中華管理評論國際學報
Web Journal of Chinese Management Review

2011 年 11 月第十四卷四期 • Vol. 14, No. 4, November 2011

台灣加權股價指數與電子股分類指數高階動差之傳遞性研究

黃寶玉　倪衍森

http://cmr.ba.ouhk.edu.hk

台灣加權股價指數與電子股分類指數高階動差之傳遞性研究

黃寶玉　倪衍森

摘要

低階動差之一階報酬率與二階波動性之傳遞性研究廣為學者所探討，然而高階動差之三階偏態係數與四階峰態係數鮮少出現在過去文獻中。雖然吾等不能證明偏態係數與峰態係數之重要性，但其應代表著某項資訊。而本研究乃是萃取台灣證券市場每週之各階動差之資訊，來探討台灣加權股價指數與台灣電子股分類指數之高階動差偏態係數與峰態係數，及低階動差報酬與波動性之動態關係，藉由探討過去文獻上較少著墨之偏態係數 (其可為不對稱性 (Asymmetry) 的代理變數) 與峰態係數 (其可為非常態性 (Abnormality) 的代理變數) 來瞭解台灣資本市場各階動差間之傳遞性研究。此外由於1997年金融風暴襲捲亞洲，而今金融海嘯襲捲全球，是以本文乃採用此段資料，或許有助於投資人對風暴前後期間資本市場資訊傳遞有進一步的瞭解，而本文有以下的研究發現：其一乃是各種動差都無法影響報酬及偏態，此似乎可以說明著台灣資本市場對資訊的反應相當迅速；其二為電子股分類指數的報酬變動時，其代表非常態性的峰態係數也會受其影響，此似可說明金融海嘯會造成非常態性的變動，進而影響台股的動盪，而且以電子股為甚。

關鍵字：動差、偏態係數、峰態係數

黃寶玉　淡江大學管理科學研究所
倪衍森　淡江大學管理科學研究所

壹、前言

由於區域經濟的快速發展與資本市場資金流動的速度增加，使得各國股票市場之互動日益密切，逐漸形成相依整合的全球性市場，台灣股市的規模相較於國際股市屬於淺碟型的市場，且參與者多為散戶投資人，這個特性使得台灣股市經常呈現暴漲暴跌的不穩定特質，自從 1987 美國股市大崩盤後，全球股市的連動性即日益增加；1997 年從泰國開始的亞洲金融風暴，引起各國股、匯市相繼滑落的連鎖效應；2007 年美國次級房貸市場所造成的鉅大信用損失，更引發 2008 年全球的金融海嘯，造成各國股市應聲倒地。台灣股市受到資訊傳遞之影響，通常會與國際股市呈現一致地走勢，也使得台灣股市與國際股市的連動性更形密切，從台灣股市在歷次金融風暴中亦皆受重創無法倖免可以窺知。

過去相關文獻多著重在資本市場的整合或連動性的探討，其分析層次也大都在總體經濟因素或一階報酬率，以及二階的波動性對股市的衝擊為主要的研究範疇，例如探討國際股市波動性傳遞效應 (Theodossiou & Lee, 1993；Liu et al., 1996；Darbar & Deb, 1997；Fraser & Oyefeso, 2005；Yang et al., 2006) 或國際股市與台灣股市之資訊及波動性傳遞效應 (賴怡洵, 2000；黎明淵等人, 2003；胡光華、蔡美華, 2004)，卻甚少研究探討跨國股市間高階動差之關聯性。

然而除了報酬與波動性外，高階動差其實隱含著不同面向的風險意涵，文獻指出財務金融市場之高頻率資料，其資產報酬多呈現不對稱分佈的偏態現象 (Theodossiou, 1998；Peiro, 1999；Harvey & Siddique, 1999；Campbell et al., 2001；Wang et al., 2001；Wang & Fawson, 2001；Baele et al., 2007；Campbell & Kraussl, 2007)。一般而言，投資人對於左偏型態的資產報酬較為保留，因其產生負向報酬的機會要大於正向報酬的可能，是以會要求較高的預期報酬，以提高目前投入市場的動機；特別是對於受制於放空限制的共同基金經理人而言，右偏分佈的資產報酬可能更具有吸引力，因為具右偏型態的市場，存在較大正向報酬的可能，故投資人有較大的獲利信心。

此外相關研究亦指出財務金融市場資料普遍存在顯著峰態特性 (Boothe & Glassman, 1987；Loretan & Phillips, 1994；Campbell et al., 2001)，其代表價格變動分佈在尾巴兩端機率較常態分佈為高的現象。顯著峰態特性隱含市場發生大幅價格變動機率的大小，可視為變異數之變異程度；其發生可能導因於資產價格受外在訊息衝擊、投機客攻擊或投資者對訊息的過度反應等，導致市場出現

大幅度變動的可能性增加，而使分佈產生厚長尾的特徵，因此峰態對於投資者的資產配置及風險分散策略亦具有重要參考價值。

Sengupta & Zheng (1997) 探討市場報酬的偏態係數與股市報酬的關係，即指出共同基金報酬的三階偏態係數會受到 S&P500 指數的影響，也會受到本身波動性的影響。Chunhachinda et al. (1997) 研究國際股價指數發現，若將偏態係數加入投資者的投資組合決策，會改變最適的投資組合結構。王凱立、林嘉慧 (2003) 評估不同風險型態動差特性對於預期報酬的影響，指出股票市場偏態及峰態特性會受到外在訊息影響而隨時間改變，高階動差風險訊息對價格變動具有顯著影響；並指出偏態特性對價格呈現高度解釋效力，認為波動不對稱特性可能來自於偏態特性的欠缺考量，同時也証實了分佈假設對於波動行為探討的重要性。Campbell & Kraussl (2007) 亦實證發現資產並不完全呈常態分配，並明確指出投資人不應只考慮投資報酬與風險的波動程度。上述文獻說明高階動差對於投資者定價及決策模式具有重要的參考價值。

由於資訊傳遞效應與落後效果的探討，有助於投資決策的參考 (如過去的資訊有助於瞭解下一期指數的變動)，或是瞭解投資行為 (如某指數的變動會影響另一指數的分配更往左偏或右偏，此可以說明投資者對某類訊息是否會過度反應)；因此探討高階動差之傳遞效應，將有助於瞭解市場的不對稱性及非常態性是否會對股市造成衝擊，是以研究此課題有其重要性，而且這方面的研究在相關文獻上的著墨並不多。

