金融海嘯對台股規模指數波動不對稱影響之探討

陳宗仁¹ 高哲翰² 魏石勇³ 王憲斌^{4*}

¹環球科技大學電子商務系
²環球科技大學多媒體動畫設計系
³亞東技術學院資訊管理系
^{4*}環球科技大學企業管理系(通訊作者)

論文編號:

收稿2012年11月01日 \to 第一次修訂2013年01月29日 \to 第二次修訂2013年04月19日 \to 同意刊登2013年05月02日

摘要

新興市場的規模指數的波動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,本研究擬以臺灣股票市場(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。於本研究的期間內,將所有研究樣本(扣除成交量較低的5%)給與排序,分成10組(每組約110家公司),並利用加權股價的概念,計算出各類規模的指數。其中大型股指數則以最大公司規模組的指數代替,而小型股指數最小規模組的指數代替,中型股則排序在中間110家的公司計算出加權股價指數。在有各類規模指數後,本研究則利用EGARCH GARCH分析金融海嘯前後波動不對稱的變化狀況。研究結果發現,金融海嘯前期小型股指數不存在波動不對稱的狀況,並且在金融海嘯過後大型股及中型股的波動不對稱狀況顯著下降,這反映出金融海嘯過後,臺灣的護盤政策(金融海嘯前小型股禁止放空,金融海嘯全面禁止放空)有助於投資人恐慌性的減少。

關鍵詞:波動不對稱、長短期效果、EGARCH、金融海嘯

The Impact of the Asymmetric Volatility of Taiwanese Stock Size Index by Financial Tsunami

Jen-Tseng, Chen ¹ Che-Han, Kao ² Shih-Yung, Wei ³ Hsien-Bin, Wang ^{4*}

¹Dept. of Electronic Commerce, TransWorld University, Taiwan, R.O.C.;

²Dept. of Multimedia Animation Design, TransWorld University, Taiwan, R.O.C.;

³Dept. of Information Management, Oriental Institute of Technology, Taiwan, R.O.C.;

^{4*}Dept. of Business Administration, TransWorld University, Taiwan, R.O.C.

Abstract

There are few researches focusing on the issues of size indexvolatility over the past in the emerging marketsdue to lacking relevant information, like firm size stock index. This study established firm size stock indexes by makingup the sample from stock market in Taiwan. The market value of the company could be considered as the proxy variable of the firm size. During the study period, all sample companies (omitting those trading volume are ranked last 5%) were divided into 10 groups (about 110 companies per group). By adopting the weighted price concept, the size indiceswere calculated and ranked. The large stock index comprised of the largest group (ranked in size) of firm size index. And the smallest stock index consisted of the smallest group of firm size index. The midcap stock index was made up from 110 companies rankingin the middle. This paper adoptedEGARCH model to analysis asymmetric volatility change of firm size index with respect to the per- and post- financial tsunami. The results showed that there was notsymmetric volatility for the small stock index beforefinancial tsunami period, and that the asymmetric volatility of the large and midcap stock index were decreased significantly after financial tsunami. This might reflect that the supporting market policy from Taiwan's authorities would help reduce panic sell of investors after the period of financial tsunami.

Keywords: Asymmetric volatility, Trend and transitory component volatility, EGARCH, Financial tsunami

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 超避程度等。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的 致市場瞬息萬變,每天均有不可預知的 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(Capital Asset Pricing Model, 簡稱 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,早期 的波動研究主要著重在波動不對稱 (Asymmetric Volatility),所謂波動不對稱 現象指的是新訊息會帶來價格的波動,而 當新訊息屬於正面 (Positive) 時,未來的 價格波動較小; 反之, 當新訊息係屬於負 面 (Negative) 時,未來的價格波動較大。 波動不對稱最早由 Black (1976)所發現, 爾後 Christie (1982)、Schwert (1990)、 Koutomos 與 Saidi (1995) Chelley-Steeley 與 Steeley (1996)、 Laopodis (1997) 及 Yang (2000) 等學 者之研究,均發現波動不對稱現象的存 在。楊踐為與游淑禎(2003)研究 1997 亞洲金融風暴對亞洲各股票市場波動的影響,均發現在金融事件發生前後波動不對稱的狀況都有顯著的差異。有關波動研究的計量方法,以 GARCH 模型最為普遍,其中波動不對稱的研究以 EGARCH 及 TGARCH 兩種方法最常見,不過 Hafner(1998) 以實證資料驗證 EGARCH 模型在配適高頻率資料波動性上較具優勢。因此有關波動不對稱本研究擬採用EGARCH進行研究。

