

# 永久 / 暫時模型及資訊分享模型之價格發現研究—以期交稅調降後台指期貨及摩台指期貨為例

賴藝文·簡進嘉\*

(收稿日期：94 年 6 月 10 日；第一次修正：94 年 10 月 20 日；  
第二次修正：95 年 1 月 24 日；接受刊登日期：95 年 6 月 20 日)

## 摘要

本研究根據 Gonzalo and Granger (1995) 的永久／暫時模型和 Hasbrouck (1995) 的資訊分享模型，就期交稅調降後，台指期貨與摩台指期貨進行價格發現的動態關聯性評估。依照台指期貨與摩台指期貨間成交量變化將研究期間 (2001 年至 2003 年) 區分為 2001 年、2002 年及 2003 年三個子期間，並以日資料分析台指期貨與摩台指期貨間價格發現功能與資訊分享的過程。Johansen 的共整合模型顯示，在三個樣本期間中，台指期貨與摩台指期貨的價格間存在一共同長期趨勢，兩者呈現共整合形式。同時根據永久／暫時模型和資訊分享模型實證結果發現，在第一樣本期間 (2001 年)，摩台指期貨在價格發現的過程中貢獻最多，在第二樣本期間 (2002 年)，兩者不分軒輊，在第三樣本期間 (2003 年)，台指期貨在價格發現的過程中明顯超越摩台指期貨，成為台指期貨的代表。此外，研究發現台指期貨交易量與其價格發現及資訊分享能力均呈正比。

關鍵詞彙：永久／暫時模型，資訊分享模型，價格發現，台指期貨，摩台指期貨

## 壹· 緒論

全球以台灣股價指數為標的的交易市場有：新加坡國際金融交易所 (SGX-DT)、台灣期貨交易所 (TAIFEX)、芝加哥商品交易所 (CME) 與香港期貨交易所 (HKFE) 等四個。其中芝加哥及香港因市場交易量過小，流動性差，目前已停止交易。而由新加坡國際金融交易所自 1997 年 1 月推出的摩台指期貨不但為最早衍生自台灣股價指數的金融商品，且因新加坡的地理位置與台灣無時差問題，初期儼然為台灣股價指數期貨的龍頭。

---

\* 作者簡介：賴藝文，嶺東科技大學企業管理系助理教授；簡進嘉，嶺東科技大學資訊管理系教授。

經過政府積極推動與努力下，台灣期貨交易所 (TAIFEX) 於 1997 年 9 月 9 日正式成立，並於 1998 年 7 月 21 日推出以台灣證券交易所公佈的台灣發行量加權股價指數為標的的期貨契約 (台指期貨)。台指期貨與現貨指數取樣內容完全一致，同時皆依發行量加權法計算股價指數，投資人很自然會將期貨與現貨指數相互比較，且因以台幣結算無須承擔匯兌損失，再加上買賣資訊獲得容易，故受國內投資人喜愛。

觀察台灣期貨交易所的台指期貨與新加坡國際金融交易所的摩台指期貨間的競爭，顯示初期摩台指期貨，因具備交易制度健全，交易成本較低等優勢，使得摩台指期貨的交易量領先台指期貨，而成爲台指期貨價格發現上的領導者，主導資訊發現的功能；至於本土的台指期貨在相對流動性差，且市場較不活絡的情形下，價格發現的能力一直屈居摩台指期貨之後<sup>1</sup>。

有鑑於此，政府於 2000 年 5 月 1 日調降期交稅，將原先的千分之 0.5 降至千分之 0.25，成本降低之結果反映在台指期貨成交量成長上：在期交稅調降當月的每日平均成交量台指期貨爲 3,520.5 張，摩台指期貨爲 8,874.4 張；到 2001 年 12 月，當月的每日平均成交量台指期貨爲 18,415.5 張，摩台指期貨爲 14,177.6 張<sup>2</sup>。在各月之每日平均成交量上，台指期貨由調降初期爲摩台指期貨的 39.6% 大幅成長至 2001 年 12 月的 129.89%，顯見期貨交易稅調降對期貨市場影響之大。鑑於交易成本向來是金融市場品質分析中所關切的重要議題，本文擬探討期交稅調降對台指期貨價格發現之影響，以瞭解台灣期貨市場品質的變化。

根據 Schreiber and Schwartz (1986) 的定義：「價格發現」爲均衡價格的搜尋過程，是證券交易的主要功能。Hasbrouck (1995) 認爲「價格發現」是金融市場消化新資訊以及調整至均衡價格的過程。若一證券同時在不同市場交易時，不同市場如何貢獻其對該證券均衡價格的調整是市場微結構研究中所熱門的議題。

Copeland (1976)、Jennings et al. (1981) 與 Jennings and Barry (1984) 指出「價量關係」是市場訊息透過交易量變動進而影響報酬產生變化的過程。因此，當交易者收到新的訊息並將之反應於交易時，價量變動具有量先價行的遞延關係。基於價量訊息反應速度的時間落差，本研究根據台指期貨與摩台指期貨間成交量差異將研究期間區分爲三個子期間：台指期貨由落後到微幅領先摩

<sup>1</sup> 見第貳單元的相關文獻回顧

<sup>2</sup> 資料來源：台灣經濟新報

台指期貨期間、台指期貨小幅穩定領先摩台指期貨期間與台指期貨大幅領先摩台指期貨期間。

綜合上述分析，本研究的目的如下：

1. 探討台灣期交所調降期交稅後，同以台灣股價指數為標的的兩個近似資產--台指期貨與摩台指期貨價格發現的能力；即對新資訊的傳遞能力何者較具優勢，及何者較受知情 (informed) 交易者或不知情 (uninformed) 交易者所喜愛。
2. 在研究方法上，除了採用傳統的共整合與向量誤差修正模型分析外，本研究進一步藉由 Gonzalo and Granger (1995) 的永久／暫時模型 (permanent/transitory) 及 Hasbrouck (1995) 的資訊分享模型 (information share) 以不同觀點對兩市場進行彼此價格發現優劣的穩定性檢定 (robust test)。此兩模型特點在於以不同的角度驗證同一標的在不同市場交易時，不同市場間對該標的均衡價格的貢獻。永久／暫時模型著重於不同市場處理非預期衝擊對均衡價格的貢獻；而資訊分享模型則著重於不同市場處理非預期衝擊對均衡價格變異的貢獻。
3. 利用資訊分享程度，驗證期交稅調降後，對於台灣期貨市場品質的改善程度。
4. 驗證量先價行的領先落後關係，分析在不同成交量規模下，台指期貨與摩台指期貨價格發現與資訊分享能力的變化。

本研究以期交稅調降後的 2001 年 1 月 1 日至 2003 年 12 月 31 日三年為研究期間<sup>3</sup>，研究台指期貨與摩台指期貨兩者間價格發現能力的變化。根據台指期貨與摩台指期貨間成交量的變化將研究期間區分成 2001 年、2002 年及 2003 年三個子區間。在第一期間 (2001 年)，台指期貨的成交量由落後至微幅領先摩台指期貨的成交量；在第二期間 (2002 年)，台指期貨的成交量穩定微幅領先摩台指期貨的成交量；在第三期間 (2003 年)，台指期貨的成交量由短暫些微落後增至穩定大幅領先摩台指期貨的成交量；本研究並分別進行三段期間的期間估計。

