



逢甲大學學生報告 ePaper

台灣加權股票指數不對稱效果的風險值估計
**The Effect of Asymmetries on Taiwan Stock
Index Return Value-at-Risk Estimates**



作者：詹雅竹

系級：統計與精算研究所 碩一

學號：M9416494

開課老師：陳婉淑 教授

課程名稱：財務時間序列

開課系所：統計精算研究所

開課學年：九十四 學年度 第一 學期

摘要

近年來，風險值Value-at-Risk(VaR)成爲了金融機構在測量與管理風險上的重要工具，且估算風險值的方法也在過去幾年中大量增加，本報告應用計量模型中的J.P. Morgan的風險矩陣(RiskMetrics)、對稱條件變異數異質性模型與非對稱條件變異數異質性模型的配適和估計參數及風險值並判斷風險值之預測能力。數據使用台灣加權股票指數日報酬率做配適模型、以風險矩陣爲基礎利用簡單移動樣本平均一步預測的方式預測未來每一天所能承受的最大損失並捕捉尾部機率分配與波動的情形，估計風險值並比較配適的模型能力可增進市場風險管理的成效。本報告說明了股票指數的配適模型與波動行爲的掌握，是估計風險值的關鍵。計算台灣加權股票指數在保留二百五十日期間每日的風險值，且以穿透率(violation rate)作爲評斷標準，比較各種配適模型之優劣。報告的結果顯示負面消息帶來的衝擊比正面消息的大，而非對稱變異數異質性較能充分反應真實資訊，非對稱條件變異數異質性模型較對稱的模型來的佳。

關鍵字：風險值、風險矩陣、對稱條件變異數異質性模型、非對稱條件變異數異質性模型。

目次

摘要	1.
1. 前言	4.
2. 文獻回顧	5.
3. 風險值估計	7.
4. 台股指數的應用及評估	8.
4.1 模型配適概述	8.
4.2. GARCH 模型	9.
4.3. EGARCH 模型	9.
4.4. GJR-GARCH 模型	10.
4.5. TAR-GARCH 模型	10.
5. 結論	11.
參考文獻	13.



表附錄

表一. 敘述統計量表	16.
表二. Q and LM Tests for ARCH Disturbances	16.
表三. 各模型之參數估計值	17.
表四. Ljung-Box Q 統計量模型檢定	17.
表五. VaR 99% 評估標準	18.
表六. 各模型穿透情況	18.

圖附錄

圖一. 台灣加權股票市場日收盤價時間序列圖	19.
圖二. 台灣加權股票市場日報酬率時間序列圖	19.
圖三. GARCH 模型 99% 保留值與 VaR 時間序列圖	19.
圖四. EGARCH 模型 99% 保留值與 VaR 時間序列圖	20.
圖五. GJR-GARCH 模型 99% 保留值與 VaR 時間序列圖	20.
圖六. TAR-GARCH 模型 99% 保留值與 VaR 時間序列圖	20.
圖七. 風險矩陣 99% 保留值與 VaR 時間序列圖.....	21.
圖八. GARCH 模型 95% 保留值與 VaR 時間序列圖	21.
圖九. EGARCH 模型 95% 保留值與 VaR 時間序列圖	21.
圖十. GJR-GARCH 模型 95% 保留值與 VaR 時間序列圖	22.
圖十一. TAR-GARCH 模型 95% 保留值與 VaR 時間序列圖	22.
圖十二. 風險矩陣 95% 保留值與 VaR 時間序列圖	22.

1. 前言

現今的金融體系下，投資人漸漸注重報酬和風險之間的取捨，使得風險的管理成爲目前主要的課題。在 1980 年美國的投資銀行 J.P. Morgan 首先提出風險值的概念，1994 年 10 月，J.P. Morgan 爲估算風險值建立了風險矩陣，更促進了使用風險值方法控制風險的普及，之後陸續有人提出關於風險值的方法和概念。至最近幾年英國的霸菱(Baring)事件、美國橘郡(Orang country)事件、日本大和事件等金融事件對金融機構造成重大的損失，有鑑於此，在 1996 年加入風險值方法來衡量市場風險，一些主要的國際大型銀行開始建立屬於自己內部風險測量與資本配適的模型，以彌補“巴塞爾協議”的不足。其中市場風險測量的方法爲風險值；此方法的最主要代表是 J.P. Morgan 銀行的風險矩陣(RiskMetrics)系統。而今台灣局勢不穩定以及國際間的紛紛擾擾，對於台灣金融機構產生不小的衝擊，也間接影響到投資人的權益。自 1999 年到 2005 年間歷經美國 911 事件、台灣 921 大地震、台灣總統選舉二次政黨輪替等一連串的導致人心惶惶的事件，投資人的不安也反應在股市上。故本報告選擇台灣股票加權指數爲研究對象。在計算風險值時，我們將現有模式大致分爲四類：

1. 參數型 (風險矩陣，GARCH)
2. 非參數型 (歷史模擬法，混合型模型)
3. 蒙地卡羅模擬法 (預設金融資產價格之隨機行程方法)
4. 半參數型 (極端值理論法)

本報告將著重在參數型(風險矩陣，GARCH)，由於風險值的估計會有誤差存在，爲描述此誤差，Jorion (1996) 首次提出利用信賴區間 (confidence interval) 的概念，探討風險值的問題，並在一些簡單的報酬率分配模型假設下，推導風險值之近似信賴區間。

爲了解何種風險值的估計方法較能適用於不同型態分配的資料，使估計的偏誤較小，故使用了一些市場上常用的股票報酬率模型。其內容的安排如下：第二章爲風險值估計文獻回顧；第三章爲風險值評估方法說明風險矩陣及移動樣本平