股票市場上的價格與成交量均為高頻 率的財務時間數列資料, Brooks (2002) 認為使用線性模型將無法處理有關財務時 間數列的高峰厚尾 (Leptokurtosis)、波動 群聚(Volatility Clustering)等現象,因此 必需考慮使用非線性模型。在財務上最常 使用兩類非線性模型分別為 ARCH 族 Conditional (Autoregressive Hetrocedesticity) 模型以及轉換模型 (Switching Model), 其中以 ARCH 族模 型的應用最為普遍。ARCH 模型由 Engle (1982)提出, Bollerslev (1986) 將其 擴展成 GARCH 模型(Generalized ARCH) 以用來描述報酬的波動群聚現象。有關波 動的研究主要探討的方向為波動不對稱、 波動的長、短期效果。由於 GARCH 模型 無法區別正、負訊息對波動程度的不同影 響(即波動不對稱現象),所以 Nelson (1991) 發展指數型 (Exponential) GARCH 模型 (EGARCH) 加以區分, Campbell and Hentschel (1992) 則以二 次式 (Quadratic) GARCH 模型 (QGARCH) 來配適波動不對稱現象, 不過, Engle and Ng (1993) 比較兩模型 後發現 EGARCH 模型的配適性較佳, Hafner (1998) 也以實證資料驗證 EGARCH 模型在配適高頻率資料波動性 上較具優勢。此外, EGARCH 模型在高頻 率資料上的應用也很廣泛,所以 EGARCH 模型來探討股票的波動不對稱現象比較合 適。

有關本研究的研究架構,第一部份的 緒論主要介紹本就的研究動機以及確立研 究方向即為本章,主要說明本研究的研究 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,並簡單敘述研究方 法。其他章節分別為第二部分為文獻探 討,主要介紹波動不對稱的相關文獻。第 三部分為本文資料來源以及相關研究方法 的介紹,本研究主要探討波動與及公司規 模的關係,並且以2008全球金融海嘯發生 前後為基準,探討波動的變化狀況。本研 究主要研究方法為 GARCH 族模型,這都 將會在第三部分進行詳盡的介紹。第四部 分為實證結果分析,主要根據第三部分章 的研究方法進行實證的分析與驗證,主要 著重在統計數字的分析與探討。結論與建 議在本研究的最後部分,主要是根據第四 部分的實證分析結果提出綜合結論與建 議,並將針對本研究未盡完備之處,提供 後續研究未來可行的研究方向。

貳、文獻探討

本研究擬探討在不同公司規模下,股 市報酬波動的變化,茲將過去有關波動相 關文獻進一步的介紹。金融資產報酬波動 的不對稱以及持續性的現象進行研究,有 關波動不對稱在過去已經引起學術界相當 的重視;如 Chelley 與 Steeley (1996)、 Laopodis (1997)、Hung (1997)及 Yang (2000)、S.-Y. Wei, J. J. W. Yang, 及 W-C Hong (2012) 等學者之研究,均發現存在 波動不對稱的現象。所謂波動不對稱現象 指的是新訊息會帶來價格的波動,而當新 訊息屬於正面 (Positive) 時,未來的價格 波動會變小; 反之, 當新訊息係屬於負面 (Negative) 時,未來的價格波動較大。 波動不對稱的現象最早出現於股票市場的 研究為 Black (1976) 首先檢驗出股市 的當期報酬與未來波動具有負向關係, Christie (1982)、Schwert (1990) 以及 Koutomos 與 Saidi (1995) 亦發現相同 的結果。以上研究推論當新訊息造成股價 下跌時,將使公司財務槓桿比率上升,亦 即持有股票的風險增大(未來報酬率的波 動較大);反之,當新訊息造成股價上漲 時,公司財務槓桿比率下降,未來報酬率 的波動較小,並稱此現象為槓桿效果 (Leverage Effect)。不過, Lo 與 MacKinlay (1988) 則認為此現象是起源於 非 同 步 交 易 (Nonsynchronous Trading); Sentana 與 Wadhwani (1992) 的研究推論波動不對稱的現象是由於交易者的群聚行為 (Herding behavior) 所造成,所以股票報酬波動不對稱現象是否由槓桿效果所造成仍未達成一致結論。

