# 第一章　　緒論

## 第一節　研究背景

國際經濟體系愈來愈趨向複雜，持有資產的不確定性也隨之增加，投資者為了避免或減少因為過大的資產報酬波動而造成非預期損失，對能有效規避風險的金融投資工具產生了需求。期貨具備高度流動性、融通功能的保證金制度及公正的中介機構等優點，使其產品種類與交易量日益擴大，提供了金融資產持有者良好的避險管道。

期貨合約的發展起源於十八世紀，商人們為了要規避商品的價格風險，而產生的一種遠期商品交易。在一七八〇年，利物浦棉花商人為了規避棉花市價變動的風險，設計了一種遠期交貨合約，買賣雙方依此合約，同意在未來，當棉花收成時，買方再給付金額價差，同時賣方交付約定的貨品數量。遠期合約的發展，隨著整個自由市場經濟體系的運作，在一八六〇年代發展出期貨合約。

期貨交易在一九七〇年代發生突破性的轉變，由於國際間主要工業國家之金融管制逐漸放寬，加上全球的金融投資事業迅速成長，金融期貨在一九七二年，首次由芝加哥商品交易所（Chicago Mercamtile Exchangge）成功的推出之後，金融期貨交易市場愈來愈發達，成為今日期貨交易市場的主流。

股價指數期貨於一九八二年二月二十四日在坎薩斯市率先交易，它是以價值線指數（Value Line Index）做為交易的標的物。二個月後，芝加哥商品交易所也推出了 S&P500 指數期貨契約。股價指數期貨深受投資機構和投資者的喜愛，成交金額快速增加，英國、澳洲、加拿大、香港、新加坡、日本都相繼導入股價指

數期貨，股價指數期貨成為各國證券市場蓬勃發展的熱門商品，因此，股期指數期貨在資本市場的發展中佔有重要的地位。股價指數期貨的交易也對全世界的證券金融市場產生相當大的衝擊與影響，因為投機客在現貨市場和期貨市場之間的運作，使得股票價值無法反映其真實的價值，也因此，股價指數期貨被認為是造成 1987 年的黑色星期一的原因。但是，有很多研究指出當有重大事件發生時，期貨市場都能先行反應，而現貨市場反而是在之後才反應出來。

為達到資金的多樣化運用，並且有效規避證券市場系統性風險的目的，股價指數期交易是可使用的金融投資工具之一。依據資本資產定價模式（Capital Asset Pricing Model；CAPM）的理論，投資者只能根據所負擔的市場風險獲取補償，因為非系統風險會隨著多元化的投資而獲得消除。就一個投資組合而言，表達市場風險的程度是指隨著整個市場波動的程度，又稱為“β”。當投資者看漲時，則可提高所持有的投資組合系統風險係數β；反之，當投資者看跌時，則可降低所持有的投資組合系統風險係數β。為了規避風險，可以運用股價指數期貨來運作達成：當預期市場未來是多頭市場，則加碼買進股價指數期貨，為了提高β而借錢投資；當預期市場未來是空頭市場，則減碼持有股價指數期貨，為了降低β而將資金貸出。

一九九五年五月中旬，美國芝加哥商品交易(Chicago Mercantile Exchange；CME)，向美國期貨交易管理委員會提出申請台灣 100 種股價指數期貨合約上市，配合我國一九九七年推出本土之股價指數期貨。國內期貨交易所在「期貨交易法」通過立法後正式成立運作。在國內最主要的期貨合約，是台灣證交所加權指數期貨。

此外，由於台灣股市的發展迅速，成交量及波動性相當大，因此國外投資人亦相當注意台灣股市。新加坡國際金融交易所(簡稱 SIMEX)看好台灣股市對於

衍生性金融商品的需求，在民國八十六年一月九日和摩根史坦利公司合作，推出摩根台股期貨及選擇權。

近年來，由於政府一方面因應國內投資管道多元化及股市投資避險功能的國際需要，將衍生性金融商品引進國內，另一方面積極地使國內金融市場朝向國際化、自由化發展，而促使國內金融市場在規模及制度方面的加速進展。經過數年來的立法催生，於八十六年九月九日成立台灣期貨交易所，並於八十七年五月二十八日由立法院三讀通過「期貨交易稅條例」後，國內台灣期貨交易所(簡稱TAIFEX)於民國八十七年七月二十一日正式推出「台灣加權股價指數期貨」，將台灣的資本市場帶入期貨新紀元。

## 第二節　研究動機

股價指數期貨之功能有：

一、沖銷避險：股價指數期貨交易的最重要目的就是降低股市價格波動之風險。為了使現貨市場現在或未來擁有的資產組合能減低其價格變動造成的損失，將現貨市場和期貨市場處於相反部位(Position)，希望未來在現貨市場的損失能與期貨市場的利益相互沖銷，達到避險的作用。

二、投機：期貨市場中若只有避險者進行交易，會造成市場參與人數過少，市場缺乏活絡性，而喪失避險功能，所以，投機者的加入會使市場運作更具效率。

三、價格發現(Price discovery)：就是預測價格的功能，期貨市場的價格是由眾多市場參與者對未來價格預測所作成的交易行為之結果，因此其所形成的價格為提供將來價格資訊的最有效來源。

四、套利：股價指數期貨與現貨市場必須維持一定的關係。依持有成本理論(Cost of carry)，期貨理論價格應等於現貨價格與持有指數期貨至期貨契約到期日成本之和，當期貨理論價格高估或低估時，提供市場絕佳的套利機會，也為投資者願意承擔風險程度內，提供了獲利的管道。

五、增加市場流通性：指數期貨交易的保證金，遠低於現貨市場辦理融資自備款之保證金，所以會增加期貨市場的流通性。

根據一九九三年國際證券交易所聯會調查有關股價指數期貨市場與股票現貨市場之間關係的研究報告，顯示股票現貨市場受到股價指數期貨的不良影響有：

一、交易移轉：股價指數期貨上市交易初期，部份交易量會由股票現貨市場移轉至指數期貨市場。

二、市場間波動的傳送：股價指數期貨價格的波動，透過指數套利或其他管道，會迅速影響股票現貨市場。

三、機械式交易的影響：可能因為「機械式交易」，尤其是要由現貨及期貨市場價差中獲利之指數套利，而使投資人產生不良的印象，甚至因為股價波動脫離公司基本面，而使投資人脫離股票現貨市場。

四、不公平交易操作的可能性：當股價指數期貨交易的標的指數，是採算術平均式計算者，其發生操縱的可能性比採發行量加權平均指數來得高。自營商會搶先在客戶之前下單（frontrunning），也就是自營商得知客戶將在某一市場進行交易後，即搶在另一市場以自身帳戶先交易。

可見股價指數期貨市場和現貨市場是相互關連及交互影響的，在前人所做的實證研究中，都是以股價指數期貨上市對現貨報酬率的影響為主要研究的目的，很少探討到股價指數期貨上市對現貨成交量的影響，所以，本研究在探討台灣加權股價指數期貨和摩根台股期貨上市對台股現貨的影響時，也分別就股價指數期貨上市對台股現貨報酬率和對台股現貨日成交量變動率的影響作探討。

一九九七年諾貝爾經濟獎得主莫頓米勒（Merton Miller）認為期貨是二十世紀最偉大的金融創新，因為期貨同時具備了投資及避險的功能，使其成為現代金融體系中不可或缺的一環。而價格波動與交易量二者之關係，更會直接影響到市場參與者所繳交之保證金及避險策略的選擇。Clark(1973)的研究認為價格波動與交易量呈現正相關。因此，價格波動與交易量二者之間的關係，事實上已成為交易者進行投資、避險或套利決策時之重要參考依據。所以，本研究除了探討股價指數上市後對台股現貨的影響之實證模型，另有加入價量關係之實證模型。

台灣目前已有台灣股價指數期貨，還有電子業股價指數期貨、金融業股價指數期貨和不久前推出的小期指，所以，未來可能會推出更多的期貨。為了因應整個大環境的改變，對股價指數期貨對現貨報酬率和交易量會所造成的波動，應有更深入的探討，來瞭解台灣推出新的指數期貨時，現貨報酬率和交易量會如何波動，藉此調整投資組合來因應市場的變化。

而我國在加入 WTO 之後，將會開放國人的投資管道，有更多的人可以藉由國外多樣化的期貨來避險。所以，在多角化期貨避險的考慮下，本研究藉著探討股價指數期貨上市對台股現貨日報酬率和日成交量變動率的影響，事先觀察股價指數期貨所造成台股現貨日報酬率和日成交量變動率的波動。

所以盼能藉著探討 SIMEX 和 TAIFEX 股價指數期貨上市後對台股現貨市場之日報酬率及日成交量變動之影響，在加入 WTO 之後或國內新的股價指數期貨上市時，能使台灣的投資人有投資參考的指標。

## 第三節　研究範圍與目的

本研究主要目的在探討摩台指期貨上市(86 年 1 月 9 日)前 250 天和上市後 500 天，和台台指期貨上市（87 年 7 月 21 日）前 250 天和上市後 500 天，台灣股票現貨市場之報酬率及成交量變動率的影響。

本研究主要探討的目的有：

一、　台台指期貨上市後對台股現貨日報酬率之影響。

二、　台台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率之影響。

三、　摩台指期貨上市後對台股現貨日報酬率之影響。

四、　摩台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率之影響。

## 第四節　研究架構

本文研究分為五章：

第一章　緒論

說明研究背景、研究動機及研究目的。

## 第二章　文獻探討

說明有關股價指數期貨上市相關文獻研究，先逐一說明每一篇文獻之研究目的、研究方法和樣本，再說明其實證結果，接著再綜合說明，最後整理成指數期貨上市後對現貨無影響、只有短期影響、造成現貨波動增加三個表。

## 第三章　研究方法

說明實證過程中所使用之研究流程、研究所使用的計量模型及研究所使用的實證模型。先對四個時間序列資料進行單根檢定，檢定其實證資料是否具有穩定性，若資料穩定，所得的結果不會產生錯誤的統計推論。再檢定資料是否具有 ARCH 效果，若沒有 ARCH 效果，則使用複迴歸模型，若有 ARCH 效果，就有變異數異質現象，則使用 GARCH 模型。

## 第四章　實證結果與分析

由所決定的實證模型而得的實證結果，來探討摩台指和台台指期貨上市後，對台股現貨日報酬率和日成交量變動率的影響。

## 第五章　結論與建議

依據實證結果整合出結論，並且提出對後續研究的建議和修改。

# 第二章　文獻探討

股價指數期貨對股票市場波動性的影響因素，有關於兩者間之領先落後關係、交易策略的進化、資訊的傳遞連結與短期的到期效果，大致已經得到明確的結論。然而，股價指數期貨建立後對於股票市場波動性的長期影響卻不明顯，因此，本文將進一步探討有關股價指數期貨對股票市場長期波動性影響的實證文獻。

Stein(1987)研究當導入證券衍生商品後，對現貨價格波動的影響。Stein 發現有二個主要可能因素。一為因衍生商品提供了更多投資與避險的管道，有助於分散風險及穩定現貨價格。二為其有槓桿作用，投資人行動趨於一致或行為不依常理時，將使現貨價格波動影響更大。Stein 認為第二種因素影響較大，因為整體看來其影響是負面，由於新投機者介入後，減低期貨價格對現有交易者研判現貨股價的參考性，可能會造成股價較不穩定及對股價有不良影響。

Edwards(1988a)研究 S&P500 股價指數期貨與 Value Line 股價指數期貨對上市前後兩指數日報酬之變異數比較。S&P 500 股價指數期貨(1982 年 4 月 21 日上市)與 Value Line 股價指數期貨(1982 年 2 月 24 日上市)每日收盤價為對象，以上市前(1973 年至 1982 年)及上市後(1982 至 1986 年)為期間。在股價分配為常態假設下，Edwards 使用 F 檢定，發現股價指數期貨上市並未對股市造成長期不穩定之影響，但短期確使股價波動性增加。

Edwards(1988b)進一步以各年度日報酬率的變異數做比較，發現在上市之後的四年間，變異數較上市前為低，直到 1986 年以後變異數才升高。而 1986 年底以後的波動性，在其他沒有期貨交易的市場及債券市場中也顯著變大，因此

不能將股票價格波動性變大的原因，認定是股價指數期貨的交易。

Aggrwal(1988)認為 Edwards 的結論可能與其樣本期間的特殊事件有關，因此他選取不同的樣本期間做進一步的研究，分為店頭市場組及指數組，運用迴歸分析。實證結果發現：

（1）股價波動性在股價指數期貨上市後，有增大的現象，不過不是單由指數期貨交易所引起的，是全面性的現象。在報酬波動性與價格波動兩方面，指數組比店頭市場組都相對減少，但在成交量波動方面則增大。

（2）在一日內資料中，股價指數期貨交易會引起股票價格的高波動性。

Grossman(1988)分析 S&P500 指數期貨其各應變數與各種期貨交易程度指標間的相關程度。針對 1987 年 1 月 2 日　1987 年 10 月 19 日 S&P500 指數每日最高價、最低價、收盤價及其期貨每日資料。Grossman 採用單因素迴歸分析，分別以各種價格波動指標、價格波動方向作為應變數。實證結果發現股市之波動性與期貨交易程度沒有顯著相關。

Hariis(1989)分析 S&P500 指數期貨，對 S&P500 樣本股票的企業和並非是 S&P500 樣本股票的企業，研究其股票波動之差異。在針對個別之β值、市場價值、交易頻率及價位水準研究後，發現股市之波動性與期貨交易程度沒有顯著相關。

Maberly(1989)研究 1982 年 4 月 20 日 S&P500 指數期貨開始交易後，對股票現貨市場之影響。收集 1963 年至 1988 年長達 26 年的 S&P500 指數期貨每日收盤價資料。Maberly 採用 F 統計方法，以 1963 年 1 月 1 日~1982 年 4 月 20 日代表期貨交易前，1982 年 4 月 21 日~1987 年 10 月 16 日代表期貨交易後，實證結果發現股票指數期貨交易後股市的波動性增加。

Domocaran(1990)研究 S&P500 股價指數期貨開交易前後，股票現貨市場之差異。並研究是否有其他因素造成此一影響。取 1982 年 4 月 21 日 S&P500 股價指數期貨上市，在上市前後五年的 1250 個交易日為樣本。S&P500 樣本股票的企業是指數組，並非是 S&P500 樣本股票的企業是非指數組。

Domocaran 以迴歸方式，求取兩組資料在上市前後超額報酬與系統風險（β值）。實證結果發現在平均報酬方面，指數組及非指數組在股價指數期貨上市後均顯著提高，且指數組上升幅度較大，兩組間的差異由上市前的不顯著變成上市後的顯著。在變異數方面，指數組在股價指數期貨上市後變異數增加，非指數組的變異數顯著降低，兩組間的差異由上市前的不顯著變成上市後的顯著。指數組在股價指數期貨市之後β值顯著增加，兩組間的差異由上市前的不顯著變成上市後的顯著，可能是股價指數期貨上市後股市交易量的大幅增加，和股價指數期貨相關的交易策略所引起的。

Bocketti and Roberts(1990)收集 1962 年 7 月~1990 年 8 月 S&P500 指數的每日及每小時股價變動和期貨交易量資料，使用迴歸分析檢定股市波動與期貨交易量的關係，實證結果發現無論是每日或每小時的股價變動，與期貨交易量的相關係數都在顯著水準 0.05 下，無法拒絕相關係數為零的虛無假設，即表示股價指數期貨的交易與股市波動並無顯著相關。

Martin and Senchack,Jr.(1991)研究 MMI 指數期貨的交易對其標的物股票價格波動影響。Martin and Senchack, Jr.收集 1980 年 1 月 2 日~1987 年 10 月 9 日的資料，以 CRSP 平均加權指數、CRSP 價值加權指數及 S&P500 指數代表市場的報酬，研究 MMI 其 20 種個別股票的系統性風險百分比在期貨交易前後的增減。Martin and Senchack, Jr 使用線性迴歸方法評估系統性風險佔總風險百分比

在期貨交易前後的改變，實證結果發現 MMI 其 20 種個別股票的系統性風險百分比，隨著期貨開始交易而顯著增加，而非指數股票個別股票系統性風險百分比則是非常穩定，故指數期貨交易確會使其標的物股票個別的價格波動增加。