均一步預測的方法；第四章為台股指數的應用及評估，使用 BHHH(1974)方法作對稱條件變異數異質性模型(GARCH) 且和非對稱條件變異數異質性模型(EGARCH、GJR-GARCH、TAR-GARCH)共四種模型的配適與分析並以移動樣本平均一步預測法預測台股在保留期間 2005 年 1 月 1 日至 2005 年 12 月 16 日每日風險值並繪出各個模型的風險估計值，然後以穿透率作為評比準則，比較各模型的表現；第五張為結論；最後為參考文獻及附錄。

2. 文獻回顧

一般文獻的研究，多數均在不同之資產報酬率模型假設下，探討風險值之點估計 (point estimation)，且 J.P. Morgan (1996)、Duffie 與 Pan (1997)、Jorion (2000) 和 Penza 與 Bansal(2001) 等均對風險值提出相關理論即介紹。風險值為從特別的證券或投資組合在市場價格方面變化出現可能的損失計算，而為了有效的控管金融機構的風險，所以在1996年加入風險值方法用來衡量市場風險，求在一既定的風險下，金融機構所需提撥的最小資本。其並非試圖預測損失或獲利多少，而是穩健並客觀提供在不確定情況下之可能結果。因此，其重點不在數值結果大小，而是該潛在損失是否可為投資者接受，進而判斷此風險與投資者對不確定性的態度是否一致。一個完整風險值內容應包含以下要素：損失發生機率、信賴水準選擇和特定期間；發生機率與衡量期間之不同，會產生不同結果，通常信賴水會設定在95%與99%；我們應避免使用不合乎常規的信賴水準計算風險值，以免扭曲實際情況，風險值一般指在未來的特定時間長度和信賴水準 $(1-\alpha)\%$ 下，所計算出資產報酬率的市場風險，或是此一資產報酬率可能發生的最大損失。而本報告所採取的參數型模型有對稱條件變異數異質性模型(GARCH)與非對稱條件變異數異質性模型(EGARCH、GJR-GARCH、TAR-GARCH)，模型首先由Engle (1982) 提出自我相關條件異質變異數模型(ARCH)，之後Bollerslev (1986)將後期的條件變異數納入ARCH模式的條件變異數方程式中給予一般化，稱為廣義自我迴歸條

件變異數異質性模型 (GARCH)。GARCH(1,1)常被用於金融市場分析，已經足以描述財務與經濟資料波動的現象，且能充分捕捉波動群集性 Bollerslev, Chou, and Kroner (1992)。但GARCH模式具有一個缺點，其估計誤差項的正負不會影響到條件變異數，這和觀察到的股票報酬的波動不一致，即GARCH模式捕捉不到波動性可能有的不對稱效果。因此另外考慮非對稱條件變異數異質性模式；由 Nelson (1991)提出非對稱指數型exponential GARCH模型(EGARCH)，而後經由 Engle and Ng (1993)研究指出EGARCH模型條件變異數的變異性太高，容易產生波動的過度估計，可能導致估計上的偏誤；之後Black(1976)注意到市場報酬波動會因負面消息的出現而增加，並隨正面消息的出現而減小；Black(1976)所提出的經濟解釋為，負面的消息使得企業產生了負的超額報酬，企業價值會降低，公司之權益資本相對於債務資本之比值下降，因而使其槓桿比率提高，持有股票之風險上升，使資產風險和未來之股價報酬波動增大；反之，正面消息帶來的正超額報酬使企業價值增加、槓桿比率降低，資產風險和股價的波動隨之減少，這種理論稱為“槓桿效應”，而GJR-GARCH模型通常存在一個槓桿效應：負面消息衝擊帶來的波動震盪會比正面消息來的大，將GJR-GARCH模型也納入考量；最後因門檻ARCH模式區分過去預測誤差之正負來作為預測當其條件變異時所應用的重要資訊之一 (Zakoian, J. M. 1994)，再考慮門檻自我相關模式TAR-GARCH, Tong(1990)。

數據擷取自 DataStream International 台灣股票加權指數(TAIWGHT)，自 1999 年 1 月 1 日到 2004 年 12 月 31 日每日收盤價(圖一)，報酬率計算方式為： $(r_t = (\ln(p_t) - \ln(p_{t-1}))/100)$ ， r_t 是第 t 期報酬率， p_t 是第 t 期股票價格，共有 1566 筆報酬率。由時間序列圖(圖二)發現在第 500 筆資料附近有較大的波動，對照時間點為近 2000 年年底，造成股市重挫連鎖原因為自 2000 年 3 月 18 日，總統大選揭曉，執政黨輪替。3 月 20 日，台灣股市重挫大跌 227 點，此後台灣股市連連下挫。7 月 22 日，發生八掌溪事件，台股大跌 103 點。11 月 20 日，臺股市跌破五千點大關，21 日盤中創下 4760 點新低，故得知因為政治因素造成股市報

酬有明顯的大波動；表一提供敘述統計量，由表一得知這段研究期間有負值的平均報酬率，但不顯著有別於零。顯示此筆數據其分布狀況為“微左偏、非厚尾以及不屬於常態分佈”；且股票指數報酬率不對稱大致上有以下兩種解釋，1.“槓桿效應”：如果公平價值下降則負債權益比會上升，因此導致未來收入趨勢所產生的風險會比從前來的多；2.“不穩定回饋假設”：假設一恆定現金流量，如果期望的報酬上升時則股票價格應上升，若不穩定性上升時則股票價格應該下跌。於是接下來我們試著將此筆數據配適對稱與非對稱條件變異數異質性模型並對對稱條件變異數異質性模型做波動不對稱性檢定(Engle and Ng 1993)，且估計風險值(VaR)比較模型何者較佳。

