

國立交通大學

財務金融研究所

碩士論文

指數期貨與 ETF 間商品價格發現功能探討：

S&P 500、DJIA 與 Nasdaq 100 指數

之分析

Intraday Price Dynamics of S&P 500,
Nasdaq-100 and DJIA Indexes across Index
Futures and ETF Markets

研究生：孫而音

指導教授：鍾惠民 博士

中華民國九十三年六月

指數期貨與 ETF 間商品價格發現功能探討

學生：孫而音

指導教授：鍾惠民博士

國立交通大學財務金融研究所 碩士班

摘 要

本研究將探討在高科技泡沫化下當股價偏離基本面與高科技泡沫崩盤後股價漸漸回歸基本面後，對於美國 S&P 500 指數、DJIA 指數及 Nasdaq 100 指數間分別在現貨、指數期貨、E-mini 指數期貨及 ETF 等市場中是否存在有共整合關係及長期均衡，並分析如果確實存在長期均衡關係且發生偏離時，是否能藉由短期動態均衡調整回到長期均衡關係；利用因果關係分析探討此三大指數市場何者具有主導走勢的領先地位；當美國股市受到衝擊影響時，對彼此互動程度是否存在變化，並分析其所受衝擊之反應程度，此外更進一步驗證是否符合交易成本假說。

Intraday price dynamics of S&P 500, Nasdaq-100 and DJIA
indexes across index futures and ETF markets

Student : Erh-Yin Sun

Advisor : Huimin

Chung

Graduate Institute of Finance

National Chiao Tung University

ABSTRACT

The purpose of this study is to find out if there are definite co-integration and long-term balance relationships existed among S&P500, DJIA, and Nasdaq100 indexes in stocks and index futures (E-mini and ETF) markets. If there were a long-term co-integration relationship existed and bias happened; then, could a long-term balance still be reached through short-term adjustments? The study tries to find which of those 3 indexes leads the market; and if there were impacts in the States' stock market, would interactions among those indexes be influenced, and how? Furthermore, the study will also exam the price-propheting functions of those indexes after bubble high-tech and stock prices fluctuations are experienced.

誌 謝

本論文撰寫期間，承蒙指導教授鍾惠民老師之悉心指導，在此致上最高之謝意。

在論文口試期間，感謝許和鈞老師、謝文良老師及林美珍老師提供許多寶貴的意見與指正，使學生受益無窮，也在此獻上最真誠之謝意。

研究所這兩年，感謝同窗好友之相伴，特別是永慶，謝謝你教了我不少東西並協助我完成論文。

最後我僅以本論文獻給我敬愛的爸爸及在另一個世界的媽媽。

而音

誌於交通大學財金所

2004.6



目 錄

中文提要	i
英文提要	ii
誌謝	iii
目錄	iv
表目錄	v
一、緒論	1
二、文獻回顧	4
三、研究方法	7
3.1 單根檢定	8
3.2 共整合檢定	9
3.3 誤差修正模型	11
3.4 向量自我迴歸模型	11
四、實證結果分析	14
4.1 資料說明	14
4.2 單根檢定	16
4.3 共整合檢定	17
4.4 誤差修正模型	18
4.5 因果關係	20
4.6 指數市場間的訊息傳遞動態效果	22
五、結論	24
參考文獻	27



表 目 錄

表 1 期間劃分	29
表 2 指數期貨知平均買、賣價差及平均日交易量 (值)	30
表 3 ETF 之平均買、賣價差及平均日交易量 (值)	31
表 4 單根檢定	32
表 5 共整合檢定結果	33
表 6 誤差修正模型	34
表 7 因果關係	35
表 8 預測誤差變異數分解	36
表 9 衝擊反應	38



一、緒論

交易者在選擇投資環境時最為重視市場是否具有效率，因為具有效率的市場其交易價格能夠充分且迅速地反映出所有的資訊，亦即價格發現快速。先前學者做過的研究大多集中在股價指數及其衍生性金融商品的價格領先、落後關係（如 Kawaller et al. (1987)、Stoll and Whaley (1990)、Chan (1992)、Fleming et al. (1996) 及 Hasbrouck (2002) 等），在完全效率市場的假說下，當市場有新的訊息進入時，所有現貨及衍生性產品的價格應會同步變動，但事實上由於各種產品間的交易機制不同且市場並不完美，使得各種產品間價格變動產生了領先或落後的關係。Kim, Szakmary, and Schwarz (1999) 則對不同的股價指數市場間（S&P 500、NYSE Composite 及 MMI futures）分別對現貨及股價指數期貨探討價格發現功能，實證結果顯示就指數期貨 S&P 500 價格領先其他兩個指數期貨市場，而現貨則是由 MMI 領先其他兩個市場，其結果亦與交易成本假說一致。



由於美國經濟活動的發展迅速，對於重要的股價指數的結構亦隨之改變，目前美國最重要的三大指數分別為道瓊工業指數（Dow Jones Industrial Average, DJIA）、S&P 500 指數、以及那斯達克（NASDAQ）指數。此外隨著網路新經濟的出現，新興的科技或網路公司多數沒有達到在 NYSE 上市的營業額、收入等條件，因而都到美國店頭市場 NASDAQ 掛牌交易，使得“NASDAQ”幾乎已成為高科技股的代名詞，事實上在 NASDAQ 上市的五千多家公司中僅有二成多可列屬於“科技股”，欲觀察美國高科技股的走勢，Nasdaq 100 將更具有代表性。

近年來全球指數性商品快速發展，以各種股價指數為標的資產的衍生性金融商品相繼推出，而期貨市場的交易方式逐漸由公開喊價交易系統（open outcry trading system）轉向採電子自動撮合系統（automated trading system, ATS）來完成交易。美國證券交易所（AMEX）於 1993 年 1 月 29 日推出了 S&P 500 存託憑證（Standard and Poor's

Depository Receipts，簡稱 SPDR）不僅將 S&P 500 指數與以證券化而其價格更緊貼 S&P 500 指數的走勢，此種將股價指數與以證券化的新商品稱為交易所交易基金（Exchange Traded Fund，ETF）。1998 年 9 月 9 日芝加哥商業交易所（Chicago Mercantile Exchange, CME）推出以 S&P 500 指數為標的物的 E-mini S&P 500 指數期貨其契約價值為正規指數期貨的五分之一，改採電子自動撮合系統來達成交易。

隨著資訊科技知快速發展及網路之盛行，全球經濟於 1990 年代後半期開始走入新經濟的時代，而新經濟時代的股票代表－NASDAQ 指數，自 1998 年 10 月的低點 1357.09 開始至 2000 年 3 月 9 日突破了五千點大關，3 月 10 日創造了歷史的最高紀錄 5048.62，NASDAQ 指數此爆炸性的升幅，主要是由於網路熱潮，網路股漲幅驚人，此時 NASDAQ 指數投機味道極濃，股價明顯脫離基本面。因此該指數自高回落乃是意料中之事，自創新高後 NASDAQ 指數屢創新低至 2001 年 3 月 12 日跌到 1923.38，跌幅達到百分之六十二，而此次高科技股的滑落主要是由於本益比過高，但是代表著全國企業精英的 DJIA 指數與 S&P 500 指數卻也開始大幅的滑落。本研究將針對高科技泡沫崩盤前、後對各種產品股價指數市場間的價格發現功能作探討。

美國聯邦準備理事會（FED）理事主席葛林史班於 1996 年 12 月 5 日在華府希爾頓飯店演講中，認為當時美國金融資產價格泡沫為一種「非理性繁榮」（Irrational Exuberance）的現象，之後許多專家、學者也注意到美國股市因投資風氣過盛而引發的投資泡沫現象，耶魯大學經濟學教授羅勃·席勒（Robert J. Shiller）於「非理性繁榮」一書中就經濟、心理、社會等方面，根據各種統計分析與歷史研究，探討美國 90 年代投資泡沫出現的緣由。席勒認為股票價格不應脫離基本價值，無論飆漲多高，就長期而言終將回歸基本價值。

本研究將探討美國 S&P 500 指數、DJIA 指數及 Nasdaq 100 指數間分別在現貨、指數期貨、E-mini 指數期貨及 ETF 等市場中是否存在明顯的共整合關係及長期均衡，

並分析如果確實存在長期均衡關係且發生偏離時，是否能藉由短期動均衡調整回到長期均衡關係；利用因果關係分析探討此三大指數市場何者具有主導走勢的領先地位；當美國股市受到衝擊影響時，對彼此互動程度是否存在變化，並分析其所受衝擊之反應程度，此外更將研究在高科技泡沫化下當股價偏離基本面與高科技泡沫崩盤後股價漸漸回歸基本面後，對於價格發現功能是否有改變，更進一步驗證是否符合交易成本假說。根據 Fleming, Ostdiek, and Whaley (1996) 提出的「交易成本假說」，認為整體交易成本最低之市場反應新資訊最快，其研究發現依交易成本的高低對價格領先（即對訊息反應較快）的關係分別是股價指數期貨、股價指數選擇權、現貨市場及個別股票選擇權。

本文之特色與潛在研究貢獻如下：首先，過去沒有任何研究探討 S&P 500、Nasdaq 100 及 DJIA 指數之訊息傳遞效應，本文為第一個針對此問題分析之相關研究，本文延伸 Kim et al. (1999) 之研究，分析三個具有代表性的美國股市指數間價格領先落後與共整合關係。因此，本文之分析更具有代表性；由於這三個指數是市場上投資人最注意之指數，本文之研究結果具有投資人參考之價值。其次，本文之分析區分了 NASDAQ 市場泡沫化（快速成長）之前與之後二個子期間，本文之分析有助於了解在新經濟時代不同階段時新興科技產業與美國傳統大型類股間價格動態及領先、落後之關係。第三，由於本文以此 3 個指數在同一市場中來進行比較，此研究設計可直接控制交易機制因素之差異性，進而驗證交易成本假說。第四，本文分析時考量 ETF 及指數二者，希望藉由其結果之比較，瞭解 ETF 在訊息傳遞與現貨指數之差異。

本研究經由單根檢定驗證了所有數列均呈非定態，一次差分處理後皆為定態資料，並利用 Engle 與 Granger (1987) 之而誤差修正模型發現於高科技泡沫戳破（2000 年 4 月以後）後此四種指數商品在此三大指數市場具有共整合關係，正如席勒所言不管股票如何飆漲就長期而言終將回歸基本面，隨 NASDAQ 崩盤後市場價格漸漸回歸基本面，此時三大指數市場間漸有長期均衡之關係存在。就長期而言，S&P 500 指數將是股市走勢領航者，Nasdaq 100 因先前股價泡沫化偏離基本面，故此三大指數市場間為達