為極小化非同步交易的問題，依台灣經濟新報所記錄資料，以每日開盤價選取一組配對同步日資料 (matched synchronous day data) 以探討兩個指數商品間共整合的關係。接者，分別以 Gonzalo and Granger (1995) 和 Hasbrouck

---

<sup>3</sup> 見第肆單元的資料說明

(1995) 的模型計算價格發現過程的共同因子，以探討不同市場的價格發現與資訊分享能力。

本研究結果發現就期交稅調降後的三段研究期間中，台指期貨的價格發現、資訊分享與市場品質變化隨台指期貨成交量逐步擴大而增強，在第三期間也就是 2003 年超越摩台指期貨而成爲台指期貨市場價格發現的領導者，對於台灣股價指數的未來走勢具指標性涵意。

本研究共計有六個單元，除了本單元說明研究動機、研究目的與研究意義之外，第貳單元爲文獻回顧及探討，第參單元爲研究方法，介紹 Gonzalo and Granger (1995) 的永久／暫時模型以及 Hasbrouck (1995) 的資訊分享模型的理論架構，並利用其進行實證探討。第肆單元爲資料說明，包括研究設計與研究樣本描述。第伍單元爲實證分析與分析結果說明，在本單元中將可發現在不同樣本期間中，台指期貨與摩台指期貨間，誰是價格發現的領導者。最後第陸單元爲全文的結論。

## 貳· 文獻回顧及探討

指數期貨自 1982 年開始交易後，其與現貨市場間的動態關係，已有許多的理論文獻探討及實證研究報告。在探討同一資產於不同市場間價格發現功能的相關理論有：

### 一、市場結構差異

Domowitz et al. (1998) 指出跨國交易掛牌股票的價格發現取決不同市場間報價的透明度，即不同市場間價格資訊的可觀察程度。Lieberman et al. (1999) 和 Grammig et al. (2005) 發現具有較高外資持股與交易的股票具有較佳的價格發現功能。Eun and Sabherwal (2003) 發現不同市場在價格發現上橫斷面差異主要來自於相對交易特性，在交易量較高，流動性較佳與知情交易者比例較大的市場價格發現功能較強。

### 二、部分採樣指數結構

固定樣本數的部分採樣指數，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市場。基於此一觀點，摩台指期貨較台指期貨於資訊

的反應上較具優勢，因為摩台指期貨的交易標的為台灣股票市場中具有指標性的 77 檔股票，而台指期貨的交易標的則為台灣證券交易所的發行量加權股價指數，涵蓋台灣股票市場所有上市公司。

### 三、母國效應

Bacidore and Sofianos (2002) 和 Solnik (1996) 指出價格發現多發生在母國市場。以台指期貨為例，在台灣期貨交易所掛牌交易的台指期貨與台灣證券交易所的發行量加權股價指數關係最為密切，期貨指數與現貨指數取樣內容完全一致，兩者皆以發行量加權法計算股價指數，且因以台幣結算無須承擔匯兌損失，再加上買賣資訊獲得容易，較受國內投資人喜愛。Lieberman et al. (1999)、Kim et al. (2000)、Wang et al. (2002)、Hupperets and Menkveld (2002)、Grammig et al. (2005) 等的研究亦發現母國市場在價格發現上具優勢。

綜合上述理論假說，並比較台灣與新加坡市場，發現市場結構差異、部分採樣指數結構與母國效應三者均是影響台指期貨與摩台指期貨間價格發現強弱的主要因素。在市場結構差異部份，早期摩台指期貨不論在市場資訊透明度、交易成本與成交量上遠勝於台指期貨，自 2000 年 5 月政府調低期交稅後此部份的劣勢逐漸縮小中；而在部分採樣指數結構部份，摩台指期貨優於台指期貨；母國效應部份，台指期貨優於摩台指期貨。鑑於部分採樣指數結構假說與母國效應是既有事實，唯市場結構在台指期貨調降期交稅後，兩個市場的差異已縮小，台指期貨應有提升價格發現的能力。因此，本文擬就期交稅調降後，台指期貨交易成本降低，成交量放大的環境下，其與摩台指期貨間價格發現能力的強弱再次進行實證比較。

在實證部分，國外探討同一資產標的但在多個市場交易之不同市場間價格發現功能的有：Tse and Booth (1997) 探討原油期貨在紐約及倫敦之價格發現，指出在紐約市場較具價格發現能力。Martens (1998) 探討同在英國及德國交易之債券期貨價格發現能力，實證顯示當交易波動大時，英國市場較具價格發現能力，但當交易波動小時，則為德國市場較具價格發現能力。Ding et al. (1999) 探討同時在吉隆坡和新加坡上市之馬來西亞公司股票，發現吉隆坡市場較具價格發現功能。Lieberman et al. (1999) 研究六家在美國掛牌的以色列公司股票，發現其中五家公司在以色列較在美國較具價格發現功能。Pascual et al. (2001) 實證得知西班牙上市公司股票在西班牙市場較在美國市場具價格發現能力。Harris et al. (2002) 探討 30 支道瓊工業指數成分股於 1988、1992 及 1995

年在紐約、芝加哥及太平洋證券交易所之價格調整。Hupperets and Menkveld (2002) 研究同在阿姆斯特丹及紐約交易之荷蘭公司股票，發現在阿姆斯特丹市場較具價格發現能力。Wang et al. (2002) 實證發現一組在同在香港及倫敦上市之香港公司股票，在香港較具價格發現能力。Eun and Sabherwal (2003) 探討加拿大上市公司股票在加拿大及美國兩地價格發現之互動關係。Kadapakkam et al. (2003) 發現印度公司股票在孟買及倫敦具有相同的價格發現能力。Grammig et al. (2005) 比較三家在紐約與法蘭克福掛牌之德國公司股票，發現德國市場較具價格發現能力。

國內相關實證有黃玉娟等 (1997)、吳易欣 (1998) 及吳焜龍 (1998) 以誤差修正模型探討摩台指期貨與現貨價格的領先落後關係。實證結果中黃玉娟等 (1997) 發現現貨具有較強烈的領先趨勢；吳易欣 (1998) 與吳焜龍 (1998) 則發現摩台指期貨較具價格發現能力。王友珊 (1998) 與黃營杉等 (2001) 研究台指期貨及現貨與摩台指期貨與現貨，在實證結果上卻有不同結論：王友珊 (1998) 認為 SGX-DT 期貨具價格發現功能，TAIFEX 則為現貨領先期貨；黃營杉等 (2001) 顯示台指期貨表現領先現貨，具價格發現能力，摩台指期貨與現貨則互有領先。莊忠柱 (2001) 探討台指現貨、近月期與近季期台指期貨價格發現功能，發現就短期而言，近月期與近季期指數期貨皆對現貨並沒有扮演價格發現功能，反而是現貨對本身及近月期指數期貨具有價格領先功能。

