

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

ETF 的價格發現與市場整合

— 以美國證交所上市之 QQQ 及 ISHARE EWT 為例

PRICE DISCOVERY AND MARKET INTEGRATION OF ETF

- AN EMPIRICAL STUDY OF QQQ AND IShare EWT LISTED IN AMEX

指導教授：王元章 博士

ADVISOR: PH.D. YUNG-JANG WANG

徐清俊 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：吳柏斡

GRADUATE STUDENT: PO-HSIN WU

中華民國九十三年六月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

ETF 的價格發現與市場整合—以美國證交所上市之 QQQ
及 iShare EWT 為例

研究生： 吳 柏 灼

經考試合格特此證明

口試委員：

徐 清 俊

張 鐸 瀚

王 元 章

吳 志 偉

指導教授：王 元 章 徐 清 俊

所 長：徐 清 俊

口試日期：中華民國

93 年 5 月 10 日

南華大學財務管理研究所九十二學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：ETF 的價格發現與市場整合－以美國證交所上市之 QQQ 及 iShare EWT 為例

研究生：吳柏炘

指導教授：王元章 博士、徐清俊 博士

論文摘要內容：

本文以美國證券交易所(AMEX)掛牌的 QQQ(追蹤 Nasdaq 100 指數)與 iShare EWT(追蹤 MSCI 台灣指數)兩檔 ETF，選取 QQQ 自 1999 年 3 月 10 日至 2003 年 5 月 30 日止，以及 iShare EWT 自 2000 年 6 月 25 日至 2003 年 5 月 30 日止的日資料，探討 ETF 與股價指數間的價格發現與市場整合過程。

實證結果如下：根據共整合模型顯示，ETF 與股價指數存在一共同長期趨勢，兩者形成共整合系統，相互參考其彼此的價格而調整當期的價格變化。而透過誤差修正模型的研究結果，則發現 ETF 與股價指數兩者皆具有價格發現的功能：在 QQQ 與 Nasdaq 100 指數中，是 ETF 領先股價指數，但在 iShare EWT 與 MSCI 台灣指數中，則是股價指數領先 ETF，而衝擊反應分析亦證實了如上的結論，兩者並在七期(日)後即歸於收斂，具有正向關係。此外，由誤差變異數拆解可知，來自於股價指數的新訊息是預測誤差變異數的主要來源。

關鍵詞：指數股票型基金(ETF)、被動式投資管理、價格發現、市場整合、共整合、誤差修正模型。

Title of Thesis : Price Discovery and Market Integration of ETF—An Empirical Study of QQQ and iShare EWT Listed in AMEX

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

Graduate date : June 2004

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Pohsin Wu

Advisor : Ph.D. Yung-Jang Wang

Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

This study investigates the process of price discovery and market cointegration between ETFs and spot indices. We use daily closing price data of QQQ during 1999/03/10 ~ 2003/05/30 , and iShare EWT during 2000/06/25 ~ 2003/05/30 listed in American Exchange (AMEX). The major models applied are Vector Error Correction Model, Impulse Response Analysis and Variance Decomposition. The following conclusions have been drawn from empirical studies.

1. A long run relationship exists between ETF and Spot indices, but not for QQQ and Nasdaq 100 index or iShare EWT and MSCI Taiwan index. Two markets contribute a cointegration system, adjust their prices as a result of each other.
2. In the short term, QQQ tends to lead Nasdaq 100 index and iShare EWT tends to fall behind MSCI Taiwan index. Both samples possess price discovery functions and tend to converge after a seven-day period.

Keywords : Exchange-traded funds (ETFs), Passive management, Price discovery, Market integration, Cointegration, Error correction model (ECM)

目錄

論文口試委員會書.....	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.....	2
第三節 研究目的.....	3
第四節 本文架構.....	4
第五節 論文架構圖.....	6
第二章 文獻回顧與探討.....	7
第一節 價格發現與市場整合.....	7
第二節 國內外 ETF 相關文獻回顧.....	9
第三節 國外其餘相關領域文獻回顧.....	11
第四節 國內相關領域文獻回顧.....	15
第三章 研究方法.....	19
第一節 樣本及資料來源.....	19
第二節 定態數列與非定態數列.....	22
第三節 單根檢定.....	24
第四節 共整合.....	26
第五節 ECM 誤差修正模型.....	32
第六節 衝擊反應分析與誤差變異數拆解.....	33
第四章 實證分析.....	37
第一節 資料概述.....	37
第二節 單根檢定.....	38
第三節 共整合檢定.....	40
第四節 向量誤差修正模型.....	43
第五節 衝擊反應分析.....	47
第六節 誤差變異述拆解.....	48

第五章 結論與建議.....	52
第一節 結論.....	52
第二節 後續研究建議.....	54
參考文獻.....	55

表目錄

表 3-1	台灣 50 指數、MSCI Taiwan 指數、Nasdaq 100 指數的相關係數表.....	19
表 3-2	QQQ 與 iShare EWT 的資料概述.....	21
表 3-3	定態序列與非定態序列之比較.....	23
表 3-4	Engle & Granger 兩階段估計法與 Johansen 最大概似估計法之比較.....	29
表 4-1	樣本資料的敘述統計表.....	38
表 4-2	原始數列Nasdaq 100指數－QQQ 與 MSCI台灣指數－iShare EWT的ADF檢定 表.....	39
表 4-3	經一階差分後Nasdaq 100指數－QQQ 與 MSCI台灣指數－iShare EWT的單根檢 定表.....	40
表 4-4	Nasdaq 100指數與QQQ間的共整合檢定.....	41
表 4-5	MSCI台灣指數與iShare EWT的共整合檢定.....	42
表 4-6	Nasdaq 100指數與QQQ向量誤差修正模型估計結果.....	44
表 4-7	MSCI台灣指數與iShare EWT向量誤差修正模型估計結果.....	46
表 4-8	Nasdaq 100指數與QQQ間的衝擊反應分析表.....	47
表 4-9	MSCI台灣指數與iShare EWT間的衝擊反應分析表.....	48
表 4-10	Nasdaq 100指數與QQQ的變異數拆解.....	49
表 4-11	MSCI 台股指數與 iShare EWT 的變異數拆解.....	50

圖目錄

圖 1-1 論文架構圖.....	6
圖 3-1 QQQ 及 iShare EWT 移動平均報酬圖.....	20
圖 4-1 Nasdaq 100 指數與 QQQ 間的衝擊反應分析圖.....	47
圖 4-2 MSCI 台灣指數與 iShare EWT 間的衝擊反應分析圖.....	48

第一章 緒論

第一節 研究背景

ETF(Exchange Traded Fund，台灣名爲「指數股票型基金」)是 1990 年代所發展出來的新金融商品，由於它是證券市場的一籃子投資組合，提供市場參與者規避系統性風險的管道之一，而且又融合了封閉型基金與股票的特點，讓證券投資人、機構投資者能更廣泛的參與資本市場，達成風險分散與建立核心投資組合的投資管道。在我國不斷邁向金融自由化與國際化的腳步下，此種新金融商品的發行，也是提供國外資金投資台股的另一種管道。

ETF發軔於美國，美國證券交易所(AMEX)於 1993 年發行全球第一檔ETF—S&P 500 指數存託憑證(S&P 500 Depository Receipt，SPDR)開啓了序幕。1997 年時，媒體開始留意到S&P 500 長期穩定上揚的趨勢，以及多數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的觀念。往後美國、歐洲、日本、香港、新加坡……等等國家，開始競相發行ETF。迄今爲止，全球ETF的市場規模已將近二千億美金。在這廣大的市場中，美國就佔了大多數。至 2002 年底，美國已有超過 113 檔ETF，超過 1021.43 億美金的市場容量¹，其中絕大部分在美國證券交易所掛牌上市。

香港在 1998 年亞洲金融風暴時，特區政府爲了捍衛以索羅斯老虎基金(Tiger Fund)爲首的避險基金(hedge funds)拋空港幣的舉動，於市場上買進 1200 億港元的藍

¹ 資料來源：Investment Company Institute。至 2002 年底，美國已有超過 113 檔ETF。其中，美國本土型有 66 檔，全球型有 39 檔，債券型有 8 檔。

籌股。風暴過後，爲了替這些藍籌股找出路，遂於 1999 年，委託道富集團(State Street Corporation)規劃，發行以追蹤香港恆生指數的 ETF—盈富基金。此爲在亞洲第一個掛牌的 ETF。

台灣證交所自 2001 年開始，亦試著研擬ETF在台灣發行的可行性研究，委請 FTSE(富時指數公司)編製台灣 50 指數，並在 2003 年 6 月 30 日由寶來投信發行以追蹤此爲標的的ETF，稱爲「台灣卓越五十證券投資信託基金」(台灣證交所代號：0050)，初次募集金額約爲 40 億新台幣。至同年九月底，由於政府基金與郵儲金、參與券商的投資，整體淨資產價值(net asset value, NAV)擴增近 300 億元²，顯示國內發行首檔的ETF，在淨資產價值的增加上，大致符合當初市場規模的規劃。

第二節 研究動機

投資組合理論自馬可維茲(Markowitz)於 1950 年代提出「平均數—變異數分析法」(mean-variance analysis)奠定基礎，歷經半世紀以來的發展，投資組合理論產生了「主動式管理」(active management)與「被動式管理」(passive management)兩個方向。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；被動式管理奠基於 Fama(1970)的效率市場假說，認爲投資訊息通透，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。

研究顯示，主動式管理的基金仍難以達到分散市場風險與降低基金費用的目的。約在此同時(1990 年代初期)，在美國證券交易所(AMEX)負責衍生性金融商品創新

² 民國 92 年 8 月底國安基金會同郵儲基金單日轉換相當於 165 億元資產的「台灣卓越五十證券投資信託基金」(TTT)，同年九月以來，政府基金和券商又慢慢逐筆轉換手中資產爲ETF，台灣卓越五十證券信託基金資產規模再增加 92.6 億元。

的Nathan Most與Steven Bloom兩人，試著將「股票」與「基金」兩種金融商品結合為一種混合證券的方向進行設計。1993年1月29日，美國證券交易所推出了第一檔Exchange Traded Fund³—SPDR(Standard & Poor's 500 Depositary Receipt，史坦普500指數存託憑證)。至2002年底，短短十年之內，美國已有超過113檔的ETF，淨資產價值(NAV)超過1021.43億美金，全球亦有超過200檔的ETF，淨資產價值超過1400億美金，而在亞洲國家當中，台灣是繼新加坡、日本、香港、南韓之後，於2003年6月30日推出此項新金融商品的國家。

本論文試著以追蹤Nasdaq 100指數，在美國證券交易所掛牌的Cube(AMEX代號QQQ)，以及以追蹤摩根台股指數指數，在美國證券交易所掛牌的iShare EWT(AMEX代號EWT)來探討ETF的價格發現與市場整合功能。Nasdaq 100指數與台灣50指數的相關係數為0.845722⁴，而摩根台股指數與台灣50指數的相關係數為0.991833⁵，兩者相關性似乎頗高，故期望能從研究中尋得前例，以供國內投資人、以及參與券商在投資上的參考。

第三節 研究目的

由於ETF是追蹤指數表現的金融商品，理論上在無交易成本及套利活動頻繁的情形下，股價指數及其追蹤者ETF間應呈現一個均衡關係，故兩者走勢應為同時的，不應存在有顯明的「領先—落後」關係。然而在現實的交易環境下，受限於市場結構、交易機制與法規面等因素的不同，兩者卻有可能存在領先—落後關係，即是吾人

³ Exchange Traded Fund(ETF)，香港譯為「交易所買賣基金」，台灣名為「指數股票型基金」。由於ETF除了有追蹤股價指數類型的基金，還有追蹤債券指數類型的基金，國內對此翻譯並不貼切，故本文使用原文—ETF來取代指數股票型基金。

⁴ 相關係數的計算期間是取自1999年3月10日至2003年5月30日的日資料，具95%顯著水準。

⁵ 相關係數的計算期間是取自2000年6月25日至2003年5月30日的日資料，具95%顯著水準。

可以探討的課題。

本文的研究目的，大致可歸類為下列三點：

- 以 Johansen(1987)所發展的最大概似估計法進行共整合檢定(cointegration test)，以探討股價指數與 ETF 間是否存在著長期均衡的共整合關係。
- 以向量誤差修正模型(vector error correction model；VECM)，探究股價指數與該代表的 ETF 間是否具有「領先—落後」關係的價格發現效果，並觀察兩者報酬間的影響型態，並以誤差修正項描述各數列向長期均衡收斂的現象。
- 以 Sims(1980)所定義的衝擊反應分析(impulse response analysis)，與變異數分解(variance decomposition)檢定股價指數與 ETF 間的短期動態調整過程。

第四節 本文架構

本篇論文共由五章所組成，各章內容概要茲說明如下：

第一章：緒論

描述研究背景及動機、目的，並說明本論文之研究架構及描述架構圖。

第二章：文獻回顧及探討

首先對兩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為一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，探討與價格發現、市場整合及訊息傳遞相關的研究。

