

現貨交易活動對期貨領先地位之影響

Impact of Spot Trading Activity on the Futures-Spot Relationship

詹司如 Shih-Ju Chan
高苑科技大學財務金融系
Dept. of Finance, Kao Yuan University

許溪南 Hsinan Hsu
台南科技大學財務金融系
Dept. of Finance, Tainan University of Technology

林靖中 Ching-Chung Lin
高苑科技大學企業管理系
Dept. of Business Administration, Kao Yuan University

陳建義 Chien-I Chen
成功大學企業管理研究所
Dept. of Business Administration National, Cheng Kung University

摘要：文獻顯示期貨交易量增加時，期貨的價格領先地位會增加，本研究則探討現貨交易量改變是否可能導致期貨價格發現功能的改變。本研究的假說為：「標的現貨的交易活動會影響到期貨的領先地位，當標的現貨的交易活動越頻繁則期貨的領先地位會降低，反之則期貨領先地位增加」。本研究使用91年8月到92年3月共計8個月的期間中，台股指數、電子股指數、以及金融股指數的期貨與現貨的五分鐘日內資料，對本研究假說進行驗證。本研究以ECM與EGARCH模型來分析期貨與現貨的價格發現功能與波動性外溢效果，以探討標的現貨交易活動對期貨領先地位的影響。實證結果顯示，不論是使用ECM模型或是EGARCH模型，在台股指數、電子股指數及金融股指數方面，大都驗證了本研究假說下之預期實證結果。此結果支持了標的現貨的交易活動會影響到期貨領先地位的論點，當標的現貨的交易活動越頻繁則期貨的領先地位會降低，反之則期貨領先地位增加。

關鍵詞：指數期貨、價格發現、交易活動

Abstract: Past empirical results show that the increase of trading volume of futures contract will result in the increase of its leading position. This study

investigates whether the change in the spot trades will have a reverse effect on the price discovery capability of futures. The study period is from 2002/8 to 2003/3, in which the relative changes in trading activities of three Taiwanese index spot and futures systems provide the necessary five-minute intraday price data to test the hypothesis. By employing ECM and EGARCH to explore the price discovery and the volatility spillover for three spot-futures systems, this article finds that, during the second study period, the leading capability of TAIEX index futures is decreased, while those of electronic index futures and financial index futures are increased. These results are coincident with the anticipations of the research hypothesis. The empirical finding supports the hypothesis that the trading activity of spot has impact on the price discovery capability of futures contracts.

Keywords: Index Futures、Price Discovery、Trading Activity

1. 研究動機與目的

關於指數期貨與標的現貨間的價格與波動性關係，吸引了學術界與實務界的注意與研究，許多的文獻針對指數期貨與指數現貨兩市場間的領先落後關係加以探討，其中較受到重視的研究包含了 Kawaller *et al.* (1987), Stoll and Whaley (1990), 以及 Chan (1992) 等。雖然許多文獻的研究對象為美國的 S&P 以及 MMI 指數，近來愈來愈多的學者也對不同國家的金融市場進行探討，例如 Abhyankar (1995) 對英國的 FT-SE 100 指數，Shyy *et al.* (1996) 對法國的 CAC 指數，Booth *et al.* (1999) 對德國的 DAX 指數，Iihara *et al.* (1996) 對日本的 NSA 指數，以及 Roope and Zurbruegg (2002) 和黃玉娟與徐守德(民 86) 對台灣的加權股價指數。雖然過去文獻的研究方法、研究對象以及研究結果不盡然相同，但普遍的研究結論為：期貨價格會領先指數現貨價格反應金融市場中相關的資訊，也因此價格發現被視為期貨市場的重要功能之一。

許多研究提出了實證的結果來支持交易成本(例如 Fleming *et al.*, 1996)、流動性或交易活動(例如 Stephan and Whaley, 1990)、放空限制(例如 Diamond and Verrecchia, 1987) 等因素可能影響金融市場之間的領先落後關係。因為期貨市場通常具有較低的交易成本、較少的放空限制、以及提供較高的流動性與財務槓桿，所以期貨市場會扮演較重要的價格發現的角色。此外，當整體經濟環境與資訊、市場制度、以及市場交易情形改變時，期貨與現貨間的領先落後關係也可能因此改變，Abhyankar (1995) 與 Frino *et al.* (2000) 的實證結果都有這樣的結論。

當許多因素都被認為會影響期貨與現貨市場的價格關聯性時，本文從流動性可能是期貨有較佳價格發現功能的因素之一的觀點來發展本文的研究論點。Chan (1992) 發覺期貨成交量增加的時候，會使其領先能力提高。謝文良

(民 91)在針對台灣期貨市場的研究中，也提出期貨的主導地位在成交量放大後有明顯提昇的相同結論。Chan (1992)與謝文良(民 91)的實證結果都證實了期貨交易頻繁時會增強其價格發現能力，但是標的現貨流動性對價格連動關係的影響，並未多見文獻加以探討。如果期貨交易量的增加會使期貨的領先能力增加，那麼現貨交易量增加是否會存在反向的效果？如果期貨交易量增加有助於其更快反應市場資訊，那麼當現貨交易活動相對地改變時，是否也會使期貨價格發現功能變動呢？

目前台灣期貨交易所的主要三種指數期貨為台股指數期貨、電子期貨與金融期貨，在 91 年 8 月到 92 年 3 月的八個月時間中，這三種指數期貨與其對應的指數現貨的相對交易量呈現出不同的變化：電子股現貨交易量明顯下降，而金融股的現貨與期貨成交量則都明顯增加。詳細的交易量變化情形將會在本文第三部份說明，而這樣的交易活動變化提供了本研究一個絕佳的樣本資料。因此，本研究將以台灣期貨交易所上市的台股指數期貨、電子股期貨與金融股期貨為研究對象，利用 ECM-EGARCH 模型，探討當這三種指數期貨與其標的指數的交易活動熱絡程度改變時，對指數期貨與現貨的價格與波動性互動關係是否會有所影響。因此本文的研究將補足過去相關文獻的不足，增加相關研究的廣度。

本文除本部分說明研究的動機與目的外，第二部分進行有關股價指數期貨與現貨間關係之文獻回顧。第三部份為研究方法，說明本研究的研究假說推論、樣本選取、以及研究模型。第四部分為本文的實證結果與分析，最後則是結論。

2. 文獻探討

由於指數期貨的標的資產為指數現貨，因此兩市場間的價格必然會有某種程度上的關係。根據持有成本理論，公式(1)說明兩者之間的價格關係應為：

$$F_t = S_t e^{(r-d)(T-t)} \quad (1)$$

其中， F_t 與 S_t 分別為期貨與現貨在 t 期的價格， r 為無風險利率， d 為股利率， T 為期貨合約之到期日，故 $T-t$ 為距期貨合約到期日之時間。

在完美市場的假設之下，兩者的價格關係會隨時滿足公式(1)，但在現實市場中存在買賣價差或是交易成本等摩擦因素，因而使得指數期貨與現貨間產生領先落後之關係。以下先介紹有關股價指數期貨與股價指數現貨間之領先落後關係，接著再探討影響此領先落後關係的因素。

2.1 股價指數期貨與現貨間之領先落後關係

有關於股價指數期貨與股價指數現貨間價格領先落後關係的文獻十分豐富，本文無法一一列舉。以下僅簡要說明部分文獻。

早期的研究主要以美國市場為研究對象，Kawaller *et al.* (1987)發現股價指數期貨領先股價指數現貨約20至45分鐘，股價指數現貨領先股價指數期貨卻很少超過一分鐘。Stoll and Whaley (1990)發現，即使消除了非經常交易與買賣價差之因素後，S&P 500和MMI股價指數期貨報酬仍領先股價指數現貨約五分鐘，但有時也會長達十分鐘以上。Chan (1992)研究S&P 500與MMI股價指數期貨與股價指數現貨日內價格之領先落後關係，也發覺指數期貨領先現貨。

近來許多研究則是以國際上的不同市場為研究對象。Abhyanker (1995)發覺FT-SE 100股價指數期貨有領先股價指數現貨之現象，且當股價指數現貨市場的交易成本較低時，股價指數期貨報酬領先的程度與顯著性均較弱，證實了較低的交易成本或進入成本是股價指數期貨市場反應快速的原因之一。Shyy *et al.* (1996)研究法國的CAC指數期貨和現貨間的價格關係，利用誤差修正模型發現CAC指數期貨領先CAC指數現貨。Booth *et al.* (1999)證實德國DAX指數商品間的價格發現能力依序為：指數期貨、指數現貨、指數選擇權，這和交易成本的排序正好相反。Roope and Zurbrugg (2002)研究新加坡交易所和台灣期貨交易所交易的台股指數期貨的價格發現關係，其研究結果顯示新加坡交易所是價格領導者。黃玉娟與徐守德(民86)則是以雙變量ECM-EGARCH誤差修正模型來探討摩根台股指數之現貨與期貨市場的日內報酬和波動性之動態交互關係，實證結果顯示新加坡摩根台股指數的現貨與期貨之間，除了報酬具有雙向之因果關係外，其波動性亦具有顯著的雙向互動關連。

2.2 影響指數期貨與現貨間領先落後關係之因素

在完美市場的假說下，當市場出現新資訊後，相關商品的價格應很快地對該資訊進行反應，故投資人無法在不同的市場套利並獲得超額報酬。但在現實世界中由於市場結構與資產特性的不同，不同市場的價格發現能力會有所差異。一般而言，交易成本較低、交易限制較少的市場，或說交易條件越接近完全市場假設者，會有較佳的價格發現能力。因為期貨市場通常具有較低的交易成本、較少的放空限制、較快地反應市場全面性資訊以及提供較高的流動性與財務槓桿，所以期貨市場會扮演較重要的價格發現的角色。

