

台灣股票市場導入指數股票型基金後 價格發現之研究

Price Discovery in Introducing Exchange Trade Fund (ETF) into Taiwan Stock Market

賴藝文 Yih-Wenn Laih

嶺東科技大學企業管理系

Dept. of Business Administration, Ling Tung University

李春安 Chun-An Li

雲林科技大學財務金融系

Dept. of Finance, National Yunlin University of Science and Technology

摘要：本研究針對指數股票型基金(ETF)的導入期進行價格發現的先期評估。研究期間為 2003 年 6 月 30 日至 2003 年 9 月 30 日，以日內資料分析台灣期貨市場、現貨市場與指數股票型基金的價格發現功能與資訊分享的過程。Johansen 的共整合模型顯示，樣本期間中台股指數期貨、台股指數現貨與 ETF 的價格間存在一共同長期趨勢，三者呈現共整合形式。同時根據 Gonzalo and Granger(1995)的永久-暫時模型和 Hasbrouck(1995)的資訊分享模型，台股指數期貨在價格發現的過程中貢獻最多，其次為 ETF，最後為台股指數現貨。由於台灣的 ETF 市場正處於萌芽期，此結果與其他成熟市場相比，ETF 領先台股指數現貨的價格發現能力並不明顯，期待在其成交量持續放大下，台灣首支指數股票型基金- TTT(寶來台灣卓越 50 基金, Polaris Taiwan Top 50 Tracker Fund)有增進價格發現能力的空間。

關鍵詞：指數股票型基金、台股指數期貨、價格發現、永久-暫時模型、資訊分享模型。

Abstract: This paper investigates the price discovery and the contribution of each index-related security to the evolution of an implicit “optimal forecast” index price in introducing Exchange Trade Fund (ETF) into Taiwan Stock Market: the index futures, spot index, and ETF. Using matched synchronized intra-day trading

data, we find that the index future, spot index and ETF are cointegrated markets with one common stochastic trend. Two well-known common factor models, the permanent-transitory model proposed by Gonzalo and Granger (1995) and the information share model proposed by Hasbrouck (1995) are used to measure the contribution of these markets to price discovery process. This study uses TEJ intra-day data from June 30, 2003 through September 30, 2003. In both models, we find that the index future contributes the most to the price discovery process. ETF has more contribution to the price discovery process than the spot index has, but the contributions of spot index and ETF are not significance.

Keywords: Exchange trade fund, Taiwan index futures, Price discovery, Permanent-Transitory model, Information share model.

1. 緒論

國內外相關文獻有關新商品導入期的研究發現：在較為成熟的市場部分，新商品導入期價格發現的功能成效不一，例如：Stoll and Whaley(1990)利用高頻率資料且長時間（1982-1987）觀察 S&P 500 與 MMI 兩指數期貨與現貨間動態關係，發現現貨市場對期貨市場報酬率在期貨導入初期有些微預測能力，但隨期貨市場越加成熟，預測能力則越薄弱；Wahab and Leshgari(1993)利用共整合分析期貨與現貨間動態關係，以 S&P 500 與 FTSE 100 兩指數進行分析，結果在導入初期價格發現上以現貨領先關係較強烈；Tse(1999)利用共整合與雙元 EGARCH 模型分析 DJIA 指數與其指數期貨間動態關係，發現在價格發現上期貨領先現貨。在新興市場部分，新商品導入期價格發現的功能普遍無法發揮，例如：黃玉娟與徐守德(民 86)利用誤差修正模型分析摩根台股指數期貨與台股指數現貨價格的動態關係，發現在導入初期的價格發現上現貨領先期貨；莊忠柱(民 90)利用一個具有誤差修正項的多變量 EC-EGARCH(1,1)模型，探討台灣早期經驗中股價指數現貨、近月期與近季期指數期貨市場間在價格與價格波動性的資訊傳遞效果，結果發現現貨對本身及近月期指數期貨具有價格領先功能。綜合上述研究發現在較為成熟的市場中，新商品導入期的價格發現功能較強。而本研究則擬藉由台灣股票市場指數股票型基金導入期價格發現功能的成效，分析市場的成熟度。

全球第一檔指數股票型基金(Exchange Traded Fund, ETF)為1990年在加拿大多倫多交易所推出的TIPs,而在1993年美國證券交易所(AMEX)推出以S&P 500為標的指數的SPDR後,ETF逐漸受到市場重視。近年來,在全球一片低迷的投資氣氛中,ETF資產規模卻不斷逆勢上揚,至2003年5月為止,全球發行的ETF將近300檔,發行管理的總資產規模累積到1,400億美金以上。光是在2001年,美國的ETF就有高達310億美金的淨銷售量,這個數字與同時期美國共同基金(總資產值7兆美金)320億美金的淨銷售量幾乎不相上下。估計到2007年,全球ETF資本總額有機會達到1兆美金¹。

ETF是一種兼具股票、開放式共同基金及封閉式共同基金特色的金融商品。其類似股票與封閉式共同基金之處在於其必須於集中市場掛牌交易,買賣方式與一般上市上櫃股票一樣,可做融資買進與融券放空策略,不管多頭或空頭都可投資。此外,每一檔ETF都有一個追蹤的指數,ETF基金淨值表現完全緊貼指數的走勢,而指數成份股就是ETF基金的投資組合。由於ETF操作的重點不是在打敗指數,而是在追蹤指數,而其施行的方法則是將ETF投資組合內的股票調整到與指數成份股完全一致(包括標的、家數、權重均一致)。故當交易價格相對資產淨值發生溢價或折價時,投資人可以利用其獨特的「實物申購/買回」機制,進行套利買賣,以縮小其價差。

台灣證券交易所為了活絡市場,健全金融體系並考量到避險者的需求,於2002年10月29日和英國富時公司合作編製全新的「台灣50指數」,挑選出包括了電子、金融保險、塑膠、紡織及其他產業等的五十檔個股。為了精確掌握市場脈動,這五十檔成份股並不是永久的,證交所每季都會依照計算標準來調整成份股,以貼近市場。這五十檔個股不僅佔了台灣股市市值的七成,其與加權指數的連動關係係數更達到98.9%²。

台灣50指數是固定樣本數的部分採樣指數,固定樣本數的部分採樣指數是目前世界的潮流,因其剔除成交量偏低、體質不佳的個股,故其波動將更可代表整體市場,同時對投資人的套利行為與期貨市場的發展也相當有幫助。縱觀2002年全球交易量前10名的國際知名指數期貨:mini-S&P 500、

¹ 資料來源:寶來台灣卓越50基金網站 www.tw50etf.com/tw50etf

² 資料來源:台灣證券交易所

Euro STOXX 50、mini-Nasdaq 100、KOSPI 200、CAC 40、DAX、FTSE-100、Nikkiei 225、DJIA，以及 OMX 均為部分採樣的指數期貨。

