

新興市場規模波動的訊息傳遞效應－臺灣股票市場為例

陳宗仁^a 林顯達^b 鍾世和^a 王憲斌^{b*} 魏石勇^c

^a環球科技大學電子商務系 ^b環球科技大學企業管理系 ^c亞東技術學院資訊管理系

摘要

新興市場的規模傳遞效應過去一直很少人進行研究，主因為新興市場缺乏規模性的股票指數。為了建立規模指數，本文擬臺灣股票市場(上市、上櫃)的公司為樣本，並以公司的市值當作公司規模的代理變數。將本文期間將所有樣本(扣除成交量較低的 5%)依其市值給與排序，分成 10 組(每組 110 家公司)，並利用加權股價的概念，計算出各類規模的指數。其中大型股指數以最大公司規模組的指數代替之；小型股指數以最小規模組的指數代替之，中型股則以排序在中間 110 家的公司之規模指數代替之。於建立各類規模指數後，本文研究利用 DCC-GARCH 探討金融海嘯前後期(前期：2003/9/1~2006/8/31，後期：2007/9/1~2010/8/31)之規模傳遞效應。研究結果發現，在金融海嘯前期臺灣股票市場規模指數波動的訊息傳遞效應是不顯著的；在海嘯過後，反而規模指數波動的訊息傳遞效應有顯著的影響。此一研究結果將提供投資人一個投資決策的建議：在金融突發事件後，以大規模指數來進行投資的決策，將有利於投資獲益及風險的降低。

關鍵字：訊息傳遞效應、公司規模、DCC-GARCH、規模指數

* 通訊作者



Message Transmission Effect of Size Volatility on Emerging Market as Evidence from Taiwan Stock's Market

Jen-Tseng Chen^a Hsien-Ta Lin^b Philip Shuee-Ho Chung^a

Hsien-Bin Wang^{b*} Shih-Yung Wei^c

^aDepartment of Electronic Commerce ^bDepartment of Business Administration, TransWorld University

^cDept of Information Management, Oriental Institute of Technology

Abstract

There are few researches focusing on firm size transmission effect over the past in the emerging markets, because they lack relevant information such as firm size stock index. For research purpose, this study firstly established firm size stock indices by taking the sample from the stock market in Taiwan. The market value of the company was assigned as the proxy variable of firm size. All samples in the study period were ranked and then divided into 10 groups (110 company/ group) (excluding the lowest 5% in their net volume) by using the concept of weighted price to calculate the index of all sizes. The largest group of firm size index was assigned as a proxy variable of the large stock index. And the smallest group of firm size index was represented as the small stock index. The midcap stock index was made up from the middle size group of 110 firms. The study adopted DCC-GARCH to analysis firm size stock indices to explore the firm size transmission effect by comparing the changes between per- and post- financial tsunami. The firm size transmission effect was not significant for pre-financial tsunami in volatility of each firm size in the Taiwan stock market. Whereas, the post-financial tsunami, the firm size transmission effect was found out significant in changes. The finding of this study would provide investors an investment decision suggestion that, after the financial emergency, the investors should pay a lot attention on the large firm size index to make up their investment decisions in order to benefit the profit of their investment and avoid their risks.

Keywords: Message Transmission Effect, Firm Size, DCC-GARCH, Size Index

* Corresponding author



壹、緒論

近年來由於投資管道的多元化使得投資人有必要強化其在資產上的風險控管，即資產配置的適切程度，影響資產配置有許多因素，包括報酬率、風險和風險趨避程度等。然而影響資產價格的因素既多且複雜，再加上漲跌非常難以預測，導致市場瞬息萬變，每天均有不可預知的變動。因此對資產的價格與風險之研究一直是財金領域的一大主流。

有關資產的價格與風險的研究過去都是用報酬來解釋風險，但自從 Fama (1971) 指出風險報酬的關係後，風險成為解釋報酬的因素。但風險是無法由市場直接量化的變數，故尋找一個適合的風險代理變數絕對有其必要性，傳統財務文獻大多支持以波動 (Volatility) 來做為風險代理變數的觀點。再輔以 Sharpe (1964)、Lintner (1965) 和 Mossin (1966) 提出資本資產定價模式(CAPM)以來，更加確定系統風險成為解釋資產報酬率的一個重要因子；以及日後 Ross (1976) 所提出的套利訂價理論(Arbitrage Pricing Theory, 簡稱 APT)、Fama and French (1992, 1993) 提出的三因子模式(市場、規模、淨值市價比)以及 Carhart (1997) 的四因子(市場、規模、淨值市價比及動能效應)來預測報酬。這些因子的波動為是主要的解釋變數，因此波動的研究一直都是研究金融商品價格的主要領域，此外波動也隨著計量工具的發展，從靜態的估計，延伸至以動態模型來進行預測。因此本文擬採用動態模型來探討波動動的變化，輔以單變量模型以及雙變量模型來進行探討外溢的效果的狀況。

在股票市場有關規模訊息傳遞效應，最早由 Lo and MacKinlay (1988, 1990) 提出，認為不同市值的投資組合間存在著交叉序列相關，大公司股票的報酬通常領先小公司股票的報酬。不過在 Barber and Lyon (1997) 和 Dimson and Marsh (1999) 的研究中，卻發現股市報酬的規模訊息傳遞效應有「反轉」(Reverse)的現象，報酬波動的規模傳遞效應是否有存在？甚至有反轉的狀況發生為本文的研究動機。

本文擬在探討波動規模訊息傳遞效應，此為探討雙變量的關係，有關兩變數間的波動關係，在傳統 GARCH 模型的實證分析都假設兩數列間的共變異關係為靜態，即兩數列的殘差項具有固定條件相關(Constant Conditional Correlation; 以下簡稱 CCC)，但這樣的假設在直覺上是較不合理的，因為當時間數列面臨結構性的影響，若假設了固定條件相關，則可能會使估計出來的相關係數發生偏誤。此外 Tse (2000) 也指出 CCC 設定將面臨參數估計的強韌性(Robust)問題，因此必須先加以檢定。因此 Engle (2002) 的研究中，以兩階段估計法來避免參數過多問題，並將條件相關係數設為非常數，此即為 DCC(Dynamic Conditional Correlation Model, DCC)下的雙變量 GARCH 模型。此模型比較符合一般的假設，因此 DCC-GARCH 模型被大量應用在金融資產的報酬波動的實證研究，本文擬以此一模型進行規模訊息傳遞效應的研究。