Kawaller *et al.* (1987)認為股票市場的現貨交易速度不如期貨來得快、期貨在期初的投入成本較低、以及期貨有較高的財務槓桿是期貨領先現貨的原因。Fleming *et al.* (1996)的研究發現，當新資訊出現時，交易成本較低的市場確實會領先交易成本較高的市場。S&P 500股價指數期貨領先股價指數現貨約五

分鐘，而S&P 100股價指數選擇權領先股價指數現貨亦大約為五分鐘。Stephan and Whaley (1990)則認為流動性與交易活動是期貨扮演價格發現的重要角色的原因。此外因為指數衍生性商品的設計目的是為了反映有關整體市場的資訊，因此當市場上的新資訊為整體性時，投資人便會偏好以籃子證券進行投機或套利，而現貨市場反應市場整體資訊的能力是較差的。Subrahmanyam (1991)及Chan (1992)指出因為期貨市場會反映市場全面性的資訊，因此當市場全面性的消息使得更多的股票價格同步變動時，期貨價格會領先現貨價格。

2.3 市場環境改變對領先落後關係之影響

前面提到了許多影響期貨與現貨間的價格領先關係的可能因素，不過由於整體經濟環境或是市場情形會有所變動，期貨與現貨間的領先落後關係也可能因此改變，因此許多學者也進一步對相關課題進行探討。Abhyanker (1995)利用倫敦國際證券交易所(International Stock Exchange, London)進行大幅改革(一般稱之為Big Bang)前後的資料，檢驗期貨領先效果是否會因此制度變動而有所改變。實證結果發現制度改革導致現貨交易成本下降時，期貨領先現貨的現象會減弱。Frino *et al.* (2000)以雪梨期貨交易所發行的Share Price Index期貨契約以及其澳洲證券交易所All Ordinaries Index指數的標的指數為研究對象，發現在總體經濟訊息宣告時，指數期貨的領先效果會增加。

因為部分學者認為交易量是使期貨領先現貨的原因之一，因此要對此假說進行驗證的方法之一便是探討期貨交易量增加之後，期貨的價格發現能力是否也隨之增加。Chan (1992)的研究結果發覺期貨成交量增加的時候，其領先能力確實會有顯著的提高。謝文良(民91)在針對台灣期貨市場的研究中，將資料依期貨成交量及期貨與現貨相對成交量分成三期，可以看出在期貨成交量較低的第一期，期貨市場的價格領先並不明顯；但在期貨成交量達到平均每日7000口以上及成交市值達到現貨市場12%的後兩期，期貨市場明顯居於主導地位，現貨市場的價格則朝向期貨價格修正而達到長期均衡。

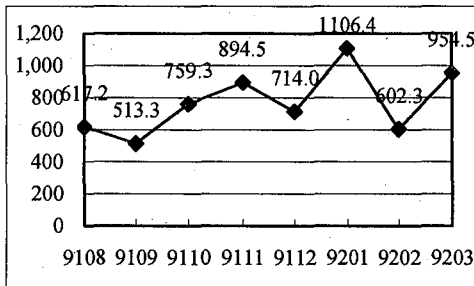
綜合以上文獻可知，股價指數期貨與股價指數現貨間具有領先落後之關係，且大部分文獻皆顯示股價指數期貨領先股價指數現貨。許多文獻提出不同的可能原因來解釋為何期貨扮演較重要的價格發現功能，期貨市場提供較高的流動性則是其中原因之一，Chan (1992)與謝文良(民91)的實證結果也顯示當期貨交易量放大時，期貨的領先現象會增強。

3. 研究方法

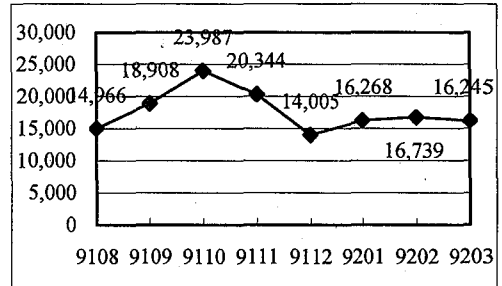
3.1 研究假說

圖 1 顯示 91 年 8 月到 92 年 3 月的 8 個月時間中，台股指數、電子股指數、以及金融股指數的現貨與期貨的價格表現，表 1 則是彙整三個指數現貨與期貨的前後半段研究期間內的日平均交易量以及現貨指數成交量佔大盤成交量比率。從圖 1.a1 以及表 1 的數據可知，在研究期間的前半段(91 年 8 月至 91 年 11 月)到後半段(91 年 12 月至 92 年 3 月)的過程中，台灣股票市場的日平均成交量從 696.08 億放大到 844.31 億。雖然台灣股票市場成交量呈現增加的現象，但電子類股與金融類股的表現卻不相同。

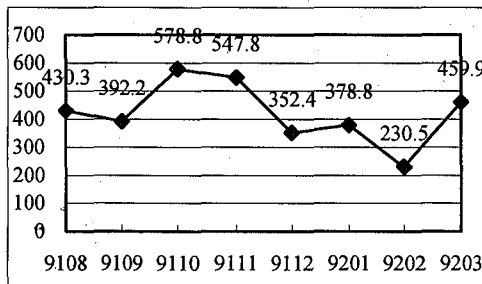
圖 1.b1 中的電子股成交量在 91 年 11 月之後顯著下降，電子類股的平均日成交量由 487.3 億減少到 355.38 億，而如果以電子類股成交量佔大盤成交量的比例來呈現電子類股交易活動的變化時，這種成交量減少的現象更為明顯。電子股一向是台灣股票市場最受到投資人青睞的類股，過去動輒 80% 以上的市場資金都集中在電子類股的交易上；即使在電子股熱潮稍微退燒的前半段研究期間，該平均成交量比例仍高達 70.9%。此 70.9% 的比例與電子股市值佔台灣股票市值的 50% 相比，更顯出電子類股交易活動的熱絡。但是在圖 1.d 中的後半段研究期間，電子類股交易量佔大盤交易量的比例已低於 50% (平均比例降為 42.4%)，這顯示出投資人對電子類股的快速退燒。



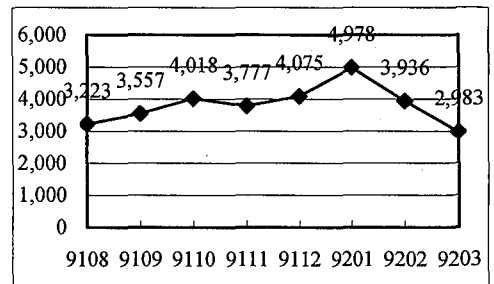
a1. 台股大盤成交量(億)



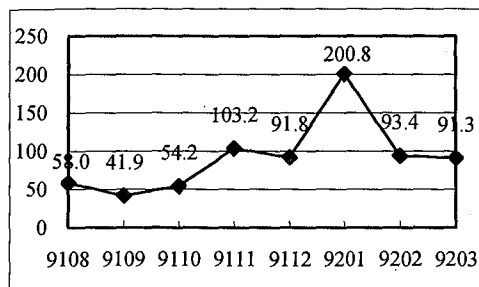
a2. 台指期貨成交量(口)



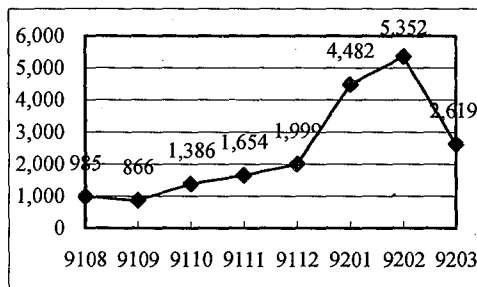
b1. 電子類股成交量(億)



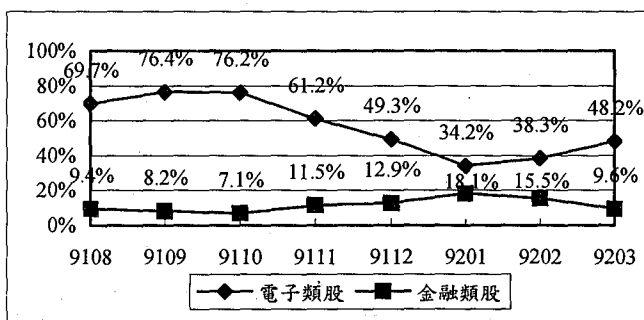
b2. 電子期貨成交量(口)



c1. 金融類股成交量(億)



c2. 金融期貨成交量(口)



d. 電子類股與金融類股成交量佔大盤比重

圖 1 台股、電子股與金融股之現貨與期貨成交量

不過反觀金融類股的表現，則是一個截然不同的情形。隨著電子股主導地位的減弱，傳統產業股及金融類股則順勢而起。金融類股的平均日成交量由 64.33 億成長到 119.32 億；以佔大盤成交量比例來表示，則是從 9.1% 增加到 14.05%。所以，相對於電子類股成交量的衰退，台股指數現貨與金融類股的交易活動則是有成長的現象。

表 1 右邊所列示的指數期貨成交量結果，則顯示其變動的情形和指數現貨是不太相同。台股指數現貨的成交量是增加的，台股期貨則是減少的；電子類股指數現貨的成交量大幅減少之際，電子期貨的成交量則是微幅增加；至於金融類股方面，則是現貨與期貨的成交量都是呈現明顯增加的現象。