在研究台指期貨之期交稅調降後價格發現功能的實證部分，劉廷麟 (2001) 以高頻率日內資料發現摩台指期貨市場價格變化領先台指期貨市場；謝文良 (2002) 將研究期間分割為三期後，發現期貨市場的主導地位在成交量放大的後兩期明顯提昇，顯示交易量與價格發現的功能存在正向關係，以及期貨市場因逐漸成熟而展現更佳的价格發現能力；李俊杉 (2003) 顯示在價格發現上以新加坡的摩台指期貨較為顯著，且只有台股現貨市場的波動對三市場報酬有顯著的關係；鍾惠民等 (2003) 顯示調降期交稅前，期貨領先地位稍強，調降期交稅後，期貨領先地位加強並具價格發現功能；黃玉娟等 (2004) 發現四個市場間以 SGX-DT 現貨最具價格發現功能，而 TAIFEX 期貨變動之領先效果最不顯著，而調降期交稅後，TAIFEX 期貨對四個市場的影響力較期交稅調降前為強，但仍以 SGX-DT 現貨最具領先效果，而 SGX-DT 期貨最為落後；蔡建安 (2003) 則指出台指期貨對均衡價格的貢獻度極低 (5%左右)，而摩台指期貨以超過 50% 的資訊比例扮演著價格決定的角色。

綜合上述之國內實證研究，在研究對象上大多以同一市場的期貨與現貨進行比較，而跨市場的台指期貨與摩台指期貨 (同以台灣證券交易所加權股價

指數為標的) 間的比較則有劉廷麟 (2001)、李俊杉 (2003)、蔡建安 (2003) 與黃玉娟等 (2004)。在調降期交稅後, 劉廷麟 (2001)、李俊杉 (2003) 與蔡建安 (2003) 均發現摩台指期貨價格發現能力較為顯著, 黃玉娟等 (2004) 則認為摩台指期貨價格發現能力最為落後。

在研究方法上, 國內文獻多以誤差修正模型或其延伸應用為主。雖然誤差修正模型近年來被認為是較傳統之迴歸模型或聯立方程式模型更能解釋市場間長期均衡關係及短期互動影響的模型, 但為切合台指期貨與摩台指期貨為追蹤同一資產標的但在不同市場交易的屬性, 除了傳統的共整合與向量誤差修正模型分析外, 本文進一步採用Gonzalo and Granger (1995) 的永久／暫時模型及Hasbrouck (1995) 的資訊分享模型, 探討在調降台指期貨之期交稅後, 同以台灣證券交易所加權股價指數為標的但分別在台灣及新加坡市場交易之台指期貨與摩台指期貨的價格發現功能。這兩個以向量誤差修正模型的誤差修正向量為基礎所導出的模型, 自 1995 年起已被國外許多文獻引用為同一資產標的但在不同市場交易時探討價格發現研究的模型 (Tse and Booth, 1997; Martens, 1998; Ding et al., 1999; Lieberman et al., 1999; Pascual et al., 2001; Harris et al., 2002; Hupperets and Menkveld, 2002; Wang et al., 2002; Eun and Sabherwal, 2003; Kadapakkam et al., 2003; Grammig et al., 2005), 在國內則有蔡建安 (2003) 採用永久／暫時模型。

## 參· 研究方法

同一資產在多個市場交易時, 其在某一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 (或稱為隱含效率價格) 的特性。Gonzalo and Granger (1995) 及 Hasbrouck (1995) 所提出的永久／暫時模型 (permanent/transitory) 及資訊分享模型 (information share) 為兩個在市場微結構中廣為用來研究價格發現之共同因子模型, 以下分別簡稱為 PT 及 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, 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上，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 et al. (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 et al. (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  $\alpha$  是  $n \times r$  誤差修正矩陣， $\beta'$  是  $r \times n$  共整合矩陣 ( $r$  為共整合向量之秩 (rank))， $A_j$  是  $n \times n$  是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  $\Omega$  為干擾項  $e_t$  的共變異矩陣， $\sigma_{ii}^2$  為  $e_{it}$  的變異數， $\rho_{ij}$  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  $\Gamma Y_t$ ，其中  $\Gamma$  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 et al. (2002) 之研究， $\Gamma$  可解釋為投資組合之權重。Gonzalo and Granger (1995) 證明  $\Gamma$  與誤差修正係數



矩陣  $\alpha$  直交 (也就是  $\Gamma = \alpha_{\perp}$ )，並依 Johansen (1988) 模式，取  $R_{0t}$  為  $\Delta Y_t$  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  $\Gamma$ 。

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  $\psi e_t$  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  $\Omega$  是對角線矩陣時)，第  $j$  個市場的資訊分享為：

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

當 VECM 殘差項彼此間是序列相關時 (即共變異矩陣  $\Omega$  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  $\Omega$  分解成  $\Omega = MM'$ ，其中  $M$  為一個下三角矩陣。此時，第  $j$  個市場的資訊分享為：

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

其中 $[\psi M]_j$  為 $\psi M$  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 $\sigma_i^2$  和 $\sigma_j^2$  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 $\Gamma$  時則未考量同時相關，且 IS 模型中包含 $\sigma_i^2$  和 $\sigma_j^2$  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  $j$  個市場資訊分享的極大值（極小值）發生在該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來進行分析，但依第(6)式之重要關係， $I_j$ 的計算可跳過VMA之第(5)式，而直接經由VECM之第(7)式及第(8)式來進行，因而簡化 $I_j$ 的計算。

## 肆· 資料說明

為探討期交稅調降後台指期貨與摩台指期貨兩者間價格發現的能力，本研究彙整台指期貨及摩台指期貨兩者在 1998 年 9 月至 2003 年 12 月的每日成交量差額於圖一，資料來源是台灣經濟新報之期貨資料庫。觀察圖一，發現：

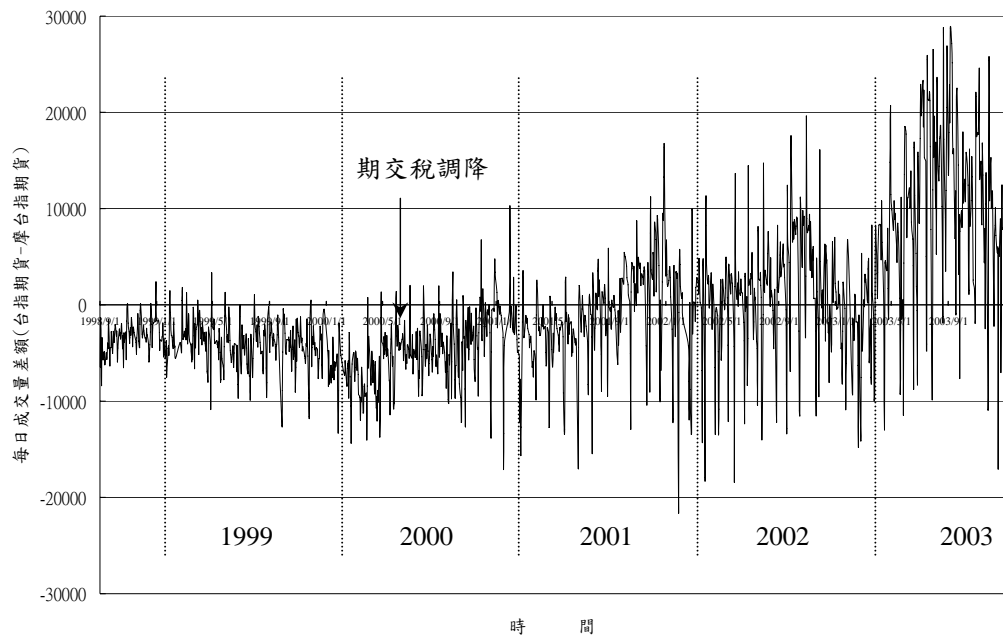
1. 台指期貨自 1998 年 7 月 21 日上市後，成交量始終低於摩台指期貨之成

