 、 $K$  為樣本個數及落差期數、 $(K)$  為變異數或共變異數，可建立  $Q$  統計量公式為：

$$Q = [N*(N+2)* \Sigma(N-K)^{-1}] * (K)$$

並建立一個虛無假說以供驗證，為： $H_0$ ：台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨經一階差分後的殘差項不符合白噪音過程、不具獨立性

### (三)數列恆常性之判斷

檢定數列是否恆定 (Stationary)，本研究依據 Dickey & Fuller (1979) 提出之單根檢定法 (ADF, Augmented Dickey-Fuller) 進行檢定，若數列恆定，則數列  $Y_t$  方程式經  $p$  期落差處理後所產生之新方程式  $\Delta Y_t$  中係數  $(-1)$  會小於 1，表示  $Y_t$  可能會隨時間經過而增加但所增加之速度低於 1，表示數列為恆定數列，未經  $p$  期落差處理之原模式，及經  $P$  期落差處理後的模式為：

$$Y_t = \mu + \beta_t + \rho * Y_{t-1} + e_t$$

$$Y_t = \mu + \beta_t + (-1) * Y_{t-1} + \rho_1 * Y_{t-1} + e_t$$

並建立一個虛無假說以供驗證，為： $H_0$ ：台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨原數列及經一階差分後的數列不具恆定性

### (四)模式鑑定與參數估計

以試誤法針對所有實證模式反覆求解後，再依 AIC 準則或 SBC 準則判斷估得的模式是否為最佳。Akaike (1973) 以最大似似函數法的概念提出 AIC 準則，AIC 值越小表示模式配置越佳，計算方法為：

$$AIC(M) = n * \ln(\sigma^2) + 2 * M$$

而 Schwartz's (1978) 以貝氏法的概念提出 SBC 準則，SBC 值越大表示模式配置越佳，SBC 計算方法為：

$$SBC(M) = n * \ln \sigma^2 + M * \ln(n)$$

並建立一個虛無假說以供驗證，為： $H_0$ ：所採用之模式非最佳配置

## 參 實證結果

### 一、台灣股價指數期貨、現貨與基差敘述統計及模式檢定

#### (一)敘述統計及D-W檢定

本研究取樣資料來自台灣期貨交易所，共得 380 筆台灣股價指數期貨近月收盤價與發行情加權股價指數收盤價配對 以及 759 筆摩根台灣股價指數期

貨與現貨指數收盤價配對，樣本個數應已符合五種實證模式所要求的有效實證門檻。然以 GPH 估計部份共整合誤差修正模式時，若欲求得較為穩定的“d”值，必需以較充足的樣本個數進行實證，因此本研究以 1983 年 Geweke & Porter-Hudak 於實證中採用的最高樣本數 300 筆為門檻，為求得 300 筆以上的有效樣本，研究中並未將初上市掛牌階段未臻成熟的樣本去除。

除此之外，雖然台灣股價指數期貨與摩根台灣股價指數期貨與現貨指數的收盤時點並不相同，但因本研究是以日資料為樣本，指數採計即為每日收盤價，無法再就收盤時點的差異進行修正，其因而可能產生的推論限制，將於後段中繼續說明。

台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差指數原數列、與經一階差分後之敘述統計結果列於表三及表四，由 D-W 檢定可以看出，不論是期貨、現貨與基差原數列及一階差分後的資料均顯示數列存在自我迴歸，具序列相關，顯示當期股價指數仍會受前一期指數表現所影響，實證所取的值為 0.05。

表三 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差敘述統計

敘述統計資料	台灣股價指數			摩根台灣股價指數		
	期貨	現貨	基差	現貨	期貨	基差
平均數	7330.4921	7299.4824	30.7067	316.0496	316.1176	-0.0679
標準差	32.7650	32.5122	3.5044	1.7758	1.0707	0.1665
中位數	7416.0000	7379.1950	26.5550	320.1500	321.4000	0.1400
眾數	7600.000	-	-	318.7000	354.1300	1.5800
標準差	638.7080	633.7788	68.3144	39.5432	38.5574	3.7591
變異數	407947.8865	401675.5249	4666.8569	1563.6629	1486.6749	14.1311
峰態	-0.3549	-0.2834	0.2028	-1.1505	-1.1845	11.5447
偏態	-0.2422	-0.3485	0.2668	-0.1689	-0.2044	-1.8321
範圍	3139.0000	3134.1200	405.1800	166.3000	152.6000	44.8500
最小值	5558.0000	5474.7900	-168.4000	225.4000	232.6200	-31.8500
最大值	8697.0000	8608.9100	236.7800	391.7000	385.2200	13.000
樣本數	380	380	380	759	759	759
D-W Test	0.0003*	0.0003*	0.4234*	0.0001*	0.0001*	0.1940*

註：“\*”表示 =0.05 的顯著水準下，拒絕 Ho (Ho：期貨、現貨、基差原指數數列不具序列相關)



表四 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨 現貨與基差一階差分敘述統計

敘述統計資料	台灣股價指數			摩根台灣股價指數		
	期貨	現貨	基差	期貨	現貨	基差
平均數	1.3694	1.3183	0.0759	0.1576	0.1339	0.0238
標準差	6.6723	6.0187	2.5003	0.3098	0.2347	0.1468
中位數	1	-6.12	1.27	0	-0.2700	-0.005
眾數	40	-43.6	-65.37	0	-1.5600	-0.4200
標準差	129.8966	117.1710	48.6754	6.9958	5.3013	3.3162
變異數	16873.1225	13729.0547	2369.2902	48.9416	28.1035	10.9973
峰態	2.0286	1.3516	2.1802	5.6810	1.0980	29.0768
偏態	0.0040	0.0446	-0.2437	-0.6864	0.1368	-1.6729
範圍	1072	925.76	412.57	67.3000	41.7000	56.9300
最小值	-562	-505.8	-222	-42.9000	-24.3600	-33.58
最大值	510	419.9600	190.57	24.4000	19.3400	23.3500
D-W Test	1.9926*	1.8468*	2.6700*	1.0023*	1.2463*	2.0490*

註：“\*”為在  $\alpha=0.05$  的顯著水準下，拒絕  $H_0$  ( $H_0$ ：期貨、現貨、基差經一階差分後的數列不具序列相關)

## (二)殘差項白噪音及獨立性檢定

表五 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨一階差分之殘差項白噪音檢定

台灣股價指數								摩根台灣股價指數							
期貨				現貨				期貨				現貨			
落差期數	$\chi^2$ 值	自由度	P 值	落差期數	$\chi^2$ 值	自由度	P 值	落差期數	$\chi^2$ 值	自由度	P 值	落差期數	$\chi^2$ 值	自由度	P 值
6	22300	6	0.8870*	6	5.7100	6	0.4560*	6	4.3000	6	0.6710*	6	6.6900	6	0.71640*
12	90200	12	0.7010*	12	11.1900	12	0.5130*	12	4.7000	12	0.7240*	12	7.7300	12	0.72220*
18	14.5500	18	0.6390*	18	15.6500	18	0.6170*	18	6.3000	18	0.7500*	18	7.8400	18	0.75940*
24	22.6200	24	0.5430*	24	22.5600	24	0.5460*	24	8.4000	24	0.7800*	24	11.4700	24	0.84440*
30	27.5700	30	0.5930*	30	24.0700	30	0.7690*	30	11.3000	30	0.8160*	30	18.5600	30	0.87930*
36	29.4300	36	0.7720*	36	24.9700	36	0.9170*	36	16.6000	36	0.7920*	36	23.2100	36	0.8990*
42	31.7600	42	0.8750*	42	27.7100	42	0.9560*	42	18.5000	42	0.6744*	42	26.6730	42	0.7810*
48	37.0100	48	0.8750*	48	32.4800	48	0.9590*	48	23.0000	48	0.8233*	48	31.1100	48	0.6780*

註：“\*”表示  $\alpha=0.05$  的顯著水準下，拒絕  $H_0$  ( $H_0$ ：期貨、現貨股價指數經一階差分後的殘差項數列不符合白噪音過程)

台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、與現貨一階差分之殘差項之白噪音檢定及獨立性檢定結果列於表五及表六，記錄每六期落差統計量  $Q$  之  $^2$  值，測試落差階數至第 48 期，統計檢定之 P-Value 值均明顯大於臨界值，顯示期貨及現貨之殘差項為白噪音且具獨立性，實證所取的  $\alpha$  值為 0.05。

表六 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨一階差分之殘差項獨立性檢定

台灣股價指數								摩根台灣股價指數							
期貨				現貨				期貨				現貨			
落差期數	$^2$ 值	d.f.	P 值	落差期數	$^2$ 值	d.f.	P 值	落差期數	$^2$ 值	d.f.	P 值	落差期數	$^2$ 值	d.f.	P 值
6	23200	6	0.6780*	6	0.0000	6	0.0000*	6	4.3000	6	0.6710*	6	6.6900	6	0.71640*
12	8.9700	12	0.5350*	12	0.0000	12	0.0000*	12	4.7000	12	0.7240*	12	7.7300	12	0.72220*
18	14.4700	18	0.5640*	18	0.0000	18	0.0000*	18	6.3000	18	0.7500*	18	7.8400	18	0.75940*
24	22.5200	24	0.4290*	24	0.0000	24	0.0000*	24	8.4000	24	0.7800*	24	11.4700	24	0.84440*
30	27.4700	30	0.4930*	30	0.0000	30	0.0000*	30	11.3000	30	0.8160*	30	18.5600	30	0.87930*
36	29.3400	36	0.6950*	36	0.0000	36	0.0000*	36	16.6000	36	0.7920*	36	23.2100	36	0.8990*
42	31.6700	42	0.8230*	42	0.0000	42	0.0000*	42	18.5000	42	0.6744*	42	26.6730	42	0.7810*
48	36.9000	48	0.8290*	48	0.0000	48	0.0000*	48	23.0000	48	0.8233*	48	31.1100	48	0.6780*