Stephan and Whaley (1990)和 Chan (1992)都認為交易的頻繁程度會影響市場的領先落後關係，謝文良(民 91)對台灣期貨市場的實證研究也證實了期貨交易頻繁時會增強其價格發現能力。所以如果交易活動的頻繁與否可以反映出資訊傳遞的程度，期貨交易量增加會使其更快速地反映市場資訊，那麼當現貨交易活動相對於期貨交易活動更為活絡(或衰退)時，是否會減弱(或增強)期貨的價格發現能力呢？因此本研究擬對以下假說進行驗證：「標的現貨的交易活動會影響到期貨的領先地位，當標的現貨的交易活動越頻繁則期貨

表 1 指數期貨與現貨成交量

期間	指數	現貨	指數期貨
	日均量(億)	佔大盤比例	期貨日均量(口)
台股指數			
91/08-91/11	696.08	100%	19,551
91/12-92/03	844.31	100%	15,814
電子類股			
91/08-91/11	487.30	70.9%	3,644
91/12-92/03	355.38	42.4%	3,993
金融類股			
91/08-91/11	64.33	9.1%	1,223
91/12-92/03	119.32	14.0%	3,613

電子與金融類股成交量佔大盤比例等於電子股成交量除以台股大盤成交量。除電子指數期貨外，前後研究期間的指數現貨與期貨的成交量變動均達 1% 的顯著水準。

資料來源：台灣證券交易所及台灣期貨交易所。

表 2 假說成立下的預期實證結果

	現貨成交量	期貨成交量	預期結果
台股指數	增加	降低	期貨領先地位降低
電子類股	減少	微幅增加 [*]	期貨領先地位增加
金融類股	增加	增加	期貨成交量增加的幅度大於現貨，所以期貨領先地位增加

研究假說為：「期貨成交量增加會使期貨的價格發現能力增加，而現貨成交量增加則會使其降低」。現貨與期貨成交量的變化結果由表 1 而得。

^{*}：電子類股期貨日平均成交量的增加未達 1% 顯著水準。

的領先地位會降低，反之則期貨領先地位增加」。如果以上假說成立的話，根據研究期間各期貨與現貨成交量的變化情形，本研究預期觀察到表 2 的期貨資訊傳遞的領先地位變動：

3.2 樣本選取與資料來源

本文的研究對象為台灣期貨交易所的台股期貨、電子期貨以及金融期貨等三種契約，以及各契約分別對應的指數現貨。研究樣本期間為 91 年 8 月到 92 年 3 月，共計八個月 142 個交易日。根據上一小節對台股期貨契約與其標的現貨交易量變動的說明，本研究將整個研究期間分為兩個子期間，分別是 91 年 8 月到 91 年 11 月以及 91 年 12 月到 92 年 3 月，兩個子期間的交易日分別有 85 天及 78 天。價格時間數列為五分鐘日內資料，兩個子研究樣本數分別為 4,591 (=85×54+1，其中包含第一子研究期間的期初價格)與 4212 (=78×54)。

加權股價指數的日內資料是由台灣證券交易所網站所提供的每分鐘大盤指數資料庫下載取得，期貨價格則是由台灣期貨交易所提供之逐筆交易資料整理而得。因為台灣期貨契約在每一個交易日均有五個不同到期日契約可供交易，我們必須選擇一個適當的契約來代表當日的期貨成交價格。部分文獻是直接利用最近月(nearby)期貨契約的價格，本研究是取用成交量最大的期貨契約價格，一般而言，最近月契約的成交量是所有契約中成交量最大者，但通常在到期日前約 2-3 天，次近月契約的成交量則會超越最近月契約的成交量。

表 3 列示三種現貨與期貨的基本統計量以及相關性與波動性的檢定結果。三個指數現貨與期貨的對數價格的 Ljung-Box Q(4)值均達到 1%的顯著水準，顯示原始價格數列的顯著相關性，這提供了價格數列可能存在單根的初步證據以支持本研究所使用的誤差修正模型(ECM)。利用報酬平方所進行的波動性檢定的顯著結果，顯示存在 ARCH 效果，也支持了需利用 ARCH 模型來捕捉可能存在的波動性齊聚(volatility clustering)的現象。

3.3 使用模型

本研究將以 ECM-EGRACH(1,1)模型來探討指數期貨與現貨間的價格與波動性的關係。在估計模型參數時，其中一種做法是將 ECM 模型與 EGARCH 模型同時加以估計，但若模型參數數目較多時，會對估計過程與結果造成不利的影響。計量經濟的理論證明，即使誤差項存在變異數不齊一時，估計的參數仍為不偏。因此將兩模型分開估計，理論上是可行的，也會使得估計過程更為順利，Tse (1999)就是以此方式對其研究進行估計。因此本文也將用此方式估計參數，以下分別針對 ECM 及 EGRACH 模型的設定進行說明。

(1) 誤差修正模型(Error Correction Model, ECM)

根據過去的文獻，指數期貨與現貨的原始價格序列都具有單根的特性；而當兩個 I(1)序列有共整合關係時，誤差修正模型更能描述其價格之間的關係。本研究所使用的誤差修正模型公式(2)及(3)如下：

$$\begin{aligned} \Delta S_t = & c_s + \lambda_s Z_{t-1} + \lambda'_s DZ_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha'_{si} D \Delta S_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{si} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta'_{si} D \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{st} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \Delta F_t = & c_f + \lambda_f Z_{t-1} + \lambda'_f DZ_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha'_{fi} D \Delta S_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta'_{fi} D \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{ft} \end{aligned} \quad (3)$$

表 3 三種指數現貨與期貨的基本統計量與檢定結果

	現貨價格	期貨價格	現貨報酬	期貨報酬
台股指數：				
平均值	8.4331	8.4283	-1.52E-05	-1.47E-05
最大值	8.5423	8.5376	0.0326	0.0401
最小值	8.2550	8.2401	-0.0414	-0.0346
標準差	0.0539	0.0547	0.0023	0.0023
相關性檢定 LB Q(4)	35026*	35042*	209.330*	21.287*
波動性檢定 LB Q(4)			11.241 ⁺	8.751
電子類股指數：				
平均值	5.2917	5.2865	-2.77E-05	-2.61E-05
最大值	5.4597	5.4536	0.0386	0.0445
最小值	5.1330	5.1186	-0.0454	-0.0431
標準差	0.0727	0.0726	0.0028	0.0029
相關性檢定 LB Q(4)	35035*	35030*	148.86*	12.27 ⁺
波動性檢定 LB Q(4)			14.479*	9.896 ⁺
金融類股指數：				
平均值	6.5220	6.5150	-7.95E-06	-7.48E-06
最大值	6.7388	6.7346	0.0277	0.0335
最小值	6.3649	6.3488	-0.0314	-0.0232
標準差	0.0652	0.0677	0.0024	0.0023
相關性檢定 LB Q(4)	35101*	35124*	165.28*	21.93*
波動性檢定 LB Q(4)			99.26*	100.24*

現貨價格為對數價格。價格樣本數為 8803，報酬樣本數為 8802。波動性檢定的結果為報酬平方之 Ljung-Box Q(4)值。

*：1%顯著水準，⁺：5%顯著水準。

其中 ΔS_t 與 ΔF_t 是指數現貨與期貨的對數價格序列第 t 期與第 $t-1$ 期的差額，它們也分別等於現貨與期貨在時間 t 的報酬率 R_{st} 與 R_{ft} 。誤差修正項 Z_{t-1} 為期貨對現貨進行迴歸後的殘差項，它代表上一期價格關係偏離長期均衡關係的程度。 D 為虛擬變數， $D=0$ 表示資料期間為 91 年 8 月至 91 年 11 月， $D=1$ 則表示資料期間為 91 年 12 月至 92 年 3 月。誤差修正模型說明了 S_t 與 F_t 的變動是因為過去的 ΔS_t 與 ΔF_t 的短期效果，以及往長期均衡的調整過程。落後期別則是由 ECM 模型的 Akaike's information criterion (AIC) 決定。

如果 S_t 的誤差修正項的係數較小，代表當價格關係偏離長期均衡關係時，現貨市場比較沒有對偏離均衡進行調整的傾向，也就是大部分的調整是由期貨市場來進行，因此現貨市場會扮演較重要的價格發現功能。反之，若 F_t 的誤差修正項的係數較小，則期貨市場扮演較重要的價格發現功能。因為

誤差修正項 Z_{t-1} 是由 $F_{t-1} - \alpha - \beta S_{t-1}$ 計算而得，所以當 $Z_{t-1} > 0$ 時， S_t 應該要增加而 F_t 應該要降低才能使價格關係回到長期均衡，所以 λ_s 和 λ_f 的符號應該分別為正號及負號。期貨與現貨間的 Granger 因果關係是由 α_{fi} 和 β_{si} 的係數來決定，如果 α_{fi} 中至少有一不為零，這代表期貨到現貨間有因果關係，如果 β_{si} 中至少有一不為零，則代表現貨到期貨有因果關係。

(2) EGARCH(1,1)模型

Engle (1982) 首先發展了 ARCH 模型來了解價格與報酬的二階非線性關係，Bollerslev (1986) 則利用 GARCH 來捕捉存在於財務與經濟資料中的變異數齊聚性的現象。為了評估價格衝擊對條件變異數的不對稱效果，Nelson (1991) 進一步推導出 EGARCH 模型。許多文獻使用 ARCH 家族的模型來研究財務市場間的波動性關係與波動性的外溢性，例如 Engle *et al.* (1990)、Choudhry (1996)、以及 Tse (1999) 等。