成交量，而 2000 年 5 月 1 日之期交稅調降，直至 2001 年 8 月台指期貨的成交量才由落後轉而小幅領先摩台指期貨的成交量；

2. 在 2002 年，每日之成交量差額在各月份以正值居多 (2 月份除外)，顯示台指期貨的成交量穩定領先摩台指期貨的成交量；

3. 在 2003 年，除 2 月及 3 月中下旬外，每日之成交量差額僅少數為負值，其餘則為正值且成交量差額有大半超過 10,000 張，顯示台指期貨的成交量穩定大幅領先摩台指期貨的成交量。

因此，本研究將研究期間設定在 2001 年至 2003 年<sup>4</sup>，並依成交量之變化，區分成三個子區間：第一期間 (2001 年)，台指期貨成交量由落後至微幅領先摩台指期貨成交量；第二期間 (2002 年)，台指期貨成交量穩定微幅領先摩台指期貨成交量；第三期間 (2003 年)，台指期貨成交量由短暫些微落後增至穩定大幅領先摩台指期貨成交量。



圖一 台指期貨與摩台指期貨於 1998 年 9 月至 2003 年 12 月期間每日成交量差額

<sup>4</sup> 由於：1) 既有文獻多已就期交稅調降前、後之資料做比較，而其研究資料期間則均在 2002 年 5 月前。此時台指期貨之成交量僅微幅領先摩台指期貨，並未明顯大量超越摩台指期貨，也就是先前之研究未能呈現台指期貨成交量大幅領先摩台指期貨下兩者的動態關聯性影響；2) 期交稅調降對台指期貨的成交量提升之效益直至 2001 年 8 月才呈現；且 3) 2001 年至 2003 年期間之成交量變化，涵括台指期貨落後、微幅領先、穩定領先及穩定大幅領先摩台指期貨。

由於價格發現需要在同一時間上觀察資料，資料間的非同步交易可能使價格發現功能偏誤。因此在實證的過程中，為使台指期貨與摩台指期貨間採計在同一基準，本研究取其共同交易時段，即上午 8:45 的開盤價收集配對資料，以極小化非同步交易的問題。也就是本研究選取每天上午 8:45 的開盤價作為當日之配對同步資料 (matched synchronous data) 以探討兩個指數商品的價格發現能力。

台指期貨與摩台指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，故本研究僅針對兩者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，發現不論是台指期貨或摩台指期貨的交易量，在到期日兩天(含)之前維持近月合約大於次月合約，而在到期日及其前一天則是次月合約大於近月合約。因此，對每一期貨契約到期日及其前一天，採用其交易日為下一個月份合約的資料。表一紀錄台指期貨及摩台指期貨於研究期間之每月到期日。

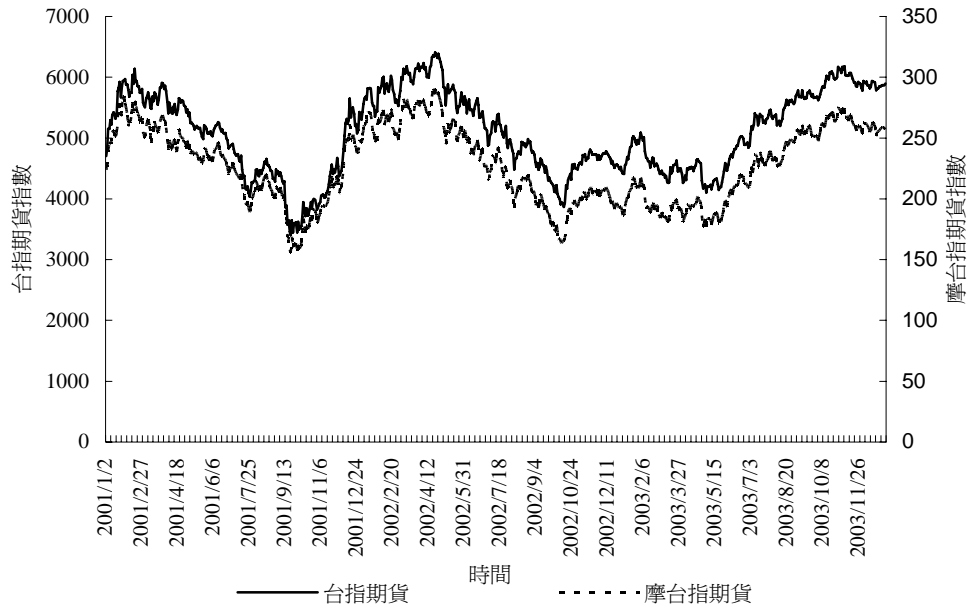
表一 台指期貨及摩台指期貨每月之到期日

月份	到期日		月份	到期日		月份	到期日	
	台指期貨	摩台指期貨		台指期貨	摩台指期貨		台指期貨	摩台指期貨
2001/01	17	30	2002/01	16	30	2003/01	15	27
2001/02	21	27	2002/02	20	26	2003/02	19	26
2001/03	21	29	2002/03	20	28	2003/03	19	28
2001/04	18	27	2002/04	17	29	2003/04	16	29
2001/05	16	30	2002/05	15	30	2003/05	21	29
2001/06	20	28	2002/06	19	27	2003/06	18	27
2001/07	18	31	2002/07	17	30	2003/07	16	30
2001/08	15	30	2002/08	21	29	2003/08	20	28
2001/09	19	27	2002/09	18	27	2003/09	17	29
2001/10	17	30	2002/10	16	30	2003/10	15	30
2001/11	21	29	2002/11	20	28	2003/11	19	27
2001/12	19	28	2002/12	18	30	2003/12	17	30

註：每一期貨契約到期日及其前一天，採用其交易日為下一個月份合約的資料

圖二為台指期貨及摩台指期貨指數走勢圖。從圖二可知，台指期貨及摩台指期貨間的走勢基本上相當一致。兩者之間的差距為計價方式的差異。表二

為兩組時間數列價格的敘述統計量分析。其中，在樣本期間的配對資料共計 740 筆。標準差部分，由於計價方式不同，台指期貨的變異較大。相關係數部分，兩個數列的相關性高達 97%。



圖二 台指期貨及摩台指期貨指數走勢圖

表二 台指期貨及摩台指期貨價格序列的敘述統計量分析

	台指期貨	摩台指期貨
平均數	5,088.90	227.60
中位數	5,115.00	229.50
標準差	676.35	31.88
偏態係數	-0.17	-0.09
峰態係數	2.07	1.88
Jarque-Bera	30.17	39.75
Probability	0.00	0.00
觀察個數	740	740
相關係數		
台指期貨	-	0.97***
摩台指期貨	0.97***	-