第三章：研究方法

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。其次說明本研究所使用之研究方法，並針對所要探討的研究內容設計適當的研究方法，資料形式。此外，並解釋和說明ADF單根檢定、Johansen共整合檢定、VECM向量誤差修正模型、衝擊反應分析以及誤差變異拆解等相關模型及方法流程。

第四章：實證結果與分析

以Granger因果關係、VECM向量誤差修正模型所呈現之實證結果分析ETF的價格發現與市場整合功能，並輔以衝擊反應分析與誤差變異拆解，描述股價指數與其所代表的ETF間的短期互動效果，以達到本研究之目的。

第五章：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。

第五節 論文架構圖

本研究架構自研究動機之確立到結論與建議可如下圖所述：

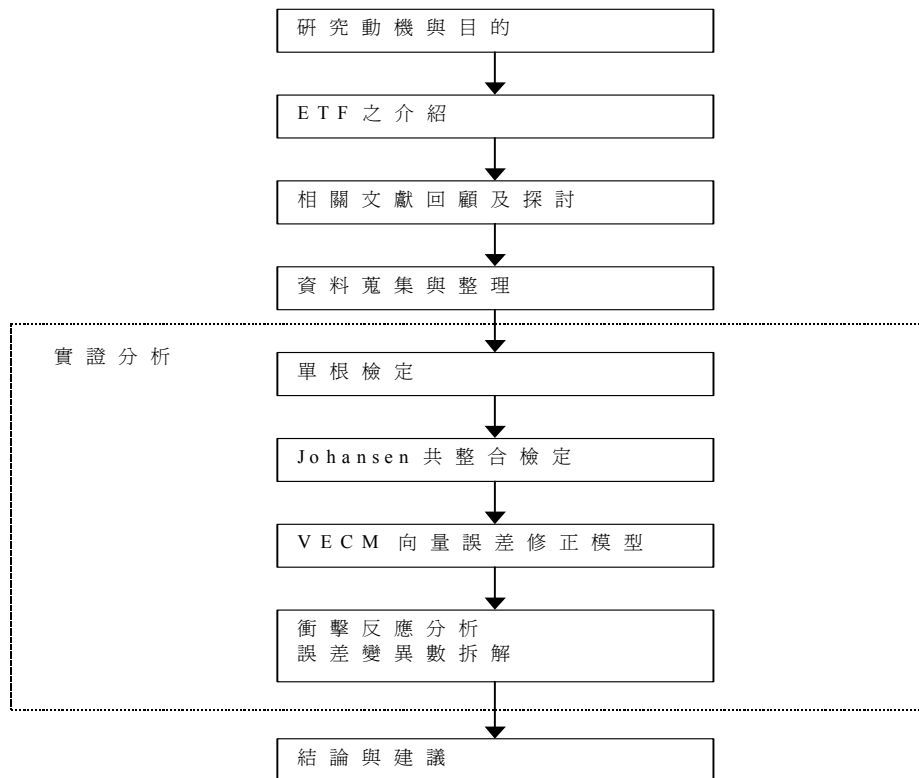


圖 1-1 論文架構圖

第二章 文獻回顧與探討

ETF 為追蹤股價指數的商品，顧名思義，兩者存在著相當程度的關聯性，故本研究首先以「價格發現」與「市場整合」為探討主軸，討論資訊與價格的關聯，再列舉與 ETF 相關之研究文獻，以瞭解 ETF 過去之研究方向及方法。

第一節 價格發現與市場整合

所謂的價格發現(price discovery)為效率市場的一種表現，其意義為當市場接收到新訊息時，透過投資者對該新訊息的判斷，而在市場進行買賣的行為，使得資產價格立即透過市場機能，迅速地調整至均衡價格；而從訊息的產生、訊息的擴散一直到經由投資者對訊息的判讀，依其心中對該資產的理想價格進行對資產的買賣行為，使得資產的價格達到連續的均衡狀態(continuous equilibrium)，這樣的全部過程稱之為價格發現。Black(1976)及Grossman(1989)指出期貨市場蘊含預期交易訊息，足將資訊傳遞至現貨市場，故期貨市場具有價格發現之功能(price discovery function)，為訊息充足者(informed trader)，具訊息傳遞(information transmission)之能力。舉例而言，有單一資產或多個具有高度相關的資產同時在市場上交易，當某一資產的價格受到新訊息的影響而改變時，若其價格變動速度領先其他市場時，這個市場即具有價格發現的特性。因此當所有的市場處於效率市場狀態時，所有資訊充分揭露，不同市場間價格之「領先—落後」(lead-lag)應不顯著，更無法用以獲得超額報酬。

Chu、Hsieh and Tse(1999)認為在真實的交易環境下，由於不同的市場結構與資產特性，例如：平盤以下不能放空的法規限制、交易成本、槓桿操作等特性，將造成

不同的價格發現能力。一般而言，交易成本較低以及交易障礙較少的市場，其價格發現的功能將較良好。舉例來說，股價指數期貨與股價指數現貨，當兩個市場受到相同集合訊息時，因期貨具有低交易成本、高槓桿操作、交易障礙較少的優點，股價指數期貨的價格往往領先股價指數現貨反映新訊息，這即是期貨具有價格發現的功能。

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。在台股指數期貨與現貨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。雖然ETF所追蹤的對象是股價指數，但是投資人買賣ETF時，仍然依據其對未來漲跌的判斷。因為兩個市場的投資人面對相同的資訊集合，理論上兩市場對於資訊的反應應該是同時的，亦即價格間的調整行為會在瞬間完成，而不應存在明顯的「領先—落後」關係。

套利行為也是維繫市場間價格發現一致的重要機制。在無市場摩擦的情況下，一旦ETF與股價指數間兩者價格產生偏離，套利者則可同時在兩市場建立反向的部位，而獲得無風險的利潤。套利行為另一方面具有修正價格偏離的效果，當一個市場的價格因反映資訊而變動，套利行為可以快速地修正另一個市場的價格，將資訊透過套利而傳遞到另一市場。Garbade & Silber(1979)以主導(dominant)市場與衛星(satellite)市場兩個名詞，來比喻價格發現的關係，並指出主導市場的價格變化會領先衛星市場，也就是說主導市場對於價格的變化較具有影響力，而衛星市場則是依賴主導市場為訊息的來源。如果套利行為受到壓抑或阻礙，如交易成本、放空限制等，主導市場的價格變動必然無法即時且充分地傳導至衛星市場，將使市場間呈現明顯的「領先—落後」關係，而形成一個不整合的市場，即兩市場的價格無法同時呈現或反應相同的基本資訊。

由於金融市場在自由化、國際化的趨勢下，市場趨向整合的現象日益明顯，故

市場間快速的訊息傳遞現象可以代表兩市場在訊息上的整合(informationally integrated)。Engle and Granger(1987)首先提出共整合系統的觀念，認為非定態(nonstationary)的個別變數將隨時間而發散，但兩個(或多個)非定態但同階(order)的變數之間，可能存在一定態的線性組合，此線性組合即為兩變數共同組成的長期均衡關係，而接受相同資訊來源或基本面條件影響的證券或金融工具之價格，往往存在共整合關係。Werner and Kleidon(1996)則將市場整合定義為兩市場的價格反應相同的基本資訊，因此兩個整合市場的特徵應該是一快速的雙向訊息傳遞及並駕齊驅的價格發現能力。舉例而言，ETF與其股價指數，當兩個市場收到相同的集合訊息時，ETF的價格有可能會領先股價指數，兩者並可形成一共整合趨勢。

Campbell and Hamao(1992)針對美國與日本的證券市場的整合情形，觀察兩個證券市場的超額報酬是否有可預測性，研究結果發現在1971年至1990年期間，可用股利與股價的比率和利率等變數對兩國超額報酬之情形作一預測。另外，兩國股市的預期超額報酬率間存在共移(co-movement)現象，表示其證券市場存在著長期整合的現象。

第二節 國內外 ETF 相關文獻回顧

由於ETF為一新金融商品，受到大家的注目，也是在1997年以後的事，故在學術文獻上對ETF與市場關聯性的學術性文獻並不十分豐富，故本文所參考的相關文獻，除儘量以指數型商品來探討價格發現與市場整合的功能之外，亦參考期貨與現貨間的先前學者研究，期能從先進者的研究當中，以期貨市場為借鏡，來呼應本文的研究目的。

Chu、Hsieh and Tse(1999)使用VECM模型，檢定美國S&P 500指數的現貨市場、期貨市場與SPDR⁶三種市場間的價格發現功能，使用1993年1月29日至當年底的日內同步資料共25036筆，研究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。作者使用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。因此，低成本高槓桿的商品，是主導市場的要件，且低交易成本的市場，價格發現的能力較佳。

John、Schwebach and Zumwalt(1999)則從WEBS⁷、SPDRs、與國家基金，分析國際間的共整合效果，結果發現：十八個國家的股票市場指數與其所代表的ETF基金(WEBS)、單一國家的指數型封閉式基金，兩兩間存在一共整合關係，透過Granger因果關係檢定顯示，短期內ETF與指數型封閉式基金間存在著因果關係，顯示市場為不效率的市場並且具有短期的套利機會。

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&P 500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無分軒輊，但優於現貨。

⁶ SPDR：Standard & Poor's Depository Receipts，為1993年全球第一檔追蹤S&P 500指數的ETF，時至今日，SPDR已成爲全球最大的ETF，規模超過350億美元。

⁷ WEBS：World Equity Benchmark Share，1996年由Barclay公司發行，以追蹤MSCI個別國家股價市場指數爲主的ETFs，即iShare系列。

⁸ MDY爲追蹤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指數爲基準。

唐婉蕙(2003)使用NASDAQ 100指數的每分鐘收盤價的日內資料，探討指數現貨、指數期貨與指數ETF(QQQ)三市場間的價格發現關係。主要使用模型依序為單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型、衝擊反應分析和預測變異數分解。研究期間所獲得的結論如下：一、三種商品間確實存在共整合關係，亦即具有長期的均衡關係。二、在兩兩分類的時間序列分析中，所有模型皆支持：1.指數ETF相對指數期貨有較佳的價格發現能力；2.指數ETF相對於指數現貨有較佳的價格發現能力；3.指數現貨和指數期貨在價格發現能力上並沒有明顯差異。本文推測此二商品在交易成本和反應整體訊息能力上的優勢，很可能就是價格發現能力較優越的原因。三、利用三商品時間序列進行分析後，發現所有模型皆無法顯著指出三者價格發現能力上的優劣順序。四、根據槓桿假說、交易成本假說和市場資訊假說能夠解釋兩兩商品時間序列所得的結論。

根據以上國外學者們的研究，大致皆同意ETF與其股價指數皆有共整合效果，並且具有價格發現的功能。

第三節 國外其餘相關領域文獻回顧

此外，由於ETF具有避險與套利的功能，而ETF可融資融券，亦具有小部分槓桿操作的特性，故吾人可以引用在相關金融領域的豐富研究，來觀察兩市場間對於價格發現與市場整合的論述。尤其在期貨相關領域的研究上，對於描述指數期貨與現貨市場間的文獻十分豐富。Kasa(1992)應用Johansen共整合檢定法，對美國、日本、德國與加拿大四國股市做研究，期望能發現國際股市間的共同隨機趨勢(common stochastic trend)，結果發現各國股市間呈現出單一的共同隨機趨勢，當中以日本的重要程度最大，加拿大的重要程度最小。

Ghosh(1993)採用單根檢定與誤差修正模型，採用1988年整年的15分鐘的日內資料，研究S&P 500指數現貨與在芝加哥商品交易所(CME)交易的指數期貨，發現S&P 500指數期貨與現貨呈現穩定的共整合關係，此外，證據傾向支持本期的失衡部分，會在下一期修正之，惟現貨朝向長期關係修正；在短期互動中，期貨也對現貨顯現較強的影響力，證明較多的資訊從S&P 500期貨流向現貨市場。且文中也提到使用誤差修正模型提供了潛在預測價格變化的功能，優於天真模型(Naive model)。

Wahab and Lashgari(1993)以日收盤資料測試S&P 500和FTSE-100指數期貨與現貨，探討兩者間的動態關係。共整合分析發現，新訊息對價格的反應在短期內或許有些不同，但若這兩個市場有效率，長期終將回歸均衡關係。雖然S&P 500與FTSE 100指數期貨與現貨市場具有無庸置疑的同步(simultaneous)程度，但卻發現現貨價格傾向領先期貨價格。

Shyy、Vijayraghavan and Scott-Quinn(1996)以法國CAC 40股價指數期貨與現貨及其成份股每分鐘成交價及買、賣價，利用誤差修正模型(ECM)進行分析，結果發現當以成交價進行研究時，股價指數期貨領先現貨，但成交價卻含非同步交易的問題，因此作者以買、賣價的中間價格(mid-quote points of bid/ask prices)重新分析時，卻得到了現貨領先期貨完全相反的結果。