在 2003 年 6 月 30 日，台灣期貨交易所推出以台灣 50 指數為標的的台灣 50 指數期貨(TSEC Taiwan 50 Index Futures, T5F)，同時由寶來投信推出的台灣 50 指數股票型基金(TSEC Taiwan 50 Index ETF)-寶來台灣卓越 50 基金(Polaris Taiwan Top 50 Tracker Fund, TTT)亦在台灣證券交易所掛牌交易。一時之間，國內不僅新增固定採樣的指數股票期貨，也開啟指數股票型基金在國內上市交易的首例。操作指數股票型基金就如同擁有了台灣市值最大的 50 家上市公司投資組合，交易者透過購買單一基金追蹤特定指數變化即能進行被動式投資組合管理。

理論上，當同一資產以不同方式包裝並在不同市場交易時，相關的價格發現研究也順應產生。在效率市場下，所有市場同時反映資訊，所以價格調整到新均衡沒有落差。然而，不同市場結構會影響資訊傳達的過程，而不同的證券設計也會影響其消化資訊的速度。根據 Huang(2002)的研究顯示，當訂單散佈於多個交易市場時，市場分裂(market fragmentation)增加，且訂單彼此間並不會相互影響。

基於 Fama(1970)效率資本市場假說，同以台灣 50 指數為交易標的的期貨與基金，只要期貨、現貨市場與基金具有一致且充分之交易訊息，並且價格傳遞資訊的過程順暢時，市場間的價格表現會同時移動。然而，Black(1976)與 Grossman(1989)認為，期貨市場為知情交易者，不僅對市場資訊具有先行反應的能力，亦可將資訊傳遞至資訊相對不充分的現貨市場，此為期貨之「價格發現功能」。Stoll and Whaley(1990)、Chan(1992)與謝文良(民 91)則指出，由於現貨亦受各股非經常性交易(infrequent trade)所影響，價格表現不如期貨反應迅速，不具同步性(nonsynchronous)；且因市場交易制度的差異，期貨市場比現貨市場更具放空條件、高交易流動性、高槓桿效應與低交易成本，對於訊息反應的速度也快於現貨，期貨市場為價格發現者(price discovery)，具訊息傳遞功能。

本研究原欲探討加入 TTT 之後，同以台灣 50 指數為交易標的的期貨與基金三者間：台灣 50 指數、台灣 50 指數期貨及寶來台灣卓越 50 基金(TTT)

價格發現的功能。但考量台灣 50 指數期貨成交量稀少，故以大盤加權股價指數(以下稱為台股指數現貨)與台股指數期貨分別替代台灣 50 指數與台灣 50 指數期貨³，進行台股指數期貨、台股指數現貨及 TTT 三者間價格發現功能的研究。

亦即本研究目的為了解台股指數現貨、以台股指數現貨為標的的台股指數期貨與 TTT 三者間，在 TTT 的導入初期價格發現的功能，即對於傳遞新資訊的能力何者較優異，以及何市場較受知情(informed)交易者或不知情(uninformed)交易者所喜愛。同時，根據國內外相關文獻有關新商品導入期的研究發現，在較為成熟的市場部分，新商品導入期的價格發現功能較強。而本研究則擬利用 TTT 導入期價格發現功能的成效，來看台灣市場的成熟度。此外，不同於過去文獻多利用誤差修正模型與 EGARCH 模型來探討價格發現，本研究利用市場微結構分析中常用的 Gonzalo and Granger(1995)永久-暫時(permanent-transitory)模型與 Hasbrouck(1995)資訊分享(information share)模型以不同觀點確認價格發現的過程。

本研究以 2003 年 6 月 30 日至 2003 年 9 月 30 日 TTT 導入期為研究期間，研究台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者間價格發現的能力。首先，為極小化非同步交易的問題，依台灣經濟新報上資料記錄時間，每兩分鐘選取一組配對同步日內資料(matched synchronous intraday data)以探討三個指數商品間共整合的關係。接者，分別以 Gonzalo and Granger(1995)和 Hasbrouck(1995)的模型探討價格發現過程中共同因子組成權重與資訊分享比重。

本研究結果發現就 TTT 導入期而言，台股指數期貨仍為市場價格發現的領導者，傳遞新資訊的能力最佳；而由於 TTT 為新金融商品，市場熟悉度低，成交量未放大，導致其價格發現的能力僅略高於代表市場大盤的台股指數現貨，區居第二，但此結果並不顯著。

本研究共計有五個單元，除了本單元說明研究動機、研究目的與研究意義之外，第 2 單元為研究方法，介紹 Gonzalo and Granger(1995)的永久-暫時

³ 由於台灣 50 指數與台灣 50 指數期貨分別和市場大盤加權股價指數與以市場大盤加權股價指數為投資標的的台股指數期貨相關性高達 95% 以上，故利用加權股價指數替代台灣 50 指數，而台股指數期貨替代台灣 50 期貨指數。

模型(permanent-transitory)以及 Hasbrouck(1995)的資訊分享模型(information share)的理論架構，並利用其進行實證探討。第3單元為資料說明，包括研究設計與研究樣本描述。第4單元為實證分析與分析結果說明，在本單元中將可發現在樣本期間中，台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者間，誰是價格發現的領導者；同時希望瞭解部分採樣指數的 TTT 價格發現能力是否勝過全部採樣的台股指數現貨？理論上，部分採樣指數因其剔除成交量偏低，體質不佳的個股，故其價格發現的能力應勝過全部採樣的台股指數現貨。最後第5單元為全文的結論。

2. 研究方法

ETF 在某一給定市場的交易價格可以藉由另一市場的資訊收集確認，因為彼此只有交易地點的差異，不同市場間的套利行為確保不同市場價格間不會發散，價格間因此具有共整合並且彼此分享一個共同因子(或稱為隱含的效率價格)的特性。

兩個在市場微結構分析中常用來探討價格發現之共同因子的模型為 Gonzalo and Granger(1995)的永久-暫時模型(permanent-transitory，以下簡稱 PT)以及 Hasbrouck(1995)的資訊分享模型(information share，以下簡稱 IS)。

PT 和 IS 模型主要皆是由向量誤差修正模型(vector error correction model; VECM)的誤差修正向量導出，但卻以不同觀點確認價格發現的過程。Gonzalo and Granger(1995)的 PT 模型考慮誤差修正過程，此過程只包含導致不均衡的永久性衝擊(相對於暫時性)。在價格發現的文獻中，不均衡的發生起源於市場處理消息的速度不同。在 PT 模型，不同市場對共同因子的貢獻，則以該市場之誤差修正係數的函數來衡量；Hasbrouck(1995)的 IS 模型則利用共同因子干擾項的變異來衡量價格發現，即衡量不同市場對於該共同因子干擾項之變異的相對貢獻，此貢獻被稱為資訊分享。

當 VECM 殘差彼此間是序列無關時，PT 模型和 IS 模型會有相同的結果；然而，若存在序列相關時，此兩模型通常獲致不同結果。因為 PT 模型未考量同時相關(contemporaneous correlation)，而 IS 模型則包含同時相關。在處理同時相關問題時，IS 模型採用 Cholesky factorization 方法，並藉由變

數順序之不同以計算不同市場之資訊分享的上下界。但由於此上下界範圍通常過大，因此 Baillie, Booth, Tse and Zobotina(2002)提出利用變數間各種可能排列上下界之平均值來解決此一問題。