註：“\*\*\*\*”表 1%的顯著水準

## 伍· 實證結果

本研究針對三段樣本期間分別進行期間估計。首先，將配對好的台指期貨與摩台指期貨兩者的價格序列先取自然對數，再利用 ADF (augmented Dickey-Fuller, 1979) 和 PP (Phillips-Perron, 1988) 的單根檢定確認兩組取自然對數後價格的整合階數。若兩組取自然對數後價格的整合階數皆為 I(1) 時，則進一步進行兩個非恆定序列的共整合分析，否則該期間則無共整合關係。檢定結果詳如表三，其中  $F_t$  與  $M_t$  為取自然對數後的台指期貨與摩台指期貨， $\Delta F_t$  與  $\Delta M_t$  則為其一階差分後的值。結果顯示，台指期貨與摩台指期貨兩者在三個樣本期間內皆為 I(1)。

表三 單根檢定

PANEL A : 第一期間 (2001 年)				
	$F_t$	$\Delta F_t$	$M_t$	$\Delta M_t$
ADF <sup>a</sup>	-0.9777	-17.4012***	-1.2808	-15.6366***
PP <sup>a</sup>	-1.4090	-17.3052***	-1.4123	-15.6410***
PANEL B : 第二期間 (2002 年)				
	$F_t$	$\Delta F_t$	$M_t$	$\Delta M_t$
ADF	-2.7589	-16.9039***	-2.5843	-14.8685***
PP	-2.7337	-16.9154***	-2.6736	-14.8549***
PANEL C : 第三期間 (2003 年)				
	$F_t$	$\Delta F_t$	$M_t$	$\Delta M_t$
ADF	-1.8800	-15.7795***	-2.0332	-14.9071***
PP	-1.9344	-15.7795***	-2.1082	-14.8867***

註：(1)“a” ADF (augmented Dickey-Fuller, 1979) 和 PP (Phillips-Perron, 1988) 測試都加入截距項與線性趨勢項。

(2)“\*\*\*\*”表 1%的顯著水準，根據 MacKinnon (1996)，5%之顯著水準臨界值為-3.4280，1%顯著水準之臨界值為-3.9953。

本研究接著進行兩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) 選取最適落後期。根據 Johansen 檢定對於不同非常態分配樣本也具穩健性之特性 (Cheung and Lai, 1993 ; Gonzalo, 1994 ; Lee and Tse, 1996) , 因此以 Johansen trace  $\lambda_{trace}$  和最大特徵值  $\lambda_{max}$  兩個檢定統計量共同檢測兩個非恆定序列的共整合向量個數。檢定結果整理如表四。在第一和第二個樣本期間中, 共整合向量個數根據  $\lambda_{trace}$  和  $\lambda_{max}$  的測試結果在 95% 信賴水準下皆無法拒絕 1 個共整合向量的虛無假設。然而在第三個樣本期間中, 共整合向量個數在  $\lambda_{max}$  的測試結果在 95% 信賴水準下無法拒絕 1 個共整合向量的虛無假設, 但在  $\lambda_{trace}$  的測試結果在 95% 信賴水準下則不存在共整合關係。因此, 共整合檢定證明台指期貨與摩台指期貨兩者間, 在第一和第二個樣本期間中具有一共同隨機趨勢的共整合系統, 兩價格在長期將趨於一穩定均衡關係, 而在第三樣本期間中, 台指期貨與摩台指期貨兩者間的長期均衡關係存在, 但不如第一與第二樣本期間般穩健。

表四 Johansen 共整合檢定

PANEL A : 第一期間 (2001 年)					
Trace test ( $\lambda_{trace}$ ) <sup>a</sup>			Maximum eigenvalue test ( $\lambda_{max}$ ) <sup>a</sup>		
假設檢定	統計值	5%臨界值	假設檢定	統計值	5%臨界值
r = 0	16.7967**	15.41	r = 0	15.4448**	14.07
r ≤ 1	1.3519	3.76	r = 1	1.3519	3.76
PANEL B : 第二期間 (2002 年)					
Trace test ( $\lambda_{trace}$ )			Maximum eigenvalue test ( $\lambda_{max}$ )		
假設檢定	統計值	5%臨界值	假設檢定	統計值	5%臨界值
r = 0	21.8449**	15.41	r = 0	20.6286**	14.07
r ≤ 1	1.2163	3.76	r = 1	1.2163	3.76
PANEL C : 第三期間 (2003 年)					
Trace test ( $\lambda_{trace}$ )			Maximum eigenvalue test ( $\lambda_{max}$ )		
假設檢定	統計值	5%臨界值	假設檢定	統計值	5%臨界值
r = 0	24.2937	25.32	r = 0	19.5567**	18.96
r ≤ 1	4.7370	12.25	r = 1	4.7370	12.25

註：(1)“a”  $\lambda_{trace}$  為Johansen trace檢定統計量， $\lambda_{max}$  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 SIC<sup>5</sup>，選用 2 期落後期，兩種檢定的臨界值皆來自Osterwald-Lenum (1992)。

<sup>5</sup> 依Enders(2004)，SIC= Tln(RSS) + nln(T)；其中T為樣本數，RSS為殘差平方和，n為參數個數。

(2)“\*\*\*”表 5%的顯著水準。

在共整合檢定過程中，共整合向量描述了這兩個序列之長期均衡關係，隱含在第一個樣本期間之均衡誤差關係為：

$$z_t = M_t - 0.9169F_t + 2.3657$$

而隱含在第二個樣本期間之均衡誤差關係為：

$$z_t = M_t - 1.1673F_t + 4.5495$$

最後，隱含在第三個樣本期間之均衡誤差關係為：(t 為趨勢項)

$$z_t = M_t - 0.9929F_t - 0.0002t + 3.1980$$

共整合關係隱含序列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。由於台指期貨與摩台指期貨兩者間存在共整合關係，因此根據上述均衡誤差關係進行誤差修正模型 (VECM) 的期間估計，估計結果如表五所示。

表五顯示，在第一與第三樣本期間中兩變數誤差修正項 $z_{t-1}$ 係數的長期關係皆不顯著異於 0，意味當共整合體系受到市場新資訊干擾時，兩變數較難調整回長期均衡。在第二樣本期間中，誤差修正項 $z_{t-1}$ 中兩變數係數的長期關係皆顯著異於 0，意味當共整合體系受到市場新資訊干擾時，兩變數皆會調整而趨向長期均衡。其中以台指期貨的調整幅度最大，摩台指期貨的調整幅度較小 (0.3132 > 0.2040)。故摩台指期貨的主導地位最強，台指期貨較差。