不過上述的波動不對稱的現象幾乎都 是以各國的大盤指數為樣本進行研究,但 個股是否也有波動不對稱的現象,在國內 林楚雄(2005)以亞洲金融危機前後時期 進行探討國內個股的波動不對稱的現象, 結果發現在金融危機前後兩時期,股票 對理在金融危機前後兩時期,股票司 分別僅佔樣本的 13%(9%)與 10%(2%), 顯示臺灣股票市場個股波動的不對稱性並 非普遍存在,因此本研究擬將探討不 司規模下的指數是否也會有波動的不對稱 的狀況發生。

参、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,當日美股大寫 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,亦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 半年才有明顯的趨緩的狀況。

本研究主要探討金融海嘯前後臺灣股票市場波動的變化,因此本研究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研究前期資料 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)。

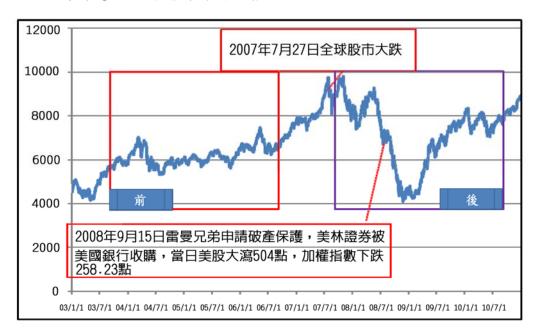


圖1:臺灣加權股價指數每日收盤走勢圖

其次本研究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,本研究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(本研究採用平均市值)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。

表 1: 本研究各期樣本公司數

	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

本研究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 組的後半部成分股及第6 組前半部成分股。,而前期選取各類型成分股採用 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。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:

$$I_i \equiv \frac{\text{各類規模成分股總市値}}{\text{基期總市値}} *9000 \quad i = B, M, S$$

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。由圖2及圖3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。

本研究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,而交易量的變動 率亦採第 t 天的總成交量除以第 t-1 天的總 成交量後取自然指數再乘以 100。其計算 式定義如下:

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

$$v_{i,t} = \left[\ln \left(\frac{V_{i,t}}{V_{i,t-1}} \right) \right] \times 100 \quad (3)$$

其中r、v分別指指數報酬率及成交量變動率,I、V則指指數當日的收盤價及總成交量,t指時間,i為公司規模別,

i=b,m,s ,分表示臺灣大型股、臺灣中(中型股、臺灣小型股,如 *r_{b,t}* 指臺灣大型股在 *t* 期的指數報酬率。



圖 2: 金融海嘯前期台灣各類規模指數走勢圖

首先觀察六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。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),表示拒絕存在單根, 因此判定各指數之股價指數報酬率之數列 皆為恆定。



圖 3: 金融海嘯後期台灣各類規模指數走勢圖

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 ***
八至相数	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。

本研究的研究方法之一為 GARCH 模型,根據 Bollerslev (1986) 指出 ARCH/GARCH 需具備高峽峰分配及條件變異異質性。由表 2,可知本研究之樣本數均呈現高峽峰分配,因此本研究仍需再考慮條件變異異質性。

為了解本研究知資料是否具 ARCH 效果,本研究使用 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,來判定兩時點間的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。

本研究取落後 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,發現本研究之數列 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。表示本研究之數列均呈現條件變異異 質性。故本研究樣本適合做 GARCH model 的分析。