考慮 n 個具有相同標的證券市場的共整合 $I(1)$ 價格序列向量 $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$ ，其中 y_{it} 為第 i 個市場在時間 t 的價格。依據 Gonzalo and Granger (1995)、Hasbrouck (1995)、Chu, Hsieh and Tse (1999), Tse and Erenburg (2003)，PT 和 IS 模型皆由估計下列 VECM 開始：

$$\Delta Y_t = \alpha\beta' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k A_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

其中 α 是 $n \times r$ 誤差修正矩陣， β' 是 $r \times n$ 共整合矩陣 (r 為共整合向量之秩 (rank))， A_j 是 $n \times n$ 落遲應變數所對應的係數矩陣， k 是落遲應變數所對應的係數矩陣個數， $e_t = (e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{nt})'$ 是序列無關的干擾項，其平均數為 0。定義 Ω 為干擾項 e_t 的共變異矩陣， σ_{ii}^2 為 e_{it} 的變異數， ρ_{ij} 為 e_{it} 和 e_{jt} 的相關係數。VECM 的第一部份， $\alpha\beta' Y_{t-1}$ ，表示兩價格序列長期或均衡動態，而第二部分， $\sum_{j=1}^k A_j \Delta Y_{t-j}$ ，則代表市場不完美導致的短期調整。

根據 Stock and Watson(1988)對價格序列之共同趨勢所表示的形式：

$$Y_t = f_t + G_t \quad (2)$$

其中 f_t 為共同因子部分， G_t 為對 Y_t 沒有影響的暫時性部分。

Gonzalo and Granger (1995)的 PT 模型拆解共同因子 f_t 為價格的線性組合 ΓY_t ，其中 Γ 為共同因子係數矩陣；共同因子的認定是加入在長期與共同因子沒有 Granger 因果關係的誤差修正項。依 Harris, McInish, Shoesmith and Wood (2002)之研究， Γ 可解釋為投資組合之權重。Gonzalo and Granger (1995)證明 Γ 與誤差修正係數矩陣 α 直交 (也就是 $\Gamma = \alpha_{\perp}$)，並依 Johansen (1988) 模式，取 R_{0t} 為 ΔY_t 對 $(\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-q+1})$ 迴歸的殘差項，取 R_{1t} 為 Y_{t-1} 對 $(\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-q+1})$ 迴歸的殘差項，其中 q 為最適落後期數，並定義下列殘差項相乘矩陣： $S_{00} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{0t} R_{0t}'$ ， $S_{01} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{0t} R_{1t}'$ ， $S_{10} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{1t} R_{0t}'$ ， $S_{11} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{1t} R_{1t}'$ 。

在共整合的前提下，Gonzalo and Granger (1995)解 $|\lambda S_{00} - S_{01}S_{11}^{-1}S_{10}| = 0$ 的方程式，得到依序排列之特徵值(eigenvalue) $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_n$ 及滿足 $\hat{M}'S_{00}\hat{M} = I$ 的對應特徵向量(eigenvector) $\hat{M} = (\hat{m}_1, \dots, \hat{m}_n)$ ，並以 $\hat{\Gamma} = (\hat{m}_{r+1}, \dots, \hat{m}_n)$ 來估計 Γ 。

Gonzalo and Granger (1995)同時提出方法以檢驗個別價格序列本身或其線性組合是否應含括在共同因子 $f_i = \Gamma Y_i$ 內。首先，定義 $\theta = \beta_{\perp}(\alpha_{\perp}'\beta_{\perp})^{-1}$ ，並選定一個 $n \times m$ 限制矩陣 G ，以滿足虛無假設 $H_0: \alpha_{\perp} = G\theta$ ，其中 m 為虛無假設 H_0 內的價格序列個數。接著解 $|\lambda G'S_{00}G - G'S_{01}S_{11}^{-1}S_{10}G| = 0$ 的方程式，得到依序排列之特徵值 $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_m$ 及滿足 $\hat{M}'G'S_{00}G\hat{M} = I$ 的對應特徵向量 $\hat{M} = (\hat{m}_1, \dots, \hat{m}_m)$ 。此時概似值(Likelihood ratio) $L_{GG} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln\left(\frac{1 - \hat{\lambda}_{i+m-n}}{1 - \hat{\lambda}_i}\right)$ 為服從 $\chi^2_{(n-r) \times (n-m)}$ 之分配。若 L_{GG} 顯著，則以 $\hat{\theta} = (\hat{m}_{(m+1)-(n-r)}, \dots, \hat{m}_m)$ 來估計 θ ，並以 $\hat{\alpha}_{\perp} = G\hat{\theta}$ 來估計 α_{\perp} 。

在IS模型上，Hasbrouck(1995)將(1)式轉變成整合形式的向量移動平均(vector moving average; VMA)形式：

$$Y_t = \iota\psi \sum_{s=1}^t e_s + \psi^*(L)e_t \quad (3)$$

其中 $\iota = (1, 1, \dots, 1)$ 是一個1的欄向量， $\psi = (\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_n)$ 是一個列向量， $\psi^*(L)$ 是落後因子的矩陣多項式。Hasbrouck(1995)將(3)式中的 ψe_t 定義為共同因子之干擾項部分， $\psi^*(L)e_t$ 為暫時性部分。共同因子干擾項部分表示價格永久性的變動，如新資訊的到達；而暫時性部分則來自於市場的不完美性。進一步分解共同因子干擾項的變異數， $Var(\psi e_t)$ ，Hasbrouck(1995)定義一個證券或市場的資訊分享(information share)比例為該市場干擾貢獻於 $Var(\psi e_t)$ 的比例。

若VECM殘差項彼此間是序列無關的(即共變異矩陣 Ω 是對角線矩陣時)，第 j 個證券或市場的資訊分享為：

$$I_j = \frac{\psi_j^2 \sigma_j^2}{\psi \Omega \psi} \quad j=1, 2, \dots, n. \quad (4)$$

當 VECM 殘差項彼此間是序列相關時(即共變異矩陣 Ω 不是對角線矩陣, $\rho \neq 0$), 第(4)式將不適用; 為去除殘差項之間的序列相關, Hasbrouck(1995) 根據 Cholesky factorization 方法, 將 Ω 分解成 $\Omega = MM'$, 其中 M 為一個下三角矩陣。此時, 第 j 個證券或市場的資訊分享為:

$$I_j = \frac{([\psi M]_j)^2}{\psi \Omega \psi} \quad j=1,2,\dots,n. \quad (5)$$

其中 $[\psi M]_j$ 為 ψM 矩陣之列向量的第 j 個元素。

Baillie et al.(2002)證明 $\psi = (\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_n)$ 與 $\Gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n)$ 存在下列之重要關係式:

$$\frac{\psi_i}{\psi_j} = \frac{\gamma_i}{\gamma_j} \quad (6)$$

將第(6)式代入第(4)式可得:

$$I_j = \frac{\gamma_j^2 \sigma_j^2}{\sum_{i=1}^n \gamma_i^2 \sigma_i^2} \quad j=1,2,\dots,n \quad (7)$$

