

南華大學

財務管理研究所碩士論文

ATHESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT

NAN HUA UNIVERSITY

台灣 50 指數、期貨與 ETF 價格發現功能之比較

COMPARISONS OF PRICE DISCOVERY FUNCTIONS AMONG
TAIWAN 50 INDEX, FUTURES AND ETF MARKET

指導教授：徐清俊 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：陳龍志

GRADUATE STUDENT: LUNG-CHIH CHEN

中華民國 九十四 年 七 月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

台灣 50 指數、期貨與 ETF 價格發現功能之比較

研究生：陳龍志

經考試合格特此證明

口試委員：徐清俊

施 孟 隆

梁 雪 富

指導教授：徐清俊

所 長：徐清俊

口試日期：中華民國 九十四 年 五 月 二十九 日

南華大學財務管理研究所九十三學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：台灣 50 指數、期貨與 ETF 價格發現功能之比較

研究生：陳龍志

指導教授：徐清俊 博士

論文摘要內容：

本文以共整合理論與誤差修正模型，來探討台灣50指數、台灣50指數期貨與ETF間，是否存在長期穩定之均衡關係，進而探討價格發現的過程，研究期間為2003年7月1日至2004年11月30日的每日收盤價資料。實證結果顯示：(1)三種變數間存在共整合關係，意味著已達長期穩定之均衡關係。(2)在價格發現能力以台灣50指數最佳，ETF市場次之，台灣50指數期貨最差。(3)台灣50指數與台灣50指數期貨之間存在雙向的回饋關係，但是台灣50指數與ETF間只存在單向因果關係。(4)就衝擊反應函數觀察，台灣50指數受新訊息影響所產生的衝擊大於ETF與台灣50指數期貨所導致的衝擊。而預測誤差變異數分解進一步發現，台灣50指數對預測誤差變異數的解釋能力稍強，亦即台灣50指數為價格變動的領先指標。

關鍵字：指數股票型基金、價格發現、共整合、誤差修正模型、衝擊反應函數。

Title of Thesis : Comparisons of Price Discovery Functions among
Taiwan 50 index, Futures and ETF Market

Name of Institute : Institute of Financial Management, Nan Hua University

Graduate date : July 2005

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Lung-Chih Chen

Advisor : Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

This paper uses cointegration test and error-correction model to test the long run equilibrium among the Taiwan 50 index, index futures and ETF, and price discovery process as well. We use daily closing index prices data during 2003/07/01~2004/11/30. The conclusion can be summarized as follows: (1)Taiwan 50 index, index futures and ETF exist a cointegration relationship and long run equilibrium; (2)Estimated coefficients of the vector error correction model suggest that price adjustment takes place in the index futures and ETF market, but not in the Taiwan 50 index. The results also indicate that the Taiwan 50 index has better function in price discovery process; (3)By Granger causality model, Taiwan 50 index and ETF are only one-directional relationship; (4)For impulse response function, Taiwan 50 index has more innovation effects than the index futures and ETF.

Keywords : Exchange-Traded Funds (ETF), Price discovery, Cointegration, Vector Error Correction Model (VECM), Impulse Response Function.

目 錄

論文口試委員審定書	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	iv
表目錄	v
圖目錄	vi
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	4
第三節 研究目的	5
第四節 論文架構	7
第二章 理論探討與文獻回顧	9
第一節 理論探討	9
第二節 文獻回顧	13
第三章 研究設計	21
第一節 資料範圍及來源	21
第二節 研究流程	22
第三節 資料檢定	23
第四節 實證模型建立	28
第四章 實證結果與分析	34
第一節 資料基本分析與恆定性檢定	34
第二節 實證模型分析	38
第五章 結論與建議	50
第一節 結論	50
第二節 後續研究建議	53
參考文獻	54
附錄一 全球指數股票型基金的規模	58
附錄二 台灣50指數成分股內容	59

表目錄

表 2-1	相關文獻整理-理論探討	20
表 2-2	相關文獻整理-指數型商品價格發現	20
表 4-1	台灣 50 指數、期貨與 ETF 價格敘述統計量	35
表 4-2	台灣 50 指數、期貨與 ETF 價格敘述統計量(差分後)	35
表 4-3	台灣 50 指數、期貨與 ETF 單根檢定	36
表 4-4	Johansen 共整合檢定結果	37
表 4-5	台灣 50 指數、期貨與 ETF 誤差修正模型估計結果	40
表 4-6	台灣 50 指數、期貨與 ETF 變數間因果關係	41
表 4-7	台灣 50 指數、期貨與 ETF 為模型首位之平均衝擊反應	42
表 4-8	台灣 50 指數、期貨與 ETF 變異數拆解表(台灣 50 指數為首位)	46
表 4-9	台灣 50 指數、期貨與 ETF 變異數拆解表(指數期貨為首位)	47
表 4-10	台灣 50 指數、期貨與 ETF 變異數拆解表(ETF 為首位)	48
表 A-1	全球 12 個國家 ETF 規模的排名	58
表 A-2	全球前 10 大 ETF 資產規模及市佔率	58
表 A-3	台灣 50 指數成分股內容	59

圖目錄

圖 1-1	論文架構圖	8
圖 3-1	研究流程圖	23
圖 4-1	台灣 50 指數、指數期貨與 ETF 衝擊反應圖(台灣 50 指數為首位)	43
圖 4-2	台灣 50 指數、指數期貨與 ETF 衝擊反應圖(指數期貨為首位)	44
圖 4-3	台灣 50 指數、指數期貨與 ETF 衝擊反應圖(ETF 為首位)	44

第一章 緒論

隨著全球金融市場的創新與進步，投資理財的觀念逐漸受到重視，台灣證券交易所考量到投資人的需求，不斷地推出新的金融商品，健全金融體系，並與英國富時(FTSE)公司合作編製具有代表性的「台灣50指數」，提供投資人另一種投資參考的指標。另外，在2003年6月，寶來投信與道富環球投資管理公司(State Street Global Advisors)共同推出追蹤台灣50指數的指數股票型基金(Exchange Traded Funds, ETF)，除了增加台灣金融市場商品種類，促進證券現貨及期貨避險(hedge)、套利(arbitrage)活動外，對於建構市場完整性，增加市場效率將有所助益。本章主要是闡明研究背景與動機、研究目的、最後表列出論文架構及流程。

第一節 研究背景

近二十年來，金融商品快速創新與發展，期貨、選擇權、指數型基金等商品不斷的推出，增加投資人理財選擇的多樣性。美國道富環球投資管理公司在美國證券交易所(American Stock Exchange, AMEX)發行全球第一檔ETF—S&P500指數存託憑證(S&P 500 Depository Receipt, SPDR¹)，使得美國成為指數股票型基金(ETF)的發源地，其上市後立刻受到市場投資人的熱烈歡迎，1993年2月，SPDR的日平均交易量超過30萬單位。在1997年時，媒體開始留意到S&P500指數長期穩定上揚的趨勢，以及多數

¹ SPDR：Standard & Poor's Depository Receipts，為1993年全球第一檔追蹤S&P500指數的ETF，時至今日，SPDR已成為全球最大的ETF，規模超過350億美元。

基金經理人的績效低於指數的表現，市場才慢慢開始接受被動式投資²的觀念，也就是不採取主動積極的投資，而將資金投資於指數型商品(例如：ETF)，往後美國、歐洲、日本、香港、新加坡.....等國家，開始競相發行ETF，截至2004年9月底為止，全球ETF總數已達318檔，資產總額更是超過2480億美元，市場規模成長以歐洲地區成長幅度名列第一³，高達29.4%，其次為美國的19.7%。

在2004年，全球的ETF平均日成交量大幅增加20.8%至107.7億美元，成長前三名分別為美國、日本及歐洲地區。在ETF未推出之前，機構法人選擇的避險工具主要以期貨為主，在ETF問世後，由於ETF買賣方便、低交易成本及管理費、多角化投資組合透明度高，與買賣股票幾乎一樣，故投資人在避險工具上，有更多的選擇。以美國為例，目前美國股票交易中，成交量最大的前二名的商品並非是微軟、英特爾等個股，而是SPDR及QQQ這二檔ETF，其中SPDR是以S&P500指數為連結標的，QQQ則是以NASDAQ100指數為連結標的⁴。截至2004年9月底止，在美國掛牌的ETF共有148檔，規模為1,805億美元，佔全球ETF總規模比重高達73%；次為歐洲，發行檔數為109檔，總規模為265億美元，市佔率為10.7%；日本則共發行15檔ETF，資產總額為256億，市佔率為10.3%。

ETF具股票與基金特色的金融商品，包含多檔股票的投資組合，購買ETF等於持有一籃子股票，可幫助投資人分散風險，目前已是全球退休基金(pension fund)、對沖基金(hedge funds)、交易商及多種金融商品投資組合的基本持股，可知ETF在證券

² 投資人認為市場是有效率的，投資訊息透明，任何的證券分析與研究皆不能打敗大盤，獲取超額報酬。因此不採取主動積極的投資。

³ 資料來源：寶來台灣卓越50基金(Polaris Taiwan Top 50 Tracker Fund；TTT)網站。

⁴ 資料來源：Morgan Stanley全球ETF報告。至2004年9月底，目前全球最大的ETF為追蹤S&P500指數的SPDR，資產規模高達457億美元，全球市佔率高達18.4%；第二大則為追蹤Nasdaq 100指數的QQQ，規模為204億美元。

投資組合中佔有重要的地位。台灣目前僅有 1 檔 ETF，為寶來投信所發行的寶來台灣卓越 50 基金(股票代碼：0050，簡稱台灣 50 基金)，於 2003 年 6 月 30 日正式在交易所掛牌上市，截至 2004 年 9 月底為止，基金的資產規模高達 455.5 億台幣(約為 13.8 億美元)，在全球 318 檔 ETF 中排名第 37 大，而全球的 ETF 資產管理公司共有 35 家，其中寶來投信所管理的 ETF 資產規模為全球第 11 大。

寶來投信在指數股票型基金尚未開放國內發行之際，即針對國外指數化投資與被動式管理(passive management)之商品著手進行研究，參考全球發行 ETF 經驗最豐富投資顧問公司(道富環球投資管理公司)的建議，作為國內發行首檔 ETF 的設計理念。因此，國內 ETF 這項商品包含了兩大特色，第一是其必須於集中市場掛牌交易，買賣方式與一般上市上櫃股票一樣，可做融資買進與融券放空策略，不管多頭或空頭都可投資。第二是所有的 ETF 都有一個追蹤的指數，ETF 基金淨值表現完全緊貼指數的走勢，而指數的成份股⁵就是 ETF 基金的投資組合。

另外，台灣 50 指數是由台灣加權股價指數中 50 支主要權值股⁶組成，比新加坡摩根台股指數由 77 支股票組成，在選樣上更加精確。臺灣 50 指數的成分股包括電子、金融保險、塑膠、紡織及其他產業等，為了精確掌握市場脈動，這五十檔成分股並不是永久的，證交所每季都會依照計算標準來調整成分股，以貼近市場，其不僅佔了台灣股市市值的七成，和加權指數的連動關係也很密切。

台灣 50 指數 ETF 雖然是第一個連結臺灣 50 指數的商品，但台灣 50 指數並不是

⁵ 台灣的股價指數是由許多股票的價格，以加權平均法或算數平均法，計算出來的，這些股票均稱之為是該股價指數的「成份股」，在成份股中，佔股價指數權值較重的股票，稱之為「權值股」。以大盤指數為例，前五名的權值股分別是：台積電、中華電、聯電、鴻海、台塑石化等。光是一檔台積電佔大盤指數的權重，就超過 10%。

⁶ 在成份股中，佔股價指數權值較重的股票，稱之為「權值股」。

單純為了 ETF 而編制的。台灣期貨交易所評估交易人避險、套利需求，統合資源，也針對臺灣 50 指數，陸續推出其它的衍生性商品，如臺灣 50 指數期貨，確定以證交所臺灣 50 指數為標的。寶來台灣卓越 50 基金與台灣 50 指數期貨同步上市之後，可形成指數股票型基金、股票現貨與期貨三邊雙向避險、套利的交易，彼此相輔相成，可望增進市場效率，並有助於整體市場的風險控管。不管是一般投資人，或是機構法人，將來若能善用臺灣 50 指數及其相關的連結商品，將可以增加更多的獲利機會。

第二節 研究動機

馬克維茲(Markowitz)於1952年利用數量化的模式，提出投資組合理論，探討投資者同時投資於多種資產的好處，利用多元化投資原則，尋求效率投資組合，進而繪出效率前緣(Efficient frontier)，最後可決定投資者的最適投資組合(Optimal Portfolio)，因此投資組合理論與分散風險的觀念非常受到重視。

經過半世紀以來的發展，投資組合理論開始產生「主動式管理」與「被動式管理」兩種論點。主動式管理相信市場上永遠存在訊息不對稱的現象，並以積極調整投資組合的態度，賺取超額報酬；被動式管理的基礎理論，是根據Fama(1970)的效率市場假說，認為投資訊息是透明的，市場是有效率的，故任何的證券分析與研究皆不能打敗大盤，獲取超額報酬。