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

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

113.42 ***

註: ARCH (LM) 檢定為卡方檢定,自由度為6

後期

為了設定適用於各股類股價指數報酬 波動的相關性研究之 GARCH 模型,需決 定前項所述模型通式中的最適落後期數, 亦即需決定平均數方程式與變異數方程式 的最落後期數。在有關變異數方程式中的 落後期數方面, Brooks (2002) 認為通常 GARCH(1,1) 模型即可捕捉資料中的波

動群聚效果,亦即只要取落後一期之條件 變異與殘差平方即可。本研究基於參數節 省(parsimonious)目的,先設定 GARCH (1,1) 模型進行實證。並且在估計完係 數之後,對標準化殘差及標準化殘差的平 方檢定其自我相關效果是否已經不存在, 以確定 GARCH (1,1) 模型的適用性。

42 70 ***

111.12 ***

表 4:GARCH 模型平均數方程式最適落後期數之決定

	期間	AIC 值						
7九代	奶间	AR (1)	AR (2)	AR (3)	AR (4)	AR (5)	AR (6)	
大型指數	前期	3.2251	3.2228	3.2241	3.2210	3.2583	3.2244	
八王和奴	後期	3.9080	3.8978	3.8981	3.9017	3.9025	3.9049	
中型指數	前期	3.0795	3.0806	3.0737	3.0762	3.0781	3.0780	
	後期	3.9864	4.0079	3.9914	3.9950	3.9990	4.0027	
小型指數	前期	2.7063	2.7064	2.7035	2.7072	2.7098	2.7123	
	後期	3.4187	3.4170	3.4201	3.4233	3.4271	3.4298	

註:粗體字為最小值

另外有關平均數方程式的最適落後期 數,一般研究均使用 AIC (Akaike's information criterion) 值最小之模型為最 適。各類指數各期間的AIC值如表4所示。

由表 4,本研究可以創建各類指數的 最佳平均數方程式,以臺灣大型股指數前 期為例,其最佳平均數方程式為 $r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + \alpha_3 r_{t-3} + \alpha_4 r_{t-4} + \varepsilon_t$

本研究將探討波動在不同公司規模下 的影響狀況,而有關波動的探討,本研究 將採用 EGARCH 來討論波動不對稱,本 研究採用 Nelson (1991) 發展之 EGARCH (1,1)模型進行分析,將模型描述如下

$$R_t | I_{t-1} \sim f\left(\mu_t, \sigma_t^2\right)$$
 (4)

$$R_{t} = \beta_{0} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{i} R_{t-1} + \varepsilon_{t}$$

$$\ln(h_{t}) = \alpha_{0} + \alpha_{1} \left(|z_{t-1}| - E[|z_{t-1}|] + \delta \cdot z_{t-1} \right) + \phi \ln(h_{t-1})$$
 (6)

$$\ln(h_t) = \alpha_0^{i=1} + \alpha_1 (|z_{t-1}| - E[|z_{t-1}|] + \delta \cdot z_{t-1}) + \phi \ln(h_{t-1})$$
 (6)

上列模式中,(4)式表示基於第 t-1 期的資訊集合 (I_{t-1}) 下,第 t 期的報酬率 (R,)服從期望值與變異數皆隨時間改變 的分配。(5) 式描述報酬率的自我相關行 為,即平均數方程式。(6)式變異數方程 式為 EGARCH 模型的關鍵式,說明變異 數亦具有指數形式的自我相關, 且殘差會 影響未來的變異,其中 $z_t \equiv \varepsilon_t/h_t$ 為殘差經 過條件變異數標準化的值。由(6)式中 $(|z_{t-1}|-E||z_{t-1}||+\delta\cdot z_{t-1})$ 項的係數 α_1 可看出 上一期標準化殘差對本期變異的影響程 度,若 α_1 為正值表示新訊息會使未來波動增加,但正向訊息或負向訊息所造成的說明如的幅度是不同的記憶,由於正向訊息的表面的 z_{l-1} 為負值時,即會產生負的訊息的當條數分為負值時,即會產生人於負面訊息的表來的決動增加幅度,將大於負向訊息所造成的未來波動增加幅度,將大於負向訊息所造成的未來波動增加幅度,此即為波動不對稱情況。