第(7)式表示若 VECM 殘差項是序列無關, 且 σ_i^2 和 σ_j^2 值相近時, IS 和 PT 模型將獲致相近的結果。若 VECM 殘差項存在顯著序列相關時, IS 和 PT 模型將獲致不同的結果, 因為 IS 模型考量同時相關, 而 PT 模型估計 Γ 時則未考量同時相關, 且 IS 模型中包含 σ_i^2 和 σ_j^2 之計算, 但 PT 模型則未包含。此時將第(6)式代入第(5)式, 並依 $\Omega = MM'$ 可得第 j 個證券或市場的資訊分享為:

$$I_j = \frac{(\sum_{i=j}^n \gamma_i m_{ji})^2}{\sum_{k=1}^n (\sum_{i=k}^n \gamma_i m_{ki})^2} \quad j=1,2,\dots,n \quad (8)$$

依第(8)式, 當 $\rho > 0$, 第 j 個證券或市場資訊分享的極大值(極小值)發生在該證券或市場變數在排序上為第一(最後)順位; 當 $\rho < 0$, 資訊分享的極大值(極小值)發生在該變數在排序上為最後(第一)順位。

雖然, Hasbrouck(1995)的市場資訊分享是透過 VECM 的 VMA 表示式來進行分析, 但第(7)式及第(8)式顯示, I_j 的計算可跳過 VMA, 而直接經由 VECM 來進行, 因而簡化 I_j 的計算。

3. 資料說明

為探討 TTT 導入台灣市場初期的價格發現功能，本研究以 2003 年 6 月 30 日至 2003 年 9 月 30 日為研究期間，研究 TTT 導入期的先期評估。在實證的過程中，為使台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者間採計在同一基準下進行，取其共同交易時段資料為主(即上午 9:00 至下午 13:30)。資料來源是台灣經濟新報上市證券與期貨指數日內資料庫。

由於價格發現需要在同一時間點觀察資料，資料間的非同步交易可能使價格發現功能偏誤；但在日內資料庫中，台股指數現貨及 TTT 資料每筆記錄的時間間隔分別為 15 秒及 40 秒，而台股指數期貨資料則每分鐘有多筆記錄，因此本研究先就台股指數期貨資料篩選出最接近整數分鐘之資料，然後每兩分鐘一盤，以極小化非同步交易的問題；也就是本研究每兩分鐘選取一組配對同步日內資料(matched synchronous intra-day data)以探討三個指數商品的價格發現能力。

由於台股指數期貨在同一時間點有數個不同月份的契約交易，而通常近月份的期貨契約成交量最大，流動性最佳，也最具有價格發現能力，故本研究僅針對近月期貨契約進行資料收集。此外，考量期貨契約的到期效應，即投資人轉倉或平倉的行為影響期貨價格的資訊內涵，本研究分析比較到期日前幾天的成交紀錄，發現台股指數期貨的交易量，在到期日三天之前維持近月契約大於次月契約，而在到期日及其前一天時則是次月契約大於近月契約。根據量先價行的理論，台股指數期貨的到期效應，應出現在契約到期前兩天左右。同時，參考謝文良(民 91)的方法，對每一期貨契約到期前三天，採用其交易日為下一個月份合約的資料，其認為過早換約，所觀察到的契約可能仍為交易稀疏的遠月份契約，價格發現功能不彰。綜合上述，本研究對每一期貨契約到期前三天，採用其交易日為下一個月份合約的資料。

在利用 Gonzalo and Granger (1995)和 Hasbrouck (1995)的模型探討價格發現過程的共同因子前，根據 Hasbrouck(2003)以標的價格彼此間長期均衡值的時間數列特性進行模型設定，並利用該長期均衡關係是日內 (intraday) 恆

定或是日間 (interday) 恆定⁴，來進行 VECM 的估計方式是每日計算或是期間計算。

表 1 說明 TTT 指數股票型基金商品規格與交易規定。其中包括有證券代號、商品代號、追蹤指數、單位淨值、交易單位、交易價格、升降單位、升降幅度、交易時間、信用交易、證券交易稅、交易手續費費率、實物申購/買回申報時間、實物申購/買回基本單位共十四項。

表 1 TTT 股票型基金商品規格與交易規定

名稱	寶來台灣卓越 50 證券投資信託基金
證券代號	0050
商品代號	TTT
追蹤指數	台灣 50 指數(涵蓋台灣股票市場市值約 70%)
單位淨值	台灣 50 指數的百分之一
交易單位	1,000 受益權單位
交易價格	每受益權單位為準
升降單位	每受益權單位市價未滿 50 元者為 0.01 元; 50 元以上為 0.05 元
升降幅度	同一般股票(7%)
交易時間	同一般股票(上午 9 時至下午 1 時 30 分)
信用交易	上市當日即適用，且融券賣出無平盤以下不得放空限制
證券交易稅	千分之一
交易手續費費率	同上市證券，由證券商訂定，但不得超過千分之一·四二五
實物申購/買回申報時間	上午 9 時至下午 3 時 30 分
實物申購/買回基本單位	以 1,000,000 受益權單位為準

註：資料來源為台灣證券交易所

⁴ 將標的價格彼此間長期均衡關係的時間數列日內資料分別進行每日與期間的恆定性檢定。若每日長期均衡關係的日內資料經過利用 augmented Dickey-Fuller(ADF) 和 Phillips-Perron(PP)的單根檢定確認整合階數為 I(0)時，則稱為日內恆定；而若期間的長期均衡關係整合階數為 I(0)時，則稱為日間恆定。

表 2 彙整 TTT 指數股票型基金在 2003 年 6 月掛牌上市至 9 月止三個月的每月成交資訊。其中可看出其初期交易量因初上市未放大，一般而言，新金融商品上市之初，因市場熟悉度低，需日後聚集更多人氣才能累積鉅額成交量。在相對流動性差的情況下，TTT 不易成為主導資訊發現的市場。

表 2 TTT 指數股票型基金交易資訊

TTT								
年度	月份	最高價	最低價	加權(A/B) 平均價	成交筆數	成交金額 仟元(A)	成交股數 仟股(B)	成交週轉率(%)
92	6	37.40	36.92	37.04	2,047	367,884	9,930	8.56
92	7	42.00	37.09	40.05	30,369	9,303,258	232,262	249.74
92	8	44.92	39.68	42.47	14,190	5,220,132	122,885	26.65
92	9	46.59	44.20	45.24	12,343	4,135,135	91,391	13.97

註：資料來源為台灣證券交易所

表 3 為取自然對數後的台股指數期貨 F_t 、台股指數現貨 S_t 與 TTT 價格 T_t 以及其一階差分後 ΔF_t 、 ΔS_t 及 ΔT_t 的敘述統計量分析。其中，在樣本期間的配對資料共有 5,587 筆。標準差部分，TTT 的變異最大，其可能原因為初上市成交量不大導致的。相關係數部分， F_t 、 S_t 與 T_t 三組數列的相關性高達 98% 以上。

4. 實證結果

本研究首先根據 Hasbrouck(2003)所提出的方法，以標的價格長期均衡值的時間數列特性，進行模型設定。方法如下，將配對好的台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者的價格數列先取自然對數，再利用 augmented Dickey-Fuller(ADF)和 Phillips-Perron(PP)的單根檢定確認三組取自然對數後價格的整合階數。若三組取自然對數後價格的整合階數皆為 $I(1)$ 時，則進一步進行三個非恆定序列的共整合分析，否則該期間則無共整合關係。檢定結果詳如表 4，其中 F_t 、 S_t 與 T_t 為取自然對數後的台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT， ΔF_t 、 ΔS_t 與 ΔT_t 則為其一階差分後的值。結果顯示，台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者樣本期間內皆為 $I(1)$ 。