本文第一節的緒論主要介紹本文的研究動機以及確立研究方向，並介紹本文的研究動機及研究目的，以及因研究動機及目的而衍生的研究方向，與研究方法。



其他章節分別為第二節為文獻探討，主要介紹規模訊息傳遞效應的相關文獻。第三節為本文資料來源以及相關研究方法的介紹，本文主要探討波動在公司規模傳遞的關係，並且以 2008 年全球金融海嘯發生前後為基準，探討波動的變化狀況。本文主要研究方法為 DCC-GARCH 族模型。第四節為實證結果分析，主要根據第三節的研究方法進行實證的分析與驗證。第五節根據第四節實證分析結果提出綜合結論。

貳、文獻探討

有關規模訊息傳遞效應，最早由 Banz (1981) 與 Reinganum (1981) 指出規模較小的公司，在作風險調整後，仍然比規模較大的公司，具有較高的報酬，此即為「小型股效應」或稱「規模效應」。從不同的角度作更深入之探討，如 Brown, Kleidon, and Marsh (1983)、Keim (1983)、Schultz (1983)、Stoll and Whaley (1983)、Barry and Brown (1984)、Ma and Shaw (1990)、Fama and French (1992) 及 Huang (1997) 等研究結果都呈現「規模效應」。但何會存在「規模效應」，許多學著試圖以不同的角度來檢視，並提出多種解釋。最著名的是 Fama and French (1992, 1993, 1995, 1996, 1998) 及 Lakonishok、Shleifer and Vishny (1994) 所探討的多因子模型，這些研究認為諸如公司規模、淨值市價比等變數可以做為股價報酬的預測變數。He and Ng (1994) 則提出早期研究所使用的樣本沒有包括下市或是被購併的公司，所以可能導致小型股投資組合的報酬被高估。Bhardwaj and Brooks (1993) 提出雙 β 理論，認為系統風險在多頭市場與空頭市場不同，使得小型股的 β 值在多頭市場比空頭市場高出許多，大型股的系統性風險在多頭市場比空頭市場小。兩相比較之下，小型股的超額報酬事實上是被誇大(Overstated)了。Kim and Burnie (2002) 同樣以雙 β 模型檢視「規模效應」，發現小公司擁有低生產力與高財務槓桿的特性，使其股價在景氣擴張期擁有超額報酬，然而在景氣緊縮期則沒有規模爆城的表現。直到今日，學界與實務投資者仍舊關心此一「小型股效應」在目前是否仍然存在？首先，Barber and Lyon (1997) 及 Horowitz, Loughran and Savin (2000) 以美國股市為研究對象，他們發現在 1980 年代至 1990 年代間的美國股市，報酬與公司規模之間，亦呈現「反轉」(Reverse)或無明確的關係存在。Dimson and Marsh (1999) 對英國的股市研究發現：在 1955 至 1988 年間，小規模公司的報酬表現優於大規模公司的報酬。然而，在往後的十年間(1989~1998)，小型股的報酬，卻呈現「反轉」或消失的情況。

從上述學者的研究，公司規模下訊息傳遞的影響為何？一般而言，規模較大的公司會比規模較小的公司有多的訊息揭露，因此股市的新訊息都會先反映在大公司的股價上，再反映到小公司的股價，兩者的股價報酬會存在領先落後的關係此即所謂的「訊息傳遞效應」。Lo and MacKinlay (1988, 1990) 提出不同市值的投資組合間存在著交叉序列相關，大公司股票的報酬通常領先小公司股票的報酬。不過亦有小公司股票訊息傳遞給大公司股票的狀況發生，如 Admati and Pfleiderer (1988)、Foster and Vishwanathan (1990)、Kyle (1985)、和 Wang (1994) 等



學這認為擁有豐富資訊的投資人會將大公司股票策略性的分階段交易，以避免他們的私有資訊過度曝光而喪失優勢，但是由於小公司股票成交量少且流動性低，交易資訊不易被隱藏，所以會造成小公司股票訊息傳遞給大公司股票的現象。

McQueen, Pinegar and Thorley (1996) 證明市場報酬存在方向性的不對稱 (Directional Asymmetry)，認為只有在市場出現好消息時，大公司股票的報酬才會領先小公司股票的報酬；而市場出現壞消息時，大公司與小公司股票對訊息的反應速度一致。Kanas (2002) 研究英國股市自 1955 年 1 月至 1994 年 12 月的所有股票報酬月資料，實證發現，上市資本額最大的三個投資組合，相對於資本額較小的投資組合，有顯著的報酬外溢與波動外溢效果，因此 Kanas (2002) 證實了英國股市訊息傳遞效應的存在。上述均在探討報酬的傳遞，而有關波動的傳遞，在規模效應下也有不少學者進行研究，Conrad, Gultekin, and Kaul (1991) 使用多變量模型，進行不同規模公司在波動傳遞關係的研究。其研究對象為美國股票市場，依據公司的市值大小，各別選出最小、中型以及最大的 100 家公司組成 3 種資產組合。同時亦分別使用單變量與多變量 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M 模型，比較其在使用上述第一類的單變量兩階段估計法與多變量的估計法時結果的差異。結果發現兩種估計方法都顯示出大公司過去的衝擊會對其本身以及小公司造成影響，反之小公司過去的衝擊對大公司沒有影響，但在估計平均數方程式裡，過去波動對報酬率的影響時，多變量較單變量時所得到的值為大且是顯著的。Cheung and Ng (1992) 利用 EGARCH 模型，研究在不同的市場或不同的公司其股票報酬波動的情形，結果發現報酬波動與公司規模關係的強度會隨時間的改變而改變。在 AMEX 與 NYSE 交易的股票，其股價與未來價格波動之間具有負相關，規模較小的公司其股價波動的反應較大。Duffee (1995) 研究 1977 年至 1991 年間，NYSE 及 AMEX 上市股票約 2500 種股票，以公司資產總額來定義公司規模，並比較規模與報酬波動之關聯性。分別以日資料與月資料估計個股的股價報酬波動。研究結果發現，規模與報酬波動有關，小規模公司群組的股票報酬與股票波動間的關係比大規模公司群組強烈。Chelley-Steeley and Steeley (1996) 的研究中，使用 ARMA (1,1) –GARCH (1,1) -M 模型，主要討論英國股票市場的不同規模公司間的波動傳導方向。先將英國股票依公司資本額大小分成 4 個資產組合，每個資產組合包含 50 間公司作為研究。發現每個資產組合的條件變異數不僅受到本身過去衝擊影響，也受到由更大的公司組成的資產組合的過去衝擊影響，但過去的衝擊卻不會從小公司資產組合外溢到大公司的產資組合。Pyun, Lee, and Nam (2000) 使用 GARCH (1,1) 模型，以韓國的股市為研究對象，討論訊息到達對波動的影響以及跨公司間的波動外溢現象。在研究波動外溢時，是從韓國股票交易所中選出 120 家最活躍的公司，依資本額大小，將最大的前 20 家以及最小的後 20 家組成 2 組資產組合。研究發現小公司資產組合的波動可由大公司資產組合過去的衝擊來預測，反之，大公司資產組合的波動亦可由小公司資產組合過去的衝擊來預測，大小公司之間波動外溢效果是雙向的，但大公司對小公司的效果較小公司對大公司時顯著。Reyes (2001) 使用多變量模型，即雙變量