成長期均衡之價格，主要是透過 Nasdaq 100 指數市場的價格變動來完成；然而在 Nasdaq 指數快速成長階段，此三大指數市場之 ETF 亦具有共整合關係，此時 Nasdaq 100 指數市場對於訊息的反應最為快速且其價格快速地達到均衡價格，而此時 ETF 主要是透過 DJIA 指數市場的價格變動來達成長期的均衡價格。此外，我們更可以發現當此三大指數市場間具有長期均衡之關係存在時，就長期而言皆符合交易成本假說。但就短期而言，Nasdaq 100 指數的前期價格變動卻影響另外兩個市場，亦即短期整個高科技股的變動仍然影響整個市場。另外由向量自我回規模型（Vector Autoregression Model，VAR）的因果關係檢定、預測誤差變異數分解及衝擊反應分析，我們亦證實縱然投資人會受高科技股走勢的影響，然而因其股價已遠離基本面，因此最終仍受擁有 500 支藍籌股的 S&P 500 指數市場所影響。



二、文獻回顧

過去許多學者的研究證實股價指數及其衍生性商品間確實存在有不對稱的關係，亦即股價指數市場的現貨、指數期貨、E-mini 指數期貨及 ETF 等產品間存在領先與落後關係，如 Kawaller et al. (1987) 利用 1984 年及 1985 年每分鐘日內資料發現 S&P 500 的期貨契約價格領先現貨指數約 20 至 45 分鐘，而現貨價格的移動幾乎沒有影響期貨價格的移動超過 1 分鐘，且現貨與指數期貨的價格關係並不會因到期日的遠近而有所變化，顯示市場的套利行為並不會對現貨與指數期貨間產生太大的影響。

有學者認為因為現貨指數成分股的不常交易（infrequent trading）或非同步交易（nonsynchronous trading）造成價格的領先落後關係存在，如：Shyy, Vijayraghavan, and Scott-Quinn (1996) 認為以成交資料作為研究期貨與現貨領先落後關係會造成非同步交易的問題，因此採用 CAC 40 股價指數資料利用買賣報價中點（bid/ask quotes）取代交易資料進行研究，利用因果檢定（causality test）誤差修正模型之研究方法，結

果顯示期貨領先現貨之關係不存在，而現貨領先期貨之關係較為顯著，其可能原因係採用交易價格會有非同步交易的問題，然而該學者所選用的報價資料來自巴黎證交所與法國期交所此二市場的交易機制不同亦可能造成現貨領先期貨之效果。然而，Stoll and Whaley (1990) 與 Chan (1992) 檢驗現貨與期貨市場的因果關係，發現 S&P 500 及 MMI 期貨報酬平均領先現貨市場報酬約 5 分鐘，偶而還會超過 10 分鐘，甚至移除不尋常交易效果此領先關係仍然存在；S&P 500 與 MMI 的指數期貨甚至也領先 IBM 這類交易高度活絡的股票，因而仍支持指數期貨市場反映新資訊比現貨市場快，支持期貨的價格發現功能。

此外，Abhyankar (1995) 以每小時資料分析自 1986 年 4 月到 1990 年 3 月，發現期貨報酬領先現貨報酬 1 小時，並且利用報酬的大小測試交易成本的變動、好壞消息、現貨量及現貨波動對這個結果的敏感性，結果顯示當對標地資產的交易成本下降，期貨領先現貨指數將減少，也就是說交易成本的不同將是此領先落後關係的驅動者，並且發現期貨領先現貨的關係對現貨交易量並不敏感。並利用 AR(2) – EGARCH(1,1) 模型再給予時間序列的估計波動去配適期貨與現貨報酬，則在這個觀察的高波動期間，期貨市場領先現貨市場的報酬。再加上 Fleming, Ostdiek, and Whaley (1996) 提出「交易成本假說」更支持了價格的領先地位是由於相對的交易成本，該研究以現貨、期貨及選擇權三個市場的交易成本不同對價格發現之影響，以 1988 年 1 月至 1991 年 3 月 5 日之五分鐘日內資料作實證，結果證明了當交易成本愈低的市場愈能快速反映市場之新資訊，因此得到了以下的結論：

- ①、股票市場領先個股選擇權。
- ②、股價指數期貨市場領先股票市場。
- ③、股價指數選擇權市場領先股票市場。
- ④、股價指數期貨市場領先股價指數選擇權市場。

近來學者更利用共整合及誤差修正模型來探討指數及其衍生性商品間的長期均衡

關係，如：Ghosh (1993) 利用誤差修正模型觀察 15 分鐘的 S&P 500 指數期貨與現貨價格具有共整合關係。Tse (1999) 利用 DJIA 研究現貨及指數期貨的價格發現功能，資料選取為 1997 年 11 月至 1998 年 4 月 DJIA 指數現貨及指數期貨每分鐘日資料，利用 VECM 及 Hasbrouck (1995) 的 common factor models 發現 DJIA 指數期貨具有價格發現能力，特別是在 Hasbrouck 模型下，價格發現集中於指數期貨市場且其資訊比率 (information share) 佔 88.3%。Hasbrouck (2002) 研究自 2000 年 3 月 1 日至 2000 年 5 月 31 日的日內資料分別對 S&P 500、S&P MidCap 400 及 Nasdaq 100 指數市場的正規指數期貨、E-mini 指數期貨及 ETF 探討其價格發現功能，其亦利用 Hasbrouck (1995) 的 common factor models，實證結果顯示在 S&P 500 及 Nasdaq 100 指數市場皆具有此三種產品，發現兩個指數市場其 E-mini 指數期貨在價格發現上會優於正規指數期貨及 ETF，至於 S&P MidCap 400 指數市場因只有正規指數期貨及 ETF，結果顯示二者皆具有價格發現的功能但 ETF 較佳。



以上皆是對相同的標的指數下的衍生性商品探討價格發現功能，Kim, Szakmary, Schwarz (1999) 對 S&P 500、NYSE 綜合及 MMI 三個指數市場分別對其現貨市場與指數期貨市場探討其領先、落後關係，對於相同的商品作討論其目的是希望除了交易成本不同外，其他的市場為結構都能夠相同，使其結果能更正確。分別對 S&P 500、NYSE 綜合及 MMI 三個指數市場取自 1986 年 1 月至 1991 年 7 月的指數期貨與現貨的五分鐘資料，利用共整合檢定發現此三個市場間不論是對現貨或指數期貨皆不存在長期均衡的關係，因此利用向量自我迴歸 (VAR) 模型的預測誤差變異數分解及脈衝反應函數為研究方法，實證結果得到就指數期貨而言 S&P 500 指數具有價格領先的市場，且具有最高的能力解釋其他兩個市場之未預期之未來變動，對於脈衝反應分析顯示任一個市場產生衝擊時均能迅速地傳遞致另一個市場，衝擊的持續性依其來源而有所不同而 S&P 500 指數市場領先其他兩個市場約 5 分鐘，其結果符合交易成本假說因為在此三個指數期貨市場，S&P 500 指數期貨的交易量最大交易成本也相對較低故具有價格領先之效果。就現貨市場方面，MMI 指數具有較大的預測能力且其脈衝反應模型也呈現一致的結論，此

亦符合交易成本假說因為 MMI 之成分股為大型資本化之股票其交易成本較低。

由於美國經濟活動的發展迅速，對於重要的股價指數的結構亦隨之改變，目前美國最重要的三大指數分別為 S&P 500 指數、Nasdaq 100 指數及 DJIA 指數，而其相關的衍生性商品亦相繼推出，本研究將針對此三大股價市場分別對各指數現貨、指數期貨、E-mini 指數期貨及 ETF 探討其價格領先或落後的關係，並驗證在各種商品間的價格領先地位是否受到不同指數市場間相對交易成本的影響，亦即是否符合「交易成本假說」。

三、研究方法

本研究欲探討分別對現貨市場、指數期貨及 ETF 在美國三大指數 DJIA 指數、S&P 500 指數及 Nasdaq100 指數間的價格領先、落後關係。利用傳統的迴歸模型對資料做時間序列分析時，其自變數與應變數必須皆為定態序列 (stationary series)，且一般在進行迴歸分析時皆假設誤差項為定態序列下，利用最小平方法 (OLS) 或一般化最小平方法 (GLS) 估計、分析資料。Granger 及 Newbold (1974) 研究指出，若對非定態的時間序列資料做迴歸分析，而仍以傳統的最小平方法做推論，將會得到假性迴歸 (spurious regression) 的結論，亦即，往往使得原本變數間無任何因果關係，其檢定結果確具有統計顯著且判定係數 (R^2) 偏高。因此我們須先對各時間序列資料做單根檢定，檢定時間序列資料的定態性質，若為非定態則須在對資料做差分 (difference) 處理，以解決假性迴歸的情況，決定該序列資料的整合級次 (integrated order) d ，並以 $I(d)$ 表之；在利用差分處理後做迴歸分析將破壞原有的長期均衡關係，此時分別對現貨市場、指數期貨及 ETF 檢驗在此三大指數市場是否具有共整合關係，用以找出三者的長期均衡關係；若此三大指數間具有共整合關係，則其具有長期均衡的動態調整，因此採用誤差修正模型 (error correction term) 探討數列間的短期動態及長期均衡關係；此外利用向量自我迴歸模型 (VAR) 的因果關係檢定 (Granger - Causality Test)、衝擊反應分析 (Impulse Response Analysis) 及預測誤差變異數分解 (Forecast Error

Variance Decomposition) 去分析此三大指數間彼此的關係。

3.1 單根檢定

單根檢定的主要目的在於檢定時間序列資料的定態性質，並決定該序列資料的整合級次，其檢定方法有許多種，本研究採用 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定 (簡稱 ADF)，茲將其模型介紹如下：

$$\begin{cases} H_0 : \Delta y_t = \varepsilon_t \\ H_1 : \Delta y_t = \mu + \phi \cdot y_{t-1} + \lambda \cdot t + \sum_{i=1}^p \alpha_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \phi < 1 \end{cases}$$

式中 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ， μ 為截距項， t 為時間趨勢變數，並假設殘差項 $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ ， p 表示落後期數。

在進行 ADF 檢定前須先確立序列的落後期，本研究以 SBC 準則來選取最適落後期。

此檢定統計量的值在虛無假設成立的情況下，並不服從傳統的 t 分配，Dickey 與 Fuller (1981) 提供其分配的統計表，若檢定結果沒有足夠的理由拒絕虛無假設時，則認為此時間序列含有單根，即為非定態序列。

若原始數列為非定態資料，則進行一次差分處理，並將取差分後的數列在次進行 ADF 檢定，檢驗其資料是否為定態，當個數列皆為定態且具有相同整合級次，始可進行共整合檢定。

3.2 共整合檢定

當數列經過差分處理後的迴歸分析將導致原有的長期關係喪失，Engle 與 Granger (1987) 證明的若兩變數具有共整合關係 (亦即設兩數列 X_t 與 Y_t 存在同一整合級次的差分，則存在 $\delta \in R$ 使得其線性組合存在 $Z_t = Y_t - \delta \cdot X_t$ ，且 Z_t 為 $I(0)$ (i.e. 為定態序列)，則稱 X_t 與 Y_t 具有共整合的關係存在， δ 值稱為共整合係數， Z_t 稱為均衡誤差)，存在則其變數間的關係可藉由誤差修正模型來表示，序列間的共整合關係即為序列間的長期均