理論上說來，一個有效率的證券市場，在面對市場新資訊的衝擊時，應該要同時反應在期貨、現貨與選擇權等不同的金融市場上，不會有領先-落後的關係，所呈現的結果便是 Fama 所描述的效率市場：價格快速且充分地反映資訊。但在現實的金融

體系中，由於市場結構、商品設計和交易限制等因素的不同，而造成價格發現程度不一，產生有領先-落後的差距。國內外有許多針對價格發現進行研究，一般而言，流通性好、市場限制越少及交易成本越低的市場，其價格反應資訊的程度越快。Stoll and Whaley (1990)主要研究 S&P500 與 MMI⁷指數現貨與期貨價格變動關係。Chu, Hsieh and Tse (1999)檢定美國 S&P500 指數的現貨市場、期貨市場與 SPDR 三種市場間的價格發現功能。謝文良(2002)則指出「價格發現」是交易訊息反應在證券價格的過程，在兩市場具有資訊效率的情況下，兩市場應同步反應資訊，並彼此修正偏離，朝向共同的價格收斂。由此可見，價格發現的功能在不同的市場因素下，會有不同的結論，因此引起許多學者的高度興趣。

股票指數型基金(ETF)在台灣剛發行不久，是否會帶給市場某種程度的影響或是使市場更加健全，是值得觀察與研究的。因此本論文試著探討台灣的指數期、現貨與 ETF 三市場的關聯性，期望能得到市場彼此相互影響的原因，瞭解價格發現的功能，提供投資人在投資上的參考依據。

第三節 研究目的

本論文以台灣發行的首檔指數股票型基金，寶來台灣卓越50基金(Polaris Taiwan Top 50 Tracker Fund, TTT)為例，採用結合向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model, VAR)與Johansen(1987)最大概似共整合檢定法之向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)，探討台灣50指數、台灣50指數期貨與追蹤該指數的ETF三者之間，是否存在長期穩定之均衡關係與短期間指數是否相互影響，進而探討

⁷ MMI：主要市場指數(Major Market Index)，1992年開始在CBOT交易。

價格發現與訊息傳遞的過程，期能成為投資人投資時的參考指標。由於先前學者大多以研究期貨的領先性為主，對於剛發行的ETF很少提出研究報告，若有也只是對任意兩種指數做比較性研究，很少會結合三種指數探討其關聯性，再者雖然ETF為追蹤台灣50指數而設計，但因市場結構、商品設計和交易限制等因素，也可能造成不同的價格發現能力。因此，本文試著利用計量模型，除了研究台灣50指數與指數期貨的相關性外，並結合ETF一起探討，期望能找出變數間的領先指標，藉此作為投資人投資時的參考依據。本論文研究目的，大致可歸類為下列三點：

1. 以 Johansen(1987)最大概似估計法進行共整合檢定(cointegration test)，探討台灣 50 指數與指數期貨和 ETF 間，是否存在著長期均衡的共整合關係。
2. 利用向量誤差修正模型(VECM)，探討台灣50指數、指數期貨和追蹤該指數的ETF間，是否具有「領先-落後」關係的價格發現效果，並以誤差修正項描述長期均衡收斂的現象。
3. 採用 Sims(1980)所定義的衝擊反應分析(impulse response analysis)，與誤差變異數拆解(variance decomposition)檢定台灣 50 指數與指數期貨和 ETF 間的短期動態調整過程。

希望藉由本論文的分析結果，並結合市場理論，對上述問題提供合理的解釋與說明，使投資者能瞭解指數股票型基金，具有股票投資與基金的功能，在從事投資時，能事先觀察領先指標的變動，作為投資依據或提供避險操作方面的參考。

第四節 論文架構

本論文共分為五章，其架構摘要如下：

第一章為本論文緒論，描述研究動機及目的，確立本研究欲探討的問題及問題的範圍，並說明本論文之研究架構及研究架構圖。

第二章為理論探討與文獻回顧，首先對市場間的價格發現與市場整合功能做一個概略性的描述，由於ETF為近十年來才發展的金融創新商品，故本段亦試著從指數型商品與期貨的文獻中，探討價格發現、市場整合及訊息傳遞相關的研究。

第三章為研究方法，針對所要探討的研究內容設計適當的研究方法，並解釋和說明ADF單根檢定、Johansen共整合檢定、向量誤差修正模型(VECM)、衝擊反應分析以及誤差變異數拆解等相關模型及方法流程。

第四章為實證結果與分析，首先，說明本次使用實證資料的選取，包含資料來源與研究期間。其次以向量誤差修正模型(VECM)所呈現之實證結果，分析變數間的價格發現與市場整合功能，以達到本研究之目的。

第五章為結論與建議，就實證結果分析歸納出結論，提出可能的解釋，並對後續研究者提出建議。

本論文架構如圖 1-1：

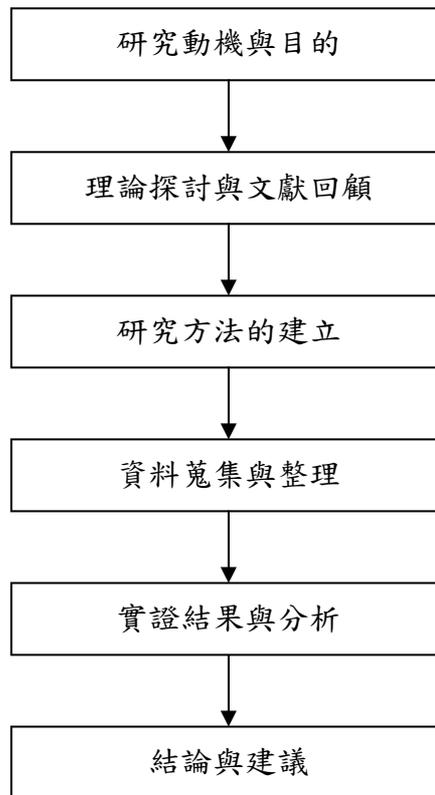


圖 1-1 論文架構圖

第二章 理論探討與文獻回顧

本章將針對過去學者在研究有關指數股票型基金方面的相關文獻，做一整合性的探討與比較，以瞭解先前學者的研究內容與結果。由於 ETF 為一新金融商品，在學術文獻上有關 ETF 與市場價格動態關聯性的文獻並不多，故本文所參考的相關文獻，除儘量以指數股票型基金來探討價格發現與市場整合的功能之外，也參考先前學者對現貨、期貨與選擇權....等指數型商品價格動態相關性的研究，期能從先前的研究中，獲得相關指數型商品的研究結論，來呼應本文的研究方向和目的。

本論文以「價格發現」為研究主軸，本章擬分為以基礎理論之觀點探討價格發現功能之原因；以及針對過去國內、外文獻之研究結果，作一回顧與整理。

第一節 理論探討

價格發現是指證券市場價格反應新資訊的速度與程度，基本概念源自效率市場。Fama(1970)提出市場效率性的概念，定義效率市場為：能夠立即且充分地反應所有相關的可得訊息。在效率市場的結構下，價格機制必然能夠充分發揮，若市場接收了新資訊，自會及時作出充分反應。因此，在相同資訊的刺激下，即使是不同的商品市場，如現貨、期貨、選擇權市場，也應該幾近同時產生反應，故投資人並無法在不同的市場套利而獲得超額報酬。但現實世界中鮮少發現效率市場的實例，由於市場結構與資產特性的不同，使不同的金融商品具有不同的價格發現能力。一般而言，交易成本較低、交易限制較少的市場，或交易條件越接近完全市場假設者，會有較佳的價格發現

能力。因此，不同市場間的價格發現能力很難一致，以下就影響價格發現能力的假說和可能影響市場的因素來做說明：

一、槓桿假說

此假說認為：若一市場具有高財務槓桿的性質，則會具有較好的價格發現的能力。在相同的資本下，高槓桿之商品工具會有較高的報酬，因此，當投資人有領先的資訊時，會以小額的成本去投資數倍於成本的資產，也就是投資者會傾向於高槓桿特性的市場以賺取較高的報酬。基於此理由，期貨市場應領先現貨市場及ETF市場，因為期貨市場只需要較少的期初成本，即可獲得最大的財務槓桿效果。

Kawaller, Koch and Koch(1987)以日內資料的型態探討 S&P500 指數現貨和指數期貨市場間的價格發現關係。發現 S&P500 指數期貨領先現貨程度達 20~45 分鐘之久，而現貨領先期貨的程度並不明顯。針對此一現象，提出可能的解釋為：股票市場的現貨交易速度不如期貨來得快，期貨在期初的投入成本較低，有較高的財務槓桿。另外，Stoll and Whaley(1990)利用 5 分鐘更新的資料型態研究 S&P 500、MMI 指數期貨和指數現貨間的價格發現關係，也發現 S&P500 和 MMI 指數期貨領先指數現貨平均約 5 分鐘。

二、交易成本假說

交易成本假說認為投資人傾向在較低交易成本的市場上反應資訊。在具有相同賺取利潤的假設前提下，投資人傾向於較低成本的市場進行買賣，交易成本包括手續費與買賣價差，由於投資人的報酬必須減去交易成本，最後才是投資人實得的利潤，所以投資人會盡可能的將交易成本降到最低。

楊踐為(1999)就國外的研究結果指出，衍生性商品存有交易成本較低的優點，所以其價格對現貨市場通常會有領先的現象，因此針對台灣的股票認購權證與其標的股票的市場價格做實証研究，探討其間是否存在著領先關係。其方法主要為時間數列的恆定性檢定，再套用Granger的因果關係模式。其研究結果發現，以高科技的電子股為標的物的認購權證，其權證價格並無領先標的股票價格的現象。

Roope and Zurbruegg(2002)研究新加坡摩根台股指數期貨與現貨在 SIMEX 與 TAIFX 兩市場間的價格發現關係，其中台灣市場為母國市場，具有訊息領先的優勢，而新加坡市場雖然位居國外，但享有稅賦、低交易成本及交易限制寬鬆的優勢，並且國外法人習於以美金作交易，因此在價格發現能力上未必遜於台灣市場，透過實證顯示 SIMEX 為兩市場間的價格領導者，具有價格發現功能，由此可見，交易成本也是影響市場的因素之一。

三、市場資訊假說

本假說認為，指數衍生性商品的設計目的正是為了反應有關整體市場的資訊，因此，當市場上的新資訊為整體性時，投資人會偏好以指數期貨或指數ETF進行投機或套利。而現貨市場仍必須藉由個股的買賣來形成投資組合，較易受到個股的個別因素影響，故不利其對市場整體資訊的反應。

Subrahmanyam(1991)主張，指數衍生性商品可以分散源自個股的逆選擇成份，允許流通性交易人及總體資訊交易者更有效率地進行交易。Chan (1992)同樣也發現期貨傾向領先現貨變動，但是卻指出，當發生攸關整體市場的資訊時，資訊更為明顯地由期貨市場流向現貨市場，證明期貨對總體市場資訊的價格發現效果。

四、其他影響市場的因素

影響金融市場的因素很多，造成不完全市場的存在，市場無法處於效率市場，不同市場間的價格有「領先-落後」(lead-lag)的現象產生。

(一)市場結構

1. 法人比例：由於法人投資對股市的影響極大，故需有較嚴格之規範，而在期貨市場的交易中，法人的投資限制最為顯著，相較於期貨，法人在現貨與ETF市場有較大的發揮空間。
2. 市場流動性：投資者在選擇市場進行投資時，會偏好流動性較高的市場，因為不具流動性的市場會因無法流暢交易而錯過最佳的買賣時機。

(二)法規與限制

1. 放空限制：一般而言，現貨有平盤以下不得放空的限制，ETF是指數現貨工具中，目前唯一允許融券放空的工具，而期貨市場則未有放空的限制，故相對於現貨較能充分反映市場的資訊。
2. 最小價格升降單位：價格最小升降單位是一種隱藏的交易成本，當經紀商所設定的買賣價差必須在最小的幅度內跳動，則商品的最小升降幅度越大，經紀商便可要求較大的買賣價差，而使投資人的交易成本增加。
3. 單日漲跌幅限制：在一般先進國家，並未限制股價之漲跌幅規定；在台灣的股票市場則因投機性質較大，因此，證交所成立後即實施股價漲跌幅制度，其原意是為安定證券市場，避免受到人為的影響，而出現嚴重偏離的價格。但漲跌幅限制會有礙於資訊的充分反應，一般而言，限制越小的市場代表著其效率較高，即在最短的時間內能迅速反應資產的價格。

由上述的理論基礎可知，影響價格發現機能的市場結構，包括槓桿成數、交易成本、放空限制、最小價格升降單位、市場流通性等等。一般而言，期貨市場先天上具有低交易成本、高財務槓桿、無放空限制等優勢，資訊交易人傾向選擇期貨市場來反映資訊，所以價格發現的功能往往優於現貨市場。由於市場結構與資產特性的不同，將使不同市場的價格發現能力互異，此為本研究所要探討的目的所在。

