香港股價報酬波動對上海綜合股票市場報酬之衝擊:雙門檻-GARCH模型之應用

洪萬吉
嘉南藥理科技大學醫務管理系
副教授

王雅瑜
嶺東科技大學財務金融所
碩士生

摘要

本文是依 Tsay (1989)所提之門檻自我迴歸模型及 Glosten, Jaganathan 與 Runkle (1993)所提 GJR-GARCH 模型之想法，提出一個雙門檻-GARCH 模型探討上海綜合股價指數報酬與香港恆生指數報酬波動之關係，且以香港恆生指數報酬波動的正負值作為門檻，其研究資料期間是採用 2000 年 1 月 4 日到 2006 年 6 月 30 日的上海綜合股價指數與香港恆生指數的資料。而由實證結果顯示 AR(8)-雙門檻-GRACH(1，1)模型對探討香港恆生指數報酬波動對於上海股票市場報酬的影響是合適的，且反應出上海股票市場具有不對稱的效果。而由實證結果也顯示香港恆生指數報酬波動將影響上海股票市場報酬，且反應出香港恆生指數報酬波動為負值的情況下將增加上海股票市場報酬波動的變異風險，但 GARCH 與 GJR-GARCH 模型無法反應此信息，此也反應出雙門檻-GARCH 模型是比傳統之 GARCH 與 GJR-GARCH 模型較具有解釋能力。

關鍵字: 股價報酬、GARCH、GJR-GARCH、雙門檻-GARCH、不對稱效果

An Impact of Hong Kong Stock Returns Volatility on the Shanghai Stock Market Returns: An Application of Double Threshold-GARCH Model

Wann-Jyi Horng
Associate Professor, Department of Hospital and Health Care Administration. Chia Nan University of Pharmacy & Science

Ya-Yu Wang
Graduate Student, Graduate School of Finance, Ling -Tung University

Abstract

This paper uses the idea of threshold auto-regression model (Tsay, 1989) and the idea of GJR-GARCH model (Glosten, Jaganathan and Runkleafter, 1993),the researcher propose a double-threshold-GARCH model to study the relationships of the Shanghai synthesis index returns and Hong Kong hang seng index returns volatility, using the positive and negative values of the volatility of Hong Kong hang seng index returns as the threshold. The study data period is from January 1999 to December 2005. Empirical result shows that the effects of Hong Kong hang seng index returns volatility and Shanghai stock market return can construct on an AR(8)-double threshold-GARCH(1,1) model. This model is also response the asymmetrical effects of the Shanghai stock market returns. Empirical analyses also indicate that the Hong Kong hang seng index returns volatility will negatively affect the stock market returns. As the positive and negative of Hong Kong hang seng index will negatively affect the variation risk of stock return volatility, but the models of GARCH and GJR-GARCH does not respond this information as above. The explanatory ability of proposed model is better than the traditional model of GARCH and GJR-GARCH.

Keywords: Stock returns, GARCH, GJR-GARCH, double threshold-GARCH, asymmetric effect

壹、緒論

經過二十年經濟改革之後，中國大陸自 1992 年起經濟快速成長，隨著經濟的持續成長，中國大陸的股市規模也不斷擴大，根據史惠慈 (2001) 的研究，在 1992 年，中國大陸股票市值佔 GDP 的百分比為 3.93%，但是到了 2000 年則高達 53.4%，遠超過開發中國家的平均水準 15%，除此之外，依照 IFC 的計算，在 1991 年，中國大陸股票市場的總市值為 2,028 百萬美元，佔新興資本市場的比例為 0.23%，但是在 1999 年底，中國大陸股票市場的總市值增加為 330,703 百萬美元，佔全部新興資本市場的 10.76%，中國大陸股票總市值在新興資本市場中僅次於台灣，高於新加坡、韓國與馬來西亞等亞洲國家，就上市公司家數而言，中國大陸有 950 家公司上市，在全球股市中排名第 10，遠高於台灣上市公司的家數 462，因此，中國大陸股票市場在新興資本市場中將會愈來愈受到重視。由統計資料顯示，在 2000 年 12 月底，中國大陸的外匯存款為 1,4291.14 億元人民幣，到了 2001 年底則增加為 17,856.43 億元，增加金額為 3,565.29 億元，年增率約 25%。中國大陸目前有上海、深圳與香港三家交易所，其中上海市場是以工業公司為主，在上市股票數及市價總值股票成交金額方面是居中國大陸首位；而香港在英國之統治之下已建立良好的經濟體質，自從香港回歸中國大陸之後，目前也是中國大陸重要的經貿地區之一，根據證券及期貨事務監察委員會(Securities and futures commission；簡稱 SFC)的統計，截至 2005 年 12 月底，香港交易所的市值為 1.055 兆美元，占世界排名第 8 名，而在亞洲排名為第 2 名，所以香港在全球的經濟金融體系中也扮演著重要的地位。且兩個地區之地理環境又鄰近，因此上海與香港之股票市場之間當存在某種的關係，值得進一步去探討。