3. 風險值估計

本報告以簡單移動樣本平均(J.P., Morgan, 1996)預測一筆則刪除最舊一筆(one-step-ahead forecast)的方式找出他們的風險估計值，J.P. Morgan 爲了估算風險值建立了風險矩陣，模型樣式爲假設當 $r_t | F_{t-1} \sim N(\mu_t, \sigma_t^2)$ 時，則：

$$\begin{aligned} a_t &= \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0,1) \\ \mu_t &= 0, \quad \sigma_t^2 = \alpha \sigma_{t-1}^2 + (1-\alpha)r_{t-1}^2, \quad 1 > \alpha > 0. \end{aligned} \quad (1)$$

風險矩陣模型主要是運用沒有漂移項的 IGARCH 方法， α 爲我們所需要估計的參數，通常 α 估計值會趨近於 0.94。

爲了在金融交易上則給予一個短期的管理，因此風險管理需評估“在未來 1 天如果股價下跌到最極端的情況，該項資產在給定的信賴水準(1- α)%下，風險值最大的損失會是多少？”，即 VaR。假設在 α %的顯著水準下持有股票 1 天則可能的每日損失金額市場價值風險(VaR)爲：

$$\text{每日對大損失金額：} Z_\alpha \hat{\sigma}_{t+1} = VaR \quad (2)$$

通常參數型模型假設報酬率爲隨機且獨立之常態分配，而分配中的平均數與標準差可由數據中估計，利用平均數與標準差以信賴區間的方式便可進一步計算以零(with respect to 0) 爲基準之風險值(Hull and White 1998)。

$$P(r_{t+1} < -Z_\alpha \hat{\sigma}_{t+1}) = \alpha, \quad -Z_\alpha \hat{\sigma}_{t+1} = -VaR_t. \quad (3)$$

在時間 t 預測時間 $t+1$ 時，資產報酬率的損失大於 VaR_t 之機率為 α 。預測保留期間為2005年1月1日到2005年12月16日，共250筆數據資料。附錄序列圖中間部份為保留值時間序列圖，底下為風險估計值，若保留值低於風險值表示該股投資會出現損失。且信賴水準 $(1-\alpha)\%$ 分別以99%和95%做討論，如果出現損失的穿透率超過信賴水準時我們就認為此模型配適是不恰當的。

$$\text{穿透率} = \frac{\text{真實報酬率損失大於估計風險值風險值的累計次數}}{\text{回顧測試用樣本個數}} \quad (4)$$

當模型處於常態假設的情況下，在時間 t 報酬率 r_t 的模型為：

$$r_t = \mu + \sigma a_t, \quad a_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0,1),$$

$$VaR_t = -\mu + \sigma Z_\alpha \quad (5)$$

而簡單移動樣本平均法為由 (y_1, \dots, y_t) 預測 VaR_{t+1} ， (y_2, \dots, y_{t+1}) 預測 VaR_{t+2} 之後以此類推；為了解何種模型風險值的估計方法較能適用於不同型態分配的資料，使估計的偏誤較小，故使用了一些市場上常用的股票報酬率模型，研究期間資料1817筆，並將1817筆資料分做兩部分，前1567筆資料當作是學習視窗，作為風險值模型參數估計用；而後 250 筆資料作為回顧測試用，資料建立的模型如下。

4. 台股指數的應用及評估

4.1. 模型配適概要

在配適模式之前，我們針對各個模型的參數值做估計，估計方法為BHLL (1974)，將P-value不顯著的參數值刪去之後再觀察Ljung-Box (1978) Q統計量是否不為顯著，若不為顯著則表示我們找到這個模型樣式為合適及使用簡單移動樣本平均法檢測以下提出的四種模型與風險矩陣是否適合並比較優劣，則我們所採取得方式為一套回顧測試的方法，即是將過去一年的持有部位資料的每日實際損失值和風險值做比較，以決定其資本適足率。

4.2. GARCH 模型

配適GARCH模型之前必須先對變異數同質或異質性作檢定(Test ARCH effect)，變異數異質性檢定的方式有兩種：

- $\hat{a}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{a}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{a}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{a}_{t-q}^2 + v_t$. ARCH 為 q 階序列，當 $a_t = r_t - \mu_t$ 時，通常使用 Ljung-Box 統計量檢定 a_t^2 . McLeod and Li (1993)；
- $a_t = \sigma_t \varepsilon_t$, $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m a_{t-m}^2$. $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, 當 h_t 為條件變異數則 $a_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t$ ，稱條件變異數異質性測試 (LM test). Engle (1982)。

而由表二得知，P-value 值皆小於 0.01 為顯著，故拒絕虛無假設。則此筆資料屬於變異數異質性，故考慮配適 GARCH 模型，運用模型捕捉波動的群集性。

GARCH 模型令 $a_t = r_t - \mu_t$ 為標準報酬的平均值，則 a_t^2 服從 GARCH(1,1) 模型(Bollerslev 1986), 原始模型如下：

$$\begin{aligned} r_t &= \mu_t + a_t, \quad \mu_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1}; \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \\ 0 \leq \alpha_1, \beta_1 < 1, \quad \alpha_1 + \beta_1 < 1, \quad \varepsilon_t &\overset{iid}{\sim} N(0,1). \end{aligned} \quad (6)$$