衡關係。

本研究採用 Johansen (1988) 及 Johansen 與 Juselius (1990) 所提出的最大概似法 (maximum-likelihood method) 及軌跡檢定法 (trace test)，係以未受限制及含有 Gaussian 誤差假設的向量自我迴歸模型 (Vector Autoregressive model, VAR)，以最大概似函數找出序列間的共整合向量，並利用最大概似比來檢定最大共整合關係之間的數目，其理論模型如下：

設落後 k 期的向量自我迴歸 (VAR) 模型表示如下：

$$Y_t = \mu + \Pi_1 \cdot Y_{t-1} + \dots + \Pi_k \cdot Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中 μ 為截距項， Y_t 為 $n \times 1$ 的行向量， $\Pi_i, i=1, \dots, k$ 為 $n \times n$ 的係數矩陣， $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \Omega)$ 。

利用一階差分運算子 Δ ，則 (1) 式可改寫為：

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \cdot \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \cdot \Delta Y_{t-k+1} + \Pi \cdot Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

式中 $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$ ， $i=1, \dots, k-1$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$$

上式 $\Pi \cdot Y_{t-k}$ 係為將系統中由於各序列經取一次差分後而喪失之長期關係引導回去，即所謂的誤差修正項，而矩陣 Π 的秩 (rank) 將決定共整合向量的個數，有以下三種可能：

- ①、若 $\text{rank}(\Pi) = n$ ，*i.e.* Π 為全秩 (full rank) 矩陣，表示 Y_t 為一組定態的時間序列資料。
- ②、若 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，則 Π 為零矩陣，表 Y_t 間不存在任何共整合向量，亦即序列間無長期均衡關係。
- ③、若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ ，則表示 Y_t 存在 r 個共整合向量。

由上可知，檢定向量的秩，亦即檢定該項量有多少個非零之特性根，Johansen

(1990) 提出兩種概似比統計量 (likelihood ratio statistics)，檢定至多有 r 個特性根，即：

H_0 ：最多有 r 個共整合向量

H_1 ：最少有 $r+1$ 個共整合向量

①、軌跡檢定 (trace test)

$$\text{其檢定統計量為： } \lambda_{\text{trace}} = -T \cdot \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

其中 T 為時間期間個數， $\hat{\lambda}_i$ 為矩陣 Π 的特性根

②、最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test)

$$\text{其檢定統計量為： } \lambda_{\text{max}} = -T \cdot \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

上述兩種方法 Johansen 與 Juselius (1990) 提供了檢定臨界值。



3.3 誤差修正模型

當確定序列間存在有共整合關係時，可藉由誤差修正模型來探討序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，其模型如下：

$$\Delta X_t = \mu_1 + \Pi_1 \cdot Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{1x} \cdot \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \phi_{1y} \cdot \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \mu_2 + \Pi_2 \cdot Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{2x} \cdot \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \phi_{2y} \cdot \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

式中 μ_1 、 μ_2 為截距項

$Z_{t-1} = X_{t-1} - \alpha \cdot Y_{t-1}$ 為誤差修正項或長期調整項

Π_1 、 Π_2 為誤差修正係數表示上一其偏離均衡部分反映在本期的能力

ε_{1t} 、 ε_{2t} 透過 p 、 q 的決定後為白噪音

ϕ_{1x} (ϕ_{2x}) 表變數 X_t (Y_t) 的變化可由變數 X_t 過去的變化來解釋

ϕ_{1y} (ϕ_{2y}) 表變數 X_t (Y_t) 的變化可由變數 Y_t 過去的變化來解釋

3.4 向量自我迴歸模型 (VAR)

Sims(1980)所提出來的向量自我迴歸模型(Vector Autoregression model, VAR), 將模型內的所有變數皆是為內生變數 (endogeneous variables), 而時間數列分析認為變數的落後期涵蓋了所有的訊息, 因此將所有變數的落後項當作模型的解釋變數。

Sims 的 VAR 模型如下:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i \cdot Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{或 } \Phi(L)Y_t = \varepsilon_t \quad \text{其中 } \Phi(L) = I_n - \Phi_1 L^1 - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p \quad (6)$$

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon'_\tau) = \begin{cases} \Omega & \text{for } t = \tau \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

式中 L 為落後運算子, 即 $L^i Y_t = Y_{t-i}$

Y_t 為 $(n \times 1)$ 階向量所組成具有聯合共變異定態線性隨機過程

Y_{t-i} 為 Y_t 的第 i 期落後項所組成的 $(n \times 1)$ 向量

Φ_i 為 $(n \times n)$ 階的自我迴歸係數矩陣, 可視為傳導機能 (propagation mechanism)

I_n 為 $(n \times n)$ 階的單位矩陣

ε_t 為 $(n \times 1)$ 階向量的結構干擾項, 可視為隨機衝擊項 (innovation)

Ω 為 $(n \times n)$ 階共變異數矩陣, 為對稱正定矩陣 (symmetric positive definite matrix)

Sims (1980) 指出 VAR 模型的迴歸係數在分析上不具經濟意義, 因此不利用其係數作為判斷變數間關係的分析工具, 而是由 VAR 模型發展出三種重要的分析模型, 分別為因果關係檢定 (Causality Test)、衝擊反應分析 (Impulse Response Analysis) 及預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition), 作為變數間關係的分

析工具。

3.4.1 因果關係檢定 (Causality Test)

設 $Y_t = (Y'_{1t}, Y'_{2t})'$ ，其中 Y_{1t} 、 Y_{2t} 分別為 $(k_1 \times 1)$ 及 $(k_2 \times 1)$ 階矩陣且對應白色干擾過程 (white noise process) $\varepsilon_t = (\varepsilon'_{1t}, \varepsilon'_{2t})'$ ，則

$$\Phi(L)Y_t = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

若 $\Phi_{12}(L) = 0$ 表 Y_{1t} 的未來價值只受本身落後期的影響，而 Y_{2t} 的未來價值受本身及 Y_{1t} 的影響，則稱 Y_{1t} 為 Y_{2t} 的因。

3.4.2 衝擊反應分析 (Impulse Response Analysis)

衝擊反應函數係觀察 VAR 模型變數受到隨機項衝擊 (innovation) 時，該變數及其他變數對此一衝擊的動態反應過程，傳統衝擊反應多使用 Sims (1980) 的 Cholesky 過程，正交化 (orthogonalize) VAR 模型的衝擊，此一分析結果受到 VAR 模型變數排列順序的影響，不同的排列順序產生不同的結果，Pesaran 及 Shin (1998) 建立的共整合 VAR 模型一般化衝擊反應則不需要衝擊的正交化過程，且不受變數排列順序的影響。

將式 (5) 的 VAR 模型轉換成移動平均 (MA(∞)) 的表示方式：

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (8)$$

式中 A_i 表 $(n \times n)$ 階的係數矩陣，用以觀察任一衝擊對 VAR 變數的影響。

Y_t 的 n 期衝擊反應方程式定義為：

$$GI_Y(n, \delta, \Omega_{t-1}) = E(Y_{t+n} | \varepsilon_t = \delta, \Omega_{t-1}) - E(Y_{t+n} | \Omega_{t-1}) \quad (9)$$

式中 δ 為衝擊規模， Ω_{t-1} 為 $t-1$ 期未受到衝擊前的狀況。根據式 (8)、(9) 可得 $GI_Y(n, \delta, \Omega_{t-1}) = A_n \delta$ ， δ 為決定衝擊反應函數特徵的核心。若僅出現一個衝擊 j ，則第 j

個衝擊規模的條件期望值為 δ_j 的線性函數，亦即

$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j) = (\delta_{1j}, \delta_{2j}, \dots, \delta_{mj})' \sigma_{jj}^{-1} \delta_j = \Sigma e_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j$ ，其中 $\Sigma = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ ， e_j 為第 j 個元素為 1 其他為 0 的 $(n \times 1)$ 階向量， $\sigma_{jj} = E(\varepsilon_{jt}^2)$ 。令衝擊唯一標準差單位，此及 $\delta_j = \sqrt{\sigma_{jj}}$ ，則比列化的一般衝擊反應方程式為：

$$IRF_{Y,j}(n) = \sigma_{jj}^{-\frac{1}{2}} A_n \Sigma e_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots \quad (10)$$

此用來衡量第 j 個方程式 t 其一個標準差衝擊對 $t+n$ 期 Y 的影響。

3.4.3 預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition)

利用 VAR 模型對前 s 期的預測誤差為

$$Y_{t+s} - \hat{Y}_{t+s|t} = \varepsilon_{t+s} + \psi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \psi_2 \varepsilon_{t+s-2} + \dots + \psi_{s-1} \varepsilon_{t+1} \quad (11)$$

將正交化的隨機衝擊項

$$\varepsilon_t = A u_t = a_1 u_{1t} + a_2 u_{2t} + \dots + a_n u_{nt}, \quad \text{式中 } a_j \text{ 表矩陣 } A \text{ 的第 } j \text{ 行}$$

代入前 s 期預測的均方差 (mean squared error)

$$MSE(\hat{Y}_{t+s|t}) = \sum_{j=1}^n \{ \text{Var}(u_{jt}) \cdot [a_j a_j' + \psi_1 a_j a_j' \psi_1' + \psi_2 a_j a_j' \psi_2' + \dots + \psi_{s-1} a_j a_j' \psi_{s-1}'] \} \quad (12)$$

$$\text{故由 } \text{Var}(u_{jt}) \cdot [a_j a_j' + \psi_1 a_j a_j' \psi_1' + \dots + \psi_{s-1} a_j a_j' \psi_{s-1}'] \quad (13)$$

可知第 j 個正交隨機衝擊項對前 s 期預測的 MSE 的貢獻，並由 (13) 與 (12) 之比值知其貢獻的比率。

四、實證結果分析

4.1 資料說明

本研究主要探討分別對現貨市場、指數期貨、E-mini 指數期貨及 ETF 在美國最重要的三大指數市場，DJIA 指數、S&P 500 指數及 Nasdaq 100 指數間的價格領先、落

後關係。90年代高科技股狂飆，而 Nasdaq 100 指數則是代表高科技股的最佳指標，然而美國股市自 2000 年 3 月中旬創新高後，高科技泡沫崩潰導致 NASDAQ 指數屢探新低，本研究將探討對於 NASDAQ 崩盤、後此三大指數市場對於訊息傳遞的結構是否有所改變。因此本文將資料以 2000 年 4 月 1 日分成兩個區間來討論，如表 1，現貨與指數期貨之期間自 1998 年 4 月 1 日至 2000 年 3 月 31 日及 2000 年 4 月 1 日至 2002 年 3 月 31 日；而 E-mini 指數期貨因 Nasdaq 100 指數期貨的 E-mini 於 1999 年 7 月 1 日推出、DJIA 指數的 E-mini 於 2000 年 5 月推出，因此該商品的討論期間自 1999 年 7 月 1 日至 2000 年 3 月 31 日及 2000 年 4 月 1 日至 2002 年 3 月 31 日，至於 DJIA 的資料則以指數期貨資料取代之。最後，因以 Nasdaq 100 指數為標的指數的 ETF (QQQ) 於 1999 年 3 月推出，故 ETF 的期間劃分為 1999 年 4 月 1 日至 2000 年 3 月 31 日及 2000 年 4 月 1 日至 2001 年 10 月 31 日；而 QQQ 在 2000 年 3 月 20 日以前其價格係將 Nasdaq 100 指數除以 20，而在 2000 年 3 月 20 日開始經股票分割，其價格為 Nasdaq 100 指數除以 40，亦即在 2000 年 3 月 20 日之前買一張 QQQ 者，於 3 月 20 日開始便持有 2 張。此外，ETF 於 1999 年 5 月 25 日至 1999 年 5 月 31 日之資料明顯有偏誤，則予以刪除。