股價報酬之波動性研究已被廣泛應用於金融市場風險的評估，是近年來金融財務計量學非常活躍的研究領域。自從 Engle (1982)提出自我迴歸條件異質變異數(autoregressive conditionally heteroskedasticity；簡稱 ARCH)模型以及 Bollerslev (1986, 1990)的一般化自我迴歸條件異質變異數(generalized autoregressive conditionally heteroskedasticity；簡稱 GARCH)模型後，此類模型可以捕捉到金融資產的變異數是不固定的的特性。但後來的學者如 Nelson (1990)對股價變動的研究發現，其負向與正向衝擊對未來股價的波動有不同的影響。但是 GARCH 模型設定當期條件變異數為前一期條件變異數與誤差項平方的函數，故誤差項的正負符號是無法對條件變異數造成影響。因此條件變異數只會隨者誤差項的大小值變動，而不會隨著誤差項的正負符號改變，為改善此缺失，Nelson (1991)提出所謂的指數型(exponential)GARCH 模型與 Glosten, Jaganathan and Runkle (1993)提出所謂的 GJR-GARCH 模型，此即所謂的非對性波動資料的 GARCH 模型。對非對稱性波動資料的研究可以參閱，例如，王甡(1995)，邱建良、李命志與徐泰瑋 (1999)，徐清俊與林柏宇 (2003)，林楚雄、劉維琪與吳欽杉 (1999)，Poon 與 Fung (2001)，French、Schwert 與 Stambaugh (1987)，Campell 與 Hentschel (1992)，Koutmos 與 Booth(1995)及 Koutmos (1996)。

本文主要的研究目的是探討香港恆生指數報酬波動行為是否將會影響到上海綜合股票市場的股價指數報酬，且以香港恆生指數報酬波動的正負值當成門檻，並建構雙門檻-GARCH 理論模型及檢驗是否存在不對稱的影響，瞭解香港恆生指數報酬波動對上海股市可能造成的衝擊影響程度，對模型之隨機誤差(或干擾)項之分配是應採用厚尾部分配，如 Student's t 分配較適宜，但只要樣本數足夠大，使用 Student's t 分配與常態分配對分析結果是差異不大，因此本研

究是採常態分配，且利用最大概似法來估計模型之未知參數。本文之組織架構如下:第二節為資料來源及基本統計量之陳述，第三節為研究方法介紹，第四節為實證結果分析及最後一節為結論。

貳、資料來源及基本統計量

一、資料來源

本研究中將探討香港恆生指數報酬波動是否將會影響到上海綜合股票市場的股價指數報酬。在樣本的選取上，本研究使用香港恆生指數與上海綜合股價指數為樣本。而我們所選取的樣本期間為 2000 年 1 月 4 日到 2006 年 6 月 30 日，所用的股價指數之資料皆為日資料，而資料來源為台灣經濟新報資料庫(TEJ)。

二、基本資料與其走勢圖

本文對香港恆生指數(HK)之股價報酬之計算方式是採用自然對數的一階差分再乘上 100，即 $RHK_t = 100 * [\log(HK_t) - \log(HK_{t-1})]$；上海綜合股價指數(SHAN)之股價報酬之計算方式也是採用自然對數的一階差分再乘上 100，即 $RSHAN_t = 100 * [\log(SHAN_t) - \log(SHAN_{t-1})]$。圖 1 為樣本期間香港恆生指數與上海綜合股價指數時間走勢圖，圖 2 為樣本期間香港恆生指數報酬與上海綜合股價指數報酬時間走勢圖。由圖 1 中可看出香港恆生指數與上海綜合股價指數之間呈現反向的影響，且由圖 2 中也可看出香港恆生指數報酬與上海綜合股價指數報酬之波動過程具有大波動伴隨大波動及小波動伴隨小波動的現象。