其中 $0 \leq \alpha_1, \beta_1 < 1$ 限制式為要求正變異而 $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 為要求共變異，通常當 a_t 為條件常態分佈時，則 GARCH(1,1) 屬於高狹峰邊際分佈。在經過幾次試驗之後發現此筆數據適合的模型樣式即為原始模型。除了考慮波動群集性之外，希望加入不對稱模型能完整反映真正的價格波動。在加入不對稱模型之前，先檢驗數據是否具有不對稱性，採用波動不對稱性檢定(Engle and Ng 1993)。

4.3. EGARCH 模型

EGARCH 模型由 Nelson (1991)所提出，其原始模型如下：

$$\gamma_t = \mu_t + a_t, \quad \mu_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1}, \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \overset{iid}{\sim} N(0,1);$$

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + g(\varepsilon_t) + \beta \ln \sigma_{t-1}^2, \quad g(\varepsilon_t) = \theta \varepsilon_t + \gamma [|\varepsilon_t| - \sqrt{2/\pi}] ;$$

$$(1 - \alpha B) \ln(\sigma_t^2) = (1 - \alpha) \alpha_0 + g(\varepsilon_{t-1}). \quad (7)$$

而我們能依槓桿效應指出：如果波動和報酬率之間的關係為負的時候則 θ 值應該為負。而在實證上亦是如此，且發現 γ 值通常為正。於是在經過多次試驗之後結果顯示刪除 ϕ_0 、 ϕ_1 之後為合適的模型樣式。

4.4. GJR-GARCH 模型

GJR-GARCH 模型(Glosten, Jagannathan and Runkle 1993)，原始模型如下：

$$r_t = \mu_t + a_t, \quad \mu_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1}, \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} N(0,1) ;$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \gamma I_{t-1}) a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad I_{t-i} = \begin{cases} 1 & \text{if } a_{t-1} \leq 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} ;$$

$$\alpha_1 + \gamma \geq 0, \quad \alpha_0 > 0, \quad \alpha_1 \geq 0, \quad \beta_1 \geq 0, \quad \alpha_1 + \beta_1 + 0.5\gamma < 1. \quad (8)$$

模型通常存在一個槓桿效應：負面消息衝擊帶來的波動震盪會比正面消息來的大。在經過多次試驗之後發現刪除 ϕ_0 之後為合適的模型樣式。

4.5. TAR-GARCH 模型

門檻自我相關模式 TAR-GARCH(Tong 1990)的原始模式如下：

$$R_t = \phi_0 + \phi_1 R_{t-1} + a_t, \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0,1),$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + I_t (\beta_0 + \beta_1 a_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2) ;$$

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{if } a_{t-1} \leq 0 \\ 0 & \text{o.w.} \end{cases}. \quad (9)$$

經過多次試驗之後的結果發現刪除 ϕ_0 ϕ_1 之後為合適的模型樣式。

表三和表四分別表示各模型參數估計值以及 Q 統計量檢定結果。結果中顯示 GARCH(1,1)模型的參數 ϕ_0 及 ϕ_1 不為顯著，但 P-value 值仍在可接受範圍內，於是將這兩個參數保留下來且 Q 統計量幾乎不為顯著，而在不對稱性檢定中顯示 $\chi^2(3) = 18.1210$; P-value = 0.0004. 因卡方值為顯著，故此波動具有不對稱性；EGARCH (1,0)模型的參數 θ (為負)和 γ (為正)符合實證上應有的結果，且 P-value 值皆為顯著 Q 統計量幾乎不為顯著；GJR-GARCH(1,1)模型的參數 ϕ_1 及 α_1 不為顯著，但 P-value 值仍在可接受範圍內故將這兩個參數保留下來且 Q 統計量皆不為顯著；TAR-GARCH(1,1)模型的參數結果顯示 β_2 不為顯著，但仍將其保留下來，且 Q 統計量幾乎不為顯著，風險矩陣的 α 參數估計值為 0.9339 近似於 0.94 與理論相符且 P-value 顯著，Q 統計量不為顯著，故認定此五個模型皆為合適的模型樣式。而在 Allen, McAleer, and Bernardo (2004)中提到巴塞爾協議在 1995 年 4 月修改為允許金融機構自行使用內部模型確定他們的風險值。不過，希望那些使用他們自己模型的機構的管理者以回顧測試法(back-testing)評價內部模型。巴塞爾協議處罰機構，在給定 1%的顯著水準下的穿透筆數整合出一個巴塞爾協議處罰區域(表五)，於是在結論的部分我們利用該表對模型作適合度的評斷。

5. 結論

針對以上四個合適的模型與風險矩陣在風險值估計中顯示當相同的顯著水準 α 下 TAR-GARCH 模型所產生的最大損失是最小的。圖三至圖七顯示在 99% 的信賴水準下保留值與風險值的穿透率和捕捉波動的情況，結果顯示此四個模型在 99%的信賴水準下皆無資料超出風險值故穿透率為 0%，而風險矩陣為有 1 筆資料超過風險值，由表五風險值評估標準當穿透筆數在 0-4 筆時屬於綠色安全範圍，5-9 筆屬於黃色需注意範圍，10 以上則為紅色警戒範圍；而此五個模型穿透