本研究所使用資料為每 5 分鐘之日內資料，資料來源為 Tick Data Inc. 與 NYSE 的 TAQ (Trade and Quote)，DJIA 指數的交易時間從上午 8:20 至下午 4:15 (美東時間)，S&P 500 指數及 Nasdaq 100 指數從上午 8:30 至下午 3:15，為了達到資料配對一致性，我們採取三個市場均有交易的時間來進行分析，亦即自上午 8:30 至下午 3:15；雖然 E-mini 指數期貨採用電子自動撮合系統完成交易，Tick Data Inc. 所紀錄的交易時間從上午 00:00 至下午 3:15，但因 DJIA 指數的 E-mini 指數期貨的資料以指數期貨資料取代，故 E-mini 指數期貨的時間亦從上午 8:30 至下午 3:15；ETF 則自上午 9:30 至下午 4:00。

在所有的期貨資料皆採最近月份期貨合約 (nearby contract)，因其交易最為活絡、

流動性較佳，而期貨換約（rollover）之處理採取每個期貨合約到期前 9 天進行換約至次月合約，其目的在於避免期貨契約之到期效果。

表 2¹表示指數期貨之平均買賣價差及平均日交易量，於正規指數期貨方面，S&P 500 指數期貨、NASDAQ 100 指數期貨及DJIA指數期貨的最小單位分別為 0.1、0.5 及 1，在 2000 年 4 月前、後，S&P 500 指數期貨的買賣價差分別為 0.249 與 0.294(CFTC) (TW為 0.216 及 0.264) 與其最小單位差距最小，若以買賣價差除以其平均價格則分別為 0.000197 與 0.000229 (CFTC) (TW為 0.000171 及 0.000206)，因此S&P 500 指數期貨的交易成本最低，且其平均日交易量亦最大。而在E-mini指數期貨方面，S&P 500 E-mini指數期貨、NASDAQ 100 E-mini指數期貨的最小單位分別為 0.25 及 0.5，此時S&P 500 E-mini指數期貨不論在 2000 年 4 月前、後，其買賣價差亦相當接近其最小單位 (CFTC分別為 0.283 與 0.275；TW分別為 0.273 與 0.267)，以買賣價差除以其平均價格則分別為 0.000202 與 0.000214 (CFTC) (TW為 0.000195 及 0.000207)，因此S&P 500 E-mini指數期貨的交易成本較低，且其平均日交易量亦較大。

表 3 表示 ETF 之平均買賣價差及平均日交易量，不論在 2000 年 4 月前、後 QQQ 的交易量均最大，而在高科技泡沫化下，SPDR、QQQ 及 DIA 的價差百分比分別為 0.00109、0.00095 及 0.00105，顯示此時 QQQ 的交易成本最低；而在 NASDAQ 崩盤後，其價差百分比分別為 0.00184、0.00307 及 0.00202，此時 SPDR 的交易成本最低。

4.2 單根檢定

為避免對非定態資料做迴歸分析而產生假性迴歸 (spurious regression)，本研究採用 Dickey 與 Fullery 所提出的 ADF 單根檢定法來檢定各種商品於各期

¹ 由Fleming et al. (1996) 考慮交易成本的兩個元素：

- ①、市場流動性 (market liquidity)：比較交易頻率及交易量。
- ②、買賣價差 (bid/ask spreads)：衡量指標 TW 為 Thompson-Waller (1988) 將一段期間內的價格改變之絕對值累加起來作為衡量買賣價差的指標。衡量指標 CFTC 為 Commodity Futures Trading Commission 所採用計算買賣價差的指標。

間的資料是否為定態資料，由表 4 之單根檢定結果發現，所有商品於各期間其資料皆為非定態的數列（雖以 DJIA 指數為標的指數的 ETF 在以 Tau 統計量檢定時為定態資料，但以 Rho 統計量及 F 統計量作為檢定統計量，則皆不拒絕有單根存在）；經一次差分處理後皆為定態資料，說明了所有的數列之整合級次為 I(1)，因此將利用共整合檢定數列間是否具有長期的均衡關係。

4.3 共整合檢定

為解決假性迴歸問題而將資料經一次差分處理，此時將造成長期均衡關係在迴歸式中遭到破壞，Engle 與 Granger (1987) 證明當二變數有共整合關係時可用誤差修正模型來表示其關係，而誤差修正模型將保留了共整合的長期動態關係以加強模型的解釋能力。本研究採用 Johansen (1988) 及 Johansen 與 Juselius (1990) 所提出的最大似法 (maximum-likelihood method) 及軌跡檢定法 (trace test) 來檢定每一種商品在不同指數市場在不同期間是否存在共整合關係，若有共整合關係再採用向量誤差修正模型 (VECM) 討論長期均衡的關係。

由表 5 之共整合檢定結果，我們發現不論對現貨、指數期貨及 E-mini 指數期貨在 NASDAQ 崩盤前此三大指數市場均不具有共整合關係，但在 NASDAQ 崩盤後此三大指數市場均具有一個共整合關係，顯示在 2000 年 4 月前 NASDAQ 是處於泡沫現象，投資人不理性現象造成價格明顯偏離基本面，因此此三大指數市場間價格並無穩定之長期趨勢現象存在，但隨 NASDAQ 崩盤後市場價格漸漸回歸基本面，此時三大指數市場間漸有長期均衡之關係存在。在 ETF 方面，由表 5 可知不論在 2000 年 4 月前後均具有共整合關係，係因為 ETF 係將指數予以證券化其價格緊貼各指數的走勢，因而使得 ETF 成為機構投資者的最佳避險工具，也因此造成 3 個 ETF 價格間在高科技泡沫化前、後均產生長期均衡的關係。

4.4 誤差修正模型

經由共整合檢定發現在 NASDAQ 崩盤後對各種商品三大指數市場間均具有一個共整合關係，藉由共整合迴歸式之誤差修正項衡量長期均衡關係，及以經一階差分處理後之定態數列作為短期動態之衡量。由表 6.1 表 2000 年 4 月以後指數現貨、指數期貨與 E-mini 指數期貨之誤差修正模型之實證結果。

由落後一期之誤差修正項係數，我們發現在現貨指數、指數期貨及 E-mini 指數期貨當其指數或價格發生偏離時，為達成長期均衡價格之調整，主要是透過 Nasdaq 100 指數市場的價格變動來完成，而 S&P 500 指數及 DJIA 指數在這三種商品其誤差修正項皆不顯著。自 2000 年 4 月以後美國科技股泡沫戳破後，投資的市場價格漸漸回歸基本面，因為 DJIA 指數只囊括 30 支藍籌股期缺乏投資的代表性，而 S&P 500 指數中的前 500 大型藍籌股不僅包含 DJIA 指數的 30 支藍籌股且包含僅約 2 成的高科技股，且被納入 S&P 500 指數的成分股須基本面夠好、產業競爭力足夠的科技產業，因此在此景氣衰退下，此 500 支大型藍籌股將是最具代表性的投資指標，就長期而言，造成 S&P 500 指數市場對於訊息的反應最為快速使其價格快速地達到均衡價格，而 Nasdaq 100 指數市場因先前科技股泡沫期股價嚴重背離基本面，因此往均衡價格做調整的速度將最慢，亦即相對於 Nasdaq 100 指數與 DJIA 指數市場，S&P 500 指數市場在訊息反應完全居於主導性。在 ETF 方面，由表 6.2 知在 NASDAQ 指數快速成長階段，Nasdaq 100 指數市場對於訊息反應最為快速，其價格也最快達到均衡價格，此期間為達成長期均衡價格之調整主要是透過 DJIA 指數市場。但隨著 NASDAQ 崩盤後，市場價格漸漸回歸基本面，如同其他三種產品 S&P 500 指數市場的訊息反應完全居於主導性，為達成長期均衡價格之調整主要是透過 Nasdaq 100 指數與 DJIA 指數兩市場做調整，若由強度看來 Nasdaq 100 的調整係數為 0.0052 而 DJIA 的調整係數為 0.0032，顯示為達成三市場間的均衡定價關係所做的調整主要還是透過 Nasdaq 100 來完成，DJIA 因應調整的幅度較小。

由表 2 的買賣價差及交易量等資料在 2000 年 4 月以後知對於指數期貨、e-mini 指數期貨商品，S&P 500 指數市場的交易成本均較低，由表 3 的 ETF 商品的買賣價差及交易量等資料，在 2000 年 4 月以前 Nasdaq 100 指數市場的價差百分比最小，而在 2000 年 4 月以後 S&P 500 指數市場的價差百分比最小。因此我們發現當此三大指數市場間具有長期均衡之關係存在時，就長期而言皆符合『交易成本假說』。

再來分別就各種商品的短期動態調整分析，就現貨指數而言，Nasdaq 100 指數對市場價格變動的調整較 S&P 500 指數及 DJIA 指數分別快 5 分鐘及 10 分鐘，顯示投資人對於股價雖已漸漸回歸基本面不再做非理性投資但仍深受高科技股的影響；DJIA 指數對市場價格變動的調整亦較 S&P 500 指數快 5 分鐘，主要係因 DJIA 指數的 30 支籃籌股涵蓋在 S&P 500 指數內且佔有相當的比值，因此其對訊息的變動會較擁有 500 支籃籌股的 S&P 500 指數來的快。此外 S&P 500 指數對 Nasdaq 100 指數與 DJIA 指數前 5 分鐘價格變動所做的調整非常地顯著，其影響力較 Nasdaq 100 指數與道瓊工業指數對 S&P 500 之影響大，顯示此 500 支籃籌股仍然是受投資者重視的投資指標。就指數期貨方面，其情況與現貨指數相似，Nasdaq 100 指數期貨對市場價格變動的調整較 S&P 500 指數期貨及 DJIA 指數期貨分別快 15 分鐘及 10 分鐘，且幾乎不受 S&P 500 指數期貨前幾期價格變動影響，DJIA 指數期貨對市場價格變動的調整亦較 S&P 500 指數期貨快 10 分鐘，但就前 5 分鐘 S&P 500 指數期貨對 DJIA 指數期貨的影響較 DJIA 指數期貨對 S&P 500 指數期貨的影響大約 48 倍，其原因與現貨指數相同。在 E-mini 指數期貨方面，Nasdaq 100 指數的 E-mini 指數期貨完全不受 S&P 500 指數及 DJIA 指數的前期價格影響，僅受自身前期價格變動影響，且 S&P 500 指數及 DJIA 指數分別受 Nasdaq 100 指數價格前 10 分鐘價格變動的影響，與前二種商品不同的是 DJIA 指數市場不再領先 S&P 500 指數市場，因為 DJIA 指數的 E-mini 指數期貨資料我們係以指數期貨資料取代，指數期貨資料係以公開喊價交易方式進行，而 S&P 500 及 Nasdaq 100 的 E-mini 指數期貨係採電子化交易，交易能迅速得到成交回報。故在電子化交易下代表高科技的 Nasdaq 100 指數的 E-mini 指數期貨的變動仍舊較 S&P 500 E-mini 指數期