本文以 1995 年 1 月至 1998 年 12 月之間的週資料，探討台灣電子股分類指數與加權股價指數報酬率的高階動差，三階偏態係數及四階峰態係數，與低階動差之一階報酬率及二階波動間短期的動態關係，藉由引進非常態以及資訊不對稱的觀念，以探究指數與指數之間各種市場行為的關聯性，此外由於 1997 年亞洲金融風暴襲捲亞洲，而今金融海嘯襲捲全球，是以本文乃採用此段資料，或許有助於投資人對風暴前後期間資本市場資訊傳遞的瞭解。

經由本文實證研究發現，台灣電子股分類指數與台灣加權股價指數均呈現隨機漫步的走勢，而在 Granger 的因果關係中，當台灣加權股價指數劇烈波動時，其投資在台灣加權股價指數的報酬率也會跟隨者起伏，然而這應該只是短期的現象，表示有可能快速獲取超額利潤，但亦可能在短時間內遭受大量的損失。此外台灣加權股價指數的報酬率會影響台灣電子股分類指數的波動性，並且亦

會影響台灣加權股價指數的風險大小，此結果有異於股價波動影響股價報酬的一般論點，亦即否定了二階變數對一階變數的單向因果關係。

再者本文發現台灣電子股分類指數之四階峰態係數，會影響台灣加權股價指數的三階偏態係數，此結果說明了台灣電子股分類指數資訊的傳遞之非常態性，會對台灣加權股價指數的投資行為[1]造成影響。此外台灣電子股分類指數的風險大小會影響本身的四階峰態變化，同時台灣加權股價指數的報酬率也會影響台灣電子股分類指數的四階峰態，說明台灣電子股分類指數之非常態性會受到台灣加權股價指數報酬的牽引，本文的研究結果應有助於投資者做決策時的考量。

此外本研究下列章節的鋪陳如下：第二部份為文獻探討，第三部份為股票市場的各種行為，第四部份為研究設計，第五部份則為實證結果分析，最後則為結論。

[1] 某指數的資訊變動會影響另一指數的偏態的改變，如資料的分配更往左偏或右偏，此可以說明投資者對某類訊息是否會有所反應，甚至是過度反應。

貳、文獻探討

在各市場間連動性呈現逐漸增長的情況下，高度跨國股市連動性現象已有增無減，黎明淵等人（2003）指出在貿易自由化進展快速、企業愈加國際化、全球指標意義的總體變數異動、共用模型之增強效果及資本市場藩籬漸次消失等五個因素影響下，國際間的連動性日趨增強。有許多學者從各國股市報酬間具有相關性的觀點作探討，例如 Eun & Shim (1989) 採用股價指數日報酬，運用向量自我迴歸模型，研究歐、美、亞洲等九國主要股票市場之國際互動關係，並且探討國際傳導現象之強弱、效率及其是否具領導市場的存在，研究發現各國股市與美國股市存在明顯互動，且美國股市為國際傳導現象的主要影響來源；亦即美國股市的變動可以迅速傳遞至國外，進而引起其他股市的連動，但其他國家股市的變動無法解釋美國股市變動的原因。

Theodossiou & Lee (1993) 則以 GRANCH-M 模型來探討美國、日本、加拿大、德國、英國等國間股市之互動關係與報酬外溢效果；結果指出在報酬外溢效果上，美國對加拿大、德國的報酬具有外溢效果，而日本對德國亦有之；在波動性外溢效果方面，美國對其他四國皆具波動性外溢效果。此外 Lin, et al. (1994) 針對 1988 年到 1993 年的股票市場國際傳導之現象，進行報酬與報酬變異數之探討，研究發現股票價格與變異數的相關性是由美國傳遞至其他股市；並且指出股價的波動性會隨時間而改變，而且全球主要市場的股價變動呈現高度的相關性，至於股價變動和變異性的外溢效果只存在於全球股市之間。Darbar & Deb (1997) 則是利用多元 GRACH 模型檢驗四個主要資本市場國家，即美國、英國、加拿大及日本股市的連動現象，結果指出日本和美國存在顯著暫時性報酬相關性，但卻不存在長期穩定的相關性；報酬之間的相關性通常不太會隨著時間改變，因此就分散投資組合風險的觀點而言，跨國投資具有潛在的獲利價值。

在以金融風暴為中心點，探討崩盤前後各國股市之間的相依結構方面，Liu, et al. (1996) 使用向量自我迴歸模型、Granger 因果關係檢定、衝擊反應分析及預測誤差等方法，以美國、日本、香港、新加坡、台灣、泰國等六地股市為樣本，研究自 1985 年 1 月至 1990 年 12 月之崩盤前後，各地股市之間的相依結構及傳遞機制，結果指出崩盤前各股市間沒有顯著的因果關係，然而崩盤後各股市間的交互影響顯著增加，而且各地股市間相依程度增強，台灣與其他股市之間的相關性則最低；此外由預測誤變異數分解發現，崩盤前多數股市的外生性高，而崩盤後香港、新加坡、泰國股市的變動由其他股市解釋的比例顯著地提高；台

灣及泰國對其他股市的解釋力則偏低，此結果說明台灣與泰國屬於市場追隨者，而且台灣股市之封閉性較其他五地為高。

Yang et al. (2006) 則研究美國、德國以及四個東歐新興市場股市的長期價格關係與價格傳遞過程，並以 1998 俄羅斯金融風暴為分界點，觀察其前後的變化；採用 Rolling Generalized VAR 模型、預測誤差分解與衝擊反應，結果發現俄羅斯金融風暴後，各國間之長期價格關係與價格傳遞相當緊密；此說明歐洲區域內與全球市場關聯性，在金融風暴後與日俱增，即一國市場更容易受到其他市場之影響，並且指出各國股市的整合現象會隨著時間變化而有不同。