表 3 敘述統計 (取自然對數後)

	台股指數期貨		台股指數現貨		TTT	
	F_t	ΔF_t	S_t	ΔS_t	T_t	ΔT_t
平均數	8.5994	2.77E-05	8.5989	2.51E-05	8.3418	3.33E-05
中位數	8.5924	0.0000	8.5932	0.0000	8.3248	0.0000
標準差	0.0406	0.0013	0.0400	0.0013	0.0575	0.0017
偏態係數	-0.3790	1.4333	-0.4176	1.8166	-0.0147	5.4260
峰態係數	2.6246	32.2356	2.6697	28.7107	1.9922	179.3577
Jarque-Bera	66.6793	201064.3	87.9288	157098.6	236.863	7274218
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
觀察個數	5,587	5,587	5,587	5,587	5,587	5,587
相關係數						
台股指數期貨			0.9959***		0.9846***	
台股指數現貨					0.9805***	

註：***表示 1% 的顯著水準

表 4 單根檢定

	F_t	ΔF_t	S_t	ΔS_t	T_t	ΔT_t
ADF	-3.1456	-74.4942	-3.0621	-39.9690	-2.2899	-47.9492
PP	-3.0742	-74.5719	-2.9341	-64.7380	-2.3732	-87.7992

註：ADF 與 PP 測試都加入截距項與線性趨勢項，根據 MacKinnon (1996) 臨界值為 -3.4106 (5% 顯著水準) 與 -3.9597 (1% 顯著水準)。

本研究接著進行三個非恆定序列的共整合分析，先利用 Johansen (1988, 1991) 提出的共整合系統，並根據 Akaike Information Criteria (AIC) 及 Schwarz Information Criteria (SIC)⁵ 選取最適落後期。根據 Cheung and Lai (1993)、Gonzalo (1994) 以及 Lee and Tse (1996)，Johansen 檢定對於不同非常態分配樣本也具穩健性之特性，因此以 Johansen trace λ_{trace} 和最大特徵值 λ_{max} 兩個檢定統計量共同檢測三個非恆定序列的共整合向量個數。檢定結果整理如表 5。在樣本期間中，共整合向量個數根據 λ_{trace} 和 λ_{max} 的測試結果在

⁵ 依 Enders (2004)， $AIC = T \ln(RSS) + 2n$ ， $SIC = T \ln(RSS) + n \ln(T)$ ；其中 T 為樣本數， RSS 為殘差平方和， n 為參數個數。

95%或 99%信賴水準下皆無法拒絕 1 個共整合向量的虛無假設。因此，共整合檢定證明台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者間，在樣本期間具有一共同隨機趨勢的共整合系統，三價格在長期將趨於一均衡關係。共整合關係或是長期均衡關係為 $F_t - 0.9408S_t - 0.0610T_t$ ，其中 F_t 為台股指數期貨價格取自然對數， S_t 為台股指數現貨取自然對數， T_t 為 TTT 價格取自然對數。

表 5 Johansen 共整合檢定

Trace test (λ_{trace})			Maximum eigenvalue test (λ_{max})		
假設檢定	統計值	1%臨界值	假設檢定	統計值	1%臨界值
$r = 0$	50.7787	29.75	$r = 0$	46.3449	22.99
$r \leq 1$	4.4338	16.31	$r = 1$	4.4312	15.69
$r \leq 2$	0.0026	6.51	$r = 2$	0.0026	6.51

註： λ_{trace} 為 Johansen trace 檢定統計量， λ_{max} 為 Johansen 最大 eigenvalue 檢定統計值。虛無假設為系統包含至多 r 個共整合向量，故至少有 $n-r$ 個共同隨機趨勢。模型根據 AIC，選用 13 期落後期，兩種檢定的臨界值皆來自 Osterwald-Lenum (1992)。

根據台股指數期貨/台股指數現貨/TTT 三者共整合系統中長期均衡關係，定義該數列為 $z_t = F_t - 0.9408S_t - 0.0610T_t$ 。圖 1 說明三者的日間資料時間數列特性。

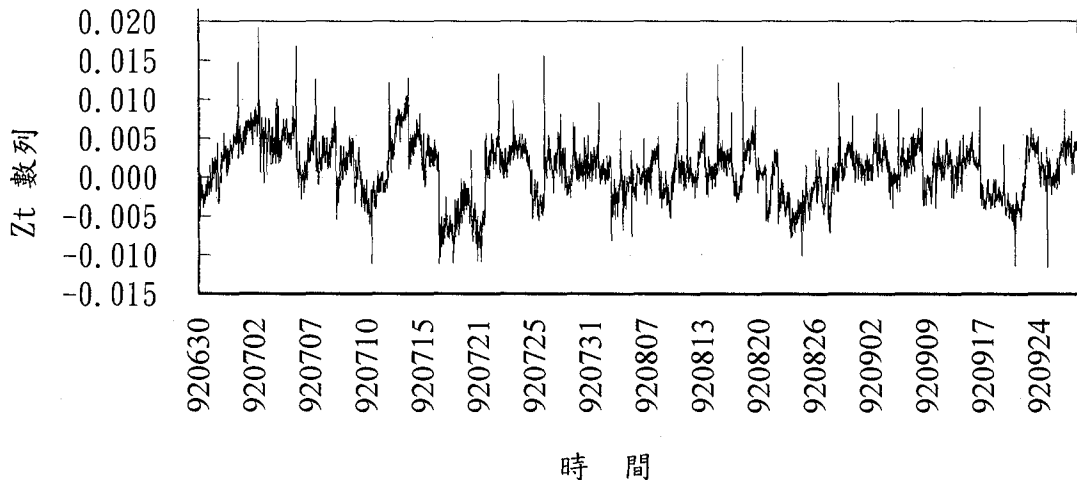


圖 1 台股指數期貨/台股指數現貨/TTT 長期均衡日間資料時間數列

利用 ADF 和 PP 的單根檢定發現數列 $z_t = F_t - 0.9408S_t - 0.0610T_t$ 在日間是恆定⁶，故接著進行 VECM 的期間估計。VECM 的期間估計結果如表 6 所示，其中任一市場當期價格的調整，取決於系統中對長期均衡的調整、來自相同與不同市場間前期調整，及不同市場間當期價格調整的影響。

表 6 誤差修正模型

共整合方程式： $z_t = F_t - 0.9408S_t - 0.0610T_t$

誤差修正模型： $\Delta F_t = \alpha_1 z_{t-1} + \sum \gamma_{11} \Delta F_{t-i} + \sum \gamma_{12} \Delta S_{t-i} + \sum \gamma_{13} \Delta T_{t-i} + \varepsilon_{1t}$ (1.1)

$\Delta S_t = \alpha_2 z_{t-1} + \sum \gamma_{21} \Delta F_{t-i} + \sum \gamma_{22} \Delta S_{t-i} + \sum \gamma_{23} \Delta T_{t-i} + \varepsilon_{2t}$ (1.2)