肆、實證分析

在本章將分析在金融海嘯前後對波動

不對稱以及長短期效果的關係,並探討公司規模對波動的影響程度以及在規模下波動的輪動關係。而研究波動不對稱重點集中於探討係數 δ 值的絕對值大小的比較。

首先將三種指數的期間各區分為二個 子期間,分別為金融海嘯前期、金融海嘯 前後期,以了解各類指數樣本期間是否具 有波動率不對稱現象。波動不對稱的現 象,主要採用上述的 EGARCH 模型,分 析結果如表 5。

本研究欲探討金融海嘯前後二個子期間波動不對稱程度的比較分析,因此探討 δ 值在此兩個子期間中是否有明顯之歧異。

表 5:EGARCH 模型之估計

$\ln\left(\sigma_{t}^{2}\right) = \alpha_{0} + \alpha_{1}\left(\left z_{t-1}\right - E\left[\left z_{t-1}\right \right] + \delta z_{t-1}\right) + \phi \ln\left(\sigma_{t-1}^{2}\right)$

指數	期間	AR (p)	α_0	α_1	δ	Ψ	$\frac{1+\left \mathcal{S}\right }{1-\left \mathcal{S}\right }$
大型	前期	4	-0.5812 *** (0.0001)	0.0759 * (0.0590)	-0.0820 ** (0.0470)	0.8374 *** (0.0000)	1.1787
型指數	後期	2	-0.0691 *** (0.0015)	0.1008 *** (0.0004)	-0.0580 *** (0.0020)	0.9888 *** (0.0000)	1.1232
中型	前期	3	-0.1360 *** (0.0085)	0.1739 *** (0.0088)	-0.1888 *** (0.0002)	0.8577 *** (0.0000)	1.4654
型指數	後期	1	-0.1002 *** (0.0030)	0.2024 *** (0.0001)	-0.1097 *** (0.0001)	0.9391 *** (0.0000)	1.2465
小型	前期	3	-0.2845 *** (0.0000)	0.3207 *** (0.0000)	-0.0630 (0.1509)	0.8849 *** (0.0000)	1.1346
小型指數	後期	2	-0.1060 ** (0.0233)	0.2039 *** (0.0020)	-0.1201 *** (0.0025)	0.8800 *** (0.0000)	1.2729

註:括號為 p 值

所謂的波動率不對稱現象指的是:正向訊息或負向訊息所造成的波動增加的幅度是不同的,當係數 δ 為負值時,負向訊息造成的未來的波動增加幅度,將大於正向訊息所造成的未來波動增加幅度;而若係數 δ 為正值,則正向訊息造成的波動增

加幅度,將大於負向訊息所造成的未來波動增加幅度。

本研究假設一般化的誤差分配虛無假設,並以大型指數在金融海嘯後期其 AR (4)-EGARCH(1,1)模型估計結果如下:

$$R_{t} = 0.0223 - 0.0383 R_{t-1} - 0.0133 R_{t-2} + \varepsilon_{t}$$

$$\ln \left(\sigma_{t}^{2}\right) = -0.0691 + 0.1008 \left(\left|z_{t-1}\right| - E\left[\left|z_{t-1}\right|\right] - 0.0580 z_{t-1}\right) + 0.9888 \ln \left(\sigma_{t-1}^{2}\right)$$

若第 t-1 期有負向訊息而造成 ϵ_{t-1} 為負時, $z_{t-1}=\epsilon_{t-1}/h_{t-1}$ 也必為負值,因此每一單位的 z_{t-1} 將會造成下一期(即第 t 期)的 ln (σ_t^2) 增加 0.1008 (1+0.0580) 單位,即 0.1066 單位;相對的,若第 t-1 期有正向 訊息,則每一單位的 z_{t-1} 將會造成下一期的 ln (σ_t^2) 增加 0.1008 (1-0.0580) 單位,即 0.0950 單位;故負向訊息造成的未來波動增加幅度為正向訊息的 1.1231 倍。當係