在探討台灣股市與各地股市之資訊傳遞及波動性研究方面，賴怡洵 (2000) 採用 GARCH 模式探討美國、日本、香港、台灣四地股市之資訊傳遞及波動性傳遞問題。研究發現美國股市落後一期的報酬對於其他三地股市當期報酬皆具有正向顯著的影響，並指出台灣股市除了受到本身前期影響外，還受到其他市場影響；而大型資本市場受其本身之前報酬波動性的影響，會較小型資本市場要來得小。黎明淵等人 (2003) 則應用 SWARCH 模型，估計美國道瓊與東京日經指數週報酬的波動性，劃分該兩類指數報酬在各時點分屬的波動狀態，建構美國、日本股市與亞洲四小龍股市連動模型，藉以分析在美國、日本股市分處相異的高、低波動狀態下，國際股市連動性之特質。研究結果發現，當股市屬巨幅振盪時，尤其是美、日同處於巨幅振盪下，股市之連動性可能會最強。

胡光華、蔡美華 (2004) 研究美國科技類分類指數與台灣電子類指數之報酬率的 Granger 因果關係，比較兩階段因果關係是否有顯著地改變，結果指出美國電子設備分類指數報酬率對台灣電子類指數報酬率之因果關係有升高的現象，美國設備半導體分類指數報酬率對台灣電子類指數報酬率之因果關係，仍然呈現顯著的現象，美國電子半導體分類指數報酬率對台灣電子類指數報酬率之因果關係，仍然呈現顯著的因果關係。

從上述文獻可知大部分的學者對股市的探討，大都偏重在一階的報酬率與二階的波動性，對於高階動差則很少作進一步的研究。然而Campbell et al. (2001) 利用經驗分配證明資產並非大多數呈現常態分配，而是呈現偏態與峰態。王凱立、林嘉慧 (2003) 評估不同風險型態動差特性對預期報酬的影響，研究指出股票市場偏態及峰態特性會受到外在訊息影響而隨時間改變；而且高階動差風險訊息對價格變動具顯著影響，說明完整描述高階動差特性的重要性；其衡量市場上

漲下跌傾向的偏態特性，對價格呈現高度解釋效力；並指出波動不對稱特性可能來自於偏態特性的欠缺考量，也証實了分佈假設對於波動行為探討的重要性。

鄭婉秀等人 (2006) 指出股票報酬普遍具有厚尾的特性，並且運用厚尾分配之跳躍模型，探討現貨、期貨及產業指數之波動性。實證結果發現，以厚尾分配進行估計是恰當的，尤其針對厚尾情形較顯著之期貨及相關產業股價指數報酬率而言，單以常態跳躍模型估計並不足以描述其波動行為。Campbell & Kraussl (2007) 研究九個國際市場近 34 年之報酬率，從全球角度探討有關投資人國際權益分配的下方風險，結果指出由於較大的下方風險，投資人可能會作全球性考量，而非僅在本國投資，其模型提供了另一種本國偏向迷思的觀點，此外指出資產不完全呈常態分配，並表示投資人不應只考慮投資報酬與風險的波動程度。

Sengupta & Zheng (1997) 觀察美國共同基金與S&P500的條件報酬序列，使用ARCH模型研究市場報酬的偏態係數與股市報酬的關係，實證發現偏態的繼續存在，可提供股市報酬有價值的觀點，例如、共同基金的偏態係數會受到S&P500指數的影響，也會受到本身的波動性影響。另外，Chunhachinda et al. (1997) 研究國際股價指數的月資料及週資料，探討偏態係數與投資組合的關聯性，利用多項式目標函數規劃的方法，結果指出十四個主要股價指數的報酬率都不是常態分配，同時也證實了若把偏態係數加入投資者的投資組合決策，會改變最適的投資組合結構。Peiro (1999) 探討偏態係數在金融資產報酬上的關係，利用八種股價指數與三項即期匯率探討日報酬的對稱性，結果發現大部分股市的報酬皆無法拒絕市場是不對稱的假設，易言之，除了少數國家的報酬是符合資訊的對稱性外，多數的市場都是資訊不對稱的型態。

此外Zilca (2004) 利用高階偏好解釋本國偏向的可能性，將國內資產報酬的分配分為正偏與負偏，解釋投資人在面臨資產報酬分配為正偏的情況之下，進行風險分散的同時，不但降低投資風險，也有可能降低偏態；在此情況下會降低投資人進行風險分散的意願，因而形成與傳統理論所預期的資產最適權重大不相同的情況。綜合上述可知，探討高階動差可萃取出更充分的市場資訊，此將有助於瞭解市場的不對稱性及非常態性對於股市之影響。

參、股票市場的各種行為

一、報酬率（一階動差）

其選取方式為選取每週的星期五作為當週的週資料，若遇到假日，則依序向前遞補。其計算方式為當週的指數減去上週的指數後，再除以上週的指數，當作報酬率。

$$R_{i,t} = \frac{WI_{i,t} - WI_{i,t-1}}{WI_{i,t}} \tag{1}$$

其中 $WI_{i,,t}$：第 i 種股價指數第 t 期的週資料，i =1,2

$R_{i,t}$：第 i 種股價指數第 t 期的週報酬

二、變異數（風險或波動性，二階動差）

(一) 其選取方式係利用研究期間的日報酬資料，以七天為一區間，從 1995/1/1 開始，計算各區間內的變異數，得到 207 筆資料作為研究的資料。

$$V_{i,t} = \mu_2 = \frac{\sum_j (R_j - \overline{R})^2}{N} \tag{2}$$

其中，R_j 代表第 j 日的報酬，$\overline{R}$ 代表一週內的平均報酬，N 代表一週內有報酬率的天數，μ_2：二級主要動差，$V_{i,t}$ 代表第 i 種股價指數第 t 期的變異數。

(二) 另一種變異數的選取方式係以原始的報酬率之 GARCH(1,1) 模型所萃取出來的條件變異數作為其檢定變數，共計 207 筆資料。

$$R_{i,t} = C + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

$$h_{i,t} = \alpha + \beta_0 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_1 h_{i,t-1} \tag{4}$$