第二節 文獻回顧

本研究以探討指數期、現貨與指數股票型基金(ETF)的價格發現功能為主軸，台灣 50 指數與 ETF，皆有指數的意涵在其中，且 ETF 具有避險套利與融資融券的功能，具有小部分槓桿操作的特性，與期貨功能類似，故嘗試引用相關金融商品的研究，來觀察對於價格發現與市場整合的論述。因此，以下分別就 ETF 價格發現功能與國內、外相關指數型商品價格發現功能，兩大主題的相關文獻作一回顧與整理。

一、ETF 價格發現功能文獻回顧

Chu, Hsieh and Tse(1999)使用向量誤差修正模型模型，檢定美國S&P500指數的現貨市場、期貨市場與SPDR三種市場間的價格發現功能，資料期間為1993年1月29日至當年底的日內同步資料共25,036筆。所採之實證方法主要利用Johansen最大概似估計法檢定三個商品之間的共整關係；再利用一般因子模型來區分三個市場間價格發現能力的顯著性，以及利用誤差修正模型檢定三個商品是否由短期偏離而調整至長期均衡狀態，進而確定何者為主導地位。發現三個數列間有一共

同隨機趨勢(common stochastic trend)，顯示有共整合系統，長期會朝向共同均衡。誤差修正模型顯示在三個市場中，價格調整發生在指數現貨與SPDR間，但並未發生在指數期貨上，顯示兩者落後指數期貨，而指數期貨與SPDR皆提供低交易成本與槓桿操作，但以期貨市場為最，故價格發現能力以期貨市場最佳，SPDR次之，現貨市場最差。

Hasbrouck(2002)使用共整合檢定與VECM模型，檢定SPDR與S&P 500期貨、現貨間的日內價格模式(intraday price formation)，以及MDY⁸與S&P Midcap 400指數期貨、現貨間的日內價格模式。發現在S&P500指數中，ETF的價格發現能力優於現貨，但劣於期貨；而在S&P Midcap 400指數中，ETF的價格發現能力則與期貨大致相同，但優於現貨。

洪惠娟(2003)研究探討S&P500指數、期貨與SPDR三者之間價格發現的能力，採用高頻率的每5分鐘日內資料為觀察值。利用ADF單根檢定、共整合檢定、向量誤差修正模型、變異數分解與衝擊反應函數進行實證研究。實證結果發現S&P500指數、期貨與SPDR三個市場有共整合性質，顯示三者間具有長期的隨機趨勢或均衡關係。就短期來說，三者具有回饋關係。長期而言，由誤差修正模型檢定三個市場，皆有短期偏離調整至長期均衡的現象，但期貨調整較不明顯，顯示期貨市場具有價格主導的地位。各變數除本身的變異來源很高之外，居於第二高的就是期貨，表示期貨的衝擊是誤差修正系統中預測變異數的主要來源，而其他兩個變數雖也有影響力，但皆略遜於期貨；在衝擊反應也發現，期貨變動的衝擊對系統中的變數影響較大，其次為ETF，最後為現貨。

二、指數型商品價格發現—國外相關文獻回顧

⁸ MDY 為追蹤 S&P Midcap 400 指數的 ETF，成立於西元 2000 年 5 月 22 日，以追蹤史坦普中型股 400 指數為基準。

Fleming, Ostdiek and Whaley(1996)以S&P500指數期貨及其現貨和S&P100指數選擇權及其現貨為研究對象，利用ARMA方法消除非同步交易與買賣價差問題，另採用ADF單根檢定、共整合及誤差修正模型接著以GMM(Generalized Method of Moments)估計法來估計非線性迴歸模式。認為交易成本愈低的市場愈有可能存在價格發現的功能，於是推論指數期貨應該領先指數現貨；指數選擇權應該領先指數現貨；指數期貨應該領先指數選擇權。實證結果與其推論符合，說明了交易成本是市場內價格發現功能存在與否的重要因素。

Booth, So and Tse(1999)以日內交易資料，採用 Johansen 共整合檢定與向量誤差修正模型檢驗德國 DAX 指數現貨、期貨與指數選擇權的價格發現過程，結果顯示三種證券會形成一共整合，但指數現貨與指數期貨彼此交換訊息的程度大過於選擇權，而三者的報酬皆存在有回饋關係，DAX 期貨較具有主導能力，其價格發現能力明顯優於選擇權，符合低交易成本具價格發現優勢的假說。

Kim, Szakmary and Schwarz(1999)以 VAR 模型檢驗 S&P500、MMI 和 NYSE Composite 三個指數期貨與現貨的五分鐘交易資料，資料期間從1986年1月到1991年7月，並利用向量自我迴歸模型(VAR)與衝擊反應分析為研究方法，發現在三個期貨市場中的價格領先者為 S&P500指數期貨，且具有最高的能力解釋其他市場之未預期的未來變動；而指數現貨市場三者中的價格領先者為 MMI 股價指數，因為 MMI 之成分股為大型資本之個股，其交易成本較低，而衝擊反應分析顯示任何一個市場產生衝擊時，均能迅速地傳遞至另一個市場。上述結果皆證明了，低交易成本賦予市場價格發現的優勢，符合交易成本假說。

Min and Najand(1999)主要研究韓國股價指數(KOSPI200)之期貨和現貨市場

領先落後關係。在市場推出新的期貨商品後，作者根據以往的研究顯示，國外市場由於非經常交易及低交易成本因素造成期貨領先現貨，故檢驗期貨市場的資訊傳遞是否比現貨市場來得快。資料期間1996年5月3日至1996年10月16日的日內資料，實證方法為向量自我迴歸模型(VAR)。實證結果發現：期貨市場的報酬率先現貨時間長達30分鐘，期貨市場與現貨市場的波動性是相互影響的，這種雙向因果關係相當普遍，交易成本、放空限制等，皆是造成期貨對資訊的反應快於現貨的因素。

Chiang and Fong(2001)則以香港恆生指數期貨、選擇權及現貨三市場為研究對象，認為指數型衍生性金融商品雖提供槓桿效應和低交易成本，但若其嚴重受一些交易熱絡的大型權值股影響，使得衍生性金融商品的交易量很少，則它們有可能不會領先現貨指數。其將模型分為股價指數現貨和期貨、指數現貨和選擇權及選擇權和期貨做分析，利用AR(P)調整非同步交易影響，採用GMM估計法來作迴歸分析。實證結果得知：佔市場資本額較大的股票較不傾向落後股價指數期貨，其與股價指數期貨有回饋關係。

三、指數型商品價格發現-國內相關文獻回顧

黃玉娟、徐守德(1997)利用共整合分析與誤差修正模型(ECM)，探討摩根台股指數之現貨與期貨市場間，在價格行為上是否有長期均衡關係。結果發現，摩根台股指數之現貨與期貨市場間，具有穩定的長期均衡關係。在價格發現的功能上，由誤差修正模型結果得知期貨與現貨間存在雙向回饋的因果關係，且主要透過期貨市場之價格變動來完成，而期貨市場為因應現貨市場之價格變動及為消除偏離所做的調整也較現貨市場來得大，顯示現貨指數之領先關係較期貨指數來得強烈。

賴宏昌(1998)以台股指數期貨為研究對象，以日價格序列為投入變數，研究期間為1998年7月21日至1999年3月31日止共計185組樣本，應用Granger因果檢定、向量自我迴歸模式及狀態空間模型，來探討台股指數期貨與現貨間之關聯性，並期望能對投資人在投資台股指數期貨及股市時有所裨益。實證結果顯示期貨為現貨的因，但現貨並非期貨的因，即代表期貨報酬率與現貨報酬率之間僅具有單向的關係。在向量自我迴歸(VAR)模型中得到以下之結論：(1)衝擊反應分析實證結果顯示，不論是期貨或現貨市場產生一單位標準差之衝擊，其對本身衝擊在第一期達到最大，之後則立即收斂，故本身市場之資訊傳遞較具有效率的。(2)預測誤差變異分析實證結果顯示，不論台股指數期貨或台股指數現貨對其本身有較高的解釋比例，而其它變數的解釋能力相對較低。

劉廷麟(2000)探討台股指數期貨、台股指數現貨、摩根台股指數期貨以及摩根台股指數現貨市場之間，在價格行為上是否已建立長期之均衡關係，以及期貨市場是否具有價格發現的能力。研究期間為89年3月29日到12月30日，利用高頻率的日內交易資料，以及不同資料分類，來探討市場之間的價格變動影響以及其原因。關於造成價格發現的兩個可能原因，交易成本假說與非經常交易，結果發現摩台指期貨市場價格變化領先台指期貨市場，以及摩台指現貨市場價格變化領先台指現貨市場，證實這兩個原因對價格發現確實存在影響。

戴錦周、陳建宏(2001)利用共積方法探討摩根台指期貨的市場效率性。其研究先針對期貨與現貨價格是否為定態進行單根檢定，其次再檢定兩者之間是否具有共積關係，最後進行效率性檢定，以瞭解落後價格是否含有預測未來現貨價格殘差項的訊息。實證結果發現，台指期貨和現貨價格雖然為非定態，但具有共積

關係；此外，當期貨價格在預測到期日現貨價格上，長期間是具有不偏性的，但期貨市場在反映價格訊息的效率上並沒有得到實證結果的支持。

施雅菁(2002)利用共整合檢定、誤差修正模型與向量自我迴歸(VAR)模型，並輔以衝擊反應分析與誤差變異數拆解，探討現貨市場、台股期貨和小型台指期貨三個市場之相關性。發現三者具有共整合的性質，而台股期貨的價格發現能力優於小型台指期貨，而小型台指期貨與現貨的價格發現能力大致相同，顯示台股期貨居於價格發現的主導地位。另外，小型台指價格發現能力較弱之原因，可能為交易成本偏高、市場流動性低以及參與者成熟度不足，再加上台股期貨已發揮其價格發現之功能，故使小型台指期貨在資訊揭露上相對較弱。

謝文良(2002)亦利用 Johansen 共整合模型、誤差修正模型，並輔以衝擊反應分析與誤差變異數拆解，發現台股指數現貨與期貨間存在一共同長期趨勢，兩市場皆具有雙向回饋的資訊傳遞，相互參考彼此落後期的價格而調整當期的價格變化，但期貨的價格主導地位較強。

王宥凱(2002)由於台股指數期貨與現貨及評價誤差之間互動關聯，可能影響投資者投資之效益，因此本研究探討台股指數期貨與現貨價量與評價誤差關係之實證結果，釐清其間之關聯性，並依分析結果提出投資之具體建議。採用ADF單根檢定(Augmented Dickey-Fuller Test)，用來判斷資料是否為平穩型數列。運用Granger Causality Test判斷變數間的因果關係，即探討變數間是否具有領先或落後的關係。使用向量自我迴歸模型中的誤差變異分解說明變數間相互解釋能力之大小，以及衝擊反應分析探討變數對各種衝擊所造成的反應。

綜合上述文獻得知，根據先前學者們的研究顯示，低交易成本(Chu et al. (1999),

Kim et al. (1999), Roope and Zurbrugg(2002))、高槓桿操作(Kawaller, Koch and Koch(1987), Stoll and Whaley(1990))、反應整體市場資訊(Chan (1992))的金融商品，較具有價格發現的功能，並且由不同的市場對於訊息的反應來調整其價格，發揮市場整合的功能。一般而言，期貨市場先天上具有低交易成本、高財務槓桿、無放空限制等優勢，資訊交易人傾向選擇期貨市場來反映資訊，所以價格發現的功能往往優於現貨市場。

另外，Chu et al. (1999), Hasbrouck(2002)與洪惠娟(2003)的實證結果皆同意 ETF 具有價格發現的功能，且與其所追蹤的股價指數存在共整合關係。而在指數型商品領域方面，自 1990 年後，學者們廣泛使用共整合模型和誤差修正模型來描述期貨與現貨間的關係，探討市場整合關係與其價格發現功能，但其所得到的結論不盡相同，Fleming et al. (1996), Booth et al. (1999), Chu et al. (1999), Min and Najand (1999), Hasbrouck(2002)、賴宏昌(1998)、施雅菁(2002)、謝文良(2002)等，實證結論為期貨具領先指標，而黃玉娟(1997)、Chiang and Fong(2001)等則提出現貨有領先期貨的現象，因此，不一定是衍生性商品就具有價格發現的領先性，所得結論有的是期貨具有領先現貨的價格發現效果，有的則因為研究的時間與研究的標的不同，得出現貨具有領先性的不同結論。

根據過去的國內外文獻中，有不少學者針對指數型商品市場價格波動性作深入研究，探討價格發現與資訊傳遞效果，提供市場投資參考的依據，但是對於剛成立不久的股票指數型基金(ETF)之研究，仍然缺乏，再加上台灣 50 指數現貨與期貨價格發現能力的不確定性，所以本論文試著利用先前學者研究股價指數的概念，使用共整合檢定和誤差修正模型，探討台灣 50 指數、指數期貨和追蹤該指數的 ETF 間價格波動的關聯性，期能更進一步瞭解指數型商品價格發現的功能。