Hodgson and Nigholls(1991)研究 1983 年 2 月 17 日澳洲指數期貨及 1985 年 6 月 18 日澳洲指數期貨選擇權的開始交易是否對澳洲股市的波動（以指數收盤價的變異數代表）有影響。使用 1981 年 2 月 2 日~1987 年 6 月 30 日澳洲股票交易所中近 280 種主要股票的加權指數(AOI)每週及每日的資料。實證結果發現不論是每日或每週、長期或短期、各別考慮指數期貨、指數期權是同時考慮兩者的影響，指數期貨及指數期權的交易對股市波動並沒有顯著影響。

Gerety and Mulherin(1991)針對股價日內的波動來作探討。使用 1933 年 5 月~1939 年 12 月由三十種股票所組成的道瓊工業指數每小時資料，以及 1940 年 1 月~1989 年由六十五種股票所組成的道瓊工業指數每小時資料，以每小時報酬的變異數代表股市波動的程度。實證結果顯示期貨的交易並未造成股市波動增加。

Laatsch(1991)研究 MMI 指數期貨交易對 MMI 個別股票的影響。使用 1982 年 6 月~1986 年 6 月的每日 MMI、S&P500 指數期貨交易資料，使用 Pinches, Mingo 及 Caruthers(1973)因素分析法找出兩組控制組，以 S&P500 指數的每日報酬求出的標準市場單因素迴歸模型，分別使用傳統 OLS 法及 Cohen et al(1983)調整β係數方法檢定，實證結果發現不論是絕對或是相對於控制組，都沒有證據顯示 MMI 指數期貨的交易改變了 MMI 個別股票的績效。

Lee and Ohk(1992)研究澳洲、香港、日本、英國與美國主要五個股市，比較當其股價指數期貨上市前後對股價波動性之影響。Lee and Ohk 取澳洲、香

港、日本、英國及美國股價指數期貨上市前後各 100 個、250 個及 500 個交易日之股價指數日資料為樣本．並以股價指數日報酬之變異數作為波動性，再以 SWITCHING GARCH 模型來測試股價指數期貨上市前後兩個投資組合(一為五個股市平均加權，另一為依五個股市資本化之比率加權)波動性結構變化，對兩投資組合波動性的結構研討股價指數期貨的上市是否會改變市場效率性，也就是股價指數期貨的上市是否會導致資訊流入現貨市場的速度改變。

實證結果發現在各國的波動性方面：

(1) 澳洲的股價波動性在上市前後並無顯著差異。

(2) 香港在短期(上市前後各 100 天)股價波動性下降，但長期(上市前後各 500 天)則顯著增加。

(3) 日本在短、中(上市前後各 250 天)、長期波動性增加。

(4) 英國在短、中期波動性增加，長期無顯著差異。

(5) 美國只有中期波動性增加。

(6) 股價指數期貨上市前後兩個投資組合波動性結構，發現波動性平均水準在指數期貨上市後增加，且會使得股市相對地較具效率性。

Lee and Ohk 將期貨交易的影響從這些決定股價波動的因素中獨立出來，建構國際投資組合，一為五個股市平均加權，另一為依五個股市資本化之比率加權，並假設買入持有的策略，發現無論在短、中、長期，兩個投資組合的波動性在股價指數期貨上市後都增加。

此外，Lee and Ohk 使用 SWITCHING GARCH 模型，結果發現波動性之平均水準在股價指數期貨上市後會呈現增加的現象。股價指數期貨上市後，波動性上升但波動性干擾（information packets）也很快的反應在股市中，所以，股價指數期貨上市後股市變得較有效率的。

Kamara,Miller and Siegel(1992)研究在股價指數期貨上市後，對美國 S&P500 指數報酬的影響。研究樣本為 1976 年 1 月 1 日~1988 年 12 月 31 日美國 S&P500 之日報酬、月報酬資料，先以單變量檢定取代 Edwards 的常態分配假設，再以控制總體經濟變數的條件下作多變量檢定。實證結果發現股價指數期貨上市後日報酬率波動性大於未上市之前，但月報酬的波動性則未改變。可見股價指數期交易對股價波動有影響，其效果是極小和短期的。而在控制總體經濟變數的影響下，股價波動在期貨上市後並未增加，反而下降。

Bessembinder and Seguin(1992)研究在股價指數期貨上市後，期貨市場的成交量與未平倉交易量，對美國 S&P500 指數報酬的影響。Bessembinder and Seguin 使用 ARIMA(0,1,10)方法，實證結果發現預期未平倉契約與股價波動呈反比，而未預期未平倉契約與股價波動呈正比，但不顯著。此外，移動平均項為顯著，表示長期下，期貨對股價波動的影響較顯著。而移動平均成交量與移動平均未平倉契約量估計係數為負的且顯著的，表示長期而言，期貨交易能顯著降低股票價格波動。所以，當期貨交易熱絡時，能減緩股票的波動性。

黃也白(1994)探討美國 S&P500 及道瓊工業指數、英國 FT-SE30、日經 225 指數、澳洲 AOI 指數期貨上市，對股價波動性影響。研究樣本為各指數期貨交易前後各 500 天之收盤指數，運用 VAR 模型。實證結果發現美、英、澳三國股價波動性的平均值與標準差，並未因股價指數期貨的上市而加大，而日經 225 指數在上市後股價波動性加大。

Anotonio and Holmes(1995)針對 FTSE-100 市場探討，檢視股價指數期貨對現貨市場波動的影響。Anotonio and Holmes 取 1980 年至 1991 年之每日收盤價報酬率，運用 GARCH 模型檢定。實證結果發現 FTSE-100 股價指數期貨上市後，造成股價波動性增加，期貨交易將以前市場中的訊息整合而傳遞至現貨市場

內，引起股票價格波動，期貨的引入同時也造成傳遞至現貨市場的訊息較快且較正確。

韓繡如(1995)以美國 S&P500、MMI、澳洲 AOI、日經 225 及德國 DAX 指數期貨上市前後五年之日報酬為樣本，研究結果發現期貨交易後波動性確實有顯著的增加。由 GARCH(1,1)模型發現指數期貨的交易使股市資訊流通速度加快，投資者取得的新資訊可迅速的反應在股價上，所以，期貨交易雖然會增加股市的波動，但也可以提高股市的效率。

陳業琇(1996)針對美國 S&P500 股價指數期貨與新加坡交易之日經 225 股價指數期貨市場為樣本，以大盤股價指數的波動代表股價的波動，以股價指數期貨交易量、未平倉契約量代表股價指數期貨交易情形，使用 Granger 因果檢定法、複迴歸模式檢定、Chow 檢定，研究期間分別為股價指數期貨上市交易期間及股價指數上市前後六年。實證結果發現：

（1） S&P500 股價指數期貨交易並不會影響現貨股價的波動，新加波的日經 225 股價指數期貨交易情形會影響大阪日經 225 指數現貨股價的波動。

（2）在同時考慮其他對股價波動有顯著影響的總體經濟變數時，美國 S&P500 股價指數期貨交易不會影響 S&P500。而新加坡日經 225 股價指數期貨交易對日本日經 225 股價波動具有正向的影響。

（3）以 Chow 檢定結果顯示，1982 年 4 月 21 日美國 S&P500 股價指數期貨上市前後，美國總體經濟變數變動對美國 S&P500 股價指數波動的影響關係有所改變。另外，在 1986 年 9 月新加坡開辦日經 225 指數期貨交易後，日本總體經濟變動變動對日經 225 股價指數波動的影響關係結構也有改變。

楊岡章(1996)針對美、英、日、港等四個國家或地區，引進股價指數期貨契約對現貨波動性與效率性的影響，使用 GARCH 模型和價格反應模型。實

證結果發現：

（1）美國道瓊工業平均指數的波動性，在引進指數期貨後 250 天、500 天上升，而波動在引進長期後已無明顯變化。

（2）英國 FTSE100 指數的波動在引進指數期貨後 100 天、250 天上升，在引進長期後已無明顯變化。

（3）日本 Nikkei-225 指數的波動性在引進指數期後的各期間均顯著性的上升。

（4）香港恆生指數的波動性在引進指數期貨後，其波動先有顯著下降，再顯著上升。

吳嘉欽(1996)針對美國、英國、法國、日本、澳洲與香港等六個國家或地區的股價指數，探討股價指數期貨的交易是否導致現有股票交易市場的波動性。吳嘉欽使用修正後的 Levene 統計量與 GARCH 模型，實證結果發現：

（1） 有部份的股價指數之到期效果與週末效果顯著存在。

（2） 各組樣本資料的 GARCH 效果均顯著，而股價指數期貨上市後對股價指數波動性的影響即使存在，也應只是部份的短期現象。

徐菽銘(1997)探討 SIMEX 摩根台股指數期貨上市後，對台股現貨的影響。研究期間為上市前、後各 50 天（短期)、100 天（中期）及 200 天（長期），以日報酬率之變異數代表股價之波動。徐菽銘以 F 統計量及 Levene 統計量來檢定股價指數期貨之上市效果。實證結果發現 SIMEX 摩根台股指數期貨上市後，波動性只有在中期有顯著上升的情形，而短期及長期波動性則並無明顯的改變。

Pericli and Koutmos(1997)以 1956 年到 1994 年之日報酬為樣本，探討 S&P500 股價指數期貨與選擇權上市對現貨股市波動性的影響，使用 EGARCH 模型，研究結果發現除了 1987 年 10 月的股市大崩盤的影響外，指價指數期貨

與選擇權的上市，不影響現貨股價之波動。

Antoniou, Holmes and Priestley(1998)針對英、美、瑞士、德、日與西班牙等六個國家，以六國股價指數期貨上市前、後三年之股價指數日報酬為樣本，探討探討股價指數期貨的交易是否導致現有股票交易市場的波動性。實證結果發現股價指數期貨上市後，S&P500 波動性增加，但不顯著，英、日與西班牙的現貨股價的波動性減少，但不顯著，德、瑞士的現貨股價的波動性減少，而且顯著，期貨交易也降低股市資訊不對稱的現象。

黃弘文(1998)針對香港恆生指數來探討股價指數期貨上市對指數波動性的影響，使用 GARCH(1,1)- normal 模型和 GARCH(1,1)-GED 模型。兩者的實證結果相反，香港恆生指數之日報酬之峰態係數和偏態係數差別很大，故採用 GARCH(1,1)-GED 模型所獲得之結論較為正確，所以香港恆生指數之日報酬在期貨交易後其波動是增加的。

柳如萍(1999)針對 SIMEX 摩根台股和 TAIFEX 台股指數期貨為樣本，使用 GARCH(1,1)為模型來探討股價指數期貨上市對現貨波動性的影響，實證結果發現無論在 TAIFEX 或 SIMEX 市場的股指數期貨交易，都會導致現貨報酬波動性增加，但是，只有 SIMEX 摩根台股指數期貨上市對現貨報酬波動性增加是顯著的。

田佳弘(2000)探討 SIMEX 與 TAIFEX 兩市場台股指數期貨上市是否會影響現貨股票價格之波動，並且在同時考慮其他影響股價波動的總體經濟變數下，股價指數期貨交易是否對股價波動造成影響。實證結果發現：

（1）SIMEX 與 TAIFEX 兩市場台股指數期貨之間報酬率是顯著的正向關係。

（2）以 GARCH(1,1)模型進行分析，將訊息對市場波動產生不對稱影響納入考

慮時，TAIFEX 台股指數期貨交易導致現貨報酬波動性增加，但不顯著，而且，顯著的降低台股指數波動的不對稱反應，影響資訊傳遞的方式。SIMEX 台股指數期貨顯著的增加現貨報酬波動，而不對稱反應增加但不顯著。

(3) 同時考慮其他對股價波動有顯著影響的總體經濟變數時，TAIFEX 台股指數期貨交易變動量對股價波動不具有顯著的影響，SIMEX 台股指數期貨交易對股價波動有顯著的正向影響，可見 SIMEX 台股指數期貨交易對股價波動具有正向之影響。

根據以上文獻，大致可以觀察到：一些較早期的研究，大多使用迴歸分析，認為股市之波動性與期貨交易程度沒有顯著相關。例如 Grossman(1988)、Hariis (1989)和 Bocketti and Rovert (1990)探討 S&P500 指數上市的影響，Hodgson and Nigholls (1991) 探討澳洲股票指數(AOI)上市的影響，Laatsch (1991) 探討 MMI 指數，和 PPericli and Koutmos(1997)使用 EGARCH 模型，探討 S&P500 指數，實證結果都認為發現指數期貨上市後對股市波動無影響。

也有一些研究認為指數期貨上市後對股市波動只有短期影響，使用多變量檢定或是 GARCH 模型，例如 Edwards(1988a)和 Edwards(1988b)探討 S&P500 指數和 Value Line，Kamara,Miller and Siegel(1990)探討 S&P500 指數，吳嘉欽(1998)探討美、英、法、日、澳、香港的股價指數，柳如萍(1999)使用 GARCH(1,1)，實證結果都認為指數期貨上市後對股市波動只有短期影響。

而大多數的研究都認為指數期貨上市後使股市波動增加，例如 Aggrwal(1988)探討 S&P500 and Value Line、Mavberly(1988b)和 Domocaran(1990) 探討 S&P500 指數，Martin and Senchack, Jr (1990)探討 MMI 指數，Lee and Ohk (1992)探討美、英、日、港、澳，黃也白(1994)探討美國道瓊工業、S&P500 指數、英、日、澳

指數，Anotonio and Holmes 探討 FTSE100 指數，韓繡如(1995)探討 MMI 指數、S&P500、澳、日、德指數，楊岡章(1996)探討美、英、日、港指數，徐菽銘(1997)探討 SIMEX 摩根台股指數，張金裕(1998)探討香港恆生指數，柳如萍(1999)和田佳弘(2000)探討 SIMEX 和 TAIFEX 台股指數，實證研究都認為指數期貨上市後使股市波動增加。

綜合比較以上相關研究的實證對象、研究模型與結果顯示，在研究對象方面，大部份是針對美國市場的股價指數期貨加以探討，實證結果大多是支持指數期貨上市後使股市波動增加，而研究模型方面，在之前學者大多是使用靜態的模型，近年來學者也會使用異質條件變異數來檢定其波動性，例如：Lee and Ohk (1992)、Anotonioand Holmes(1995)、楊岡章(1996)、吳嘉欽(1996)、張金裕(1998)、柳如萍(1999)和田佳弘(2000)。

本研究將指數期貨上市對現貨市場的影響之相關文獻，整理成表 2-1 指數期貨上市後對股市波動無影響、表 2-2 指數期貨上市後對股市波動只有短期影響和表 2-3 指數期貨上市後股市波動增加等三個表。

**表 2-1 指數期貨上市後對股市波動無影響**

| 作者 | 研究期間 | 資料 | 研究方法 | 研究結果 |
|---|---|---|---|---|
| Grossman (1988) | 1987/1/2~ 1987/10/19 | S&P500 指數 | 單因素迴歸分析 | 探討指數期貨其各應變數與各種期貨交易程度指標間的相關程度，實證結果發現股市之波動性與期貨交易程度沒有顯著相關。 |
| Hariis (1989) | | S&P500 指數 | | 在針對個別之 β 值、市場價值、交易頻率及價位水準研究後，發現股市之波動性與期貨交易程度沒有顯著相關。 |
| Bocketti and Rovert (1990) | 1962 年 7 月 ~1990 年 8 月 | S&P500 指數 | 迴歸分析檢定 | 無論是每日或每小時的股價變動，與期貨交易量的相關係數都在顯著水準 0.05 下，無法拒絕相關係數為零的虛無假設，即表示股價指數期貨的交易與股市波動並無顯著相關。 |
| Hodgson and Nigholls (1991) | 1981/2/2~ 1987/6/30 | 澳洲股價指數(AOI) | | 不論是每日或每週、長期或短期、各別考慮指數期貨、指數期權是同時考慮兩者的影響，指數期貨及指數期權的交易對股市波動並沒有顯著影響。 |
| Laatsch (1991) | 1982 年 6 月 ~1986 年 6 月 | MMI 指數 | OLS 法和 Cohen et al(1983)調整 β 係數方法檢定 | 使用 Pinches,Mingo 及 Caruthers(1973)因素分析法找出兩組控制組，以 S&P500 指數的每日報酬求出的標準市場單因素迴歸模型。不論是絕對或是相對於控制組，都沒有證據顯示 MMI 指數期貨的交易改變了 MMI 個別股票的績效。 |
| 陳業琇(1996) | 股價指數期貨上市交易期間 | S&P500 指數 | Granger 因果檢定法、複迴歸模式檢定、Chow 檢定 | S&P500 股價指數期貨交易並不會影響現貨股價的波動。在同時考慮其他對股價波動有顯著影響的總體經濟變數時，美國 S&P500 股價指數期貨交易不會影響 S&P500。 |
| Pericli and Koutmos (1997) | 1956年~1994年 | S&P500 股價指數 | EGARCH 模型 | 除了 1987 年 10 月的股市大崩盤的影響外，指價指數期貨與選擇權的上市，不影響現貨股價之波動。 |