其中，$R_{i,t}$ 代表第 i 種股價指數第 t 期的週報酬，$h_{i,t}$ 即為所求的條件變異數。

三、偏態係數（三階動差）

其選取方式係利用研究期間的日報酬資料，以七天為一區間，從 1995/1/1 開始，計算各區間內的偏態係數，得到 207 筆資料作為研究的資料。

$$S_{i,t} = \frac{\mu_3}{\sqrt{\mu_2^3}} \qquad 其中：\mu_3 = \frac{\sum_j (R_j - \overline{R})^3}{N} \tag{5}$$

其中，R_j 代表第 j 日的報酬，$\overline{R}$ 代表一週內的平均報酬，N 代表一週內有報酬率的天數，μ_3：三級主要動差，$S_{i,t}$ 代表第 i 種股價指數第 t 期的偏態 (相對偏態)；若 $S_{i,t}$ =0，對稱分配；$S_{i,t}$ >0，右偏分配；$S_{i,t}$ <0，左偏分配。

四、峰態係數（四階動差）

其選取方式係利用研究期間的日報酬資料，以七天為一區間，從 1995/1/1 開始，計算各區間內的峰態，得到 207 筆資料作為研究的資料。

$$K_{i,t} = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} \qquad 其中：\mu_4 = \frac{\sum_j (R_j - \overline{R})^4}{N} \tag{6}$$

R_j 代表第 j 日的報酬，$\overline{R}$ 代表一週內的平均報酬，N 代表一週內有報酬率的天數，μ_4：四級主要動差，$K_{i,t}$ 代表第 i 種股價指數第 t 期的峰態係數；若 $K_{i,t}$ =3，常態峰分配；$K_{i,t}$ >3，高狹峰分配；$K_{i,t}$ <3，低闊峰分配。

肆、研究設計

一、資料蒐集

(一) 資料來源：本研究所採用的資料為台灣電子股分類指數，以及台灣加權股價指數。其資料取得來自教育部經濟統計資料庫(AREMOS)。

(二) 研究期間：本研究的研究期間乃是採用 1995 年至 1998 年的日資料，採用過去資料之原因，乃是探討此段橫跨 1997 年亞洲金融風暴期間之前後資料來分析，或許可作為瞭解金融海嘯其間各類資訊傳遞的重要參考。

(三) 資料型態：週資料，共計 207 筆資料。

以下為台灣電子股分類指數及台灣加權股價指數的日資料與週資料的各項敘述統計的結果。

表1 原始指數的各項統計結果（週資料）

變數	N	平均數	標準差	最小值	最大值	偏態	峰態
台灣電子股分類指數	207	164.31	84.53	71.81	368.49	0.61	-1.03
台灣加權股價指數	207	6920.25	1401.90	4551.89	10020.55	0.17	-0.84

表2 原始指數的各項統計結果（日資料）

變數	N	平均數	標準差	最小值	最大值	偏態	峰態
台灣電子股分類指數	1129	163.46	83.97	66.32	371.11	0.61	-1.03
台灣加權股價指數	1129	6909.83	1404.70	4503.37	10116.84	0.19	-0.86

二、研究方法

(一) 單根檢定

主要是檢測時間數列是否穩定 (stationary) 的測試，由於本研究所使用的資料，都是屬於時間數列的資料，故在進行分析前，都須先對此時間數列進行穩定測試，再利用計量模型進行估計和預測，如此所獲致之結果才會有意義。假若數列本身呈現不恆定 (non-stationary)，則可以利用適當的轉換程序使數列成為恆定狀態。

本研究採用 Dickey and Fuller (1979) 所建議之 Augment Dickey Fuller (簡稱 ADF) 之單根檢定法，加以檢定各資本市場的時間數列是否恆定。所謂 ADF 單根檢定法之模式如下：

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{7}$$

(7)式中 ε_t 為白噪音過程 (white noise)，Y_t 為股價的 log 值，P 為落後的期數 (lag)。又從 ADF 檢定中我們知道若 Y_t 為非恆定，則 $\beta_1=0$，反之若 $\beta_1\neq0$，則 Y_t 為恆定的過程，此外在進行檢定時，先決定最適落後期數 P 後，若無法拒絕 $\beta_1=0$ 則表示該數列存在單根，即該數列呈非恆定性，故應先經過差分轉換處理而後再進行單根檢定，直到數列呈恆定狀態為止。如此，方可繼續進行以下之 VAR 檢定。

(二) VAR 模型之 Granger 因果關係檢定

檢定時先以 Akaike 和 Schwarz 的方法來選擇最佳的落後期數。

$$AIC = \log|\Sigma| + \left(\frac{2}{T}\right)d \tag{8}$$

$$SIC = \log|\Sigma| + \left(\frac{\log T}{T}\right)d \tag{9}$$

其中，Σ 是估計的共變異數矩陣，T 是樣本大小，d 是估計的樣本數目，然後選擇最小的 SIC 與 AIC 值當作最佳的落後期數。

本研究主要是以 VAR 模型來檢定台灣加權股價指數與電子股分類指數，並進行各群組間動態關係及資訊傳導效果之研究。VAR 檢定能有系統且循序漸進地檢驗兩兩變數間所有動態關係之假設檢定，而能避免一般兩變數因果關係之檢定時，如 Granger 因果關係檢定，對兩變數單向關係假設的限制，所產生之不必要的偏誤。以下便簡要介紹 VAR 檢定之方法及其過程。以 2*2 兩變數模型來說，其模型如下：

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{k} \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \tag{10}$$

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{k} \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \tag{11}$$

上述中 k 為落後期數，若以 (10)式而言，其虛無假設為：H_0:$\alpha_1=\alpha_2=\ldots=0$，若檢定出來的 F 值大於臨界值，則拒絕虛無假設，也就是說 Y 會影響 X。同樣地若

(11)式中，一樣拒絕虛無假設，則我們可以說 X 會影響 Y；若上述關係都成立，則 X 與 Y 存在著雙向的關係；若只有其中一種關係成立，則 X 與 Y 有著單向的關係。本研究係利用 Granger 的因果關係檢定探討台灣加權指數與台灣電子股分類指數的各階動差間的關聯性。

(三) GARCH 模型

本文發現一些財務資料，時常是大的波動糾結在一起，小的波動亦糾結在一起，也就是每一時點的的變異數，稱為條件變異數 (conditional variance) 不是固定的而是跟著時間在改變，其中本文採用的為 GARCH(p, q) 模型，求出各指數變動率的條件變異數，用來衡量其波動性，再檢定波動性的傳導效果，而本文乃是用 GARCH 模型萃取波動性的變數，並以代表波動性的二階動差做比較。