率在 99%信賴水準下皆在綠色安全範圍內，故此五個模型皆為適合。而圖八至圖十二顯示在 95%的信賴水準下保留值與風險值的穿透率和捕捉波動的情況，圖八 GARCH 和圖九 EGARCH 模型中有 4 筆資料超過風險值，穿透率為 1.6%；在圖十 GJR-GARCH 和圖十一 TAR-GARCH 模型中有 2 筆資料超過風險值，穿透率為 0.8%；圖十二風險矩陣模型中有 13 筆資料超過風險值，穿透率為 5.2%，表示此四個模式在 95%信賴水準下是適合的而風險矩陣較不合適。我們可以在所有的風險值時間序列圖看出其能有效的捕捉到波動的情形，而在表六為分別在信賴水準 99%和 95%時各模型的穿透率比較，在 99%時除了風險矩陣的穿透筆數為 1 筆之外，其餘穿透筆數皆為 0 筆，故由表五可以看出，所有模型的穿透情況皆屬於綠色安全範圍，而在 95%時，GARCH 與 EGARCH 模型穿透筆數為 4 筆，GJR-GARCH 與 TAR-GARCH 穿透筆數為 2 筆，風險矩陣穿透筆數為 13 筆，顯示模型在已給定顯著水準 α 越高的情況下，越不穩定，其穿透率的情況也越嚴重。綜合以上結果我們發現 GJR-GARCH 和 TAR-GARCH 模型較佳，表示非對稱模型較對稱模型來的更為適合。



參考文獻

Allen, D. E., McAleer, M., and Bernardo, V. (2004), “Modelling and Forecasting Dynamic VaR Thresholds for Risk Management and Regulation”. *Finance and Economic*.

Berndt, E. K., Hall, B. H., Hall, R. E., and Hausman, J. A. (1974), “Estimation and Inference in Nonlinear Structure Models.” *Analysis of Economic and Social Measurement*, **3**, 653-665.

Black, F. (1976), “Studies of stock price volatility changes.” *Proceeding of the 1976 Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistics Association*, 177-181.

Bollerslev, T. (1986), “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity.” *Journal of Econometrics*, **31**, 307-327.

Bollerslev, T., Chou, R. Y., and Kroner, K. F. (1992), “ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence.” *Journal of Econometrics*, **52**, 5-59.

Brailsford, T. J., and Faff, R. W. (1996), “An Evaluation of Volatility Forecasting Techniques.” *Journal of Banking and Finance*, **20**, 419-438.

Brooks, C., and Persaud, G. (2003), “The Effect of Asymmetries on Stock Index Return Value-at-Risk Estimates.” *The Journal of Risk Finance*, **4**, 29-42.

Chang, Y. P., Hung, M. C., and Wu, Y. F. (2003), “Estimation of the Risk in Value at Risk—The Cases of Taiwan Weighted Stock Index and TWD/USD Exchange Rate.” *Journal of Risk Management*, **5**, 195-214.

Duffie, D., and Pan, J. (1997), “An Overview of Value at Risk.” *The Journal of Derivatives*, **4**, 7-49.

Engle, R. F. (1982), “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations.” *Econometrica*, **50**, 987-1007.

Engle, R. F., and Ng, V. K. (1993), "Measuring and testing the impact of news on volatility." *Journal of Finance*, **48**, 1749-1778.

Glosten, L. R., Jagannathan, R., and Runkle, D. E. (1993), "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stock." *Journal of Finance*, **48**, 1779-1801.

Hull, J., and White, A. (1998), "Value at risk when daily changes in market variables are not normally distributed", *The Journal of Derivatives*, **5**, 9-19.

Jorion, P. (1996), "Risk : measuring the risk in Value at Risk." *Financial Analysis Journal*, **52**, 47-56.

Jorion, P. (2000), "Value at Risk : The New Benchmark for Controlling Market Risk." *McGraw-Hill, New York*.

Morgan, J. P. (1996a), "Risk² : Measuring the Risk in Value at Risk." *Financial Analysis Journal*, **52**, 47-56.

Morgan, J. P. (1996b), RiskMetrics, *Technical Document, Fourth Edition, New York*.

Morgan, J. P. (2003), "Riskmetrics Technical Document." *4th ed.*

Longerstae, J., and More, L. (1995), "Introduction to RiskMetrics™." *4th edition, Morgan Guaranty Trust Company: New York*.

Ljung, G., and Box, G. (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models." *Biometrika* **65**, 297-303.

McLeod, A. I., and Li, W. K. (1983), "Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations." *Journal of Time Series Analysis*, **4**, 269-273.

Nelson, D. F. (1991), "Conditional heteroskedasticity in asset return: A new approach." *Econometrica*, **59**, 347-370.

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

Tsay, R. S. (2001), *Analysis of Financial Time Series*. New York: Wiley.

Tong, H. (1990), *Non-Linear Time Series: A Dynamical System Approach*. Oxford Publications, Oxford University Press.

Tong, H., and Lim, K. S. (1980) "Threshold autoregressive, limit cycles and cyclical data." *Journal of the Royal Statistical Society*, **B**, **42**, 245-292.

Zakoian, J. M. (1994), "Threshold heteroskedastic models," *Journal of Economics Dynamic and Control*, **18**, 931-955.



表附錄.

表一. 敘述統計量表.

Statistics	N	Mean (%)	Std. Dev. (%)	Skewness	Excess Kurtosis	Jarque-Bera
Taiwan	1566	-0.0028	1.7512	-0.0120	2.1705	307.2305
P-value		(0.9489)		(0.8462)	(0.0000)	(0.0000)

Notes: skewness $a < 0$ 時為左偏，但若 $0 < |a| < 0.5$ 則趨於對稱。
 Excess Kurtosis > 3 時屬於高狹峰且尾部較常態來的厚。
 Jarque-Bera 為常態性檢定，當 P-value < 0.05 則該筆資料不屬於常態。