Fleming、Ostdiek and Whaley(1996)則以交易成本與價格發現關係的議題，比較股票市場、期貨市場與選擇權市場的交易成本，研究資料包括S&P 100股價指數、S&P 500股價指數、S&P 100股價指數買權、S&P 100股價指數賣權與S&P 500指數期貨這五個時間序列，使用自1988年的1月到1991年的3月間5分鐘的日內資料做研究，以解釋價格發現的原因。總結而言，交易成本對交易的型態影響相當大，如果是交易單一

個股，價格發現功能會發生在股票市場，因為股票市場的成本較低，也比選擇權市場提供較高的流動性與交易量；相反地，若是交易指數的話，則衍生性商品的市場就會具有價格發現的功能，因為在這些市場裡交易指數，會比在現貨市場交易指數成本來得低。

Tse(1998)採用共整合模型、誤差修正模型，輔以衝擊反應分析及誤差變異數拆解，探討同時在LIFFE及SIMEX交易的三個月期歐洲德國馬克(Euromark，境外德國馬克)期貨，它們的訊息傳遞與市場整合功能。研究顯示兩市場的期貨價格在接收到新的訊息時，會朝向一共同的隨機趨勢整合。若單以收盤價或開盤價來看，由於倫敦與新加坡的交易時間並非同步，故新訊息發生時兩市場皆非主導者；然而若以兩者共同的交易時間11:10來看，倫敦的市場會比新加坡的市場較有效率，這或許是因為成交量及套利活動在LIFFE較多的因素。

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同因子，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。

Tse(1999)利用道瓊工業指數(DJIA)與其在CBOT所交易的指數期貨，兩者的每分鐘資料，來作價格發現與波動外溢性的研究，研究期間自1997的11月到1998年的4月。文中主要的方法為VECM及EGARCH模型，實證結果顯示不論是VECM或是Hasbrouck(1995) common trend model，都支持DJIA指數期貨市場具有價格發現的功能，而價格發現主要集中在期貨市場，佔88.3%的訊息比重，具有主導市場的角色；而利用雙變量EGARCH模型的實證指出，期貨現貨兩市場間的波動性，的確存在相關性

，不過，由期貨市場傳導至現貨市場的程度，則比現貨市場傳導至期貨市場來的明顯，最後，作者指出不論是期貨與現貨市場裡，所產生壞消息使得波動性加劇的程度，比起好消息所造成的影響程度，來得更強烈。

Kim、Szakmary and Schwarz(1999)以VAR模型檢驗S&P 500、MMI⁹、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VAR(向量自我迴歸模型)與衝擊反應分析為研究方法，發現在三個期貨市場中，以S&P 500最為領先，且具有最高的能力解釋其他市場之未預期的未來變動，而現貨是MMI指數主導，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，但衝擊的持續性因其來源而有所不同。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。

Chiang and Fong(2001)以香港恆生指數的現貨、期貨與選擇權為研究對象，發現恆指選擇權落後現貨的期數多於領先現貨的期數，但期貨仍是三個市場之中較為領先的。Chiang and Fong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(如：恆生 33 指數)，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，故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。

Roope and Zurbrugg(2002)研究摩根台股指數期貨與現貨在 SIMEX 與 TAIEX 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

⁹ MMI：主要市場指數(Major Market Index)，1992年開始在CBOT交易。

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。

第四節 國內相關領域文獻回顧

由於 ETF 是 2003 年才引進國內，國內學者對此研究尚不是很多，主要是從制度面或發行面來談此一新種金融商品。劉穎峰(2001)，從制度面與法規面上探討交易所交易基金(ETF)在台灣發行的可行性研究，建議主管機關發行 ETF 時，應以共同基金方式發行。也對現行基金管理辦法中可能會對交易所買賣基金造成營運上的障礙，以及租稅課徵問題加以提出分析，堪稱是國內研究 ETF 制度面的先驅。而證交所企劃室的葛思惠(2001、2002)，亦從主管機關的觀點，規劃了 ETF 在台灣發行的實務面，亦讓台灣 ETF 得以順利發行。

然在探討期貨與現貨間價格發現功能的學術文獻裡，國內倒有學者從事相關性的研究。如：廖崇豪(1994)以研究自1982年4月至1994年1月間，S&P 500指數期貨和現貨的月資料，檢定兩者的領先－落後的關係，研究方法採Johansen最大概似估計法、誤差修正模型(ECM)及ARIMA模型，得到的結論是期貨和現貨存在一個共整合向量，表示兩者短期雖然受各自不同供給及需求所影響，但長期趨向會有一致的均衡關係，而在領先－落後關係方面，則是股價指數現貨領先股價指數期貨，且就預測模式而言，並沒有任一模式絕對優越，仍須視使用情況而定，但ECM確可捕捉數列的長期趨勢。

賴瑞芬(1996)使用Granger因果關係檢定，研究摩根台股指數期貨與現貨間的因果關係，發現摩根台股指數期貨與現貨價格間有很明顯的「回饋」(feedback)關係，

兩者互為影響，互為對方的因。並且期貨與現貨間的關係很顯著，期貨領先現貨達25分鐘，但現貨領先期貨為60分鐘，顯示期貨市場對資訊的反應較慢。

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，但在價格發現的功能上，現貨指數之領先關係較期貨指數來得強烈。

沈中華(1998)採中鋼、亞泥、嘉泥與東雲四家企業為樣本，採用Granger因果關係、誤差修正模型、ARCH與GARCH模型，研究自各樣本公司海外存託憑證發行之日起，至民國八十四年十二月卅一日止，台灣企業所發行的海外存託憑證與普通股股價間的訊息傳遞關係，得到三點結論：(1)國內市場的股價領先國外市場的股價。(2)不同市場投資者所面臨的價差，對海外存託憑證與普通股間之因果關係沒有顯著的影響。(3)報酬波動的外溢效果在海外存託憑證與普通股間並無一致的結論，而波動外溢效果不具有不對稱性，顯示不同的資訊衝擊對波動的影響並無差異。

郭煒翎(1998)以摩根台股期貨與現貨，研究期間自1997年3月1日至1998年2月27日共282組日資料，以及從1997年10月30日至1998年2月27日總共3000組樣本之每五分鐘資料，分別進行期貨與現貨的領先與落後關係之研究，整體而言，不論是日資料或是每五分鐘資料，期貨與現貨報酬率之間的領先與落後關係較明顯，而期貨與現貨波動之間的領先與落後關係較不明顯，且領先與落後的關係並非單向的；換言之，隨著研究資料期間的不同，期貨與現貨間之領先與落後關係可能會互換，有時甚至會存在有既領先又落後的雙向關係。

李承翰(1999)採用1997年7月1日至1998年2月28日的股價指數及匯率的日資料，

利用兩階段估計法共整合模型、Granger因果關係與誤差修正模型(ECM)，針對在東南亞金融風暴期間，東亞各國間股市及匯率之整合性做研究，結果發現此期間東南亞國家的股匯市之間具有高度的整合性，且股價指數皆不能領先匯率。此外，東南亞各國之股價指數在長期間彼此皆具有同步變動的關係。

王凱蒂(2000)以誤差修正模型探討台灣加權股價指數與台股指數期貨之價格發現關係，採用台股指數現貨與期貨的五分鐘交易資料，研究期間自1998年9月1日起至1999年12月31日止，結果發現兩者存在共整合的長期均衡關係，且均會對前期誤差做均衡調整，但期貨調整的速度較現貨快，期貨領先現貨約15分鐘，現貨領先期貨約20分鐘，兩者具回饋的因果關係。

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。

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則在伯仲之間，顯示台股期貨居於價格發現的主導地位。

根據先前學者們的研究顯示，低交易成本、高槓桿操作、交易障礙較少的金融商品，較具有價格發現的功能，並且由於不同的市場間對於資訊傳遞的反應來調整其價格，則代表市場整合的功能。Chu et al.(1999)、Olienyk et al.(1999)、Hasbrouck (2002)

與唐婉蕙(2002)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。而在期貨領域方面，學者們如：Ghosh(1993)、Wahab et al.(1993)、Shyy(1996)、Fleming et al.(1996)、Tse(1999)、Booth et al.(1999)、Kim et al.(1999)、Chiang and Fong(2001)、Roope and Zubruegg(2002)、賴瑞芬(1996)、黃玉娟等(1997)、郭煒翎(1998)、王凱蒂(2000)、謝文良(2002)、施雅菁(2002)使用共整合檢定與 ECM 模型，來探討期貨與現貨間的市場整合關係與其價格發現功能，而沈中華(1998)則利用 ECM 模型等方法，探究存託憑證的價格發現功能，李承翰(1998)使用共整合模型與 ECM 模型，探討股價指數與匯率間的關係。由於之前學者們普遍使用 ECM 模型探討兩金融商品價格發現的功能，故本研究亦擬以此模型來探討 ETF 與其所追蹤的股價指數間的關係。

第三章 研究方法

本研究爲了瞭解 ETF 報酬與其對應的股價指數的關聯性，因此對 ETF 及其對應的股價指數的恆定性(stationary)、外生性(exogenous)、與兩個變數間的關聯性，須進行實證統計檢定與測試。因此，本論文採用 ADF 單根檢定、Granger 因果關係檢定、Johansen 共整合檢定以及 VECM 向量誤差修正模型等統計方法，並輔以衝擊反應分析及變異數拆解分析，得出實證結果以瞭解股價指數對 ETF 報酬的影響。

第一節 樣本及資料來源

本研究選取與台灣 50 指數關聯性較大的兩商品，一是在美國證交所掛牌，追蹤 Nasdaq 100 指數的 Cube (AMEX 代號：QQQ)；二是在美國證交所及香港聯交所同時掛牌，以追蹤摩根台股指數的 iShare MSCI Taiwan index fund (AMEX 代號：EWT)。

表 3-1 台灣 50 指數、MSCI Taiwan 指數、Nasdaq 100 指數的相關係數表

	TW50 指數	MSCI Taiwan 指數	Nasdaq 100 指數
TW50 指數	1		
MSCI Taiwan 指數	0.991833	1	
Nasdaq 100 指數	0.845722	0.793908	1

資料來源：資料選取期間爲 1997 年 4 月 1 日起至 2003 年 4 月 30 日止日收盤資料。

顯著水準爲 95%。

由上表可知，台灣五十指數與 MSCI 台灣指數具有高度的正相關(0.991833)，並且也與 Nasdaq 100 指數呈現正相關(0.845722)，故吾人可採用這兩個股價指數所代表的兩檔 ETF，從事計量實證分析，希望能將實證分析的結果，推移到台灣甫發行之 ETF—「寶來台灣五十卓越基金」作為發行時的參考。

此外，下圖是從 2001 年 6 月 9 日至 2003 年 6 月 8 日的兩檔 ETF—QQQ 及 iShare EWT 的移動平均報酬率圖，橫軸為時間數列，縱軸為兩檔 ETF 的移動平均報酬率。由線圖我們可以看出，在這兩年的期間內，兩檔 ETF 在報酬率趨勢圖上大致呈現平行移動現象，兩者似乎有著高度的關聯性。



圖 3-1 QQQ 及 iShare EWT 移動平均報酬圖

資料來源：<http://www.nasdaq.com>

技術提供：EDGAR Online Inc.