AR(1)-EGARCH (1,1) 模型來研究日本的股票市場。以東京證券交易所中第一部 (First Section) 市場裡的公司，由大到小排序，前一半公司組成的日本大型公司指數 (Japanese Large Companies Index)，和由其後一半公司組成的日本小型公司指數 (Japanese Smaller Companies Index)，分別做為大公司與小公司的代表。實證結果發現大公司與小公司存在著不對稱的波動外溢現象，即大公司過去的衝擊會流向小公司，但反之不會。

在國內也有關規模訊息傳遞效應的研究，不過大部分都集中在報酬的訊息傳遞效應，而有關波動的規模訊息傳遞效應就比較少，這主因是因為臺灣股票市場不存在小型股的指數，也因此從事這類的研究，都採用股票篩選的模式，像王元章 (1999) 使用 GARCH (1,1) - M 模型，研究臺灣股市成交量、報酬率與報酬率波動性間之關係，對波動性傳遞方式進行探討。在觀察不同資產組合的波動性外溢時，利用臺灣上市的 104 家公司，依權益市值由大到小分成 4 組，每組有 26 家公司進行實證。結果發現股價波動性外溢是由大公司的資產組合到小公司的資產組合，反之則否。從上述學者研究，發現報酬波動與公司規模關係中，小規模的波動會比大規模的波動來的劇烈，並且大規模公司的外溢效果明顯比小規模還要顯著。而「小型股效應」在報酬上已有學者證實有反轉的現象，報酬波動是否也反轉？此成為本文的重心。

參、研究資料與方法

金融海嘯的發生始源於次級房貸的危機，匯豐控股在 2007 年 1 月首次額外增加在美國次級房屋信貸的準備金額，並發出可能大幅增加撥備的警告。之後美國第二大次級房貸公司新世紀金融公司於 2007 年 4 月 2 日申請破產保護。並導致 2007 年 7 月 27 日全球股市首度因美國次級房屋信貸問題而出現大跌市，臺灣加權股價指數指數亦受影響，大跌 404.14 點。日後並引爆 2008 年美國的銀行陸續倒閉及被接管，其中引爆金融海嘯最大危機為 2008 年 9 月 15 日雷曼兄弟申請破產保護，美林證券被美國銀行收購，當日美股大瀉 504 點；最大保險集團 AIG 陷入財政危機，而臺灣政府實施了一連串護盤措施，不過股市也大跌了 258.33 點。在 2009、2010 年造成歐洲的債信危機。也因此 2007~2010 被稱為金融海嘯的時期，台灣於金融海嘯期間股票市場並深受影響，台灣加權股價指數自 2003/1/1 ~ 2010/12/31 的走勢如下圖 1，由圖 1 表示可明顯發現臺灣在金融海嘯時期，股市震幅非常大，直到 2010 年下半年才有明顯的趨勢。

本文研究主要探討金融海嘯前後臺灣股票市場波動的變化，因此本文針對金融海嘯後期資料選取時間為 2007/9/1 ~ 2010/8/31，為避免金融海嘯對前期的影響，以及讓研究有一致性本文前期資料選取時間為 2003/9/1~2006/8/31。資料來源取自台灣經濟新報資料庫 (TEJ)。





圖 1 臺灣加權股價指數每日收盤走勢圖

其次本文擬研究規模訊息傳遞效應，因此需再針對規模指數加以定義，本文擬將研究期間台灣上市櫃公司均為存續的公司(分為前後期，並將成交量較少的公司給予刪除 (5%))的公司規模(本文採用平均市值)給與排序，取得各期樣本公司數如表 1，前期的樣本數有 860 家公司，後期的樣本數有 1100 家公司。

本文主要探討金融海嘯的影響，因此以後期的樣本數為標的，因此將後期樣本公司，分成 10 組，故每組樣本數為 110 家，大型股為最大規模的成份，小型股則取最小規模的成份股，中型指數則選取第 5 組的後半部成份股及第 6 組前半部成份股。而前期選取各類型成份股採用 110 家，故前 110 大市值的公司列入大型股成份股，後 110 小市值的公司列入小型股成份股，市值排序第 376 到 485 的公司列入為中型股成份股。

表 1 本文各期樣本公司數

	前期	後期
總數	1,140	1,312
存續公司	907	1,156
成交量低的公司(約 5%)	47	56
樣本公司	860	1,100

指數的計算則採用台灣加權股價指數的計算模式計算之，計算公司如下：

$$I_i \equiv \frac{\text{各類規模成份股總市值}}{\text{基期總市值}} * 9000 \quad i = B, M, S \quad (1)$$