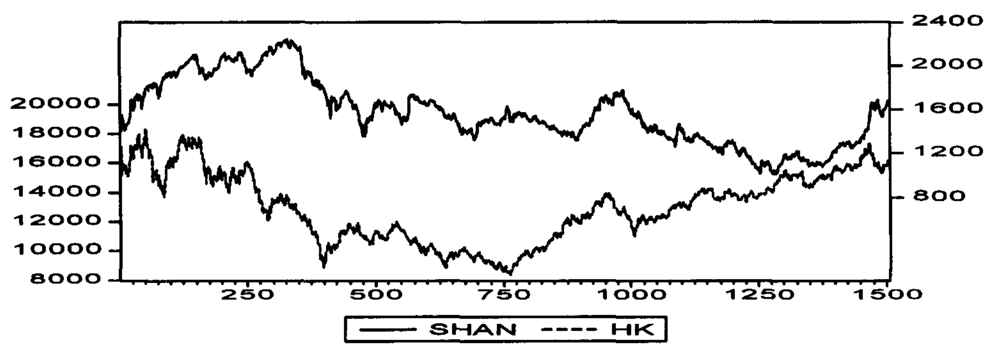

圖 1、香港恆生與上海綜合股價指數走勢圖

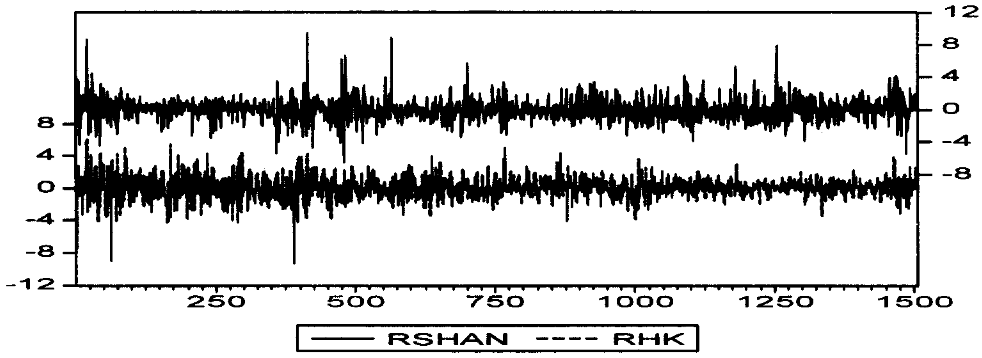

圖 2、香港恆生與上海綜合股價指數報酬走勢圖

三、基本統計量

由文中下述之 ADF 單根檢定可得知，由於香港與上海股價指數報酬為定態序列，因此，可針對香港與上海股價指數報酬波動進行基本統計分析，其包含了：平均數、標準差、峰態係數、偏態係數和常態性檢定，其結果如下表 1。

由表 1 可知，香港股價指數的平均報酬為-0.0032 及上海股價指數報酬之平均報酬為 0.0115。在風險方面，香港股票指數報酬之風險達 1.3644，上海股價指數報酬之風險達 1.3863。從 Jarque-Bera 統計量來看，在虛無假設為常態下，可以發現香港股價指數報酬與上海股價指數報酬並不符合常態分態，且其峰態均大於 3，表示資料具有群聚現象。且由偏態係數也得知，香港股價指數的報酬與上海股價指數的報酬存在有不對稱的現象。

表 1、基本資料之敍述統計量

統計量	HK	RHK	SHAN	RSHAN
平均數	12991.94	-0.0032	1568.663	0.0115
中位數	13139.57	-6.55E-05	1530.410	0.0247
最大值	18301.69	6.0124	2242.420	9.4007
最小值	8409.010	-9.2853	1011.500	-6.5429
標準差	2377.070	1.3644	298.0334	1.3862
偏態係數	0.0184	-0.3441	0.3479	0.6432
峰態係數	1.9998	7.1873	2.3669	8.4215
Jarque-Bera 常態檢定 (p-值)	62.8153 (0.0000)	1128.5034 (0.0000)	55.4921 (0.0000)	1945.716 (0.0000)
樣本數	1505	1504	1505	1504

參、研究方法

Bollerslev（1986）根據傳統 ARIMA 模型認定的方法，將移動平均的部分保留，即落後期數的條件變異數(h_{t-1})加入 Engle(1982)所提之 ARCH 模型中，即擴充爲一般化自我迴歸條件異質變異數模型(Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedastic Model；簡稱 GARCH model)。其 GARCH 模型允許條件變異數成爲過去殘差平方項及過去條件變異數的函數，使條件變異數的動態結構，同時達到彈性及精簡的目的。其 GARCH(p，q)之模式可假定如下:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j} \text{，} \tag{1}$$

$$a_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t),\ \ \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0, \alpha_0 > 0 \text{，}$$

$$\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \sum_{j=1}^{p} \beta_j < 1 \text{，} i = 1,2,\cdots,q \text{ 及 } j = 1,2,\cdots,p \text{。}$$

其中a_t爲隨機干擾項；Ω_{t-1}爲從 1 至 t-1 期中之所有可利用資訊的集合；h_t爲受過去 q 期殘差平方及 p 期條件變異數影響之條件變異數；$(\alpha_0,\alpha_1,\cdots,\alpha_q)$與$(\beta_1,\cdots,\beta_p)$爲未知參數，及 $N(0,h_t)$表示常態分配其平均數爲 0 與變異數爲h_t。

由上式可知，GARCH 模型與 ARCH 模型最大的不同在於條件變異數除了受到了前幾期殘差項平方的影響外，同時也受到條件變異數落後期的影響。因此，GARCH 模型比 ARCH 模型更具有一般性的特質。在 GARCH (p，q)模型中，條件變異數函數爲過去干擾項平方及落後期數條件變異數的線性組合，此不僅使得條件變異數的結構設定更具彈性，同時也使得模型的應用更爲廣泛。而由 GARCH 模型看來，ARCH 模型僅是 GARCH 模型的特例，即當 p=0，GARCH(p，q)模型就恢復成爲 ARCH(q)模型。

GARCH(p，q)是等於 ARCH(∞)模型，其估計之參數的個數大幅度減少，但 ARCH、GARCH 的模型要求估計係數必須爲正，且不能描述許多金融時間序列資料波動中的非對稱性特徵，爲解決此問題，Schwert (1990)及 Nelson (1991)提出所謂的指數 GARCH(EGARCH)模型。與 GARCH 模型相比，EGARCH 模型的優點是在於可以區別好消息與壞消息的不同影響。 Glosten，Jaganathan and Runkle (1993)也提出 GJR-GARCH 模型，此模型與 EGARCH 模型一樣具有區別好與壞消息對資料波動的不同影響，其一般式 GJR-GARCH 模型可設定如下：

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i a_{t-i}^2 + \eta D_{t-1} a_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j} \text{，} \tag{2}$$