本研究使用 EGARCH(1,1) 模型來研究期貨與現貨間的波動性關係¹：

$$[\varepsilon_t | \Omega_{t-1}] = \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix} | \Omega_{t-1} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, H_t \right] \tag{4}$$

$$H_t = \begin{bmatrix} \text{Var}(\varepsilon_{st} | \Omega_{t-1}) & \text{Cov}(\varepsilon_{st} \varepsilon_{ft} | \Omega_{t-1}) \\ \text{Cov}(\varepsilon_{st} \varepsilon_{ft} | \Omega_{t-1}) & \text{Var}(\varepsilon_{ft} | \Omega_{t-1}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{st} & h_{sft} \\ h_{sft} & h_{ft} \end{bmatrix} \tag{5}$$

$$\eta_{it} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sqrt{h_{it}}} \sim N(0,1), i = s, f \tag{6}$$

$$\ln(h_{st}) = \alpha_s + \beta_{ss} G(\eta_{st-1}) + \beta'_{ss} DG(\eta_{st-1}) + \beta_{sf} G(\eta_{ft-1}) + \beta'_{sf} DG(\eta_{ft-1}) + \gamma_s \ln(h_{st-1}) \tag{7}$$

$$\ln(h_{ft}) = \alpha_f + \beta_{fs} G(\eta_{st-1}) + \beta'_{fs} DG(\eta_{st-1}) + \beta_{ff} G(\eta_{ft-1}) + \beta'_{ff} DG(\eta_{ft-1}) + \gamma_f \ln(h_{ft-1}) \tag{8}$$

$$G(\eta_{st}) = (|\eta_{st}| - E|\eta_{st}|) + \lambda_s \eta_{st} \tag{9}$$

$$G(\eta_{ft}) = (|\eta_{ft}| - E|\eta_{ft}|) + \lambda_f \eta_{ft} \tag{10}$$

¹許多財務文獻顯示 GARCH (1,1) 或 EGARCH (1,1) 已足夠適當地描述財務數列的行為，例如 Bollerslev (1987) 以及 Bera and Higgins (1993) 等文獻。

$$h_{sft} = \rho \sqrt{h_{st} h_{ft}} \quad (11)$$

其中 $\ln(\cdot)$ 表示對數函數， $E|\eta_{st}|$ 表示 η_{st} 絕對值的期望值， Ω_{t-1} 是在時間 $t-1$ 的資訊集合。在公式(11)中，為了簡化估計過程，假設 ε_{st} 與 ε_{ft} 的條件相關係數 ρ 為常數，而 ε_{st} 與 ε_{ft} 是 ECM 中的殘差值。 D 為虛擬變數， $D=0$ 表示資料期間為 91 年 8 月至 91 年 11 月， $D=1$ 則表示為 91 年 12 月至 92 年 3 月。

假設 R_{st} 和 R_{ft} 的條件聯合分配為常態分配，EGARCH 的對數概似函數：

$$\ln L(\theta) = -T \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log(|H_t(\theta)|) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t(\theta)' H_t^{-1}(\theta) \varepsilon_t(\theta) \quad (12)$$

其中 T 是觀察樣本數， θ 是待估計的參數向量。本研究使用 BHHH 法(1974)來估計使對數概似函數值最大的 θ 參數向量。

公式(7)及公式(8)的條件變異數函數表示，一市場的條件變異數是本身過去的變異數以及兩市場過去的衝擊的指數函數。 β_{sf} 表示從期貨到現貨的波動性外溢性， β_{fs} 則代表相反的方向；此外如果 β'_{sf} 與 β'_{fs} 是顯著的話，表示兩子研究期間的波動性外溢現象是不相同的。公式(7)及公式(8)中的 β_{ss} 與 β_{ff} 顯示波動性齊聚性， γ_s 與 γ_f 則是代表波動性持續性的程度。公式(9)及公式(10)是有關現貨與期貨的標準化殘差的函數，藉由同時考慮符號及幅度效果，它們可衡量正負衝擊對波動性的不對稱效果。如果 $\eta_{it} < 0$ ，則在公式(9)及公式(10)中 η_{it} 的係數就會是 $-1 + \lambda_i$ ；如果 $\eta_{it} > 0$ ，則在公式(9)及公式(10)中 η_{it} 的係數就會是 $1 + \lambda_i$ 。因此，如果 λ_i 是顯著的話，就表示我們可以觀察到好消息與壞消息對條件變異數的不對稱效果。

4. 實證結果與分析

4.1 單根檢定與共整合檢定

在進行 ECM-EGARCH(1,1) 分析指數期貨與現貨間的價格與波動性關係前，必須先確認現貨與期貨價格是否具有共整合關係，因此本研究以 ADF (Dickey and Fuller, 1979) 與 PP (Phillips and Perron, 1988) 方式進行單根檢定。由於現貨與期貨價格的對數差分可定義為報酬率，因此本研究將現貨與期貨之原始成交資料取自然對數值進行分析，並將現貨價格與期貨價格分別定義為 $\ln S_t$ 與 $\ln F_t$ ，而現貨報酬率與期貨報酬率則為 $\ln S_t$ 與 $\ln F_t$ 的一階差分，表示為 ΔS_t 與 ΔF_t 。表 4 彙整三種指數現貨與期貨的單根與共整合檢定結果。

由表 4 的單根檢定結果顯示，台灣市場中的三種指數現貨與台股期貨之

價格序列均屬於 I(1)之序列形態，滿足進行共整合檢定之條件。本研究以 Engle and Granger (1987)兩階段共整合來進行共整合檢定，統計結果顯示這三組指數與期貨的誤差修正項均屬於 I(0)，這表示台股現貨與台股期貨、電子現貨與電子期貨、金融現貨與金融期貨均具有共整合現象。因為這些價格數列間具有共整合關係，因此以 ECM 模型來研究現貨與期貨市場的互動關係是較正確且較有效率的方式，本研究接著以 ECM 及 EGARCH(1,1)模型來研究這這些不同市場系統中的現貨與期貨價格與波動性的關聯性。

表 4 各類現貨與期貨之單根檢定及共整合檢定

台股指數：				
單根檢定	$\ln S_t$	$\ln F_t$	ΔS_t	ΔF_t
ADF	-2.0412	-2.0686	-43.9049*	-42.2604*
PP	-2.0219	-1.9208	-84.3984*	-91.4574*
Engle and Granger 共整合檢定	誤差修正項 $Z_t = \ln F_t - 1.0107 \ln S_t + 0.0952$			
ADF	-8.3583*			
PP	-11.8559*			
電子類股指數：				
單根檢定	$\ln S_t$	$\ln F_t$	ΔS_t	ΔF_t
ADF	-1.7672	-1.9267	-43.4331*	-41.9354*
PP	-1.7462	-1.7528	-87.1026*	-91.4080*
Engle and Granger 共整合檢定	誤差修正項 $Z_t = \ln F_t - 0.9962 \ln S_t - 0.0150$			
ADF	-8.0578*			
PP	-12.4749*			
金融類股指數：				
單根檢定	$\ln S_t$	$\ln F_t$	ΔS_t	ΔF_t
ADF	-1.7360	-1.5760	-42.2285*	-42.1722*
PP	-1.7608	-1.5685	-84.4699*	-94.4314*
Engle and Granger 共整合檢定	誤差修正項 $Z_t = \ln F_t - 1.0325 \ln S_t + 0.2192$			
ADF	-7.2700*			
PP	-9.7246*			

ADF與PP分別表示Augmented Dickey-Fuller檢定與Phillips-Perron檢定之統計量，在1%顯著水準下，臨界值為-3.4343。價格($\ln S_t$ 與 $\ln F_t$)樣本數為8803，報酬(ΔS_t 與 ΔF_t)樣本數為8802。

*: 1%顯著水準

4.2 誤差修正模型結果

以下分別對台股指數、電子股指數、金融股指數的誤差修正模型實證結果提出說明，並與本研究預期實證結果相比較，以驗證當現貨交易活動改變時，是否會使期貨的價格發現功能隨之變動的研究假說。

4.2.1 台股指數現貨與期貨

表 5 所呈現的是台股指數誤差修正模型之實證結果，首先就研究期間一(91 年 8 月至 91 年 11 月)的實證結果加以分析。由誤差修正項的係數來觀察台股指數期貨與台股指數現貨間的長期關係，兩者的誤差修正項係數($\lambda_s=0.0166$ 以及 $\lambda_f=-0.0093$)的符號均合乎預期；此外台股指數現貨的誤差修正項 Z_{t-1} 的係數 λ_s 顯著異於 0，但台股指數期貨的誤差修正項 Z_{t-1} 係數 λ_f 並不顯著。此結果顯示：當市場新資訊干擾長期均衡關係時，是透過台股指數現貨價格的調整而趨向長期均衡，因此在第一段研究期間中台股指數期貨領先台股指數現貨。

在台股指數現貨公式中，期貨落後 1 至 3 期的係數都達到 0.1% 的顯著水準，顯示台股指數現貨的短期價格變動受到期貨落後項變動的影響，期貨價格領先現貨價格的時間有 15 分鐘。在台股指數期貨公式中，現貨落後項的係數只有第 1 期是顯著的，表示台股指數現貨領先期貨的時間為 5 分鐘。因此就短期效果而言，台股指數期貨領先台股指數現貨約 15 分鐘，台股指數現貨領先台股指數期貨約 5 分鐘，表示期貨的價格發現功能較強。