註：\*\*\*表示  $\alpha=0.05$  的顯著水準下，拒絕  $H_0$  ( $H_0$ ：期貨、現貨股價指數經一階差分後的殘差項數列不具獨立性)

### (三)期貨、現貨與基差走勢及ADF檢定

台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差原數列走勢，以及三者一階差分後數列走勢圖如附錄所示。不論經由敘述統計結果、或由圖示都可以看出一階差分後，三數列均較為平緩，且經 ADF 檢定之 Mackinnon 值列於表七及表八。期貨及現貨指數原數列均非恆定、一階差分後之數列則顯示恆定；基差原數列及經一階差分後之數列均具恆定性，實證所取的  $\alpha$  值為 0.05。

表七 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差 ADF 檢定

ADF 檢定結果	台灣股價指數					摩根股價指數				
	ACF Test Value	Mackinnon Critical Value			樣本個數	ADF Test Value	Mackinnon Critical Value			樣本個數
		10%	5%	1%			10%	5%	1%	
期貨	-1.6969	-3.4498	-2.8695	-2.5710	380	-1.4083	-3.4456	-2.8676	-2.5700	759
現貨	-1.6329	-3.4498	-2.8695	-2.5710	380	-1.2167	-3.4456	-2.8676	-2.5700	759
基差	-4.2717*	-3.4498	-2.8695	-2.5710	380	-5.2699*	-3.4456	-2.8676	-2.5700	759

註：\*\*\*表示  $\alpha=0.05$  的顯著水準下，拒絕  $H_0$  ( $H_0$ ：期貨、現貨股價指數原數列不具恆定性)

表八 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差一次差分 ADF 檢定

ADF 檢定 結果	台灣股價指數					摩根股價指數				
	ADFTest Value	Mackinnon Critical Value			樣本 個數	ADFTest Value	Mackinnon Critical Value			樣本 個數
		10%	5%	1%			10%	5%	1%	
期貨	-8.2257*	-3.4498	-2.8695	-2.5710	379	-10.2961*	-3.4456	-2.8676	-2.5700	758
現貨	-8.4136*	-3.4498	-2.8695	-2.5710	379	-9.4759*	-3.4456	-2.8676	-2.5700	758
基差	-10.8650*	-3.4498	-2.8695	-2.5710	379	-14.8299*	-3.4456	-2.8676	-2.5700	758

註：“\*”表示  $\alpha=0.05$  的顯著水準下，拒絕  $H_0$  ( $H_0$ : 期貨、現貨股價指數經一階差分後的數列不具恆定性)

#### (四)期貨、現貨與基差緩長記憶檢定

台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差均具有緩長記憶，實證結果列於表九，可由兩方面觀察：(1)由 ACF 的階數看出，台灣股價指數期貨、現貨與基差的 ACF 階數各為 86 期落差、80 期落差及 40 期落差。至於摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差的 ACF 階數則各為落差 100 期、99 期及 46 期。(2)以 GPH，採最小平方法，依據模式(12)估計式中的  $\alpha$  值，進而求出 “d” 的階數，經實證結果三數列的 “d” 值均界於  $0 < d < 0.5$ ，且其值顯著，台灣股價指數期貨、現貨與基差所計得之 “d” 值分別為 0.0928、0.1552 及 0.0913；摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差所計得之 “d” 值分別為 0.0188、0.2425 及 0.0554，顯示數列具有緩長記憶，所取的  $\alpha$  值為 0.05。

表九 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差緩長記憶實證結果

緩長記憶 實證結果	台灣股價指數		摩根台灣股價指數	
	ACF 落差階數	“d”值	ACF 落差階數	“d”值
期貨	86 期*	0.0928*	100 期*	0.0188*
現貨	80 期*	0.1552*	99 期*	0.2425*
基差	40 期*	0.0913*	46 期*	0.0554*

註：“\*”表示  $\alpha=0.05$  的顯著水準下，拒絕  $H_0$  ( $H_0$ : 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨、基差不具緩長記憶)

## 二、迴歸模式實證結果

以台灣股價指數期貨為應變數、現貨指數為自變數，經實證發現，判定係數  $R^2$  為 0.9885，而現貨指數每增加一單位影響期貨指數的能力為 1.0014 倍；以現貨指數為應變數、期貨指數為自變數，判定係數  $R^2$  亦為 0.9885，但

期貨指數變動一單位能影響現貨指數的倍數小於 1，為 0.9871 倍。由實證中無法獲知期貨與現貨間的領先-落後關係，僅能推論的是期貨對現貨的解釋力與現貨對期貨的解釋力相當，但是期貨指數有可能低估現貨指數表現，現貨指數卻可能高估期貨指數的表現，模式(1)及(2)實證結果為：(括號內為 t 值，”\*”表示顯著， $\alpha=0.05$ )

$$F = f(S) = 20.9151 + 1.0014 * S + \epsilon_F \\ (0.4073) \quad (179.6536^*)$$

$$S = f(F) = 63.5981 + 0.9871 * F + \epsilon_S \\ (1.6759) \quad (179.6536^*)$$

以摩根台灣股價指數期貨為應變數、現貨指數為自變數，經實證發現，判定係數  $R^2$  為 0.9913，而現貨指數每增加一單位影響期貨指數的能力為 1.0211 倍；以現貨指數為應變數、期貨指數為自變數，判定係數  $R^2$  亦為 0.9913，而期貨指數變動一單位能影響現貨指數的倍數則小於 1，為 0.9708 倍。由實證中無法獲知期貨與現貨間的領先-落後關係，僅能推論的是期貨對現貨的解釋力與現貨對期貨的解釋力相當，但是期貨指數有可能低估現貨指數表現，現貨指數卻可能高估期貨指數的表現，此與台灣股價指數期貨實證結果一致，模式(1)及(2)實證結果為：(括號內為 t 值，”\*”表示顯著， $\alpha=0.05$ )

$$F = f(S) = -6.7597 + 1.0211 * S + \epsilon_F \\ (-5.0203^*) \quad (241.5092^*)$$

$$S = f(F) = 9.2974 + 0.9708 * F + \epsilon_S \\ (7.2618) \quad (241.5092^*)$$

### 三、轉換模式實證結果

由於台灣股價指數期貨及現貨原數列均無恆定性，無法直接採用原數列資料進行實證，需先將原指數進行一階差分，以 ADF 檢定呈恆定，方可進行模式實證。以台灣股價指數期貨一階差分為應變數、現貨指數一階差分為自變數建立轉換模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $S_{t-1}$  係數獲知，期貨指數落後現貨指數一期；以現貨一階差分為應變數、期貨指數一階差



#### 四、向量自迴歸模式實證結果

以台灣股價指數期貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分及期貨指數多階落差差分為自變數建立向量自迴歸模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $S_{t-i}$  係數獲知，期貨指數落後現貨指數一期至二期，且具有顯著解釋力；以現貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分及期貨指數多階落差差分為自變數建立向量自迴歸模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $F_{t-j}^T$  係數獲知，期貨指數無法解釋現貨指數。整體而言，現貨指數對期貨指數具有顯著影響力，且現貨指數領先期貨指數一至二期，模式(5)及(6)實證結果為：(括號內為 t 值，\*\*表示顯著， $\alpha=0.05$ )

$$F_t^T = 2.0318 + 0.4260^* S_{t-1} + 0.4070^* S_{t-2} - 0.3753^* F_{t-1}^T - 0.3715^* F_{t-2}^T + F_{t-3}^T$$

$$(0.3064) (2.6263^*) (2.5893^*) (-2.5580^*) (-2.5629^*)$$

$$S_t = 1.3820 + 0.0724^* S_{t-1} + 0.2033^* S_{t-2} + 0.0150^* F_{t-1}^T - 0.1972^* F_{t-2}^T + S_{t-3}$$

$$(0.2289) (0.4899) (1.4208) (0.1120) (-1.4938)$$

以摩根台灣股價指數期貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分及期貨指數多階落差差分為自變數建立向量自迴歸模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $S_{t-i}$  係數獲知，期貨指數落後現貨指數一期至二期，且具有顯著解釋力；以現貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分及期貨指數多階落差差分為自變數建立向量自迴歸模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $F_{t-j}^T$  係數獲知，期貨指數無法解釋現貨指數。整體而言，現貨指數對期貨指數具有顯著解釋力，且現貨指數領先期貨指數一至二期，此與台灣股價指數期貨實證有一致性的結果，模式(5)及(6)實證結果為：(括號內為 t 值，\*\*表示顯著， $\alpha=0.05$ )

$$F_t^T = 0.1228 + 0.3039^* S_{t-1} + 0.4756^* S_{t-2} + 0.2681^* S_{t-3} - 0.2721^* F_{t-1}^T$$

$$(0.4023) (2.0708^*) (3.0908^*) (1.9826) (-2.4656^*)$$

$$- 0.3661^* F_{t-2}^T - 0.2440^* F_{t-3}^T + F_{t-4}^T$$

$$(-3.0085^*) (-2.2374^*)$$

$$\begin{aligned}
 S_t = & 0.1124 - 0.1938^* S_{t-1} + 0.1071^* S_{t-2} + 0.1177^* S_{t-3} + 0.2230^* F_{t-1}^T \\
 & (0.4867) (-1.7449) \quad (0.9190) \quad (1.1494) \quad (1.6696) \\
 & -0.0447^* F_{t-2}^T - 0.0843^* F_{t-3}^T + S \\
 & (-0.4854) \quad (-1.0210)
 \end{aligned}$$