並以金融海嘯後期第一天 (2007/9/3) 當基期，基期各類指數均設定為 9000 點(基期及指數的選定不影響結果)做經過整理計算，各期各類股的走勢如圖 2、



圖 3 以及各類股每日成交量如圖 4、圖 5。由圖 2 及圖 3 中可發現，在金融海嘯前期，各類規模指數的走勢相當平穩，不過在金融海嘯後，指數波動均明顯變大，此外由圖 4、圖 5 亦可發現，臺灣股市的成交量幾乎集中在大型股，隨著規模的變小，成交量都明顯的變小。

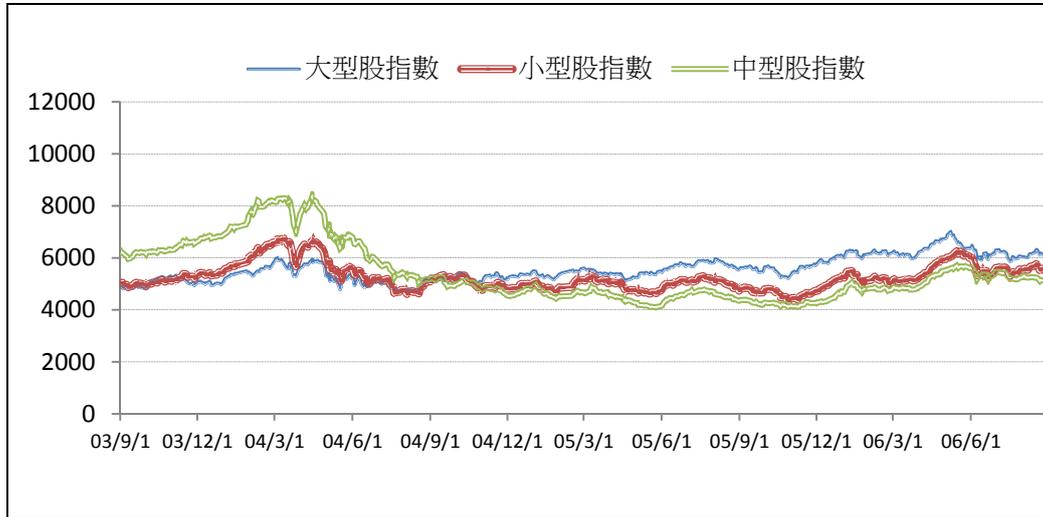


圖2 金融海嘯前期台灣各類規模指數走勢圖

本文報酬率的計算方法為第 t 天的收盤指數除以第 $t-1$ 天的每日收盤指數後取自然指數再乘以 100。其計算式定義如下：

$$r_{i,t} = \left[\ln \left(\frac{I_{i,t}}{I_{i,t-1}} \right) \right] \times 100 \quad (2)$$

其中、指指數報酬率及成交量變動率，則指指數當日的收盤價及總成交量，指時間，為公司規模別，，分表示臺灣大型股、臺灣中(中型股、臺灣小型股，如指臺灣大型股在期的指數報酬率。

首先觀察四個指數於金融海嘯前後期的報酬序列的基本統計量(包括每期樣本數、平均數、標準差、偏態係數及峰態係數)、Jarque-Bera 統計量、以及 ADF、PP 單根檢定統計量，以上資料彙整於表 2。

在基本統計量方面，各股價指數報酬率樣本平均數在金融海嘯發生後都是負的，而在金融海嘯發生前樣本平均數除了小型股以外都是正的；此外就標準差而言，由表 2 各類規模指數在後期的標準差都比前期大；以偏態與峰態來看，各類指數不論在前期或是後期全部都是左偏，且所有數列均為高狹峰。Jarque-Bera 統計量檢定結果發現有關報酬率的部分均則顯示拒絕符合常態的虛無假設，表示所有報酬率的數列資料均應不符合常態分配。





圖3 金融海嘯後期台灣各類規模指數走勢圖

另外在單根檢定方面，由表 2 之 ADF 及 PP 檢定結果顯示，所有數列資料 P 值均小於 1%顯著水準臨界值(-3.44)，表示無法拒絕序列資料為恆定的虛無假設，因此判定各指數之股價指數報酬率之數列皆為恆定。

本文的研究方法之一為 GARCH 模型，根據 Bollerslev (1983) 指出 ARCH/GARCH 需具備高峽峰分配及條件變異異質性。由表 2 可知本文之樣本數均呈現高峽峰分配，因此本文仍需再考慮條件變異異質性。

為了解本文知資料是否具 ARCH 效果，本文使用 Engle (1982) 之 LM (Lagrange Multiplier)檢定加以檢測，另外也觀察 Ljung-Box 的 Q 統計量。Engle (1982) 的 LM 檢定乃是觀察數列之不同期殘差平方間的迴歸係數是否顯著，來判定兩時點間自我相關與異質變異現象是否明顯存在，若係數顯著，表示該數列具有 ARCH 效果。

表 2 臺灣各類股市股價指數報酬率及成交量變動率之基本統計量與單根檢定

規模	期間	觀察值	平均數	標準差	偏態	峰態	JB	ADF	PP
大型指數	前期	746	0.0323	1.2111	-0.4654	6.7358	461 ***	-26.4604 ***	-26.4521 ***
	後期	746	-0.0205	1.6946	-0.1652	4.5132	75 ***	-25.9563 ***	-25.9266 ***
中型指數	前期	746	0.0137	1.1364	-0.9094	9.0228	1230 ***	-23.7066 ***	-24.0216 ***
	後期	746	-0.0345	1.7980	-0.6609	4.1892	98 ***	-22.8318 ***	-22.8375 ***
小型指數	前期	746	-0.0254	0.9648	-0.7326	10.0168	1597 ***	-21.1108 ***	-21.5431 ***
	後期	746	-0.0057	1.3900	-0.8851	4.5161	169 ***	-20.2348 ***	-20.6586 ***

註：*, **, ***分別表示表示在 10%, 5%以及 1%顯著水準下顯著。JB 為 Jarque-Bera 檢定統計量，若顯著表示拒絕符合常態之虛無假設。ADF and PP 為 Augmented Dickey-Fuller 以及 Phillips-Perron 單根檢定。ADF and PP 在.01、.05 及.1 的臨界值分別為-3.44、-2.86 及-2.57。