$\Delta T_t = \alpha_3 z_{t-1} + \sum \gamma_{31} \Delta F_{t-i} + \sum \gamma_{32} \Delta S_{t-i} + \sum \gamma_{33} \Delta T_{t-i} + \varepsilon_{3t}$ (1.3)

	模型 (1.1) ΔF_t	模型 (1.2) ΔS_t	模型 (1.3) ΔT_t
z_{t-1}	-0.0159 (-3.4182)	0.0235 (5.5621)	0.0130 (2.2555)
ΔF_t	-	0.4581 (41.4710)	0.8748 (64.7280)
ΔF_{t-1}	-0.5752 (-36.3069)	0.5534 (40.7664)	0.4952 (24.8246)
ΔF_{t-2}	-0.3596 (-21.0039)	0.2862 (18.4004)	0.3425 (16.0566)
ΔF_{t-3}	-0.2291 (-12.9866)	0.1666 (10.3688)	0.2492 (11.4019)
ΔF_{t-4}	-0.1490 (-8.3472)	0.0842 (5.1677)	0.1923 (8.7029)
ΔF_{t-5}	-0.0952 (-5.3101)	0.0476 (2.9078)	0.1354 (6.0917)
ΔF_{t-6}	-0.1014 (-5.6346)	0.0187 (1.1352)	0.1629 (7.3105)
ΔF_{t-7}	-0.0535 (-2.9669)	0.0135 (0.8198)	0.0889 (3.9767)
ΔF_{t-8}	-0.0209 (-1.1658)	-0.0256 (-1.5663)	0.0715 (3.2069)
ΔF_{t-9}	-0.0332 (-1.8587)	-0.0278 (-1.7046)	0.0905 (4.0814)
ΔF_{t-10}	-0.0190 (-1.0728)	-0.0017 (-0.1035)	0.0511 (2.3225)
ΔF_{t-11}	-0.0547 (-3.1365)	-0.0063 (-0.3988)	0.0755 (3.4855)
ΔF_{t-12}	-0.0555 (-3.3013)	0.0135 (0.8842)	0.0803 (3.8503)
ΔF_{t-13}	-0.0130 (-0.8411)	0.0080 (0.5689)	0.0307 (1.5955)
ΔS_t	0.5514 (41.4710)	-	-0.0543 (-3.0192)
ΔS_{t-1}	0.1552 (10.1243)	-0.2536 (-18.3804)	0.0423 (2.2070)
ΔS_{t-2}	-0.0030 (-0.1893)	-0.1403 (-9.8793)	0.1232 (6.3278)
ΔS_{t-3}	-0.0271 (-1.7123)	-0.0924 (-6.4265)	0.1174 (5.9843)

⁶ 本研究利用 ADF 和 PP 單根檢定方法分別測試該長期關係 z_t 日內資料的時間數列特性，發現每日的 z_t 數列多呈現非恆定，而日間為恆定。

ΔS_{t-4}	0.0140 (0.8823)	-0.0828 (-5.7374)	0.0546 (2.7690)
ΔS_{t-5}	-0.0018 (-0.1149)	-0.0377 (-2.6094)	0.0358 (1.8148)
ΔS_{t-6}	0.0072 (0.4562)	-0.0397 (-2.7480)	0.0334 (1.6976)
ΔS_{t-7}	-0.0182 (-1.1464)	-0.0183 (-1.2674)	0.0310 (1.5762)
ΔS_{t-8}	0.0051 (0.3210)	-0.0208 (-1.4436)	0.0009 (0.0451)
ΔS_{t-9}	0.0162 (1.0289)	-0.0268 (-1.8668)	-0.0081 (-0.4160)
ΔS_{t-10}	0.0491 (3.1331)	-0.0445 (-3.1163)	-0.0323 (-1.6624)
ΔS_{t-11}	0.0057 (0.3720)	-0.0115 (-0.8165)	0.0004 (0.0206)
ΔS_{t-12}	0.0372 (2.5019)	-0.0189 (-1.3963)	-0.0370 (-2.003)
ΔS_{t-13}	0.0066 (0.5540)	-0.0159 (-1.4706)	0.0055 (0.3742)
ΔT_t	0.5674 (64.7280)	-0.0293 (-3.0192)	-
ΔT_{t-1}	0.1960 (16.7714)	0.0983 (9.1242)	-0.4502 (-33.2855)
ΔT_{t-2}	0.1423 (11.5561)	0.0223 (1.9737)	-0.2954 (-19.8580)
ΔT_{t-3}	0.1695 (13.3469)	-0.0130 (-1.1110)	-0.2989 (-19.3896)
ΔT_{t-4}	0.1308 (10.0765)	-0.0039 (-0.3239)	-0.2349 (-14.7663)
ΔT_{t-5}	0.1000 (7.6262)	-0.0056 (-0.4675)	-0.1738 (-10.7451)
ΔT_{t-6}	0.0949 (7.2020)	-0.0064 (-0.5300)	-0.1585 (-9.7350)
ΔT_{t-7}	0.0431 (3.2630)	0.0215 (1.7837)	-0.0962 (-5.8823)
ΔT_{t-8}	0.0395 (3.0173)	0.0213 (1.7836)	-0.0878 (-5.4087)
ΔT_{t-9}	-0.0015 (-0.1160)	0.0367 (3.1064)	-0.0353 (-2.1949)
ΔT_{t-10}	0.0024 (0.1903)	0.0187 (1.6202)	-0.0236 (-1.4951)
ΔT_{t-11}	0.0131 (1.0682)	0.01880 (1.6829)	-0.0353 (-2.3211)
ΔT_{t-12}	0.0207 (1.7667)	-0.0037 (-0.3422)	-0.0387 (-2.6582)
ΔT_{t-13}	-0.0137 (-1.3060)	0.0116 (1.2112)	0.0050 (0.3818)

註：括號中為 t 值

表 6 顯示，誤差修正項 z_{t-1} 中三變數係數的長期關係皆顯著異於 0，意謂當共整合體系受到市場新資訊干擾時，三變數皆會調整而趨向長期均衡。其中以台股指數現貨的調整幅度最大，台股指數期貨的調整幅度次之，TTT 的調整幅度最小 ($0.0235 > |-0.0159| > 0.0130$)。故 TTT 的主導地位最強，台股指數期貨次之，台股指數現貨較差。

從短期調整來看，在台股指數期貨公式 (式 1.1) 中，期貨本身的落後項皆為顯著，而台股指數現貨的當期與近一期落後期與 TTT 的當期與近八期

落後期對台股指數期貨價格變動影響特別顯著。此結果顯示台股指數期貨短期價格變動除了受本身前期價格變動的影響，也受到 TTT 與台股指數現貨之當期與前期價格變動的影響，而 TTT 價格變動的影響又大於台股指數現貨價格變動的影響。在台股指數現貨公式（式 1.2）中，除了受本身前期價格變動的影響，也受到台股指數期貨與 TTT 之當期與前期價格變動的影響，而台股指數期貨價格變動的影響甚至遠遠超越台股指數現貨本身前期與 TTT 價格變動的影響。同樣的效果亦出現在 TTT 的公式（式 1.3）中，除了受本身前期價格變動的影響，也受到台股指數期貨與台股指數現貨之當期與前期價格變動的影響，而台股指數期貨價格變動的影響超越 TTT 本身前期與台股指數現貨價格變動的影響。綜合上述證據，短期間台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三變數間資訊的傳遞速度以台股指數期貨較佳，TTT 次之，台股指數現貨較差。值得一提的是，落後項的顯著性可以持續到 13 期，證明三個市場的短期調整影響可以延遲至 25 分鐘以上。