根據上述文獻探討的內容，彙整於表 2-1 和表 2-2。

表 2-1 相關文獻整理-理論探討

研究主題	研究者	研究標的	結論
交易成本	Chu et al. (1999) Kim et al. (1999) Roope and Zurbruegg(2002)	S&P 500 指數 MMI 指數 摩根台股指數	低交易成本較具有價格發現功能
槓桿操作	Kawaller, Koch, and Koch(1987) Stoll and Whaley(1990)	S&P 500 指數現貨與 期貨	高槓桿操作較具有價格發現功能(期貨領先現貨)
市場資訊	Chan (1992)	S&P 500 指數 MMI 指數	反應整體市場資訊的商品較具 領先功能

表 2-2 相關文獻整理-指數型商品價格發現

研究主題	研究者	研究方法	實證結論
ETF 價格發現	Chu et al. (1999) Hasbrouck(2002) 洪惠娟(2003)	共整合檢定 向量誤差修正模 型(VECM)	皆同意 ETF 具有價格發現的 功能
期貨價格發現	Fleming et al. (1996) Booth et al. (1999) Chu et al. (1999) Min and Najand (1999) Hasbrouck (2002) 賴宏昌(1998) 施雅菁(2002) 謝文良(2002)	GMM 估計法 共整合理論 VECM 模型	期貨具領先指標
現貨價格發現	黃玉娟(1997) Chiang and Fong(2001)	VECM 模型 GMM 估計法	現貨有價格發現功能

第三章 研究方法

根據先前的研究動機、理論基礎與文獻探討後，本章將對本論文所使用的研究方法、實證模型的建立與研究流程加以說明。

第一節 資料範圍及來源

本研究的目的是在探討台灣指數股票型基金價格發現的功能，研究指數間是否存在著某種程度的長期均衡關係。因此，本研究選取台灣 50 指數、台灣 50 指數期貨以及寶來台灣卓越 50 基金(Polaris Taiwan Top 50 Tracker Fund)為研究樣本資料(因台灣僅有一檔指數股票型基金，故以下簡稱 ETF)。因為台灣的指數股票型基金近年來才剛發行不久，故研究期間為 2003 年 7 月 1 日至 2004 年 11 月 30 日，共 315 筆的收盤價日資料。台灣 50 指數與寶來台灣卓越 50 基金(ETF)的資料來源取自台灣證券交易所和經濟新報資料庫，而台灣 50 指數期貨的資料來源取自台灣期貨交易所。

由於台灣期貨市場上所交易的契約不只一種，包括交易當月起連續二個月份，另加上三、六、九、十二月中三個接續的月份，總共有五個月份的契約在市場交易。就國內外的交易狀況來看，通常是最近月份契約(nearby contract)的交易最活絡，其價格亦最具代表性。因此，在期貨資料處理方面，由於同一時間有數個不同月份的期貨契

約交易，本論文僅針對近月份期貨契約蒐集資料⁹，通常近月份的期貨契約成交量最大，流動性較佳，也較具有價格發現的能力。

第二節 研究流程

本論文主要在研究台灣指數股票型基金與股價指數間的關聯性，首先是收集指數型商品的資料，包括台灣50指數、台灣50指數期貨與ETF的指數資料，再來是對於資料的基本統計分析與檢定。因為本論文採用的指數商品資料皆為時間數列的資料，根據Granger and Newbold(1974)提出，若時間數列資料為非恆定且不經處理直接進行檢定分析，將會產生假性迴歸 (Spurious Regression) 之現象，因此對於時間數列必須恆定後方能進行迴歸估計及統計檢定。故本論文須先對各變數資料進行恆定性的檢定，判定資料是否為恆定，若兩序列不是定態的序列，則進行一階差分，使序列成為定態，進一步再使用共整合檢定，以確定樣本資料適用何種模型。如果原始序列不為恆定數列但具有相同的整合級次，則採用共整合檢驗，判斷有共整合關係存在後，接著加入向量誤差修正模型探討變數間之動態調整的程度。

最後進一步利用衝擊反應函數及預測誤差變異數拆解，判斷個別變數的衝擊反應及在系統內的重要性與影響程度，得出實證結果以瞭解指數股票型基金相對於股價指數的影響。圖3-1為本文的研究流程圖：

⁹ 為求最能夠反應市場新資訊以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。

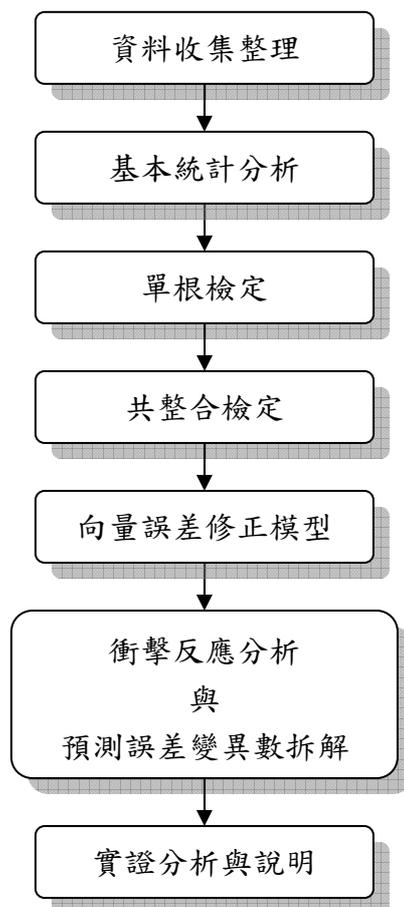


圖 3-1 研究流程圖

第三節 資料檢定

一、單根檢定

利用時間序列模型來作統計分析時，必須先要確定時間序列是否為定態，在傳統的計量方法如最小平方法(OLS)或一般最小平方法(GLS)等迴歸分析法，皆假設其變數資料為定態(stationary)，但實際上許多經濟變數的平均數及變異數均不

符合定態之假設，若用傳統的迴歸方法來估計此非定態的數列，其迴歸式會造成判定係數(R^2)很高，變數之 t 統計量非常顯著，但 D-W 值很低的現象，此即為 Granger and Newbold (1974)所提出的假性迴歸(spurious regression)，其結果不具任何的經濟意義。

一般而言，總體經濟數列的平均數或變異數皆會隨著時間而改變，通常為非定態數列，存在單根之事實。因此，以時間數列進行總體理論的實證分析時，大都採單根檢定，以決定實證模型是否採用原始之變數，或採差分(difference)方式進行，經過差分後的資料，可將非定態數列轉換為定態數列。時間數列不用差分即成定態，以 $I(0)$ 表示，經過 d 次差分才能達到定態的時間數列，則以 $I(d)$ 表示，亦即此數列有 d 個單根。檢定數列是否為定態，最常用的單根檢定方法為 ADF (Augmented Dickey-Fuller)檢定法。

ADF 檢定是由 Dickey-Fuller 檢定改變而來，由於 DF 檢定對誤差項 ε_t 的假設為白噪音(White Noise)，在限制上較嚴格，但實際上經濟變數可能會有序列相關或是異質性的問題，使得誤差項為白噪音的性質喪失；為修正此一缺點，Dickey and Fuller(1981)建議以自我迴歸(AR)模型來進行單根檢定，在原始的 DF 檢定法的迴歸式中加入 p 個落後期的差分項來消除殘差序列相關，修正移動平均項造成的白噪音問題，此即為 ADF 檢定。單根檢定主要在檢定變數是否有趨勢值，若有趨勢值即表示變數含有單根現象，以下為 ADF 檢定法的迴歸模型：

1.無截距項(intercept term)且無趨勢項(trend term)

$$\Delta Y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

2.含截距項(intercept term)但無趨勢項(trend term)

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-2)$$

3.含截距項(intercept Term)且趨勢項(trend Term)

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-3)$$

其中 Δ 表一階差分運算因子， α 為截距項， T 為時間趨勢項， p 為使殘差項符合白噪音之最適落後期數。

單根檢定的虛無假設為 $H_0 : \rho = 0$ ，若檢定結果顯著異於零，即表示數列為定態，若無法拒絕虛無假設，顯示數列具有單根現象，若時間數列存有單根現象時，將先以差分處理，直到數列成為定態為止。在進行單根檢定時，需要決定一最適遞延期數，以修正殘差項自我相關的問題，以使得殘差項呈現一白噪音過程。本研究在選擇最佳遞延期數時，係採用 Akaike Information Criterion(AIC)與 Schwartz's Bayesian Information Criterion(SBC)兩種準則來判斷。本研究根據 Harris, Mcinish, Shoesmith and Wood(1995)建議從第六期依次進行測試，以 AIC 最小值來取 p 值，並同時決定最適落後期數，其方程式為：

$$AIC = N \ln \sigma_N^2 + 2n \quad (3-4)$$

其中 N 為觀察值個數， n 為未受限參數估計係數之個數， σ_N^2 為估計之迴歸殘差項變異數。

二、共整合檢定

根據 Engle and Granger(1981)的論述，若兩個序列為非定態且都具有相同單根，然而其線性組合是定態的，則兩序列具有共整合關係，亦即兩序列間具有長期均衡關係。之後，Granger(1987)又提出兩個或多個整合級次相同的非定態數列，可能存在一個或多個長期共同趨勢，使變數間的線性組合能成為一定態數列。

整合級次(integrated order)定義為，一時間序列 Y_t 經過 d 次差分後為定態的形式，此時 Y_t 稱為 d 階整合，以 $Y_t \sim I(d)$ 表示。若假定變數 X_t 和 Y_t 為非恆定數列，具單根性質，但分別經過一次差分轉換後成為恆定的時間數列，即為 $I(1)$ 的數列時，其線性組合通常也是 $I(1)$ 的數列，但若此時存在一向量使其線性組合成為 $I(0)$ 數列，則無需再對個別數列取差分，兩數列即有長期均衡關係，這種現象則稱 X_t 與 Y_t 具有共整合關係。通常系統裡的共整合關係越多，預測也越準確，因為若變數偏離了長期均衡關係，將有一股力量迫使其回歸均衡。當資料間顯示具有共整合關係，則根據 Granger Representation Theorem，在使用 VAR 模型時，須以向量修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)替代，才不會導致統計上的誤差。

共整合檢定最常用的計量方法主要有(1)Engle and Granger 兩階段估計法(two-step estimation)與(2)Johansen and Juselius(1990)發展的軌跡統計量(trace statistic, λ_{trace})及最大特性根統計量(maximum eigenvalue statistic, λ_{max})。關於兩階段估計法雖然易於執行，然卻有樣本數需較大，及容易產生估計誤差等缺點，相

較之下優點較少，故本研究擬採用最大概似估計法，來估計所有的共整合向量 (cointegration vectors) 的數目，並進一步決定相關變數間的長期均衡關係。本論文將採用 Johansen 所提出的最大概似法，根據最大概似估計量的概念，運用最大特徵根和軌跡檢定兩種方法來檢定共整合關係，因為最大概似估計法可找出一組以上的共整合向量關係。

(一)軌跡檢定：

其檢定統統計量如下：

$$LR = -2 \ln(\theta) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3-5)$$

H_0 : $rank(\Pi) \leq r$ ，即最多有 γ 個共整合向量

H_1 : $rank(\Pi) > r$

式中， Π 為包括了所有隱含的長期資訊， T 為樣本個數， $\hat{\lambda}_i$ 為矩陣中的特性根。

(二)最大特性根檢定：

此為 Johansen and Juselius(1990)所做的精簡秩(reduce rank)檢定，其概似比檢定統統計量如下：

$$LR = -2 \ln(\theta, r | r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3-6)$$

H_0 : $rank(\Pi) = r$ ，即有 γ 個共整合向量

H_1 : $rank(\Pi) = r+1$

以上兩種檢定法若所得結果拒絕 H_0 ，則代表變數間至少存在 $r+1$ 個長期的共同趨勢。

在檢定準則方面：若Johansen共整合檢定的最大特徵根和軌跡檢定結果，存在顯著水準，則表示序列間存在共整向量，兩序列具有共整合關係，而落後期數的選取亦以AIC最小值為準則。若檢定結果顯示台灣50指數、指數期貨與ETF價格間具有共整合關係，則以誤差修正模型進行線性因果關係檢定；反之，則以序列之差分值搭配傳統的向量自我迴歸(VAR)進行分析。

第四節 實證模型建立

一、向量自我迴歸模型(VAR)

傳統的實證經濟研究乃依據先驗理論作為基礎而建立結構化計量模型，對於內生、外生變數之決定及經濟變數間因果關係之正確設定是相當困難的，一旦設定錯誤可能導致無意義的結果。Sims(1980)認為這種結構模型的認定是相當困難且令人懷疑的，因而提出向量自我迴歸模型。VAR 模型不須考慮變數間之因果關係，也不須有先驗之理論基礎，在模型內將各變數皆視為內生變數，以一組而非單一迴歸方程式表示出各變數間彼此的互動關係；因為時間序列分析法(time-series analysis)認為變數落差項已涵蓋所有相關訊息，因此每一條迴歸方程式皆以變數之落差項為解釋變數。一般型式的 VAR 模型為：

$$\Delta Y_t = a + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-7)$$

其中， $E(\varepsilon_t) = 0$ ， $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') \neq 0$ 。 Y_t 為欲探討變數所組成的 $(m \times 1)$ 維內生變數向量，具有聯合共變異恆定的線性隨機過程； Y_{t-i} 是由 Y_t 向量第 i 個遞延項所組成之 $(m \times 1)$ 向量； β_i 為 $(m \times m)$ 的係數矩陣； ε_t 為 $(m \times 1)$ 維向量所組成的一期預測誤差。