此處的

$$D_t = \begin{cases} 1 & if \quad a_t \leq 0 \\ 0 & if \quad a_t > 0 \end{cases} \text{，} \tag{3}$$

a_t 之定義同前，其中 $a_t>0$ 表示好消息，$a_t \le 0$ 表示壞消息。對於 GJR-GARCH 模型的好消息與壞消息對條件誤差平方項的影響是不一樣的。以 q=1 爲例，當出現好消息時，波動的平方項的係數是 α_1；當出現壞消息時，波動的平方項的係數是 $\alpha_1+\eta$。當 $\eta=0$ 時，條件誤差平方項對衝擊的反應是對稱的，當 $\eta\neq 0$ 時，條件誤差平方項對衝擊的反應是非對稱的，當 $\eta>0$ 時，此時效應稱爲不對稱效果。

因 Tsay (1989)所提之門檻自我迴歸模型僅考慮均數方程式的部份，及 Glosten，Jaganathan 與 Runkle (1993)所提之 GJR-GARCH 模型僅考慮條件變異數方程式的部份，且兩模型均不是以香港恆生指數報酬波動值爲門檻。因此，在本文之研究方法是依 Tsay (1989)所提之門檻自我迴歸模型及 Glosten，Jaganathan 與 Runkle (1993)所提之 GJR-GARCH 模型之想法，提出一個雙門檻-GRACH 模型探討香港恆生指數報酬波動對上海綜合股價指數報酬之互動關係，且以香港恆生指數報酬波動的正負值，當成均數方程式與變異方程式之門檻，其模型是陳述於下一節。

肆、實證結果分析

一、ADF 檢定

在配適模型前，必須先確定時間序列資料之穩定性，以避免非定態的時間序列資料對於實證結果產生偏誤影響。本文採用一般財務實證文獻中最被廣泛使用的 Augmented Dickey–Fuller(ADF)單根檢定法進行檢定。

檢定結果列於表 2，結果發現：香港恆生指數與上海股價指數不會拒絕虛無假設，表示序列具有單根，即非定態序列。對香港恆生指數報酬與上海股價指數報酬而言，結果顯示：在 1%的顯著水準下，皆會拒絕虛無假設，表示序列不存在單根，即爲定態序列，則可進行時間序列分析。

表 2、基本資料之 ADF 的單根檢定

類別	HK	RRHK	SHAN	RSHAN
統計量的值	-1.4053	-17.8410***	-1.4236	-37.5591***
臨界值	-3.4345	-2.8633	-2.5677	
(顯著水準)	(α =1%)	(α =5%)	(α =10%)	

註:*** 表示在 α =1%時是顯著的。

二、ARCH 效果檢定

本研究利用 Ljung-Box (1978)的 Q 統計量來檢定資料序列與資料平方序列，是否具有自我相關。實證得知上海股價報酬具有自我迴歸落後期數六階(即 AR(6))之關係，因此本研究在上海股價報酬條件平均數方程式設定上，採取自我迴歸模型(AR)來描述報酬序列的一階自我相關行爲，其模型如下：

$$RSHAN_t = \phi_0' + \sum_{j=1}^{6} \phi_j' RSHAN_{t-j} + a_t \text{，} \tag{4}$$

$$a_t = \sqrt{h_t}\varepsilon_t \text{，} \varepsilon_t \sim N(0,1) \text{，} \tag{5}$$

$N(0,1)$ 是標準化的常態分布，其隨機干擾項 a_t 之概似函數(likelihood function)與其自然對數之概似函數(log-likelihood function)分別爲如下:

(一) 概似函數:

$$L(\phi_1 - \phi_3, h_1 - h_T) = \prod_{t=1}^{T} \frac{1}{\sqrt{2\pi h_t}} \exp\{-\frac{a_t^2}{2h_t}\} \text{。} \tag{6}$$

(二) 自然對數之概似函數:

$$\text{令 } L(\phi_1 - \phi_3, h_1 - h_T) = L \text{ ，則 } \ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln\{\frac{1}{\sqrt{2\pi h_t}} \exp[-\frac{a_t^2}{h_t}]\} \text{。} \tag{7}$$

由於分析上海股價報酬分析模型可選用 AR(6)模型，但需進一步檢驗是否具有自我相關條件異質變異數(ARCH)。本研究也使用 Engle (1982)之拉式乘數(Lagrange Multiplier，LM)檢定方法及 Tsay (2002)之 F 分布檢定法，進一步確認殘差數列 a_t 的變異數是否具有 ARCH 效果，若具有 ARCH 效果是可用 GARCH 模型來配適。ARCH 效果檢定即利用殘差平方在落遲 q 期下進行迴歸分析，其數學式如下：

$$\hat{a}_t^2 = d_0 + d_1\hat{a}_{t-1}^2 + \cdots + d_q\hat{a}_{t-q}^2 + v_t, \tag{8}$$

且利用(5)式檢定虛無假設 $H_0: d_1 = d_2 = \cdots = d_q = 0$ ，以 LM 檢定法爲例，其檢定統計量的分配是服從一卡方分配 χ^2(q)，當檢定結果爲顯著時，即表示具有 ARCH 效果，即可配適 GARCH 模型。