伍、實證結果分析

本文將針對台灣電子股分類指數與台灣加權股價指數 VAR 模型的實證結果分析，表 3 為本文股票市場之各種行為變數與變數代號的對照一覽表。

表3 變數代號所代表的變數名稱

變數代號	變數名稱
R1	台灣電子股分類指數之報酬率
R2	台灣加權股價指數之報酬率
CV1	台灣電子股分類指數之條件變異數
CV2	台灣加權股價指數之條件變異數
V1	台灣電子股分類指數之變異數
V2	台灣加權股價指數之變異數
S1	台灣電子股分類指數之偏態係數
S2	台灣加權股價指數之偏態係數
K1	台灣電子股分類指數之峰態係數
K2	台灣加權股價指數之峰態係數

一、單根檢定與最適落後期數的選擇

首先我們必須先對於原始的時間數列進行單根檢定 (ADF檢定)。從表4中可知，在原始水準下，台灣電子股分類指數與台灣加權股價指數皆無法拒絕單根的檢定，但是經過一階的差分後，則符合序列恆定的需求。接著，我們將以2*2的VAR模型進行實證，利用Akaike或Schwarz檢定之最小值來決定各組變數的最適落後期數，從表5中可知，不管二階變數的選取方式是條件變異數或變異數，最適落後期數都是落後一期。

表4 台灣之單根檢定（ADF檢定）

	變數	截距	臨界值1%	臨界值5%	臨界值10%	ADF（P）
原始水準	台灣電子股分類指數	NO	-2.5756	-1.9412	-1.6165	1.0579
		Yes	-3.4634	-2.8756	-2.5742	-0.7409
	台灣加權股價指數	NO	-2.5756	-1.9412	-1.6165	0.0036
		Yes	-3.4634	-2.8756	-2.5742	-1.0984
經過一階差分	台灣電子股分類指數	NO	-2.5756	-1.9412	-1.6165	-9.0646***
		Yes	-3.4636	-2.8757	-2.5742	-9.1348***
	台灣加權股價指數	NO	-2.5756	-1.9412	-1.6165	-9.5519***
		Yes	-3.4636	-2.8757	-2.5742	-9.5287***

表5 VAR模型下之落後期數選擇

變數	lag	AIC	SBC	變數	lag	AIC	SBC
R1 R2	1	-2758.403*	-2738.076*	R2 CV1	1	-4670.649*	-4650.682*
	2	-2739.173	-2705.943		2	-4646.753	-4613.523
R1 CV1	1	-4441.992*	-4422.025*	R2 V1	1	-4600.436*	-4580.469*
	2	-4422.766	-4389.536		2	-4581.851	-4548.621
R1 V1	1	-4368.981*	-4349.014*	R2 CV2	1	-4863.973*	-4844.006*
	2	-4361.305	-4328.075		2	-4840.322	-4807.092
R1 CV2	1	-4632.051*	-4612.084*	R2 V2	1	-4848.656*	-4828.689*
	2	-4612.082	-4578.852		2	-4821.004	-4787.774
R1 V2	1	-4622.515*	-4602.548*	R2 S1	1	-1456.481*	-1436.514*
	2	-4598.255	-4555.025		2	-1448.220	-1414.990
R1 S1	1	-1230.510*	-1210.543*	R2 S2	1	-1476.691*	-1456.724*
	2	-1223.798	-1190.668		2	-1467.943	-1434.713
R1 S2	1	-1244.541*	-1224.574*	R2 K1	1	-1125.072*	-1105.104*
	2	-1237.635	-1204.405		2	-1112.728	-1079.498
R1 K1	1	-896.331*	-876.364*	R2 K2	1	-1170.721*	-1150.754*
	2	-887.024	-853.794		2	-1162.615	-1129.385
R1 K2	1	-941.869*	-921.902*				
	2	-935.970	-902.740				

說明：*表示最適落後期數。R1：台灣電子股分類指數之報酬率，R2：台灣加權股價指數之報酬率，CV1：台灣電子股分類指數之條件變異數，CV2：台灣加權股價指數之條件變異數，V1：台灣電子股分類指數之變異數，V2：台灣加權股價指數之變異數，S1：台灣電子股分類指數之偏態係數，S2：台灣加權股價指數之偏態係數，K1：台灣電子股分類指數之峰態係數，K2：台灣加權股價指數之峰態係數。

二、Granger因果關係檢定

為便於瞭解各階動差的相互關聯性，我們將個別探討台灣電子股分類指數與台灣加權指數的各階動差是否會影響本身的一階報酬、二階波動、三階偏態及四階峰態等。首先，我們將探討影響一階報酬的因素。

(一) 探討台灣加權股價指數與台灣電子股分類指數的各種行為是否會影響報酬

從表6及表7中Granger因果關係之檢定結果可知，所有的變數都無法影響R1及R2，也就是說台灣電子股分類指數與台灣加權股價指數的各階動差，都不能影響台灣電子股分類指數與台灣加權股價指數的報酬率，報酬的各種市場行為與報酬本身沒有顯著的單向因果相關，亦即投資人不能利用過去的資訊來獲取超額的利潤。

表6 Granger因果關係[2]

變數	R1	R2	CV1	CV2	S1	S2	K1	K2
R1		0.0104	0.0010	0.1929	2.0350	0.4469	0.0246	0.0796
		0.0104	0.0010	0.1929	2.0350	0.4469	0.0246	0.0796
R2	0.0002		0.1876	0.0438	0.0083	0.2529	0.8463	0.0002
	0.0002		0.1876	0.0438	0.0083	0.2529	0.8463	0.0002

說明：*、**、***分別表示檢定結果達到10%、5%、1%之顯著水準，表中之值為F統計量。R1：台灣電子股分類指數之報酬率，R2：台灣加權股價指數之報酬率，CV1：台灣電子股分類指數之條件變異數，CV2：台灣加權股價指數之條件變異數，S1：台灣電子股分類指數之偏態係數，S2：台灣加權股價指數之偏態係數，K1：台灣電子股分類指數之峰態係數，K2：台灣加權股價指數之峰態係數。