貨來得快，而電子化交易的 S&P 500 E-mini 指數期貨的價格變動調整會較以人工喊價的 DJIA 指數期貨迅速。然而在 ETF 方面，其短期的價格變動由表 6.2 知，在 2000 年 4 月前、後其 SPDR、QQQ 與 DIA 間並沒有明顯的價格領先、落後關係存在。

整體而言，自美國科技泡沫戳破後，美國股市進入另一波的調整期，就長期而言，S&P 500 指數將是股市走勢領航者，Nasdaq 100 因先前股價泡沫化偏離基本面，故此三大指數市場間為達成長期均衡之價格，主要是透過 Nasdaq 100 指數市場的價格變動來完成；但就短期而言，現貨市場對於前一期價格的調整方面，雖然 Nasdaq 100 與 DJIA 指數受 S&P 500 指數的影響較大，然而 Nasdaq 100 指數對另兩的市場的領先時間較長，且在正規及 E-mini 的指數期貨方面 Nasdaq 100 指數幾乎不受另兩個市場的前幾期價格影響，但 Nasdaq 100 指數的前期價格變動卻影響另外兩個市場，故就短期整個高科技股的變動仍然影響整個市場。



4.5 因果關係

由表 7 的現貨指數部分，在 NASDAQ 崩盤前 (A_1) Nasdaq 100 指數對 S&P 500 指數具有領先的主導地位，Nasdaq 100 指數及 S&P 500 指數與道瓊工業指數間具有雙向因果關係，即所謂回饋關係 (feedback)；但在 Nasdaq 崩盤後 (A_2)，Nasdaq 100 指數對 S&P 500 指數不再具有領先的地位，二者具有回饋關係，而 Nasdaq 100 指數對道瓊工業指數具有領先的主導地位，此外我們更可以發現在 2000 年 4 月以後 S&P 500 指數對 Nasdaq 100 指數及 DJIA 指數的領先強度增加，但 Nasdaq 100 指數對 S&P 500 指數及 DJIA 指數的領先強度明顯減弱，因此如前所述當股價漸漸回歸基本面後，S&P 500 指數的 500 支大型藍籌股將變成主要的投資標的。

表 7 之 B_1 表在 2000 年 4 月前指數期貨的因果關係，此時 S&P 500 指數市場對 DJIA 指數市場具有領先的地位，而 DJIA 指數及 S&P 500 指數與 Nasdaq 100 指數間具有雙向因果關係，在 NASDAQ 崩盤後 DJIA 指數與 S&P 500 指數對 Nasdaq 100 指

數期貨的領先效果僅達 5%的顯著水準，而且我們可以注意到在 NASDAQ 崩盤後，Nasdaq 100 指數對 S&P 500 指數的領先強度明顯增加，而 S&P 500 指數對 Nasdaq 100 指數的領先強度減少，故影響此三大指數市場的最大因素仍為 Nasdaq 100，顯然在指數期貨這項商品，高科技股的走勢仍舊是最有影響力的主因。

在 E-mini 指數期貨方面（表 7 之 C_1、C_2），2000 年 4 月以前 S&P 500 指數與 Nasdaq 100 指數及 DJIA 指數間具有回饋關係，而在 2000 年 4 月以後 Nasdaq 100 指數對 S&P 500 指數與 DJIA 指數間具有主導地位且其領先的程度較 2000 年 4 月以前強。而 DJIA 指數的價格變化不論在 NASDAQ 崩盤前、後，均不會對 Nasdaq 100 指數造成影響。與指數期貨相同的是雖然高科技股泡沫化崩盤，但 Nasdaq 100 指數市場對 S&P 500 指數市場及 DJIA 指數市場的領先強度明顯增加，影響此三大市場間 E-mini 指數期貨的最大因素仍然是 Nasdaq 100 指數的走勢。此外，因 DJIA 指數期貨為人工喊價而 S&P 500 指數 E-mini 指數期貨為電子化交易與 A_1、A_2 比較，我們可以發現此時 S&P 500 指數市場對訊息的反應速度反而較 DJIA 指數市場快了許多。

最後，三個指數市場間的 ETF 由表 7 之 D_1 及 D_2 知三個指數市場間互為因果關係，比此間並沒有明顯的領先、落後關係存在。

綜上所述，由表 7 可以發現不論在 2000 年 4 月前、後，Nasdaq 100 指數的價格變動會帶動 S&P 500 指數及 DJIA 指數變動且除了對 S&P 500 指數及 DJIA 指數的現貨及對 DJIA 指數的 ETF 在高科技泡沫崩盤後其影響程度減弱，其他的指數產品的影響程度皆增加，顯示儘管高科技泡沫崩盤投資大眾仍然相當在意高科技股的走勢；此外，在表 6.1 及 6.2 的 2000 年 4 月後的誤差修正模型的短期動態調整分析結果一致。

4.6 指數市場間的訊息傳遞動態效果

欲藉由 VAR 模型經由預測誤差之變異數分解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，表 8 的誤差變異數分解為 1 小時前的資料，在表格中的「總和」為該欄位所對應的市場所對應的市場能夠解釋其他市場的比例總和，當比利愈高表示該市場的價格變化領先其他市場，因此對於其他市場的解釋比例較大。再者利用衝擊反應函數了解此三大指數市場之間的衝擊時間之長短。

4.6.1 預測誤差變異數分解

表 8 之 A_1、A_2 為指數現貨 1 小時前的預測誤差變異數分解，在 2000 年 4 月前在各個市場順序中的首位及第二位時，分別是 S&P 500 指數與 DJIA 指數對其他兩個市場的解釋能力較強，且此時 Nasdaq 100 指數的解釋能力是最差的。在 2000 年 4 月以後在各個市場順序中的首位及第二位時，皆是 S&P 500 指數對其他兩個市場的解能力最強而 Nasdaq 100 指數的解釋能力仍然是最差的。所以，我們可以知道在 2000 年 4 月以後當股市漸漸回歸基本面後，S&P 500 指數市場的隨機衝擊項對其他兩個市場的未期望移動的預測有最高的預測能力，而在 2000 年 4 月以前高科技泡沫股價完全脫離基本面，因此 Nasdaq 100 指數市場的隨機衝擊項對其他兩個市場的未期望移動的預測能力最低，但是在 2000 年 4 月以後高科技股漸漸回歸基本面，Nasdaq 100 指數市場的隨機衝擊項對其他兩個市場的未期望移動的預測能力仍然是最低。

表 8 之 B_1、B_2 為指數期貨 1 小時前之預測誤差變異數分解，比較各個市場在順序中的首位時，不論在 2000 年 4 月前、後，S&P 500 指數期貨對其他兩個市場的解釋能力較強，而當各個市場在順序中的第二位時，DJIA 指數期貨對其他兩個市場有較強的解釋能力，在此兩個時期 Nasdaq 100 指數期貨市場的隨機衝擊項對其他兩個市場的未期望移動的預測能力最低。

對於 E-mini 指數期貨的預測誤差變異數分解由表 8 之 C_1、C_2 顯示不論在 2000

年 4 月前、後，在各個市場在順序不論在首位、第二順位我們發現小型 S&P500 指數期貨對於其他兩個市場均具有較佳的解釋能力，但值得注意的是此時雖然 DJIA 為指數期貨資料為非電子自動撮合系統交易，但是其在在 2000 年 4 月前順序中的首位時，其解釋能力仍然較 Nasdaq 100 指數為高。

表 8 之 D_1、D_2 為 ETF 之預測誤差變異數分解，比較各個市場在順序中的首位、第二順位時，不論在 2000 年 4 月前、後，SPDR 對其他兩個市場的解釋能力較強，但當各個市場在順序中的第三位時，在 2000 年 4 月前、後是 DIA 對其他兩個市場的具有解釋能力，但我們可以注意到的是不論在 2000 年 4 月前、後且不論其出現的順序為何 QQQ 對其他兩個市場的解釋能力都是最弱的。

由預測變異數分解可知不論是哪個指數性商品整體而言 Nasdaq 100 指數市場對其他兩個指數市場的解釋能力都是最弱的，再配合因果分析之結果，我們可以了解縱然投資人會受高科技股走勢的影響，然而因其股價已遠離基本面，因此最終仍受擁有 500 支藍籌股的 S&P 500 指數影響。

4.6.2 衝擊反應分析

表 9 為以衝擊反應分析來探討此三大指數市場間的領先落後關係，在指數現貨、指數期貨、E-mini 指數期貨與 ETF 方面，當有隨機衝擊項發生變動時 2000 年 4 月前、後此三大指數市場均約在 5 分鐘反應完畢，因此就以衝擊反應分析並無法觀測其市場間的領先落後關係。

五、結 論

2000 年 3 月中旬 NASDAQ 指數創造了歷史的最高紀錄後，高科技泡沫崩盤，且美國指數市場結構的改變及指數性商品的迅速發展，因此以 2000 年 4 月前、後分別探討美國 S&P 500 指數、DJIA 指數及 NASDAQ 100 指數市場間分別對於現貨、指數期貨、E-mini 指數期貨及 ETF 的價格發現功能，得到以下結果：

1、不論對現貨、指數期貨、及 E-mini 在 Nasdaq 崩盤前此三大指數市場均不具有共整合關係，但在 NASDAQ 指數崩盤後此三大指數市場均具有一個共整合關係，顯示在 2003 年 4 月前因 NASDAQ 指數是處於泡沫現象，投資人不理性現象造成價格明顯偏離基本面，因此此三大指數市場間價格並無穩定之長期趨勢現象存在，但隨 NASDAQ 指數崩盤後市場價格漸漸回歸基本面，此時三大指數市場間漸有長期均衡之關係存在。

2、自美國科技泡沫戳破後，美國股市進入另一波的調整期，就長期而言，S&P 500 指數將是股市走勢領航者，Nasdaq 100 指數因先前股價泡沫化偏離基本面，故為達成長期均衡之價格，主要是透過 Nasdaq 100 指數市場的價格變動來完成；又不論何種商品 S&P 500 指數市場的交易成本均較低，且 S&P 500 指數市場對訊息的反應速度亦較快，因此符合「交易成本假說」。；但就短期動態調整方面，現貨市場、指數期貨、與 E-mini 指數期貨均受 Nasdaq 100 指數市場價格變動的影響，顯示就短期而言高科技股的變動仍然影響整個市場。