實證得知上海股價報酬率具有自我迴歸落後期數六階(即 AR(6))之關係，由 LM 檢定法、F 檢定法及 Ljung-Box(L-B)檢定法來檢定股價日報酬是否具有條件異質變異數現象，當其顯著時即表示具有 ARCH 效果，其檢定結果列於表 3。由表 3 之結果得知，上海股價報酬率分析模型，在 α =1%之下有顯著的統計值，即是具有條件異質變異數現象，建議在模型的配適上可以利用 GARCH 模型來分析。

表 3、AR(6)模型的 ARCH 效果檢定

Engle LM檢定		Tsay F 檢定	
Q 統計量	61.7635	Q統計量	2.5331
(p-值)	(0.0000)	(p-值)	(0.0000)

註：p-值<α 表示顯著(α=1%，α=5%，α=10%)。

表 3、AR(6)模型的 ARCH 效果檢定(續)

Ljung-Box檢定	$LB^2(2)$	$LB^2(3)$	$LB^2(8)$	$LB^2(10)$	$LB^2(23)$
Q統計量	2.3835	3.4906	2.0921	3.5585	2.0088
(p-值)	(0.0173)	(0.0005)	(0.0365)	(0.0106)	(0.0447)

註：p-值<α 表示顯著(α=1%，α=5%，α=10%)。

三、GARCH 模型估計與標準殘差診斷分析

(一) GARCH模型與其估計

由 LM 檢定法、F 檢定法及 Ljung-Box 檢定法得知，可以利用 GARCH 模型來分析上海股價報酬。經過模型之選取後，我們可使用 AR(6)-GARCH(1，1)估計香港股價報酬波動對上海股價報酬之影響，經過模型選取後其模型如下：

$$RSHAN_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^{6} \phi_j RSHAN_{t-j} + \phi_7 RHK_{t-1} + a_t \text{，} \tag{9}$$

$$a_t = \sqrt{h_t}\varepsilon_t \text{，} \varepsilon_t \sim N(0,1) \text{，}$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \text{。} \tag{10}$$

在均數方程式中我們認定上海股價報酬會受到自己前六日的報酬率，和加入香港股價報酬前一日的影響，及受干擾項當日的影響。其估計結果如表 4，由表 4 中得知，$\alpha_1 + \beta_1 < 1$，符合變異數時間過程爲定態之條件。實證結果發現，香港股價報酬前一日是不影響上海股價報酬，但還是呈現正面之現象。

表 4、上海綜合股價指數酬率之 GARCH(1，1)模型參數估計

參數	ϕ_0	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4
係數	0.0031	0.0121	-0.0097	0.0384	-0.0145
(p-值)	(0.9134)	(0.6732)	(0.7035)	(0.1420)	(0.5825)
參數	ϕ_5	ϕ_6	ϕ_7	α_0	α_1
係數	0.0072	-0.0535	0.0171	0.0937	0.1380
(p-值)	(0.7989)	(0.0433)	(0.4551)	(0.0000)	(0.0000)
參數	β_1	$\alpha_1+\beta_1$	概似函數值		
係數	0.8232	0.9612<1	-2511.303		
(p-值)	(0.0000)				

註：p-值<α 表示顯著(α=1%，α=5%，α=10%)。

(二) 標準殘差診斷分析

GARCH 模型之合適性，將以 Ljung-Box 檢定標準殘差及標準殘差平方項是否仍存在自我相關，由表 5 中的 $LB(5)$至 $LB(25)$之標準殘差的 Q 檢定的 P 值及 $LB^2(5)$至 $LB^2(25)$之標準殘差平方項 Q 檢定的 P 值診斷中得知，該模型的配適是已無自我相關；且由表 6 中也得知, GARCH(1，1)模型已無標準殘差平方項之 ARCH 效果。因此，GARCH(1，1)模型的配適是合適的。

表 5、GARCH(1，1)之標準殘差與其平方的 Q 檢定

Ljung-Box檢定	$LB(5)$	$LB(10)$	$LB(15)$	$LB(20)$	$LB(25)$
Q統計量	2.2992	13.0350	14.8550	20.5580	25.2440
(p-值)	(0.8060)	(0.2220)	(0.4620)	(0.4240)	(0.4490)
Ljung-Box檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q統計量	1.4065	4.2624	6.2752	7.8229	12.6760
(p-值)	(0.9240)	(0.9350)	(0.9750)	(0.9930)	(0.9800)

註：p-值<α 表示顯著(α=1%，α=5%，α=10%)。

表 6、GARCH(1，1)之標準殘差的 ARCH 效果檢定

Ljung-Box檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$
Q統計量	-0.3882	0.2952	-0.7357	-0.6634
(p-值)	(0.6979)	(0.7679)	(0.4620)	(0.5072)

註：p-值<α 表示顯著(α=1%，α=5%，α=10%)。

四、GARCH 模式之不對稱的診斷分析

由於上述 GARCH(1，1)模型之參數估計與標準殘差診斷中得知，檢定只能看出模型配適的好壞，但其卻是無法查覺出模型是否有捕捉到不對稱的現象，故 Engle and Ng (1993) 爲了斷定模型是否有不對稱之慮發展出一套診斷檢定(diagnostic test)，故因此本研究將利用此診斷檢定法來進行檢定

Engle and Ng(1993)認爲若利用觀測到之變數的過去值可以用來預測標準化殘差平方項 $((a_t/\sigma_t)^2)$，$\sigma_t=\sqrt{h_t}$，但如果其並未包涵在預測模式中，則表示模型可能誤設，因此，其模型設定之診斷檢定方法有如下四種檢定方法：