## 五、共整合誤差修正模式實證結果

以台灣股價指數期貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分、期貨指數多階落差差分及基差落差一期為自變數建立共整合誤差修正模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $S_{t-i}$  係數獲知，現貨指數對期貨指數有顯著解釋力，期貨指數落後現貨指數一至二期，且基差落差一期亦具顯著解釋力；以現貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分、期貨指數多階落差差分及基差落差一期為自變數建立共整合誤差修正模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $F_{t-j}^T$  係數獲知，期貨指數對現貨指數亦具有顯著解釋力，現貨指數落後期貨指數一至五期，而基差落差一期不具顯著解釋力。整體而言，現貨指數與期貨指數互具有顯著影響力，兩者互有領先 - 落後關係，模式(7)及(8)實證結果為：(括號內為 t 值，’’\*’’表示顯著， $\alpha = 0.05$ )

$$\begin{aligned}
 F_t^T = & 14.4563 - 0.8646^* S_{t-1} + 1.0351^* S_{t-2} + 0.9080^* S_{t-3} + 0.4197^* S_{t-4} \\
 & (1.8007) (-1.4901) \quad (2.1499^*) \quad (2.3450^*) \quad (1.4657) \\
 & + 0.2534^* S_{t-5} - 1.6421^* F_{t-1}^T - 1.6651^* F_{t-2}^T - 1.3733^* F_{t-3}^T \\
 & (1.4744) \quad (-3.2608^*) \quad (-3.9528^*) \quad (-4.01375^*) \\
 & - 0.7888^* F_{t-4}^T - 0.4423^* F_{t-5}^T - 0.3960^* Z_{t-1} + F \\
 & (-3.0834^*) \quad (-2.8994^*) \quad (-3.2454^*) \\
 \\
 S_t = & 7.7758 - 1.0165^* S_{t-1} - 1.0305^* S_{t-2} + 0.8762^* S_{t-3} - 0.4088^* S_{t-4} \\
 & (1.0624) (-1.9223) \quad (-2.3485^*) \quad (2.4833^*) \quad (-1.5668) \\
 & + 0.2426^* S_{t-5} - 1.5471^* F_{t-1}^T - 1.4551^* F_{t-2}^T - 1.1759^* F_{t-3}^T \\
 & (1.5488) \quad (-3.3712^*) \quad (-3.7904^*) \quad (-3.7710^*)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & -0.6723^* \quad F_{t-4}^T - 0.3895^* \quad F_{t-5}^T - 0.1941^* Z_{t-1} + s \\
 & (-2.8839^*) \quad (-2.8017^*) \quad (-1.7453)
 \end{aligned}$$

以摩根台灣股價指數期貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分、期貨指數多階落差差分及基差落差一期為自變數建立共整合誤差修正模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $S_{t-i}$  係數獲知，現貨指數對期貨指數有顯著解釋力，期貨指數落後現貨指數一至三期，且基差落差一期亦具顯著解釋力；以現貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分、期貨指數多階落差差分及基差落差一期為自變數建立共整合誤差修正模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $F_{t-j}^T$  係數獲知，期貨指數對現貨指數不具顯著解釋力，但基差落差一期則具顯著解釋力。整體而言，現貨指數對期貨指數具有顯著解釋力，且現貨指數領先期貨指數一至三期，此與台灣股價指數期貨實證的結果並不一致，模式(7)及(8)實證結果為：(括號內為 t 值，\*\*表示顯著， $\alpha=0.05$ )

$$\begin{aligned}
 F_t^T = & -0.0046 - 1.1648^* \quad S_{t-1} - 0.7982^* \quad S_{t-2} - 0.41149^* \quad S_{t-3} + 0.1487^* \quad F_{t-1}^T \\
 & (-0.0140) \quad (-3.2280^*) \quad (-3.0918^*) \quad (-2.85260^*) \quad (0.4866)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & -0.1670^* \quad F_{t-2}^T - 0.1168^* \quad F_{t-3}^T - 0.6936^* Z_{t-1} + F \\
 & (-0.7716) \quad (-0.9897) \quad (-6.5758^*)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 S_t = & -0.0048 - 0.5581^* \quad S_{t-1} - 0.4658^* \quad S_{t-2} - 0.2596^* \quad S_{t-3} - 0.15623^* \quad F_{t-1}^T \\
 & (-0.0192) \quad (-2.0012^*) \quad (-2.3467^*) \quad (-2.3405^*) \quad (-0.66516)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & +0.0119^* \quad F_{t-2}^T + 0.0504^* \quad F_{t-3}^T - 0.3081^* Z_{t-1} + s \\
 & (0.0713) \quad (0.5560) \quad (-1.7846)
 \end{aligned}$$

## 六、部份共整合誤差修正模式實證結果

以部份共整合誤差修正模式進行實證時，首先應以 GPH 法估計“d”值，依據模式(12)估得台灣股價指數基差階數“d”為 0.0913，將基差所估得的“d”代入模式(9)、(10)，將(9)及(10)模式改寫為：



$$F_t^T = \alpha_F + \beta_F^* S_{t-1} + \gamma_F^* F_{t-j}^T + \delta_F [(1-B)^{0.0913} - (1-B)] Z_t + \epsilon_{F,t}$$

$$S_t = \alpha_S + \beta_S^* S_{t-1} + \gamma_S^* F_{t-j}^T + \delta_S [(1-B)^{0.0913} - (1-B)] Z_t + \epsilon_{S,t}$$

依同樣方法估計摩根台灣股價指數基差階數”d”為 0.0554，將”d”值代入模式(9)、(10)，將模式(9)及(10)改寫為：

$$F_t^T = \alpha_F + \beta_F^* S_{t-1} + \gamma_F^* F_{t-j}^T + \delta_F [(1-B)^{0.0554} - (1-B)] Z_t + \epsilon_{F,t}$$

$$S_t = \alpha_S + \beta_S^* S_{t-1} + \gamma_S^* F_{t-j}^T + \delta_S [(1-B)^{0.0554} - (1-B)] Z_t + \epsilon_{S,t}$$

以台灣股價指數期貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分、期貨指數多階落差差分及經緩長記憶處理之基差為自變數建立部份共整合誤差修正模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $S_{t-1}$  係數獲知，現貨指數無法解釋期貨指數，但經緩長記憶處理之基差具有顯著解釋力，顯示，加入緩長記憶模式於探討期貨 - 現貨市場之領先落後關係研究是必要的；以現貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分、期貨指數多階落差差分及經緩長記憶處理之基差為自變數建立部份共整合誤差修正模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $F_{t-j}^T$  係數獲知，期貨指數對期貨指數有顯著解釋力，期貨指數領先現貨指數一至三期，且經緩長記憶處理之基差亦有顯著解釋力，顯示加入緩長記憶模式於探討期貨 - 現貨市場之領先落後關係研究是必要的。整體而言，期貨指數對現貨指數具有顯著影響力，且期貨指數領先期貨指數一至三期，模式(9)、(10)實證結果為：(括號內為 t 值，”\*”表示顯著， $\alpha = 0.05$ )

$$F_t^T = 0.3855 - 0.2140^* S_{t-1} + 0.0707^* S_{t-2} + 0.1182^* S_{t-3} - 0.4929^* F_{t-1}^T$$

(0.0564) (-0.5641) (0.2517) (0.7107) (-1.3994)

$$-0.5351^* F_{t-2}^T - 0.3144^* F_{t-3}^T - 0.7103^* [(1-B)^{0.0913} - (1-B)] Z_t + \epsilon_{F,t}$$

(-2.0716^\*) (-2.0869^\*) (-8.0534^\*)

$$S_t = 0.8837 + 0.1042^* S_{t-1} + 0.2342^* S_{t-2} + 0.1979^* S_{t-3} - 0.7090^* F_{t-1}^T$$

(0.1317) (0.2796) (0.8487) (1.2113) (-2.0489)

$$-0.6213^* F_{t-2}^T - 0.3500^* F_{t-3}^T + 0.2411^* [(1-B)^{0.0913} - (1-B)] Z_t + \epsilon_{S,t}$$

(-2.4480^\*) (-2.3648^\*) (2.7822^\*)

以摩根台灣股價指數期貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分、期貨指數多階落差差分及經緩長記憶處理之基差為自變數建立部份共整合誤差修正模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $S_{t-1}$  係數獲知，現貨指數對期貨指數具有顯著解釋力，現貨指數領先期貨指數一至五期，且經緩長記憶處理之基差具有顯著解釋力，顯示，加入緩長記憶模式於探討期貨-現貨市場之領先落後關係研究是必要的；以摩根台灣股價指數現貨一階差分為應變數，現貨指數多階落差差分、期貨指數多階落差差分及經緩長記憶處理之基差為自變數建立部份共整合誤差修正模式，以試誤法求出落差階數，經實證結果發現，由  $F_{t-j}^T$  係數獲知，期貨指數對現貨指數有顯著解釋力，期貨指數領先現貨指數一至五期，且經緩長記憶處理之基差亦有顯著解釋力，顯示加入緩長記憶模式於探討期貨 - 現貨市場之領先落後關係研究是必要的。整體而言，期貨指數對現貨指數具有顯著解釋力，且期貨指數與現貨指數間是互有領先的狀態，期間為一至五期，此與台灣股價指數期貨實證的結果並不一致，模式(9)、(10)實證結果為：(括號內為 t 值，\*\*表示顯著， $\alpha=0.05$ )

$$F_t^T = 1.6669 - 1.9436^* S_{t-1} - 1.6963^* S_{t-2} - 1.2710^* S_{t-3} - 0.8841^* S_{t-4} \\ (6.9205) \quad (-5.7993^*) \quad (-5.8920^*) \quad (-5.4739^*) \quad (-5.2822^*)$$