二、向量誤差修正模型(VECM)

基本的向量自我相關模型(VAR)並沒有考慮到共整合的關係，如果系統中的變數都是 $I(1)$ 的數列，且無共整合關係時，則可以利用差分過的變數進行 VAR 分析。但如果共整合的現象存在，原始的 VAR 模型則無法捕捉長期的關係，因此我們必須將共整合關係加入 VAR 模型裡，這又稱為向量誤差修正模型。

根據 Engle and Granger 的證明，若變數之間相互整合，則變數的隨機過程會服從以一致性原則所估計出來的誤差修正模型，也就是一組具有共整合關係的變數必存在著一個對應誤差修正模型，經由誤差修正模型可以充分了解變數間的短期動態調整過程。此模型異於 Granger 或 Sims(1980)因果關係的地方乃在於，解釋變數中同時加入代表長期關係的前期均衡誤差項及短期變化資訊的自我相關項與因果關係項，而 Engle and Granger(1987)所建立的誤差修正模型則可表示如下：

$$\Delta T50_t = \mu_1 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_{11} \Delta T50_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{12} \Delta T50F_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{13} \Delta ETF_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (3-8)$$

$$\Delta T50F_t = \mu_2 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_{21} \Delta T50_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{22} \Delta T50F_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{23} \Delta ETF_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (3-9)$$

$$\Delta ETF_t = \mu_3 + \alpha_3 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_{31} \Delta T50_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{32} \Delta T50F_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{33} \Delta ETF_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (3-10)$$

上述三式即為誤差修正模型，其中 $T50_t$ 、 $T50F_t$ 、 ETF_t 分別為台灣 50 指數、指數期貨與 ETF， $Z_{1,t-1}$ 為誤差修正項(Error Correction Term) 或長期調整項， $\alpha_{1,1}$ 、 $\alpha_{1,2}$ 、 $\alpha_{2,1}$ 、 $\alpha_{2,2}$ 、 $\alpha_{3,1}$ 、 $\alpha_{3,2}$ 為誤差修正係數，需對這 6 個係數作 t 檢定，若檢定結果顯著，則表示此變數會調整至長期均衡，且係數越大，調整速度越快，也就是因變數偏離長期均衡時的調整速度，若此係數值小或在統計上不顯著，則因變數將較難從偏離修正回長期均衡值。 $\gamma_{11} \sim \gamma_{33}$ 則為短期動態調整，可看出變數間短期影響關係是否存在。若 γ_{11} 的 t 統計量為顯著，則表示現貨目前的變化可由該變數過去之變化來解釋； γ_{12} 的 t 統計量為顯著，則表示該變數現貨目前的變化可以由另一變數期貨過去的變化來解釋，如果所有的係數統計量都不顯著，但誤差修正項係數的統計量卻顯著，則表示三個變數之間具有共同的趨勢，本期的變動是由三個變數線性趨勢的結果。由此可知，誤差修正模型結合了短期動態與長期均衡的概念。

以下是利用 ECM 模型來判斷各變數之間短期因果關係：

H_0 ：指數期貨與 ETF 不為台灣 50 指數的因 即 $H_0 : \gamma_{12} = \gamma_{13} = 0$

H_0 ：台灣 50 指數與 ETF 不為指數期貨的因 即 $H_0 : \gamma_{21} = \gamma_{23} = 0$

H_0 ：台灣 50 指數與指數期貨不為 ETF 的因 即 $H_0 : \gamma_{31} = \gamma_{32} = 0$

誤差修正模型的檢定，可以看出變數的長期關係及短期失衡調整過程是受到那些變數的影響，由此可知，模型結合了短期動態與長期均衡的概念。誤差修正為一受限制的 VAR，模型中的所有變數均可成為內生變數，其包括了變數差分

項與誤差修正項；故以誤差修正模型進行因果關係檢定，數列之變動不僅受自身與其他數列前期之影響，同時亦受前一期失衡狀態的影響。

三、衝擊反應分析

分析過各個市場間的長期共整合關係及誤差修正模型後，本研究再進一步估計 VAR 模型的衝擊反應函數及預測誤差變異數分解，其目的在描述各市場之間短期資訊傳遞的過程及速度。衝擊反應分析主要用來研究 VAR 模型中，當某一個變數受到另一個外生衝擊(impulse)時，其他變數對此衝擊之動態反應模式。

Sims 利用 Wald 分解定理，將一般 VAR 模型(3-7)式轉換為向量移動平均(vector moving average, VMA)的型態來表示，此時每一個變數皆可用模型內所有當期及落後各期之隨機衝擊項來表示，其型態如下：

$$Y_t = (I - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \alpha + (I - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \varepsilon_t \quad (3-13)$$

$$Y_t = \theta + \sum_{i=0}^{\infty} c_i \varepsilon_{t-i} \quad (3-14)$$

其中， L 為 lag operation， $\theta = (I - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \alpha$ 。在(3-14)式中之隨機衝擊項(ε_t)與當期無關，即可計算唯一的預測變異數分解之百分比，在由百分比之大小來判斷變數間之關係。只是無法保證隨機衝擊項當期無關，若事先去除隨機衝擊項之相關，所得的結果並不足以採信，故一般採用正交化過程來去除誤差間之關係。

根據上述推導過程，經由 Choleski decomposition theorem 去除當期相關，即

加入一下三角矩陣(low triangular matrix) F ，其公式為：

$$Y_t = \theta + \sum_{i=0}^{\infty} c_i F F^{-1} \varepsilon_{t-i} \quad (3-15)$$

可簡化為：

$$Y_t = \theta + \sum_{i=0}^{\infty} D_i \mu_{t-i} \quad (3-16)$$

其中， $\mu_{t-i} = F^{-1} \varepsilon_{t-i}$ 為序列無關及當期無關之干擾項；由 $D_i = c_i F$ 可獲得對角化(diagonalised)之共變異矩陣，可視為衝擊乘數。

由(3-15)式中，可以發現每個變數皆能表示為隨機衝擊項的函數。因此藉著將變數帶入衝擊反應函數，便能了解模型中變數間的相互影響關係。例如，影響型態究竟為持續性或跳動性、影響方向為正或負、程度大或小和影響時間的長短。

四、誤差變異數拆解

VAR模型可藉由預測誤差之變異數分解(variance decomposition)來衡量每一個變數之預測誤差變異數被自己的變動和其他變動所解釋之程度。預測誤差變異數分解必須在正交過程下分解才有意義，可由此計算唯一的預測誤差變異數分解之百分比，再由百分比大小來判斷變數間相對解釋程度。

另外透過 VAR 模型之移動平均法表示之 D_i ，可對各變數之預測誤差變異數作分解，由(3-16)式正交化的干擾項觀之，可透過 Y_t 之 k 階預測誤差來推導出變異數分解為：

$$Y_t - \hat{E}_{t-k} Y_t = D_0 \mu_t + D_1 \mu_{t-1} + \dots + D_{k-1} \mu_{t-k+1} \quad (3-17)$$

其中 $\hat{E}_{t-k} Y_t$ 即表示第 $t-k$ 期利用所有已知之訊息對 Y_t 做預測所得之預估值，故可找出在第 $t-k$ 期對 t 期作預測所可能產生之誤差，藉由 k 階之預測誤差得其共變異矩陣：

$$\begin{aligned} E(Y_t - \hat{E}_{t-k} Y_t)(Y_t - \hat{E}_{t-k} Y_t)' \\ = D_0 E(\mu_t \mu_t') D_0' + D_1 E(\mu_t \mu_t') D_1' + \dots + D_{k-1} E(\mu_t \mu_t') D_{k-1}' \end{aligned} \quad (3-18)$$

因此，每一誤差之變異數皆可表示為所有誤差變異數之加權總和，以(3-18)式觀之，即為每一期之對角線數值，其大小決定於 D_k 之矩陣元素，可對各變數的預測 k 階誤差變異數進行分析，由預測變異數分解百分比大小，即可判斷經濟變數外生性的相對強弱。依 Eun and Shim (1989) 所提出，若模型內某一變數為其他變數之因且領先其他變數變動，則此變數於模型內的預測誤差變異分解，較無法被其他變數所解釋，亦即外生性較強，較能解釋模型內對其他變數的影響。

本論文為了瞭解 ETF 價格與其對應的台灣 50 指數、指數期貨的關聯性，因此針對三者間的恆定性、外生性與關聯性，進行實證統計檢定與測試。研究方法採用 ADF 單根檢定、Johansen 共整合檢定以及向量誤差修正模型(VECM)等統計方法，並輔以衝擊反應分析及變異數拆解分析，來解釋短期內變數間的關係，得出實證結果，以瞭解指數、指數期貨與 ETF 三者間價格的關聯性。

第四章 實證結果與分析

本章將根據前一章節所提出的計量模型對於樣本資料進行實證分析，樣本資料包括台灣50指數、指數期貨與ETF的交易價格，利用E-VIEWS 套裝統計軟體為工具，以單根檢定、共整合檢定、VECM模型等研究方法進行實證研究，並分析實證結果，以瞭解台灣50指數型商品價格的動態關聯性，達成本論文欲探討「價格發現」之目的，藉此提供投資人投資指數型商品的參考。

第一節 資料的基本統計分析與檢定

一、資料基本統計分析

本論文的研究目的在於探討股價指數、指數期貨與指數股票型基金間價格發現關聯性分析，樣本資料採用台灣 50 指數、期貨與 ETF 價格資料，研究期間為 2003 年 7 月 1 日至 2004 年 11 月 30 日，共 357 筆的日資料，首先就資料的基本統計量作描述。表 4-1 為台灣 50 指數、期貨與 ETF 價格敘述統計量分析，由表 4-1 可得知台灣 50 指數期貨的標準差最大，符合期貨波動程度較高的特性，在偏態¹⁰及峰態¹¹係數方面，三種指數皆為右偏的分配，都具有低闊峰的現象，且由 Jarque-Bera¹²值可知各數列不為常態分配，符合了 Engle(1982)所提出的看法，大多數金融性商品數列的資料並不符合常態分配的過程。

¹⁰ 偏態 (Skewness) 是衡量資料分佈型態偏斜程度，為左偏或是右偏，大於零為右偏，小於零為左偏。

¹¹ 峰態 (Kurtosis) 為四階動差，衡量資料型態集中程度， $K < 3$ 為低闊峰， $K = 3$ 常態峰， $K > 3$ 為高狹峰。

¹² Jarque-Bera 之虛無假設為常態分配，目的檢定資料型態是否為常態分配。

表 4-1 台灣 50 指數、期貨與 ETF 價格敘述統計量

	台灣50指數	台灣50指數期貨	寶來卓越50基金(ETF)
平均數	4471.975	4468.151	45.68291
標準差	296.4607	307.3449	2.921929
偏態	0.207603	0.225454	-0.030145
峰態	2.583485	2.649960	2.806923
Jarque-Bera Probability	5.144978 0.076345	4.846942 0.088613	0.608594 0.737642
觀察個數	357	357	357

表 4-2 為一階差分後的台灣 50 指數、指數期貨與 ETF 價格敘述統計量分析，一階差分可視為序列之報酬率，由表 4-2 顯示三個序列皆呈現正的平均報酬率，顯示資料研究期間為上漲行情，而以 ETF 的漲幅高於其他兩指數。此外，現貨、期貨與 ETF 的報酬率偏態為負，也就是左偏；且皆具有高狹峰的現象，期貨的峰態則高出其他兩個指數許多。Jarque-Bera 值測試皆拒絕常態分配的虛無假設，亦即，經過一階差分後三個序列皆不為常態分配。

表 4-2 台灣 50 指數、期貨與 ETF 價格敘述統計量(差分後)

	台灣50指數	台灣50指數期貨	寶來卓越50基金(ETF)
平均數	0.000395	0.000391	0.000502
標準差	0.015244	0.019928	0.014824
偏態	-0.301361	-0.204904	-0.161782
峰態	5.562621	9.041327	7.542481
Jarque-Bera Probability	102.7995 0.0000	543.8728 0.00000	307.6260 0.00000
觀察個數	356	356	356

二、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恆定性測試，利用單根檢定的方式，檢定所有變數是否為同階整合之時間序列，以符合共整合的必要條件。ADF 檢定法可分為下列三種模型：(1)無截距項亦無趨勢項；(2)有截距項但無趨勢項；(3)有截距項及趨勢項；表 4-3 為單根檢定結果，結果顯示，台灣 50 指數、台灣 50 指數期貨與 ETF 經過 ADF 單根檢定之後，在 1% 的顯著水準之下，均無法拒絕其有單根的現象，亦即這些序列均為非定態之時間序列。然而，經過一階差分(1st-differ)後，再進行單根檢定，則發現所有序列皆呈現定態，達 1% 之顯著水準。因此本論文研究的三個指數變數，均屬 $I(1)$ 之序列型態，滿足進行共整合檢定之條件。在進行 ADF 單根檢定時，有關自變數最適遞延長度之選擇，以 Harris et al. (1995) 建議從第六期依次進行測試，刪掉不顯著之研究，並選出最小的 AIC 及 SBC 值之遞延長度。