表7 Granger因果關係

變數	R1	R2	V1	V2	S1	S2	K1	K2
R1		0.0104	0.1054	0.4614	2.0350	0.4469	0.0246	0.0796
		0.0104	0.1054	0.4614	2.0350	0.4469	0.0246	0.0796
R2	0.0002		0.0391	2.7005	0.0083	0.2529	0.8463	0.0002
	0.0002		0.0391	2.7005	0.0083	0.2529	0.8463	0.0002

說明：*、**、***分別表示檢定結果達到10%、5%、1%之顯著水準，表中之值為F統計量。R1：台灣電子股分類指數之報酬率，R2：台灣加權股價指數之報酬率，V1：台灣電子股分類指數之變異數，V2：台灣加權股價指數之變異數，S1：台灣電子股分類指數之偏態係數，S2：台灣加權股價指數之偏態係數，K1：台灣電子股分類指數之峰態係數，K2：台灣加權股價指數之峰態係數。

(二) 探討台灣加權股價指數與台灣電子股分類指數是否會影響風險大小

從表8中的F值可知，台灣電子股分類指數之報酬率會影響台灣加權股價指數之條件變異數、台灣加權股價指數之報酬率會影響台灣加權股價指數之條件變異數，以及台灣電子股分類指數之峰態係數會影響台灣加權股價指數之條件變異數。

另外，從表9中的F值可知，台灣電子股分類指數之報酬率會影響變異數、台灣電子股分類指數之報酬率會影響台灣加權股價指數之變異數、台灣加權股價指數之報酬率會影響台灣電子股分類指數變異數、台灣加權股價指數之報酬率會影響其變異數；同時我們也可以得到台灣加權股價指數之偏態係數會影響台灣電子股分類指數之變異數、台灣電子股分類指數之峰態係數會影響其變異數，以及台灣電子股分類指數之峰態係數會影響台灣加權股價指數之變異數。

而不論風險的選取是萃取的條件變異數或報酬率的變異數，均得到下列相同的

[2] 本研究採用的 Johansen 共整合檢定，而且本文有共整合的現象並不多，而且對這些時間數列採用考量共整合之誤差修正模型後，發覺其結果與 VAR 模型並無差異。

結果：

1. 台灣電子股分類指數之一階報酬率會影響台灣加權股價指數之二階風險大小。

2. 台灣加權股價指數之一階報酬率會影響台灣加權股價指數之二階風險大小。

3. 台灣電子股分類指數之四階峰態係數會影響台灣加權股價指數之二階風險大小。

由上述的結果可知，台灣加權股價指數報酬的波動性會受到本身指數報酬的影響，並且也會受到電子股報酬的牽連，這可能是因為電子股在台灣股市中佔了將近七成交量的緣故，當電子業的景氣變壞或發生特殊事故，而影響產業的獲利時，整個大盤也會連到受到波及，例如、1999年921大地震；此外大盤的峰態係數，由於其本身非常態性的緣故也會影響大盤報酬的波動效果。

表8 Granger因果關係

變數	R1	R2	CV1	CV2	S1	S2	K1	K2
CV1	0.0813	0.6102		1.2928	0.7587	0.2102	2.3064	0.8066
	0.0813	0.6102		1.2928	0.7587	0.2102	2.3064	0.8066
CV2	4.6356**	6.7542**	0.5570		1.0585	1.4454	4.2598**	1.5643
	4.6356**	6.7542**	0.5570		1.0585	1.4454	4.2598**	1.5643

說明：*、**、***分別表示檢定結果達到10%、5%、1%之顯著水準，表中之值為F統計量。R1：台灣電子股分類指數之報酬率，R2：台灣加權股價指數之報酬率，CV1：台灣電子股分類指數之條件變異數，CV2：台灣加權股價指數之條件變異數，S1：台灣電子股分類指數之偏態係數，S2：台灣加權股價指數之偏態係數，K1：台灣電子股分類指數之峰態係數，K2：台灣加權股價指數之峰態係數。

表9 Granger因果關係

變數	R1	R2	V1	V2	S1	S2	K1	K2
V1	3.8356*	10.021***		0.0583	0.5519	3.4208*	10.162***	0.8306
	3.8356*	10.021***		0.0583	0.5519	3.4208*	10.162***	0.8306
V2	9.5704***	12.831***	1.2825		0.0020	2.1904	4.4661**	0.7311
	9.5704***	12.831***	1.2825		0.0020	2.1904	4.4661**	0.7311

說明：*、**、***分別表示檢定結果達到10%、5%、1%之顯著水準，表中之值為F統計量。R1：台灣電子股分類指數之報酬率，R2：台灣加權股價指數之報酬率，V1：台灣電子股分類指數之變異數，V2：台灣加權股價指數之變異數，S1：台灣電子股分類指數之偏態係數，S2：台灣加權股價指數之偏態係數，K1：台灣電子股分類指數之峰態係數，K2：台灣加權股價指數之峰態係數。

(三) 探討台灣加權股價指數與台灣電子股分類指數是否會影響偏態係數

在檢定是否有變數會影響報酬的偏態係數時，從表10與表11中的F值得知，台灣電子股分類指數與台灣加權股價指數的各階行為都無法影響三階的偏態係數。由此可知大盤與電子股指數的報酬、風險及峰態係數都無法影響台灣加權指數資訊傳遞的對稱性，其可能成因為財金資料的分配常呈現不對稱分佈的偏態現象 (Peiro, 1999；Harvey & Siddique, 1999；Theodossiou, 1998；Wang et al., 2001；Wang & Fawson, 2001)[3]；此外可能是資訊傳遞相當迅速，會將資訊立即反應在股價上，因而有此不顯著的結果。

表10 Granger因果關係

變數	R1	R2	CV1	CV2	S1	S2	K1	K2
S1	0.5713	0.0280	0.6681	0.7091		0.0907	0.2103	0.3016
	0.5713	0.0280	0.66810	0.7091		0.0907	0.0054	0.1057
S2	0.2117	0.4466	0.0261	0.6891	1.2695		1.2736	1.3652
	0.2117	0.4466	0.0261	0.6891	1.2695		0.6143	1.2352