接下來分析研究期間二(91 年 12 月至 92 年 3 月)與研究期間一(91 年 8 月至 91 年 11 月)的期貨價格發現功能的改變情形。表 5 中誤差修正項係數 λ_s 與 λ'_s 為異號而 λ_f 與 λ'_f 的符號則相同，這代表 91 年 12 月至 92 年 3 月現貨價格往長期均衡關係修正的力道減弱，而期貨修正的力道變強，此情形顯示台股指數期貨的相對領先地位在 91 年 12 月至 92 年 3 月期間有降低的趨勢。此外表 5 中的假設檢定 $\lambda_s + \lambda'_s = 0$ 並不顯著，但是於研究期間一的 λ_s 則是顯著的。因此就長期關係而言，台股指數期貨的相對領先地位在研究期間二的期間是降低的。

就短期關係而言，表 5 中台股指數現貨模型的期貨報酬率落後項係數 β_{si} 與 β'_{si} 為異號，表示台股指數期貨的價格發現功能在研究期間二有降低的趨勢；不過台股指數期貨模型的現貨報酬率落後項係數 α_{si} 與 α'_{si} 也為異號，這卻表示台股指數期貨的領先地位有增強的現象。表 5 中假設檢定只有 $\beta_{s1} + \beta'_{s1} = 0$ 與 $\beta_{s2} + \beta'_{s2} = 0$ 達到 0.1% 顯著水準，但研究期間一中有 β_{s1} 、 β_{s2} 、以及 β_{s3} 達到 0.1% 顯著水準，顯示台股指數期貨的領先地位在研究期間二是下降的。研究期間二中期貨方程式中的現貨報酬落後項全部不顯著，表示台股指數現貨在研究期間二並沒有領先期貨，相較於其在研究期間一領先期貨 5 分鐘，顯示台股指數期貨的相對領先地位在研究期間二是增加的。因為不論台股指數期貨或是指數現貨的領先地位都是降低的，所以台股指數期貨在研究期間二的相對領先地位的改變並無法清楚判別。

表 5 台股指數 ECM 之實證結果

誤差修正模型：

$$\Delta S_t = c_s + \lambda_s Z_{t-1} + \lambda'_s DZ_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha'_{si} D\Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{si} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta'_{si} D\Delta F_{t-i} + \varepsilon_{st}$$

$$\Delta F_t = c_f + \lambda_f Z_{t-1} + \lambda'_f DZ_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha'_{fi} D\Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta'_{fi} D\Delta F_{t-i} + \varepsilon_{ft}$$

誤差修正項： $Z_t = \ln F_t - 1.0107 \ln S_t + 0.0952$

	模型 ΔS_t		模型 ΔF_t	
$Z_{t-1}(\lambda)$	0.0166 *		-0.0093	
$DZ_{t-1}(\lambda)$	-0.0031		-0.0052	
落後項	$\Delta S_{t-i}(\alpha_s)$	$\Delta F_{t-i}(\beta_s)$	$\Delta S_{t-i}(\alpha_f)$	$\Delta F_{t-i}(\beta_f)$
t-1	-0.2622***	0.4272***	-0.0726**	0.1010***
t-2	-0.2354***	0.2292***	-0.0484	0.0248
t-3	-0.1230***	0.0925***	0.0054	0.0005
t-4	-0.0024	0.0203	0.0069	0.0190
虛擬變數	$D\Delta S_{t-i}(\alpha'_s)$	$D\Delta F_{t-i}(\beta'_s)$	$D\Delta S_{t-i}(\alpha'_f)$	$D\Delta F_{t-i}(\beta'_f)$
t-1	0.1084**	-0.1145***	0.0931**	-0.1276***
t-2	0.0000	-0.0133	0.0168	-0.0243
t-3	-0.0104	-0.0170	-0.0151	-0.0132
t-4	-0.0649	0.0500	-0.0042	0.0217
係數檢定	假說	F 統計值	假說	F 統計值
	$\lambda_s + \lambda'_s = 0$	3.2303	$\lambda_f + \lambda'_f = 0$	3.4270
	$\beta_{s1} + \beta'_{s1} = 0$	135.7965***	$\alpha_{f1} + \alpha'_{f1} = 0$	0.5690
	$\beta_{s2} + \beta'_{s2} = 0$	59.8698***	$\alpha_{f2} + \alpha'_{f2} = 0$	1.3397
	$\beta_{s3} + \beta'_{s3} = 0$	7.3629*	$\alpha_{f3} + \alpha'_{f3} = 0$	0.1305
	$\beta_{s4} + \beta'_{s4} = 0$	6.8852*	$\alpha_{f4} + \alpha'_{f4} = 0$	0.0114
模型檢定	Ljung-Box Q(4) = 0.184		Ljung-Box Q(4) = 0.020	
	ARCH LM 檢定 = 20.876***		ARCH LM 檢定 = 7.808	

研究期間為 91 年 8 月至 91 年 11 月時，虛擬變數 $D=0$ ；研究期間為 91 年 12 月至 92 年 3 月時，虛擬變數 $D=1$ 。樣本數為 7998。落後期別由 AIC 值決定， $AIC(4)=-19.5983$ 。

***：0.1%顯著水準，**：0.5%顯著水準，*：1%顯著水準

表 6 將以上對台股指數的 ECM 實證分析結果進行彙整。此結果顯示就長期關係而言，台股指數期貨的領先地位在研究期間二有明顯的降低，但在短期關係上因期貨與現貨的領先地位都下降，並無法判斷期貨的相對領先地

位是否降低。綜合以上分析本文認為，現有證據傾向於支持期貨的相對領先地位是降低的，與本文研究假說成立下的預期實證結果相符合。

表 6 台股指數之 ECM 實證結果推論

	長期關係	短期關係
研究期間一	期貨領先現貨	期貨領先現貨 15 分鐘 現貨領先期貨 5 分鐘
研究期間二	無顯著領先情形	期貨領先現貨 10 分鐘 現貨領先期貨 0 分鐘
綜合判斷結果 與假說預期比較	期貨領先地位降低 符合	

4.2.2 電子類股指數現貨與期貨

表 7 列示電子類股指數誤差修正模型之實證結果。在研究期間一，兩者的誤差修正項係數($\lambda_s=0.0117$ 以及 $\lambda_f=-0.0187$)的符號均合乎預期。此外電子指數現貨的誤差修正項 Z_{t-1} 的係數 λ_s 並不顯著 0，但電子指數期貨的誤差修正項 Z_{t-1} 係數 λ_f 則顯著異於 0。此結果顯示長期均衡而言，將由電子指數期貨來做調整而趨向長期均衡，所以電子股指數現貨領先電子股指數期貨，此結果與過去文獻結論有差異，其原因應為電子股現貨交易量龐大，較電子股期貨更能及時反映資訊，所以電子股指數現貨會領先電子股指數期貨。

從落後項的係數來看，在電子指數現貨公式中，期貨落後 1 至 3 期的係數都達到 0.1% 的顯著水準，顯示電子指數現貨的短期價格變動受到期貨落後項變動的影響，期貨價格領先現貨價格的時間有 15 分鐘。在電子指數期貨公式中，現貨落後項的係數只有第 1 期是顯著的，表示電子指數現貨領先期貨的時間為 5 分鐘。因此就短期效果而言，電子指數期貨領先電子指數現貨約 15 分鐘，電子指數現貨領先電子指數期貨約 5 分鐘，表示電子指數期貨的價格發現功能較強。

接下來比較兩個研究期間的期貨價格發現功能的改變情形。表 7 中誤差修正項係數 λ_s 與 λ'_s 同為正號而 λ_f 與 λ'_f 的符號則不同，這代表 91 年 12 月至 92 年 3 月指數現貨價格往長期均衡關係修正的力道增強，而期貨修正的力道減弱，此情形顯示電子指數期貨的相對領先地位在 91 年 12 月至 92 年 3 月期間有增強的趨勢。此外表 7 中的假設檢定顯示研究期間二的現貨公式的誤差修正項仍為不顯著，但是期貨公式的誤差修正項則由顯著變成不顯著，表示電子指數期貨的領先地位在 91 年 12 月至 92 年 3 月期間有增加的趨勢。

就短期關係而言，表 7 中電子指數現貨模型的期貨報酬率落後項係數 β_{si} 與 β'_{si} 為異號，表示電子指數期貨的價格發現功能在研究期間二有降低的趨勢；不過電子指數期貨模型的現貨報酬率落後項係數 α_{si} 與 α'_{si} 也為異號，這卻表示

電子指數期貨的領先地位有增強的現象。表 7 中假設檢定仍然有 $\beta_{s1}+\beta'_{s1}=0$ 、 $\beta_{s2}+\beta'_{s2}=0$ 、以及 $\beta_{s3}+\beta'_{s3}=0$ 等落後三期的係數達到 0.1% 顯著水準，與研究期間一的顯著期別相同，所以電子指數期貨的領先地位並未改變。但是在研究期間二中期貨方程式中的現貨報酬落後項全部不顯著，表示電子指數現貨在研究期間二並沒有領先期貨，相較於現貨在研究期間一領先期貨 5 分鐘，顯示電子指數期貨的相對領先地位在研究期間二是增加的。

表 7 電子類股指數 ECM 之實證結果

誤差修正模型：

$$\Delta S_t = c_s + \lambda_s Z_{t-1} + \lambda'_s DZ_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha'_{si} D\Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{si} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta'_{si} D\Delta F_{t-i} + \varepsilon_{st}$$

$$\Delta F_t = c_f + \lambda_f Z_{t-1} + \lambda'_f DZ_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha'_{fi} D\Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta'_{fi} D\Delta F_{t-i} + \varepsilon_{ft}$$