而兩檔在美國證券交易所(AMEX)掛牌交易的 ETF 資料略述如下：

表 3-2 QQQ 與 iShare EWT 的資料概述

	QQQ	iShare EWT
追蹤指數	Nasdaq 100 Index	MSCI Taiwan Index
指數別	市場指數	國家指數
掛牌證交所	美國證券交易所	美國證券交易所及香港聯交所
交易貨幣	美元	美元
組合資產的分割比例	Nasdaq * 1/40	MSCI 台灣指數 * 1/20
發行日期	1999 年 3 月 10 日	2000 年 6 月 25 日
放空允許	可	可
ETF 選擇權	有	無
電子科技股所佔比例	68.91%	51.56%
基金管理費	0.11%	0.75%
申購費	0.09%	0.24%

資料來源：美國證券交易所 AMEX、QQQ 與 iShare 公開說明書。

本研究資料來源有二：一為取自美國 Nasdaq 100 股價指數及其所代表 ETF 的 QQQ，樣本資料來源為 Yahoo 網站，期間自 1999 年 3 月 11 日起，至 2003 年 5 月 30 日止，共計有 1103 筆日資料。另一為取自 MSCI 摩根台股指數，及其所代表 ETF 的 iShare EWT。樣本資料來源為 MSCI 網站及 Yahoo 網站，期間自 2000 年 6 月 26 日起，至 2003 年 5 月 30 日止，共計有 766 筆日資料。

另外，由於在研究樣本中，MSCI Taiwan Index 與 iShare EWT 基金的交易日並不相同，故吾人以 iShare EWT 基金為基準，將 MSCI Taiwan Index 的指數資料延後一天

，以配合基金的收盤價。若遇到放假日期不一致的情況，就將放假日補上前一日的資料，使一週的資料均為五個交易日。

第二節 定態數列與非定態數列

經濟變數的時間序列，可以分成「定態數列(stationary series)」與「非定態數列(non-stationary series)」。

一般傳統的實證研究上，大多皆假設資料為定態的來做研究，但經濟學家逐漸發現到，以往實證研究所採用傳統的迴歸分析方法，例如：普通最小平方法(OLS)與一般最小平方法(GLS)，皆需假設殘差項需滿足白噪音(white noise)，所以，當經濟變數之時間序列若不符合定態時，運用傳統的檢定方法容易棄卻變數間無相關的虛無假設。如Granger & Newbold(1974)曾採用Box & Jenkins(1970)之方法將資料差分後，出現 R^2 很高，變數之t統計量非常顯著，但是D.W.統計值卻偏低的現象，此即為Granger 及 Newbold(1974)所提出的假性迴歸(spurious regression)現象，在拒絕沒有序列相關(serial correlation)的虛無假設時，將會有相當大的偏誤。所以，後來的學者如Granger(1981)、Engle & Granger(1987)乃均以共整合的方法來避免此一現象。

探討共整合前吾人需先討論原始資料的定態與非定態的觀念。由於大多數的經濟變數多呈現 $I(0)$ 序列，亦即非定態的時間序列，而吾人必須經過一階差分後使數列呈現 $I(1)$ 的定態序列，因此吾人將就定態序列與非定態序列做一比較。由表3-3可知， $I(0)$ 序列與 $I(1)$ 序列有很大的差異性，所以在作時間序列之各項統計分析前，必須先使該序列呈現定態。若有兩個變數經由差分方式轉成定態序列後，在討論兩者的相關性時可能會喪失變數間原本存在的長期均衡關係，因此產生不當的結論，而Engle & Granger (1987)提出的共整合分析即在避免差分之缺點。表3-3列示了定態序列與非定態序列兩者的比較。

表 3-3 定態序列與非定態序列之比較

定態序列	非定態序列
平均值為0，變數緊繞平均值變動，有回到平均值的趨向。	少有通過平均值。
變異數有限，不隨時間而增加。	變異數隨時間快速增加，當時間趨近無限大時，變異數亦趨近無限大。
隨機衝擊項只有短暫影響，時間越遠影響越小。	隨機衝擊項有持續性影響，對序列有長久記憶性。
變數再一次跨越平均值的時間間隔有限。	序列與平均值交叉的間隔期間無限大。
隨著遞延時間增長，自我相關係數迅速下降，如：白噪音(white noise)即為I(0)序列。	自我相關係數隨時間的增加漸趨於1。如隨機漫步模型(random walk)即典型的I(1)序列。

統計領域裡通常將「定態」區分為嚴格定態(strictly stationary)以及弱性定態(weakly Stationary)兩種性質，一般在探討共整合時大多採取後者之觀念。而經由平均數與變異數之比較，也可以區分出定態與非定態時間序列彼此之不同，亦即：

$$E(Y_t) = E(Y_{t-s}) = \mu \quad (3-1)$$

$$Var(Y_t) = Var(Y_{t-s}) = \sigma_Y \quad (3-2)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-s}) = Cov(Y_{t-j}, Y_{t-j-s}) = \gamma_s \quad (3-3)$$

以上三式表示， Y_t 之平均數不隨著時間改變而不同，且其變異數與不同落差期間(落差 s 期， s 為任意數)之共變異數亦不隨時間之改變而有所不同。若一隨機變數之時間序列資料滿足以上之條件，則稱之為定態序列，否則皆為非定態序列。依據

Granger(1986)、Engle & Granger(1987)提出，一時間序列若不須經任何的差分過程即屬於定態序列，則其整合級次即為0，可用 $Y_t \sim I(0)$ 來表示，如：白噪音過程(white Noise process)；而一時間序列若經過了 d 次差分後可達成定態序列，則其整合級次即為 d ，可用 $Y_t \sim I(d)$ 來表示，如：隨機漫步過程(random walk process)之模型。

第三節 單根檢定

傳統的迴歸分析中，常預先假定迴歸分析時間序列之資料，均滿足迴歸分析之最佳線性不偏估計(best linear unbiased estimator, BLUE)，方便對時間序列之資料作直接的分析 and 預測，再檢定資料是否滿足迴歸分析之基本假設，可是Granger & Newbold(1974)指出，若是忽略時間數列的定態性，因而有時間數列之假性迴歸，使估計結果並無任何經濟上的意義。對於定態之時間數列，係指數列之統計特性，並不會隨著時間的變化而有所改變。當我們運用一般迴歸分析時，其時間必須為定態。因定態之時間數列，漸進分配理論才會成立，檢定步驟才能夠進行。事實上，許多時間數列之資料均為非定態且有單根現象存在，因此，我們必須對非定態的時間數列採取差分的步驟，使資料成為定態數列。

古典的計量經濟模型通常假設時間序列是定態(stationary)，簡單的說，就是序列的平均值與變異數是常數。定態是許多計量實證模型的基礎，而單根檢定的主要目的，就在於確定經濟變數之時間序列的整合級數(integrated order)，藉以判斷時間序列的定態性質。一般而言，價格通常都是非定態的，而經過一階差分之後的對數報酬，則大部分會呈現定態。

檢定數列是否為定態時，有PP檢定法、DF檢定法與ADF檢定法。在此我們利用

ADF檢定法(Augmented Dickey-Fuller檢定)，該法係指以AR(1)模型檢定其係數是否為1，來判斷時間序列是否具有單根，但因為實證上時間序列的誤差項常存在高階序列相關，不符合誤差項*iid*(independently identical distribution)的假設，導致其檢定力受到懷疑。為修正此項缺點，因此改以AR(m)模型進行單根檢定，亦即克服在最適落後期數的選擇，避免過度差分所會造成的偏誤而導致估計無效率的問題，此稱為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。欲檢驗的變數模型配置如下：

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

$$\Delta Y_t = \beta_0 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3-4)$$

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

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3-5)$$

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

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 Y_{t-1} + \gamma t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3-6)$$

其中： Y_t 表示序列變數第 t 期之值

α 表示截距項(intercept term)

t 為時間趨勢

$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ； k 為適當之落後期數，以保證誤差項 ε_t 為白噪音(white noise)，即：

$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 。

欲檢定之虛無假設皆為 $H_0: \beta_0=0$ ，若其顯著異於零，即表示數列為定態，若不能拒絕虛無假設，顯示數列具有單根現象，為一非恆定性的時間序列資料，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。只要變數原始序列的

水準項接受任一形式之單根檢定的虛無假設，吾人即認定該變數屬於非恆定性的時間序列，必須更進一步的對變數進行一階差分的單根檢定，以確保序列的整合級次是否相同。

爲了使迴歸誤差項不具序列相關，必須選取最適落後期數進行分析，而最適落後期數的選擇亦爲一重要的課題。因爲當落後期數選取太少時，實證結果會因參數精簡(parsimonious parameterization)而產生偏誤；但若所選用的落後期數太長時，又會因過度參數化(over parameterization)而使得估計無效率。本研究根據Harris、McInish、Shoensmith and Wood(1995)建議從第六期依次進行測試，以AIC(Akaike information criterion)最小值來取 k 值，並同時決定最適落後期數，以確保此最適落後期數之誤差項趨於白噪音(white noise)。

第四節 共整合

4.1 共整合向量

經濟變數的時間序列通常不屬定態的隨機過程，彼此間常存在共同趨勢，Granger(1986)指出，兩個或多個整合級次相同之非定態數列，可能存在著一個或多個長期的共同趨勢，使得變數間之線性組合能使之成爲一定態數列，則意味著變數間存在有長期的穩定均衡關係。其次，Engle & Granger(1987)指出，即使個別經濟變數是依隨機漫步之過程，可是假若變數間存在共整合關係時，則這些變數的線性組合在長期內必藉短期之動態調整，而回復至長期的均衡水準。

正式的定義可寫成一若同時符合下列兩個條件：

1. 向量 Y_t 中所有變數之整合級次皆爲 d 次。

2. 存在一向量 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ ，使線性組合 $\beta_1 Y_{1t} + \beta_2 Y_{2t} + \dots + \beta_n Y_{nt}$ 的共整合級次為 $(d - b)$ ，其中 $b > 0$ ，向量 β 稱為共整合向量。

則吾人可稱向量 $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})'$ 中之變數，具有共整合關係，吾人亦可以表示成 $Y_t \sim CI(d, b)$ 。

經由上述的共整合定義中，我們可以得到如下的結論：

1. 當所有變數的整合階次大於零且相同時，此變數間若存在一線性組合使其成為恆定的時間序列，即稱此關係為共整合。
2. 非定態變數大多為 $I(1)$ 的時間序列，因此實證分析中大多是探討 $Y_t \sim CI(1, 1)$ 的情況，若有共整合關係存在，則其線性組合後的均衡誤差 e_t 為 $I(0)$ 的敘列， e_t 會隨著長期平均值波動，並且經常重回到長期平均值。
3. 若變數間存在共整合關係，則所有變數的整合級次相同。
4. 當 Y_t 具有 n 個變數時，最多只會存在 r 個線性獨立的共整合向量 β ，此時 β 的秩(rank)即被稱作是 Y_t 共整合的秩(cointegration rank)。

共整合分析因為不需對時間序列資料進行差分轉換，所以可以避免非定態的經濟變數在經由差分轉換後所導致喪失長期訊息的缺點。此外，Perman(1991)指出若變數間均衡關係確實存在，則變數間應該也具有共整合關係。因此檢定共整合關係存在與否，也是檢定長期均衡關係的存在與否，以及經濟模型是否正確的問題。

4.2 Johansen 共整合檢定

共整合檢定一般有兩個方法：Engle & Granger兩階段估計法(two-step estimation)與Johansen最大概似估計法(maximum likelihood method, MLE)。其中Johansen最大概

似估計法有較多優點，故本研究以應用較廣的Johansen最大概似估計法作為共整合檢定法。

若資料經過 d 次差分之後呈現定態，則符合了共整合的先決條件，因此吾人將進一步以共整合分析對資料作深入的探討。

根據Engle and Granger(1987)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，那麼他們具有共整合關係。整合級次(integrated order) d 定義為一時間序列 Y_t ，經過 d 次差分後為定態的ARMA形式，此時 Y_t 稱為 d 階整合，以 $Y_t \sim I(d)$ 表示。當變數 X_t 和 Y_t 均為 $I(1)$ 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 $Y_t - \mu - \beta X_t = E_t$ 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。

共整合檢定一般有兩種方法，第一種為 Engle and Granger(1987)的兩階段估計法，另一種是 Johansen and Juselius(1990)所提出的最大概似估計法。前者雖然易於執行，然卻有樣本數需較大，及容易產生估計誤差等缺點，相較之下後者的優點較多，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。表 3-4 列示了 Engle & Granger 兩階段估計法與 Johansen 最大概似估計法之比較。

表 3-4 Engle & Granger 兩階段估計法與 Johansen 最大概似估計法之比較

Engle & Granger 兩階段估計法	Johansen 最大概似估計法
以雙變數為主，方法雖然計算簡單，但是卻有正規化(normality)問題，即：若採用不同變數作應變數，則以 OLS 估計將產生不同的結果。	可估計出變數間存在的所有共整合關係，並針對變數間的關係加以檢定。
只能找到一組共整合向量。	檢定統計量具有正確良好的極限分配，以檢定變數間的共整合向量個數。
	<p>最大概似估計法具有下列特點：</p> <ul style="list-style-type: none"> ➤ 基於最大概似原則所建立。 ➤ 可以獨立估計共整合向量的個數。 ➤ 可以對其整合向量的個數進行檢定。 ➤ 可以對向量誤差修正模型之估計進行檢定。 ➤ 有良好的極限分配。
	Gonzalo(1989)曾將各種估計、檢定共整合關係之方法進行蒙地卡羅模擬，發現由最大概似函數求得的估計式較佳，可改善 Engle & Granger 兩階段估計法在小樣本下，參數估計偏誤的情形。

Engle & Granger(1987)的方法存在一些缺失，尤其在臨界值的選用上須特別小心，因其臨界值數值較小，使得實證結果易傾向於接受共整合，因此本研究運用 Johansen 最大概似估計法進行共整合檢定。而 Johansen 最大概似估計法檢定，又分為軌跡檢定(trace statistic)與最大特性根檢定(maximum eigenvalue statistic)，檢定的統計量分述

如下：

➤ 軌跡檢定

此為 Osterwald and Lenum(1992)所做的精簡秩(reduce rank)檢定，檢定統計量如下：

$$\lambda_{trace} = -T \cdot \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (3-7)$$