$$-0.5286^* S_{t-5} + 1.1120^* F_{t-1}^T + 1.0395^* F_{t-2}^T + 0.7839^* F_{t-3}^T \\ (-5.5542^*) \quad (3.3757^*) \quad (3.7697^*) \quad (3.6202^*)$$

$$+ 0.5072^* F_{t-4}^T + 0.3180^* F_{t-5}^T - 1.6171 [(1-B)^{0.0554} - (1-B)] Z_t + F \\ (3.3487^*) \quad (3.9179^*) \quad (-20.3569^*)$$

$$S_t = 0.6491 - 1.9410^* S_{t-1} - 1.6956^* S_{t-2} - 1.2719^* S_{t-3} - 0.8856^* S_{t-4} \\ (2.6950^*) \quad (-5.7916^*) \quad (-5.8894^*) \quad (-5.4778^*) \quad (-5.2920^*)$$

$$-0.52856^* S_{t-5} + 1.1103^* F_{t-1}^T + 1.0388^* F_{t-2}^T + 0.7836^* F_{t-3}^T \\ (-5.5525^*) \quad (3.3706^*) \quad (3.7674^*) \quad (3.6188^*)$$

$$+ 0.5086^* F_{t-4}^T + 0.3180^* F_{t-5}^T - 0.6177 [(1-B)^{0.0554} - (1-B)] Z_t + S \\ (3.3583^*) \quad (3.9176^*) \quad (-7.7762^*)$$

## 肆 結論與建議

### 一、結論與貢獻

本研究以台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨之領先落後關係為研究主題,比較過去文獻中常見使用的向量自迴歸模式及共整合誤差修正模式,並說明使用傳統迴歸模式的缺失,與轉換模式之應用,深入探討時間數列所具有的緩長記憶特性,建立緩長記憶模式 - 部份共整合誤差修正模式,多方比較使用不同模式之特點,藉以說明部份共整合誤差修正模式所能突顯的實證能力,除了可廣泛應用於探討期貨與現貨之領先 - 落後關係、變數間長期共整合關係,以及短期不均衡誤差自我調整能力外,尚可說明期貨、現貨與基差之緩長記憶,為包羅範圍最廣的模式,可視為一般化的實證模式。由實證結果可知:因研究對象及使用實證模式差異,台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨間之領先 - 落後關係並不一致,其所能推論期貨市場之發現價格能力及套利的機會也不相同。茲將結論歸納為三項:

#### (一)期貨、現貨與基差之緩長記憶

台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差,依 GPH 估計法實證結果發現,均具有緩長記憶,經  $t$  檢定亦呈顯著,依此拒絕研究假說  $H_0^1$ ,顯示落差多期指數資訊仍對當期指數有高度影響力,尤如人腦般具有記憶,過去的記憶足以影響當下的思考與行為。

而緩長記憶的存在也顯示數列具有高度序列相關,序列相關的強度可以 ACF 衡量,經 ACF 計算結果:台灣股價指數期貨具有 84 期落差、現貨指數具有 80 期落差,顯示投資人進行台灣股價指數期貨投資決策至少應參考至前 84 期指數、投資台灣股票市場,對大盤指數的判斷至少也應參考至前 80 期;至於摩根台灣股價指數期貨則具有 100 期落差、現貨指數有 99 期落差,顯示投資人對摩根台灣股價指數期貨走勢之觀測至少應參考到前 99 期指數資料。

#### (二)期貨 - 現貨之領先落後關係、價格發現功能與套利機會

由實證結果可知,台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨之領先落後關係,會因實證模式而有不同的結果,這與過去許多研究並無出入:(1)依據轉換模式,兩期貨均落後現貨一期,卻沒有統計上的顯著能力。(2)依據向量自迴歸模式,兩期貨的表現均落後現貨一至兩期。(3)依據共整合誤差修正模式,台灣股價指數期貨與現貨互有領先,期貨領先現貨一至五期、現貨

也可能領先期貨一至二期；摩根台灣股價指數期貨則落後現貨一至三期。(4) 依據部份共整合誤差修正模式顯示，台灣股價指數期貨表現領先現貨一至三期；摩根台灣股價指數期貨則與現貨互有領先，期貨領先現貨一至五期、而現貨也可能領先期貨一至五期。

若期貨市場為正常市場，在基差為負的情況下，期貨市場表現會領先於現貨市場，趨近於到期日時兩者方趨一致。以部份共整合誤差修正模式對台灣股價指數期貨進行實證，其結果較能符合此一特性，顯示，台灣股價指數期貨市場的表現領先於現貨市場，期貨價格足以成為現貨市場價格之指標，期貨市場具有價格發現的能力；就摩根台灣股價指數期貨而言，因期貨市場與現貨市場互有領先，期貨市場可能具有價格發現能力，較無法得到肯定的結果。

正因期貨及現貨市場存在資訊不對稱的情況下，若投資人能充份運用訊息，於同一時點買低賣高則能創造套利機會。依上述可知，除了轉換模式無法證明這一點外，向量自迴歸模式、共整合誤差修正模式及部份共整合誤差修正模式實證結果，均指出兩期貨市場都能創造套利的機會。

表十 台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨之領先 - 落後關係、期貨價格發現功能與套利機會

實證模式	台灣股價指數			摩根台灣股價指數		
	領先 - 落後關係	是否具價格發現能力	是否具套利機會	領先 - 落後關係	是否具價格發現能力	是否具套利機會
簡單迴歸式	-	-	-	-	-	-
轉換模式	現貨領先期貨 1 期 (但不顯著)	否	否	現貨領先期貨 1 期 (但不顯著)	否	否
向量自迴歸模式	現貨領先期貨 1~2 期	否	是	現貨領先期貨 1~2 期	否	是
共整合誤差修正模式	現貨、期貨互有領先 (期貨領先現貨 1~5 期) (現貨領先期貨 1~2 期)	可能	是	現貨領先期貨 1~3 期	否	是
部份共整合誤差修正模式	期貨領先現貨 1~3 期	是	是	期貨與現貨互有領先 (期貨領先現貨 1~5 期) (現貨領先期貨 1~5 期)	可能	是

註：表內敘述是  $\alpha=0.05$  的顯著水準下，虛無假說  $H_0^2$ 、 $H_0^3$ 、 $H_0^4$  的實證結果  
 $H_0^2$ ：台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨沒有領先 - 落後關係  
 $H_0^3$ ：台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨不具有價格發現的能力  
 $H_0^4$ ：台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨不能創造套利機會)

因此，以部份共整合誤差修正模式進行實證，就台灣股價指數期貨而言，應拒絕研究假說  $H_0^2$ 、 $H_0^3$ 、 $H_0^4$ ，即期貨市場領先於現貨市場、期貨市場具有價格

發現能力，能為投資人創造套利的機會；就摩根台灣股價指數期貨而言，應拒絕研究假說  $H_0^4$ ，即期貨市場與現貨市場指數表現互有領先 - 落後、期貨市場可能具有價格發現能力，能為投資人帶來套利機會。雖然，部份共整合誤差修正模式無法直接推論摩根台灣股價指數期貨領先於現貨的現象，但相較於其它四種實證模式，仍只有此一模式足以說明：期貨市場有可能領先現貨市場一至五期的實證結果，實證結果列於表十。

### (三)模式比較

AIC 及 SBC 法則是用於評估及挑選最佳實證模式，當 AIC 值越低或 SBC 值越高，表示模式配置越佳，實證結果列於表十一。除了簡單迴歸模式無法估算外，以部份共整合誤差修正模式之 AIC 值最低、且 SBC 值為最高，而基於前述對於  $H_0^2$ 、 $H_0^3$  及  $H_0^4$  推論的結果可知，部份共整合誤差修正模式確實較另四種模式的表現為佳，因此，拒絕研究假說  $H_0^5$ 。

表十一 實證模式之 AIC、SBC 值

實證模式		台灣股價指數		摩根台灣股價指數	
		AIC	SBC	AIC	SBC
簡單 迴歸式	應變數：期貨指數 自變數：現貨指數	-	-	-	-
	應變數：現貨指數 自變數：期貨指數	-	-	-	-
轉換模式	應變數：期貨指數 自變數：現貨指數	4895.5068*	5151.6179*	3432.5364*	3436.7708*
	應變數：現貨指數 自變數：期貨指數	7587.4628*	5588.1638*	3149.6215*	3153.8559* <sup>u</sup>
向量自迴 歸模式	應變數：差分期貨指數 自變數：差分現貨、期貨指數	9.8811*	9.5933*	3.8668*	3.9252*
	應變數：差分現貨指數 自變數：差分現貨、期貨指數	9.7914*	9.7808*	3.3101*	3.3685*
共整合 誤差修正 模式	應變數：差分期貨指數 自變數：差分現貨及期貨指數、基差一階落差	9.6888*	9.9767*	4.0150*	4.0902*
	應變數：差分現貨指數 自變數：差分期貨及現貨指數、基差一階落差	9.6978*	9.9781*	3.4892*	3.5643*
部份共整 合誤差修 正模式	應變數：差分期貨指數 自變數：差分現貨、期貨指數、經緩長記憶處理之基差	9.6286*	9.8647*	3.2854*	3.3943*
	應變數：差分現貨指數 自變數：差分期貨、現貨指數、經緩長記憶處理之基差	9.5411*	9.8843*	3.2854*	3.3942*

註：“\*”表示  $\alpha=0.05$  的顯著水準下，拒絕  $H_0$  ( $H_0$ ：所採用之模式非最佳配置)

本研究之具體貢獻有三項：(1)台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨、現貨與基差均有緩長記憶。(2)將存在於時間數列的緩長記憶，建構部份