(一) 符號偏誤檢定(Sign Bias Test)

$$(a_t/\sigma_t)^2=b_0+b_1S_{t-1}^-+e_t\text{，} \tag{11}$$

(二) 負程度偏誤檢定(Negative Size Bias Test)

$$(a_t/\sigma_t)^2=b_0+b_1S_{t-1}^-(a_{t-1}/\sigma_{t-1})+e_t\text{，} \tag{12}$$

(三) 正程度偏誤檢定(Positive Size Bias Test)

$$(a_t/\sigma_t)^2=b_0+b_1(1-S_{t-1}^-)(a_{t-1}/\sigma_{t-1})+e_t\text{，} \tag{13}$$

(四) 聯合檢定(Joint Test)

$$(a_t/\sigma_t)^2=b_0+b_1S_{t-1}^-+b_2S_{t-1}^-(a_{t-1}/\sigma_{t-1})+b_3(1-S_{t-1}^-)(a_{t-1}/\sigma_{t-1})+e_t\text{，} \tag{14}$$

其中 S_{t-1}^- 爲一虛擬變數；當 $a_t\le 0$ 時，則 $S_t^-=1$，反之則爲 0。

由表 7 所描述的是經由上述四種檢定後的結果，結果爲：(a)在符號偏誤檢定中的檢定結果爲顯著(α=10%)。(b)在負程度偏誤檢定中的檢定結果爲不顯著(α=10%)。(c)在正程度偏誤檢定中的檢定結果爲不顯著(α=10%)。(d)在聯合檢定中的檢定結果爲顯著(α=10%)。由聯合檢定結果得知，上海綜合股價報酬之波動是具有不對稱效果。

表 7、GARCH(1，1)之不對稱檢定

檢定法	符號偏誤檢定	負程度偏誤檢定	正程度偏誤檢定	聯合檢定
F統計量	3.600	0.0419	0.6257	2.3255
(p-值)	(0.0580)	(0.8378)	(0.4291)	(0.0731)

註：p-值<α 表示顯著(α=1%，α=5%，α=10%)。

五、雙門檻-GARCH 模型與其估計

由負程度偏誤與聯合檢定結果得知，可以使用門檻-GARCH 模型型態來探討上海股價指數報酬是否受香港股價報酬波動之影響。經過選取之後，本文使用簡化後之 AR(8)-雙門檻-GARCH(1，1)探討上海股價指數報酬之波動模型的建構，其模型如下：

$$RSHAN_t = \begin{cases} \phi_6 RSHAN_{t-6} + \phi_7 RSHAN_{t-7} + \phi_8 RSHAN_{t-8} + a_t & if \;\; RHK_{t-1} \le 0 \\ \phi_6' RSHAN_{t-6} + \phi_7' RSHAN_{t-7} + \phi_8' RSHAN_{t-8} + a_t & if \;\; RHK_{t-1} > 0 \end{cases}, \qquad (15)$$

$$a_t = \sqrt{h_t}\,\varepsilon_t \text{，} \varepsilon_t \sim N(0,1) \text{，}$$

$$h_t = \begin{cases} \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} & if \;\; RHK_{t-1} \le 0 \\ \alpha_{10} + \alpha_{11} a_{t-1}^2 + \beta_{11} h_{t-1} & if \;\; RHK_{t-1} > 0 \end{cases}, \qquad (16)$$

其中 $RHK_t \le 0$ 表示壞消息(即負的報酬)與 $RHK_t > 0$ 表示好消息(即爲正的報酬)。在均數方程式中，由表 4 中的檢定結果顯示上海股價報酬不會受到自己前第一日至第五日的影響與常數項的影響，因此在(15)式中不考慮前第一日至第五日及常數項的影響。我們認定上海股價報酬會受到自己前第六日的影響之外，再增加第七日至第八日報酬的影響，且又由表 4 中的檢定結果得知上海股價報酬是不受到香港股價報酬前一日的影響，也因此在均數方程式中不考慮香港股價報酬前一日的影響。因而考慮是否受到香港股價報酬波動前一日的正負值的影響，即以香港股價報酬波動的正負值作爲門檻，及受干擾項當日的影響。

表 8 爲上海股價報酬以 AR(8)-雙門檻-GARCH(1，1)模型來配適之估計結果。當香港股價報酬波動爲負值時，上海股價報酬率將受到前第六日報酬之影響，其前第六日報酬率項的估計係數(ϕ_6=-0.0738)，在 5%顯著水準下有顯著影響，即受前第六日報酬的影響，當前第六日報酬增加，當日報酬將不會增加且還是呈現反面的現象；在 10%顯著水準下，上海股價報酬率將不受到前第七日與第八日報酬之影響。當香港股價報酬波動爲正值時，上海股價報酬率將受到前第六日報酬之影響，其前第六日報酬率項的估計係數(ϕ_6'=-0.0576)，在 10%顯著水準下有顯著影響，即受前第六日報酬的影響，當前第六日報酬增加，當日報酬將不會增加且還是呈現反面的現象；且上海股價報酬率將受到前第八日報酬之影響，其前第八日報酬率項的估計係數(ϕ_8'=0.0605)，在 10%顯著水準下有顯著影響，即受前第八日報酬的影響，當前第八日報酬增加，當日報酬將會增加且還是呈現正向的現象。因此，香港股價報酬波動之正負值，將會影響上海股價報酬，此結果是與 GARCH 模型所得的結果是不一樣的。