H₀：最多有 r 個共整合向量，故至少有 $n-r$ 個共整合趨勢。

H₁：最少有 $r+1$ 個共整合向量。

➤ 最大特性根檢定

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

$$\lambda_{Max} = -T \cdot \ln(1 - \lambda_{i+1}) \quad (3-8)$$

在檢定準則方面：若Johansen共整合檢定之最大概似估計值大於5%顯著水準下的臨界值，則兩市場間具有共整合關係，而落後期數的選取亦以AIC(Akaike information criterion)最小值為準則。若檢定結果顯示股價指數與ETF價格間具有共整合關係，則以誤差修正模型(Error-correction Model, ECM)進行線性Granger因果關係檢定；反之，則以序列之差分值搭配傳統的向量自我迴歸(Vector Autoregression, VAR)進行Granger因果關係檢定。

Johansen(1988)透過一階差分後的 P 階 VAR 模型為出發點，即可求得其所對應的誤差修正表現式(error correction representation)。之後又陸續將常數項與趨勢項納入

VAR 模型，進而衍生出五種不同形式的 VAR 模式，這五種模型依序彙整如下：

Model 1：差分後資料無常數、無線性趨勢(linear trends)

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta' Y_{t-1}) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (3-9)$$

但此種模型的限制最多，在實證上並不常見。

Model 2：差分後資料無常數、無線性趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu_1) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (3-10)$$

若原始資料的時間序列並不呈現線性趨勢，可以考慮此模型。

Model 3：差分後資料有常數，無線性趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha \mu_2 + \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu_1) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (3-11)$$

若原始資料的時間序列呈現線性趨勢，可以考慮此模型。

Model 4：差分後資料有常數、有線性趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha \mu_2 + \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu_1 + \delta_1 t) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (3-12)$$

若原始資料的時間序列呈現線性趨勢，可以考慮此模型。

Model 5：差分後資料呈現線性趨勢或二階趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha \mu_2 + \alpha \delta_1 t + \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu_1 + \delta_1 t) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (3-13)$$

在實證上此模型較不常見。

由於上述五種Johansen VAR模型的限制條件各不相同，若同時利用這五個向量

自我迴歸模型進行共整合向量個數的檢定，將會面臨究竟何種模型較適當的問題。為了解決此問題，Johansen建議以Pantula原則，並提出以下模型選取的優先順序原則：

$$H_0(0) \subset H^*_1(0) \subset H_1(0) \subset H^*_2(0) \subset H_2(0)$$

$$\cap \qquad \cap \qquad \cap \qquad \cap \qquad \cap$$

$$H_0(1) \subset H^*_1(1) \subset H_1(1) \subset H^*_2(1) \subset H_2(1)$$

$$\cap \qquad \cap \qquad \cap \qquad \cap \qquad \cap$$

$$\cap \qquad \cap \qquad \cap \qquad \cap \qquad \cap$$

$$H_0(p-1) \subset H^*_1(p-1) \subset H_1(p-1) \subset H^*_2(p-1) \subset H_2(p-1)$$

即隨著共整合向量的遞增，依照模型限制的多寡，由左向右，由上至下檢查，直到找到不拒絕虛無假設為止，同時決定秩與所採用的模型。

第五節 ECM 誤差修正模型

誤差修正模型乃是描述一個共同隨機趨勢(common stochastic trend)，亦即前期的殘差項偏離長期均衡價格時，可以在本期做修正調整。根據Engle和Granger(1987)的研究指出，如果兩變數 S_t (股價指數)和 ETF_t 具共整合關係時，必定有一誤差修正項存在。其觀念是藉由前期之長期共整合失衡部份，修正短期動態調整的現象，以解釋數列間短期變動關係以及由短期不均衡狀態調整至長期均衡的過程，可用誤差修正模型來表示兩者之間的關係：

$$\Delta S_t = \mu_1 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{1,S} \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_{1,ETF} \Delta ETF_{t-j} + \varepsilon_{s,t} \quad (3-14)$$

$$\Delta ETF_t = \mu_2 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{2,S} \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_{2,ETF} \Delta ETF_{t-j} + \varepsilon_{ETF,t} \quad (3-15)$$

上述二式為誤差修正模型，其中， $Z_{t-1}=S_{t-1}-\alpha ETF_{t-1}$ 為誤差修正項或長期調整項(error correction term)， α_1 及 α_2 為修正係數，衡量上一期偏離均衡的部份在本期反應於自變數變化之能力，透過m、n的選擇使 ε_t 為白噪音， μ_1 、 μ_2 為常數截距項， S_t 數列之變動可由上期誤差修正項、前期 S_t 的變化以及前期 ETF_t 的變化所解釋； ETF_t 亦同理。若 β_1 之t統計量顯著，表示變數 S_t 目前的變化，可由該變數過去之變化來解釋； β_2 之t統計量顯著，則表示變數 ETF_t 目前的變化可由另一個變數 ETF_t 過去的變化來解釋，此外，若 β 之統計量均不顯著，但 α 的統計量卻顯著，表示兩變數之間具有共同之趨勢，本期之變動為兩個變數線性的結果。可知誤差修正模型具有短期動態與長期均衡之概念；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。

吾人亦可用誤差修正模型探討因果關係：

1. $H_0 : \beta_{1,ETF}=0$ ，拒絕 H_0 ，表 ETF_t 為 S_t (股價指數)的因， ETF 會影響股價指數。
2. $H_0 : \beta_{2,S}=0$ ，拒絕 H_0 ，表示 S_t (股價指數)為 ETF_t 的因，股價指數會影響 ETF 。
3. 若 $H_0 : \beta_{1,ETF}=0$ 、 $H_0 : \beta_{2,S}=0$ 皆拒絕，表股價指數與 ETF 之間存在回饋關係。
4. $H_0 : \alpha_1=0$ ，拒絕 H_0 ，表 S_t 會往長期均衡作移動。
5. $H_0 : \alpha_2=0$ ，拒絕 H_0 ，表 ETF_t 會往長期均衡作移動。

若存在共整合關係，最後二種情況之檢定至少有一個會拒絕。

第六節 衝擊反應分析與誤差變異數拆解

6.1 衝擊反應分析

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(dynamic response pattern)，一般VAR

模型為：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-16)$$

Sims利用Wald分解定理，將上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：

$$\begin{aligned} Y_t - \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} &= \alpha + \varepsilon_t \\ (I - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m) Y_t &= \alpha + \varepsilon_t \\ Y_t &= (I - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \alpha + (I - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \varepsilon_t \\ Y_t &= \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} \end{aligned} \quad (3-17)$$

其中： α 為 $(n \times 1)$ 的常數向量

L^m 為落後因子的 m 次方項

C_i 為 $(n \times n)$ 矩陣

C_0 為單位矩陣

上式表示每一當期之變數，皆可由體系內所有落後期之隨機衝擊項 ε_t 表示，若隨機衝擊項與當期無關，則將變數表示為各期隨機衝擊項之組成，可獲唯一的組合；但當一般隨機衝擊項具有當期相關時，必須利用Choleski分解定理完成正交化過程，以去除隨機衝擊項之當期相關。換句話說，即在(3-17)式放入一個三角矩陣(lower triangular matrix) $V(VV'=I)$ ：

$$Y_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} C_i V V' \varepsilon_{t-i} \quad (3-18)$$

將上式進一步簡化為：

$$Y_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} D_i \eta_{t-i} \quad (3-19)$$

其中， $D_i = C_i V$ ， $\eta_{t-i} = V' \mu_{t-i}$ 為一序列無關且當期無關之正交化隨機衝擊項。由方程式3-19可獲對角化(diagonalized)之共變異矩陣。故可由 D_i 的大小看出，當變數的隨機衝擊項變動時，會對另外其他變數產生那些影響，進而觀察衝擊反應大小之變化，正向或負向的影響，持續性(persistence)或跳動性(volatility)的衝擊，以及反應速度的快慢。

6.2 誤差變異數拆解

誤差變異數分解(variance decomposition)可用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。

由3-19式中的正交化干擾項可導出 Y_t 的 k 期預測誤差為：

$$Y_t - E_{t-k} Y_t = D_0 \eta_{t-1} + \dots + D_{k-1} \eta_{t-k-1} \quad (3-20)$$

其中， $E_{t-k} Y_t = E[Y_t | Y_{t-k}, Y_{t-k-1}, \dots]$ 表示利用第 $t-k$ 期對第 t 期做預測可能產生之誤差，由 k 階的預測誤差可求得對應預測誤差共變異矩陣為：

$$E(Y_t - E_{t-k}Y_t)(Y_t - E_{t-k}Y_t)' = D_0E(\eta_t\eta_t')D_0' + D_1E(\eta_t\eta_t')D_1' + \dots + D_{k-1}E(\eta_t\eta_t')D_{k-1}' \quad (3-21)$$

上式說明每一變數的變異數皆可表示為所有變異數之加權總和，也可推估每一期對角線上之數值，且此數值之大小決定於 D_k 之矩陣元素，所以透過VAR模型的移動平均法中之係數矩陣 D ，可對各變數之預測 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。

本表的數字代表前一期預測誤差變異數的來源比例，顯示某變數的前一期預測誤差變異數中，可以被本身變數及另一變數的 innovation 解釋的比例。預測誤差變異數計算如下：

$$\left(\frac{\sum_{k=0}^{t-1} B_{ij,k}^2}{\sum_{j=0}^n \sum_{k=0}^{t-1} B_{ij,k}^2} \right) \times 100 \quad (3-22)$$

其中， $B_{ij,k}$ 由正交化移動平均轉換的 $n \times 1$ 向量計算而得， n 表系統中的變數個數。預測誤差變異數顯示變數 i 的 t 期前一期預測誤差變異數中，可以被變數 j 的innovation 解釋的比例。

本研究主要以向量誤差修正模型與 Johansen 共整合檢定作為判斷股價指數與 ETF 之價格發現與市場整合關係，並利用衝擊反應分析及預測誤差變異數拆解，來解釋短期內變數間的關係，使整個實證分析結果更為精確。

第四章 實證分析

本章乃根據第三章研究方法所敘述的樣本選取、方法論、實證模型等設計，分成下列部分進行分析。先簡述原始資料的特徵，再來以單根檢定、Johansen 共整合檢定、誤差修正模型，與衝擊反應分析、誤差變異數拆解，探討 ETF 與股價指數之間的價格發現關係。

第一節 資料概述

表 4-3 列示了本研究所選取樣本資料的敘述統計量。吾人選取 Nasdaq 100 指數與 QQQ 自 1999 年 3 月 10 日至 2003 年 5 月 30 日共 1103 筆日資料，以及 MSCI 台灣指數與 iShare EWT 自 2000 年 6 月 25 日至 2003 年 5 月 30 日共 766 筆日資料，發覺各敘述統計量皆存有差異性，因為 QQQ 的定價為 Nasdaq 100 指數的 1/40，而 iShare EWT 的定價為 MSCI 台灣指數的 1/20，由於四項數列的平均數皆在中位數的右邊，故此四項數列分配皆是右偏。

在原始資料裡，我們可以看出，Nasdaq 100 指數及其所代表的 ETF(QQQ)為右偏低闊峰，從 Jarque-Bera 檢定值更可驗證其並非常態分配。然在 MSCI 台灣指數及其所代表的 ETF(EWT)來說，卻為右偏高狹峰，同樣地，我們從 Jarque-Bera 檢定值也可驗證其並非常態分配，故吾人可採用共整合檢定與誤差修正模型來探討。

同時，觀察這四筆資料，其 ADF 檢定值分別是 -2.178228、-2.072228、-2.586517

與-2.687552，皆未落入 1%的拒絕區內，數列皆呈現非定態，故在從事資料分析時，應將資料轉換成定態數列，才不致造成 R^2 值很高，但D-W值卻很低的「假性迴歸」(spurious regression)現象。

表 4-1 樣本資料的敘述統計表

<u>敘述統計</u>				
	Nasdaq 100	QQQ	MSCI台灣指數	iShare EWT
樣本數	1103筆	1103筆	766筆	766筆
平均值	2115.254	52.74921	237.0967	10.59446
中位數	1832.750	45.70000	233.6890	10.43500
最大值	4704.730	117.7500	378.5310	18.55000
最小值	804.6400	20.06000	155.9640	6.610000
標準差	1013.578	25.35227	46.90911	2.644214
偏態係數	0.659914	0.660536	0.952885	1.142560
峰態係數	2.241595	2.247578	3.757020	4.037782
<u>常態檢定</u>				
Jarque-Bera值	106.4912	106.2268	134.2107	201.0355
機率值	0	0	0	0
<u>單根檢定</u>				
ADF檢定	-2.178228 (1% : -3.9714)	-2.072228 (1% : -3.9714)	-2.586517 (1% : -3.9749)	-2.687552 (1% : -3.9748)

在檢視了資料的基本統計性質後，其次，吾人必須先對資料進行單根檢定，以判定資料是否為穩定的型態。若非定態，則進一步將資料作差分，來判定數列是為何種I(.)的型態，方可進行之後的研究。

第二節 單根檢定

依表4-2可知，Nasdaq 100指數、QQQ與MSCI台灣指數、iShare EWT在1%的顯

著水準下，均接受虛無假設，由此可知，此四變數皆不為定態的數列，爲了確定變數的整合級次均爲相同，此四變數需經一階差分後再進行一次單根檢定，由表4-6可知在1%顯著水準下，此四變數均拒絕虛無假設，表示在經過一階差分後，所有變數均爲恆定，亦即此四變數具有相同的整合級次I(1)。