說明：*、**、***分別表示檢定結果達到10%、5%、1%之顯著水準，表中之值為F統計量。R1：台灣電子股分類指數之報酬率，R2：台灣加權股價指數之報酬率，CV1：台灣電子股分類指數之條件變異數，CV2：台灣加權股價指數之條件變異數，S1：台灣電子股分類指數之偏態係數，S2：台灣加權股價指數之偏態係數，K1：台灣電子股分類指數之峰態係數，K2：台灣加權股價指數之峰態係數。

表11 Granger因果關係

變數	R1	R2	V1	V2	S1	S2	K1	K2
S1	0.5713	0.0280	0.3127	0.7580		0.0907	0.2103	0.3016
	0.5713	0.0280	0.3127	0.7580		0.0907	0.0054	0.1057
S2	0.2117	0.4466	0.0120	0.1070	1.2695		1.2736	1.3652
	0.2117	0.4466	0.0120	0.1070	1.2695		0.6143	1.2352

說明：*、**、***分別表示檢定結果達到10%、5%、1%之顯著水準，表中之值為F統計量。R1：台灣電子股分類指數之報酬率，R2：台灣加權股價指數之報酬率，V1：台灣電子股分類指數之變異數，V2：台灣加權股價指數之變異數，S1：台灣電子股分類指數之偏態係數，S2：台灣加權股價指數之偏態係數，K1：台灣電子股分類指數之峰態係數，K2：台灣加權股價指數之峰態係數。

(四)探討台灣加權股價指數與台灣電子股分類指數是否會影響峰態係數

從表12中可知，台灣電子股分類指數之條件變異數會影響台灣電子股分類指數之峰態係數，此外亦可得台灣加權股價指數之峰態係數會影響台灣電子股分類指數之峰態。接著，從表13中可以得知，台灣電子股分類指數之變異數會影響

[3] 由於資本市場的特質，常常花長時間上漲的空間，在短期內就將上漲的幅度跌光；此外就台股而言，漲跌停板情況也相當常見，所以其有厚尾現象與比較可能向左偏移情況產生。

台灣電子類分類指數之峰態，以及台灣加權股價指數之變異數會影響台灣電子股分類指數之峰態。經由實證，我們可以得到上述變數對報酬率的四階動差峰態具有單向的因果相關。

從上述的敘述可知，不論二階風險的選取是以萃取條件變異數或以報酬的變異數作為標的，都可以得到台灣電子股指數報酬率的波動性會影響其峰態係數，亦即報酬的二階波動對報酬率的峰態係數而言，具有單向的因果相關。

表12 Granger因果關係

變數	R1	R2	CV1	CV2	S1	S2	K1	K2
K1	0.0204	0.2166	6.6490**	1.9414	0.6712	1.3520		0.3914
	0.0204	0.2166	6.6490**	1.9414	0.8440	0.0120		2.0398*
K2	0.0184	0.8188	0.0105	0.0384	0.5349	1.0716	0.0504	
	0.0184	0.8188	0.0105	0.0384	0.1384	1.2208	1.6055	

說明：*、**、***分別表示檢定結果達到10%、5%、1%之顯著水準，表中之值為F統計量。R1：台灣電子股分類指數之報酬率，R2：台灣加權股價指數之報酬率，CV1：台灣電子股分類指數之條件變異數，CV2：台灣加權股價指數之條件變異數，S1：台灣電子股分類指數之偏態係數，S2：台灣加權股價指數之偏態係數，K1：台灣電子股分類指數之峰態係數，K2：台灣加權股價指數之峰態係數。

表13 Granger因果關係

變數	R1	R2	V1	V2	S1	S2	K1	K2
K1	0.0204	0.2166	6.7550**	5.9149**	0.6712	1.3520		0.3914
	0.0204	0.2166	6.7550**	5.9149**	0.8440	0.0120		2.0398*
K2	0.0184	0.8188	0.0486	0.3425	0.5349	1.0716	0.0504	
	0.0184	0.8188	0.0486	0.3425	0.1384	1.2208	1.6055	

說明：*、**、***分別表示檢定結果達到10%、5%、1%之顯著水準，表中之值為F統計量。R1：台灣電子股分類指數之報酬率，R2：台灣加權股價指數之報酬率，V1：台灣電子股分類指數之變異數，V2：台灣加權股價指數之變異數，S1：台灣電子股分類指數之偏態係數，S2：台灣加權股價指數之偏態係數，K1：台灣電子股分類指數之峰態係數，K2：台灣加權股價指數之峰態係數。

陸、結論

由於1997年亞洲金融風暴襲捲亞洲，而今金融海嘯襲捲全球，是以本文乃採用過去1997年亞洲金融風暴前後的資料來分析的台灣電子股分類指數與台灣加權股價指數的日資料及週資料，利用單根檢定、落後期檢定與VAR模型來進行實證分析，來瞭解台灣股票市場之間各種行為的關聯性，並希望可以從中得出台灣股票市場的動態關係。本文獲致重要發現如下：

首先，台灣電子股分類指數與台灣加權股價指數的各階行為都不能影響本身的一階報酬率及三階偏態係數。也就是說，台灣電子股分類指數與台灣加權股價指數的各階動差，與報酬及偏態本身無法顯示明顯的 Granger 單向因果相關。易言之，就股票市場的各種動差都無法影響報酬而論，此實證結果驗證了台灣市場符合弱式市場效率性，然而就股票市場的各種動差都無法影響偏態而言，其可能成因為其一如上所述亦為符合弱勢的市場效率性，其二為此各階動差的變動其實影響某類投資可能甚微，如某指數的變動的資訊會影響另一指數分配更往左偏或右偏，此亦可以推論大眾投資人對某類消息的反應是否會撼動某類投資行為的改變。

其次是台灣電子股分類指數之報酬率會影響台灣加權股價指數之風險，台灣加權股價指數之報酬率會影響本身之風險，上述結果說明台灣電子股分類指數報酬率對台灣加權股價指數波動性具有單向的因果關係，相關文獻亦支持低階動差如報酬風險間會互為影響，是以在金融風暴期間有如此實證結果亦相當合理。