本文取落後 6 期，亦即觀察當期殘差平方與前 5 期殘差平方之間的迴歸係數顯著與否。茲將 Ljung-Box 的 Q 統計量及 LM 檢定結果如表 3 發現本文之數列 LB(12)大部分有顯著，並且 LB(12)²及 LM 檢定大部分均在 1%顯著水準之下顯著，表示各數列均具有條件異質(Conditional Hetrocedesticity; CH)等現象。由於



GARCH 族模型的平均數方程式(Mean Equation)可以處理序列自我相關現象，且其變異數方程式(Variance Equation)允許變異數取決於過去的變異數及干擾項，故可接受條件異質變異的存在，因此採用 GARCH 族模型是合適的選擇。表示本文之數列均呈現條件變異異質性。故本文樣本適合做 GARCH model 的分析。

表 3 臺灣各類股市股價指數報酬率之 Ljung-Box 的 Q 統計量與 ARCH 檢定效果

規模	期間	LB(12)	LB(12) ²	ARCH LM(6)
大型指數	前期	21.69 *	173.74 ***	73.42 ***
	後期	23.57 **	131.85 ***	60.28 ***
中型指數	前期	42.75 ***	123.61 ***	67.32 ***
	後期	34.52 ***	179.66 ***	61.29 ***
小型指數	前期	94.92 ***	167.61 ***	104.97 ***
	後期	113.42 ***	111.12 ***	42.70 ***

註：ARCH(LM)檢定為卡方檢定，自由度為 6

由上述的分析，本文之樣本資料股價指數報酬率及交易量變動率數列資料均存在顯著自我相關及條件異質變異現象，故描述兩數列的模型以 GARCH 模型為合適之選擇。許多財務的時間序列資料皆呈現條件異質變異性，而由於 GARCH 模型允許變異數取決於過去的變異數及干擾項，故可接受條件異質變異的存在，同時 GARCH 模型亦可抓住時間序列資料中常見的波動群聚特性，因此本文將以 GARCH 模型來探討臺灣股票市場在公司下的價量以及彼此間的關係。但傳統的 GARCH 實證分析皆假設兩數列間的共變異關係為 CCC，是較不合理的做法，因此本文也將以 Engle (2002)的 DCC 下的雙變量 GARCH 模型，來進行本文之研究。

本文將探討波動在不同公司規模下各類公司規模指數的連動性此本文將採用雙變量 GARCH 模型(DCC-GARCH)來進行分析。茲將研究方法介紹如下：

Bollerslev (1990) 假設條件相關係數為常數，簡化條件共變異數化所提出的固定條件相關係數模型 (Constant Conditional Correlation Model, CCC), CCC 下的 GARCH 模型通式如 3~7 式：

$$r_{1,t} = \alpha_{1,0} + \sum_{i=1}^{m_1} \alpha_{1,i} r_{1,t-i} + \sum_{j=1}^{n_1} \beta_{1,j} r_{2,t-j} + \varepsilon_{1,t} \quad (3)$$

$$r_{2,t} = \alpha_{2,0} + \sum_{i=1}^{m_2} \alpha_{2,i} r_{2,t-i} + \sum_{j=1}^{n_2} \beta_{2,j} r_{1,t-j} + \varepsilon_{2,t} \quad (4)$$

$$h_{11,t} = \phi_{1,0} + \sum_{i=1}^{p_1} \phi_{1,i} h_{11,t-i} + \sum_{j=1}^{q_1} \theta_{1,j} h_{22,t-j} + \sum_{k=1}^{s_1} \omega_{1,k} \varepsilon_{1,t-k}^2 \quad (5)$$

$$h_{22,t} = \phi_{2,0} + \sum_{i=1}^{p_2} \phi_{2,i} h_{22,t-i} + \sum_{j=1}^{q_2} \theta_{2,j} h_{11,t-j} + \sum_{k=1}^{s_2} \omega_{2,k} \varepsilon_{2,t-k}^2 \quad (6)$$

$$\rho_{12,t}^2 = \rho_{12} \sqrt{h_{11,t} \cdot h_{22,t}} \quad (7)$$

上述模型假設兩數列的殘差項具有固定條件相關，這樣的假設除了配合資料的特性外外， ρ 是否為一固定常數，顯然是一個實證上的問題，且直觀上較不合



理，所以 Engle (2002) 提出的動態條件相關係數模型 (Dynamic Conditional Correlation Model, DCC)，將變異數方程式中的交叉落後期設為 1，其模型如下 8~12 式：

$$r_{1,t} = \alpha_{1,0} + \sum_{i=1}^{m_1} \alpha_{1,i} r_{1,t-i} + \sum_{j=1}^{n_1} \beta_{1,j} r_{2,t-j} + \varepsilon_{1,t} \quad (8)$$

$$r_{2,t} = \alpha_{2,0} + \sum_{i=1}^{m_2} \alpha_{2,i} r_{2,t-i} + \sum_{j=1}^{n_2} \beta_{2,j} r_{1,t-j} + \varepsilon_{2,t} \quad (9)$$

$$h_{11,t} = \varphi_{1,0} + \sum_{i=1}^{p_1} \phi_{1,i} h_{11,t-i} + \sum_{j=1}^{q_1} \theta_{1,j} h_{22,t-j} + \sum_{k=1}^{s_1} \omega_{1,k} \varepsilon_{1,t-k}^2 \quad (10)$$

$$h_{22,t} = \varphi_{2,0} + \sum_{i=1}^{p_2} \phi_{2,i} h_{22,t-i} + \sum_{j=1}^{q_2} \theta_{2,j} h_{11,t-j} + \sum_{k=1}^{s_2} \omega_{2,k} \varepsilon_{2,t-k}^2 \quad (11)$$

$$q_{12,t} = \bar{\rho}_{12} + \alpha(z_{1,t-1} z_{2,t-1} - \bar{\rho}_{12}) + \beta(q_{12,t-1} - \bar{\rho}_{12}), \quad \rho_{12,t} = \frac{\sigma_{12,t}}{\sqrt{q_{11,t} \cdot q_{22,t}}} \quad (12)$$