共整合誤差修正模式並進行實證。(3)經實證結果，經濟上的涵意及實務上可推論的範圍為：因實證模式不同，台灣期貨市場及新加坡衍生性商品交易所中掛牌交易的台灣股價指數期貨與現貨間互有領先 - 落後關係。然依本研究之部份共整合誤差修正模式之實證結果可以發現：台灣股價指數期貨是現貨的領先指標，期貨市場有價格發現的能力，且因期貨與現貨的領先 - 落後關係創造投資人套利的機會；相對的，摩根台灣股價指數期貨與現貨則互有領先，期貨市場可能具備價格發現的能力，能創造套利的機會。

因此，投資人在進行訊息判斷時，需特別注意期貨及現貨長期變化會趨於一致。短期會有非均衡的自我調整現象，以及兩指數受過去指數變化趨勢所影響，使指數的表現就像一個具有記憶的個體行為一般。除此之外，雖就整體趨勢而言，期貨仍具有領先現貨指數的特性，但由於台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨與現貨開、收盤時間並不一致，投資人運用期貨與現貨領先 - 落後關係之實證結果作為投資決策訊息時，務需瞭解期貨與現貨交易時段不同的先天限制。

## 二、研究限制及後續研究

本研究的限制來自於二個部份：(1)在研究變數選取上，僅以股價指數期貨、現貨與基差之間的關係進行研究，視其它可能影響期貨及現貨指數的變數為固定的外生變數。(2)在研究樣本的選取上，截至八十八年十二月三十一日資料收集日止，共得台灣股價指數期貨有效交易日資料 380 天、摩根台灣股價指數期貨交易日 759 天，已足以進行本研究五項模式之實證。然因部份共整合誤差修正模式利用 GPH 法估算“d”值時需要較為充足的樣本，使能估得較為穩定之“d”值，因此並未除去兩期貨初上市期間未臻成熟的交易資料，全數納為研究樣本，並將所有樣本視為時間樣本內資料 (in-the-samples data)，未另行劃分樣本外資料 (out-the-samples data) 作外部效度的驗證。除此之外，本研究採用的研究樣本為日資料，並未就期貨與現貨收、開盤時點差異的部份，對收盤時點進行調整。

基於上述限制下，本研究應較合乎內部效度的意涵，然若為符合外部效度，提供後續研究者兩個可因應的實證方向：

### (一)研究變數的選取

影響期貨或現貨指數變動因素相當多，基於成本、時間以及變數代表性等多重因素考量下，在研究中並沒有將總體經濟變數 (如：利率、物價、匯率、

工資等因素...) 納入模式中進行實證，後續研究者可考慮將這些經濟變數加入，建構一個更完整的實證模式，使實證結果得到更廣範的推論。

## (二)研究樣本的選取

因在實證中並沒有將樣本切割為樣本內及樣本外資料，同時進行內部效度及外部效度的驗證，使實證結果的範圍受到侷限。後續研究者可找出每隔五分鐘的交易資料，除了能增加有效樣本以進行內、外部效度驗證外，尚能適度地將收盤時間盡可能假設並調為同一時點，或可以降低因期貨與現貨開、收盤時間差異所致的推論限制，以增加實證結果的可推論範圍。

## 參考文獻

- 伍宇文、林銀，「衍生性金融商品的多贏策略與重點式風險管理」，*台灣經濟金融月刊*，第 33 卷，1997 年，頁 1-9。
- 何怡滿、許溪南，「本土台股指數期貨、摩根台股指數期貨與台股指數現貨三者之聯動關係」，*第一屆全國商管博士生論文研討會論文集*，1999 年，頁 IB.2.1-9。
- 余尚武、王俞瓊，「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 18 卷，1999 年，頁 1-33。
- 吳易欣，「股價指數期貨與現貨之關聯性研究 - 新加坡摩根台股指數期貨實證分析」，政治大學金融研究所碩士論文，1998 年。
- 吳壽山、李進生，「台指市場呈逆價差狀況下修正指數期貨定價模式在實務應用之估計驗證 - 價格發現能力之改善」，*台灣期貨市場*，第 1 卷，1999 年，頁 7-15。
- 吳夢展，「SIMEX 台股股價指數期貨與現貨關聯性之探討」，淡江大學國際貿易研究所博士論文，1998 年。
- 李存修，「台灣股價指數期貨上市交易之影響面面觀」，*證券金融季刊*，第 51 期，1996 年，頁 1-8。
- 李宗祥，「股價指數期貨之探索性研究」，中興大學企業管理研究所碩士論文，1988 年。
- 李建儒，「股價指數與股價指數期貨之因果關係 - 以台股、S&P500、日經 225 指數為例」，元智大學管理科學研究所碩士論文，1997 年。
- 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」，中興大學經濟研究所碩士論文，1996 年。
- 易智偉，「SIMEX 摩根台股指數期貨與現貨間之關連性研究」，中興大學企業管理研究所碩士論文，1998 年。

- 林明吳，「SIMEX 台股價格指數期貨與現貨關連性研究」，淡江大學國際貿易研究所碩士論文，1998 年。
- 林迺猷，「長期記憶與共整合之研究 - 購買力平價理論之實證分析」，中興大學統計研究所碩士論文，1995 年。
- 林國平，「股價指數期貨價格發現功能之研究」，台灣科技大學管理技術研究所碩士論文，1997 年。
- 洪政雄，「台股指數期貨對現貨影響之研究」，中央大學財務管理研究所碩士論文，1998 年。
- 洪茂蔚、鍾經樊及李丹，「美元兌換新台幣匯率的緩長記憶」，*管理學報*，第十五卷，1998 年，頁 455-472。
- 徐之強，「Tests for and Estimation of Structural Changes in Trending and Long-Memory Data」，台灣大學經濟學系研究所碩士論文，1998 年。
- 馬治華，「股票指數期貨交易對股價資訊傳遞過程之影響」，中央大學財務管理研究所碩士論文，1998 年。
- 張文卿，「股價指數期貨之研究」，台灣大學商學研究所碩士論文，1991 年。
- 張佳菁，「股價指數期貨對股價指數波動性與消息不對稱性影響之研究」，輔仁大學管理學研究所碩士論文，1998 年。
- 張芝萍，「台股指數期貨與現貨長短期關聯性研究」，中興大學企業管理研究所碩士論文，1999 年。
- 張舜南，「股價指數期貨對股票市場影響之研究」，文化大學國際企業研究所碩士論文，1996 年。
- 許元祐，「股價指數期貨交易簡介」，*華銀月刊*，第 579 期，1999 年，頁 15-26。
- 許順發，「台股指數期貨套利策略之實證研究 - 以 TAIEX 為例」，大葉大學事業經營研究所碩士論文，1998 年。
- 郭煒翎，「摩根台灣股價指數期貨與現貨之領先與落後關係」，中正大學企業管理研究所碩士論文，1997 年。
- 陳旭光，「期貨與衍生性金融商品之系統風險管理」，*台灣經濟金融月刊*，第 33 卷，1997 年，頁 13-18。
- 陳伯松，「台灣期貨市場之建制」，*台灣期貨市場*，第 1 卷，1999 年，頁 25-36。
- 陳怡守，「TAIMEX 與 SIMEX 台股指數跨市場之研究」，台灣大學財務金融研究所碩士論文，1999 年。
- 陳林智，「台灣發行量加權股價指數期貨訂價與套利之研究」，中正大學財務金融學系研究所碩士論文，1998 年。



陳科文，「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，1997年。

陳美娟，「股價指數期貨與股價指數現貨間關係之研究 - 台股指數實證」，文化大學國際企業研究所碩士論文，1997年。

陳振釗，「台灣加權股價指數與新加坡 SIMEX 摩根台指期貨關聯性之研究」，交通大學管理科學研究所碩士論文，1998年。

童晨哲，「台灣發行量加權股價指數期貨與現貨關聯性之研究」，高雄第一科技大學金融營運系研究所碩士論文，1998年。

黃玉如，「股價指數現貨與股價指數期貨兩者關連性之探討 - 以 S&P500 指數為例說明」，淡江大學管理科學研究所碩士論文，1992年。

黃玉娟、郭照榮、徐守德，「摩根台股指數的市場效率與套利機會之研究」，*證券市場發展*，1999年，頁1-29。

黃玻莉，「迷你 S&P 500 股價指數期貨與期貨選擇權合約 - E-Mini」，*證交資料*，第430期，1998年，頁19-22。

楊杰，「摩根台股指數期貨與現貨市場之套利交易分析」，輔仁大學金融研究所碩士論文，1997年。

楊舜田，「TAIMEX 台股指數期貨之定價、套利與預測」，成功大學企業管理研究所碩士論文，1998年。

廖仁豪，「台灣股價指數期貨價差套利之研究」，交通大學資訊管理研究所碩士論文，1998年。

蕭聰明，「S&P 指數現貨、期貨與期貨選擇權關係之研究」，銘傳管理學院管理科學研究所碩士論文，1995年。

賴宏昌，「台股指數期貨與現貨關聯性之研究」，中興大學企業管理研究所碩士論文，1998年。

賴瑞芬，「台股指數期貨與現貨日內價格關係之研究」，台灣大學財務金融研究所所碩士論文，1997年。

謝上元，「備期貨市場之研究 - 以股價指數期貨市場為中心」，政治大學國際貿易研究所碩士論文，1989年。

謝俊魁，「條件變異數的狀態變換與緩長記憶現象的檢定」，台灣大經濟學研究所碩士論文，1999年。

蘇逸平，「股價指數現貨與期貨關聯性之探討：以 SIMEX 台指與 S&P 指數為例」，淡江大學國際貿易研究所所碩士論文，1997年。

\_\_\_\_\_, "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (48), 1986, pp.213-228.