**表 2-2 指數期貨上市後對股市波動只有短期影響**

| 作者 | 研究期間 | 資料 | 研究方法 | 研究結果 |
|---|---|---|---|---|
| Edwards (1988a) | 上市前(1973年~1982年) 上市後(1982年~1986年) | S&P500 指數 & Value Line | 在股價分配為常態假設下，使用 F 檢定。 | 在股價分配為常態假設下，Edwards 使用 F 檢定，發現股價指數期貨上市並未對股市造成長期不穩定之影響，但短期確使股價波動性增加。 |
| Edwards (1988b) | 上市前(1973年~1982年) 上市後(1982年~1986年) | S&P500 指數 & Value Line | | 發現在上市之後的四年間，變異數較上市前為低，直到 1986 年以後變異數才升高。而 1986 年底以後的波動性，在其他沒有期貨交易的市場及債券市場中也顯著變大，因此不能將股票價格波動性變大的原因，認定是股價指數期貨的交易。 |
| Kamara, Miller and Siegel (1990) | 1976/1/1~ 1988/12/31 | S&P500 指數 | 先以單變量檢定取代 Edwards 的常態分配假設，再以控制總體經濟變數的條件下作多變量檢定。 | 股價指數期貨上市後日報酬率波動性大於未上市之前，但月報酬的波動性則未改變。可見股價指數期交易對股價波動有影響，其效果是極小和短期的。而在控制總體經濟變數的影響下，股價波動在期貨上市後並未增加，反而下降。 |
| 吳嘉欽(1998) | | 美、英、法、日、澳、香港的股價指數 | Switching GARCH-MA, Switching IGARCH-MA ,Switching GARCH in Mean-MA | 各組資料的 GARCH 效果均顯著，而股價指數期貨上市後對股價指數波動性影響即使存在，也只是部份的短期效果。 |
| 柳如萍(1999) | | | GARCH(1,1) | 只有部份的股價指數之到期效果與週末效果顯著存在。各組樣本資料的 GARCH 效果均顯著，而股價指數期貨上市後對股價指數波動性的影響即使存在，也應只是部份的短期現象。 |

## 表 2-3 指數期貨上市後股市波動增加

| 作者 | 研究期間 | 資料 | 研究方法 | 研究結果 |
|---|---|---|---|---|
| Aggrwal (1988) | | S&P500 指數 & Value Line | 使用迴歸分析 | 在報酬波動性與價格波動兩方面，指數組比店頭市場組都相對減少，但在成交量波動方面則增大。在日內資料中，股價指數期貨交易會引起股票價格的高波動性。 |
| Mavberly (1988b) | 1963 年 ~1988 年 | S&P500 指數 | F 統計方法 | 股票指數期貨交易後股市的波動性增加。 |
| Domocaran (1990) | 取 1982 年 4 月 21 日上市前後五年 | S&P500 指數 | 以迴歸方式，求取兩組資料在上市前後超額報酬與系統風險（β值）。 | 在平均報酬方面，指數組及非指數組在股價指數期貨上市後均顯著提高，且指數組上升幅度較大。在變異數方面，指數組在股價指數期貨上市後變異數增加，非指數組的變異數顯著降低。指數組在股價指數期貨上市之後β值顯著增加，兩組間的差異由上市前的不顯著變成上市後的顯著。 |
| Martin and Senchack, Jr. (1990) | 1980/1/2~ 1987/10/9 | MMI 指數 | 使用線性迴歸方法評估系統性風險佔總風險百分比在期貨交易前後的改變 | MMI 其 20 種個別股票的系統性風險百分比，隨著期貨開始交易而顯著增加，而非指數股票個別股票系統性風險百分比則是非常穩定，故指數期貨交易確會使其標的物股票個別的價格波動增加。 |
| Lee and Ohk (1992) | 上市前後各 100 個（短期）、250 個（中期）、500 個（長期）交易日之股價指數日資料為樣本 | 美國、英國、日本、香港、澳洲 | SWITCHING GARCH 模型 | 澳洲的股價波動性在上市前後並無顯著差異。香港在短期股價波動性下降，但長期則顯著增加。日本在短、中、長期波動性增加。英國在短、中期波動性增加，長期無顯著差異。美國只有中期波動性增加。股價指數期貨上市前後兩個投資組合波動性結構，發現波動性平均水準在指數期貨上市後增加，且會使得股市相對地較具效率性。 |
| 黃也白 (1994) | 各指數期貨交易前後各 500 天 | 美國道瓊工業、S&P500 指數、英、日、澳指數 | VAR 模型 | 美、英、澳三國股價波動性的平均值與標準差，並未因股價指數期貨的上市而加大，而日經 225 指數在上市後股價波動性加大。 |

## 表 2-3 指數期貨上市後對股市波動增加（續）

| 作者 | 研究期間 | 資料 | 研究方法 | 研究結果 |
|---|---|---|---|---|
| Anotonio and Holmes (1995) | 1980 年~1991 年 | FTSE100 指數 | GARCH 模型 | FTSE-100 股價指數期貨上市後，造成股價波動性增加，期貨交易將以前市場中的訊息整合而傳遞至現貨市場內，引起股票價格波動，期貨的引入同時也造成傳遞至現貨市場的訊息較快且較正確。 |
| 韓繡如 (1995) | 指數期貨上市前後五年 | MMI、S&P500、澳、日、德指數 | GARCH (1,1)模型 | 指數期貨的交易使股市資訊流通速度加快，投資者取得的新資訊可迅速的反應在股價上，所以，期貨交易雖然會增加股市的波動，但也可以提高股市的效率。 |
| 陳業琇 (1996) | 分別為股價指數期貨上市交易期間及股價指數上市前後六年 | S&P500、新加波交易之日經 225 股價指數期貨 | Granger 因果檢定法、複迴歸模式檢定、Chow 檢定 | 新加波的日經 225 股價指數期貨交易情形會影響大阪日經 225 指數現貨股價的波動。在同時考慮其他對股價波動有顯著影響的總體經濟變數時，新加坡日經 225 股價指數期貨交易對日本日經 225 股價波動具有正向的影響。 |
| 徐萩銘 (1997) | 上市前、後各 50 天、100 天及 200 天 | SIMEX 摩根台股指數 | F 統計量及 Levene 統計量 | SIMEX 台股指數期貨上市後，波動性只有在中期有顯著上升的情形，而短期及長期波動性則並無明顯的改變。 |
| 黃弘文 (1998) | | 香港恆生指數 | GARCH -normal 和 GARCH -GED | 香港恆生指數之日報酬之峰態係數和偏態係數差別很大，故採用 GARCH(1,1)-GED 模型所獲得之結論較為正確，所以香港恆生指數之日報酬在期貨交易後其波動是增加的。 |
| 柳如萍 (1999) | | SIMEX 和 TAIFEX 台股指數 | GARCH (1,1) | 無論在 TAIFEX 或 SIMEX 市場的股指數期貨交易，都會導致現貨報酬波動性增加，但是，只有 SIMEX 摩根台股指數期貨為顯著的。 |
| 田佳弘 (2000) | | SIMEX 和 TAIFEX 台股指數 | GARCH (1,1) | SIMEX 與 TAIFEX 台股指數期貨之間報酬率是顯著的正向關係。將訊息對市場波動產生不對稱影響納入模型考慮時，TAIFEX 台指期貨交易顯著的降低台股指數波動的不對稱反應，SIMEX 台股指數期貨顯著的增加現貨報酬波動。同時考慮總體經濟變數時，SIMEX 台股指數期貨交易對股價波動有顯著的正向影響。 |

# 第三章　研究方法

## 第一節　研究流程

在建構時間數列的模型時，為了避免虛假迴歸的問題，須要先確定所用的資料是穩定的，才不會產生錯誤的統計推論，所以，先對台台指之日報酬率（$TR_{mt}$)、台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$)、摩台指之日報酬率（$SR_{mt}$）和摩台指之日成交量變動率（$SQ_{mt}$）四個時間序列資料進行單根檢定，本研究使用 ADF 單根檢定和 PP 單根檢定檢定其實證資料是否具有穩定性，若資料穩定，所得的結果不會產生錯誤的統計推論。

再檢定資料是否具有 ARCH 效果，若沒有 ARCH 效果，則使用複迴歸模型，若有 ARCH 效果，就有變異數異質現象，則使用 GARCH 模型。本研究為了檢測報酬率是否具有異質變異數的性質，使用拉格朗日乘數檢定(Lagrange Multiplier test;LM test)。

在 GARCH 模型的模式診斷方面，為了評估模式的最適階次，是經過不斷試誤，取不同 p、q 值下，AIC 和 SBC 之統計值相對較小者，來決定變異數異質模式中合適的階次。

再分析實證模型所求出的結果，綜合整理成結論。本研究的研究流程如表 3-1 研究流程圖所示：

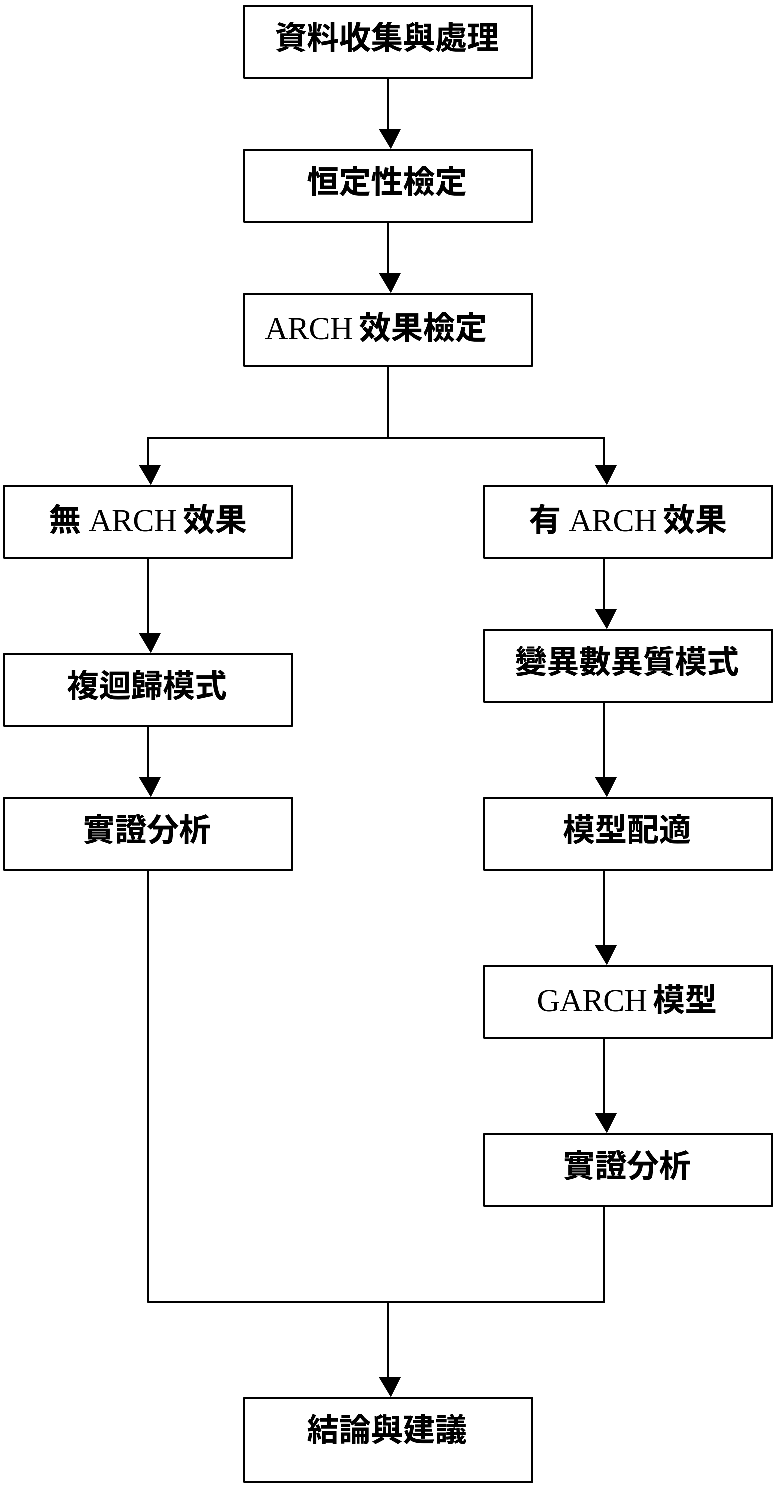
資料收集與處理
恒定性檢定
ARCH 效果檢定
無 ARCH 效果
有 ARCH 效果
複迴歸模式
變異數異質模式
實證分析
模型配適
GARCH 模型
實證分析
結論與建議

圖 3-1　研究流程圖

## 第二節　實證模型之推導與建立

### 一、變數之定義

#### （一）台股現貨的日報酬率

本研究之台股現貨之報酬率之計算式如下所示：

$$R_{mt} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \tag{3-1}$$

其中：

$R_{mt}$　：台灣現貨的日報酬率

$P_t$　：台灣現貨第 $t$ 日收盤價

$P_{t-1}$　：台灣現貨第 $t-1$ 日收盤價

#### （二）台股現貨的成交量變動率

$$Q_{mt} = \frac{Q_t - Q_{t-1}}{Q_{t-1}} \tag{3-2}$$

其中：

$Q_{mt}$　：台灣現貨的成交量變動率

$P_t$　：台灣現貨第 $t$ 日成交量

$P_{t-1}$　：台灣現貨第 $t-1$ 日成交量

## 二、單根檢定

Granger and Newbold(1974)以 Monte carlo 模擬發現，對獨立非定態變數進行迴歸分析時，傳統之 $t$ 與 F 檢定會過度拒絕虛無假設，而產生錯誤的統計推論。所以，雖然迴歸分析之結果有很高的 $R^2$ 與 $t$ 統計量，但會產生 D.W 值偏低及假性迴歸(spurious regression)的問題，因此認為傳統檢定方法在拒絕沒有序列相關的虛無假說時會有很大偏誤，故以單根檢定來檢定數列是否有穩定性。

單根檢定包括下列三種：

### （一）Dickey-Fuller( DF )檢定

Dickey-Fuller(1981)提出，考慮一時間數列 $X_t$ ，以最小平方法(OLS)來估計 $\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \gamma + \varepsilon_t$ 的基本模型，當 $\alpha = \beta = \gamma = 0$ 的虛無假設成立，代表數列存在單根的不穩定。

### （二）Augmented Dickey-Guller( ADF )檢定

Dickey-Fuller 檢定的誤差項常存在高階數列相關而並非白噪音，因此，Dickey & Fuller(1981)加入 $\Delta X_{t-1}$ 以允許 ARMA 形式的誤差項，以 OLS 估計，當 $\alpha = \beta = \gamma = 0$ 的虛無假設成立，代表數列存在單根的不穩定。

### （三）Phillips-Perron( PP )檢定

Phillips-Perron(1988)提出調整 ADF 檢定統計量，解決 ADF 檢定誤差項可能存在數列相關與異質變異的情況，以允許誤差項有弱相依和異質性。

## 三、變異數異質模型

本研究使用 GRACH 模型來作實證，而 GRACH-M 是由 ARCH 模型演變而來，因此必須先對 ARCH 模型作陳述。

### (一) 自我迴歸條件變異數異質模型 (Autoregressive Conditional Heterocedasticity Model; ARCH)

#### 1.模式之設定

Engle(1982)提出自我迴歸條件異質變異模型( Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model, ARCH )，其設定的模型中，條件變異數之值會受到過去 p 期已實現的干擾項所影響，且又會隨時間的改變而有所不同，允許條件變異數為過去殘差的函數，變異數隨時間改變，使模型可表現時間數列資料具有異質變異數的特性。

$$Y_t = X_{tb} + e_t \qquad \text{且 } Y_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(X_{tb}, h_t) \tag{3-3}$$

$$e_t = Y_t + X_{tb} \qquad \text{且 } e_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \tag{3-4}$$

$$\text{而 } h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + \ldots\ldots\ldots + a_q e_{t-q}^2 \tag{3-5}$$