表 4-2 原始數列 Nasdaq 100 指數-QQQ 與 MSCI 台灣指數-iShare EWT 的 ADF 檢定表

	Nasdaq 100 指數	QQQ	MSCI 台灣指數	iShare EWT
無截距項及趨勢項的 ADF 單根檢定	-0.713726 (-2.5676)	-0.723443 (-2.5676)	-1.701019 (-2.5684)	-1.961023 (-2.5684)
有截距項但無趨勢項的 ADF 單根檢定	-0.842449 (-3.4391)	-0.733972 (-3.4391)	-2.754674 (-3.4415)	-2.776067 (-3.4415)
有截距項及趨勢項的 ADF 單根檢定	-2.178228 (-3.9714)	-2.072228 (-3.9715)	-2.586517 (-3.9749)	-2.716748 (-3.9748)

註一：虛無假設 H_0 ：有單根現象(非定態)

對立假設 H_1 ：無單根現象(定態)

註二：括號內爲 1%的臨界值。



表 4-3 經一階差分後 Nasdaq 100 指數—QQQ 與 MSCI 台灣指數—iShare EWT 的單根檢定表

	Nasdaq 100 指數	QQQ	MSCI 台灣指數	iShare EWT	
無截距項及趨勢項的 ADF 單根檢定	-26.74549*** (-2.5676)	-21.10240*** (-2.5676)	-14.03077*** (-2.5684)	-21.29362 (-2.5684)	
有截距項但無趨勢項的 ADF 單根檢定	-26.74466*** (-3.4391)	-21.10752*** (-3.4391)	-14.06458*** (-3.4415)	-21.32961*** (-3.4415)	
有截距項及趨勢項的 ADF 單根檢定	-26.75176*** (-3.9714)	-21.11802*** (-3.9714)	-14.09543*** (-3.9749)	-21.35149*** (-3.9749)	
最適落後期數	1	2	3	1	
AIC 最小值	-4.077177	-4.259145	-4.905119	-4.36086	
Q 統計量	4 期	22.482	8.2355	12.002	11.039
	8 期	25.688	10.532	15.357	15.142

註一：虛無假設 H_0 ：有單根現象(非定態)

對立假設 H_1 ：無單根現象(定態)

註二：確認預測變數為無序列相關後，取Akaike Information Criterion (AIC)值最小者為最適落後期數，接著再檢驗ADF值是否落入拒絕域，若落入拒絕域表示拒絕虛無假設為無單根存在，且時間序列具有恒定性。

註三：***表示在1%的顯著水準下是顯著的。括號內為1%的臨界值。

註四：Q-Stat 呈列出預測變數在無序列相關下第四期及第八期之 Q 統計量。

在上表中，由於 ADF 檢定統計量落在 1%拒絕區內，表示已無單根現象，故原始時間序列經一階差分後呈現定態，以 $I(1)$ 表示之，以下吾人即可繼續進行共整合檢定，以檢驗兩數列長期是否朝向一共同的市場方向整合。

第三節 共整合檢定

單根檢定的結果提供了共整合檢定的基礎，接下來吾人使用Johansen最大概似估計法檢定股價指數與其ETF間的共整合關係，在此法中考慮了原始資料的時間序列呈現線性趨勢，一階差分後資料有常數項但無線性趨勢的模型，使用軌跡檢定與最大特性根檢定兩種統計量，檢定共整合向量的個數。表 4-4 列示了在 λ_{trace} 統計值 99%的信

賴水準下，QQQ與Nasdaq 100 指數，拒絕無共整合關係的虛無假設($r=0$)，但卻無法拒絕共整合關係至多為 1 的虛無假設($r\leq 1$)，顯示了變數在 99%的顯著水準下存在共整合關係，且共整合的個數為 1。因此，共整合檢定證明了Nasdaq 100 指數與QQQ具有一共同隨機趨勢的共整合系統，兩價格在長期將趨向一均衡關係，即兩者是一整合市場。

表 4-4 Nasdaq 100 指數與 QQQ 間的共整合檢定

Nasdaq 100 指數與 QQQ 的 Johansen 共整合檢定						
	軌跡檢定(λ_{trace})			最大特性根檢定(λ_{Max})		
特性根	假設檢定	統計值	1%臨界值	假設檢定	統計值	1%臨界值
0.266433	$r=0$	341.5099	20.04	$r=0$	340.8192	18.63
0.000628	$r\leq 1$	0.690709	6.65	$r=1$	0.69079	6.65
共整合向量方程式						
Nasdaq 100 index	QQQ		Constant			
1	-0.998218		-2.33 $\times 10^{-6}$			

註一：臨界值參考 Osterwald and Lenum(1992)之數值表決定。

註二： $r\leq 0$ ，表示不存在共整合，亦即存在 0 個共整合向量； $r\leq 1$ ，表示存在一個共整合向量。

在共整合檢定的過程中，共整合向量描述了這兩個序列的長期均衡關係，隱含在 Nasdaq 100 指數與 QQQ 間的長期均衡關係為：

$$Z_t = \text{Nasdaq 100 Index} - 0.998218\text{QQQ} - 2.33 \times 10^{-6} \quad (4-1)$$

共整合關係隱含序列之間具有誤差修正的表示方式，同樣的，誤差修正之設定亦隱含這些序列為共整合。一如先前預期，QQQ 與 Nasdaq 100 指數在長期均衡中的關係為 0.998218，非常接近 1，兩者呈現正向變動的關係，由此可知當 Nasdaq 100 指數變動 1%時，其 ETF(QQQ)長期的均衡變動幅度為 0.998218%，證明長期均衡下，資訊衝擊對於兩時間序列的長期影響幅度幾乎相等。

另外表 4-5 也列示了 MSCI 台灣指數與 iShare EWT 在 λ_{trace} 統計值 99% 的信賴水準下，拒絕無共整合關係的虛無假設 ($r=0$)，卻無法拒絕共整合關係至多為 1 的虛無假設 ($r \leq 1$)，顯示了變數在 99% 的顯著水準下存在共整合關係，且共整合的個數為 1。因此，共整合檢定證明了摩根台股指數與 EWT 間具有一共同隨機趨勢的共整合系統，兩價格在長期亦將趨向一均衡關係，兩者亦是一整合市場。

表 4-5 MSCI 台灣指數與 iShare EWT 的共整合檢定

MSCI 台灣指數與 iShare EWT 的 Johansen 共整合檢定						
特性根	軌跡檢定(λ_{trace})			最大特性根檢定(λ_{Max})		
	假設檢定	統計值	1%臨界值	假設檢定	統計值	1%臨界值
0.028088	$r=0$	29.61035	20.04	$r=0$	21.73760	18.63
0.010265	$r \leq 1$	5.872748	6.65	$r=1$	5.872748	6.65
共整合向量方程式						
MSCI Taiwan index		iShare EWT		Constant		
1		-0.912889		-0.000128		

註一：臨界值參考 Osterwald and Lenum (1992) 之數值表決定。

註二： $r \leq 0$ ，表示不存在共整合，亦即存在 0 個共整合向量； $r \leq 1$ ，表示存在一個共整合向量。

在共整合檢定的過程中，共整合向量描述了這兩個序列的長期均衡關係，隱含在摩根台股指數與 EWT 間的均衡誤差關係為：

$$Z_t = \text{MSCI Taiwan Index} - 0.912889\text{EWT} - 0.000128 \quad (4-2)$$

共整合關係隱含序列之間具有誤差修正的表示方式，同樣的，誤差修正之設定亦隱含這些序列為共整合。一如先前預期，iShare EWT 與摩根台股指數在長期均衡中的關係為 0.912889，兩者呈現正向變動的關係，由此可知當 MSCI 台灣指數變動 1% 時，其 ETF(iShare EWT) 長期的均衡變動幅度為 0.912889%，證明長期均衡下，資

訊衝擊對於兩時間序列的長期影響幅度較接近。

由於 QQQ 與 Nasdaq 100 指數間存在共整合關係，並且 EWT 與摩根台股指數間亦存在共整合關係，因此接下來吾人可利用向量誤差修正模型，來檢視兩者間的價格動態關聯性。

第四節 向量誤差修正模型

表 4-6 列示 Nasdaq 100 指數與 QQQ 間向量誤差修正模型的實證結果，當誤差修正模型中，由誤差修正項的係數觀察兩變數的長期關係，兩變數的係數都顯著異於 0，意味著當市場新資訊干擾由共整合公式所描述的長期關係時，兩變數皆會調整而趨向長期趨勢，其中以 Nasdaq 100 指數的調整幅度較大且較為顯著($|-4.521541| > |1.334613|$)，換言之，Nasdaq 100 股價指數與 QQQ 皆會調整因為新訊息所引發的偏離，使兩者的價格關係回復到長期的共整合關係，但 Nasdaq 100 指數的調整幅度較 QQQ 明顯，顯示 QQQ 的主導地位稍強。

表 4-6 Nasdaq 100 指數與 QQQ 向量誤差修正模型估計結果

誤差修正項 Z_{t-1}	Nasdaq 100 指數	QQQ
		-4.521541(-5.02056)***
落後期數	因變數	
	Nasdaq 100 指數	QQQ
Δ Nasdaq(t-1)	2.806123(3.25049)***	-1.163648(-1.43095)*
Δ Nasdaq(t-2)	2.219799(2.77998)***	-0.943892(-1.25491)
Δ Nasdaq(t-3)	1.742066(2.43896)***	-0.689906(-1.02539)
Δ Nasdaq(t-4)	1.334062(2.16854)**	-0.467649(-0.80700)
Δ Nasdaq(t-5)	0.943480(1.86216)**	-0.336419(-0.70490)
Δ Nasdaq(t-6)	0.690983(1.75563)**	-0.156813(-0.42297)
Δ Nasdaq(t-7)	0.461052(1.63917)*	-0.049079(-0.18524)
Δ Nasdaq(t-8)	0.261780(1.48845)*	0.018285(0.11037)
Δ Nasdaq(t-9)	0.083495(1.01014)	-0.007481(-0.09608)
Δ QQQ(t-1)	-3.734579(-4.33708)***	0.233061(0.28733)
Δ QQQ(t-2)	-3.110247(-3.90937)***	0.055265(0.07374)
Δ QQQ(t-3)	-2.552414(-3.58844)***	-0.119730(-0.17870)
Δ QQQ(t-4)	-2.018087(-3.29548)***	-0.210929(-0.36566)
Δ QQQ(t-5)	-1.551310(-3.07374)***	-0.263562(-0.55439)
Δ QQQ(t-6)	-1.177517(-3.00303)***	-0.318636(-0.86268)
Δ QQQ(t-7)	-0.800283(-2.84756)***	-0.288352(-1.08921)
Δ QQQ(t-8)	-0.476185(-2.68343)***	-0.232641(-1.39176)*
Δ QQQ(t-9)	-0.190388(-2.20626)**	-0.088129(-1.08417)
Constant	7.01E-05(0.07191)	6.15E-05(0.06698)

附註：誤差修正模型為：

$$\Delta S_t = \mu_1 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{1,S} \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_{1,ETF} \Delta ETF_{t-j} + \varepsilon_{s,t}$$

$$\Delta ETF_t = \mu_2 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{2,S} \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_{2,ETF} \Delta ETF_{t-j} + \varepsilon_{ETF,t}$$

括號內表 t 值。臨界值參考 White(1980)。

表 4-7 則列示摩根台股指數與 iShare EWT 間向量誤差修正模型的實證結果，當誤差修正模型中，由誤差修正項的係數觀察兩變數的長期關係，兩變數的係數都顯著異於 0，意味著當市場新資訊干擾由共整合公式所描述的長期關係時，兩變數皆會調

整而趨向長期趨勢，其中以 iShare EWT 的調整幅度較大且較為顯著($| 4.016639 | > | -1.096522 |$)，換言之，摩根台股指數與 iShare EWT 都會調整因為新資訊所引發的偏離，使兩者的價格關係恢復到長期的共整合關係，但 iShare EWT 的調整幅度較摩根台股指數明顯，顯示摩根台股指數的主導地位稍強。