其中 $q_{12,t}$ 為兩數列的共變異數(Covariance)， $\rho_{12,t}$ 為動態條件相關係數，為每期皆變動的值，此式即為 DCC 與 CCC 設定不同處。令 $r_{i,t}$ 乃平均數為 0 之數列資料， i 表各股票指數報酬率，則動態條件相關係數定義為

$$\rho_{12,t} = \frac{E_{t-1}(r_{1,t} \cdot r_{2,t})}{\sqrt{E_{t-1}(r_{1,t}^2) \cdot E_{t-1}(r_{2,t}^2)}}, \text{ 再令 } \sigma_{i,t}^2 = E_{t-1}(r_{i,t}^2), \text{ 則 } z_{i,t} = \frac{r_{i,t}}{\sigma_{i,t}}, \text{ 相關係數可寫成}$$

$$\rho_{12,t} = E_{t-1}(z_{1,t} \cdot z_{2,t}), \quad \bar{\rho}_{12} \text{ 則為非條件相關係數。}$$

Engle (2002) 提出並證明 DCC 模型可以分兩步驟來估計 (Two-Step Approach)，即先估計各別變數之 GARCH 模型，再來估計第一步驟之殘差標準化後，估計相關係數 GARCH 模型。

由 9~13 式可之第(10)、(11)式之變異數方程式及第(12)式之共變異數方程式之係數，代表波動持續性(即本期變異受到上一期變異的影響程度)；另外，代表外溢效果；而第(12)式中為股價指數報酬率之間的共變異數，其中係數表示兩數列之間的動態條件相關係數受到其上一期標準化殘差的影響，係數表示兩數列之間的動態條件相關係數之跨期持續性。

本文欲再探討規模效應的連動，在規模下，本文區分為大、中及小型股，因此會有三組的 DCC 模型雙變量 GARCH 模型，描述如下

$$r_{j,t} = \alpha_{ij0} + \alpha_{ijj} r_{ij,t-1} + \alpha_{ijk} r_{ik,t-1} + \varepsilon_{ij,t} \quad (13)$$

$$r_{k,t} = \alpha_{ik0} + \alpha_{ikj} r_{ij,t-1} + \alpha_{ikk} r_{ik,t-1} + \varepsilon_{ik,t} \quad (14)$$

$$h_{ijk,t} = \varphi_{ij} + \phi_{ij} h_{ijj,t-1} + \theta_{ijk} h_{ikk,t-1} + \omega_{ij} \varepsilon_{ij,t-1}^2 \quad (15)$$

$$h_{ikk,t} = \varphi_{ik} + \phi_{ik} h_{ikk,t-1} + \theta_{ikj} h_{ijj,t-1} + \omega_{ik} \varepsilon_{ik,t-1}^2 \quad (16)$$

$$q_{r_j r_m, t} = \bar{\rho}_{r_j r_k} + \alpha_{r_j k} (z_{r_j, t-1} z_{r_k, t-1} - \bar{\rho}_{r_j r_k}) + \beta_{r_j k} (q_{r_j r_k, t-1} - \bar{\rho}_{r_j r_k}), \quad (17)$$

$$\rho_{r_j r_k, t} = \frac{q_{r_j r_k, t}}{\sqrt{q_{r_j r_j, t} \cdot q_{r_k r_k, t}}}$$

其中 $(j, k) = (b, m), (b, s), (m, s)$



肆、實證分析

在本章將分析在金融海嘯前後規模訊息傳遞效應，在價量關係上本節將以 DCC 下的雙變量 GARCH 模型來探討在金融海嘯前後，各規模下股市的價量共變異關係進行比較分析。

有關規模訊息傳遞效應本文將探討臺灣股市在大、中以及小型股下的交互作用。因此再一次將三組 DCC-雙變量模型描述一次，如下(18)~(22)所示

$$r_{j,t} = \alpha_{ij}0 + \alpha_{ijj}r_{ij,t-1} + \alpha_{ijk}r_{ik,t-1} + \varepsilon_{ij,t} \quad (18)$$

$$r_{k,t} = \alpha_{ik}0 + \alpha_{ikj}r_{ij,t-1} + \alpha_{ikk}r_{ik,t-1} + \varepsilon_{ik,t} \quad (19)$$

$$h_{ijk,t} = \varphi_{ij} + \phi_{ij}h_{ijj,t-1} + \theta_{ijk}h_{ikk,t-1} + \omega_{ij}\varepsilon_{ij,t-1}^2 \quad (20)$$

$$h_{ikk,t} = \varphi_{ik} + \phi_{ik}h_{ikk,t-1} + \theta_{ikj}h_{ijj,t-1} + \omega_{ik}\varepsilon_{ik,t-1}^2 \quad (21)$$

$$q_{r_j r_m, t} = \bar{\rho}_{r_j r_k} + \alpha_{r_{jk}} \left(z_{r_j, t-1} z_{r_k, t-1} - \bar{\rho}_{r_j r_k} \right) + \beta_{r_{jk}} \left(q_{r_j r_k, t-1} - \bar{\rho}_{r_j r_k} \right), \quad (22)$$

$$\rho_{r_j r_k, t} = \frac{q_{r_j r_k, t}}{\sqrt{q_{r_j r_j, t} \cdot q_{r_k r_{mk}, t}}}$$

其中 $(j, k) = (b, m), (b, s), (m, s)$

有關均數方程式係數估計，仍如前所述，使用AR(1)進行估計，由於本文重點在觀察變異數方程式及共變異數方程式，因此有關平均數方程式的判定、估計過程與結果均不列出。表5列出各規模指數之DCC-GARCH 模型中的第(20)以及(21)式的變異數方程式及第(22)式的共變異數方程式之係數。