令＝$Z_t a$

其中$\Omega_{t-1}$表在 $t-1$ 期時所有可利用的訊息集合；

$X_t$為外生變數；

$N(X_{tb},h_t)$表此一隨機變數是由一平均數為 $X_{tb}$，變異數為 $h_t$ 的常態分配所產生；

$h_t$ 為條件變異數函數，為過去 $q$ 期干擾項平方之線性組合；

$$Z_t=(1, e_{t-1}^2 \ldots\ldots\ldots e_{t-q}^2) \tag{3-6}$$

$a = (a_0, a_1, \ldots\ldots a_q) \qquad a_0 > 0, a_i \geq 0$ , i =1….$q$

**從期望值的觀點來看** h$_t$**，這樣設定方式隱含著當期的變動是受到前期變動所影響，即指當期產生大幅度的變動時，本期也會伴隨著產生大幅度的同向變動；反之，前期的小幅變動，將造成本期也產生小幅度的同向變動，此符合** Fama(1965) **等人所提出的金融市場普遍存在預測誤差變異數群聚之特性。**

**另就此模型而言，若** $a_1 = a_2 = \ldots\ldots a_q = 0$**，則表示** h$_t$ **恢復為一純白噪音過程，但若**$a$ **之值過大則整個程序之變異數將無法收斂，故必須再加上某些限制條件，** Engle(1982) **曾證明，對一** ARCH(q) **模型而言，其非條件變異數**

$a^2 = a_0 / \left[ 1 - \sum_{i=1}^{q} a_i \right]$ **恆定的充要條件為** $\sum_{i=1}^{q} a_i$ **＜1。**

**其中**$a_0$**＞**0**，** $a_q$**≧**0**，**i =1…q, q≧0

$b_j \geq 0$ j=1…$p$, $p$≧0

A(L)=1+$a_1$L+…….+ $a_q L$ (3-7)

B(L)=1+ $b_1$L+…….+ $b_1$L (3-8)

L **為** Lag Operator。

**依據此一模式可以得知，當** $p$=0 **時,** GARCH($p$,$q$)**模型即回復** ARCH($q$)**模型，而** $p$=$q$=0 **時，此一模式即成為一純白噪音過程。**

2.**模式的估計：最大概似法。**

3.**模式的檢定**

**由於** ARCH **模型的估計過程十分繁複，所以通常在估計前會先作檢定的工作；而一般常用的檢定方法為** Lagrange Multiplier Test，**簡稱** LM **檢定，在虛無假設Ｈ₀：**$a_1 = a_2 = ......a_q = 0$**成立下，則** $TR^2$ **的統計量會趨近** $X_q^2$ **分配。**

**（二）一般化自我迴歸條件變異數異質模型（**General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model; GARCH**）**

ARCH **模型的設定類似於自我相關**(AR)**的形式，只包含自我迴歸的部份並不符合時間數列模型設定的要求。** Bollerslev (1986)**＄根據** ARMA **模型的方式，考慮移動平均**(MA)**部份，將落後期的條件變異數加入** ARCH **模型中，予以一般化，稱為一般化自我迴歸條件異質變異模型**( General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model )。GARCH **模型達到模型的精簡原則，使條件變異數在結構設定上更富有彈性。**

**一般化自我迴歸條件異質變異數模型** GARCH，**是將落後期的條件變異數加入** ARCH **模型中，擴充為較為一般的模型。根據近期許多研究指出，**GARCH(1,1) **模型適合做為股價指數研究模型。**

1.**模式之設定**

$$Y_t = X_{tb} + e_t \qquad \text{且 } Yt \mid \Omega_{t-1} \sim N(X_{tb}, h_t) \tag{3-9}$$

$$e_t = Y_t + X_{tb} \qquad \text{且 } e_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \tag{3-10}$$

$$\text{而 } h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + \ldots\ldots\ldots + a_q e_{t-q}^2 + b_1 h_{t-1} + \ldots\ldots + b_p h_{t-p}$$

$$= a_0 + A(L) e_t^2 + B(L) ht \tag{3-11}$$

其中$a_0>0$， $a_q \geqq 0$，i =1…$q$, $q \geqq 0$

$b_j \geq 0$  j=1…$p$, $p \geqq 0$

$$A(L)=1+a_1L+\ldots\ldots+a_qL \tag{3-12}$$

$$B(L)=1+b_1L+\ldots\ldots+b_1L \quad L \text{ 為 Lag Operator} \tag{3-13}$$

依據此一模式可以得知，當 $p$=0 時, GARCH($p$,$q$)模型即回復 ARCH($q$)模型，而 $p$=$q$=0 時，此一模式即成為一純白噪音過程。由 Bollerslev(1986)再推導出的式子可知，一個 GARCH 模型可以化成一個無限多階的 ARCH 模型，因此對一低階的 GARCH 模型而言，若能夠慎選其階數，則其所表現出來的性質將會與一高階的 ARCH 模型是相同的，而且不必像 ARCH 一樣，因要估計的參數過多，而導致必須再加上額外的限制條件。

2.模式的估計：最大概似法。

3.模式的檢定

GARCH 模式和 ARCH 模式相同，也是用 LM test 來作檢定。

Engle and Kraft(1983)將條件變異數方程式分作二部份：

$$H_t=Z_tW=Z_{1t}\ W_1+\ Z_{2t}\ W_2 \tag{3-14}$$

在虛無假設 $H_0$：$W_1$ =0 成立時，$TR^2$ 的統計量會趨近 $c^2_p$ 分配，而 $TR^2$ 也可由第一次反覆估計的 $R^2$ 來計算。

在模式的診斷方面，為了評估模式的最適階次，表 4-6 中顯示 AIC 和 SBC 之統計量。由於本研究所求得的模式，是經過不斷試誤，取不同 p、q 值下，AIC 和 SBC 之統計值相對較小者，來決定變異數異質模式中合適的階次。

### （三）實證模式

本研究主要目的在分析摩台指和台台指期貨上市的整個階段和其中三個階段，對台股現貨的影響，故針對以下目的做探討：

1.台台指期貨上市後對台股現貨日報酬率之影響。

2.台台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率之影響。

3.摩台指期貨上市後對台股現貨日報酬率之影響。

4.摩台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率之影響。

透過虛擬變數 D 之運用來定義模型中之條件變異數，有兩種實證模型的設定：

1.針對兩種期貨上市，對台股現貨日報酬率和日成交量變動率的影響之實證模型。

$$TR_{mt}=f(D1,D2)+e_{t} \tag{3-15}$$

$$TQ_{mt}=f(D1,D2)+e_{t} \tag{3-16}$$

$$SR_{mt}=f(D1,D2)+e_{t} \tag{3-17}$$

$$SQ_{mt}=f(D1,D2)+e_{t} \tag{3-18}$$

2.在兩種期貨上市時，考慮價量之間的影響，並且考慮價量之前一期觀察值，對台股現貨日報酬率和日成交量變動率的影響之實證模型。

在價量關係的研究上，Clark 在一九七三年首先提出了混合分配假說(Mixture of Distributions Hypothesis,MDH)，之後 Copeland 在一九七六年也提出了連續訊

息到達模型(Sequntial Information Arrival Model,SIAM)，這兩種主要模型的理論依據雖然不同，但都認為價量兩者應為正相關。此實證模型主要探討，在兩種期貨上市時，考慮價量之間的影響，並且考慮價量之前一期觀察值的影響，對台股現貨日報酬率和日成交量變動率的影響。

$$TR_{mt}=f\{D1,D2,\ R_{mt}\ (-1),Q_{mt},\ Q_{mt}\ (-1)\}+e_t \qquad (3\text{-}19)$$

$$TQ_{mt}=f\{D1,D2,\ R_{mt},\ R_{mt}\ (-1),\ Q_{mt}\ (-1)\}+e_t \qquad (3\text{-}20)$$

$$SR_{mt}=f\{D1,D2,\ R_{mt}\ (-1),Q_{mt},\ Q_{mt}\ (-1)\}+e_t \qquad (3\text{-}21)$$

$$SQ_{mt}=f\{D1,D2,\ R_{mt},\ R_{mt}\ (-1),\ Q_{mt}\ (-1)\}+e_t \qquad (3\text{-}22)$$

其中：

$e_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0,h_t)$

$TR_{mt}$：台台指期貨上市前 250 個到上市後 500 個交易日之現貨日報酬變動率

$TQ_{mt}$：台台指期貨上市前 250 個到上市後 500 個交易日之現貨日成交量變動率

$TR_{mt}$：摩台指期貨上市前 250 個到上市後 500 個交易日之現貨日報酬變動率

$TQ_{mt}$：摩台指期貨上市前 250 個到上市後 500 個之現貨日成交量變動率

D1、D2：虛擬變數

$e_{t-n}$：前 n 期殘差

而且：

D1=０，D2=０為第一階段，指數期貨上市前 250 個交易日。

D1=０，D2=１為第二階段，指數期貨上市後 250 個交易日。

D1=１，D2=０為第三階段，指數期貨上市後 500 個交易日。

3..模式的選取

在選取模式時，是以 AIC 與 SBC 之相對較小，且殘差符合白噪音過程為選取的準則。

# 第四章　實證結果與分析

## 第一節　基本統計值與數列恆定性檢定

### 一、基本統計值

本研究主要探討台台指和摩台指期貨上市後對股票現貨市場之影響，故所採取樣本資料為：台台指上市（87 年 7 月 21 日）前 250 個到上市後 500 個交易日之每日報酬變動率和每日交易量變動率。摩台指上市（86 年 1 月 9 日）前 250 個到上市後 500 個交易日之每日報酬變動率和每日交易量變動率。

依據台台指上市（87 年 7 月 21 日）前 250 個到上市後 500 個交易日之日報酬變動率（$TR_{mt}$），台台指上市（87 年 7 月 21 日）前 250 個到上市後 500 個交易日之日成交量變動率（$TQ_{mt}$），摩台指上市（86 年 1 月 9 日）前 250 個到上市後 500 個交易日之日報酬變動率（$SR_{mt}$），摩台指上市（86 年 1 月 9 日）前 250 個到上市後 500 個交易日之日成交量變動率（$SQ_{mt}$），計算出基本統計值如表 4-1。

從表 4-1 可看出，台台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日報酬變動率（$TR_{mt}$）的峰態係數為 2.7622，而台台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）的峰態係數為 267.829，峰態係數大於 3，可能適用 GARCH 模型。摩台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日報酬變動率（$SR_{mt}$）的峰態係數為 4.9858，峰態係數大於 3，可能適用 GARCH 模型。摩台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日成交量變動率（$SQ_{mt}$）的峰態係數為 8.0732，峰態係數大於 3，可能適用 GARCH 模型。

**表** 4-1　**台台指、摩台指日報酬率及日成交量變動率之基本統計值**

| | 樣本數 | 中位數 | 最大值 | 最小值 | 平均值 | 標準差 | 變異數 | 偏態係數 | 峰態係數 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $TR_{mt}$ | 750 | 0.4950 | 4.8100 | -4.800 | 0.3097 | 1.9853 | 3.9417 | -0.301 | 2.7622 |
| $TQ_{mt}$ | 750 | -0.014 | 30.500 | -0.990 | 0.1672 | 1.4584 | 2.1271 | 14.399 | 267.82 |
| $SR_{mt}$ | 750 | 0.1800 | 4.8000 | -4.470 | 0.2473 | 1.2838 | 1.6483 | 0.2837 | 4.9858 |
| $SQ_{mt}$ | 750 | -0.005 | 1.8958 | -0.798 | 0.0300 | 0.2490 | 0.0620 | 1.2572 | 8.0732 |

## 二、數列恆定性檢定

**在建構時間數列的模型時，為了避免虛假迴歸的問題，須要先確定所用的資料是穩定的，才不會產生錯誤的統計推論。所設定的假設為：**

**$H_0$：台台指之日報酬率（$TR_{mt}$）具有單根**

**$H_1$：台台指之日報酬率（$TR_{mt}$）不具有單根**

**$H_0$：台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）具有單根**

**$H_1$：台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）不具有單根**

**$H_0$：摩台指之日報酬率（$SR_{mt}$）具有單根**

**$H_1$：摩台指之日報酬率（$SR_{mt}$）不具有單根**

**$H_0$：摩台指之日成交量變動率（$SQ_{mt}$）具有單根**

**$H_1$：摩台指之日成交量變動率（$SQ_{mt}$）不具有單根**

使用單根檢定來檢定數列是否有穩定性，當樣本資料的單根檢定拒絕虛無假設$H_0$時，表示樣本為恆定性時間數列。單根檢定有 Dickey-Fuller( DF )檢定、Augmented Dickey-Guller( ADF )檢定和 Phillips-Perron( PP )檢定，本研究使用 Augmented Dickey-Guller(ADF)和 Phillips-Perron(PP)兩種檢定方法，來檢定數列之恆定性。

使用 ADF 單根檢定結果為表 4-2 所示。從表中可看出台台指之日報酬率（$TR_{mt}$）、台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）、摩台指之日報酬率（$SR_{mt}$）和摩台指之日成交量變動率（$SQ_{mt}$），四個數列的 $t$ 值皆小於 10%、5%和 1%顯著水準下之臨界值，表示四個數列的單根檢定結果皆為拒絕虛無假設$H_0$，皆為恆定性時間數列。

表 4-2　變數恆定性檢定（使用 ADF 檢定）

| 因變數 | 樣本數 | Critical Value (10%) | Critical Value (5%) | Critical Value (1%) | $t$ 值 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $TR_{mt}$ | 750 | -2.5690 | -2.8658 | -3.4417 | -8.91392 | 0.000*** |
| $TQ_{mt}$ | 750 | -2.5690 | -2.8658 | -3.4417 | -10.0062 | 0.000*** |
| $SR_{mt}$ | 750 | -2.5690 | -2.8658 | -3.4417 | -8.09656 | 0.000*** |
| $SQ_{mt}$ | 750 | -2.5690 | -2.8658 | -3.4417 | -16.6813 | 0.000*** |

***：在顯著水準 0.01 下，reject $H_o$，表示是非常顯著的不具有單根。
**　：在顯著水準 0.05 下，reject $H_o$，表示是很顯著的不具有單根。
*　 ：在顯著水準 0.1 下，reject $H_o$，表示是顯著的不具有單根。

使用 PP 單根檢定結果為表 4-3 所示。從表中可看出台台指之日報酬率

（$TR_{mt}$)、台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$)、摩台指之日報酬率（$SR_{mt}$）和摩台指之日成交量變動率（$SQ_{mt}$)，四個數列的 $t$ 值皆小於 10%、5%和 1%顯著水準下之臨界值，PP 單根檢定結果和 ADF 單根檢定結果相同，表示四個數列的單根檢定結果皆為拒絕虛無假設Ｈ$_o$，皆為恆定性時間數列，不會產生 D.W 值偏低及假性迴歸(spurious regression)的問題。

表 4-3　變數恆定性檢定（使用 PP 檢定）

| 因變數 | 樣本數 | Critical Value (10%) | Critical Value (5%) | Critical Value (1%) | $t$ 值 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $TR_{mt}$ | 750 | -2.5690 | -2.8658 | -3.4417 | -20.1021 | 0.000*** |
| $TQ_{mt}$ | 750 | -2.5690 | -2.8658 | -3.4417 | -27.3538 | 0.000*** |
| $SR_{mt}$ | 750 | -2.5690 | -2.8658 | -3.4417 | -22.0404 | 0.000*** |
| $SQ_{mt}$ | 750 | -2.5690 | -2.8658 | -3.4417 | -34.3513 | 0.000*** |

***：在顯著水準 0.01 下，reject $H_o$，表示是非常顯著的不具有單根。
**　：在顯著水準 0.05 下，reject $H_o$，表示是很顯著的不具有單根。
*　：在顯著水準 0.1 下，reject $H_o$，表示是顯著的不具有單根。