\_\_\_\_\_, "Long Memory In Futures Prices", *The Financial Review*, (34), 1999, pp.91-100.

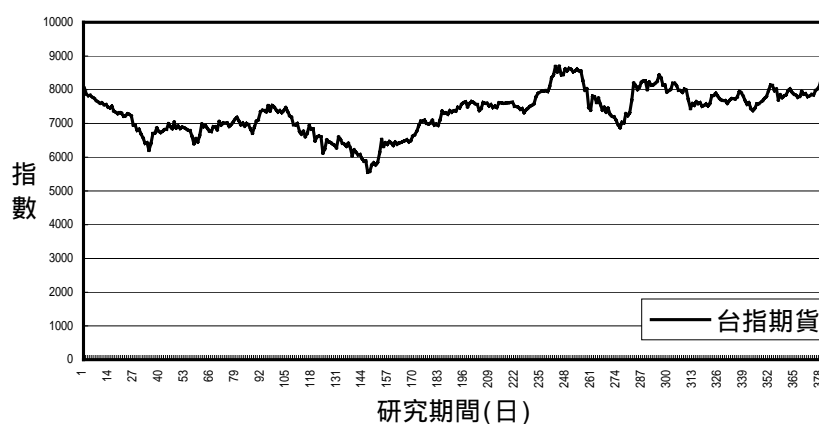
- \_\_\_\_\_, "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, (16), 1981, pp.121-130.
- \_\_\_\_\_, "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (25), 1990, pp.441-468.
- Abhyankar, A. H., "Return and Volatility Dynamics in the FT-100 Stock Index and Stock Index Futures Markets", *The Journal of Future Markets*, (15), 1995, pp.475-488.
- Aldabe, F., G. Barone-Adesi and R. J. Elliott, "Option Pricing with Regulated Fractional Brownian Motion", *Applied Stochastic Model and Data Analysis*, (14), 1998, pp.285-294.
- Andrew, C. H., "The Econometric Analysis of Time Series", *Big Apple Tuttle-Mori Agency, Inc.*, 2 Edition, 1990.
- Backus, D. K. and S. E. Zin, "Long-Memory Inflation Uncertainty: Evidence from the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Money, Credit, and Banking*, (25), 1993, Part 2, pp.681-708.
- Baillie, R. T. and C. F. Chung, and M. A. Tieslau, "Analysing Inflation by The Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model", *Journal of Applied Econometrics*, (11), 1996, pp.23-40.
- Baillie, R. T. and T. Bollerslev, "Cointegration, Fractional Cointegration, and Exchange Rate Dynamics", *The Journal of Finance*, (11), 1994, pp.737-745.
- Barkoulas, J. B., W. C. Labys, and J. I. Onochie, "Fractional Dynamics in International Commodity Prices", *The Journal of Futures Markets*, (17), 1997, pp.161-189.
- Box, G. E. P. and G. M. Jenkins, "Time Series Analysis Forecasting and Control", 2<sup>nd</sup> ED., San Francisco: Holden-Day, 1976.
- Brenner, R. J. and K. F. Kroner, "Arbitrage, Cointegration, and Testing the Unbiasedness Hypothesis in Financial Markets", *Journal of Financial and Quantitative*, (30), 1995, pp.23-42.
- Brodsky, J. and C. M. Hurvich, "Multi-Step Forecasting for Long-Memory Processes", *Journal of Forecasting*, (18), 1999, pp.59-75.
- Chan, K., "A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Markets and Stock Index Futures Markets", *The Review of Financial Studies*, (5), 1992, pp.123-152.
- Cheung, Y. W. and Chinn M. D., "Integration, Cointegration and the Forecast Consistency of Structural Exchange Rate Model", *Journal of International Money and Finance*, (17), 1998, pp.813-830.
- Chung, C. F., "A Note on Calculating the Autocovariances of the Fractionally Interated ARMA Model", *Economics Letters*, (45), 1994, pp.293-297.
- Cootner, P., "Returns to Speculators: Telser versus Keynes", *Journal of Political Economy*, (68), 1960, pp.396-404.
- Corazza, M., A. G. Malliaris, and C. Nardelli, "Searching for Fractional Structure Futures Markets", *The Journal of Futures Markets*, (17), 1997, pp.433-473.
- Cox, J. C. and S. A. Ross, "The Valuation of Options for Alternative Stochastic Processes", *Journal of Financial Economics*, (14), 1976, pp.635-637.

- Cox, J. C., J. E. Ingersoll, and S. A. Ross, "The Relation between Forward Price and Futures Price", *Journal of Financial Economics*, (34), 1981, pp.321-346.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, (74), 1979, pp.427-431.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch, "Is Consumption Too Smooth? Long Memory and the Deaton Paradox", *The Review of Economics and Statistics*, (73), 1991, pp.1-9.
- Dufour, J. and Eric R., "Short Run and Long Run Causality in Time Series: Theory", *Econometrica*, (66), 1998, pp.1099-1125.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, (55), 1987, pp.251-276.
- Fama, E. F., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, (25), 1970, pp.384-417.
- Fang, H., Kon S. L., and Michael L., "Fractal Structure In Currency Futures Price Dynamics", *The Journal of Futures Markets*, (14), 1994, pp.169-181.
- Geweke, J. and S. Porter-Hudak, "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Model", *The Journal of Time Series Analysis*, (4), 1983, pp.221-238.
- Ghosh, A., "Hedging with Stock Index Futures: Estimation and Forecasting with Error Correction Model", *Journal of Futures Markets*, (13), 1993, pp.743-752.
- Granger, C. W. J. and R. Joyeux, "An Introduction To Long- Memory Time Series Models And Fractional Differencing", *The Journal of Time Series Analysis*, (1), 1980, pp.15-29.
- Granger, C. W. J., "Long Memory Relationship and the Aggregation of Dynamic Model", *Journal of Econometrics*, (14), 1980, pp.227-238.
- Gudmundsson, G., "Disaggregation of Annual Flow Data with Multiplicative Trends", *Journal of Forecasting*, (18), 1999, pp.33-37.
- Herbst, A. F., "Commodity Futures-Markets Method of Analysis, and Management of Risk", John Wiley & Sons, New York, 1996.
- Hosking, J. R. M., "Fractional Differencing", *Biometrika*, (68), 1981, pp.165-176.
- Hsueh, L. P. and M. S. Pan, "Integr89.Gudmundsson G., "Disaggregation of Annual Flow Data with Multiplicative Trends", *Journal of Forecasting*, (18), 1999, pp.33-37.
- Hurvich, C. M. and K. I. Beltaro, "Asymptotics for the Low-Frequency Ordinates of the Periodogram of A Long-Memory Time Series", *Journal of Time Series Analysis*, (14), 1993, pp.455-472.
- Iihara, Y., K. Kato and T. Tokunaga, "Intraday Return Dynamics between the Cash and the Futures Markets in Japan", *Journal of Futures*, (16), 1996, pp.147-162.
- Jensen, M. J., "Using Wavelets to Obtain a Consistent Ordinary Least Squares Estimator of the Long-Memory Parameter", *Journal of Forecasting*, (18), 1999, pp.17-32.

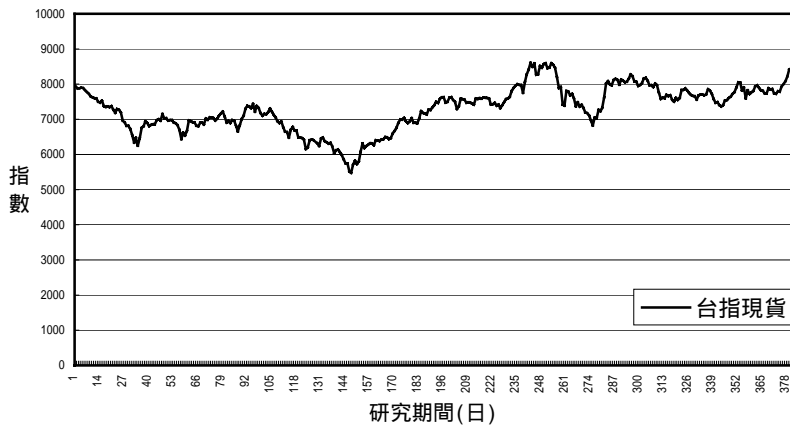
- Kawaller, I. G., P. D. Koch, and T. W. Koch, "The Temporal Price Relationship between S&P500 Futures and the S&P500 Index", *Journal of Finance*, (42), 1987, pp.1309-1327.
- Kitamura, Y., "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", *Econometric Theory*, (14), 1998, pp.517-524.
- Kroner, K. F. and J. Sultan, "Time-Varying Distributions and Dynamics Hedging with Foreign Currency Futures", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (28), 1993, pp.535-551.
- Lien, D. and L. Xiangdong, "Multiperiod Hedging in the Presence of Conditional Heteroskedasticity", *The Journal of Futures Markets*, (14), 1994, pp.927-955.
- Lien, D. H. D. and Y. K. Tse, "Fractional Cointegration and Futures Hedging", *The Journal of Futures Markets*, (19), 1999, pp.457-474.
- Lien, D. H. D., "The effect of Cointegration Relationship on Futures Hedging: A Note", *The Journal of Futures Markets*, (16), 1996, pp.773-780.
- Lindahl, M., "Minimum Variance Hedge Ratios for Stock Index Futures: Duration and Expiration Effects", *The Journal of Futures Markets*, (12), 1992, pp.33-53.
- Liu, Ming, "Asymptotics of Nonstationary Fractional Integrated Series", *Economics Theory*, (14), 1998, pp.641-662.
- Lo, A. W., "Long-Term Memory in Stock Markets Prices", *Econometrics*, (59), 1991, pp.1279-1313.
- Lu, M., "Asymptotics of Nonstationary Fractional Integrated Series", *Econometrics Theory*, (14), 1998, pp.641-662.
- Lucas, A., "Inference on Cointegrating Ranks Using LR and LM Tests Based on Pseudo-Likelihoods", *Econometric Reviews*, (17), 1998, pp.185-214.
- Mackinlay, A. C., and K. Ramaswamy, "Index-Futures Arbitrage and the Behavior of Stock Index Futures Prices", *The View of Financial Studies*, (11), 1988, pp.137-158.
- Madhusoodanan, T. P., "Long-Term Dependence in the India Stock Markets", *Journal of Finance Studies*, (5), 1998, pp.33-54.
- Mandelbrot, B. B., "A Fast Fractional Gaussian Noise Generator", *Water Resources Research*, (7), 1971, pp.543-553.
- Mandelbrot, B. B., and J. W. Van Ness, "Fractional Brownian Motion, Fractional Noises and Applications", *SIMA View*, (10), 1968, pp.422-437.
- Mill, T. C., "Time series technique for economists", *Cambridge University Press*, 1 Edition, 1990.
- Miller, M. H., "Financial Innovation: Achievement and Prospects", *Journal of Financial Engineering*, (1), 1992, pp.1-13.
- Perron, P. and Serena N., "An Autoregressive Spectral Density Estimator at Frequency Zero for Nonstationarity Tests", *Econometric Theory*, (14), 1998, pp.560-603.
- Phillips, P. C. B., "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrics*, Vol.55, 1987, pp.277-301.