比較代表長期關係的誤差修正項係數與短期關係的其他市場當期與彼此落後項係數大小與顯著程度發現，在表 6 中其他市場當期與彼此落後項係數大於誤差修正項係數值，顯示台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 當期價格變動主要影響因子來自於短期間各市場相互傳遞的資訊，而非對長期趨勢誤差的調整。這部分與謝文良（民 91）發現「就高頻率的日內資料而言，在極短時間內價格對長期趨勢的調整幅度不大」一致。

在確定台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者間存在一個共整合關係 $z_t = F_t - 0.9408S_t - 0.0610T_t$ 後，便可利用 PT 與 IS 模型進一步分析此三變數對共同因子的影響，以描述個別市場對特定資訊傳遞的貢獻程度。

在 PT 模型上，台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者之共同因子係數向量 Γ 依 $\hat{\Gamma} = (\hat{m}_{r+1}, \dots, \hat{m}_n)$ 計算結果為： $\hat{\Gamma} = (\hat{m}_3) = (786.3124, 49.8832, 72.7402)'$ ，式中 \hat{m}_3 是滿足方程式 $|\lambda S_{00} - S_{01} S_{11}^{-1} S_{10}| = 0$ 之最小特徵值 $\hat{\lambda}_3 = 0.00047$ 所對應的最小特徵向量。同時藉由 L_{GG} 統計量分別進行：

H_0^1 ：台股指數期貨不含有在共同因子 f_i 內，

H_0^2 ：台股指數現貨不含有在共同因子 f_i 內，及

H_0^3 : TTT 不包括在共同因子 f_i 內

的檢定。以檢定 H_0^1 為例，此時取限制矩陣 $G = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$ ；若 H_0^1 沒被棄卻，則

$\hat{\Gamma} = (\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2, \hat{\gamma}_3)'$ 中的第一個元素 $\hat{\gamma}_1 = 0$ 。

台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者之共同因子係數向量 Γ 及 H_0^1 ， H_0^2 與 H_0^3 檢定結果整理如表 7。

表 7 Gonzalo and Granger PT 模型分析結果

	台股指數期貨	台股指數現貨	TTT
共同因子係數向量 Γ (相對比重)	786.3124 (0.8651)	49.8832 (0.0549)	72.7402 (0.0800)
H_0^1 ， H_0^2 與 H_0^3 檢定			
L_{GG} 統計量	4.4149	2.2134	2.3019
p -值	0.0356	0.1368	0.1292

表 7 中台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者之共同因子係數向量 Γ 的相對比重分別為 0.8651、0.0549 及 0.0800；意謂就 PT 模型而言，台股指數期貨之價格發現能力佔有超過 85% 的比重，TTT 價格發現能力略高於台股指數現貨(分別為 8.0% 及 5.49%)，但 TTT 及台股指數現貨二者之價格發現能力均遠低於台股指數期貨。在 H_0^1 ， H_0^2 與 H_0^3 檢定中， H_0^1 之 p 值小於 0.05， H_0^2 與 H_0^3 之 p 值均大於 0.05；因此在 95% 信賴區間下僅 H_0^1 被棄卻，而 H_0^2 與 H_0^3 則未被棄卻；也就是在 95% 信賴區間下，台股指數現貨及 TTT 兩者均不包括在共同因子 f_i 內；意謂在 95% 信賴區間下，僅台股指數期貨具價格發現能力，台股指數現貨及 TTT 則不具價格發現之能力。

由於台股指數期貨與 TTT 兩者在共同因子係數向量 Γ 上之相對比重和未達 14%，且不包括在共同因子 f_i 內的信賴度達 95%；PT 模型顯示台股指數期貨是價格發現的主導者，TTT 價格發現能力雖略高於台股指數期貨，但兩者之價格發現能力均不顯著。

接著，利用 Hasbrouck 的 IS 模型，透過 $\hat{\Gamma}$ 及 $I_j = \frac{(\sum_{i=j}^n \gamma_i m_{ji})^2}{\sum_{k=1}^n (\sum_{i=k}^n \gamma_i m_{ki})^2}$ (第(8)

式)計算台股指數期貨、台股指數期貨及 TTT 三者資訊分享比例 I_j 值。其中共變異矩陣 Ω 及滿足 $\Omega = MM'$ 之下三角矩陣 M 分別為：

$$\Omega = \begin{vmatrix} 1.27*10^{-6} & -6.79*10^{-7} & -1.25*10^{-6} \\ -6.79*10^{-7} & 9.57*10^{-7} & 2.10*10^{-7} \\ -1.25*10^{-6} & 2.10*10^{-7} & 1.8410^{-6} \end{vmatrix}$$

$$M = \begin{vmatrix} 1.127*10^{-3} & 0 & 0 \\ 6.025*10^{-4} & 7.707*10^{-4} & 0 \\ 1.109*10^{-3} & 5.947*10^{-4} & 5.060*10^{-4} \end{vmatrix}$$

依 IS 模型計算所得之台股指數期貨、台股指數期貨與 TTT 三者資訊分享比例 I_j 值整理如表 8 所示。

表 8 Hasbrouck IS 模型的資訊分享比例 I_j 值

	台股指數期貨	台股指數期貨	TTT
極大值	0.9941	0.3769	0.6708
極小值	0.0872	0.0008	0.0017
平均值	0.5188	0.1669	0.3143

表 8 顯示出台股指數期貨、台股指數期貨與 TTT 三者之資訊分享的極大值、極小值與利用所有 Cholesky factorization 排列的平均值。因為 VECM 中，殘差項具有較強的相關係數，故導致極大值與極小值間差異大。根據 Baillie, Booth, Tse and Zobotina (2002) 所提出可利用所有 Cholesky factorization 排列計算的資訊分享之平均值作為估計市場價格發現的合理估計值。本研究亦採平均值來解釋各市場資訊分享之能力：其中台股指數期貨最具資訊分享之能力(51.88%)，TTT 次之(31.43%)，台股指數期貨之資訊分享能力最弱(16.69%)。

上述實證結果顯示，不論 PT 或 IS 模型皆證明台股指數期貨最具價格發現之能力、TTT 次之，台股指數現貨最弱；但各市場在 PT 與 IS 模型內之價格發現能力表現則有所不同。在 PT 模型中，台股指數期貨大幅領先(佔 85% 以上)其他市場，為價格發現的主導者；甚至在 95% 信賴區間下，僅台股指數期貨具價格發現能力，TTT 與台股指數現貨則不具價格發現之能力。而考慮各市場間的同時相關後，在 IS 模型中，台股指數期貨資訊分享的能力略高於五成，TTT 略高於三成，台股指數現貨則不到兩成；三個市場之資訊分享能力雖有高低不同，但差異已不若 PT 模型般極端。