## 第二節　異質變異數的性質檢定

為了確定實證資料的確具有異質條件變異數性質，在作模型的估計前，必須先檢定實證資料是否具有具有異質條件變異數性質，具有異質條件變異數性質，才適合 GARCH 模型，若不具有異質條件變異數性質，則適合複迴歸模型。

本研究為了檢測報酬率是否具有異質變異數的性質，使用拉格朗日乘數檢定(Lagrange Multiplier test;LM test)，其虛無假設與對立假設為：

$H_0$：台台指之日報酬率（$TR_{mt}$）資料之變異數是常數條件變異數

$H_1$：台台指之日報酬率（$TR_{mt}$）資料之變異數不是常數條件變異數

$H_0$：台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）之變異數是常數條件變異數

$H_1$：台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）之變異數不是常數條件變異數

$H_0$：摩台指之日報酬率（$SR_{mt}$）之變異數是常數條件變異數

$H_1$：摩台指之日報酬率（$SR_{mt}$）之變異數不是常數條件變異數

$H_0$：摩台指之日成交量變動率（$SQ_{mt}$）之變異數是常數條件變異數

$H_1$：摩台指之日成交量變動率（$SQ_{mt}$）之變異數不是常數條件變異數

Engle(1982)所提出的拉格朗日乘數檢定(Lagrange Multiplier test;LM test)，可檢資料是否具有異質變異數的性質，拉格朗日乘數檢定值為一自由度 q 的卡方（Chi-Square）分配。

為檢測實證資料是否適用 GARCH 模型，進一步以 LM 檢定統計值檢測樣本是否具有條件異質變異數的性質。根據表 4-4 的 LM 檢定統計值結果顯示，除了台台指之日成交量變動率（TQmt）第一到第四期的 LM 檢定統計值不顯著，台台指之日報酬率（$TR_{mt}$）十二期內的 LM 檢定統計值，台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）第五到第十二期的 LM 檢定統計值，摩台指之日報酬率（$SR_{mt}$）十二期內的 LM 檢定統計值，摩台指之日成交量變動率（$SQ_{mt}$）十二期內的 LM 檢定統計值，在 $\alpha=0.01$ 的顯著水準下，都拒絕資料之變異數為常數條件變異數的虛無假設，均顯著顯示實證資料具有非線性因素的存在，可見有 ARCH 效果，適用於 GARCH 模型。

**表** 4-4　$TR_{mt}$、$TQ_{mt}$、$SR_{mt}$ **和** $SQ_{mt}$ **之** LM **檢定統計值**

| **階數** | $TR_{mt}$ | $p$**值** | $TQ_{mt}$ | $p$**值** | $SR_{mt}$ | $p$**值** | $SQ_{mt}$ | $p$**值** |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 66.769 | 0.000*** | 0.0004 | 0.984 | 30.183 | 0.000*** | 38.967 | 0.000*** |
| 2 | 72.221 | 0.000*** | 0.2341 | 0.890 | 31.957 | 0.000*** | 41.470 | 0.000*** |
| 3 | 86.718 | 0.000*** | 1.1230 | 0.772 | 45.905 | 0.000*** | 41.564 | 0.000*** |
| 4 | 102.68 | 0.000*** | 1.3203 | 0.858 | 63.635 | 0.000*** | 46.780 | 0.000*** |
| 5 | 117.32 | 0.000*** | 41.930 | 0.000*** | 89.250 | 0.000*** | 48.756 | 0.000*** |
| 6 | 118.43 | 0.000*** | 42.491 | 0.000*** | 96.243 | 0.000*** | 64.724 | 0.000*** |
| 7 | 118.67 | 0.000*** | 42.518 | 0.000*** | 96.884 | 0.000*** | 73.230 | 0.000*** |
| 8 | 122.10 | 0.000*** | 42.556 | 0.000*** | 97.912 | 0.000*** | 73.404 | 0.000*** |
| 9 | 122.23 | 0.000*** | 42.681 | 0.000*** | 98.263 | 0.000*** | 74.280 | 0.000*** |
| 10 | 122.60 | 0.000*** | 74.580 | 0.000*** | 108.01 | 0.000*** | 75.002 | 0.000*** |
| 11 | 134.96 | 0.000*** | 74.608 | 0.000*** | 123.56 | 0.000*** | 75.535 | 0.000*** |
| 12 | 136.34 | 0.000*** | 74.644 | 0.000*** | 123.56 | 0.000*** | 91.001 | 0.000*** |

***：在顯著水準 0.01 下，reject $H_o$，表示變異數有非常顯著的 ARCH 效果。

** ：在顯著水準 0.05 下，reject $H_o$，表示變異數有很顯著的 ARCH 效果。

*　：在顯著水準 0.1 下，reject $H_o$，表示變異數有顯著的 ARCH 效果。

## 第三節　變異數異質現象

傳統時間數列模型常假設條件變異數為固定，但是變異數為異質的序列，會出現大波動伴隨大波動，小波動伴隨小波動的現象，而本研究之四個實證資料之時間序列，皆拒絕資料之變異數為常數條件變異數的虛無假設，均顯著顯示實證資料具有非線性因素的存在，有 ARCH 效果，具有異質條件變異數性質，適合 GARCH 模型。

為了觀察四個實證資料之時間序列是否具有變異數異質之現象，因此將其線形圖分別繪製出：圖 4-1 台台指之日報酬率（$TR_{mt}$）時間序列圖、圖 4-2 台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）時間序列圖、圖 4-3 摩台指之日報酬率（$SR_{mt}$）時間序列圖和圖 4-4 摩台指之日成交量變動率（$SQ_{mt}$）時間序列圖。

由圖 4-1 到圖 4-4 的時間序列圖觀察發現，台台指之日報酬率（$TR_{mt}$)、台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$)、摩台指之日報酬率（$SR_{mt}$）和摩台指之日成交量變動率（$SQ_{mt}$）的時間序列資料，明顯呈現大波動伴隨大波動，小波動伴隨小波動的現象，表示實證資料具有非線性因素的存在，有 ARCH 效果，具有異質條件變異數性質，適合 GARCH 模型。

## 一、台台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日報酬變動率（$TR_{mt}$）

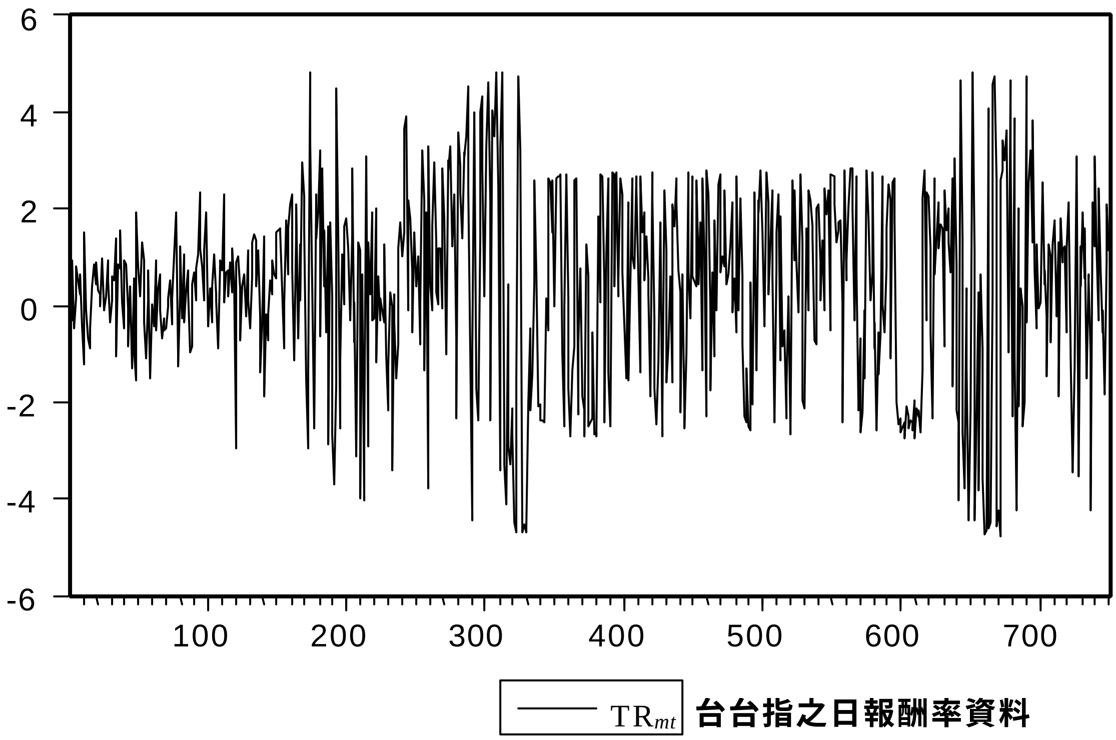


圖 4-1　台台指之日報酬率（$TR_{mt}$）時間序列圖

## 二、台台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）

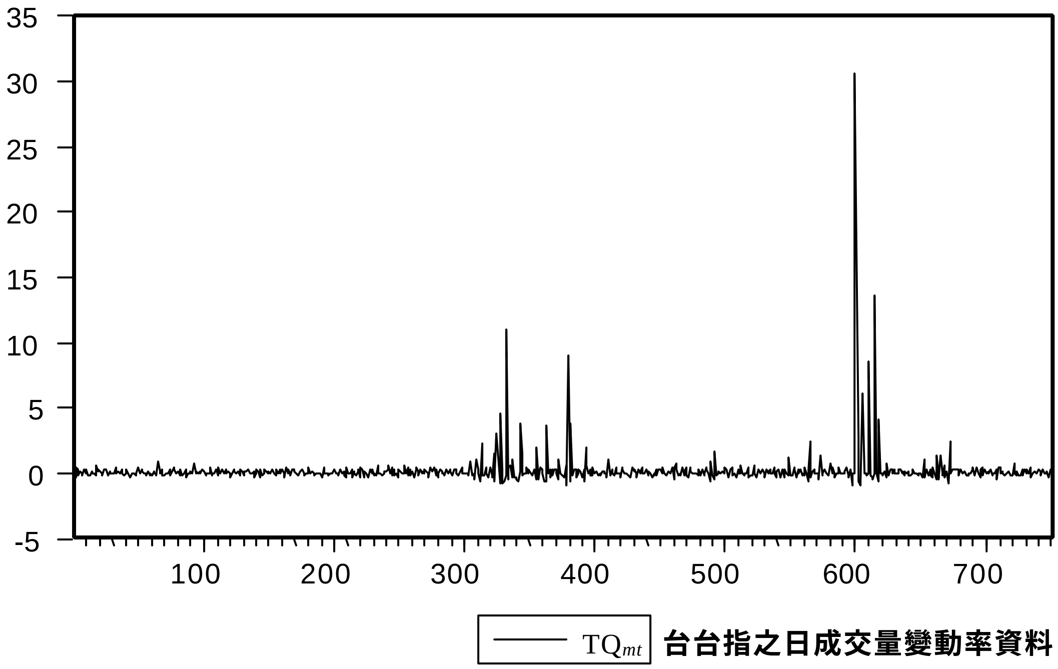


圖 4-2　台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）時間序列圖

## 三、摩台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日報酬變動率（$SR_{mt}$）

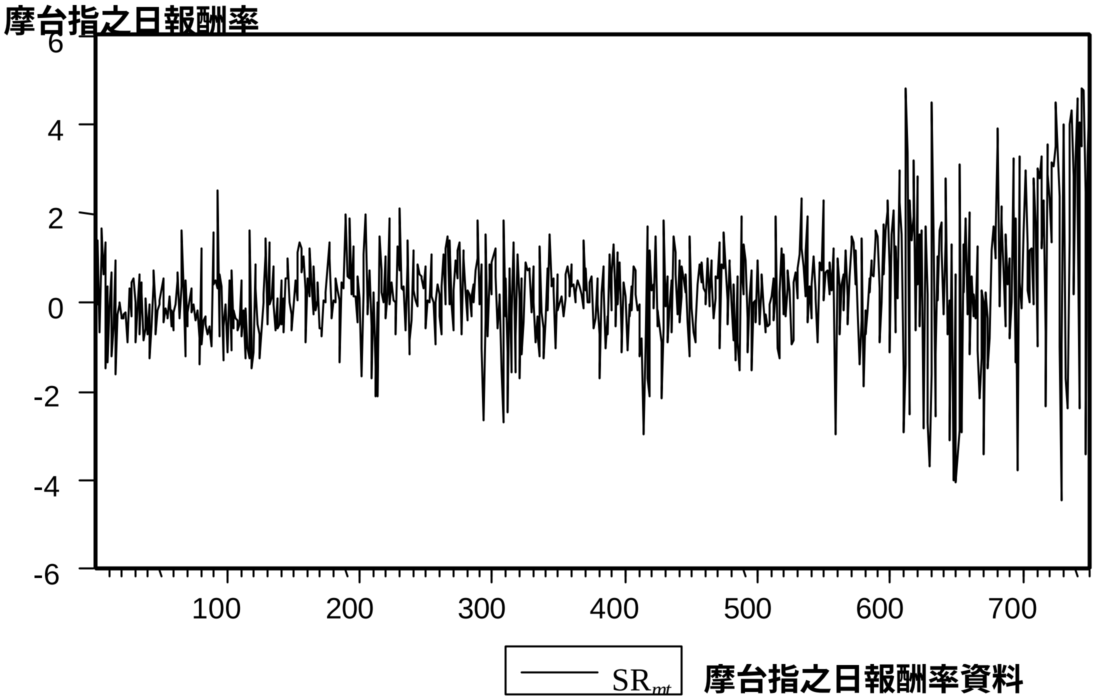


圖 4-3　摩台指之日報酬率（$SR_{mt}$）時間序列圖

## 四、摩台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日成交量變動率（$SQ_{mt}$）

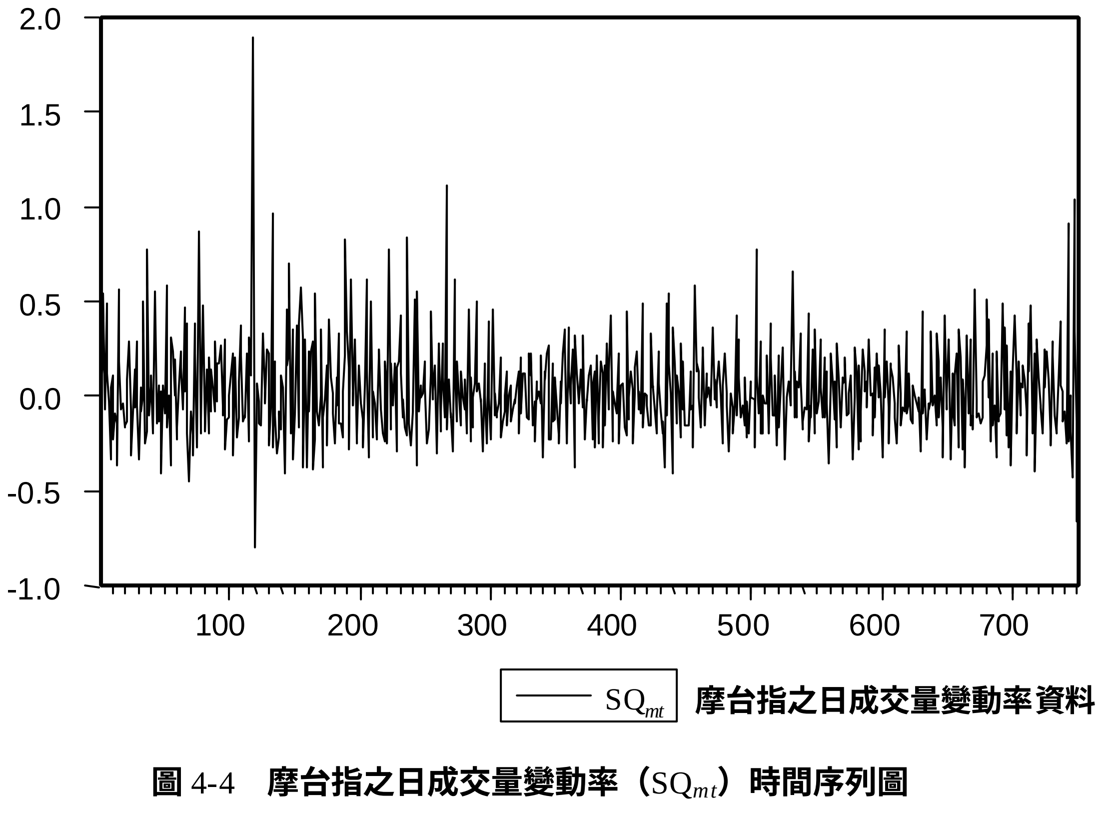


圖 4-4　摩台指之日成交量變動率（$SQ_{mt}$）時間序列圖

## 第四節　變異數異質模型

### 一、針對兩種期貨上市，對台股現貨日報酬率和日成交量變動率的影響之實證模型。

利用虛擬變數的設定，來定義 GARCH(1,1)模型，檢定指數期貨的上市對台股現貨的影響為何，為了要探討在台台指期貨上市後對台股現貨日報酬率、台台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率、摩台指期貨上市後對台股現貨日報酬率和摩台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率之影響。