表二. Q and LM Tests for ARCH Disturbances

Order	Q	Pr > Q	LM	Pr > LM
1	15.2650	<.0001	15.2827	<.0001
2	59.9558	<.0001	54.9419	<.0001
3	70.2743	<.0001	59.1279	<.0001
4	87.2487	<.0001	66.1457	<.0001
5	103.2557	<.0001	73.3571	<.0001
6	118.9406	<.0001	78.7847	<.0001
7	120.3445	<.0001	79.1843	<.0001
8	130.2237	<.0001	81.7888	<.0001
9	136.9617	<.0001	83.8402	<.0001
10	177.9248	<.0001	107.3677	<.0001
11	181.7661	<.0001	107.3678	<.0001
12	192.0842	<.0001	108.1239	<.0001

Notes: $H_0 : \alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$, Q為Ljung-Box統計量，
 LM為Lagrange multiplier test統計量，P-value < 0.01 ，
 拒絕虛無假設，則資料屬於變異數異質性。

表三. 各模型之參數估計值

Variable	GARCH		EGARCH		GJR-GARCH		TAR-GARCH		RiskMetrics	
	Coeff	P-value	Coeff	P-value	Coeff	P-value	Coeff	P-value	Coeff	P-value
ϕ_0	0.0731	0.0589	-	-	-	-	-	-	-	-
ϕ_1	0.0479	0.0839	-	-	0.0485	0.0795	-	-	-	-
α_0	0.0616	0.0041	1.1755	0.0000	0.0879	0.0003	0.2332	0.0000	-	-
α_1	0.0839	0.0000	-	-	0.0175	0.0627	0.1132	0.0000	-	-
α_2	-	-	-	-	-	-	0.8857	0.0000	-	-
β_0	-	-	-	-	-	-	-0.2293	0.0005	-	-
β_1	0.8987	0.0000	-	-	0.8971	0.0000	-0.0775	0.0042	-	-
β_2	-	-	-	-	-	-	-0.0090	0.7655	-	-
θ	-	-	-0.0871	0.0000	-	-	-	-	-	-
γ	-	-	0.1317	0.0000	0.1190	0.0000	-	-	-	-
α	-	-	0.9614	0.0000	-	-	-	-	0.9339	0.0000

Engle and Ng (1993)不對稱檢定： $\chi^2(3) = 18.1210$; P-value = 0.0004.

風險矩陣 參數值 $\alpha = 0.9339 \approx 0.94$.

表四. Ljung-Box Q 統計量模型檢定

Model	GARCH		EGARCH		GJR-GARCH		TAR-GARCH		RiskMetrics	
	Q	P-value	Q	P-value	Q	P-value	Q	P-value	Q	P-value
Q(5)	6.5648	0.2551	17.2096	0.0041	8.1198	0.1497	13.3555	0.0203	9.7903	0.0814
Q(10)	9.0681	0.5256	21.1438	0.0201	11.0290	0.3552	16.4482	0.0875	12.4484	0.2561
Q(15)	13.5546	0.5595	25.5867	0.0426	17.7105	0.2782	23.0659	0.0827	16.4371	0.3536
Q(20)	15.4968	0.7473	27.5852	0.1196	19.1251	0.5137	24.4963	0.2214	19.1829	0.5099
Q ² (5)	9.2692	0.0988	0.1289	0.9997	5.8779	0.3183	4.2992	0.1993	11.3843	0.0443
Q ² (10)	20.0053	0.0292	0.6383	0.9999	13.4289	0.2007	17.9443	0.0559	21.2459	0.0195
Q ² (15)	20.7262	0.1458	2.6949	0.9997	15.3475	0.4994	20.2863	0.1612	22.4516	0.0965
Q ² (20)	29.7899	0.1145	3.0942	0.9999	18.0757	0.5824	24.0226	0.2414	27.9469	0.1106
Q(5)	13.4834	0.0192	4.0072	0.5484	10.7849	0.0558	13.0007	0.0234	13.3676	0.0201
Q(10)	22.1118	0.0145	11.8672	0.2940	17.7684	0.0590	21.5836	0.0174	20.9439	0.0215
Q(15)	16.2707	0.0811	16.2707	0.3643	19.1919	0.2052	24.9526	0.0506	21.6737	0.1166
Q(20)	27.9649	0.1102	19.7486	0.4738	21.9091	0.3455	28.1429	0.1060	26.3833	0.1535

Notes: Q-stat of standardized residuals is $Q(\cdot)$, squared standardized residuals is $Q^2(\cdot)$ and absolute standardized residuals is $|Q(\cdot)|$. “ \cdot ” is the numbers of lags.

表五. VaR 99% 評估標準

Basel Accord Penalty Zones		
Zone	Number of Violations	Increase in k
Green	0 to 4	0.00
Yellow	5	0.40
	6	0.50
	7	0.65
	8	0.75
	9	0.85
Red	10+	1.00

Note: The number of violations is calculated on the basis of 250 business days.