由(9)式的 $\gamma_{12}$ 與(10)式的 $\gamma_{11}$ 之統計顯著性，亦可判斷台指期貨與摩台指期貨的兩市場的因果關係。在第一與第二樣本期間中，(10)式的 $\gamma_{11}$ 具有統計上的顯著性，則顯示台指期貨目前的變化，可被摩台指期貨過去的變化所解釋，即摩台指期貨對台指期貨具影響力；而(9)式的 $\gamma_{12}$ 不具有統計上的顯著性，顯示台指期貨對摩台指期貨不具影響力。在第三樣本期間中，則為(9)式的 $\gamma_{12}$ 具有統計上的顯著性，則顯示摩台指期貨目前的變化，可被過去台指期貨的變化所解釋，即台指期貨對摩台指期貨具影響力；而(10)式中的 $\gamma_{11}$ 則不具有統計上的顯著性顯示摩台指期貨的前期變化對台指期貨不具影響力。



表五 誤差修正模型

誤差修正模型： $\Delta M_t = \mu_1 + \alpha_1 z_{t-1} + \sum \gamma_{11} \Delta M_{t-i} + \sum \gamma_{12} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{1t}$  (9)

$\Delta F_t = \mu_2 + \alpha_2 z_{t-1} + \sum \gamma_{21} \Delta M_{t-i} + \sum \gamma_{22} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{2t}$  (10)

**PANEL A：第一期間 (2001 年)**  
 共整合方程式： $z_t = M_t - 0.9169F_t + 2.3657$

	模型(9) $\Delta M_t$	模型(10) $\Delta F_t$
$z_{t-1}$	-0.0822 (-0.8768)	0.0489 (0.5379)
$\Delta M_{t-1}$	0.0926 (0.5048)	0.3543 (1.9926) ***
$\Delta M_{t-2}$	0.1539 (0.8745)	0.2392 (1.4028) *
$\Delta F_{t-1}$	-0.1194 (-0.6457)	-0.4820 (-2.6905) ***
$\Delta F_{t-2}$	-0.0452 (-0.2515)	-0.1515 (-0.8695)
constant	0.0002 (0.1121)	0.0003 (0.1771)

**PANEL B：第二期間 (2002 年)**  
 共整合方程式： $z_t = M_t - 1.1673F_t + 4.5495$

	模型(9) $\Delta M_t$	模型(10) $\Delta F_t$
$z_{t-1}$	0.2040 (1.9002) **	0.3132 (3.2616) ***
$\Delta M_{t-1}$	0.0180 (0.0980)	0.2275 (1.3833) *
$\Delta M_{t-2}$	-0.0918 (-0.5280)	0.0849 (0.5458)
$\Delta F_{t-1}$	0.0146 (0.0729)	-0.3133 (-1.7510) **
$\Delta F_{t-2}$	0.0042 (0.0223)	-0.1626 (-0.9542)
constant	-0.0013 (-0.9353)	-0.0009 (-0.7000)

**PANEL C：第三期間 (2003 年)**  
 共整合方程式： $z_t = M_t - 0.9929F_t - 0.0002t + 3.1980$

	模型(9) $\Delta M_t$	模型(10) $\Delta F_t$
$z_{t-1}$	-0.0384 (-0.3363)	0.1164 (1.1770)
$\Delta M_{t-1}$	-0.1759 (-0.9308)	0.1457 (0.8915)
$\Delta M_{t-2}$	-0.2308 (-1.2872) *	-0.1477 (-0.9521)
$\Delta F_{t-1}$	0.3000 (1.3981) *	-0.1694 (-0.9125)
$\Delta F_{t-2}$	0.1673 (0.7948)	0.1007 (0.5528)
constant	0.0013 (1.1549)	0.0012 (1.2945) *

註：括號中為 t 值，“\*”表 10%的顯著水準，“\*\*”表 5%的顯著水準，“\*\*\*”表 1%的顯著水準

在確定台指期貨與摩台指期貨兩者間存在一個共整合後，接下來進行 PT 與 IS 價格發現模型之分析。表六整理依 PT 模型，台指期貨與摩台指期貨兩者於 2001、2002 及 2003 年三期間共同因子係數向量  $\Gamma$  依  $\hat{\Gamma} = (\hat{m}_{r+1}, \dots, \hat{m}_n) = (\hat{m}_2)$  計算結果，式中  $\hat{m}_2$  是滿足方程式  $|\lambda S_{00} - S_{01} S_{11}^{-1} S_{10}| = 0$  之最小特徵值  $\hat{\lambda}_2$  所對應的最小特徵向量。其中，台指期貨的相對比重自 2001 年到 2003 年間逐年增強，由 0.4076 到 0.6608；而摩台指期貨在共同因子係數向量中的相對比重則逐漸降低，由 0.5924 到 0.3392。顯示在三個樣本期間之共同因子係數向量中的相對比重裡，台指期貨在 2001 年落後摩台指期貨，在 2002 年略勝摩台指期貨，在 2003 年則大幅超越摩台指期貨。

表六 Gonzalo and Granger PT 模式分析結果

共同因子係數向量 $\Gamma$ (相對比重)	台指期貨	摩台指期貨
2001 年	61.7182 (0.4076)	89.692 (0.5924)
2002 年	46.9162 (0.5068)	45.6602 (0.4932)
2003 年	42.6766 (0.6608)	21.9057 (0.3392)

接著，利用 Hasbrouck 的 IS 模型，計算台指期貨及摩台指期貨兩者資訊分享比例  $I_j$  值。其中共變異矩陣  $\Omega$  及滿足  $\Omega = MM'$  之下三角矩陣  $M$  於 2001、2002 及 2003 年分別為：

$$\begin{aligned}
 \text{2001 年} \quad \Omega &= \begin{vmatrix} 0.000571 & 0.000551 \\ 0.000551 & 0.000608 \end{vmatrix}, & M &= \begin{vmatrix} 0.023896 & 0 \\ 0.023059 & 0.008735 \end{vmatrix} \\
 \text{2002 年} \quad \Omega &= \begin{vmatrix} 0.000366 & 0.000382 \\ 0.000382 & 0.000458 \end{vmatrix}, & M &= \begin{vmatrix} 0.019131 & 0 \\ 0.019967 & 0.007701 \end{vmatrix} \\
 \text{2003 年} \quad \Omega &= \begin{vmatrix} 0.000227 & 0.000247 \\ 0.000247 & 0.000303 \end{vmatrix}, & M &= \begin{vmatrix} 0.015067 & 0 \\ 0.016394 & 0.005851 \end{vmatrix}
 \end{aligned}$$

依 IS 模型，計算所得之台指期貨與摩台指期貨兩者資訊分享比例

$$I_j = \frac{(\sum_{i=j}^n \gamma_i m_{ji})^2}{\sum_{k=1}^n (\sum_{i=k}^n \gamma_i m_{ki})^2} \quad (\text{第(8)式}) \text{值整理如表七所示。}$$

表七 Hasbrouck IS 模型的資訊分享比例 Ij 值

資訊分享 比 例	台指期貨			摩台指期貨		
	極大值	極小值	平均值 <sup>a</sup>	極大值	極小值	平均值
2001	0.953381	0.020731	0.487056	0.979269	0.046619	0.512944
2002	0.963607	0.030705	0.497156	0.969295	0.036393	0.502844
2003	0.983903	0.045771	0.514837	0.954229	0.016097	0.485163