#### （一）台台指期貨上市，對台股現貨日報酬率的影響之 GARCH(1,1)模型

$$TR_{mt}=f(D1,D2)+e_t \tag{3.15}$$

$TR_{mt}$：台台指期貨上市前 250 個到上市後 500 個交易日之現貨日報酬變動率

$e_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0,h_t)$

其中：

D1=０，D2=０為第一階段，指數期貨上市前 250 個交易日。

D1=０，D2=１為第二階段，指數期貨上市後 250 個交易日。

D1=１，D2=０為第三階段，指數期貨上市後 500 個交易日。

$TR_{mt}$ 為台台指之日報酬率資料，C 為常數項，D1、D2 為虛擬變數，當使用 GARCH(1,1)模型所求出的估計值，它的 $p$ 檢定值小於 0.05 時，表示在 0.05 的顯著水準之下，對台台指之日報酬率之影響是顯著的。實證結果（如表 4-5）顯示，在 0.05 的顯著水準之下，D2 呈現顯著的正數，表示台台指期貨上市後，在台台

指期貨上市後的 250 個交易日，對於台股現貨日報酬率有很顯著的正面影響。D1 呈現正數，表示台台指期貨上市後，在台台指期貨上市後的 500 個交易日，對於台股現貨日報酬率有正面影響，但不顯著。

$h_{mt}$ 為市場報酬率的條件變異數函數，$a_0$ 係數為條件變異數迴歸式中的截距項，而 $a_1$ 是市場 Lag 一期的殘項平方，$ß_1$ 是條件變異數 Lag 一期之期數。當使用 GARCH(1,1)模型所求出的估計值，它的 $p$ 檢定值小於 0.01 時，表示在 0.01 的顯著水準之下，對條件變異數之影響是顯著的。實證結果（如表 4-5）顯示，在 a=0.01 的顯著水準下，$\alpha_1$、$\beta_1$ 都顯著存在，與之前 LM 檢定結果相同，也就是 GARCH 效果顯著存在。$\alpha_{0+}\alpha_{1+}\beta_1$ 之值小於一，代表模式為收斂。

在模式的診斷方面，為了評估模式的最適階次，表 4-6 中顯示 AIC 和 SBC 之統計量。由於本研究所求得的模式，是經過不斷試誤，取不同 p、q 值下，AIC 和 SBC 之統計值相對較小者，來決定變異數異質模式中合適的階次。

為了確定模式為合適，須對殘差項作自我相關檢定。因此，假設檢定如下：

$H_0$：殘差項無自我相關存在

$H_1$：殘差項有自我相關存在

實證結果（如表 4-6）顯示，台台指之日報酬率（$TR_{mt}$）之殘差，在落後一、六和十二期內，其 $p$ 值都大於 0.05，都無法拒絕虛無假設，表示殘差項不具自我相關，當期預測值與實際值之殘差不受過去殘差之影響，所以，殘差符合白噪音模型，可以接受所設立的模式。

為了評估模式的最適階次，取不同的 p,q 值下其 AIC 和 SBC 之值相對較小者而得到，因此可判定所得到的變異數異質模式之階次為合適。

表 4-5　$TR_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之參數估計表

| 估計之參數 | 估計值 | *p* 值 | $h_{mt}$ | 估計值 | *p* 值 |
|---|---|---|---|---|---|
| C | 0.247249 | 0.0001*** | $\alpha_0$ | 0.01 | 0.0498** |
| D1 | 0.179180 | 0.1759 | $\alpha_1$ | 0.13 | 0.0004*** |
| D2 | 0.284801 | 0.0312** | $\beta_1$ | 0.85 | 0.0000*** |

***：在顯著水準 0.01 下，reject $H_o$，表示估計之參數是非常顯著的不為零。

** ：在顯著水準 0.05 下，reject $H_o$，表示估計之參數是很顯著的不為零。

*　：在顯著水準 0.1 下，reject $H_o$，表示估計之參數是顯著的不為零。

表 4-6　$TR_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之基本統計量及自我相關檢定值

| 統計量 | 估計值 | 殘差的落後期數 | *p* 值 |
|---|---|---|---|
| AIC | 3.953123 | 1 | 0.8184 |
| SBC | 3.990084 | 6 | 0.2871 |
| Log likelihood | -1476.421 | 12 | 0.8729 |

（二）台台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率的影響之 GARCH(1,1) 模型

$$TQ_{mt}=f(D1,D2)+e_t \tag{3.16}$$

$TQ_{mt}$：台台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日成交量變動率

$e_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0,h_t)$

**其中：**

D1=**０**，D2=**０為第一階段，指數期貨上市前** 250 **個交易日。**

D1=**０**，D2=**１為第二階段，指數期貨上市後** 250 **個交易日。**

D1=**１**，D2=**０為第三階段，指數期貨上市後** 500 **個交易日。**

$TQ_{mt}$**為台台指之日成交量變動率資料，**C **為常數項，**D1、D2 **為虛擬變數，當使用** GARCH(1,1)**模型所求出的估計值，其** $p$ **檢定值小於** 0.01 **時，表示在** 0.01 **的顯著水準之下，對台台指之日成交量變動率之影響是顯著的。實證結果（如表** 4-7**）顯示，在** 0.01 **的顯著水準之下，**D1 **呈現正數，表示台台指期貨上市後，在台台指期貨上市後的** 500 **天，對於台股現貨日成交量變動率有非常顯著的正面影響。在** 0.1 **的顯著水準之下，**D2 **呈現正數，表示台台指期貨上市後，在台台指期貨上市後的** 250 **天，對於台股現貨日成交量變動率有顯著的正面影響。**

$h_{mt}$**為市場報酬率的條件變異數函數，**$a_0$**係數為條件變異數迴歸式中的截距項，而** $a_1$ **是市場** Lag **一期的殘項平方，**$ß_1$ **是條件變異數** Lag **一期之期數。當使用** GARCH(1,1)**模型所求出的估計值，它的** $p$ **檢定值小於** 0.01 **時，表示在** 0.01 **的顯著水準之下，對條件變異數之影響是顯著的。實證結果（如表** 4-7**）顯示，在** a=0.01 **的顯著水準下，**$\alpha_1$**、**$\beta_1$ **都顯著存在，與之前** LM **檢定結果相同，也就是** GARCH **效果顯著存在。**$\alpha_{0+}\alpha_{1+}\beta_1$ **之值小於一，代表模式為收斂。**

**為了評估模式的最適階次，取不同的** p,q **值下其** AIC **和** SBC **之值相對較小者而得到，因此可判定所得到的變異數異質模式之階次為合適。**

**為了確定模式為合適，須對殘差項作自我相關檢定。因此，假設檢定如下：**

**$H_0$：殘差項無自我相關存在**

**$H_1$：殘差項有自我相關存在**

**實證結果（如表 4-8）顯示，台台指之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）之殘差，在落後一、六和十二期內，其 $p$ 值都大於 0.05，都無法拒絕虛無假設，表示殘差項不具自我相關，當期預測值與實際值之殘差不受過去殘差之影響，所以，殘差符合白噪音模型，可以接受所設立的模式。**

**表 4-7　$TQ_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之參數估計表**

| 估計之參數 | 估計值 | $p$ 值 | $h_{mt}$ | 估計值 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|---|---|
| C | 0.034218 | 0.0067*** | $\alpha_0$ | 0.01 | 0.9163 |
| D1 | 0.899791 | 0.0000*** | $\alpha_1$ | 0.63 | 0.0000*** |
| D2 | 0.043816 | 0.0910* | $\beta_1$ | 0.32 | 0.0000*** |

***：在顯著水準 0.01 下，reject $H_o$，表示估計之參數是非常顯著的不為零。
**　：在顯著水準 0.05 下，reject $H_o$，表示估計之參數是很顯著的不為零。
*　：在顯著水準 0.1 下，reject $H_o$，表示估計之參數是顯著的不為零。

**表 4-8　$TQ_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之基本統計量及自我相關檢定值**

| 統計量 | 估計值 | 殘差的落後期數 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|
| AIC | 2.164391 | 1 | 0.8652 |
| SBC | 2.201352 | 6 | 0.9295 |
| Log likelihood | -805.6468 | 12 | 0.9119 |

### （三）摩台指期貨上市後對台股現貨日報酬變動率的影響之 GARCH(1,1)模型

$$SR_{mt}=f(D1,D2)+e_t \tag{3.17}$$

$SR_{mt}$：摩台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日報酬變動率

$e_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0,h_t)$

其中：

D1=０，D2=０為第一階段，指數期貨上市前 250 個交易日。

D1=０，D2=１為第二階段，指數期貨上市後 250 個交易日。

D1=１，D2=０為第三階段，指數期貨上市後 500 個交易日。

$SR_{mt}$為摩台指上市之日報酬率資料，C 為常數項，D1、D2 為虛擬變數，當使用 GARCH(1,1)模型所求出的估計值，它的 $p$ 檢定值小於 0.01 時，表示在 0.01 的顯著水準之下，對台台指之日報酬率之影響是很顯著的。實證結果（如表 4-9）顯示，在 0.01 的顯著水準之下，D1 呈現顯著的正數，表示摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的 500 天，對於台股現貨日報酬率有非常顯著的正面影響。D2 呈現正數，表示摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的 250 天，對於台股現貨日報酬率有正面影響，但不顯著。

$h_{mt}$為市場報酬率的條件變異數函數，$a_0$係數為條件變異數迴歸式中的截距項，而 $a_1$ 是市場 Lag 一期的殘項平方，$ß_1$ 是條件變異數 Lag 一期之期數。當使用 GARCH(1,1)模型所求出的估計值，它的 $p$ 檢定值小於 0.01 時，表示在 0.01 的顯著水準之下，對條件變異數之影響是顯著的。實證結果（如表 4-10）顯示，在 a=0.01 的顯著水準下，此三變數都顯著存在，與之前 LM 檢定結果相同，也

就是 GARCH 效果顯著存在。$\alpha_{0}+\alpha_{1}+\beta_{1}$ 之值小於一，代表模式為收斂。

為了確定模式為合適，須對殘差項作自我相關檢定。因此，假設檢定如下：

$H_0$：殘差項無自我相關存在

$H_1$：殘差項有自我相關存在

實證結果（如表 4-10）顯示，摩台指上市之台股現貨日報酬率（$SR_{mt}$）之殘差，在落後一、六和十二期內，其 $p$ 值都大於 0.05，都無法拒絕虛無假設，表示殘差項不具自我相關，當期預測值與實際值之殘差不受過去殘差之影響，所以，殘差符合白噪音模型，可以接受所設立的模式。

為了評估模式的最適階次，取不同的 p,q 值下其 AIC 和 SBC 之值相對較小者而得到，因此可判定所得到的變異數異質模式之階次為合適。

表 4-9　$SR_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之參數估計表

| 估計之參數 | 估計值 | $p$ 值 | $h_{mt}$ | 估計值 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|---|---|
| C | 0.015802 | 0.7740 | $\alpha_0$ | 0.02 | 0.0100** |
| D1 | 0.342804 | 0.0000*** | $\alpha_1$ | 0.12 | 0.0000*** |
| D2 | 0.133055 | 0.0978* | $\beta_1$ | 0.85 | 0.0000*** |

***：在顯著水準 0.01 下，reject $H_o$，表示估計之參數是非常顯著的不為零。
**　：在顯著水準 0.05 下，reject $H_o$，表示估計之參數是很顯著的不為零。
*　：在顯著水準 0.1 下，reject $H_o$，表示估計之參數是顯著的不為零。

表 4-10　$SR_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之基本統計量及自我相關檢定值

| 統計量 | 估計值 | 殘差的落後期數 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|
| AIC | 2.922617 | 1 | 0.4414 |
| SBC | 2.959617 | 6 | 0.1577 |
| Log likelihood | -1088.520 | 12 | 0.8195 |

### （四）摩台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率的影響之 GARCH(1,1) 模型

$$SQ_{mt}=f(D1,D2)+e_t \tag{3.18}$$

$SQ_{mt}$：摩台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日成交量變動率

$e_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0,h_t)$

其中：

D1=０，D2=０為第一階段，指數期貨上市前 250 個交易日。

D1=０，D2=１為第二階段，指數期貨上市後 250 個交易日。

D1=１，D2=０為第三階段，指數期貨上市後 500 個交易日。

$SQ_{mt}$ 為摩台指期貨上市的台股現貨日成交量變動率資料，C 為常數項，D1、D2 為虛擬變數。實證結果（如表 4-11）顯示，在 0.1 的顯著水準下，D1 呈現正數，表示摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的 500 天，對於台股現貨日成交量變動率有顯著的正面影響。D2 呈現正數，表示摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的 250 天，對於台股現貨日成交量變動率有正面影響，但不顯著。

$h_{mt}$為市場報酬率的條件變異數函數，$a_0$係數為條件變異數迴歸式中的截距項，而 $a_1$ 是市場 Lag 一期的殘項平方，$ß_1$ 是條件變異數 Lag 一期之期數。當使用 GARCH(1,1)模型所求出的估計值，它的 $p$ 檢定值小於 0.01 時，表示在 0.01 的顯著水準之下，對條件變異數之影響是顯著的。實證結果（如表 4-12）顯示，在 a=0.01 的顯著水準下，$\alpha_1$ 和 $\beta_1$ 都顯著存在，與之前 LM 檢定結果相同，也就是 GARCH 效果顯著存在。$\alpha_{0}+\alpha_{1}+\beta_{1}$ 之值小於一，代表模式為收斂。

為了確定模式為合適，須對台台指之日報酬率之殘差項作自我相關檢定。因此，假設檢定如下：

$H_0$：殘差項無自我相關存在

$H_1$：殘差項有自我相關存在

實證結果（如表 4-12）顯示，摩台指上市之台股現貨日成交量變動率（$SQ_{mt}$）之殘差，在落後一、六和十二期內，其 $p$ 值都大於 0.05，都無法拒絕虛無假設，表示殘差項不具自我相關，當期預測值與實際值之殘差不受過去殘差之影響，所以，殘差符合白噪音模型，可以接受所設立的模式。

為了評估模式的最適階次，取不同的 p,q 值下其 AIC 和 SBC 之值相對較小者而得到，因此可判定所得到的變異數異質模式之階次為合適。

表 4-11　$SQ_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之參數估計表

| 估計之參數 | 估計值 | $p$ 值 | $h_{mt}$ | 估計值 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|---|---|
| C | 0.012745 | 0.6831 | $\alpha_0$ | 0.00 | 0.1028 |
| D1 | 0.271040 | 0.0567* | $\alpha_1$ | 0.01 | 0.0015*** |
| D2 | 0.206584 | 0.2109 | $\beta_1$ | 0.97 | 0.0000*** |

***：在顯著水準 0.01 下，reject $H_o$，表示估計之參數是非常顯著的不為零。
**　：在顯著水準 0.05 下，reject $H_o$，表示估計之參數是很顯著的不為零。
*　：在顯著水準 0.1 下，reject $H_o$，表示估計之參數是顯著的不為零。

表 4-12　$SQ_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之基本統計量及自我相關檢定值

| 統計量 | 估計值 | 殘差的落後期數 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|
| AIC | 0.051245 | 1 | 0.0061 |
| SBC | 0.088206 | 6 | 0.6277 |
| Log likelihood | -13.21704 | 12 | 0.7505 |