3、ETF 不論在 NASDAQ 崩盤前、後此三大指數市場均具有共整合關係，當其指數或價格發生偏離時，為達成長期均衡價格之調整在 2000 年 4 月以前主要是透過 DJIA 指數市場，而在 2000 年 4 月以後則是 Nasdaq 100 指數與 DJIA 指數兩市場做調整；且在 2000 年 4 月前 Nasdaq 100 指數市場最先達成長期均衡，2000 年 4 月以後則是由 S&P 500 指數市場先達成長期均衡，因此在 ETF 下亦符合「交易成本假說」。

4、由向量自我回規模型（Vector Autoregression Model，VAR）分析，我們亦證實縱然投資人會受高科技股走勢的影響，然而因其股價已遠離基本面，因此最終仍受擁有 500 支藍籌股的 S&P 500 指數市場所影響。

綜合以上的結論，在高科技泡沫崩盤前，股價非理性地上揚嚴重背離基本面，雖高科技股帶動整個股市狂飆，由因果分析驗證 Nasdaq 100 指數價格變動對 S&P 500 指數及 DJIA 指數不是具有領先的主導地位就是彼此有回饋關係，但就訊息的傳達過程 S&P 500 指數的價格發現能力最強而 Nasdaq 100 指數則最差。在高科技泡沫崩盤後股價漸漸回歸基本面，此時三大指數市場間具有長期均衡的關係，但因先前 Nasdaq 100 指數遠離基本面故在往長期均衡的調整速度是最慢的，而 S&P 500 指數中為前 500 大型藍籌股被納入的成分股須基本面夠好、產業競爭力足夠的科技產業，因此在整個市場回歸基本面後，此 500 支大型藍籌股將是最具代表性的投資指標，S&P 500 指數最快達到長期均衡價格，此亦驗證了耶魯大學經濟學教授羅勃·席勒（Robert J. Shiller）於「非理性繁榮」一書中所述股票價格不應脫離基本價值，無論飆漲多高，就長期而言終將回歸基本價值。但在短期動態調整方面，S&P 500 指數及 DJIA 指數深受 Nasdaq 100 指數的影響，顯示投資人仍然相當關心高科技股的變動，但我們仍然發現此時隨機衝擊項的變動對預期的變異數解釋與反映的速度皆是 S&P 500 指數市場最佳而 Nasdaq 100 指數市場最差。所以不論在股市泡沫崩盤前、後雖然股市嚴重的受到高科技股的影響，但 S&P 500 指數市場的價格發現的能力是最好的。

參考文獻

- Abhyankar, A.H., 1995, "Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets," The Journal of Futures Markets, 4, 457-488.
- Chan K., 1992, "A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship Between the Cash Market and Stock Index Futures Market," Review of Financial Studies, 1, 123-151.
- Chu, Q.C., Hsieh, W. G., & Tse, Y., 1999, "Price Discovery on the S&P 500 Index Markets : An Analysis of Spot Index, Index Futures, and SPDRs," International Review of Financial Analysis, 8, 21-34.
- Engle, R.F. and C. W. J. Granger, 1987, "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing," Econometrica, 55, 251-276.
- Fleming, J., B. Ostdiek, and R.E. Whaley, 1996, "Trading Costs and the Relative Rate of Price Discovery in Stock, Futures and Options Markets," The Journal of Futures Markets, 4, 353-387.
- Ghosh, A., 1993, "Hedging with Stock Index Futures : Estimation and Forecasting with Error Correction Model," The Journal of Futures Markets, 13, 743-752.
- Hasbrouck, J., 1995, "One Security, Many Markets : Determining the Contributions to Price Discovery," Journal of Finance, 50, 1175-1199.
- Hasbrouck, J., 2002, "Intraday price formation in US equity index markets," Forthcoming Journal of Finance.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1990, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231-254.
- 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," Journal of Finance, 42, 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 Market, 19, 475-498.
- Pesaran, H.H., Yongcheol Shin, 1998, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," Economics Letters, 58, 17-29.
- Shyy, G., V. Vijayraghavan, and B. Scott-Quinn, 1996, "A Further Investigation of the Lead-Lag Relationship Between the Cash Market and Stock Index Futures Market with the Use of Bid/Ask Quotes : The Case of France," The Journal of Futures Markets, 16, 405-420.
- Sims, C., 1980, "Macroeconomics and Reality," Econometrica, 48, 1-49.
- Stoll, H.R. and R.E. Whaley, 1990, "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," Journal of Financial & Quantitative Analysis, 25, 441-468.

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

Tse Y.,1999, "Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Market," The Journal of Futures Market, 19 (8) , 911-930.



表 1 期間劃分

商 品	分類 期間	2000 年 4 月前	2000 年 4 月後
現貨		1998/4/1~2000/3/31	2000/4/1~2002/3/31
指數期貨		1998/4/1~2000/3/31	2000/4/1~2002/3/31
E-mini 指數期貨		1999/7/1~2000/3/31 ^a	2000/4/1~2002/3/31
ETF ^c		1999/4/1~2000/3/31 ^b	2000/4/1~2001/10/31

a、Nasdaq 100 的 E-mini 指數期貨於 1999 年 7 月 1 日推出，而 DJIA 的 E-mini 指數期貨於 2002 年 5 月推出因此 DJIA 的部份以指數期貨代之。

b、以 Nasdaq 100 指數為標的指數的 ETF (QQQ) 於 1999 年 3 月推出，並在 2000 年 3 月 20 日開始經股票分割（一分為二）。

c、1999 年 5 月 25 日至 1999 年 5 月 31 日之資料明顯有偏誤，予以刪除。



表 2 指數期貨之平均買、賣價差及平均日交易量 (值)

A、正規指數期貨	S&P 500 Regular	Nasdaq 100 regular	DJIA regular
19980401~20000331			
買賣價差 (CFTC)	0.249399	1.091822	3.585415
CFTC / 平均價格	0.000197	0.000491	0.000361
買賣價差 (TW)	0.216452	1.022994	3.388484
TW / 平均價格	0.000171	0.000460	0.000341
日交易量 ($\times 10^5$)	1.13570	0.08819	0.15293
日交易值 ($\times 10^6$)	141.47414	24.12629	151.59611
20000401~20020331			
買賣價差 (CFTC)	0.294033	1.645579	4.455186
CFTC / 平均價格	0.000229	0.000691	0.000427
買賣價差 (TW)	0.264315	1.532181	4.18386
TW / 平均價格	0.000206	0.000643	0.000401
日交易量 ($\times 10^5$)	0.86630	0.20978	0.16557
日交易值 ($\times 10^6$)	110.34790	49.01868	170.90733
B、E-mini 指數期貨	S&P 500 E-mini	Nasdaq 100 E-mini	
19990827~20000331			
買賣價差 (CFTC)	0.282507	1.130365	
CFTC / 平均價格	0.000202	0.000339	
買賣價差 (TW)	0.272652	0.978445	
TW / 平均價格	0.000195	0.000294	
日交易量 ($\times 10^5$)	0.59349	0.11537	
日交易值 ($\times 10^6$)	82.74863	43.62027	
20000401~20020331			
買賣價差 (CFTC)	0.275246	0.813251	
CFTC / 平均價格	0.000214	0.000337	
買賣價差 (TW)	0.266842	0.715609	
TW / 平均價格	0.000207	0.000297	
日交易量 ($\times 10^5$)	1.39691	1.04714	
日交易值 ($\times 10^6$)	171	207	

註：由 Fleming et al. (1996) 考慮交易成本的兩個元素：

- ①、市場流動性 (market liquidity)：比較交易頻率及交易量。
- ②、買賣價差 (bid/ask spreads)：衡量指標 TW 為 Thompson-Waller (1988) 將一段期間內的價格改變之絕對值累加起來作為衡量買賣價差的指標。衡量指標 CFTC 為 Commodity Futures Trading Commission 所採用計算買賣價差的指標。

表 3 ETF 之平均買、賣價差及平均日交易量 (值)

	SPY	QQQ	DIA
19990101~20000331			
買賣價差	0.3769	0.2992	0.2690
價差百分比	0.00109	0.00095	0.00105
日交易量 ($\times 10^5$)	76.69	92.49	10.42
日交易值 ($\times 10^6$)	1031.50	1374.51	110.38
20000401~20011231			
買賣價差	0.2437	0.2040	0.2322
價差百分比	0.00184	0.00307	0.00222
日交易量 ($\times 10^5$)	108.66	535.33	25.68
日交易值 ($\times 10^6$)	1343.90	2808.36	260.19

註：SPY 為以 S&P 500 為標的指數的 ETF。

QQQ 為以 Nasdaq 100 為標的指數的 ETF。

DIA 為以 DJIA 為標的指數的 ETF。



表 4 單根檢定 (ADF 檢定)

商品	期間	指數市場	檢定結果		原始數列之 ADF 單根檢定		經一次差分之 ADF 單根檢定	
			Tau	Pr<Tau	Tau	Pr<Tau		
現貨	1998/4/1~2000/3/31	S&P 500	-0.88	0.7956	-80.00**	< 0.0001		
		Nasdaq 100	1.10	0.9976	-81.69**	< 0.0001		
		DJIA	-1.19	0.6798	-81.61**	< 0.0001		
	2000/4/1~2002/3/31	S&P 500	-1.59	0.4870	-80.97**	< 0.0001		
		Nasdaq 100	-1.80	0.3783	-82.75**	< 0.0001		
		DJIA	-2.52	0.1100	-80.88**	< 0.0001		
指數期貨	1998/4/1~2000/3/31	S&P 500	-1.27	0.6458	-84.05**	< 0.0001		
		Nasdaq 100	1.02	0.9969	-83.88**	< 0.0001		
		DJIA	-1.48	0.5434	-87.67**	< 0.0001		
	2000/4/1~2002/3/31	S&P 500	-1.53	0.5206	-84.06**	< 0.0001		
		Nasdaq 100	-1.84	0.3614	-84.25**	< 0.0001		
		DJIA	-2.18	0.2142	-90.02**	< 0.0001		
E-mini 指數期貨	1999/7/1~2000/3/31	S&P 500	-1.65	0.4561	-79.48**	< 0.0001		
		Nasdaq 100	-0.31	0.9214	-71.13**	< 0.0001		
		DJIA ^a	-1.95	0.3074	-60.60**	< 0.0001		
	2000/4/1~2002/3/31	S&P 500	-1.56	0.5054	-148.26**	0.0001		
		Nasdaq 100	-1.99	0.2928	-147.03**	0.0001		
		DJIA ^a	-2.18	0.2126	-110.26**	0.0001		
ETF	1999/4/1~2000/3/31	S&P 500	-1.79	0.3858	-58.32**	< 0.0001		
		Nasdaq 100	0.13	0.9682	-65.32**	< 0.0001		
		DJIA	-2.92	0.0435 ^b	-67.26**	< 0.0001		
	2000/4/1~2002/3/31	S&P 500	-0.98	0.7614	-113.36**	< 0.0001		
		Nasdaq 100	-1.45	0.5614	-111.53**	< 0.0001		
		DJIA	-1.86	0.3520	-113.36**	< 0.0001		