數 δ 的絕對值愈大,則報酬率的波動不對稱程度會愈高。換言之,波動不對稱的側量係數可以用 $(1+|\delta|)/(1-|\delta|)$ (Koutmos與 Saidi (1995)),因為當 $(1+|\delta|)/(1-|\delta|)$ 很大時則 δ 的絕對值亦很大,所以我們考量前後期的波動不對稱的變化時可以採用(1+||)/(1-||)。金融海嘯前後其波動不對稱的狀況是否有相等,本研究採用 t 檢定判斷。檢定結果如表 6。

				· ·	
指數	期間	Obs.	$ \delta $	t-value	
大型指數	前期	746	0.0820	-14.4449	***
八王加数	後期	746	0.0580	-14.447	
中型指數	前期	746	0.1888	-37.0236	***
1 王和 数	後期	746	0.1097	-37.0230	
小型指數	前期	746	0.0630	26.3426	***
7. 至相数	後期	746	0.1201	20.3420	

表 6:金融海嘯前後波動不對稱指標 | 8 | 之 t 檢定

$$t = \frac{\left| \delta_{post} \right| - \left| \delta_{pre} \right|}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{post}}{n_{post}} + \frac{\hat{\sigma}_{pre}}{n_{pre}}}}$$

結果發現金融海嘯發生後,除了小型 股以外,波動不對稱的現象顯著變小。其 次本研究再來探討各類規模指數對波動不 對稱的影響,金融海嘯發生前(0.0820, 0.1888, 0.0630 (不顯著)), 小型股並沒有 波動不對稱的狀況,不過在金融海嘯發生 後(0.0580, 0.1097, 0.1201), 大型股的波 動顯著變小似乎反映大型股的資訊取得比 較容易,讓大型股的波動不對稱的狀況 中、小型股低,並且金融海嘯後,臺灣政 府對大型股實行禁止放空的政策對波動不 對稱的狀況有顯著的幫助,這再一次驗證 Wei 和 Yang (2011)的研究,禁止放空 對波動不對稱有減緩的作用。而小型股一 自研究期間就一直是禁止放空,似乎也對 為何在金融海嘯前小型股不存在波動不對 稱而金融海嘯過後,小型股受海嘯的影響

產生波動不對稱的現象,並且大型股實行禁止放空政策,讓波動不對稱的現象減緩,此一現象對禁止放空政策對波動不對稱的減緩有幫助提出一個合理的解釋。

伍、結論與建議

本研究主要探討各類規模指數波動的 變化狀況,本別探討波動單變量的波動不 對稱及長短期效果,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。

在波動不對稱的狀況,本研究發現並 非各類規模均有波動不對稱的現象(金融 海嘯前期的小型股),而在海嘯發生後波動 不對稱的狀況都有顯著發生,但在金融海 嘯發生後,大型股的波動顯著變小似乎反 映大型股的資訊取得比較容易,讓大型股的波動不對稱的狀況中、小型股低,並且金融海嘯後,臺灣政府對大型股實行禁止放空的政策對波動不對稱的狀況有顯著的幫助,這再一次驗證 Wei 和 Yang (2011)的研究,禁止放空對波動不對稱有減緩的作用。而小型股自研究期間就一直是禁止放空,似乎也對為何在金融海嘯前小型股不存在波動不對稱的現象提出一個合理的解釋。

本研究主要探討金融海嘯前後臺灣 股票市場波動不對稱,研究結果發現波動 不對稱的現象有減緩的狀況,在前面結論 中有說到,這可能是臺灣政府的護盤措施 有關,在海嘯期間,臺灣政府進行各種的 護盤措施,而這些措施的各別影響如何, 本研究並沒有進一步做分析,這些將可做 為後續研究之基礎。

陸、國防領域相關應用

參考文獻

中文部份

- 林楚雄,2005,個股波動不對稱性之實證研究:以臺灣股票市場為例,中山管理評論,13卷4期:811-836。
- 楊踐為、游淑禎,2003,金融風暴前後亞洲股票市場波動性不對稱現象之研究,管理學報,20卷4期:805-827。