二、在兩種期貨上市時，考慮價量之間的影響，並且考慮價量前一期觀察值的影響，對台股現貨日報酬率和日成交量變動率的影響之實證模型。

利用虛擬變數的設定，考慮價量之間的影響，並且考慮價量之前一期觀察值的影響，來定義 GARCH(1,1)模型，來探討在台台指期貨上市後對台股現貨日報酬率、台台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率、摩台指期貨上市後對台股現貨日報酬率和摩台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率之影響。

**（一）台台指期貨上市，對台股現貨日報酬率的影響之 GARCH(1,1)模型**

$$TR_{mt}=f\ \{D1,D2,\ R_{mt}\ (-1),Q_{mt},\ Q_{mt}\ (-1)\}\ +e_t \qquad (3.19)$$

$TR_{mt}$：**台台指期貨上市前 250 個到上市後 500 個交易日之現貨日報酬變動率**

$R_{mt}$ (-1)：$R_{mt}$ **前一期觀察值**

$Q_{mt}$：**台台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之日成交量變動率**

$Q_{mt}$ (-1)：$Q_{mt}$ **前一期觀察值**

$e_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0,h_t)$

**其中：**

D1=**０，**D2=**０為第一階段，指數期貨上市前** 250 **個交易日。**

D1=**０，**D2=**１為第二階段，指數期貨上市後** 250 **個交易日。**

D1=**１，**D2=**０為第三階段，指數期貨上市後** 500 **個交易日。**

**實證結果（如表** 4-13**）顯示，在** 0.01 **的顯著水準之下，**TR(-1)**呈現顯著的正數，表示前一期台台指之日報酬率資料，對於台台指之日報酬率資料有非常顯著的正面影響。**

D2 **呈現正數，表示台台指期貨上市後，在台台指期貨上市後的** 250 **天，對於台股現貨之日報酬率有正面影響，但不顯著。**D1 **呈現正數，表示台台指期貨上市後，在台台指期貨上市後的** 500 **天，對於台股現貨之日報酬率有正面影響，但不顯著。**$Q_{mt}$, $Q_{mt}$ (-1) **呈現負數，表示日成交量變動率和前一期的日成交量變動率，對於台股現貨之日報酬率有負面影響，但不顯著。**

$h_{mt}$ 為市場報酬率的條件變異數函數，$a_0$ 係數為條件變異數迴歸式中的截距項，而 $a_1$ 是市場 Lag 一期的殘項平方，$ß_1$ 是條件變異數 Lag 一期之期數。當使用 GARCH(1,1)模型所求出的估計值，它的 $p$ 檢定值小於 0.05 時，表示在 0.05 的顯著水準之下，對條件變異數之影響是顯著的。實證結果（如表 4-14）顯示，在 a=0.05 的顯著水準下，三個變數都顯著的影響條件變異數，與之前 LM 檢定結果相同，也就是 GARCH 效果顯著存在。$a_0+a_1+ß_1$ 之值小於一，代表模式為收斂。

在模式的診斷方面，為了評估模式的最適階次，表 4-14 中顯示 AIC 和 SBC 之統計量。由於本研究所求得的模式，是經過不斷試誤，取不同 p、q 值下，AIC 和 SBC 之統計值相對較小者，來決定變異數異質模式中合適的階次。

為了確定模式為合適，須對殘差項作自我相關檢定。因此，假設檢定如下：

$H_0$：資料之殘差項無自我相關存在

$H_1$：資料之殘差項有自我相關存在

實證結果（如表 4-14）顯示，台台指上市之日報酬率（$TR_{mt}$）資料之殘差，在落後一、六和十二期內，其 $p$ 值都大於 0.05，都無法拒絕虛無假設，表示殘差項不具自我相關，當期預測值與實際值之殘差不受過去殘差之影響，所以，殘差符合白噪音模型，可以接受所設立的模式。

表 4-13　$TR_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之參數估計表

| 估計之參數 | 估計值 | $p$ 值 | $h_{mt}$ | 估計值 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|---|---|
| C | 0.213357 | 0.0017*** | $\alpha_0$ | 0.01 | 0.0493** |
| D1 | 0.125845 | 0.3270 | $\alpha_1$ | 0.10 | 0.0003*** |
| D2 | 0.182293 | 0.1624 | $\beta_1$ | 0.88 | 0.0000*** |
| R(-1) | 0.219473 | 0.0000*** | | | |
| Q | -0.062064 | 0.5122 | | | |
| Q(-1) | -0.093447 | 0.1148 | | | |

***：在顯著水準 0.01 下，reject $H_o$，表示估計之參數是非常顯著的不為零。
**　：在顯著水準 0.05 下，reject $H_o$，表示估計之參數是很顯著的不為零。
*　：在顯著水準 0.1 下，reject $H_o$，表示估計之參數是顯著的不為零。

表 4-14　$TR_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之基本統計量及殘差自我相關檢定值

| 統計量 | 估計值 | 殘差的落後期數 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|
| AIC | 3.912502 | 1 | 0.5799 |
| SBC | 3.968001 | 6 | 0.5791 |
| Log likelihood | -1456.232 | 12 | 0.9463 |

**（二） 台台指期貨上市，對台股現貨日成交量變動率的影響之** GARCH(1,1) **模型**

$$TQ_{mt}=f\{D1,D2,\ R_{mt},\ R_{mt}\ (-1),\ Q_{mt}\ (-1)\}+e_t \qquad (3.20)$$

**其中：**

$TQ_{mt}$**：台台指上市前** 250 **個到上市後** 500 **個交易日之日成交量變動率**

$R_{mt}$**：台台指期貨上市前** 250 **個到上市後** 500 **個交易日之現貨日報酬變動率**

$R_{mt}$ (-1)**：**$R_{mt}$ **前一期觀察值**

$Q_{mt}$ (-1)**：**$Q_{mt}$ **前一期觀察值**

$e_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0,h_t)$

**並且：**

D1=**０，**D2=**０為第一階段，指數期貨上市前** 250 **個交易日。**

D1=**０，**D2=**１為第二階段，指數期貨上市後** 250 **個交易日。**

D1=**１，**D2=**０為第三階段，指數期貨上市後** 500 **個交易日。**

**實證結果（如表** 4-15**）顯示，在** 0.01 **的顯著水準之下，**D1 **呈現正數，表示台台指期貨上市後，在台台指期貨上市後的** 500 **個交易日，對於台股現貨日成交量變動率有非常顯著的正面影響。在** 0.01 **的顯著水準之下，**$R_{mt}$ (-1)**呈現正數，表示前一期的台股現貨日報酬率，對台股現貨的日成交量變動率有非常顯著的正面影響。在** 0.01 **的顯著水準之下，**$Q_{mt}$ (-1)**呈現負數，表示前一期的日成交量變動率，對台股現貨的日成交量變動率有非常顯著的負面影響。**

在 0.05 的顯著水準之下，$R_{mt}$ 呈現負數，表示台股現貨日報酬率，對台股現貨的日成交量變動率有很顯著的負面影響。D2 呈現正數，表示台台指期貨上市後，在台台指期貨上市後的 250 天，對於台股現貨之日報酬率有正面影響，但不顯著。

$h_{mt}$ 為市場報酬率的條件變異數函數，$a_0$ 係數為條件變異數迴歸式中的截距項，而 $a_1$ 是市場 Lag 一期的殘項平方，$ß_1$ 是條件變異數 Lag 一期之期數。當使用 GARCH(1,1)模型所求出的估計值，它的 $p$ 檢定值小於 0.01 時，表示在 0.01 的顯著水準之下，對條件變異數之影響是顯著的。實證結果（如表 4-16）顯示，在 a=0.01 的顯著水準下，$a_1$、$ß_1$ 都顯著存在，與之前 LM 檢定結果相同，也就是 GARCH 效果顯著存在。$a_{0+}a_{1+}ß_1$ 之值小於一，代表模式為收斂。

為了確定模式為合適，須對殘差項作自我相關檢定。因此，假設檢定如下：

$H_0$：殘差項無自我相關存在

$H_1$：殘差項有自我相關存在

實證結果（如表 4-16）顯示，台台指上市之日成交量變動率（$TQ_{mt}$）之殘差，在落後一、六和十二期內，其 $p$ 值都大於 0.05，都無法拒絕虛無假設，表示殘差項不具自我相關，當期預測值與實際值之殘差不受過去殘差之影響，所以，殘差符合白噪音模型，可以接受所設立的模式。為了評估模式的最適階次，取不同的 p,q 值下其 AIC 和 SBC 之值相對較小者而得到，因此可判定所得到的變異數異質模式之階次為合適。

表 4-15　$TQ_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之參數估計表

| 估計之參數 | 估計值 | $p$ 值 | $h_{mt}$ | 估計值 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|---|---|
| C | 0.027009 | 0.0313** | $\alpha_0$ | 0.01 | 0.0001*** |
| D1 | 0.714097 | 0.0000*** | $\alpha_1$ | 0.34 | 0.0000*** |
| D2 | 0.038278 | 0.1551 | $\beta_1$ | 0.61 | 0.0000*** |
| Q(-1) | -0.385580 | 0.0000*** | | | |
| R | -0.017511 | 0.0239** | | | |
| R(-1) | 0.035285 | 0.0000*** | | | |

***：在顯著水準 0.01 下，reject $H_o$，表示估計之參數是非常顯著的不為零。
**　：在顯著水準 0.05 下，reject $H_o$，表示估計之參數是很顯著的不為零。
*　 ：在顯著水準 0.1 下，reject $H_o$，表示估計之參數是顯著的不為零。

表 4-16　$TQ_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之基本統計量及自我相關檢定值

| 統計量 | 估計值 | 殘差的落後期數 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|
| AIC | 2.052021 | 1 | 0.8842 |
| SBC | 2.107520 | 6 | 0.9219 |
| Log likelihood | -759.4820 | 12 | 0.8960 |

### （三）摩台指期貨上市，對台股現貨日報酬率的影響之 GARCH(1,1)模型

$$SR_{mt}=f\{D1,D2,\ R_{mt}(-1),Q_{mt},\ Q_{mt}(-1)\}+e_t \qquad (3.21)$$

**其中：**

$SR_{mt}$：**摩台指期貨上市前** 250 **個到上市後** 500 **個交易日之台股現貨日報酬變動率**

$R_{mt}$ (-1)：$R_{mt}$ **前一期觀察值**

$Q_{mt}$：**台台指上市前** 250 **個到上市後** 500 **個交易日之台股現貨日成交量變動率**

$Q_{mt}$ (-1)：$Q_{mt}$ **前一期觀察值**

$e_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0,h_t)$

**並且：**

D1=**0**，D2=**0 為第一階段，指數期貨上市前** 250 **個交易日。**

D1=**0**，D2=**1 為第二階段，指數期貨上市後** 250 **個交易日。**

D1=**1**，D2=**0 為第三階段，指數期貨上市後** 500 **個交易日。**

**實證結果（如表** 4-17**）顯示，在** 0.01 **的顯著水準之下，**D1 **呈現正數，表示摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的** 500 **個交易日，對於台股現貨日報酬率有非常顯著的正面影響。在** 0.01 **的顯著水準之下，**$Q_{mt}$ **呈現正數，表示台股現貨日成交量變動率，對台股現貨日報酬率有非常顯著的正面影響。在** 0.05 **的顯著水準之下，**$R_{mt}$ (-1)**呈現正數，表示前一期的台股現貨日報酬率，對台股現貨日報酬率有很顯著的正面影響。在** 0.1 **的顯著水準之下，**D2 **呈現正數，表示摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的** 250 **天，對於台股現貨之日報酬率有顯著的正面影響。**$Q_{mt}$ (-1) **呈現正數，表示前一期的台股現貨日成交量變動率，對於台股現貨之日報酬率有正面影響，但不顯著。**

$h_{mt}$ **為市場報酬率的條件變異數函數，**$a_0$ **係數為條件變異數迴歸式中的截距項，而** $a_1$ **是市場** Lag **一期的殘項平方，**$ß_1$ **是條件變異數** Lag **一期之期數。當使用** GARCH(1,1)**模型所求出的估計值，它的** $p$ **檢定值小於** 0.01 **時，表示在** 0.01

的顯著水準之下，對條件變異數之影響是顯著的。實證結果（如表 4-18）顯示，在 a=0.01 的顯著水準下，$a_1$、$ß_1$ 都顯著存在，與之前 LM 檢定結果相同，也就是 GARCH 效果顯著存在。$a_{0+}a_{1+}ß_1$ 之值小於一，代表模式為收斂。

為了確定模式為合適，須對殘差項作自我相關檢定。因此，假設檢定如下：

$H_0$：殘差項無自我相關存在

$H_1$：殘差項有自我相關存在

實證結果（如表 4-18）顯示，摩台指上市之台股現貨日報酬率（$SR_{mt}$）之殘差，在落後一、六和十二期內，其 $p$ 值都大於 0.05，都無法拒絕虛無假設，表示殘差項不具自我相關，當期預測值與實際值之殘差不受過去殘差之影響，所以，殘差符合白噪音模型，可以接受所設立的模式。在模式的診斷方面，取不同 p、q 值下，AIC 和 SBC 之統計值相對較小者，來決定變異數異質模式中合適的階次。

表 4-17　$SR_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之參數估計表

| 估計之參數 | 估計值 | $p$ 值 | $h_{mt}$ | 估計值 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|---|---|
| C | -0.003303 | 0.9515 | $\alpha_0$ | 0.01 | 0.0024*** |
| D1 | 0.304858 | 0.0001*** | $\alpha_1$ | 0.15 | 0.0000*** |
| D2 | 0.126543 | 0.0932* | $\beta_1$ | 0.83 | 0.0000*** |
| SR(-1) | 0.082811 | 0.0481* | | | |
| SQ | 0.799906 | 0.0000*** | | | |
| SQ(-1) | 0.114641 | 0.4435 | | | |

***：在顯著水準 0.01 下，reject $H_o$，表示估計之參數是非常顯著的不為零。
** ：在顯著水準 0.05 下，reject $H_o$，表示估計之參數是很顯著的不為零。
* ：在顯著水準 0.1 下，reject $H_o$，表示估計之參數是顯著的不為零。

表 4-18 $SR_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之基本統計量及自我相關檢定值

| 統計量 | 估計值 | 殘差的落後期數 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|
| AIC | 2.865518 | 1 | 0.9927 |
| SBC | 2.921017 | 6 | 0.0632 |
| Log likelihood | -1064.137 | 12 | 0.8623 |

### （四）摩台指期貨上市，對台股現貨日成交量變動率的影響之 GARCH(1,1) 模型

$$SQ_{mt}=f\{D1,D2,\ R_{mt},\ R_{mt}\ (-1),\ Q_{mt}\ (-1)\}+e_t \quad (3.22)$$

其中：

$SQ_{mt}$：台台指上市前 250 個到上市後 500 個交易日之台股現貨日成交量變動率

$R_{mt}$：摩台指期貨上市前 250 個到上市後 500 個交易日之台股現貨日報酬變動率

$R_{mt}$ (-1)：$R_{mt}$ 前一期觀察值

$Q_{mt}$ (-1)：$Q_{mt}$ 前一期觀察值

$e_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0,h_t)$

而且：

D1=０，D2=０為第一階段，指數期貨上市前 250 個交易日。

D1=０，D2=１為第二階段，指數期貨上市後 250 個交易日。

D1=１，D2=０為第三階段，指數期貨上市後 500 個交易日。

實證結果（如表 4-19）顯示，在 0.01 的顯著水準之下， D1 呈現負數，表示摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的 500 天，對於台股現貨之日成交量變動率有非常顯著負面影響。在 0.01 的顯著水準之下，$Q_{mt}$ (-1) 呈現負數，表示前一期的台股現貨日成交量變動率, 對於台股現貨之日成交量變動率有非常顯著的負面影響。在 0.01 的顯著水準之下， $R_{mt}$ 呈現正數，表示台股現貨日報酬率，對台股現貨日成交量變動率有非常顯著的正面影響。在 0.01 的顯著水準之下，$R_{mt}$ (-1) 呈現正數，表示前一期的台股現貨之日報酬率，對於台股現貨日成交量變動率有非常顯著正面影響。D2 呈現負數，表示摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的 250 天，對於台股現貨之日成交量變動率有負面影響，但不顯著。