表 4-7 MSCI 台灣指數與 iShare EWT 向量誤差修正模型估計結果

誤差修正項 Z_{t-1}	摩根台股指數	iShare EWT
		-1.096522(-2.77620)***
落後期數	因變數	
	摩根台股指數	iShare EWT
Δ MSCI(t-1)	0.190670(0.48941)	-3.066376(-8.67492)***
Δ MSCI(t-2)	0.243874(0.65859)	-2.416622(-7.19302)***
Δ MSCI(t-3)	0.314879(0.91716)	-1.857120(-5.96204)***
Δ MSCI(t-4)	0.219761(0.70990)	-1.427977(-5.08414)***
Δ MSCI(t-5)	0.245072(0.90384)	-1.006373(-4.09083)***
Δ MSCI(t-6)	0.230245(1.00558)	-0.679320(-3.27006)***
Δ MSCI(t-7)	0.221832(1.20121)	-0.454807(-2.71440)***
Δ MSCI(t-8)	0.231995(1.62937)*	-0.265244(-2.05324)**
Δ MSCI(t-9)	0.156783(1.59499)*	-0.111900(-1.25471)
Δ MSCI(t-10)	0.067076(1.22224)	-0.064830(-1.30201)*
Δ EWT(t-1)	-0.904950(-2.62953)***	2.081152(6.66516)***
Δ EWT(t-2)	-0.850649(-2.66242)***	1.546960(5.33652)***
Δ EWT(t-3)	-0.779857(-2.69744)***	1.160088(4.42262)***
Δ EWT(t-4)	-0.688692(-2.70167)***	0.829359(3.58593)***
Δ EWT(t-5)	-0.621781(-2.86076)***	0.547158(2.77466)***
Δ EWT(t-6)	-0.594988(-3.34467)***	0.361164(2.23770)**
Δ EWT(t-7)	-0.536944(-3.86759)***	0.204141(1.62066)*
Δ EWT(t-8)	-0.442546(-4.40831)***	0.085594(0.93974)
Δ EWT(t-9)	-0.251625(-3.95778)***	0.045236(0.78422)
Δ EWT(t-10)	-0.111922(-3.60135)***	-0.024892(-0.88281)
Constant	7.32E-05(0.09334)	0.000106(0.14876)

附註：誤差修正模型為：

$$\Delta S_t = \mu_1 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{1,S} \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_{1,ETF} \Delta ETF_{t-j} + \varepsilon_{s,t}$$

$$\Delta ETF_t = \mu_2 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{2,S} \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_{2,ETF} \Delta ETF_{t-j} + \varepsilon_{ETF,t}$$

括號內表 t 值。臨界值參考 White(1980)。

第五節 衝擊反應分析

衝擊反應分析追蹤來自內生變數的一單位衝擊，對於系統內變數的當期及未來影響。由圖 4-1 可知，就 Nasdaq 100 指數與 QQQ 而言，當變數遭受一單位的衝擊，Nasdaq 100 指數的反應會大於 QQQ，並在第三期後開始減小，第七期後漸趨收斂並達正常水準，其衝擊在短期內屬於跳動的型態，兩者並呈現正向關係。由於 Nasdaq 100 指數遭受衝擊時較 QQQ 反應為大，因此我們可以說，QQQ 是系統中最具影響力的來源，並且價格發現的能力較強。

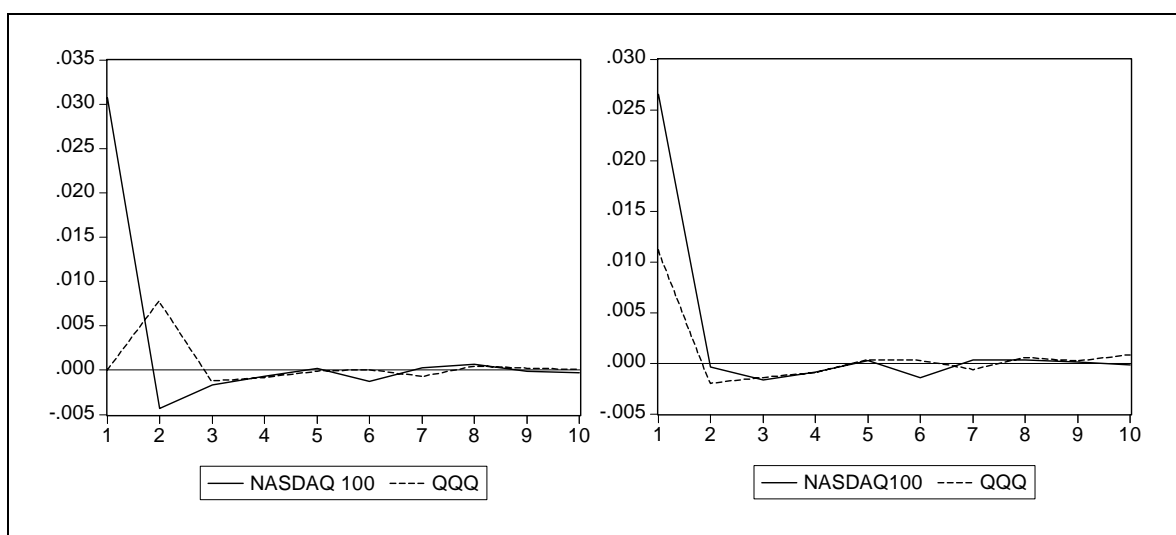


圖 4-1 Nasdaq 100 指數與 QQQ 間的衝擊反應分析圖

表 4-8 Nasdaq 100 指數與 QQQ 間的衝擊反應分析表

	短期效果	累積效果		短期效果	累積效果
QQQ→QQQ	跳動	正向	Nas 100→QQQ	跳動	正向
QQQ→Nas 100	跳動	正向	Nas 100→Nas 100	跳動	正向

而從圖 4-2 可知，就 MSCI 台灣指數與 iShare EWT 而言，就摩根台股指數與 EWT

而言，當變數遭受一單位的衝擊，摩根台股指數的反應會大於 EWT，並在第三期後開始減小，第七期後漸趨收斂並達正常水準，其衝擊在短期內屬於跳動的型態，兩者並呈現正向關係。由於 iShare EWT 遭受衝擊時較摩根台股指數反應為大，因此我們可以說，摩根台股指數是系統中最具影響力的來源，並且價格發現的能力較強。

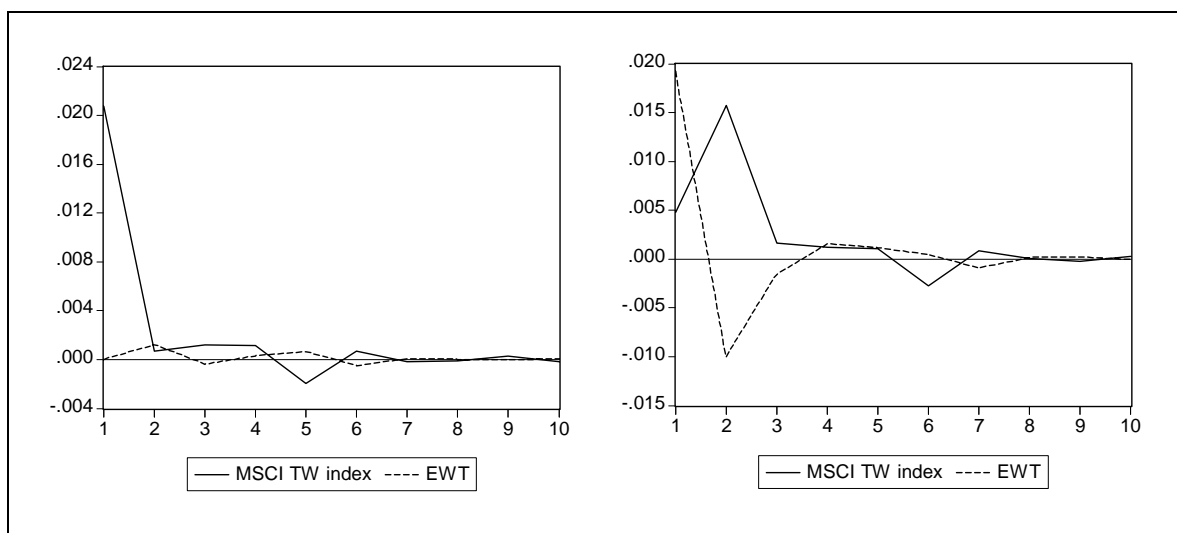


圖 4-2 MSCI 台灣指數與 iShare EWT 間的衝擊反應分析圖

表 4-9 MSCI 台灣指數與 iShare EWT 間的衝擊反應分析表

	短期效果	累積效果		短期效果	累積效果
EWT→EWT	跳動	正向	摩根台指→EWT	跳動	正向
EWT→摩根台指	跳動	正向	摩根台指→摩根台指	跳動	正向

第六節 誤差變異數拆解

變異數分解可將系統內變數的預測誤差變異數(variance of forecasting error)，分解為來自股價指數的新訊息(innovation)及來自 ETF 的新訊息(innovation)，藉由觀察變異數的主要來源，可以判斷兩者對系統的影響程度。

由表 4-10 來看，Nasdaq 100 指數預測誤差的變異數絕大部分(92%以上)可由本身所解釋，而來自於 QQQ 解釋的只有 0~8%；在 QQQ 方面，預測誤差的變異數來自本身解釋的有 13%左右，而來自於 Nasdaq 100 指數的卻高達 86%。顯示來自於股價指數的新訊息是預測誤差變異數的主要來源。

表 4-10 Nasdaq 100 指數與 QQQ 的變異數拆解

落後期數	Nasdaq 100指數的變異數拆解		QQQ的變異數拆解	
	Nasdaq 100	QQQ	Nasdaq 100	QQQ
1	100.0000	0.000000	86.39197	13.60803
2	93.18153	6.818466	86.38497	13.61503
3	93.19614	6.803860	86.40884	13.59116
4	93.23883	6.761167	86.50707	13.49293
5	93.25627	6.743731	86.55551	13.44449
6	93.16724	6.832756	86.45532	13.54468
7	93.26181	6.738192	86.73073	13.26927
8	93.12417	6.875827	86.72888	13.27112
9	93.02193	6.978072	86.82616	13.17384
10	92.93814	7.061856	86.66500	13.33500
平均解釋	93.83861%	6.161393%	86.56545%	13.43456%

由表 4-11 看來，MSCI 台灣指數預測誤差的變異數絕大部分(約 97%以上)可由自身解釋，而來自於 EWT 卻只有不到 3%左右，顯示股價指數的新訊息是預測誤差變異數的主要來源；在 EWT 方面，預測誤差的變異數來自於本身解釋，第一期為 92.09858%，第二期以後卻快速遞減為 59.03408%，而來自於 MSCI 台灣指數的卻從第一期的 7.901421%，快速升至第二期的 40.96592%，顯示在 iShare EWT 中，預測誤差變異數的主要來源來自於本身新訊息所影響。

表 4-11 MSCI 台股指數與 iShare EWT 的變異數拆解

落後期數	MSCI台股指數的變異數拆解		iShare EWT的變異數拆解	
	MSCI TW index	EWT	MSCI TW index	EWT
1	100.0000	0.000000	7.901421	92.09858
2	99.31496	0.685043	40.96592	59.03408
3	99.32711	0.672892	41.62001	58.37999
4	99.25824	0.741765	42.46354	57.53646
5	99.00884	0.991155	43.50302	56.49698
6	99.02771	0.972294	43.88935	56.11065
7	99.03671	0.963293	44.64179	55.35821
8	98.87737	1.122625	45.04605	54.95395
9	98.61932	1.380680	45.40375	54.59625
10	97.16040	2.839597	46.11763	53.88237
平均解釋	98.96307%	1.036934%	40.15525%	59.84475%

本章小結

共整合模型指出，Nasdaq 100指數與QQQ、MSCI台灣股價指數與iShare EWT在一階差分後都為定態，兩價格數列存在一共同的長期趨勢，顯示兩市場具有一個長期的共同隨機趨勢(common stochastic trend)或均衡關係，代表資訊的衝擊對兩市場造成的長期影響相當，長期關係非常接近1，符合兩市場同幅度移動，並具有長期穩定均衡關係的直覺(intuition)。

在誤差修正模型中可得知，就 Nasdaq 100 指數和 QQQ、摩根台股指數和 iShare EWT 而言，兩組數列相互受到來自本身以及來自對方市場落後資訊的影響，使得股價指數與 ETF 之間存在雙向的資訊回饋機制，雙向的訊息傳遞使兩市場都受對方的影響，證明股價指數與 ETF 的訊息會相互流通，兩者皆具有價格發現的能力。但不同的是，在 Nasdaq 100 指數與 QQQ 的實證結果中，是後者較具領先效果，亦即 QQQ 影響 Nasdaq 100 指數的關係較 Nasdaq 100 指數影響 QQQ 強烈，ETF 較有價格發現

的能力；但在摩根台股指數與 iShare EWT 的實證結果卻發現前者較具領先效果，亦即摩根台股指數影響 EWT 的關係較 EWT 影響摩根台股指數強烈，股價指數較具有價格發現的能力。

就短期的觀察來說，在 Nasdaq 100 指數與 QQQ 這組樣本中，衝擊反應函數發現，股價指數對新訊息的衝擊似乎對系統中的變數影響較深遠，QQQ 的對新訊息的反應雖然也傳遞到系統中的兩變數，但衝擊反應的程度則小很多，故 QQQ 具有較強的價格發現功能。而在摩根台股指數與 iShare EWT 中，EWT 對於新訊息的衝擊反應較強烈，顯示摩根台股指數具有較強的價格發現功能。而變異數分解進一步發現，股價指數的新訊息是系統中預測誤差變異數的主要來源，而來自於 ETF 的衝擊雖然也具影響力，但稍遜於股價指數。