英文部分

- Black, F., 1976, Studies in Stock Price Volatility Changes, Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business Economic Statistics Section, American Statistical Association, 177-181.
- Bollerslev, T., 1986,Generalized Autoregressive Conditional Hetrocedesticity,Journal of Econometrics,Vol. 31, 307-327.
- Brooks, C., 2002, Introductory Econometrics for Finance, New York: Cambridge University Press.
- Campbell, J. and L. Hentschel, 1992, No News Is Good News: an Asymmetric Modelof Changing Volatility in Stock Returns, Journal of Financial Economics, Vol. 31, 281-318.
- Carhart, M. M., 1997, On Persistence In Mutual Fund Performance, Journal of Finance, Vol. 52, 57–82.
- ChelleySteeley, P. L. and J. M. Steeley, 1996, Volatility, Leverage and Firm Size: The U.K. Evidence,Manchester School of Economic & Social Studies,Vol. 64, 83-103.
- Christie, A. A., 1982, The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects, Journal of Financial Economics, Vol. 10, 407-432.

Engle R. F., 1982, Autoregressive

- Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica, Vol. 50, 987-1007.
- Engle, R. F. and V. K. Ng, 1993, Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, Journal of Finance, Vol. 48, 1749-1778.
- Fama, E.F. and K.R. French, 1992, The Cross-Section of Expected Stock Returns, Journal of Finance, Vol. 47, 2, 427-465.
- Fama, E.F. and K.R. French, 1993, Common RiskFactors in the Returns on Stocks and Bonds, Journal of Financial Economics, Vol. 33, No. 1, 3-56.
- Fama, Eugene, 1971, Risk Return and Equilibrium, Journal of Political Economy, Vol. 79, No. 1, 30-55.
- Hafner, C. M., 1998, Estimating High-Frequency Foreign Exchange Rate Volatility with Nonparametric ARCH Models, Journal of Statistical Planning and Inference, Vol. 68, 247-269.
- Hung, J., 1997, Intervention Strategies and
 Exchange Rate Volatility: a Noise
 Trading Perspective, Journal of
 International Money and Finance, Vol. 16,
 779-793.
- Koulakiotis, A., K. Lyroudi and A. Dasilas, 1995, Impact of Futures on Comovements Between European Cross-Listed Equities, Journal of Financial Management and Analysis, Vol. 18, No. 1, 1-13.
- Laopodis, N. T., 1997, U.S. Dollar Asymmetry and Exchange Rate Volatility, Journal of Applied Business Research, Vol. 13, 1-8.
- 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, Vol. 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, Vol. 1, 41-66.
- Mossin, J., 1966, Equilibrium in a Capital Asset Market, Econometrica, Vol. 34, 768-783.
- Nelson D., 1991, Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: ANew Approach, Econometrica, Vol. 59, 347-70.
- Pagan, A.R, and G.W. Schwert, 1990, Alternative Models for Conditional Stock Volatility, Journal of Econometrics, Vol. 45, 267-290.
- Ross, S A., 1976, The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, Journal of Economic Theory, Vol. 13, No. 3, 341–360.
- S.Y. Wei and Jack J. W. Yang, 2011, The Impact of Short Sale Restrictions on Stock Volatility, Evidence from Taiwan, International Journal of Business and Finance Research Vol.5, No. 4, 89-99.
- S.Y. Wei, J. J. W. Yang, and W. C. Hong, 2012, Will the deduction of daily price limit induce volatility decrease? Taiwan evidence, *Advances in Financial Planning and Forecasting*, Vol. 5, 49-68.
- S.Y. Wei, Jack J. W. Yang,J.T. Chen and W.C. Hong, 2011, The Volatility for Pre and Post Global Financial Crisis: an Application of Computational Finance,International Journal of Applied

- Evolutionary Computation, Vol.2, No. 2, 83-96.
- Schwert, W. G., 1990, Stock Volatility and the Crash of '87,The Review of Financial Studies, Vol. 3, 77-102.
- Sentana, E. and S. Wadhwani, 1992,Feedback Traders and Stock Return Autocorrections: Evidence From a Century of Daily Data,"Economic Journal, Vol. 102, 415-425.
- Sharpe, W., 1964, Capital Asset Pricing: a Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk," Journal of Finance, Vol. 19, 425-442.
- Yang, J. J. W., 2000, The Leverage Effect and Herding Behaviour in Taiwan's Stock Market, Journal of Risk Management, Vol. 2, 69-86.