- Ramanathan, "Introductory Econometrics With Applications", *Dryden Publishing*, 3 Edition. 1995.
- Richard, S. and M. Sundaresan, "A Continuous-Time Model of Forward and Futures Price in a Multigood Economy", *Journal of Financial Economics*, (9), 1981, pp.347-372.
- Robert, S. P. and D. L. Rubinfeld, "Econometric Models and Economic Forecasts", *McGraw-Hill International Editions*, 4 Edition, 1988.
- Ross, S. M., "Probability Models", Academic Press, 1997.
- Silvapulle, P. and E Merram, "Testing for Serial Correlation in the Presence of Dynamic Heteroskedasticity", *Econometric Reviews*, (17), 1998, pp.31-55.
- Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, (48), 1980, pp.1-48.
- Sowell, F., "Modeling Long-Run Behavior with the Fractional ARMA Model", *Journal of Monetary Economics*, (29), 1992, pp.277-302.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley, "Expiration Day Effects of Index Options and Futures", *Monograph Series in Finance and Economics*, New York Univ., 1986.
- Taylor, H. M. and S. Karlin, "An Introduction To Stochastic Modeling, Academic Press", 3 Edition, 1998.
- Vandaele, W., "Applied Time Series and Box-Jenkins Models", Academic Press, 1983.
- Viswanath, P. V., "Efficient Use of Information, Convergence Adjustments, and Regression Estimates of Hedge Ratios", *Journal of Futures Markets*, (13), 1993, pp.43-53.
- Wahab, M. and M. Lashgari, "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach", *Journal of Futures Markets*, (13), 1993, pp.711-742.