表 4-3 台灣 50 指數、期貨與 ETF 單根檢定

ADF test statistic		原始數列			
變數	無截距項且 無趨勢項	含截距項但 無時間趨勢項	含截距項與 時間趨勢項	臨界值(1%)	遞延 期數
T50	-2.165	2.191	0.212	-3.449	4
T50F	-2.220	-2.279	0.144	-3.984	4
ETF	-2.355	-2.273	0.292	-2.571	4
一階差分(1st-differ)					
T50	-9.263***	-9.281***	-9.271***	-3.449	4
T50F	-10.402***	-10.427***	-10.414***	-3.984	4
ETF	-9.071***	-9.100***	-9.073***	-2.571	4

註：1.*** 表示 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

2.臨界值是根據 Mackinnon(1991)之數值表決定，若拒絕虛無假設時，此數列便呈定態，目的是避免因使用非定態數列造成假性迴歸。

三、共整合檢定

大多數金融市場變數之時間序列皆為非定態，根據Engle and Granger(1987)的論述，若兩個序列皆為非定態且具有相同單根，然而其線性組合是定態，那麼他們具有共整合的關係。在前面單根檢定實證結果中得知不論台灣50指數、指數期貨與ETF資料屬於 $I(1)$ 的數列，是否會因原始數列差分而失去共整合關係值得探討。因此我們必須檢定變數序列間是否存在共整合關係。由於同一種指數型商品的價格序列之間理論上會有一個長期的共同趨勢存在，使得兩兩指數間的線性組合能使其成為一個定態數列，意味著兩兩變數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。

表4-4為台灣50指數、指數期貨與ETF三者間之共整合檢定結果，可知在1%的顯著水準之下，均拒絕了0個共整向量，然而1個共整向量和2個共整向量則無法被拒絕，因此證實台灣50指數、指數期貨與ETF之間存在共整合關係，換言之，三者存在長期穩定均衡關係。

表 4-4 Johansen 共整合檢定結果

虛無假設	軌跡檢定(λ_{trace})	5% 臨界值	1% 臨界值
$r \leq 0$	55.6414***	29.68	35.65
$r \leq 1$	8.9114	15.41	20.04
$r \leq 2$	1.9511	3.76	6.65
虛無假設	最大特性根檢定(λ_{max})	5% 臨界值	1% 臨界值
$r \leq 0$	46.7299***	20.97	25.52
$r \leq 1$	6.9603	14.07	18.63
$r \leq 2$	1.9512	3.76	6.65

註：1. ***表示 1%顯著水準下拒絕虛無假設；

2. $r \leq 0$ ：表不存在共整，亦即 0 個共整向量

$r \leq 1$ ：表至多存在 1 個共整向量

$r \leq 2$ ：表至多存在 2 個共整向量

第二節 模型實證結果

一、誤差修正模型

檢定三序列具有共整合關係後，將此關係導入誤差修正模型，即(3-8)(3-9)(3-10)三式，由共整合檢定得知，台灣50指數、指數期貨與ETF間存在共整關係，因此可利用誤差修正模型來探討三者的價格動態關聯性，檢定三變數是否會由短期不均衡狀態調整至長期均衡。由共整合檢定得知，台灣50指數、台灣50指數期貨與ETF間存在共整關係，因此可利用誤差修正模型來探討三者的價格動態關聯性，首先，由表4-5的共整合公式來描述樣本期間內指數間的長期均衡關係如(4-1)式：

$$T50_t = 0.944T50F_t - 0.934ETF_t - 0.191 \quad (4-1)$$

由(4-1)式可知，台灣50指數相對於指數期貨與ETF間的關係，在長期均衡中的調整係數為0.944與-0.934，非常接近1，證明長期均衡下指數間的變動幾乎為同幅度變動，也就是說，資訊衝擊對兩市場的長期影響幅度幾乎相等，且有正向或負向的反應。

再者，由表4-5誤差修正模型估計得知，誤差修正項的 t 值都為顯著，表示現貨、期貨與ETF都會調整至長期均衡，且可由係數的大小來判斷調整幅度大小，其中指數期貨的誤差修正項係數調整幅度較大($|-0.4031| > |-0.3803| > |-0.3679|$)且最為明顯，較台灣50指數與ETF的調整明顯，換言之，台灣50指數、指數期貨與ETF價格都會調整因為新資訊所引發的偏離，使三者的關係回復到長期的共整合關係，而以台灣50指數期貨調整的幅度最為明顯，其次為ETF，最後

為台灣 50 指數，顯示台灣 50 指數的主導地位稍強。

關於台灣 50 指數、指數期貨與 ETF 三者間之因果關係，由表 4-5 可看出，三種指數會受到自身前期的影響較為顯著，台灣 50 指數受到自身前 2 期的影響較為顯著，指數期貨與 ETF 受到自身前 4 期的影響較為顯著，但任意兩指數間相互影響的關係，則有不同的結果。首先，針對台灣 50 指數影響指數期貨與 ETF 兩指數因果關係作探討，由表 4-5 得知，指數期貨與 ETF 兩指數皆會受到台灣 50 指數落後期 1 至 4 期的影響，表示台灣 50 指數顯著的影響指數期貨與 ETF，即台灣 50 指數領先指數期貨與 ETF 達 4 期之久。再者，探討台灣 50 指數期貨影響指數與 ETF 市場的因果關係，結果顯示台灣 50 指數與 ETF 皆會受到台灣 50 指數期貨落後期 1 至 3 期的影響，表示指數期貨顯著的影響台灣 50 指數期貨與 ETF。最後，探討 ETF 影響指數與指數期貨兩市場，台灣 50 指數會受到 ETF 落後 2 期的影響，而指數期貨會受到 ETF 落後 1 期的影響，顯示台灣 50 指數與指數期貨皆會受到 ETF 落後期的影響。由上述說明可知，任意兩指數間存在雙向回饋關係，皆會受其它指數的影響，而台灣 50 指數是最具價格發現能力的指數，其領先性較顯著。

綜合上述之結論可知，根據 VECM 模型實證結果，在價格發現的本質上，台灣 50 指數的主導地位稍強，其次為 ETF，最後為台灣 50 指數期貨，顯示台灣 50 指數價格發現功能領先其他兩指數，可知台灣 50 指數是最具價格發現能力的指數。黃玉娟、徐守德(1997)同樣也發現摩根台指現貨和期貨具有顯著的共整合關係，且現貨調整誤差而趨向長期趨勢的幅度明顯低於期貨價格，顯示摩根台指現貨指數為主導市場，具有領先地位，而期貨居於衛星市場的地位，與本論文實證結果，認為台灣 50 指數現貨主導地位稍強的結論相似。

表 4-5 台灣 50 指數、期貨與 ETF 誤差修正模型估計結果

共整合公式： $Z_t = T50_t - 0.944T50F_t - 0.934ETF_t - 0.191$			
	台灣 50 指數	台灣 50 指數期貨	ETF
誤差修正項 Z_{t-1}	-0.367970*** (-8.83328)	-0.403145*** (-7.04890)	-0.380311*** (-8.95977)
落後期數	因變數		
台灣 50 指數($t-1$)	-0.635505*** (-5.74521)	0.720727*** (4.74579)	0.555124*** (5.19860)
台灣 50 指數($t-2$)	-0.628935*** (-4.03744)	0.571474*** (2.67207)	0.503387*** (3.34743)
台灣 50 指數($t-3$)	-0.243940 (-1.56898)	0.516847*** (2.42129)	0.483150*** (3.21903)
台灣 50 指數($t-4$)	-0.099791 (-0.91435)	0.320876** (2.14144)	0.253579*** (2.40680)
台灣 50 指數期貨($t-1$)	0.454589*** (7.21892)	-0.727622*** (-8.41607)	0.435582*** (7.16527)
台灣 50 指數期貨($t-2$)	0.360679*** (4.52413)	-0.653510*** (-5.97058)	0.322411*** (4.18922)
台灣 50 指數期貨($t-3$)	0.185079*** (2.41055)	-0.501798*** (-4.76034)	0.171273** (2.31077)
台灣 50 指數期貨($t-4$)	-0.023983 (-0.45456)	-0.244304*** (-3.37265)	-0.003348 (-0.06574)
ETF($t-1$)	0.352293*** (3.06530)	0.349520** (2.21510)	-0.852554*** (-7.68424)
ETF($t-2$)	0.314430** (2.00579)	0.359265 (1.66927)	-0.798440*** (-5.27610)
ETF($t-3$)	0.072172 (0.45957)	0.141198 (0.65487)	-0.681496*** (-4.49520)
ETF($t-4$)	0.069910 (0.62260)	-0.047442 (-0.30774)	-0.285470*** (-2.63354)

註：括號內表t值；***表示1%的顯著水準下拒絕虛無假設；**表示5%的顯著水準下拒絕虛無假設

當然，市場結構面的不同，例如指數成份、匯率、交易機制、交易成本等等，也都是影響市場價格發現機能的原因，故學者所得的結論也不盡相同。再藉由進一步觀察落後期的變化，探討三變數間的因果關係，可知任意兩指數間皆存在雙向回饋關係，將變數間雙向回饋關係以雙向箭頭表示於表4-6。

表 4-6 台灣 50 指數、期貨與 ETF 變數間因果關係

台灣50指數與ETF存在雙向因果關係	台灣50指數 \longleftrightarrow ETF
台灣50指數期貨與ETF存在雙向因果關係	台灣50指數期貨 \longleftrightarrow ETF
台灣50指數期貨與台灣50指數存在雙向因果關係	台灣50指數期貨 \longleftrightarrow 台灣50指數

二、衝擊反應分析

由共整合檢定得知三變數間存在一長期共同隨機趨勢，接下來將進一步分析三變數間的短期互動關係，經由變異數拆解和衝擊反應函數，描述來自某一市場的資訊衝擊(shock)如何驅動個別市場的變動，以及資訊傳遞到個別市場的速度。根據實證結果分析，越有效率的市場，越有能力衝擊其他市場，且越不受其他市場的影響。本論文利用 VAR 模型為基礎，分析變數間的短期互動關係。

衝擊反應函數是追蹤來自內生變數一單位衝擊時，衡量此衝擊對誤差修正系統內變數的當期及未來影響。由於 VAR 模型會受到變數順序的影響，首位之變數會有較好的解釋能力，為了避免偏誤，本論文將列出分別以三個變數為首位的結果。

表 4-7 為台灣 50 指數、期貨與 ETF 的衝擊反應實證結果，由表 4-7 可知，當台灣 50 指數位於模型首位時，一個標準差的台灣 50 指數變動對本身的影響為 0.01364，而對期貨及 ETF 的影響分別為 0.01357 和 0.01292；當期貨為首位時，一個標準差的期貨變動對本身的影響為 0.01169，對指數與 ETF 的影響分別為 0.00963 和 0.00851；當 ETF 為首位時，一個標準差的 ETF 變動對本身的影響為 0.01318，對指數與期貨之影響為 0.01227 和 0.01329。

經由上述比較得知，當台灣 50 指數為首位時，其對本身的影響大於 ETF 位於首位對本身的影響，又大於期貨位於首位對本身的影響，從對角線之平均衝擊反應可清楚的看出三個值之間的大小關係(0.01364>0.01318>0.01169)。

另外，觀察台灣 50 指數位於首位時，一個標準差台灣 50 指數的變動對其他兩商品的影響，大於 ETF 位於首位時，一個標準差 ETF 的變動對台灣 50 指數的影響 (0.01292>0.01227)，也大於當期貨為首位時，一個標準差的期貨對台灣 50 指數的影響 (0.01357>0.00963)。而當 ETF 為首位時，一個標準差 ETF 的變動對期貨的影響大於期貨為首位，其變動對 ETF 之影響 (0.01329>0.00851)。

表 4-7 台灣 50 指數、期貨與 ETF 為模型首位之平均衝擊反應

衝擊項 反應項	台灣 50 指數 變數為首位	台灣 50 指數期貨 變數為首位	ETF 變數為首位
台灣 50 指數	0.01364	0.00963	0.01227
台灣 50 指數期貨	0.01357	0.01169	0.01329
ETF	0.01292	0.00851	0.01318

圖 4-1、圖 4-2 與圖 4-3 分別以台灣 50 指數、指數期貨與 ETF 變數為首位的衝擊反應圖。由圖 4-1 可知，當台灣 50 指數位於模型首位時，一個標準差的指數變動對本身的影響最大，也就是變數受到一單位標準差的衝擊，產生的反應程度，以台灣 50 指數的反應最大、ETF 反應次之、指數期貨所受的衝擊反應最小。