註：** 表示 1% 的顯著水準

a 為指數期貨

b 對 Rho 統計量 Pr<Rho 為 0.0571，對 F 統計量其 Pr>F 為 0.0564，亦即對 Rho 及 F 統計量而言不拒絕有單根存在

表 5 共整合檢定結果

商 品	期 間	Rank	軌跡檢定 (trace test)		最大特徵根檢定 (maximum eigenvalue test)	
			Trace	Critical Value	Max Eigen	Critical Value
現貨	1998/4/1~2000/3/31	0	26.99	29.38	15.76	20.97
		1	11.22	15.34	11.04	14.07
		2	0.18	3.84	0.18	3.76
	2000/4/1~2002/3/31	0	33.41*	29.38	22.43*	20.97
		1	10.98	15.34	10.22	14.07
		2	0.76	3.84	0.76	3.76
指數期貨	1998/4/1~2000/3/31	0	27.76	29.38	16.38	20.97
		1	11.38	15.34	11.34	14.07
		2	0.05	3.84	0.05	3.76
	2000/4/1~2002/3/31	0	33.82*	29.38	23.12*	20.97
		1	10.69	15.34	9.87	14.07
		2	0.83	3.84	0.83	3.76
E-mini 指數期貨	1999/7/1~2000/3/31*	0	23.00	29.38	15.97	20.97
		1	7.03	15.34	6.78	14.07
		2	0.25	3.84	0.25	3.76
	2000/4/1~2002/3/31	0	41.49*	29.38	30.31*	20.97
		1	11.17	15.34	9.59	14.07
		2	1.58	3.84	1.58	3.76
ETF	1999/4/1~2000/3/31	0	38.72*	29.38	28.16*	20.97
		1	10.56	15.34	10.45	14.07
		2	0.11	3.84	0.11	3.76
	2000/4/1~2001/10/31	0	97.21*	29.38	87.53*	20.97
		1	9.68	15.34	6.84	14.07
		2	2.84	3.84	2.84	3.76

註：軌跡檢定： $\begin{cases} H_0 : rank \leq r \\ H_1 : rank > r \end{cases}$ ，最大特徵根檢定： $\begin{cases} H_0 : rank = r \\ H_1 : rank = r + 1 \end{cases}$

* 表示 5% 的顯著水準

表 6.1 2000 年 4 月後指數現貨、指數期貨及 E-mini 之誤差修正模型

變數	現貨指數			指數期貨			E-mini		
	ΔSP	ΔND	ΔDJ	ΔSP	ΔND	ΔDJ	ΔSP	ΔND	ΔDJ
$z(t-1)$	0.00016 (0.26)	0.0078* (2.35)	0.0027 (0.57)	0.0000 (0.01)	0.0085** (2.67)	0.0034 (0.69)	-0.0001 (-0.19)	0.0077** (2.86)	0.0039 (0.90)
$\Delta SP(1)$	-0.2916** (-17.08)	-1.0606** (-11.51)	-0.5983** (-4.53)	-0.3029** (-23.77)	-0.0703 (-1.09)	0.9060** (9.09)	-0.2313** (-21.17)	-0.1023 (-1.88)	1.2079** (13.75)
$\Delta SP(2)$	-0.1572** (-9.09)	-0.6206** (-6.65)	-0.0942 (-0.70)	-0.1144** (-8.46)	0.1087 (1.59)	0.5809** (5.49)	-0.0825** (-7.54)	-0.1063 (-1.95)	0.4509** (5.12)
$\Delta SP(3)$	0.0177 (1.02)	0.0184 (0.20)	0.1723 (1.29)	-0.0983** (-7.29)	-0.160* (-2.28)	0.0183 (0.17)			
$\Delta SP(4)$	0.0141 (0.84)	-0.0470 (-0.52)	0.0966 (0.74)	-0.0487** (-3.85)	-0.0025 (-0.04)	0.0931 (0.94)			
$\Delta ND(1)$	0.0321** (16.68)	0.1487** (14.34)	0.0308* (2.07)	0.0320** (19.60)	-0.0207* (-2.51)	-0.0258* (-2.02)	0.0295** (19.59)	0.0291** (3.87)	-0.0138 (-1.14)
$\Delta ND(2)$	0.0111** (5.70)	0.0140 (1.33)	-0.0193 (-1.28)	0.0091** (5.36)	-0.0363** (-4.25)	-0.0822** (-6.21)	0.0065** (4.27)	-0.0104 (-1.37)	-0.0515** (-4.21)
$\Delta ND(3)$	-0.0046* (-2.36)	-0.0210* (-2.00)	-0.0414** (-2.74)	0.0062** (3.65)	0.0021 (0.24)	-0.0247 (-1.86)			
$\Delta ND(4)$	-0.0010 (-0.53)	0.0010 (0.10)	-0.0387** (-2.59)	0.0021 (1.26)	-0.0163 (-1.94)	-0.0280* (-2.15)			
$\Delta DJ(1)$	0.0311** (19.97)	0.0883** (10.52)	0.0917** (7.62)	0.0190** (14.57)	0.0166* (2.52)	-0.1451** (-14.24)	0.0138** (12.90)	0.0095 (1.78)	-0.1630** (-18.94)
$\Delta DJ(2)$	0.0140** (8.81)	0.0572** (6.69)	0.0038 (0.31)	0.0085** (6.24)	-0.0102 (-1.48)	-0.0641** (-6.04)	0.0061** (5.74)	0.0118* (2.23)	-0.0540** (-6.31)
$\Delta DJ(3)$	0.0015 (0.97)	0.0059 (0.69)	0.0054 (0.44)	0.0100** (7.41)	0.0087 (1.28)	-0.0062 (-0.59)			
$\Delta DJ(4)$	-0.0017 (-1.07)	0.0023 (0.27)	-0.0005 (-0.05)	0.0062** (4.81)	0.0055 (0.85)	-0.0054 (-0.54)			

註：1、落後一期之誤差修正項

2、* (**) 表 1% (5%) 的顯著水準

3、各商品之最是落後期的選取依 SBC 法則決定

4、括弧內為 t 值

表 6.2 ETF 之誤差修正模型

變數	19990401~20000331			20000401~20011031		
	ΔSP	ΔND	ΔDJ	ΔSP	ΔND	ΔDJ
$z(t-1)$	0.0008 (1.72)	-0.0006 (-1.21)	0.0014** (3.80)	-0.0019 (-1.56)	0.0052** (3.54)	0.0032** (3.42)
$\Delta SP(1)$	-0.3719** (-31.55)	0.1128** (8.78)	0.1639** (16.72)	-0.2778** (-30.51)	0.1139** (10.09)	0.1157** (16.06)
$\Delta SP(2)$	-0.2098** (-16.41)	0.0430** (3.09)	0.1278** (12.02)			
$\Delta SP(3)$	-0.0907** (-7.75)	-0.0158 (-1.24)	0.0546** (5.60)			
$\Delta ND(1)$	0.1029** (11.69)	-0.1985** (-20.7)	0.0136 (1.86)	0.0835** (13.57)	-0.1301** (-17.04)	-0.0054 (-1.11)
$\Delta ND(2)$	0.0738** (8.13)	-0.0488** (-4.94)	-0.0179* (-2.37)			
$\Delta ND(3)$	0.0221* (2.52)	-0.0327** (-3.43)	-0.0272** (-3.75)			
$\Delta DJ(1)$	0.2808** (22.09)	0.1272** (9.18)	-0.3522** (-33.32)	0.2036** (20.09)	0.1045** (8.31)	-0.2211** (-27.58)
$\Delta DJ(2)$	0.1743** (12.52)	0.0481** (3.17)	-0.1921** (-16.60)			
$\Delta DJ(3)$	0.0749** (5.86)	0.0250 (1.80)	-0.0882** (-8.30)			

註：1、落後一期之誤差修正項

2、* (**) 表 1% (5%) 的顯著水準

3、各商品之最是落後期的選取依 SBC 法則決定

4、括弧內為 t 值

表 7 因果關係

2000 年 4 月前				2000 年 4 月後			
A_1、現貨指數 ⁴				A_2、現貨指數			
果 \ 因	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	果 \ 因	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA
S&P 500		747.26** (< 0.0001)	557.22** (< 0.0001)	S&P 500		93.43** (< 0.0001)	209.49** (< 0.0001)
Nasdaq 100	0.31 (0.5750)		14.93** (0.0001)	Nasdaq 100	34.32** (< 0.0001)		2.21 (0.3312)
DJIA	15.98** (< 0.0001)	335.46* (< 0.0001)		DJIA	25.32** (< 0.0001)	8.12* (0.0173)	
B_1、指數期貨 ⁴				B_2、指數期貨			
果 \ 因	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	果 \ 因	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA
S&P 500		174.55** (< 0.0001)	0.29 (0.5894)	S&P 500		271.31** (< 0.0001)	41.63** (< 0.0001)
Nasdaq 100	44.21** (< 0.0001)		8.52** (0.0035)	Nasdaq 100	4.45* (0.0350)		28.29** (< 0.0001)
DJIA	78.52** (< 0.0001)	26.85** (< 0.0001)		DJIA	11.50** (0.0007)	5.11* (0.0237)	
C_1、E-mini 指數期貨 ⁴				C_2、E-mini 指數期貨			
果 \ 因	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	果 \ 因	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA
S&P 500		67.62** (< 0.0001)	31.44** (< 0.0001)	S&P 500		366.43** (< 0.0001)	75.81** (< 0.0001)
Nasdaq 100	13.42** (0.0094)		6.97 (0.1373)	Nasdaq 100	0.66 (0.4177)		0.49 (0.4857)
DJIA	41.09** (< 0.0001)	3.35 (0.5008)		DJIA	202.40** (< 0.0001)	116.07** (< 0.0001)	
D_1、ETF				D_2、ETF			
果 \ 因	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	果 \ 因	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA
S&P 500		154.45** (< 0.0001)	332.66** (< 0.0001)	S&P 500		460.70** (< 0.0001)	768.59** (< 0.0001)
Nasdaq 100	228.28** (< 0.0001)		282.59** (< 0.0001)	Nasdaq 100	311.36** (< 0.0001)		291.50** (< 0.0001)
DJIA	134.66** (< 0.0001)	66.68** (< 0.0001)		DJIA	448.23** (< 0.0001)	157.09** (< 0.0001)	

註：1、Granger Causality Wald Test

2、** (*) 表 1% (5%) 的顯著水準

3、() 內為 P 值

4、取對數處理

表 8 預測誤差變異數分解 (1 小時前)