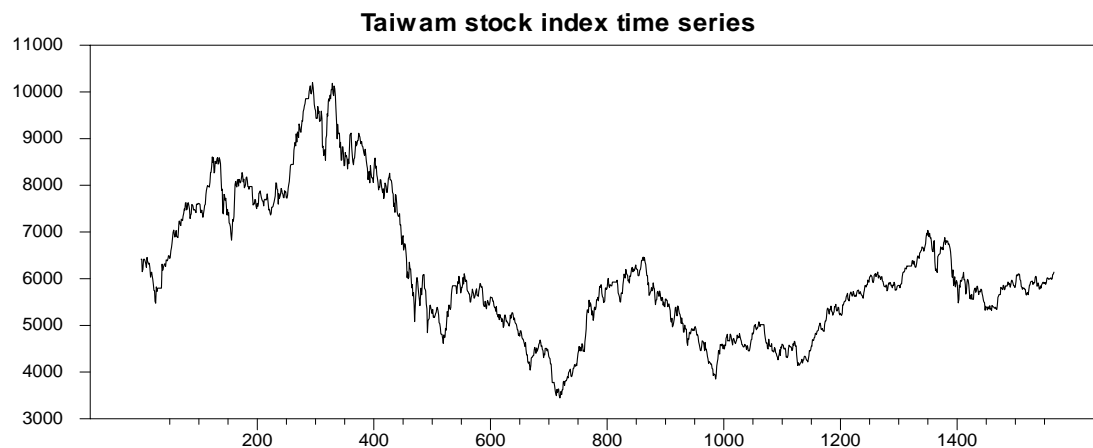
表六. 各模型穿透情況

		GARCH	EGARCH	GJR-GARCH	TAR-GARCH	RiskMetrics
99%	穿透筆數	0	0	0	0	1
	穿透率	0%	0%	0%	0%	0.4%
95%	穿透筆數	4	4	2	2	13
	穿透率	1.6%	1.6%	0.8%	0.8%	5.2%

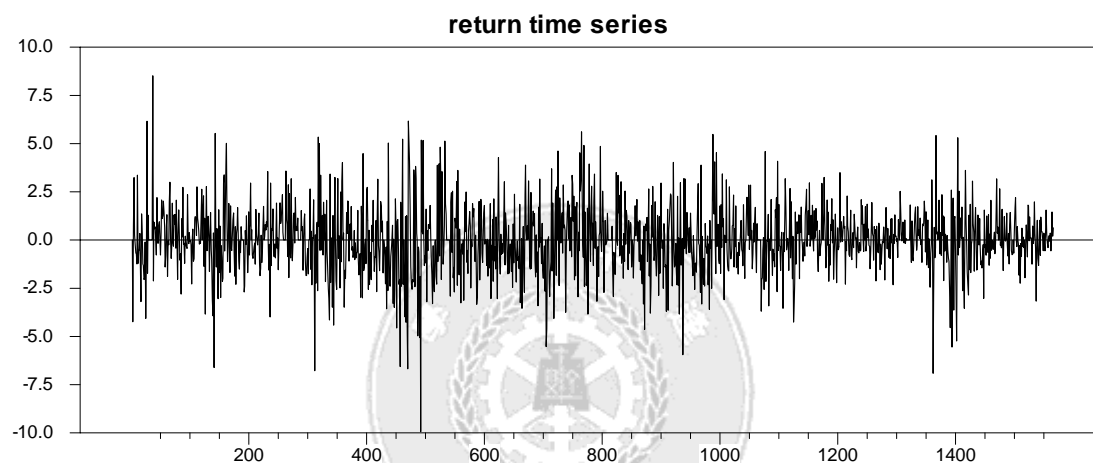
注: 回顧觀察天數為 250 天, 在 99%時除了風險矩陣的穿透筆數為 1 筆之外, 其餘穿透筆數皆為 0 筆, 故由表五可以看出, 所有模型的穿透情況皆屬於綠色安全範圍; 而在 95%時, GARCH 與 EGARCH 模型穿透筆數為 4 筆, GJR-GARCH 與 TAR-GARCH 穿透筆數為 2 筆, 風險矩陣穿透筆數為 13 筆, 表示非對稱模型較其他模型更為適合。

圖附錄

圖一. 台灣加權股票市場日收盤價時間序列圖.

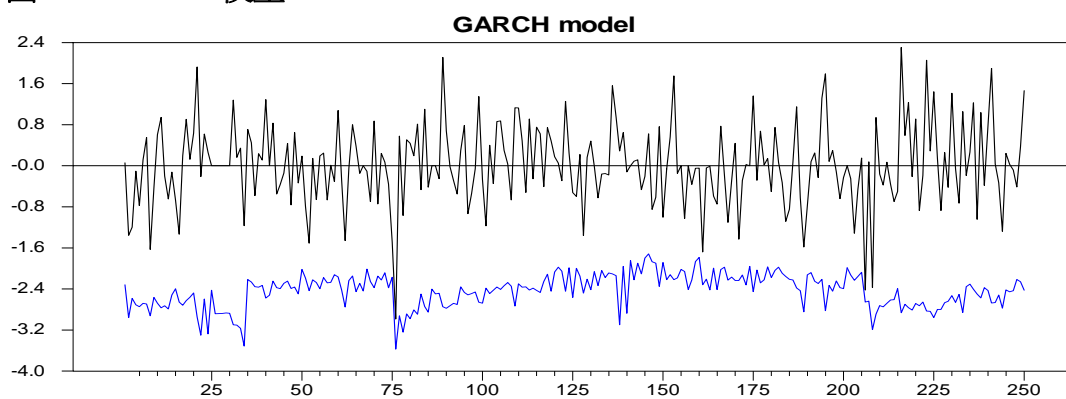


圖二. 台灣加權股票市場日報酬率時間序列圖.



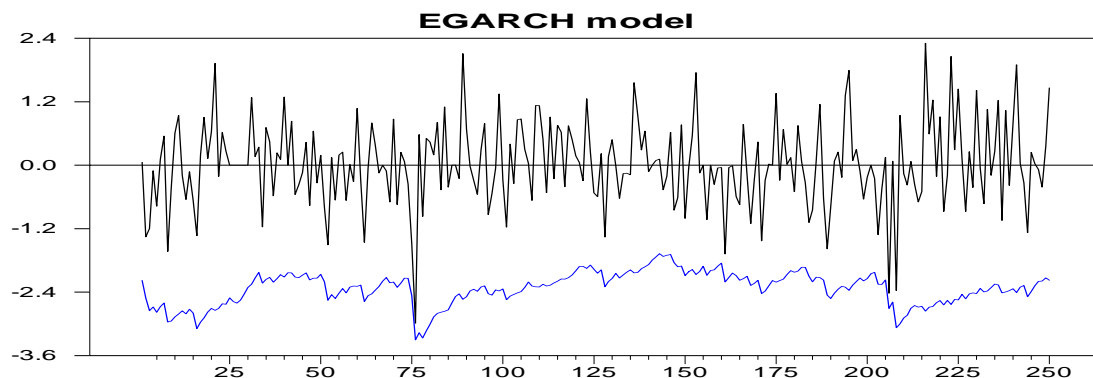
99% 保留值與 VaR 時間序列圖

圖三. GARCH 模型.