5. 結論

2003 年 6 月 30 日，在台灣證券交易掛牌交易由寶來投信推出的 TTT，以台灣 50 指數為追蹤標的，開啟指數股票型基金在國內上市交易的首例。本文以 2003 年 6 月 30 日至 2003 年 9 月 30 日為研究期間，探討 TTT 導入期的台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者間的價格發現能力差異。

本研究根據 Johansen(1988,1991)所提出的共整合系統發現，台股指數期貨、台股指數現貨及 TTT 三者間在樣本期間的日內資料分析，呈現一個共同隨機趨勢的共整合系統。並且根據所有共整合的價格序列所分享的共同因子(或稱為效率價格)來驗證價格發現的過程。

在誤差修正模型中，台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 三者價格同樣修正本身價格偏離，而朝向長期趨勢移動，同時由於利用高頻率的日內資料分析，故台股指數期貨、台股指數現貨與 TTT 當期價格變動主要受到來自於短期間各市場相互傳遞的資訊，而非對長期趨勢誤差的調整。

利用永久-暫時(PT)模型以及資訊分享(IS)模型進一步分析三者價格發現的貢獻，結果顯示台股指數期貨在價格發現的過程中貢獻最多，TTT 次之，台股指數現貨最弱。此結果吻合市場資訊假說的觀點：指數期貨交易整個市場，而現貨市場交易個股。因此，當市場出現新資訊時，投資人會傾向以指數期貨進行投機與套利，這使得期貨具有較快反應總體市場資訊的優勢，而現貨市場的價格不免參雜來自個股雜訊交易的資訊成分。同時，期貨市場先天上具低交易成本、高財務槓桿、無放空等限制，也使知情交易者(informed

trader)傾向選擇期貨市場反應資訊。綜合上述，期貨價格的發現能力領先其他市場，而為價格發現的領導者。

此外，指數股票型基金交易指數，而現貨市場交易個股，所以會使得指數股票型基金具有較快反應總體市場資訊的優勢，並且 TTT 交易的指數是部分採樣指數，因其剔除成交量偏低、體質不佳的個股，故其波動將更可代表整體現貨市場。故理論上，TTT 的價格發現能力應優於整體現貨市場(即以台股指數現貨表示)。但本研究發現 TTT 部分，在初上市期，交易量未明顯放大下價格發現功能不彰，在 PT 模型中 TTT 價格發現能力約佔 8%，甚至在 95%信賴區間下，則可推論 TTT 不具價格發現之能力；而在考慮各市場彼此間的同時相關後，IS 模型則顯示，TTT 的表現不若在 PT 模型中極端，佔有略高於三成的資訊分享能力。

由於台灣的 ETF 市場正處於萌芽期，此結果與其他成熟市場相比，TTT 領先整體現貨市場的價格發現能力並不明顯，故台灣股票市場的反應較類似於新興市場。過去國外的相關文獻結果例如：Chu, Hsieh, and Tse (1999)針對 S&P 500 指數市場研究發現，期貨市場優於 SPDRs 優於現貨市場；Tse and Erenburg(2003)研究 Nasdaq 100 指數追蹤型股票(QQQ)於 2001 年 7 月 31 日在紐約證券交易所(NYSE)上市後對美國證券交易所(AMEX)、芝加哥股票交易所(CSX)，以及 Nasdaq 市場中電子通訊網路(ECNs)不同市場間價格發現之影響，其研究發現由於 ECNs 是 QQQ 交易最大量的市場，同時具有交易方式匿名與立即執行買賣等特點，故其價格發現能力優於其他市場位居第一。在與國外相關文獻對照之下，本研究認為或許是台灣證券市場仍然不夠成熟，當 TTT 市場更為成熟時，其價格發現的能力應該顯著較整體現貨市場強，預期在成交量持續放大下，TTT 應有增進價格發現能力的空間。

6. 參考文獻

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之研究」，證券市場發展季刊，第九卷，1-28 頁。

莊忠柱(民 90)，「現貨、近月期與近季期股價指數期貨市場間價格與價格波動的資訊傳遞：台灣早期的經驗」，管理學報，第十八卷，311-332 頁。

- 謝文良 (民 91), 「價格發現、資訊傳遞與市場整合-台股期貨市場的研究」, 財務金融學刊, 第十卷, 1-31 頁。
- Baillie, R. T., G. G. Booth, Y. Tse and T. Zobotina (2002), "Price discovery and common factor models," *Journal of Financial Markets*, 5, 309-321.
- Black, F. (1976), "Studies of stock markets volatility changes," in Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economics Statistics Section, 177-181.
- Chan, K. (1992), "A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market," *Review of Financial Studies*, 5, 123-152.
- Cheung, Y. W. and K. S. Lai (1993), "Finite sample size of Johansen's Likelihood Ratio Tests for cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 313-328.
- Chu, Q. C., Wen-liang G. Hsieh and Y. Tse (1999), "Price discovery on the S&P 500 index markets: An analysis of spot index, index futures, and SPDRs," *International Review of Financial Analysis*, 8, 21-34.
- Dickey, D. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons.
- Fama, E. (1970), "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work," *Journal of Finance*, 25, 383-417.
- Gonzalo, J. (1994), "Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships," *Journal of Econometrics*, 60, 203-233.
- Gonzalo, J. and C. Granger (1995), "Estimation of common long-memory components in cointegrated systems," *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 27-35.
- Grossman, S. J. (1989), *The Information Role of Prices*, The MIT Press.
- Harris, F. H. deB, T. H. McInish, G. L. Shoesmith, and R. A. Wood (2002), "Security price adjustment across exchange: an investigation of common factor components Dow stocks," *Journal of Financial Markets*, 5, 277-308.
- Hasbrouck, J. (1995), "One security, many markets: Determining the

- contributions to price discovery,” *Journal of Finance*, 50, 1175-1199.
- Hasbrouck, J. (2003), “Intraday Price Formation in US equity index markets,” *Journal of Finance*, 58, 2375-2402.
- Huang, R. (2002), “The quality of ECN and Nasdaq market quotes,” *Journal of Finance*, 57, 1285-1320.
- Johansen, S. (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1991), “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregression models,” *Econometrica*, 5, 1551-1580.
- Lee, T. H. and Y. Tse (1996), “Cointegration tests with conditional heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 73, 401-410.
- MacKinnon, J.G. (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-471.
- Phillips, P. and P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75, 335-346.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1988), “Variable trends in economic time series,” *Journal of Economic Perspectives*, 2, 147-174.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1990), “The dynamics of stock index and stock index futures returns,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 441-468.
- Tse, Y. (1999), “Price discovery and volatility spillovers in the DJIA index and futures markets returns.” *Journal of Futures Markets*, 19, 911-930.
- Tse, Y. and G. Erenburg (2003), “Competition for order flow, market quality, and price discovery in the NASDAQ 100 index tracking stock,” *The Journal of Financial Research*, 26, 301-318.
- Wahab, M. and M. Leshgari (1993), “Price dynamics of stock index and stock index futures markets: a cointegration approach,” *Journal of Financial Markets*, 13, 711-742.