在共變異數方程式，本文發現各類股係的共變異數方程式中的係數 α_h 、 β_h 均成顯著的效果，並且 $\alpha_h + \beta_h < 1 (h = bm, ms, sb)$ ，表示市場間的相關係數隨著時間而變動，此表示本文以 DCC- GARCH 來探討市場別的變動亦屬於合理。在規模訊息傳遞效應上本文結果發現不論海嘯前後係數大都呈現顯著(0.0218、0.0273、0.0358)、(0.0120、0.0433、0.0730)，表示各類規模間的動態條件相關係數受到前期標準化殘差均有顯著影響。而係數上，本文結果在不論海嘯前後係數都呈顯著正 (0.8170→0.9510，0.8079→0.9072，0.8003→0.8651)，表示兩數列間的動態條件相關較穩定，而海嘯過後也有顯著變大，並且都高過 0.8，表示各規模間，其動態條件相關具有高度的穩定性。

探討規模傳遞效應上將著重在探討的變化，代表二階交叉關係，亦即波動的傳遞，觀察數值大小，本文發現在每個規模市場間的波動傳遞並沒有完全都呈現顯著性，在(大影響小)，本文發現在海嘯前期亦不顯著，不過在海嘯過後，均呈顯著性變化(大型影響中型:0.1074、大型影響小型:0.0889、中型影響小型:0.1724)並且呈現正向關係，而有關規模訊息傳遞反轉的現象，可由(小影響大)來判斷，本文結果發現不論在海嘯前後均沒呈現顯著性，此表示波動的規模訊息傳遞反轉的狀態並不存在。

伍、結論與建議

本文主要利用動態條件相關的模型進行探討波動的外溢效果，主要研究的因



素為價量關係以及規模訊息傳遞效應，並利用金融海嘯的關係，探討金融海嘯前後上述因素的變化狀況。研究結果發現金融海嘯對於規模間的動態條件相關均成顯著的影響，因此本文採用動態條件相關模型來進行研究是屬於合理的。

波動的規模訊息傳遞效應，本文發現海嘯前期亦不顯著，不過在海嘯過後，均呈顯著性變化並且呈現正向關係，再一次呼應 Conrad, Gultekin, and Kaul(1991)、Chelley-Steeley and Steeley(1996)、Wei, Hong and Wang, 2011 以及王元章(1999)的研究結果。不過有關規模訊息傳遞反轉的現象本文結果並未發現。

表 5. DCC 下 GARCH 模型下規模訊息傳遞效應之估計結果

$$h_{ijk,t} = \varphi_{ij} + \phi_{ij}h_{ij,t-1} + \theta_{ijk}h_{ikk,t-1} + \omega_{ij}\varepsilon_{ij,t-1}^2$$

$$h_{ikk,t} = \varphi_{ik} + \phi_{ik}h_{ikk,t-1} + \theta_{ikj}h_{ij,t-1} + \omega_{ik}\varepsilon_{ik,t-1}^2$$

$$q_{r_j r_m,t} = \bar{\rho}_{r_j r_k} + \alpha_{r_{jk}}(z_{r_j,t-1}z_{r_k,t-1} - \bar{\rho}_{r_j r_k}) + \beta_{r_{jk}}(q_{r_j r_k,t-1} - \bar{\rho}_{r_j r_k}), \rho_{r_j r_k,t} = q_{r_j r_k,t} / \sqrt{q_{r_j r_j,t} \cdot q_{r_k r_k,t}}$$

where $(j,k) = (b,m), (b,s), (m,s)$

指數	期間	φ_j	φ_k	ϕ_j	ϕ_k	θ_{jk}	θ_{kj}	ω_j	ω_k	α	β
BM	前期	-0.0110 (0.7667)	-0.0781 ** (0.0365)	0.2165 (0.1400)	0.1912 (0.1546)	0.0192 (0.7386)	0.0598 (0.3024)	-0.1451 (0.2375)	-0.2013 * (0.0877)	0.0218 *** (0.0074)	0.8170 *** (0.0000)
	後期	-0.0520 (0.1617)	-0.1203 *** (0.0012)	-0.0396 (0.7778)	0.2584 ** (0.0327)	0.0327 (0.5847)	0.1074 * (0.0917)	0.0131 (0.8707)	-0.1368 ** (0.0406)	0.0120 * (0.0618)	0.9510 *** (0.0000)
BS	前期	-0.0114 (0.7566)	-0.0606 (0.1035)	0.2188 (0.1359)	0.2047 * (0.0737)	0.0133 (0.8166)	0.0343 (0.4765)	-0.1432 (0.2439)	-0.2430 ** (0.0476)	0.0273 *** (0.0017)	0.8079 *** (0.0000)
	後期	-0.0556 (0.1327)	-0.1114 *** (0.0026)	0.0093 (0.9452)	-0.0001 (1.0000)	-0.0171 (0.7520)	0.0889 ** (0.0914)	0.0090 (0.9129)	-0.0739 (0.9488)	0.0433 *** (0.0000)	0.9072 *** (0.0000)
MS	前期	-0.0675 (0.0700)	-0.0563 (0.1302)	0.2684 ** (0.0537)	0.1861 (0.1249)	-0.0227 (0.7342)	0.0618 (0.3559)	-0.2054 (0.0860)	-0.2493 ** (0.0435)	0.0358 ** (0.0110)	0.8003 *** (0.0000)
	後期	-0.1171 (0.0015)	-0.1027 *** (0.0056)	0.2558 ** (0.0304)	0.2754 (0.8351)	-0.1082 (0.2519)	0.1724 ** (0.0266)	-0.0757 (0.3509)	-0.3415 (0.7307)	0.0730 *** (0.0000)	0.8651 *** (0.0000)

指數欄位 BM 表示 j=B,k=M, BS 表示 j=B,k=S, MS 表示 j=M,k=S

根據本文結果，在金融海嘯發生前，由於金融市場都屬正常運作，所以無論規模的大小，所以訊息都反映出來，導致在金融海嘯前，規模的訊息傳遞效應不存在，但金融海嘯發生後，造成訊息的不對稱，大規模公司的資訊較容易取得，小規模公司不容易取得，導致訊息傳遞效應發生，並且是由大規模傳遞給小規模公司，而反轉的狀況反而沒有發生。

本文結果可以給投資人一個投資的建議，當有金融突發事件後，用大規模指數來進行「投資決策」的判斷，將有利於投資獲益的改善。

本文主要研究規模指數的訊息傳遞效應，直接探討報酬間的傳遞效果，而影響報酬的因素還有許多，如成交量亦會影響在報酬，但本文主要利用 DCC 的模型探討雙變量的關係，因此並未將成交量的因素納入考量，此為本文後續研究可以加以探討的地方。