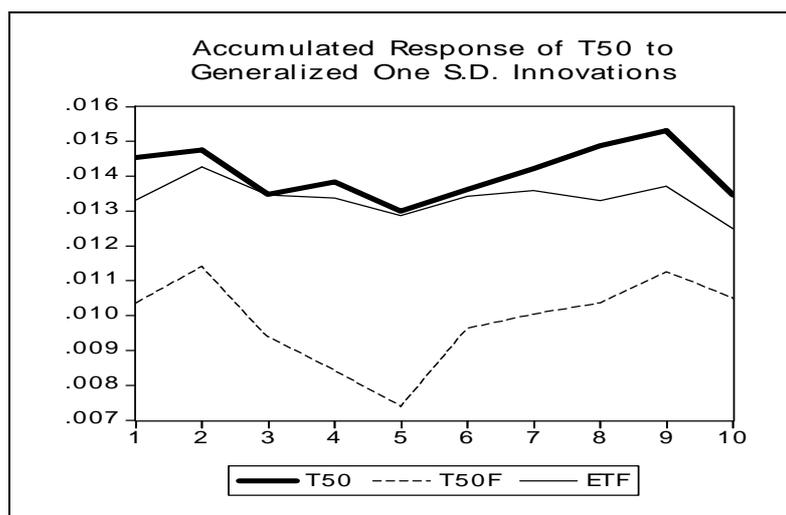


圖 4-1 台灣 50 指數、指數期貨與 ETF 衝擊反應圖(台灣 50 指數為首位)

圖 4-2 是以指數期貨位於模型首位所得的衝擊反應圖，由指數期貨受到一單位標準差的衝擊可知，對本身的影響在期初時最大，隨著期數的增加，反應程度漸減，反而是台灣 50 指數與 ETF 的反應程度增加，平均而言，以台灣 50 指數的反應最大、ETF 反應次之、指數期貨所受的衝擊反應最小。

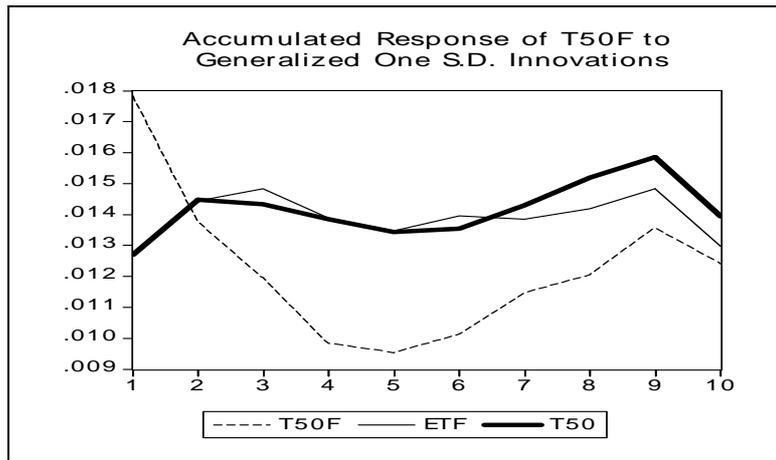


圖 4-2 台灣 50 指數、指數期貨與 ETF 衝擊反應圖(指數期貨為首位)

圖 4-3 是以 ETF 位於模型首位所得的衝擊反應圖，由 ETF 受到一單位標準差的衝擊可知，對本身的影響在期初時最大，隨著期數的增加，反而是台灣 50 指數的反應程度增加，平均而言，以台灣 50 指數的反應最大、ETF 反應次之、指數期貨所受的衝擊反應最小。衝擊反應函數顯示來自任何一個變數的 shock 將會影響到其他變數，台灣 50 指數的衝擊反應似乎稍強於 ETF，ETF 的反應程度大於指數期貨，可知台灣 50 指數的影響力較強，且造成較長時間和較大幅度的反應。

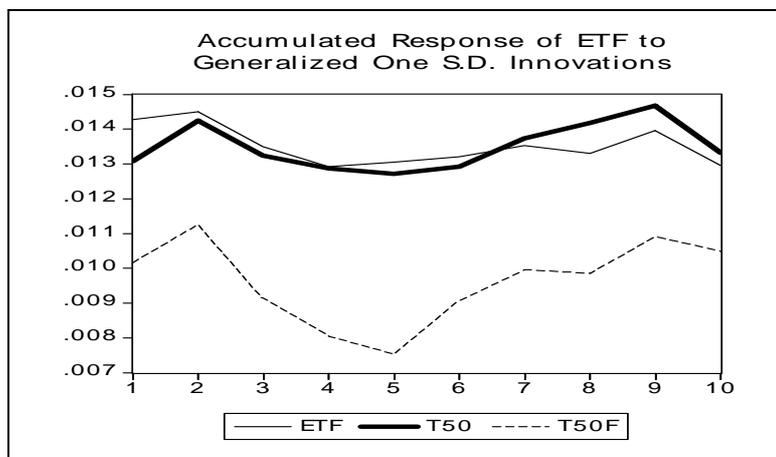


圖 4-3 台灣 50 指數、指數期貨與 ETF 衝擊反應圖(ETF 為首位)

由上述的分析，可以得知台灣 50 指數變動的衝擊對系統中的變數影響較大，其次為 ETF，最後為指數期貨。個別市場的變動可視為源自該市場的價格發現，而變動造成其他市場的衝擊則是該市場影響力的表徵，因此，台灣 50 指數價格是整個系統中較具影響力的變數。

三、誤差變異數拆解

誤差變異數拆解可將誤差修正模型中各期預測誤差變異數做分解，以瞭解可被其它變數的解釋的程度，藉由變異數的來源，可以更進一步瞭解個別變數對整個系統的影響程度。在討論衝擊反應時，曾經提及變數是否為首位，對於結果有時會有很大的差異，誤差變異數拆解的分析也同樣受到變數在模型內順序的影響，通常首位之變數有較高的解釋程度，因此，本論文將列出台灣 50 指數、期貨與 ETF 三者變數為首位之結果。

表 4-8 是以台灣 50 指數期貨為首位之模型，進行三者變數之預測誤差變異數分解。由表 4-8 顯示，當台灣 50 指數列於首位時，指數的預測誤差變異數有 90.91% 來自指數本身，4.65% 來自指數期貨，4.44% 來自 ETF；而指數期貨之預測誤差變異除來自自己本身的解釋較高(54.96%)外，來自指數的有 41.73%，具有相當高的解釋能力；在 ETF 方面，除自己本身之外，來自指數的解釋比例有 78.39%，來自期貨的比例有 4.59%。整體來說，台灣 50 指數位於首位，對於誤差變異數有比較高的解釋能力，再者，不論是期貨或 ETF 的預測誤差變異數，除本身之解釋能力較強外，皆以指數的解釋能力居於第二。

表 4-8 台灣 50 指數、期貨與 ETF 變異數拆解表(台灣 50 指數為首位)

模型首位：台灣 50 指數									
變異 來源	台灣 50 指數			台灣 50 指數期貨			ETF		
	變異數拆解			變異數拆解			變異數拆解		
期數	現貨	期貨	ETF	現貨	期貨	ETF	現貨	期貨	ETF
1	100	0	0	51.431	48.569	0.000	84.116	0.689	15.195
2	97.418	0.692	1.890	42.276	56.497	1.226	82.704	0.782	16.514
3	95.655	2.008	2.336	41.265	56.645	2.090	80.899	3.086	16.016
4	93.888	3.307	2.805	40.478	56.933	2.589	80.132	3.764	16.104
5	93.598	3.380	3.022	40.472	56.903	2.625	79.865	3.827	16.308
6	91.402	5.264	3.334	40.503	56.840	2.657	78.847	4.810	16.344
7	91.061	5.347	3.592	40.286	56.387	3.326	78.485	4.784	16.731
8	89.052	5.353	5.596	40.148	56.267	3.585	77.374	5.082	17.544
9	88.930	5.479	5.591	39.968	56.425	3.606	76.990	5.379	17.631
10	88.844	5.518	5.638	40.475	55.730	3.795	77.103	5.454	17.444
平均	90.910	4.649	4.440	41.726	54.959	3.315	78.389	4.586	17.025

表 4-9 是以台灣 50 指數期貨為首位之模型，進行三者變數之預測誤差變異數分解。由表 4-9 中得知，當台灣 50 指數期貨列於首位時，指數期貨的預測誤差變異數有 82.04%來自本身的解釋，14.59%來自 ETF，3.39%來自指數的變異；ETF 方面，其預測誤差變異數除自己本身的 45.15%外，有較高的比例來自於指數期貨(50.87%)；而指數的解釋變異，來自本身的比例有 31.24%，49.96%來自

於指數期貨的變異。整為體來說，由於台灣 50 指數期貨居於首位，故對於期貨本身來說，其解釋能力均略高於其餘兩變數。

表 4-9 台灣 50 指數、期貨與 ETF 變異數拆解表(指數期貨為首位)

模型首位台灣 50 指數期貨									
變異來源	台灣 50 指數期貨			ETF			台灣 50 指數		
	變異數拆解			變異數拆解			變異數拆解		
期數	期貨	ETF	現貨	期貨	ETF	現貨	期貨	ETF	現貨
1	100	0	0	51.209	48.791	0.000	51.431	15.125	33.443
2	84.526	14.064	1.410	50.645	47.518	1.837	50.678	16.578	32.744
3	83.360	15.152	1.488	51.908	46.274	1.818	51.486	16.366	32.148
4	82.506	14.924	2.570	51.783	45.880	2.337	50.664	17.550	31.785
5	82.419	15.013	2.568	51.691	45.835	2.474	50.761	17.707	31.532
6	82.366	15.067	2.567	51.744	45.807	2.450	51.216	17.268	31.516
7	81.819	15.078	3.103	51.437	45.481	3.082	50.910	17.736	31.354
8	76.741	19.485	3.539	50.679	44.778	4.543	49.727	19.486	30.787
9	81.372	14.970	3.657	50.789	44.488	4.723	49.798	19.468	30.734
10	80.871	15.517	3.612	50.441	44.585	4.974	49.268	20.034	30.698
平均	82.043	14.548	3.393	50.874	45.148	3.978	49.955	18.805	31.240

表 4-10 是以 ETF 為首位之模型，進行三者變數的預測誤差變異數分解。由表 4-10 可知，當 ETF 列於首位時，ETF 之預測誤差變異數有 91.74%來自 ETF

本身，4.29%來自指數，3.98%來自期貨；指數的預測誤差變異數來自本身與期貨的比例為(19.41%)與(4.28%)，顯示指數變異來自於本身的解釋能力佳，但還是低於ETF，主要與失去模型首位的優勢有相當大的關係。整體而言，ETF模型首位，對本身及其他兩個變數的變異來源的比例增加，說明了ETF還是有相當大的解釋能力。

表 4-10 台灣 50 指數、期貨與 ETF 變異數拆解表(ETF 為首位)

模型首位 ETF									
變異來源	ETF			台灣 50 指數			台灣 50 指數期貨		
	變異數拆解			變異數拆解			變異數拆解		
期數	ETF	現貨	期貨	ETF	現貨	期貨	ETF	現貨	期貨
1	100	0.000	0.000	84.116	15.884	0.000	51.209	2.331	46.461
2	97.311	2.323	0.365	82.628	17.093	0.278	42.082	1.922	55.997
3	95.086	2.271	2.643	80.852	17.247	1.901	41.089	2.307	56.604
4	94.266	2.597	3.137	79.191	17.981	2.827	40.497	2.998	56.505
5	93.917	2.814	3.269	78.765	18.262	2.973	40.511	2.999	56.490
6	92.674	2.893	4.433	76.818	18.025	5.157	40.571	2.999	56.430
7	92.021	3.575	4.404	76.383	18.443	5.174	40.213	3.702	56.085
8	90.622	4.897	4.481	74.693	20.250	5.057	40.028	4.081	55.891
9	90.333	4.997	4.670	74.617	20.217	5.166	39.903	4.118	55.979
10	90.080	5.179	4.741	74.157	20.692	5.152	40.629	4.069	55.302
平均	91.735	4.287	3.978	76.307	19.408	4.285	41.481	4.059	54.461

由表 4-8、表 4-9 與表 4-10 可知，隨著模型首位的不同，結果也有很大的差異。居於首位的變數，都有相對較為明顯很好的解釋能力，除對於來自本身的變異來源比例增加外，對於其他變數之變異來源比例也有明顯的增加。從以上三個表的內容發現，各變數除本身的變異來源很高之外，居於第二高的就是台灣 50 指數，表示台灣 50 指數的解釋能力是誤差修正系統中預測變異數的主要來源，而其他兩個變數雖也有影響力，但影響的程度略遜於台灣 50 指數，顯示台灣 50 指數的變動會影響指數期貨與 ETF 的變動。

本章所得的實證分析結果發現，三變數的價格發現能力上以台灣 50 指數最佳，ETF 市場次之，台灣 50 指數期貨最差，再根據誤差修正模型所得到的因果關係結論指出，兩兩變數間皆存在雙向回饋關係，最後配合衝擊反應模型與預測誤差變異數拆解的分析也得出相同的價格發現結果。

第五章 結論與建議

過去學者研究價格發現的焦點，大部分放在指數現貨與指數期貨價格領先性的探討，很少結合指數股票型基金(ETF)的研究，若有也只是對任意兩種指數做比較性研究，很少會合併三種指數探討其關聯性。因此，本論文利用計量模型，除了研究台灣 50 指數與指數期貨的相關性外，並結合 ETF 一起探討，期望能找出指數的領先指標與關聯性，藉此提供投資人投資時的參考依據。