誤差修正項： $Z_t = \ln F_t - 0.9962 \ln S_t - 0.0150$

	模型 ΔS_t		模型 ΔF_t	
$Z_{t-1}(\lambda)$	0.0117		-0.0187*	
$DZ_{t-1}(\lambda')$	0.0002		0.0067	
落後項	$\Delta S_{t-i}(\alpha_s)$	$\Delta F_{t-i}(\beta_s)$	$\Delta S_{t-i}(\alpha_f)$	$\Delta F_{t-i}(\beta_f)$
t-1	-0.3151***	0.4370***	-0.0774**	0.1050***
t-2	-0.2789***	0.2568***	-0.0668*	0.0524
t-3	-0.1768***	0.1277***	-0.0032	0.0116
t-4	-0.0259	0.0399	0.0057	0.0162
虛擬變數	$D\Delta S_{t-i}(\alpha'_s)$	$D\Delta F_{t-i}(\beta'_s)$	$D\Delta S_{t-i}(\alpha'_f)$	$D\Delta F_{t-i}(\beta'_f)$
t-1	0.0244	-0.0486	0.1055*	-0.1302***
t-2	0.0191	-0.0053	0.0366	-0.0680
t-3	0.0253	-0.0193	0.0622	-0.0487
t-4	-0.0415	0.0234	-0.0020	-0.0099
係數檢定	假說	F 統計值	係數檢定	F 統計值
	$\lambda_s + \lambda'_s = 0$	2.0608	$\lambda_f + \lambda'_f = 0$	1.7755
	$\beta_{s1} + \beta'_{s1} = 0$	210.7329***	$\alpha_{f1} + \alpha'_{f1} = 0$	0.8094
	$\beta_{s2} + \beta'_{s2} = 0$	77.7911***	$\alpha_{f2} + \alpha'_{f2} = 0$	0.8969
	$\beta_{s3} + \beta'_{s3} = 0$	14.4322***	$\alpha_{f3} + \alpha'_{f3} = 0$	3.5359
	$\beta_{s4} + \beta'_{s4} = 0$	5.5703	$\alpha_{f4} + \alpha'_{f4} = 0$	0.0158
模型檢定	Ljung-Box Q(4) = 0.340		Ljung-Box Q(4) = 0.033	
	ARCH LM 檢定 = 19.787***		ARCH LM 檢定 = 8.782	

研究期間為 91 年 8 月至 91 年 11 月時，虛擬變數 $D=0$ ；研究期間為 91 年 12 月至 92 年 3 月時，虛擬變數 $D=1$ 。樣本數為 7998。落後期別由 AIC 值決定， $AIC(4)=-18.7835$ 。

***：0.1% 顯著水準，**：0.5% 顯著水準，*：1% 顯著水準

表 8 將以上對電子類股指數的 ECM 實證分析結果進行彙整。此結果顯示電子類股指數不論在長期關係或短期關係上，電子類股指數期貨的相對領先地位在 91 年 12 月至 92 年 3 月期間都有增加的趨勢，這正好符合本文研究

假說成立下的預期實證結果。

表 8 電子指數之 ECM 實證結果推論

	長期關係	短期關係
研究期間一	現貨領先期貨	期貨領先現貨 15 分鐘 現貨領先期貨 5 分鐘
研究期間二	無顯著領先情形	期貨領先現貨 15 分鐘 現貨領先期貨 0 分鐘
綜合判斷結果 與假說預期比較	期貨領先地位增加 符合	

4.2.3 金融類股指數現貨與期貨

表 9 顯示金融類股指數誤差修正模型之實證結果。在第一個研究期間中，兩者的誤差修正項係數($\lambda_s=0.0040$ 以及 $\lambda_f=-0.0179$)的符號均合乎預期。此外金融指數現貨的誤差修正項 Z_{t-1} 的係數 λ_s 並不顯著 0，但金融指數期貨的誤差修正項 Z_{t-1} 係數 λ_f 則顯著異於 0。此結果顯示長期均衡而言，將由金融類股期貨進行調整而趨向長期均衡，所以金融類股現貨將領先金融類股期貨。此結果仍是與過去文獻結果有所差異，其原因推測可能為金融股期貨交易量並不大，所以金融股期貨並不能及時地反映資訊，導致金融股指數現貨會領先金融股指數期貨。

從落後項的係數來看，在金融指數現貨公式中，期貨落後 1 至 2 期的係數都達到 0.1% 的顯著水準，顯示金融指數現貨的短期價格變動受到期貨落後項變動的影響，期貨價格領先現貨價格的時間有 10 分鐘。在金融指數期貨公式中，現貨落後項的係數只有第 1 期是顯著的，表示金融指數現貨領先期貨的時間為 5 分鐘。因此就短期效果而言，金融指數期貨領先金融指數現貨約 10 分鐘，金融指數現貨領先金融指數期貨約 5 分鐘，表示金融指數期貨的價格發現功能較強。

接下來我們比較兩個研究期間的期貨價格發現功能的改變情形。表 9 中誤差修正項係數 λ_s 與 λ'_s 同為正號而 λ_f 與 λ'_f 的符號則不同，這代表 91 年 12 月至 92 年 3 月現貨價格往長期均衡關係修正的力道增強，而期貨修正的力道減弱，此情形顯示金融指數期貨的相對領先地位在 91 年 12 月至 92 年 3 月期間有增強的趨勢。此外表 9 中的假設檢定顯示研究期間二的現貨公式的誤差修正項仍為不顯著，但是期貨公式的誤差修正項則由顯著變成不顯著，表示金融指數期貨的領先地位在 91 年 12 月至 92 年 3 月期間有增加的趨勢。

就短期關係而言，表 9 中假設檢定仍然只有 $\beta_{s1}+\beta'_{s1}=0$ 及 $\beta_{s2}+\beta'_{s2}=0$ 為顯著，與研究期間一的顯著期別相同，代表兩期的期貨領先現貨均為 10 分鐘；但是表 9 中金融指數現貨模型的期貨報酬率落後項係數 β_{si} 與 β'_{si} 多為同

號，表示金融指數期貨的價格發現功能在研究期間二有增加的趨勢。雖然表 9 中的假設檢定顯示 $\alpha_{f1}+\alpha'_{f1}=0$ 及 $\alpha_{f2}+\alpha'_{f2}=0$ 是顯著的，顯示第二個期間現貨領先期貨的時間有 10 分鐘，但是 α_{f1} 和 α'_{f1} 的符號是相反的，所以落後一期的領先力量是減弱的，而且 $\alpha_{f2}+\alpha'_{f2}=0$ 的顯著水準只有 0.5%，比其他落後期別的顯著水準 0.1% 低。因此，雖然單從領先的期別來看，研究期間二的現貨領先期貨的時間從 5 分鐘變成 10 分鐘，表示金融指數現貨的價格發現功能增加，但是相關證據也顯示其領先的力量受到部分因素而減弱。

表 9 金融類股指數 ECM 之實證結果

誤差修正模型：

$$\Delta S_t = c_s + \lambda_s Z_{t-1} + \lambda'_s DZ_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha'_{si} D\Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{si} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta'_{si} D\Delta F_{t-i} + \varepsilon_{st}$$

$$\Delta F_t = c_f + \lambda_f Z_{t-1} + \lambda'_f DZ_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \alpha_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha'_{fi} D\Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta'_{fi} D\Delta F_{t-i} + \varepsilon_{ft}$$

誤差修正項： $Z_t = \ln F_t - 1.0325 \ln S_t + 0.2192$

	模型 ΔS_t		模型 ΔF_t	
$Z_{t-1}(\lambda)$	0.0040		-0.0179 ***	
$DZ_{t-1}(\lambda')$	0.0046		0.0062	
落後項	$\Delta S_{t-i}(\alpha_s)$	$\Delta F_{t-i}(\beta_s)$	$\Delta S_{t-i}(\alpha_f)$	$\Delta F_{t-i}(\beta_f)$
t-1	-0.0987 ***	0.2566 ***	0.1934 ***	-0.1255 ***
t-2	-0.1632 ***	0.0935 ***	0.0001	-0.0825 ***
t-3	-0.0394	0.0466	0.0355	-0.0263
t-4	0.0011	0.0199	0.0055	0.0188
虛擬變數	$D\Delta S_{t-i}(\alpha'_s)$	$D\Delta F_{t-i}(\beta'_s)$	$D\Delta S_{t-i}(\alpha'_f)$	$D\Delta F_{t-i}(\beta'_f)$
t-1	-0.0671	0.1623 ***	-0.0644	0.0185
t-2	-0.0039	0.0307	0.0639	-0.0511
t-3	-0.0052	-0.0442	0.0209	-0.0557
t-4	-0.0300	0.0100	0.0053	-0.0171
	係數檢定	F 統計值	係數檢定	F 統計值
	$\lambda_s + \lambda'_s = 0$	2.8575	$\lambda_f + \lambda'_f = 0$	5.0614
	$\beta_{s1} + \beta'_{s1} = 0$	279.3142 ***	$\alpha_{f1} + \alpha'_{f1} = 0$	32.0810 ***
	$\beta_{s2} + \beta'_{s2} = 0$	20.5725 ***	$\alpha_{f2} + \alpha'_{f2} = 0$	7.3839 **
	$\beta_{s3} + \beta'_{s3} = 0$	0.0082	$\alpha_{f3} + \alpha'_{f3} = 0$	5.8178
	$\beta_{s4} + \beta'_{s4} = 0$	1.3739	$\alpha_{f4} + \alpha'_{f4} = 0$	0.2530
模型檢定	Ljung-Box Q(4) = 0.030		Ljung-Box Q(4) = 0.027	
	ARCH LM 檢定 = 103.03 ***		ARCH LM 檢定 = 87.04 ***	