註：“a”根據 Baillie et al. (2002)，以平均值作為資訊分享之估計值

表七整理台指期貨與摩台指期貨兩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，兩市場殘差項具有較強的同時相關，導致極小值與極大值間差異大。根據 Baillie et al. (2002) 提出可利用所有 Cholesky factorization 排列計算資訊分享的平均值作為估計一市場價格發現的合理估計值。本研究亦採平均值來解釋資訊分享結果。其中，台指期貨的資訊分享比例，自 2001 年到 2003 年逐年增加，由 0.487056 到 0.514837，而摩台指期貨則逐年降低，由 0.512944 到 0.485163。

綜合上述分析，不論是 PT 模型或是 IS 模型，在本研究的三段樣本期間中，摩台指期貨的資訊分享比重逐年下降，而台指期貨則逐年增加，顯示台指期貨成交量與資訊分享兩者成正相關。

## 陸· 結論

本研究探討台灣期貨交易所調降期交稅後，同以台灣股價指數為標的的兩近似資產--台指期貨與摩台指期貨間價格發現的變化。根據台指期貨與摩台指期貨兩者間成交量的變化，將研究期間 (2001 年 1 月 1 日至 2003 年 12 月 31 日) 區分成 2001 年、2002 年及 2003 年三個子期間。第一期間 (2001 年)，台指期貨成交量由落後至微幅領先摩台指期貨成交量；第二期間 (2002 年)，台指期貨成交量穩定微幅領先摩台指期貨成交量；第三期間 (2003 年)，台指期貨成交量由短暫些微落後增至穩定大幅領先摩台指期貨成交量。本研究並分別進行各子期間的期間估計。以永久／暫時模型及資訊分享模型探討是否由於台指期貨交易量擴大，相對流動性增強的結果，而在價格發現上逐漸領先摩台指期貨；也就是本研究希望藉由探討不同觀點之價格發現過程，以永久／暫時模型及資訊分享模型來探討調降期交稅後對台指期貨價格發現、資訊分享與市場品質的改善程度。

本研究根據 Johansen (1988, 1991) 所提出的共整合系統發現，台指期貨與摩台指期貨兩者間在三個樣本期間的日資料多呈現一個共同隨機趨勢的共整合系統。並且利用所有共整合價格序列所分享的共同因子（或稱為效率價格）來驗證三個樣本期間價格發現的過程。結果發現在第一樣本期間（2001 年），Gonzalo and Granger (1995) PT 模型和 Hasbrouck (1995) IS 模型均顯示，摩台指期貨在價格發現的過程中貢獻最多。此結果支持市場結構差異與部分採樣指數結構的觀點，因新加坡市場較台灣市場具低交易成本與高流動性；同時摩台指期貨為部分採樣指數，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。因此，當市場出現新資訊時，投資人會傾向以摩台指期貨進行投機與套利，這使得摩台指期貨具有較快反應台灣股價指數總體市場資訊的優勢。在第二樣本期間（2002 年），Gonzalo and Granger (1995) PT 模型顯示台指期貨在價格發現的過程中貢獻較多，而 Hasbrouck (1995) IS 模型則顯示摩台指期貨在價格發現的過程中貢獻較多。兩模型的結論雖不一致，但台指期貨與摩台指期貨在資訊分享上的比重卻很接近，PT 與 IS 模型所計算出的比重分別為台指期貨 0.5068/0.4972，摩台指期貨 0.4932/0.5028，顯示出在此時期台指期貨與摩台指期貨在價格發現上的貢獻比重兩者相近，不分軒輊。在第三樣本期間（2003 年），Gonzalo and Granger (1995) PT 模型和 Hasbrouck (1995) IS 模型兩者皆顯示台指期貨在價格發現的過程中貢獻最多。此結果支持母國效應的觀點：在台灣期貨交易所掛牌交易的台指期貨與台灣證券交易所的發行量加權股價指數關係最為密切，且以台幣結算無須承擔匯兌損失，再加上買賣資訊獲得容易，較受國內投資人喜愛。

表八整理台指期貨與摩台指期貨在 2001 年至 2003 年期間內，以 Gonzalo and Granger (1995) PT 模型和 Hasbrouck (1995) IS 模型分析價格發現功能上貢獻度之比較。

表八 台指期貨與摩台指期貨於 PT 與 IS 模型中價格發現功能之貢獻度比較

價格發現之貢獻度	Gonzalo and Granger PT 模型	Hasbrouck IS 模型
第一期間 (2001 年)	摩台指期貨在價格發現的過程中貢獻最多	摩台指期貨在價格發現的過程中貢獻較多
第二期間 (2002 年)	台指期貨與摩台指期貨在價格發現上的貢獻比重兩者相近，但台指期貨貢獻略多	台指期貨與摩台指期貨在價格發現上的貢獻比重兩者相近，但摩台指期貨貢獻略多
第三期間 (2003 年)	台指期貨在價格發現的過程中貢獻最多	台指期貨在價格發現的過程中貢獻較多

綜上所述，隨者台指期貨交易量逐漸放大，其對台灣加權股價指數價格發現與資訊分享的程度亦逐漸加強。根據向量誤差修正模型分析、PT 與 IS 模式，在第三樣本期間中，台指期貨穩定超越摩台指期貨，而成爲台指期貨的代表。此成交量與價格發現呈正比的關係與國內外相關文獻發現相一致，例如：謝文良（2002）將研究期間分割爲三期後，其發現期貨市場對現貨市場的主導地位在成交量放大後明顯提昇，顯示交易量與價格發現的功能存在正向關係；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。在台指期貨穩定超越摩台指期貨，而成爲台指期貨的代表之際，本研究認爲政府相關單位對於台灣期貨市場應致力降低交易成本與改善資訊透明度，以提昇台灣期貨市場的品質，以使台灣金融市場早日成熟穩定邁向國際化。

## 參考文獻

- 王友珊，「台股指數期貨與現貨價格之動態關聯性」，國防管理學院資源管理研究所碩士論文，1998 年。
- 李俊杉，「現貨、台指期貨與摩台指期貨多變量 GARCH-M 模型價格發現過程探討」，逢甲大學經濟研究所碩士論文，2003 年。
- 吳易欣，「股價指數期貨與現貨之關聯性研究—新加坡摩根台股指數期貨實證分析」，政治大學金融研究所碩士論文，1998 年。
- 吳焜龍，「台指期貨之價格發現-市場內與跨市場研究」，淡江大學財務金融研究所碩士論文，1998 年。
- 黃玉娟、徐守德，「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 9 卷，1997 年，頁 1-28。
- 黃玉娟、黃珮鈴、梁心怡、黃詩雅，「台灣股價指數現貨與期貨價格領先落後關係之探討—以 TAIEX 與 SGX-DT 為例」，*輔仁管理評論*，第 11 卷第 1 期，2004 年，頁 125-152。
- 黃營杉、古永嘉、蔡垂君，「緩長記憶模式應用於期貨與現貨領先-落後關係之研究：以台灣股價指數期貨及摩根台灣股價指數期貨為例」，*輔仁管理評論*，第 8 卷第 2 期，2001 年，頁 73-116。
- 莊忠柱，「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性的資訊傳遞：臺灣的早期經驗」，*管理學報*，第 18 卷第 2 期，2001 年，頁 311-332。