觀察條件變異數方程式估計係數(α_0、α_1、β_1)中，由表 8 中顯示出所有條件變異數中的估計係數(α_0、α_1、β_1)皆達 1%顯著水準，此結果顯示當香港股價報酬波動爲負時，常數項、前一日殘差平方項與前一日條件變異數確實影響上海股價報酬率的波動，且會影響上海股價報酬率的變異風險。另外，條件變異數方程式估計係數(α_{10}、α_{11}、β_{11})中，由表 8 中也顯示出所有條件變異數中的估計係數(α_{10}、α_{11}、β_{11})皆達 1%顯著水準，此結果顯示當香港股價報酬波動之正值時，常數項、前一日殘差平方項與前一日條件變異數確實也會影響上海股價報酬的波動的變異風險。此外，檢定 $H_0:\alpha_0=\alpha_{10}$、$\alpha_1=\alpha_{11}$及$\beta_1=\beta_{11}$，在虛無假設(H_0)下之簡化

模型的概似函數值爲 Lr=-1137.288 與爲未簡化的概似函數值爲 Lf=-1132.183，由概似比檢定得知-2(Lr-Lf)服從卡方分配與其自由度爲 2，在 1%顯著水準下其檢定結果爲顯著的，即拒絕 H_0 之假設。由上述結果得知，上海股價報酬率的波動是具有不對稱性的效果，但 GARCH 與 GJR-GARCH 模型是無法反應出此信息，而 AR(8)-雙門檻-GARCH(1，1)模型確實可以捕捉上海股價報酬的波動過程，也因 GARCH 與 GJR-GARCH 模型無法考慮香港報酬之正負值對上海股價報酬的影響，因此雙門檻－GARCH(1，1)模型是比 GARCH 與 GJR-GARCH 模型是較具有解釋能力。

表 8、AR(8)-雙門檻-GARCH(1，1)模式之參數估計

參數	ϕ_6	ϕ_7	ϕ_8	ϕ'_6	ϕ'_7
係數	-0.0738	0.0212	-0.0108	-0.0576	-0.0278
(p-值)	(0.0466)	(0.5672)	(0.7281)	(0.0950)	(0.4668)
參數	ϕ'_8	α_0	α_1	β_1	α_{10}
係數	0.0605	0.1372	0.1063	0.7969	0.1380
(p-值)	(0.0597)	(0.0004)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
參數	α_{11}	β_{11}	$\alpha_1+\beta_1$	$\alpha_{11}+\beta_{11}$	概似函數值
係數	0.2555	0.7445	0.9032<1	1	Lf=-1132.183
(p-值)	(0.0000)	(0.0000)			Lr=-1137.288

註：(1)p-值<α 表示顯著(α=1%，α=5%，α=10%)。

(2) $\chi^2_{0.10}(2)=4.61$，$\chi^2_{0.05}(2)=5.99$，$\chi^2_{0.01}(2)=9.21$ 及-2[Lr-Lf]=10.210。

六、雙門檻-GARCH 模型之標準殘差診斷分析

雙門檻-GARCH 模型之合適性，將以 Ljung-Box 檢定標準殘差及標準殘差平方項是否仍存在自我相關，由表 9 中的 LB(5)至 LB(25)之標準殘差的 Q 檢定的 P 值及 LB^2(5)至 LB^2(25)之標準殘差平方項 Q 檢定的 P 值診斷中得知，該模型的配適是已無標準殘差的自我相關；且由表 10 中也得知,該模型已無標準殘差平方項之 ARCH 效果。因此，雙門檻-GARCH(1，1)模型的配適也是合適的。

表 9、AR(8)-雙門檻-GARCH(1，1)之標準殘差與其平方的 Q 檢定

Ljung-Box檢定	LB(5)	LB(10)	LB(15)	LB(20)	LB(25)
Q統計量	6.1284	12.4117	15.8334	21.6707	26.8167
(p-值)	(0.2939)	(0.2584)	(0.3932)	(0.3586)	(0.3651)
Ljung-Box檢定	LB^2(5)	LB^2(10)	LB^2(15)	LB^2(20)	LB^2(25)
Q統計量	1.6422	4.3844	6.0202	7.6726	13.5871
(p-值)	(0.8961)	(0.9283)	(0.9794)	(0.9938)	(0.9685)

註：p-值<α 表示顯著(α=1%，α=5%，α=10%)。

表 10、AR(8)-雙門檻-GARCH(1，1)之標準殘差的 ARCH 效果檢定

Ljung-Box檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$
Q統計量	-0.4505	-0.2119	-0.4369	-0.3878
(p-值)	(0.6524)	(0.8322)	(0.6623)	(0.6982)