時間 產品	2000 年 4 月前			2000 年 4 月後		
商品及期間	A_1、現貨指數			A_2、現貨指數		
被解釋變數	S&P 500	Nasdaq100	DJIA	S&P 500	Nasdaq100	DJIA
S&P 500	0.96651	0.01723	0.01625	0.98835	0.00262	0.00903
Nasdaq 100	0.58102	0.41782	0.00115	0.76567	0.23236	0.00196
DJIA	0.77714	0.01134	0.21152	0.80577	0.01798	0.17625
總和*	1.35816	0.02857	0.01740	1.57144	0.0206	0.01099
被解釋變數	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500
Nasdaq 100	0.99884	0.00039	0.00076	0.99708	0.00008	0.00284
DJIA	0.41859	0.58034	0.00107	0.52266	0.47610	0.00124
S&P 500	0.58442	0.25673	0.15886	0.76243	0.14668	0.09089
總和	1.00301	0.25712	0.00183	1.28509	0.14676	0.00408
被解釋變數	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100
DJIA	0.99042	0.00056	0.00901	0.99856	0.00063	0.00081
S&P 500	0.77051	0.20875	0.02075	0.80250	0.19152	0.00598
Nasdaq 100	0.41450	0.17212	0.41339	0.52191	0.26600	0.21209
總和	1.18501	0.17268	0.02976	1.32441	0.26663	0.00679
商品及期間	B_1、指數期貨			B_2、指數期貨		
被解釋變數	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA
S&P 500	0.99561	0.00437	0.00002	0.99204	0.00687	0.00109
Nasdaq 100	0.59485	0.40509	0.00006	0.68696	0.31243	0.00062
DJIA	0.59913	0.00051	0.40036	0.56960	0.00027	0.43013
總和*	1.19398	0.00488	0.00008	1.25656	0.00714	0.00171
被解釋變數	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500
Nasdaq 100	0.99883	0.00022	0.00095	0.99927	0.00071	0.00002
DJIA	0.34044	0.65823	0.00132	0.38045	0.61938	0.00016
S&P 500	0.59183	0.16189	0.24628	0.68128	0.09530	0.22342
總和*	0.93227	0.16211	0.00227	1.06173	0.09601	0.00018
被解釋變數	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100
DJIA	0.99801	0.00196	0.00003	0.99971	0.00029	0.00001
S&P 500	0.60090	0.39471	0.00439	0.56496	0.42804	0.00700
Nasdaq 100	0.34237	0.25302	0.40461	0.38047	0.30733	0.31221
總和*	0.94327	0.25498	0.00442	0.94543	0.30762	0.00701
商品及期間	C_1、E-mini 指數期貨			C_2、E-mini 指數期貨		
被解釋變數	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA

S&P 500	0.99442	0.00394	0.00184	0.99523	0.00346	0.00131
Nasdaq 100	0.58173	0.41818	0.00009	0.58115	0.41884	0.00000
DJIA	0.58954	0.00110	0.40936	0.58803	0.00104	0.41092
總和*	1.17127	0.00504	0.00193	1.16918	0.00450	0.00131
被解釋變數	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500
Nasdaq 100	0.99912	0.00040	0.00047	0.99994	0.00001	0.00005
DJIA	0.35843	0.63862	0.00296	0.38803	0.60998	0.00199
S&P 500	0.57824	0.15127	0.27049	0.66077	0.10988	0.22935
總和*	0.93667	0.15167	0.00343	1.0488	0.10989	0.00204
被解釋變數	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100
DJIA	0.99683	0.00255	0.00062	0.99557	0.00431	0.00012
S&P 500	0.58832	0.40790	0.00378	0.58652	0.40562	0.00787
Nasdaq 100	0.35980	0.22242	0.41777	0.39002	0.27630	0.33367
總和*	0.94812	0.22497	0.00440	0.97654	0.28061	0.00799
商品及期間	D_1、ETF			D_2、ETF		
被解釋變數	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA
S&P 500	0.96874	0.01099	0.02027	0.96500	0.01494	0.02006
Nasdaq 100	0.52251	0.47238	0.00510	0.56384	0.43379	0.00237
DJIA	0.65631	0.00433	0.33935	0.56938	0.00804	0.42258
總和*	1.17882	0.01532	0.02537	1.13322	0.02298	0.02243
被解釋變數	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500
Nasdaq 100	0.98001	0.01692	0.00307	0.98731	0.00953	0.00316
DJIA	0.32341	0.66036	0.01623	0.38908	0.59968	0.01124
S&P 500	0.49843	0.27233	0.22923	0.54342	0.13441	0.32217
總和*	0.82184	0.28925	0.01930	0.93250	0.14394	0.01440
被解釋變數	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100	DJIA	S&P 500	Nasdaq 100
DJIA	0.97880	0.02115	0.00005	0.98349	0.01577	0.00074
S&P 500	0.65935	0.33262	0.00803	0.56130	0.42805	0.01064
Nasdaq 100	0.38333	0.15869	0.45799	0.39758	0.17463	0.42779
總和*	1.04268	0.17984	0.00808	0.95888	0.19040	0.01138

* 表示表格列上方的市場對其他二個市場的變異數解釋比例總合

表 9 衝擊反應

指數現貨												
2000 年 4 月前												
時間	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60
S&P 500	0.00121	0.0001	-2.96E-6	3.02E06	-3.90E-07	9.08E-08	-1.58E-08	3.12E-09	-5.80E-10	1.11E-10	-2.09E-11	3.95E-12
Nasdaq 100	0.00092	0.00021	-1.82E-06	3.26E-06	-3.50E-07	8.77E-08	-1.47E-08	2.94E-09	-5.43E-10	1.04E-10	-1.95E-11	3.71E-12
DJIA	0.00107	0.00019	-1.76E-05	5.75E-06	-9.37E-07	1.93E-07	-3.54E-08	6.81E-09	-1.28E-09	2.43E-10	-4.59E-11	8.70E-12
2000 年 4 月後												
時間	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60
S&P 500	0.00136	9.37E-05	-2.45E-05	-1.66E-05	-1.02E-06	1.62E-06	2.00E-07	-1.06E-07	-1.97E-08	4.47E-09	1.65E-09	-2.22E-11
Nasdaq 100	0.00119	0.00012	-1.74E-05	-1.88E-05	-1.62E-06	1.72E-06	2.36E-07	-1.07E-07	-2.18E-08	4.06E-09	1.76E-09	3.06E-11
DJIA	0.00122	0.00013	-6.69E-06	-1.96E-05	-1.96E-06	1.74E-06	2.40E-07	-1.03E-07	-2.13E-08	3.51E-09	1.71E-09	7.08E-11
指數期貨												
2000 年 4 月前												
時間	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60
S&P 500	0.00141	-7.14E-05	9.15E-06	-1.57E-06	2.87E-07	-5.43E-08	1.05E-08	-2.06E-09	4.08E-10	-8.16E-11	1.65E-11	-3.29E-12
Nasdaq 100	0.00109	2.99E-06	-4.66E-06	1.02E-06	-2.09E-07	4.24E-08	-8.59E-09	1.74E-09	-3.52E-10	7.13E-11	-1.44E-11	2.92E-12
DJIA	0.00109	-5.40E-05	5.82E-06	-8.13E-07	1.22E-07	-1.93E-08	3.21E-09	-5.57E-10	1.01E-10	-1.88E-11	3.60E-12	-7.03E-13
2000 年 4 月後												
時間	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60
S&P 500	0.00150	-5.9 E-05	7.42 E-06	-1.4 E-06	2.81 E-07	-5.5 E-08	1.06 E-08	-2.1 E-09	3.95 E-10	-7.6 E-11	1.47 E-11	-2.8 E-12
Nasdaq 100	0.00124	1.79 E-05	-1.0 E-05	2.14 E-06	-4.2 E-07	8.2 E-08	-1.6 E-08	3.05 E-09	-5.9 E-10	1.13 E-10	-2.2 E-11	4.19 E-12
DJIA	0.00113	-1.5 E-05	1.29 E-06	-4.6 E-07	1.14 E-07	-2.4 E-08	4.84 E-09	-9.5 E-10	1.84 E-10	-3.6 E-11	6.84 E-12	-1.3 E-12
E-min 指數期貨												
2000 年 4 月前												

時間	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60
S&P 500	0.00113	-4.13E-05	1.69E-05	-8.48E-06	-2.05E-06	-1.78E-06	-3.13E-07	2.63E-07	4.41E-08	5.52E-09	-7.69E-10	-1.45E-09
Nasdaq 100	0.00086	1.32E-05	2.28E-05	-4.06E-06	-6.90E-06	-1.43E-06	-4.66E-07	2.67E-07	9.01E-08	1.12E-08	3.96E-09	-3.49E-09
DJIA	0.00087	-1.41E-06	1.98E-05	-1.57E-05	-1.09E-06	-1.09E-06	-7.58E-08	2.21E-07	-4.78E-09	7.32E-09	-4.16E-09	-3.79E-10
2000年4月後												
時間	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60
S&P 500	0.00123	-2.7 E-05	8.34 E-06	-1.7 E-06	3.91 E-07	-8.9 E-08	2.03 E-08	-4.6 E-09	1.06 E-09	-2.4 E-10	5.52 E-11	-1.3 E-11
Nasdaq 100	0.00101	4.02 E-05	-3.5 E-06	7.88 E-07	-1.7 E-07	3.90 E-08	-8.9 E-09	2.03 E-09	-4.6 E-10	1.06 E-10	-2.4 E-11	5.54 E-12
DJIA	0.00095	9.16E-06	-2.1E-06	7.42E-07	-1.8E-07	4.32E-08	-9.9E-09	2.28E-09	-5.2E-10	1.19E-10	-2.7E-11	6.24E-12
ETF												
2000年4月前												
時間	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60
S&P 500	0.00149	-0.00018	4.23E-05	-1.4E-05	5.15E-06	-2.0E-06	7.66E-07	-3.0E-07	1.2E-07	-4.8E-08	1.91E-08	-7.6E-09
Nasdaq 100	0.00097	-1.7E-05	-1.7E-05	8.53E-06	-3.5E-06	1.41E-06	-5.6E-07	2.27E-07	-9.1E-08	3.67E-08	-1.48E-08	5.97E-09
DJIA	0.00099	2.06E-05	-4.2E-05	2.05E-05	-8.9E-06	3.76E-06	-1.56E-06	6.40E-07	-2.6E-07	1.07E-07	-4.3E-08	1.75E-08
2000年4月後												
時間	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60
S&P 500	0.00169	-0.00017	-6.4E-05	4.33E-06	3.61E-06	-2.5E-05	-3.9E-06	3.99E-07	1.76E-06	1.21E-06	7.42E-07	-3.4E-07
Nasdaq 100	0.00127	1.25E-05	-5.5E-05	5.32E-06	-1.3E-05	-2.3E-05	-7.0E-06	4.73E-06	1.82E-06	1.36E-06	4.08E-07	-6.2E-07
DJIA	0.00129	4.55E-05	-5.3E-06	5.17E-06	-5.2E-06	-3.4E-05	-5.3E-06	6.26E-06	1.68E-06	1.15E-06	3.72E-07	-6.7E-07