研究期間為 91 年 8 月至 91 年 11 月時，虛擬變數 $D=0$ ；研究期間為 91 年 12 月至 92 年 3 月時，虛擬變數 $D=1$ 。樣本數為 7998。落後期別由 AIC 值決定， $AIC(4)=-19.3616$ 。

***：0.1% 顯著水準，**：0.5% 顯著水準，*：1% 顯著水準

表 10 將以上對金融類股指數的 ECM 實證分析結果進行彙整。表中結果顯示：就長期關係而言，金融類股指數期貨的領先關係有相對地增加；就

短期關係而言，雖然金融類股現貨的領先時間增加，但是力道是減弱的，而期貨的領先時間雖維持不變，但力道卻是增強的。綜合以上的長短期領先落後關係的變化分析，現有證據傾向於支持期貨的相對領先地位是增強的，這與本研究的假說預期結果是相符的。

4.2.4 誤差修正模型小結

本文研究假說所預期的實證結果為台股指數由於現貨成交量增加，期貨成交量下降，故在 91 年 12 月至 92 年 3 月期間期貨的領先地位降低；而電子類股則因為現貨成交量減少，期貨成交量增加，所以在 91 年 12 月至 92 年 3 月期間期貨的領先地位增加；金融類股雖然現貨成交量與期貨成交量都有增加，但因為期貨成交量增加的幅度大於現貨成交量，因此在 91 年 12 月至 92 年 3 月期間期貨的領先地位增加。將此假說預期結果與實證結果相比較之後，除了台股指數與金融指數的短期關係的領先地位變動情形略顯模糊之外，這三種指數期貨與現貨系統的綜合判斷結果都與假說預期相符合。因此 ECM 模型的研究結果驗證了本研究假說：「標的現貨的交易活動會影響到期貨的領先地位，當標的現貨的交易活動越頻繁則期貨的領先地位會降低，反之則期貨領先地位增加。」

表 10 金融指數之 ECM 實證結果推論

	長期關係	短期關係
研究期間一	現貨領先期貨	期貨領先現貨 10 分鐘 現貨領先期貨 5 分鐘
研究期間二	無顯著領先情形	期貨領先現貨 10 分鐘且力道增加 現貨領先期貨 10 分鐘但落後一期力道減少
綜合判斷結果 與假說預期比較		期貨領先地位增加 符合

4.3 EGARCH 模型實證結果

因為 β'_{sf} 與 β'_{fs} 和對應的 β_{sf} 與 β_{fs} 的符號均相同，所以兩者的波動性外溢現象都有被強化的情形。 $\beta_{sf} + \beta'_{sf} = 0$ 以及 $\beta_{fs} + \beta'_{fs} = 0$ 的係數檢定均為顯著，顯示在研究期間二，期貨與現貨仍然存在雙向的資訊傳遞現象。所以在台股指數系統中，並未出現明顯的期貨領先地位的變動。

在電子類股指數的模型中， β_{sf} 為 0.0338 且達到 0.1% 的顯著水準，代表在研究期間一的期貨到現貨的波動性外溢效果是顯著的； β_{fs} 為 0.0178 並未顯著異於 0，因此在第一段的研究期間中，僅存在單向的期貨到現貨的波動性

外溢效果。代表研究期間二的波動性外溢效果變化的 β'_{sf} 以及 β'_{fs} 分別為 0.1838 以及 -0.023，但僅有 β'_{sf} 達到 0.1% 的顯著水準，這代表研究期間二的波動性外溢現象僅有期貨到現貨產生顯著的改變。特別是 β'_{sf} 與 β_{sf} 的符號是相同的，代表期貨的波動性外溢效果是顯著增加的，而 β'_{fs} 與 β_{fs} 的符號是相反的，所以即使 β'_{fs} 與 β_{fs} 均達顯著水準，現貨到期貨的資訊傳遞功能也會被減弱。 $\beta_{sf} + \beta'_{sf} = 0$ 以及 $\beta_{fs} + \beta'_{fs} = 0$ 的係數檢定結果顯示：在研究期間二中，仍然僅存在期貨到現貨的單向資訊傳遞現象。雖然兩個研究期間的波動性外溢現象都是由期貨到現貨，不過因為代表期貨到現貨的波動性外溢效果變化的 β'_{sf} 是顯著的，所以在電子股指數系統中，期貨領先地位是有顯著地增加。

在金融類股指數的模型中， β_{sf} 為 0.1979 且達到顯著水準，代表在研究期間一的期貨到現貨的波動性外溢效果是顯著的； β_{fs} 為 -0.0764 也達到 0.1% 的顯著水準，所以研究期間一的現貨到期貨的波動性外溢效果也是存在的。因此在第一段的研究期間中，金融類股指數期貨與現貨間存在雙向的波動性外溢效果。代表研究期間二的波動性外溢效果變化的 β'_{sf} 以及 β'_{fs} 分別為 -0.0418 以及 0.0878，均達 0.1% 的顯著水準，這代表研究期間二的波動性外溢現象有顯著的改變。不過相較台股指數與電子類股指數系統的 β'_{sf} 與 β'_{fs} 和對應的 β_{sf} 與 β_{fs} 係數符號變動情形，金融類股指數系統則出現不同的情形。 β'_{sf} 與 β_{sf} 的符號是相反的，代表期貨的波動性外溢效果顯著降低，而 β'_{fs} 與 β_{fs} 的符號是相反的，代表現貨到期貨的資訊傳遞功能也是顯著降低的。雖然現貨與期貨的雙向波動性外溢效果都降低了，但是 $\beta_{sf} + \beta'_{sf} = 0$ 以及 $\beta_{fs} + \beta'_{fs} = 0$ 的係數檢定結果清楚地顯示：在研究期間二中，期貨到現貨的波動性外溢效果仍達 0.1% 的顯著水準，但是現貨到期貨的效果卻僅達到 1% 的顯著水準，所以現貨到期貨的波動性外溢效果降低了。根據以上的分析可知：因為現貨到期貨波動性外溢效果相對降低，因此期貨相對的資訊傳遞功能是增加的。

表 12 彙整根據 EGRACH 模型估計參數所推論的期貨相對領先地位的結果。台股指數系統的兩個研究期間均存在雙向的波動性外溢效果，而且外溢效果在兩研究期間均增強，所以期貨領先地位並未出現假說所預期的明顯變動，這可能是因為現貨與期貨相對交易活動的改變並未大到足以改變其波動性外溢關係。電子類股指數系統中，僅存在期貨到現貨的外溢現象，而且研究期間二的外溢效果顯著地增強，所以期貨領先地位增加。至於在金融類股指數系統中，兩者都存在雙向的波動性外溢效果，而且在研究期間二的效果都降低，但是第二個研究期間的現貨到期貨的波動性外溢現象顯著水準從 0.1% 下降到 1%，因此金融類股期貨的相對領先地位是增加的。

表 11 EGARCH 模型分析結果

EGARCH 模型：

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix} | \Omega_{t-1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix} | \Omega_{t-1} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, H_t \right] \quad H_t = \begin{bmatrix} \text{Var}(\varepsilon_{st} | \Omega_{t-1}) & \text{Cov}(\varepsilon_{st} \varepsilon_{ft} | \Omega_{t-1}) \\ \text{Cov}(\varepsilon_{st} \varepsilon_{ft} | \Omega_{t-1}) & \text{Var}(\varepsilon_{ft} | \Omega_{t-1}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{st} & h_{sft} \\ h_{sft} & h_{ft} \end{bmatrix}$$

$$\ln(h_{st}) = \alpha_s + \beta_{ss} G(\eta_{st-1}) + \beta'_{ss} DG(\eta_{st-1}) + \beta_{sf} G(\eta_{ft-1}) + \beta'_{sf} DG(\eta_{ft-1}) + \gamma_s \ln(h_{st-1})$$

$$\ln(h_{ft}) = \alpha_f + \beta_{fs} G(\eta_{st-1}) + \beta'_{fs} DG(\eta_{st-1}) + \beta_{ff} G(\eta_{ft-1}) + \beta'_{ff} DG(\eta_{ft-1}) + \gamma_f \ln(h_{ft-1})$$

$$G(\eta_{st}) = (|\eta_{st}| - E|\eta_{st}|) + \lambda_s \eta_{st}$$

$$G(\eta_{ft}) = (|\eta_{ft}| - E|\eta_{ft}|) + \lambda_f \eta_{ft}$$

$$\eta_{it} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sqrt{h_{it}}} \sim N(0,1), \quad i=s \text{ 或 } f$$

$$h_{sft} = \rho \sqrt{h_{st} h_{ft}}$$

參數	台股指數	電子類股	金融類股
α_s	-3.8694 ***	-3.9969 ***	-1.4487 ***
α_f	-0.7820 ***	-1.7537 ***	-0.4228 ***
β_{ss}	0.2749 ***	0.2949 ***	-0.1457 ***
β'_{ss}	-0.2948 ***	-0.1140 ***	0.2254 ***
β_{sf}	0.0648 ***	0.0338 ***	0.1979 ***
β'_{sf}	0.3324 ***	0.1838 ***	-0.0418 ***
β_{fs}	-0.0228 ***	0.0178	-0.0764 ***
β'_{fs}	-0.0891 ***	-0.0230	0.0878 ***
β_{ff}	0.1410 ***	0.1551 ***	0.1933 ***
β'_{ff}	0.1078 ***	0.0691 ***	-0.0052
γ_s	0.6788 ***	0.6991 ***	0.8805 ***
γ_f	0.9336 ***	0.8653 ***	0.9641
λ_s	0.1811 ***	-0.0684 ***	-0.5367 ***
λ_f	-0.0306	-0.1296 ***	0.0183
假設檢定(χ^2 值)			
$\beta_{sf} + \beta'_{sf} = 0$	726.8430 ***	203.9606 ***	822.1304 ***
$\beta_{fs} + \beta'_{fs} = 0$	193.7158 ***	0.5053	7.8298 *
ARCH LM 檢定			
現貨方程式	0.5242	0.0026	0.3038
期貨方程式	0.8704	0.0183	7.4821