參考文獻

- 王元章, 1999, 「交易量、股價波動性及波動性外溢---臺灣股市之實證研究」, 中華財務學會 1999 年會暨財務金融學術論文研討會, 995-1016。
- Admati, A., Pfleiderer, P., 1988, "A theory of intraday trading patterns: volume and price variability," *Review of Financial Studies*, 1, 3-40.
- Banz, R.W., 1981, "The relationship between return and market value of common stocks," *Journal of Financial Economics*, 9 (1), 3-18.
- Barber, B. M., and J. D. Lyon, 1997, "Firm size, book-to-market ratio, and security returns: a holdout sample of financial firms," *Journal of Finance*, 50(2), 875-883.
- Barry, C.B. and S.J. Brown, 1984, "Differential information and the small firm effect," *Journal of Financial Economics*, 13(2), 283-294.
- Bhardwaj, R. K. and Brooks, L. D. 1993, "Dual beats from bull and bear markets: reversal of the size effect," *Journal of Financial Research*, 16(4), 269-283.
- Brown, P., A. Kleidon, and T. Marsh, 1983, "New evidence on the nature of size-related anomalies in stock prices," *Journal of Financial Economics*, 12 (1), 33-56.
- Carhart, M. M., 1997, "On persistence in mutual fund performance," *Journal of Finance*, 52, 57-82.
- Chelley-Steeley, P. L. and J. M. Steeley, 1996, "Volatility, leverage and firm size: The U.K. evidence," *Manchester School of Economic & Social Studies*, 64, 83-103.
- Conrad, J., M. N. Gultekin and G. Kaul, 1991, "Asymmetric predictability of conditional variances," *Review of Financial Studies*, 4, 597-622.
- Dimson, E. and T. Marsh, 1999, "Murphy's law and market anomalies," *Journal of Portfolio Management*, 25(2), 53-69.
- Duffee G.R., 1995, "Stock returns and volatility: a firm-level analysis," *Journal of Financial Economics*, 37, 371-398.
- Fama, Eugene., 1971, "Risk return and equilibrium," *Journal of Political Economy*, 79(1), 30-55.
- Fama, E.F. and K.R. French, 1992, "The cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, E.F. and K.R. French, 1993, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E.F. and K.R. French, 1995, "Size and book-to-market factors in earnings and returns," *Journal of Finance*, 50(1), 131-155.
- Fama, E.F. and K.R. French, 1996, "Multifactor explanations of asset pricing anomalies," *Journal of Finance*, 51(1), 55-87.
- Fama, E.F. and K.R. French, 1998, "Value versus growth: the international evidence," *Journal of Finance*, 53(6), 1975-1999.



- Foster, F.D., Vishwanathan, S., 1990, "A theory of intraday variations in volume, variance, and trading cost in securities market," *Review of Financial Studies*, 3, 593-624.
- He, Jia and Lilian K Ng, 1994, "Economic forces, fundamental variables, and equity returns," *Journal of Business*, 67, 599-609.
- Horowitz, J.L., T. Loughran and N.E. Savin, 2000, "Three analyses of size premium," *Journal of Empirical Finance*, 7(2), 143-153.
- Kanas, A., 2002, "Mean and variance spillover among size-sorted UK equity portfolios," *Applied Economics Letter*, 9, 319-323.
- Kim M. K. and Burnie, D. A., 2002, "The firm size effect and the economic cycle," *Journal of Financial Research*, 25(1), 111-124.
- Kyle, A.S., 1985, "Continuous auctions and insider trading," *Econometrica*, 53, 1315-1335.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. and Vishny, R., 1994, "Contrarian investment, extrapolation and risk," *Journal of Finance*, 49(5), 1541-1578.
- Lintner, J., 1965, "The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets," *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
- Lo, Andrew W., and A. Craig MacKinlay, 1988, "Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test," *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
- Lo, Andrew W., and A. Craig MacKinlay, 1990, "When are contrarian profits due to stock market overreaction," *Review of Financial Studies*, 3, 175-205.
- Ma, T. and T.Y. Shaw, 1990, "The relationships between market value, P/E ratio, trading volume and the stock return of Taiwan stock exchange," *Pacific-Basin Capital Markets Research* (ed.) S. G. Rhee and R. Chang, North-Holland, 313-335.
- McQueen, Grant, Michael Pinegar, and Steven Thorley, 1996, "Delayed reaction to good news and the cross-autocorrelation of portfolio returns," *Journal of Finance*, 51, 889-920.
- Mossin, J., 1966, "Equilibrium in a capital asset market," *Econometrica*, 34, 768-783.
- Pyun, C. S., Lee, S. Y., and Nam, K., 2000, "Volatility and information flows in emerging equity market a case of the Korean stock exchange," *International Review of Financial Analysis*, 9(4), 405-420.
- Reinganum, M.R., 1981, "Misspecification of capital asset pricing: empirical anomalies based on earnings' yields and market values," *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19-46.
- Reyes, M. G., 2001, "Asymmetric volatility spillover in the Tokyo stock exchange,"



- Journal of Economics and Finance, 25, 206-213.
- Ross, S A., 1976, "The arbitrage theory of capital asset pricing," *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360.
- Schultz, P., 1983, "Transactions costs and the small firm effect: a comment," *Journal of Financial Economics*, 12, 81-88.
- Sharpe, W., 1964, "Capital asset pricing: a theory of market equilibrium under conditions of risk," *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- Shih-Yung Wei, W.-C. Hong and K. Wang, 2011, "Firm Size Transmission Effect and Price-Volume Relationship analysis during financial tsunami periods," *International Journal of Applied Evolutionary Computation* 3(3).
- Stoll, H.R. and R.E. Whaley, 1983, "Transaction costs and the small firm effect," *Journal of Financial Economics*, 12(1), 57-79.
- Tse, Y. K., 2000, "A test for constant correlations in a multivariate GARCH model," *Journal of Econometrics*, 98, 107-127.
- Wang, J., 1994, "A model of competitive stock trading volume, *Journal of Political Economy*," 102, 127-168.