最後就台灣電子股分類指數的二階波動對台灣電子股分類指數的四階峰態而言，具有單向的 Granger 因果相關，此代表了當台灣電子股分類指數的二階波動性改變時，台灣電子股分類指數的峰態係數會呈同向的變動。此結果亦有其合理性，峰度代表資料的分配情形是較離散的低闊峰或是較聚集的高狹峰，而由於在金融風暴時期，其實股價波動 (二階動差) 會比較劇烈，所以很容易造成股價的資料分配更為離散，而很可能使資料的分配由高狹峰變成低闊峰 (四階動差) 的現象產生。就這方面的實證發現，是過去文獻較少著墨的部分，是以此為本研究對此類研究課題的開拓之處。

本文也提供具體的實務意涵，其中台灣加權股價指數的一階報酬率對其本身的二階波動也具有單向的因果相關，此為報酬影響波動性，有異於波動性 (風險) 會影響報酬的論點。這可能是由於台灣高科技產業對股市有極大影響力的關

係，當台灣的電子產業遭受衝擊或獲利衰退時，都會連帶地牽連整體股市的波動。

此外台灣電子股分類指數的峰態係數變動時，台灣加權股價指數的波動性會以相同的方向變動，亦即台灣電子股分類指數的峰態會影響加權股價指數的波動性，電子股分類指數的報酬變動時，台灣加權股價指數之峰態也會受其同向影響。亞洲金融風暴之非常態性之峰態係數會影響資本市場的動盪，此似乎可說明金融海嘯之非常態性亦會造成市場之動盪，而且以電子類股為甚。

本研究是以Granger因果相關方法，觀察兩種指數間的各階動差，來研究各階動差間的關係，希望藉此能提供一些有效的股票市場資訊給投資大眾，本篇研究之前因較少人探討股價報酬的高階動差 (不對稱及非常態性) 與低階動差 (報酬率及波動性) 之因果關係，因此希望藉本研究來揭開對較少為人探討之高階動差對股票市場影響的面紗。

參考文獻

王凱立、林嘉慧 (2003)，〈條件高階動差於財務金融市場上之應用：台灣股市實證分析〉，《財務金融學刊》，第十一卷，第二期，1-41。

胡光華、蔡美華 (2004)，〈看美股操作台股可行？－台灣電子指數與美國科技指數日報酬率因果關係之探討〉，《貨幣觀測與信用評等期刊》，第四十七期，88-96。

黎明淵、林修葳、郭憲章、楊聲勇(2003)，〈美、日股市巨幅波動下的股市連動效果－美國、日本與亞洲四小龍股市實證結果〉，《證券市場發展季刊》，第五十七期，117-145。

賴怡洵 (2000)，〈美、日、港、台股價資訊傳遞多元GARCH模式之研究〉，《證券櫃檯月刊》，第五十二期，1-19。

鄭婉秀、鄭美愛、鄒易凭、紀慧君 (2006)，〈原油現貨、期貨與相關產業指數之波動性探討－厚尾跳躍模型之應用〉，《商管科技季刊》，第九卷，第一期，31-50。

Baele, L., Pungulescu, C., & Ter Horst, J. (2007). Model uncertainty, financial market integration and the home bias puzzle. *Journal of International Money and Finance*, *26*(4), 606–630.

Boothe, P., & Glassman, D. (1987). The statistical distribution of exchange rates: Empirical evidence and economic implications. *Journal of International Economics*, *22*(3-4), 297–319.

Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk. *Journal of Finance*, *56*(1), 1–43.

Campbell, R. A., & Kraussl, R. (2007). Revisiting the home bias puzzle: downside equity risk. *Journal of International Money and Finance*, *26*(7), 1239–1260.

Chunhachinda, P., Dandapani, K., Hamid, S., & Prakash, A. J. (1997). Portfolio selection and skewness: evidence from international stock markets. *Journal of Banking and Finance*, *21*(2), 143–167.

Darbar, S. M., & Deb, P. (1997). Co-movements in international equity markets. *Journal of Financial Research*, *20*(3), 305–323.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, *74*(366), 427–431.

Eun, C. S., & Shim, S. (1989). International transmission of stock market movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *24*(2), 241–256.

Fraser, P., & Oyefeso, O. (2005). US, UK and European stock market integration. *Journal of Business Finance and Accounting*, *32*(1&2), 161–181.

Harvey, C. R., & Siddique, A. (1999). Autoregressive conditional skewness. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, *34*(4), 465–487.

Lin, W. L., Engle, R. F., & Ito, T. (1994). Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility. *Review of Financial Studies*, *7*(3), 507–538.

Liu, Y. A., Pan, M. S., & Shieh, J. C. P. (1996). International transmission of stock price movements: evidence from the U.S. and five Asian-Pacific markets. *Journal of Multinational Management*, 6, 81-94.

Loretan, M., & Phillips, P. C. B. (1994). Testing the covariance stationarity of heavy-tailed time series: an overview of the theory with applications to several financial datasets. *Journal of Empirical Finance*, *1*(2), 211–248.

Peiro, A. (1999). Skewness in financial returns. *Journal of Banking and Finance*, *23*(6), 847–862.

Sengupta, J. K., & Zheng, Y. (1997). Estimating skewness persistence in market returns. *Applies Financial Economics*, *7*(5), 549–558.

Theodossiou, P., & Lee, U. (1993). Mean and volatility spillovers across major national stock markets: further empirical evidence. *Journal of financial Research*, *16*(4), 337–350.

Theodossiou, P. (1998). Financial data and the skewed generalized T distribution. *Management Science*, *44*(12), 1650–1661.

Wang, K. L., & Fawson, C. (2001). Modeling Asian stock returns with a more general parametric GARCH specification. *Journal of Financial Studies*, *9*(3), 21–52.

Wang, K. L., Fawson, C., Barrett, C. B., & McDonald, J. B. (2001). A flexible parametric GARCH model with an application to exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, *16*(4), 521–536.

Yang, J., Hsiao, C., Li, Q., & Wang, Z. (2006). The emerging market crisis and stock market linkages: further evidence. *Journal of Applied Econometrics*, *21*(6), 727–744.

Zilca, S. (2004). *Asymmetric diversification incentives in a world with positive and negative third-moment assets: a theoretical exposition.* Mimeo.