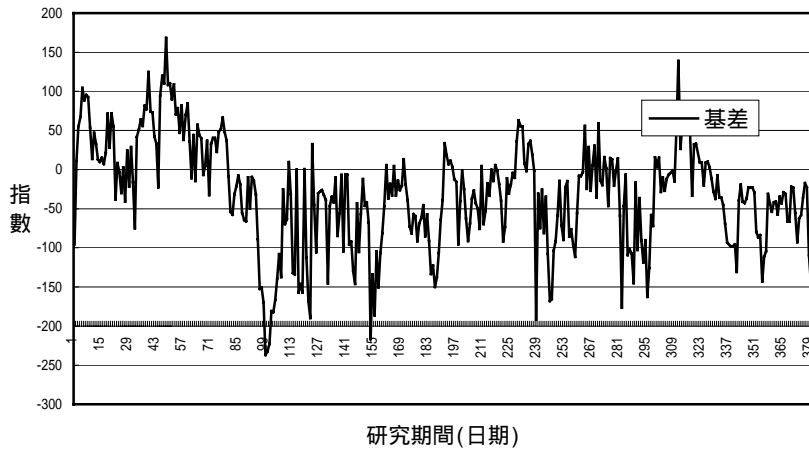
## 附錄



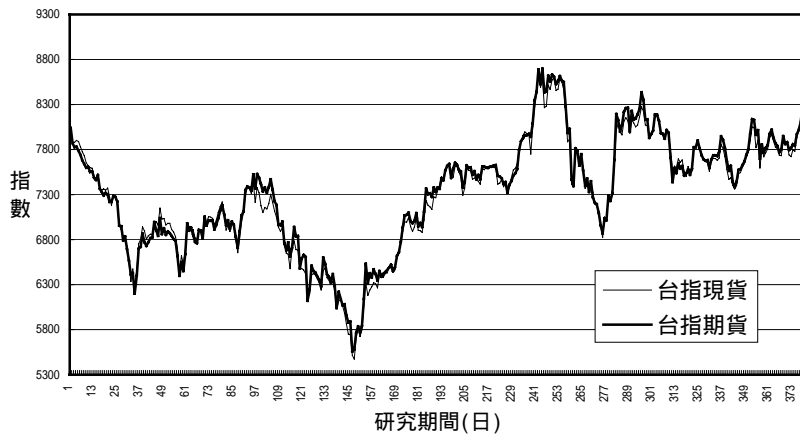
圖一 台灣股價指數期貨走勢圖



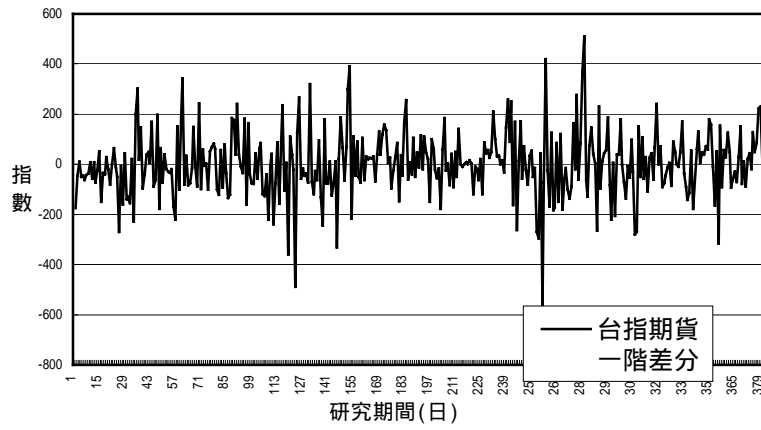
圖二 台灣股價指數現貨走勢圖



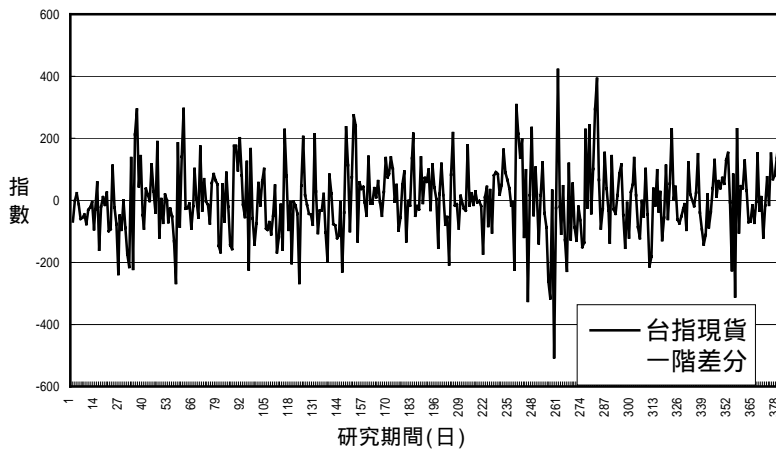
圖三 台灣股價指數期貨基差走勢圖



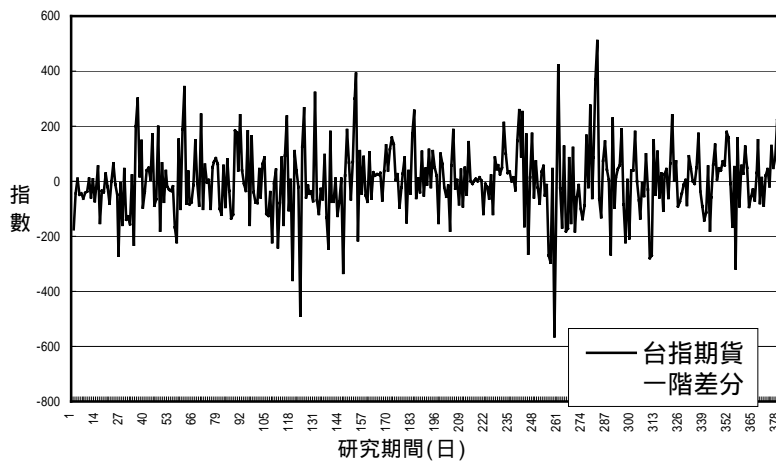
圖四 台灣股價指數期貨與現貨走勢圖



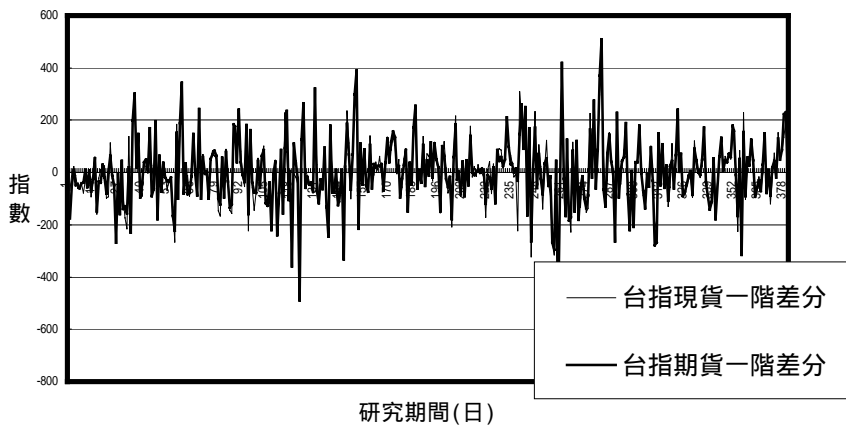
圖五 台灣股價指數期貨一階差分後走勢圖



圖六 台灣股價指數現貨一階差分後走勢圖



圖七 台灣股價指數期貨基差一階差分後走勢圖



圖八 台灣股價指數期貨與現貨一階差分後走勢圖

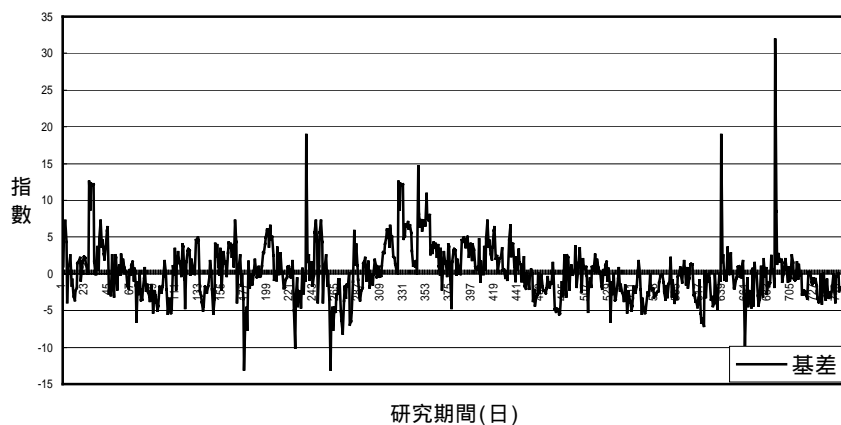


圖九 摩根台灣股價指數期貨走勢圖



圖十 摩根台灣股價指數現貨走勢圖

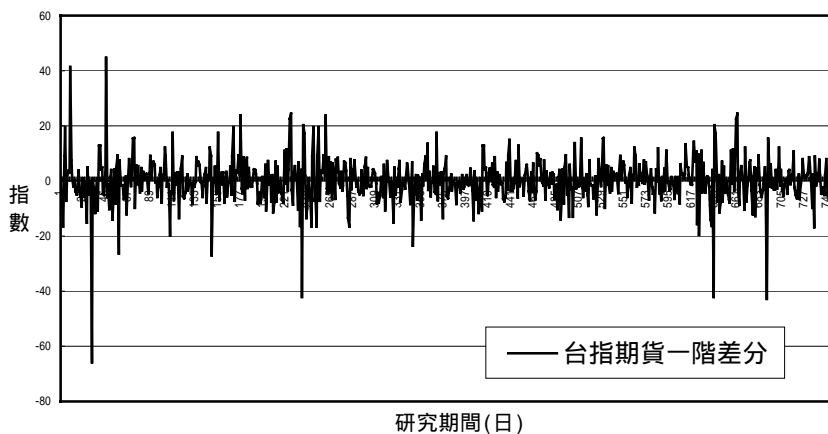




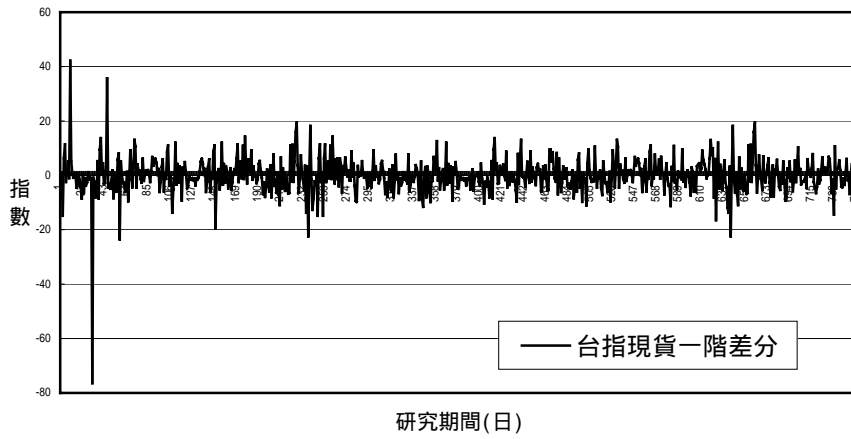
圖十一 摩根台灣股價指數期貨走勢圖



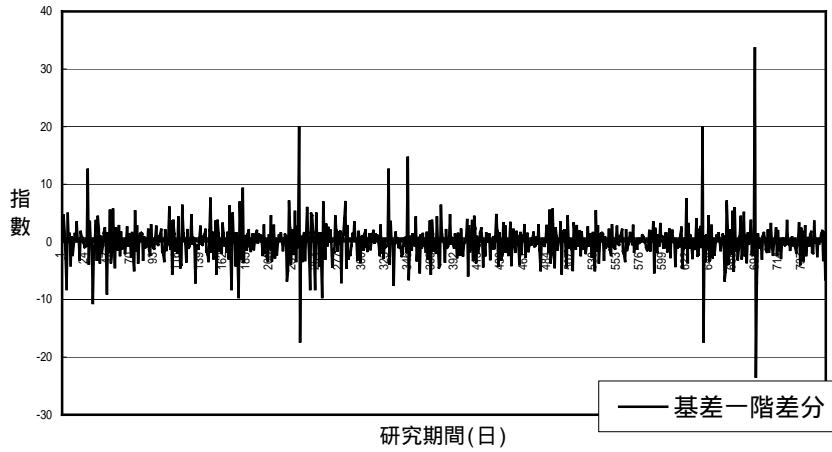
圖十二 摩根台灣股價指數期貨與現貨走勢圖



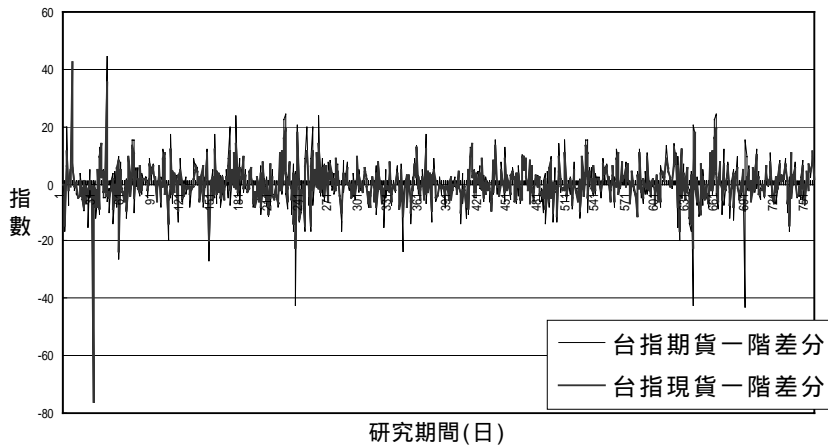
圖十三 摩根台灣股價指數期貨一階差分後走勢圖



圖十四 摩根台灣股價指數現貨一階差分後走勢圖



圖十五 摩根台灣股價指數期貨基差一階差分後走勢圖



圖十六 摩根台灣股價指數期貨與現貨一階差分後走勢圖

# Long Memory Models Applied on the Lead-Lag Relationship between Futures and Spots: The Examples of TAIFEX and SGX-DT MSCI Taiwan Stock Index Futures

YING-SHAN HUANG, YEONG-JIA GOO, CHUI-CHUN TSAI

*Department of Business Administration, National Taipei University*

## ABSTRACT

This study researches “Lead-Lag relationship between TAIFEX and SGX-DT MSCI Taiwan Stock Index Futures and Spots”. We hope to find “Long Memory” characteristics of futures, spots and basis series, and then subsequently settle this phenomenon to build a new model. The contribution is to find the extremely long-range persistence in these series. Of the same meaning, series exists long memory.

So, we build the fifth model- FIEC (Fractional Co-integration & ECM). In this model, we adopt Granger’s concepts (1986), which not only would explore the lead-lag relationship, co-integrated and error-corrected in long terms and short terms as past models, but also would research long memory phenomenon. We put five models together, including simply regression models, ARMA transfer function-noise models, VAR, ECM and FIEC to study. The purposes are that:

- 1.To study whether the futures, spots and basis series are with “Long Memory”.
- 2.To study the “Lead-Lag Relationship between Futures and Spots”, and the price discovery and arbitrage opportunity in Futures markets
- 3.To study FIEC, and compare with other models.

The findings and conclusions are that:

- 1.The futures, spots, and basis are with “Long Memory”.
- 2.Different models tell different results. In FIEC, TAFIEX Futures leads Spots. Futures market could create price discovery function and arbitrage opportunity. As the same models, SGX-DT MSCI Taiwan Stock Index Futures leads Spots mutually. Futures market probably creates price discovery function, and offers arbitrage opportunity.
- 3.“FIEC” is the best of the five empirical models. It reveals that: Put “Long Memory” into empirical model would help to explain and forecast “Lead-Lag relationship between TAIFEX and SGX-DT MSCI Taiwan Stock Index Futures with Spots”.

Keywords: long memory, FIEC, TAIEX Futures, MSCI Taiwan Stock Index Futures