1. ε_{st} 與 ε_{ft} 為 ECM 模型之殘差， $\ln(\cdot)$ 為對數函數， $E|\eta_{st}|$ 為 η_{st} 絕對值的期望值， Ω_{t-1} 是在時間 $t-1$ 的資訊集合。研究期間為 91/8 至 91/11 時 $D=0$ ，91/12 至 92/3 時 $D=1$ 。

2. 利用 RATS 程式估計時，設定樣本數為 7982。

***：0.1%顯著水準，**：0.5%顯著水準，*：1%顯著水準

表 12 波動性外溢效果之實證結果彙整

	台股指數	電子股指數	金融股指數
研究期間一	雙向效果	期貨到現貨	雙向效果
研究期間二	仍為雙向效果 但效果降低	仍為期貨到現貨 但效果增加	仍為雙向效果 但現貨到期貨效果下降
期貨領先地位	無明顯變動	增加	增加
與假說比較	未證實假說之預期	符合	符合

5. 結論

學者認為流動性是使期貨扮演主要價格發現功能的原因之一，過去文獻的實證結果也顯示期貨交易量增加時，期貨的價格領先地位會增加。本研究將研究焦點放在現貨的交易活動之中，嘗試探討現貨交易量改變時是否可能導致期貨價格發現功能的改變。本研究的假說為：「標的現貨的交易活動會影響到期貨的領先地位，當標的現貨的交易活動越頻繁則期貨的領先地位會降低，反之則期貨領先地位增加」。

本研究的研究期間為 91 年 8 月到 92 年 3 月共計 8 個月的時間，並將其分為兩個子研究期間：91 年 8 月到 91 年 11 月以及 91 年 12 月到 92 年 3 月。之所以選用這樣的研究期間，是因為該時間內的台灣期貨市場中的台股指數期貨、電子類股指數期貨、以及金融類股指數期貨與其相對應的指數現貨間的成交量相對變化情形，可供進行實證研究以驗證本研究假說。在兩個研究期間內，台股指數的現貨成交量增加期貨成交量下降，電子類股的現貨成交量減少期貨成交量增加，金融類股雖然現貨成交量與期貨成交量都有增加，但期貨成交量增加的幅度大於現貨成交量。如果本研究假說成立的話，預期在 91 年 12 月至 92 年 3 月的研究期間中，台股指數期貨領先地位會降低，電子股指數期貨領先地位會增加，而金融股指數期貨領先地位也會增加。

本研究結合雙變量 ECM 以及 EGARCH 模型來分析期貨與現貨的價格發現功能與波動性外溢效果，以探討標的現貨交易活動對期貨領先地位的影響。研究樣本為台股指數、電子股指數及金融指數股等三種現貨與期貨，並以每五分鐘之日內成交資料進行實證研究。表 13 彙整了 ECM 與 EGARCH 模型結果與假說預期的對照。

ECM 模型的結果顯示：

- (1) 台股指數期貨在長期均衡關係的領先地位降低，在短期關係上期貨與現貨的價格發現功能則均有下降的現象，此結果顯示期貨領先地位降低，與假

說預期符合。

- (2) 電子股指數期貨在長期均衡關係的領先地位增加，在短期關係的領先地位也增加，此結果顯示期貨領先地位增加，與假說預期符合。

金融股指數期貨在長期均衡關係的領先地位增加，短期的相對領先地位略受影響，但整體而言期貨領先地位仍增加，與假說預期相符。

EGARCH 模型的結果則為：

- (1) 台股指數期貨與現貨的雙向波動性外溢效果均降低，所以期貨領先地位無明顯變動，故實證結果未支持假說之預期。
- (2) 電子股系統在兩研究子期間都僅存在期貨到現貨的單向波動性外溢效果，且第二研究期間的效果增強，所以期貨領先地位增加，與假說預期符合。
- (3) 金融股系統在兩研究期間都存在雙向的外溢性，不過第二研究期間的現貨到期貨的外溢效果減弱，所以期貨領先地位增加，與假說預期相符。

綜合以上的分析與結論，本研究的實證結果顯示，不論是使用 ECM 模型或是 EGARCH 模型，在台股指數、電子類指數股及金融類股指數方面，大都驗證了本文研究假說之預期實證結果：因為相對交易活動的改變，所以台股指數期貨的領先地位會增加，而電子期貨與金融期貨的領先地位會增加。此結果支持了標的現貨的交易活動會影響到期貨的領先地位，若標的現貨的交易活動越頻繁則期貨的領先地位會降低，反之則期貨領先地位增加。

表 13 ECM 與 EGARCH 模型結果彙整

	台股指數	電子類股指數	金融類股指數
ECM 結果	期貨領先地位降低	期貨領先地位增加	期貨領先地位增加
與假說預期比較	支持假說	支持假說	支持假說
EGARCH 結果	無明顯變動	期貨領先地位增加	期貨領先地位增加
與假說預期比較	未證實假說之預期	支持假說	支持假說

在一個完美市場中，期貨與現貨應該要能同時反應資訊的發生，領先落後關係也就不應該存在；但因為現實交易環境存在市場摩擦，無成本套利行為並不存在，因此部份金融商品價格得以較快反映市場資訊，一般均認為期貨市場扮演較重要的價格發現功能。本文的實證結果顯示標的現貨的交易活動越頻繁，其價格發現功能會增強。此結論在實務上的意涵為，當一個金融商品有更多投資人參與時，該商品的價格可以更快地反映市場訊息。近年來台灣市場漸行開放，證券主管當局放寬多項限制措施，例如降低外資投資限制以及台灣 50 指數成分股在平盤以下可融券放空等，都可吸引更多投資人進行投資。當交易行為更熱絡，價格更能即時反應資訊，該價格因而可更貼近其真實的市場價值，此結論也提供了開放措施的正面支持證據。

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, 第九卷第三期, 1-27 頁。
- 謝文良 (民 91), 「價格發現、資訊傳遞、與市場整合---台股期貨市場之研究」, 財務金融學刊, 第十卷第三期, 1-31 頁。
- 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*, 15(4), 457-488.
- Bera, A. K. and Higgins M. L. (1993), "ARCH Models: Properties, Estimation and Testing," *Journal of Economic Surveys*, 7, 305-362.
- Berndt, E. K., Hall, H. B., Hall, R. E., and Hausman, J. A. (1974), "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, 4, 653-666.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-328.
- Bollerslev, T. (1987), "A conditionally Heteroscedastic Time Series Model for Speculative Pprices and Rates of Return," *Review of Economics and Statistics*, 69(3), 542-547
- Booth, G. G., So, R. W., and Tse, Y. (1999), "Price Discovery in the German Equity Index Derivatives Markets," *The Journal of Futures Markets*, 19(6), 619-643.
- Chan, K. (1992), "A Further Analysis of the Lead-lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market," *Review of Financial Studies*, 5(1), 123-152.
- Choudhry, T. (1996), "Stock Market Volatility and the Crash of 1987: Evidence from Six Emerging Markets," *Journal of International Money and Finance*, 15(6), 969-981.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with A Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Diamond, D. W. and Verrecchia, R. E. (1987), "Constraints on Short-Selling and Asset Price Adjustment to Private Information," *Journal of Financial Economics*, 18(2), 277-311.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Condition Heteroscedasticity with Estimates of The Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55(2), 251-276.

- Engle, R. F., Ito, T., and Lin, W. L. (1990), "Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-daily Volatility in the Foreign Exchange Market," *Econometrica*, 58(3), 525-542.
- Fleming, J., Ostdiek, B., and Whaley, R. E. (1996), "Trading Costs and the Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures, and Option Markets," *The Journal of Futures Markets*, 16(4), 353-387.
- Frino, A., Walter, T., and West A. (2000), "The Lead-Lag Relationship between Equities and Stock Index Futures Markets around Information Releases," *The Journal of Futures Markets*, 20(5), 467-487.
- Iihara, Y., Kato, K., and Tokunaga, T. (1996), "Intraday Return Dynamics between The Cash and The Futures Markets in Japan," *The Journal of Futures Markets*, 16(2), 147-162.
- Kawaller, I. G., Koch, P. D., and Koch, T. W. (1987), "The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P Index," *Journal of Finance*, 42(5), 1309-1329.
- Nelson, C. R. and Plosser, C. I. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Roope, M. and Zurbrugg, R. (2002), "The Intra-day Price Discovery Process between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange," *The Journal of Futures Markets*, 22(3), 219-240.
- Stephan, J. A. and Whaley, R. E. (1990), "Intraday Price Changes and Trading Volume Relations in the Stock and Stock Option Markets," *Journal of Finance*, 45(1), 191-220.
- Stoll, H. R. and Whaley, R. E. (1990), "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(4), 441-468.
- Subrahmanyam, A. (1991), "A Theory of Trading in Stock Index Futures," *Review of Financial Studies*, 4(1), 17-51.
- Shyy, G., Vijayraghavan, V., and Scott-Quinn, B. (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(4), 405-420.
- Tse, Y. (1999), "Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, 19(8), 911-930.