註：p-值<α 表示顯著(α=1%，α=5%，α=10%)。

伍、結論

本研究利用 2000 年 1 月 4 日至 2006 年 6 月 30 日香港恆生指數與上海綜合股價指數爲樣本，觀察此期間之資料模式的建構，並檢測香港恆生指數報酬與上海綜合股票市場是否存在某一關係，且觀察其條件變異數是否具有不對稱的效果。從實證結果之 ARCH 效果檢定發現上海股價報酬的波動過程具有群聚與變異異質性的現象，且由 GARCH 模型中的參數估計 $\alpha_1+\beta_1$ 小於 1 與 $\alpha_{11}+\beta_{11}$=1，是符合 GARCH 與 IGARCH 模型之假設，及由不對稱檢定結果也發現其波動過程具有不對稱性。標準殘差與標準殘差平方項的診斷檢定及標準殘差之 ARCH 效果診斷檢定中皆通過檢驗，此顯示 AR(8)-雙門檻-GARCH(1，1)模型對探討上海股價報酬波動模型的擬合是合適的。此外，實證結果也顯示香港股價報酬波動確實對上海股價報酬率的波動過程造成影響，當香港股價報酬波動爲負時，將會增加上海股價報酬的變異風險，但若以 GARCH 與 GJR-GARCH 模型來衡量香港股價報酬波動對上海股價報酬的波動的影響時，其結果是無法反應出香港股價報酬波動將造成不對稱的影響，此也反應出雙門檻-GARCH 模型是比 GARCH 與 GJR-GARCH 模型是較具有解釋能力。

參考文獻

1. 王甡, (1995),「報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果—台灣股票市場之實證分析」，證券市場發展季刊，7:1，125-160。
2. 方文碩 (2000)，「通貨貶值對股市報酬與波動的衝擊：亞洲四小龍實證研究」，亞太管理評論，第 5 卷第 4 期，117-128
3. 方文碩 (2001)，「匯率貶值對股票市場的衝擊—雙變量 GARCH 模型」，台灣金融財務季刊，第 2 輯第 3 期，99-117
4. 邱建良、李命志、徐泰瑋, (1999)，台灣股市報酬率波動性行爲之探討，台灣經濟金融月刊，第 6 卷，第 35 期，pp. 43-53。
5. 林楚雄、劉維琪、吳欽杉, (1999), GJR 與 Volatility-Switching GARCH 模型的比較: 台灣股票市場條件波動不對稱性的研究，1999 年會暨財務金融學術論文研討會論文，中國財務學會。
6. 徐清俊、林柏宇 (2003), 金融控股公司股價報酬波動性之實證研究，遠東學報，第 20 卷，第 4 期，pp. 753-770。
7. Branson, W.H. and D.W. Henderson (1985), “The Specification and Influence of Asset Markets,” in R. W. Jones and P. B. Kenen eds.: Handbook of International Economics 2, 749-805.

8. Bollerslev, Tim, (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. Journal of Econometrics, 31, pp. 307-327.
9. Bollerslev, Tim, (1990). Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multi-variance generalized ARCH approach, Review of Economics and Statistics, 72, pp. 498-505.
10. Campell, J.Y. and Hentschel, L.,(1992), "No News is good News：An Asymmetric model of Changing Volatility in Stock Returns" , Journal of Financial Economic, 31, pp.281-318.
11. Dickey , D. A. and Fuller , W.A.(1979), Distribution of Estimators for Time Series.
12. Engle, R.F. (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 50, p.p. 987-1007.
13. Engle, R. F. and V. Ng (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," Journal of Finance 45, pp.1749-1777.
14. French, R. K., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh (1987), "Expected Stock Returns and Volatility," Journal of Financial Economics 19, 3-29
15. Glosten, L., R. Jagannathan, and D. Runkle, (1993), "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility on the Nominal Excess Returns on Stocks," Journal of Finance 48, 1779-1801.
16. Kearney, C. (1998), "The Causes of Volatility in a Small, Internationally Integrated Stock Market: Ireland, July 1975 - June 1994," Journal of Financial Research, 21, 85-104.
17. Koutoulas, G. and L. Kryzanowski (1996), "Macrofactor Conditional Volatility, Time-varying Risk Premia and Stock Return Behavior," Financial Review, 31, 169-195.
18. Koutmos, G. and G.G. Booth (1995), " Asymmetric volatility transmission in international stock markets" , Journal of International Money and Finance, vol. 14, pp.747-762.
19. Koutmos, G., (1996), "Modeling the Dynamic Interdependence of Major European Stock , Markets" , Journal of Business Finance and Accounting, vol. 23, pp.975-988.
20. Ljung, G. and G.E.P. Box (1978), On a measure of lack of fit in time series models. Biometrica, 65, pp. 297-303.
21. Nelson, D.B. (1991), Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new Approach, Econometrica, 59, pp. 347-370.
22. Nelson, D.B. (1990), Stationarity and persistence in the GARCH(1,1) model. Econometric Theory, 6, pp. 318-334.
23. Poon, W. P. H. and H.G., Fung (2001), "Redchips or H shares : which China-backed securities process information the fastest?" , Journal of Multinational Financial Management, 10, pp.315-343.
24. Schwert, G..W. (1990), "Stock Volatility and the Crash of 1987" , The Review of Financial Studies, 3, pp.77-102.
25. Solnik, B. (1987), "Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note," Journal of Finance, 42, 141-149.

26. Tsay, R.S. (1989), Testing and modeling threshold autoregressive processes. Journal of the American Statistical Association, 84, 231-240.

27. Tsay, R.S. (2002), "Analysis of Financial Time Series," Wiley Science.