- 蔡建安，「台指期貨與摩台指期貨價格發現功能之研究」，長庚大學企業管理研究所碩士論文，2003 年。
- 劉廷麟，「台股指數期貨與摩根台股指數期貨價格發現能力之探討」，淡江大學，碩士論文，2001 年。
- 鍾惠民、王友珊、鄭婉秀、孫育伯，「交易成本與期貨價格發現功能探討-期交稅調降之分析」，*台灣期貨市場*，第 5 卷第 5 期，2003 年，頁 9-23。
- 謝文良，「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 10 卷，2002 年，頁 1-31。
- Bacidore, J. M. and Sofianos, G., "Liquidity Provision and Specialist Trading in NYSE Listed non-U.S. Stocks", *Journal of Financial Economics*, (63), 2002, pp. 133-158.
- Baillie, R. T., G. G. Booth, Y. Tse and Zobotina, T., "Price Discovery and Common Factor Models", *Journal of Financial Markets*, (5), 2002, pp.309-321.
- Cheung, Y. W. and Lai, K. S., "Finite Sample Size of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (55), 1993, pp. 313-328.
- Chu, Q. C., Wen-liang G. Hsieh and Tse, Y., "Price Discovery on the S&P 500 Index Markets: An Analysis of Spot Index, Index Futures, and SPDRs", *International Review of Financial Analysis*, (8), 1999, pp. 21-34.
- Copeland, T. E., "A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival", *Journal of Finance*, (31), 1976, pp. 1149-1168.
- Dickey, D. and Fuller, W. A., "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, (74), 1979, pp. 427-431.
- Ding, D.K., F.H. deB. Harris, S.T. Lau and McNish, T.H., "An Investigation of Price Discovery in Informationally-linked Markets: Equity Trading in Malaysia and Singapore", *Journal of Multinational Financial Management*, (9), 1999, pp. 317-329.
- Domowitz, I., J. Glen and Madhavan, A., "International Cross-listing and Order Flow Migration: Evidence from an Emerging Market", *Journal of Finance*, (53), 1998, pp. 2026-2027.
- Enders, W., "Applied Econometric Time Series", John Wiley & Sons, 2004.
- Eun, C.S. and Sabherwal, S., "Cross-border Listings and Price Discovery: Evidence from U.S.-listed Canadian Stocks", *Journal of Finance*, (58), 2003, pp. 549-576.
- Gonzalo, J., "Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships", *Journal of Econometrics*, (60), 1994, pp. 203-233.
- Gonzalo, J. and Granger, C., "Estimation of Common Long-memory Components in Cointegrated Systems", *Journal of Business & Economic Statistics*, (13), 1995, pp.27-35.
- Grammig, J., M. Melvin and Schlag, C., "Internationally Cross-listed Stock Prices During Overlapping Trading Hours: Price Discovery and Exchange Rate Effects", *Journal of Empirical Finance*, (12), 2005, pp. 139-164.

- Harris, F. H. deB, T. H. McNish, G. L. Shoemith and Wood, R. A., "Security Price Adjustment Across Exchange: An Investigation of Common Factor Components Dow Stocks", *Journal of Financial Markets*, (5), 2002, pp. 277-308.
- Hasbrouck, J., "One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery", *Journal of Finance*, (50), 1995, pp. 1175-1199.
- Hupperets E.C.J. and Menkveld, A.J., "Intraday Analysis of Market Integration: Dutch Blue Chips Traded in Amsterdam and New York", *Journal of Financial Markets*, (5), 2002, pp. 57-82.
- Jennings, R. H. and Barry, C. B., "On Information Dissemination and Regression Residuals", *International Statistical Reviews*, (55), 1984, pp. 163-172.
- Jennings, R. H., L. T. Starks and Fellingham, J. C., "An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival", *Journal of Finance*, (36), 1981, pp. 143-161.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, (12), 1988, pp. 231-254.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregression Models", *Econometrica*, (5), 1991, pp. 1551-1580.
- Kadapakkam, P., L. Misra and Tse, Y., "International Price Discovery for Emerging Market Stocks: Evidence from Indian GDRs", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, (2003), pp. 179-199.
- Kim, M., A.C. Szakmary and Mathur, I., "Price Transmission Dynamics between ADRs and Their Underlying Foreign Securities", *Journal of Banking and Finance*, (24), 2000, pp. 1359-1382.
- Lee, T. H. and Tse, Y., "Cointegration Tests with Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, (73), 1996, pp. 401-410.
- Lieberman, O., U. Ben-Zion and Hauser, S., "A Characterization of the Price Behavior of International Dual Stocks: An Error Correction Approach", *Journal of International Money and Finance*, (18), 1999, pp. 289-304.
- Martens, M., "Price Discovery in High and Low Volatility Periods: Open Outcry Versus Electronic Trading", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, (8), 1998, pp. 243-260.
- Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (54), 1992, pp. 461-471.
- Pascual, R., B. Pascual-Fuster and Climent, F., "Cross-listing, Price Discovery and the Informativeness of the Trading Process", Working Paper, Universidad de las Islas Baleares, 2001.
- Phillips, P. and Perron, P., "Testing for a Unit Foot in Time Series Regression", *Biometrika*, (75), 1988, pp. 335-346.
- Schreiber, P.S. and Schwartz, R.A., "Price Discovery in Securities Markets", *Journal of Portfolio Management*, (12), 1986, pp. 43-48.
- Solnik, B., "International Investments", 3rd ed. New York, Addison Wesley, 1996.

- Stock, J. H. and Watson, M. W., "Variable Trends in Economic Time Series", *Journal of Economic Perspectives*, (2), 1988, pp. 147-174.
- Tse, Y., and Booth, G. G., "Information Shares in International Oil Futures Markets", *International Review of Economics and Finance*, (6), 1997, pp. 49-56.
- Tse, Y. and Erenburg, G., "Competition for Order Flow, Market Quality, and Price Discovery in the NASDAQ 100 Index Tracking Stock", *Journal of Financial Research*, (26), 2003, pp. 301-318.
- Wang, S.S., O.M. Rui, and Firth, M., "Return and Volatility Behavior of Dually-traded Stocks: the Case of Hong Kong", *Journal of International Money and Finance*, (21), 2002, pp. 265-293.

## **Price Discovery Models: Permanent/Transitory and Information Share - Applications to TAIFEX and SGX-DT**

**YIH-WENN LAIH, CHIN-CHIA JANE \***

### **ABSTRACT**

This paper investigates the price discovery between two futures indexes that traded on SGX-DT and TAIFEX for Taiwan Stock Market. 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 both indexes to price discovery process. Empirical tests employ the TEJ daily data from January 1, 2001 through December 31, 2003. The results of both the permanent-transitory model and information share model show that the contributions of TAIFEX to the price discovery process increasingly from 2001 to 2003, while the SGX-DT contributes itself to the price discovery process from 2001 to 2003 decreasingly.

**Keywords:** price discovery, permanent/transitory model, information share model, TAIFEX, SGX-DT

---

\* Yih-Wenn LAIH, Assistant Professor, Department of Business Administrator, Ling Tung University.  
Chin-Chia JANE, Professor, Department of Information Management, Ling Tung University.