第五章 結論與建議

第一節 結論

本研究使用日資料，配合共整合模型、誤差修正模型、衝擊反應分析與變異數拆解，觀察ETF與股價指數的價格互動，藉以反應兩個市場間的市場整合與價格發現功能。並探討股價指數與ETF間的市場整合程度、並分析個別市場價格發現的能力。由於台灣剛引進此一新金融商品，對於本國資料的搜集並不容易，因此，吾人採用在美國證券交易所掛牌的兩檔ETF—QQQ及EWT來作分析，希望能夠為台灣的市場發展與投資者的投資交易，提供一個參考方向。

本研究以美國證券交易所掛牌的QQQ(追蹤 Nasdaq 100 指數)與 iShare EWT(追蹤 MSCI 台灣指數)兩檔 ETF 的日資料，探討 ETF 與股價指數間的價格發現與市場整合過程。吾人透過單根檢定說明四個數列的原始資料並非定態，但在一階差分後卻呈現定態；根據共整合模型顯示，ETF 與股價指數存在一共同長期趨勢，兩者形成共整合系統，相互參考其彼此的價格而調整當期的價格變化；而透過誤差修正模型的研究結果，則發現 ETF 與股價指數兩者皆具有價格發現的功能，在 QQQ 與 Nasdaq 100 指數中，是 ETF 領先股價指數，但在 iShare EWT 與 MSCI 台灣指數中，則是股價指數領先 ETF，而衝擊反應分析亦證實了如上的結論，兩者並在七期(日)後即歸於收斂，具有正向關係。

就本文利用共整合模型的研究結果，與其他學者的研究皆同意股價指數與其所

代表的ETF間，兩兩存在著一共整合關係；另外本研究利用向量誤差修正模型的實證結果，與Chu、Hsieh、Tse(1999)與Hasbrouck(2002)的實證結果稍有不同，Chu et al. 利用S&P 500指數與SPDR的五分鐘資料，雖皆同意兩者長期而言會具有一共整合向量，然卻指出是ETF(SPDR)會領先股價指數(S&P 500指數)，此點與本文所述，在「Nasdaq 100指數－QQQ」這一組的實證分析相同(QQQ領先Nasdaq 100指數)，但在另一組「摩根台股指數－iShare EWT」的實證分析卻迥異(MSCI台灣指數領先iShare EWT)，這或許是如下兩種原因：

1. 摩根台股指數與iShare EWT是在兩不同市場掛牌(摩根台股指數在台灣，而EWT是在美國證券交易所掛牌交易)，使得兩市場結構的不同所造成的原因。
2. iShare EWT的基金管理費與申購費為0.99%，費用較一般在美國證券交易所掛牌，以美國本土市場為標的的ETF高上一倍以上¹⁰，交易成本較高。故頗符合Kim、Szakmary and Schwarz(1999)實證結果，驗證低交易成本賦予市場價格發現的優勢，符合交易成本假說。

雖然QQQ及EWT成立至今不到五年，且其中大多時間處於空頭時期，然其與所追蹤的股價指數指數已經呈現長期良好的共整合關係，並具有價格發現與訊息傳遞的功能。依據大多數的實證顯示，為ETF領先股價指數，故投資人投資可作為投資組合選股的基本工具。就主管機關與投信公司而言，如同Fleming、Ostdiek and Whaley (1996)與Booth、So and Tse (1999)，Kim、Szakmary and Schwarz (1999)與Roope and Zurbruegg (2002)等學者的研究顯示，低交易成本具有價格發現的功能，故應致力降低ETF的交易成本。以「寶來台灣卓越五十指數股票式基金」為例，基金經理費加保管費僅有0.355%，與一般的開放式共同基金動輒需要約2%~3%的經理費加管理費，

¹⁰ 美國三大ETF的管理費用如下，SPDR：0.12%，Diamond：0.18%，QQQ：0.2%。香港盈富基金管理費為0.2%，台灣卓越五十基金為0.355%。

在這些交易費用上，顯然已經低廉許多。

其次，本文的結論或許可帶給投機者與避險者一些參考。由於多數的研究皆指出ETF的走勢會領先股價指數，故投機者在判斷股價指數的走勢時，可以ETF的走勢作為先行指標，納入考量的因素之一；而ETF具有放空的功能，且無平盤以下不能放空的限制，且交易成本較股價指數投資組合低的優點，避險者亦可利用ETF作為避險工具，在日內交易碰到大盤股價指數跌勢突然加劇時，可立即放空ETF，避免過多的損失。另外就套利者而言，由於股價指數與其ETF間長期會朝向一共同隨機趨勢移動，兩者會形成一整合的市場，故當兩者價差過大時，可以買低賣高的方式做套利操作，而使價格回復均衡。

第二節 後續研究建議

由於本文資料採用日資料進行研究，後續可使用日內價格資料(如五分鐘資料)，將可更精確探討股價指數與 ETF 間的價格發現功能，並降低非同步交易因素帶來分析上的誤差。

後續研究者可採用不同的研究價格發現與市場整合的實證模型，針對此一新興金融商品進行探討，亦或是採用一般化自我迴歸條件異質性變異數(GARCH)模型，來探討 ETF 的報酬波動性。

最後，台灣首檔 ETF 自 2003 年 6 月 30 日發行至今已逾年餘，建議後續研究者亦可利用甫掛牌的台灣五十指數與其 ETF(台灣證交所代號 0050、簡稱 TTT)，就近觀察國內市場對於價格發現與市場整合的特性，才能更確切的掌握國內市場的情況。

參考文獻

- 王凱蒂(民 89)，「台股指數期貨價格發現之探討：日內週型態」，國立政治大學財務管理研究所碩士論文。
- 沈中華(民 87)，「海外存託憑證與普通股之間價格傳遞關係－台灣之實證研究」，證券市場發展季刊，第十卷第二期，37-62 頁。
- 李承翰(民 88)，「東南亞金融風暴期間東亞各國股市與匯率之整合性分析」，國立成功大學企業管理研究所碩士論文。
- 唐婉嵐(民 92)，「指數現貨、指數期貨與指數股票式基金間價格發現能力之探討－以 NASDAQ 100 指數商品為例」，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，1-27 頁。
- 劉穎峰(民 90)，「交易所買賣基金在台灣發行之可行性研究」，國立中山大學財務管理研究所碩士論文。
- 葛思惠(民 90)，「ETF(股票指數式基金)上市交易規劃報告」，台灣證券交易所企畫部研究報告。
- 廖崇豪(民 83)，「期貨與現貨價格之關聯性分析與預測—以芝加哥玉米及股價指數期貨市場為例」，國立中興大學經濟研究所碩士論文。
- 施雅菁(民 91)，「小型台指期貨價格之研究」，淡江大學財務金融研究所碩士論文。
- 陳正斌、葛思惠(民 91)，「ETF 在台灣發行交易之可行性研究」，台灣證券交易所企畫部研究報告。
- 歐宏杰、賴朝隆、陳品橋及劉宗聖(民 91)，全球指數型商品－投資與創新，台北：商訊文化出版。

歐宏杰、賴朝隆及劉宗聖(民 92)，台灣五十指數ETF投資實務，台北：秀威資訊科技。

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。

賴瑞芬(民 85)，「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碩士論文。

Barclays Global Investors, “Exchange Traded Funds (ETFs) for Institutional Investors,” *Barclays Global Investors*, November 2002.

Black, F. (1976), “The Pricing of Commodity Contracts,” *Journal of Financial Economics*, Vol.3, pp.167-179.

Booth, G. G., R. W. So, and Y. Tse(1999), “Price Discovery in the German Equity Index Derivatives Markets,” *The Journal of Futures Markets*, 19, pp.619-643.

Brockman, P. and Y. Tse (1995), “Information Shares in Canadian Agricultural Cash and Futures Markets,” *Applied Economics Letters*, 2, pp.335-338.

Campbell, John Y. and Yasushi Hamao (1992), “Predictable Stock Return in the United States and Japan: A Study of Long-term Capital Market Integration,” *Journal of Finance*, 57, pp.43-68.

Chu Q. C., G. W-L. Hsieh and Y. Tse (1999), “Price Discovery on the S&P 500 Index Markets: An Analysis of Spot Index、Index Future、and SPDRs,” *International Review of Financial-Analysis*, 8, pp.21-34.

Chiang Raymond and Wai-ming Fong (2001), “Relative informational efficiency of Cash, Futures, and Options Markets: The Case of an Emerging Market,” *Journal of Banking & Finance*, 25, pp.355-375.

Engel, R. E. and C. W. J. Granger (1987), “Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55, pp.251-276

Fama(1970), “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work,”

Journal of Finance 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, No. 4, pp.353-387.

Garbade, K. D., and W. L. Silber (1979), "Dominant and Satellite Markets: A Study of Dually - Traded Securities," *Review of Economics and Statistics*, 61(2), (August), pp. 455-460.

Gastineau, Gary L. (2001), "Exchange Traded Funds: An Introduction," *The Journal of Portfolio Management*. Spring 2001, Vol. 27, Number 3, pp.88-96.

Ghosh, A. (1993), "Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Prices," *The Journal of Futures Markets*, 13, No.2, pp.193-198.

Glen, A. Jr., Larsen, and G. R. Bruce (1998), "Empirical Insights on Indexing," *The Journal of Portfolio Management*, Fall 1998, pp.51-60.

Grossman, S. J., (1989), *The Informational Role of Price*, The MIT Press.

Harris, F. H. deB, T. H. McNish, 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*, 30, pp.563-579.

Hasbrouck Joel (2002), "Intraday Price Formation in US Equity Index Markets," *New York University Working Paper*, Oct. 2002.

James M. Poterba and John B. Shoven (2002), "Exchange Traded Funds: A New Investment Option for Taxable Investors," *NBER Working Paper*, No. 8781, February 2002.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.231-254.

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 Statistics*, 52, pp.169-209.

Johansen, S. (1991), “ Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59, pp.1551-1580.

Kasa K. (1992), “Common Stochastic Trends in International Stock Markets,” *Journal of Monetary Economics*, 29, pp.95-124.

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*, 19, pp.475-489.

Lai, K. S. and M. Lai (1991), “A Cointegration Test for Market Efficiency,” *The Journal of Futures Markets*, 11, pp.567-575.

Maria E. Tsu (2000), “Shifting U.S. Sector Exposure—Part I: Overview of Listed Sector Index Products,” *Derivatives Quarterly*, Winter 2000, Vol. 7, No.2, pp.17-24.

Markowitz, Harry M. (1952), “Portfolio Selection,” *Journal of Finance*, March, pp.77-91.

Meade Nigel & Gerald. R. Salkin (1989), “Index Funds – Construction and Performance Measurement,” *Journal of the operational research society*, Vol. 40, No. 10,1989, pp. 871-879.

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.

Olienyk John P., Robert G. Schwebach, & J. Kenton Zumwalt (1999), “WEBS, SPDRs, and country funds: an analysis of international cointegration,” *Journal of Multinational Financial Management*, 9, pp.217-232.

Perman, R. (1991), “Cointegration: An Introduction to the Literature,” *Journal of Economic Studies*, 18, pp.3-30.

Shyy Gang, V. Vijayraghavan and S. Q. Brian (1996), “A Further Investigation of the

Lead-lag Relationship Between the Cash Market and Stock Index Futures Market with the Use of Bid/ Ask Quotes: The Case of France,” *The Journal of Futures Markets*, Vol. 16, No. 4, pp.405-420.

Sims C. A.(1980), “Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered,” *American Economic Review*, 70(2), pp. 250-257.

Tse Y.(1998), “International Linkages in Euromark Futures Markets: Information Transmission and Market Integration,” *The Journal of Futures Markets*, 18, No.2, pp. 129-149.

Tse Y.(1999), “Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Markets,” *The Journal of Futures Markets*, 19, No.8, pp.911-930.

Roope, M. & R. Zurbruegg (2002), “The Intra-day Price Discovery Process Between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange,” *The Journal of Futures Markets*, 22, No.3, pp.219-240.

Wahab, M. & M. Lashgari (1993), “Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach,” *The Journal of Futures Markets*, 13, pp.711-742.

Werner, I. M., A. W. Kleidon (1996), “U.K. and U.S. Trading of British Cross-Listed Stocks: An Intraday Analysis of Market Integration,” *Review of Financial Studies*, 9, pp.619-664.

White H. (1980), “Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, Vol. 48, pp.817-838.

Cubes 公開說明書。2003 年 1 月 31 日。

MSCI iShare 公開說明書。2003 年 2 月 7 日。

<http://www.ici.org> 美國Investment Company Institute.

<http://www.indexfunds.com/ETFzone.htm> 美國Index Funds

<http://www.exchangetradedfunds.com/> 美國exchangetradedfunds.com

<http://www.msci.com> 美國Morgan Stanley Capital International

<http://www.ishare.com> 美國iShare網站

<http://www.amex.com> 美國證券交易所