第一節 結論

本論文以共整合理論與誤差修正模型，來探討台灣 50 指數、指數期貨與 ETF 三者之間，是否存在長期穩定的均衡關係，並進一步探討三者的價格發現過程，選取樣本資料為台灣 50 指數、台灣 50 指數期貨與追蹤該指數的 ETF(寶來台灣卓越 50 基金)，研究期間為 2003 年 7 月 1 日至 2004 年 11 月 30 日，以每日收盤價資料為觀察值，利用 ADF 單根檢定、共整合檢定、向量誤差修正模型、預測誤差變異數分解與衝擊反應函數進行實證研究，實證結果分析如下：

一、本論文以 ADF 進行單根檢定，發現台灣 50 指數、指數期貨與 ETF 皆為非定態的價格序列，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。

二、利用 Johansen 最大似估計法進行共整合檢定之結果顯示，台灣 50 指數、

50 指數期貨與 ETF 三種變數間存在共整合關係，意味著三種序列已達長期穩定之均衡關係。

三、由誤差修正模型實證結果顯示，為了達成三指數均衡定價關係所作的調整，主要集中於台灣 50 指數期貨的調整，其調整的幅度最為明顯，其次為 ETF，最後為台灣 50 指數，顯示台灣 50 指數的主導地位稍強。因此，在價格發現能力上以台灣 50 指數最佳，ETF 市場次之，台灣 50 指數期貨最差。

四、根據 VECM 模型進一步去探討三變數間的因果關係，結果顯示任意兩指數間皆存在雙向回饋關係，亦即三種指數的變動會相互影響。

五、就衝擊反應函數觀察，台灣 50 指數受新訊息的衝擊相對於系統中的變數影響較深遠，台灣 50 指數期貨與 ETF 對新訊息的反應雖然也傳遞到系統中，但衝擊反應的程度則小很多。而預測誤差變異數分解進一步發現，台灣 50 指數對預測誤差變異數的解釋能力稍強，亦即台灣 50 指數是價格變動的領先指標。

本論文主要探討台灣 50 指數、指數期貨與追蹤該指數的 ETF 三者間價格發現的能力，結果顯示，三個市場的價格發現能力，以台灣 50 指數最佳，ETF 市場次之，台灣 50 指數期貨最差。此結論或許可以提供投資者參考，投資者可將台灣 50 指數當成領先指標，藉由觀察台灣 50 指數價格的變動，作為投資操作或避險套利的資訊。台灣 50 指數有較好的價格發現能力，可能的原因在於構成指數的成份股皆為權值股，權值股會因市場資訊的變動而使指數的價格產生大幅的波動，所以其較易反應市場新訊息而調整其價格，具有領先性。

本文利用向量誤差修正模型所得的實證結果，與 Fleming et al. (1996), Booth et al. (1999), Chu et al. (1999), Min and Najand (1999), Hasbrouck(2002)、賴宏昌(1998)、施雅菁(2002)、謝文良(2002)等大多數學者，研究所得的結論不同(大多數的研究結論得出期貨市場較具價格發現能力)，因此針對研究結論的不同說明可能的理由：

- (1)交易量：台灣 50 指數期貨剛在市場上推出，其交易量很小，無法像 SIMEX 或 TAIEX 期貨市場動輒幾萬口的交易量，所以台灣 50 指數期貨較無法迅速反應市場資訊，其價格的領先性較差。
- (2)保證金成本：台灣 50 指數期貨在研究期間的原始保證金成本，每單位為新臺幣十八萬元，亦即交易一口指數期貨需要的成本太高，無法吸引一般投資人參與交易，導致成交量小，價格發現的功能較差。
- (3)交易限制：在台灣，ETF 是指數現貨工具中，目前唯一允許融券放空的工具，交易限制較少，受到短線投機客的喜愛，因此有明顯的價格波動，有較佳的市場效率來反應新資訊。

本文結論與 Chiang and Fong(2001)所得的結論相似，Chiang 的解釋為，雖然指數衍生性商品有高槓桿及低交易成本的優點，但也不一定會領先現貨指數，如果指數會受少數大型權值股重大的影響，在衍生性商品交易量很少的情況下，現貨指數亦有可能領先指數衍生性商品，其推測香港選擇權的交易量較為稀少，所以其價格通常較失去時間上的領先性，台灣 50 指數期貨也有相似的情形，雖然指數期貨可以反應整體市場訊息，但可能因交易量的不足，不能有效的反應市場資訊，無法成為價格的領先指標，而組成台灣 50 指數的成分股以權值股為主，現貨指數會受大型權值股的影響，使現貨指數產生變動，明顯反應市場價格，成為領先指標。

第二節 後續研究建議

由於台灣 50 指數股票型基金(ETF)剛成立不久，樣本資料不多，本論文資料採用日資料進行研究，後續研究者可增加樣本資料，甚至使用日內價格資料(如：五分鐘資料)，來探討指數間的價格發現功能，並與本文結論比較其相異之處，或者可以就不同的研究期間(如：股市多頭空頭市場、事件發生前後)來研究，討論不同時間的研究結果。

研究價格發現與市場整合的模型有很多，建議後續研究者可採用不同的時間序列研究方法(如：各種 GARCH 模型)，來探討此新興金融商品波動性的問題(如：股價的外溢效果、波動的不對稱性)。亦可採用不同的研究標的物，探討 ETF 與標的物之間的關聯性(如：ETF 與台灣加權股價指數間的關聯性)。

參考文獻

中文部分

- 王宥凱(民91),「台股指數期貨與現貨價量關係之研究」,國立中興大學農業經濟學研究所碩士論文。
- 洪惠娟(民92),「S&P500指數、期貨與ETF價格發現之研究」,私立淡江大學財務金融研究所碩士論文。
- 施雅菁(民92),「小型台指期貨價格之研究」,私立淡江大學財務金融研究所碩士論文。
- 黃玉娟、徐守德(民86),「台股指數現貨與期貨市場價格動態關聯性研究」,證券市場發展季刊,第九卷第三期,21-30頁。
- 楊踐為(民88),「臺灣認購權證與標的股間價格因果關係之探討」,臺灣土地金融季刊,第36卷第3期,51-68頁。
- 劉廷麟(民89),「台股指數期貨與摩根台股指數期貨價格發現能力之探討」,私立淡江大學財務金融研究所碩士論文。
- 賴宏昌(民87),「臺灣加權股價指數期貨與現貨之關連性」,國立中興大學企業管理研究所碩士論文。
- 戴錦周、陳建宏(民90),「SIMEX摩根台指期貨市場效率性之研究」,臺灣銀行季刊,第五十二卷第三期,334-344頁。
- 謝文良(民91),「價格發現、資訊傳遞與市場整合—台股期貨市場之研究」,財務金融學刊,第十卷第三期,1-31頁。

西文部分

- Booth, G. G., R. W. So and Y. Tse(1999), "Price Discovery in the German Equity Index Derivatives Markets," *The Journal of Futures Markets*, Vol.19, pp.619-643.
- Chan, K.(1992), "A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market," *Review of Financial Studies*, Vol.5(1), pp.123-152.
- Chu Q. C., W. G. Hsieh and Y. Tse(1999), "Price Discovery on the S&P 500 Index Markets: An Analysis of Spot Index, Index Futures and SPDRs," *International Review of Financial-Analysis*, Vol.8, pp.21-34.
- Chiang R. and W. Fong(2001), "Relative informational efficiency of Cash, Futures and Options Markets: The Case of an Emerging Market," *Journal of Banking & Finance*, Vol.25, pp.355-375.
- Engel, R. E. and C. W. J. Granger(1987), "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- Eun, C.S. and Shim, S.(1989), "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.24(2), pp.241-256.
- Fama, E.(1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, Vol.25, pp.383-417.
- Fleming, J., B. Ostdiek and R. E. Whaley(1996), "Trading Costs and the Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures and Option Markets," *The Journal of Future Market*, Vol.16(4), pp.353-387.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold(1974), "Superious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol.2(2), pp.111-120.
- Ghosh, A.(1993). "Cointegration and Error Correction Models, "Intertemporal Causality between Index and Futures Prices," *The Journal of Futures Markets*, Vol.13, pp.193-198.

- Harris, F. H. deB., T. H. Mcinish, G. L. Shoesmith and R. A. Wood(1995), "Cointegration, error correction and price discovery on informationally linked security markets," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.30, pp.563-579.
- Hasbrouck, J.(2002), "Intraday Price Formation in U.S. Equity Index Markets," *The Journal of Finance*, pp.1540-1626.
- Johansen, S. and K. Juselius(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistic*, Vol.52, pp.169-209.
- Kawaller, I. G., P. D. Koch and T. W. Koch(1987), "The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index," *The Journal of Finance*, Vol.42(5), pp.1309-1329.
- Kim, M., A. C. Szakmary and T.V. Schwarz(1999), "Trading Costs and Price Discovery across Stock Index Futures, and Cash Markets," *The Journal of Futures Markets*, Vol.19, pp.475-489.
- Min, J. H. and M. Najand(1999), "A Further Investigation of the Lead-Lag Relationship between the Spot Market and Stock Index Futures: Early Evidence from Korea," *The Journal of Futures Markets*, Vol.19, pp.217-232.
- Nelson, C. R. and C. I. Plosser(1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, pp.139-162.
- Osterwald-Lenum, M.(1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood of Cointegration Rank Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, pp.467-471.
- Roope, M. and R. Zurbruegg(2002), "The Intra-day Price Discovery Process Between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange," *The Journal of Futures Markets*, Vol.22(3), pp.219-240.
- Sims, C. A.(1980), "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered," *American Economic Review*, Vol.70(2), pp.250-257.

Stoll, H. R. and R. E. Whaley(1990), "The Dynamic of Stock Index and Stock Futures Return," *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.25, pp.441-468.

Subrahmanyam, A.(1991), "A Theory of Trading in Stock Index Futures," *Review of Financial Studies*, Vol.4, pp.17-51.

附錄一 全球指數股票型基金的規模

表 A-1 全球 12 個國家 ETF 規模的排名

規模排名	地區	掛牌數	資產規模(億美元)	市佔率	平均規模(億美元)
1	美國	148	\$1,804.6	72.77%	\$12.19
2	歐洲	109	\$264.5	10.67%	\$2.43
3	日本	15	\$258.9	10.44%	\$17.26
4	加拿大	16	\$62.0	2.50%	\$3.88
5	香港	4	\$50.2	2.02%	\$12.55
6	台灣	1	\$13.8	0.56%	\$13.80
7	南非	4	\$9.8	0.40%	\$2.45
8	以色列	7	\$6.1	0.25%	\$0.87
9	澳洲	4	\$5.4	0.22%	\$1.35
10	韓國	4	\$4.3	0.17%	\$1.08
11	新加坡	1	\$2.7	0.11%	\$2.70
12	印度	5	\$0.3	0.01%	\$0.06
	合計	318	\$2,480.0	100.00%	\$7.8

註：台灣 ETF 規模在全球 12 個國家/區域中排名第 6 大(資料來源：Morgan Stanley 全球 ETF 2004/9 月底報告)

表 A-2 全球前 10 大 ETF 資產規模及市佔率

規模排名	ETF 名稱	代碼	資產規模(億美元)	市佔率
1	S&P 500 SPDR	SPY	\$457.15	18.43%
2	Nasdaq-100 Index Tracking Stock	QQQ	\$203.95	8.22%
3	iShares S&P 500	IVV	\$98.61	3.98%
4	TSE TOPIX ETF	1306 JP	\$97.94	3.95%
5	iShares MSCI EAFE	EFA US	\$93.79	3.78%
6	DJIA DIAMONDS	DIA	\$74.60	3.01%
7	S&P 400 MidCap SPDR	MDY	\$65.37	2.64%
8	iShares Russell 2000	IWM US	\$60.86	2.45%
9	iShare MSCI Japan	EWJ US	\$57.85	2.33%
10	OSE NIKKEI 225 ETF	1321 JP	\$50.75	2.05%
	合計		\$1,260.87	50.84%

(資料來源：Morgan Stanley 全球 ETF 2004/9 月底報告)

附錄二 台灣 50 指數成分股內容

表 A-3 台灣 50 指數成分股內容

1216	統一	2317	鴻海	2409	友達	2887	台新金控
1301	台塑	2323	中環	2412	中華電信	2888	新光金控
1303	南亞	2324	仁寶	2454	聯發科	2890	建華金
1326	台化	2325	矽品	2475	華映	2891	中信金控
1402	遠紡	2330	台積	2603	長榮	2892	第一金控
1605	華新	2344	華邦	2609	陽明海運	2912	統一超
2002	中鋼	2352	明電	2610	華航	3009	奇美
2201	裕隆	2353	宏科	2801	彰銀	3012	廣輝
2204	中華	2357	華碩	2880	華南金	3045	台灣大
2301	光寶科	2382	廣達	2881	富邦金控	6505	台塑化
2303	聯電	2388	威盛	2882	國泰金	9904	寶成
2308	台達電	2401	凌陽	2883	開發金控		
2311	日月光	2408	南科	2886	兆豐金控		

說明：成分股內容如有異動，概以台灣證券交易所公佈資料為準

(資料來源：台灣證券交易所 2004/9 月)