$h_{mt}$ 為市場報酬率的條件變異數函數，$a_0$ 係數為條件變異數迴歸式中的截距項，而 $a_1$ 是市場 Lag 一期的殘項平方，$ß_1$ 是條件變異數 Lag 一期之期數。當使用 GARCH(1,1)模型所求出的估計值，它的 $p$ 檢定值小於 0.01 時，表示在 0.01 的顯著水準之下，對條件變異數之影響是顯著的。實證結果（如表 4-20）顯示，在 a=0.01 的顯著水準下，$a_1$、$ß_1$ 都顯著存在，與之前 LM 檢定結果相同，也就是 GARCH 效果顯著存在。$a_{0+}a_{1+}ß_1$ 之值小於一，代表模式為收斂。

為了確定模式為合適，須對殘差項作自我相關檢定。因此，假設檢定如下：

$H_0$：殘差項無自我相關存在

$H_1$：殘差項有自我相關存在

實證結果（如表 4-20）顯示，摩台指上市之台股現貨日成交量變動率（ $SQ_{mt}$）之殘差，在落後一、六和十二期內，其 $p$ 值都大於 0.05，都無法拒絕虛無假設，

表示殘差項不具自我相關，當期預測值與實際值之殘差不受過去殘差之影響，所以，殘差符合白噪音模型，可以接受所設立的模式。為了評估模式的最適階次，取不同的 p,q 值下其 AIC 和 SBC 之值相對較小者而得到，因此可判定所得到的變異數異質模式之階次為合適。

表 4-19　$SQ_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之參數估計表

| 估計之參數 | 估計值 | $p$ 值 | $h_{mt}$ | 估計值 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|---|---|
| C | 0.059173 | 0.0017*** | $\alpha_0$ | 0.00 | 0.0052*** |
| D1 | -0.061079 | 0.0099*** | $\alpha_1$ | 0.02 | 0.0000*** |
| D2 | -0.037747 | 0.1089 | $\beta_1$ | 0.97 | 0.0000*** |
| SQ(-1) | -0.291952 | 0.0000*** | | | |
| SR | 0.019570 | 0.0025*** | | | |
| SR(-1) | 0.050252 | 0.0000*** | | | |

***：在顯著水準 0.01 下，reject $H_0$，表示估計之參數是非常顯著的不為零。
**　：在顯著水準 0.05 下，reject $H_0$，表示估計之參數是很顯著的不為零。
*　 ：在顯著水準 0.1 下，reject $H_0$，表示估計之參數是顯著的不為零。

表 4-20　$SQ_{mt}$ 在 GARCH(1,1)模式下之基本統計量及自我相關檢定值

| 統計量 | 估計值 | 殘差的落後期數 | $p$ 值 |
|---|---|---|---|
| AIC | -0.109147 | 1 | 0.6130 |
| SBC | -0.053648 | 6 | 0.5758 |
| Log likelihood | 49.87545 | 12 | 0.7373 |

本研究主要探討台台指和摩台指期貨上市，對台股現貨報酬率和成交量的影響。應用符合股價報酬波動異質變異數特性的 GARCH(1,1)模型，來檢定各變數對各階段市場報酬率的影響，本研究的兩個模型之實證結果如下：

一、兩種期貨上市後，對台股現貨日報酬率和日成交量變動率的影響之實證模型。

（一）台台指期貨上市，對台股現貨日報酬率的影響之 GARCH(1,1)模型

台台指期貨上市後的 250 個交易日和 500 個交易日，對台股現貨日報酬率都有正面的影響，而且在短期內（上市後 250 個交易日）有很顯著的正面影響，在中長期（上市後 500 個交易日）有正面影響，但不顯著。

（二）台台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率的影響之 GARCH(1,1)模型

台台指期貨上市後的 250 個交易日和 500 個交易日，對台股現貨日成交量都有正面的影響，而且在短期內（上市後 250 個交易日）有顯著的正面影響，在中長期（上市後 500 個交易日）有非常顯著的正面影響。

（三）摩台指期貨上市後對台股現貨日報酬變動率的影響之 GARCH(1,1)模型

摩台指期貨上市後的 250 個交易日和 500 個交易日，對台股現貨日報酬率都有正面的影響，而且在短期內（上市後 250 個交易日）的正面影響並不顯著，在中長期（上市後 500 個交易日）有非常顯著的正面影響。

### （四）摩台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率的影響之 GARCH(1,1) 模型

摩台指期貨上市後的 250 個交易日和 500 個交易日，對台股現貨日成交量都有正面的影響，而且在中長期（上市後 500 個交易日）有顯著的正面影響。

## 二、在兩種期貨上市時，考慮價量之間的影響，並且考慮價量前一期觀察值的影響，對台股現貨日報酬率和日成交量變動率的影響之實證模型。

### （一）台台指期貨上市，對台股現貨日報酬率的影響之 GARCH(1,1)模型

前一期台台指之日報酬率資料，對於台台指之日報酬率資料有非常顯著的正面影響。台台指期貨上市後，在台台指期貨上市後的 250 天，對於台股現貨之日報酬率有正面影響，但不顯著。台台指期貨上市後，在台台指期貨上市後的 500 天，對於台股現貨之日報酬率有正面影響，但不顯著。日成交量變動率和前一期的日成交量變動率，對於台股現貨之日報酬率有負面影響，但不顯著。

### （二）台台指期貨上市，對台股現貨日成交量變動率的影響之 GARCH(1,1) 模型

台台指期貨上市後，在台台指期貨上市後的 500 個交易日，對於台股現貨日成交量變動率有非常顯著的正面影響。前一期的台股現貨日報酬率，對台股現貨的日成交量變動率有非常顯著的正面影響。前一期的日成交量變動率，對台股現貨的日成交量變動率有非常顯著的負面影響。台股現貨日報酬率，對台股現貨的日成交量變動率有很顯著的負面影響。台台指期貨上市後，在台台指期貨上市後的 250 天，對於台股現貨之日報酬率有正面影響，但不顯著。

### （三）摩台指期貨上市，對台股現貨日報酬率的影響之 GARCH(1,1)模型

摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的 500 個交易日，對於台股現貨日報酬率有非常顯著的正面影響。台股現貨日成交量變動率，對台股現貨日報酬率有非常顯著的正面影響。前一期的台股現貨日報酬率，對台股現貨日報酬率有很顯著的正面影響。摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的 250 天，對於台股現貨之日報酬率有顯著的正面影響。前一期的台股現貨日成交量變動率，對於台股現貨之日報酬率有正面影響，但不顯著。

### （四）摩台指期貨上市，對台股現貨日成交量變動率的影響之 GARCH(1,1)模型

摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的 500 天，對於台股現貨之日成交量變動率有非常顯著負面影響。前一期的台股現貨日成交量變動率，對於台股現貨之日成交量變動率有非常顯著的負面影響。台股現貨日報酬率，對台股現貨日成交量變動率有非常顯著的正面影響。前一期的台股現貨之日報酬率，對於台股現貨日成交量變動率有非常顯著正面影響。摩台指期貨上市後，在摩台指期貨上市後的 250 天，對於台股現貨之日成交量變動率有負面影響，但不顯著。

台台指

## 第五節　研究限制

### 一、研究方法之限制

GARCH 模型雖允許序列相關，而且同時也考慮變異數不固定的現象，但為了確保變異數為正，而限制所有的參數 $\alpha_i$ 或 $\beta_i$ 均須大於等於零，而且為使變異數不發散，故要求這些參數的總和必須小於等於一，但這些有可能與實際情況不符，因而造成統計上的偏差，因為即使有某些參數 $\alpha_i$ 或 $\beta_i$ 的值為負，但條件變異數還是有可能為正。在某一段時間內的變異數也可能還未收斂，而有發散的現象存在，而這些參數的限制卻有可能造成估計上的錯誤偏差。

在股票市場的波動行為實證研究上，普遍發現股票市場存在不對稱性。但在 ARCH 或 GARCH 模型中，條件變異數為過去未預期變動平方的函數，因此無法偵測如 Black(1976)、Christie(1982)、French、Schwert 和 Stambaugh(1987)、Nelson(1990)、Schwert(1990)等研究者所發現好消息與壞消息對於未來股價的波動具有不同的預測能力。因此若好消息與壞消息對條件波動有不同的預測能力，例如壞消息比好消息所引發的波動大，則忽略不對稱效果的波動模型會在壞消息之後低估波動量，而在好消息之後高估波動量，而導致波動預測波動不對稱預測能力的降低。

然而股票市場的波動行為除了具有不對稱之外，Engle 和 Ng(1993)的研究指出波動的行為，具有正向規模偏誤效果(positive size bias effect)和負向規模偏誤效果(negative size bias effect)。然而傳統的不對稱的 GARCH 模型，並無法探討到上述的波動行為特性，導致探討波動行為具有資訊程度偏誤效果。

## 二、未考慮不同市場結構對股市的影響

股市結論不同，也就是股市的交易方式、漲跌幅限制、稅制及政府法規，都有可能導致股價波動受到扭曲，而未能反應真實情況，這些影響效果及程度都是不確定的，所以本研究未考慮這些因素。而且，至今許多學者對於保證金對股市影響效果之研究並無一致結論，故本研究是假設保證金要求對股市的波動性並沒有顯著影響。

# 第五章　結論與建議

## 第一節　結論

本研究主要目的在探討摩台指期貨上市(86 年 1 月 9 日)和台台指期貨上市（87 年 7 月 21 日）對台灣股票現貨市場之報酬率及成交量變動率的影響。其研究期間為摩台指和台台指上市前 250 天和上市後 500 天。

本研究主要探討的目的有：

一、台指期貨上市後對台股現貨日報酬率之影響。

二、台台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率之影響。

三、摩台指期貨上市後對台股現貨日報酬率之影響。

四、摩台指期貨上市後對台股現貨日成交量變動率之影響。

本研究主要探討台台指和摩台指期貨上市，對台股現貨報酬率和成交量的影響。應用符合股價報酬波動異質變異數特性的 GARCH(1,1)模型，來檢定各變數對各階段市場報酬率的影響，綜合兩個實證模型的分析結果，本研究的結論如下：

（一）台台指上市對台股現貨報酬率的影響：

在台台指上市後的 250 個和 500 個交易日，對台股現貨的日報酬率都是產生正向的影響，在台台指上市後的 250 個交易日影響是顯著的，可能是因為台台指上市之後，由於股價指數期貨市場在資訊傳遞及執行效率上均較股票市場快，因此價格波動也隨之增加。而前一期的台股現貨日報酬

率，對台股現貨的日報酬率有非常顯著的正向影響。日成交量變動率和前一期的日成交量變動率，對於台股現貨之日報酬率有負面影響，但不顯著。

（二）台台指上市對日成交量變動率的影響：

在台台指上市後的 250 個和 500 個交易日，對台股現貨的日成交量都有正向的影響，而且在台台指上市後 500 個交易日，對台股現貨的日成交量都有非常顯著的正向影響，可能是因為股價指數期貨開放後，有助於發行市場的擴大，持股意願增強，套利的操作使期貨、現貨成交量同步放大，所以整體股票市場的成交量會增加。而台股現貨前一期的日報酬率，對台股現貨的日成交量有非常顯著的正向影響。台股現貨前一期的日成交量變動率，對台股現貨的日成交量有非常顯著的負向影響。台股現貨的日報酬率，對台股現貨的日成交量變動率有很顯著的負向影響。

（三）摩台指上市對台股現貨報酬率的影響：

在摩台指上市後的 250 個和 500 個交易日，對台股現貨的日報酬率都有正向的影響，在摩台指上市後 500 個交易日，對台股現貨的日報酬率都有非常顯著的正向影響，可能是因為台台指和摩台指上市之後，由於股價指數期貨市場在資訊傳遞及執行效率上均較股票市場快，因此價格波動也隨之增加。

而前一期的台股現貨日報酬率，對台股現貨的日報酬率有很顯著的正向影響。台股現貨日成交量，對台股現貨日報酬率有非常顯著的正向影響，前一期的台股現貨日成交量變動率，對於台股現貨之日報酬率有正面影響，但不顯著。

（四）摩台指上市對日成交量變動率的影響：

在摩台指上市後的 250 個交易日，對台股現貨的日成交量變動率的影響較為顯著，可能是因為台台指和摩台指上市之後，由於股價指數期貨市場在資訊傳遞及執行效率上均較股票市場快，因此價格波動也隨之增加。前一期的台股現貨日成交量變動率，對於台股現貨之日成交量變動率有非常顯著的負面影響。台股現貨日報酬率和前一期的台股現貨之日報酬率，對於台股現貨日成交量變動率都有非常顯著正面影響。

在摩台指上市後對台股現貨影響的實證結果中，發現價量兩者為正相關，和 Clark 在一九七三年提出了混合分配假說(Mixture of Distributions Hypothesis,MDH)，和 Copeland 在一九七六年也提出了連續訊息到達模型(Sequntial Information Arrival Model,SIAM)的實證結果相同。

綜合分析可看出，當台台指和摩台指期貨上市後的 500 個交易日中，都會對台股現貨日報酬率產生影響，而且，台台指和摩台指期貨上市後都會對台股現貨日報酬率有正向影響，可能是因為台台指和摩台指上市之後，由於股價指數期貨市場在資訊傳遞及執行效率上均較股票市場快，因此價格波動也隨之增加。台台指和摩台指期貨上市後都會對台股現貨日報酬率有正向影響，實證結果和 Martin and Senchack.Jr.(1991)研究 MMI 指數期貨、Lee and Ohk(1992)研究香港、日本指數期貨的結果相同。

當台台指和摩台指期貨上市後的 500 個交易日中，都會對台股現貨日成交量變動率產生正向影響，而台台指和摩台指上市後，結果大多支持會造成台股現貨之日成交量變動率增加，可能是因為股價指數期貨開放後，有助於發行市場的擴大，持股意願增強，套利的操作使期貨、現貨成交量

同步放大，所以整體股票市場的成交量會增加。而初期雖然會出現股票市場的資金流向股價指數期貨市場的現象，但是長期而言，隨著兩個市場的互動，兩者的交易量皆會增加。

而前一期的台股現貨之日報酬率，對於台股現貨的日報酬率有非常顯著正面影響。而前一期的台股現貨之日報酬率，對於台股現貨的日成交量變動率，也有非常顯著正面影響。所以，當前一期的台股現貨之日報酬率增加，本期的台股現貨之日報酬率和日成交量變動率都很可能增加；當前一期的台股現貨之日報酬率減少，本期的台股現貨之日報酬率和日成交量變動率都很可能減少。

而前一期的台股現貨日成交量變動率，對台股現貨的日成交量變動率有非常顯著的負向影響，所以，當前一期的台股現貨之日成交量增加，本期的台股現貨之日成交量變動率很有可能會減少；當前一期的台股現貨之日成交量減少，本期的台股現貨之日成交量變動率很有可能會增加。

## 第二節　建議

對後續的研究學者，有以下的建議：

本研究針對台台摩和摩台指上市，對台股現貨日報酬率和日成交量變動率的影響進行研究，但未考慮一些可能影響台股現貨日報酬率和日成交量變動率的經濟變數及市場結構，如：保證金及漲跌幅限制，故建議後續研究者可將各種可能影響報酬率或成交量變動率的變數納入模型中，以使模型研究更加完整也更符合現實情況。

台灣目前有台灣股價指數期貨、電子業股價指數期貨、金融業股價指數期貨和不久前推出的小期指，未來國內可能會再推出新的股價指數期貨，所以，後續研究者所得的期貨資料期間會更長，也有更多種期貨的資料。後續研究者可以就新上市的期貨上市後，對台灣股價指數期貨、電子業股價指數期貨、金融業股價指數期貨和小期指的影響，或是就新上市的期貨上市後對台股現貨的影響做探討。

在股票市場的波動行為實證研究上，普遍發現股票市場存在不對稱性，就是好消息與壞消息對於未來股價的波動具有不同的預測能力。所以，後續學者可發展具有預測波動不對稱性的 GARCH 模型，以增加結果的準確性，使結果更有說服力。

傳統的不對稱的 GARCH 模型，並無法探討到正向規模偏誤效果(positive size bias effect)和負向規模偏誤效果(negative size bias effect)之波動行為特性，導致探討波動行為具有資訊程度偏誤效果，所以建議後續研究

**者，可以建立一個同時可偵測波動不對稱效果與資訊規模偏誤效果的不對稱** GARCH **模型，使結果更具準確性。也可以運用不同的** GARCH **模型作研究，比較其結果有何異同。**