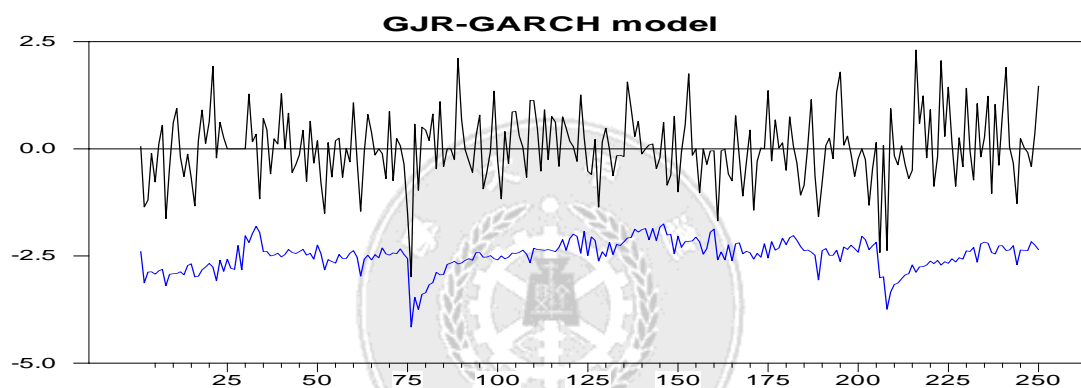
在 GARCH 模型中有 0 筆資料超過風險值，穿透率為 0%，表示此模式適合。

圖四. EGARCH 模型.



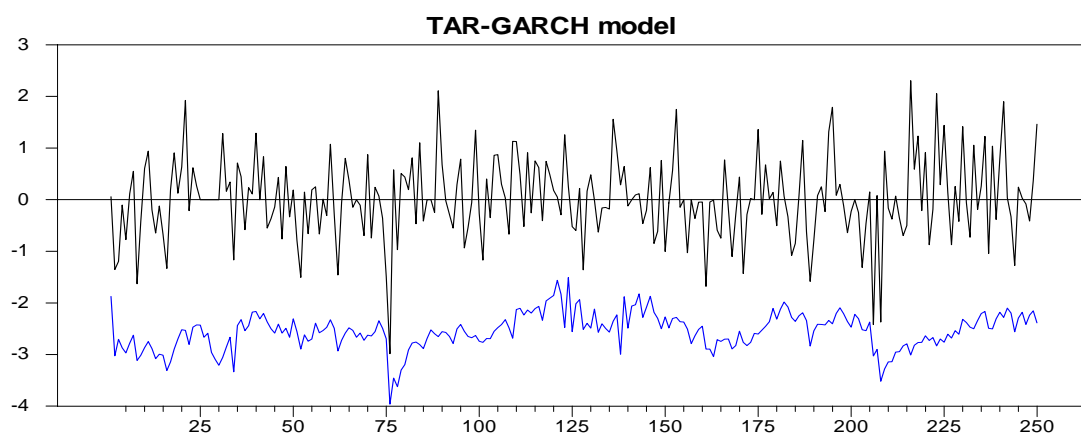
在 EGARCH 模型中有 0 筆資料超過風險值，穿透率為 0%，表示此模式適合。

圖五. GJR-GARCH 模型.



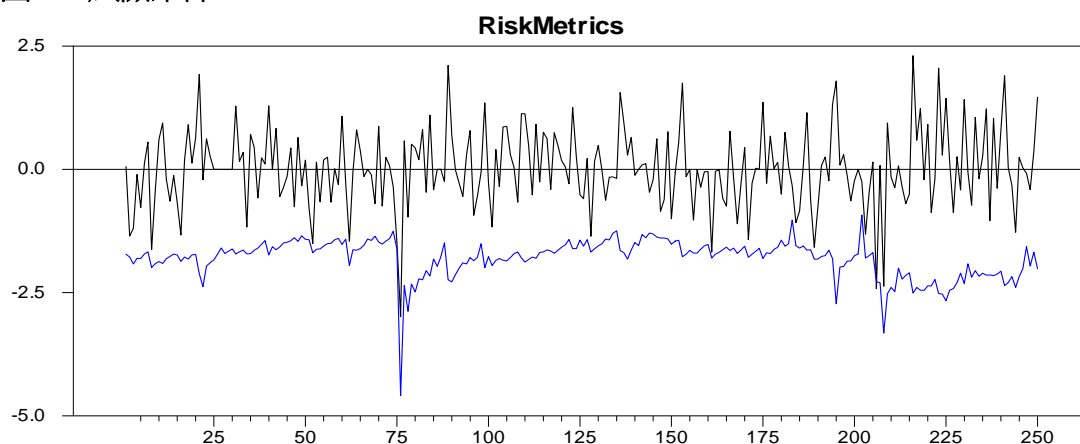
在 GJR-GARCH 模型中有 0 筆資料超過風險值，穿透率為 0%，表示此模式適合。

圖六. TAR-GARCH 模型.



在 TAR-GARCH 模型中有 0 筆資料超過風險值，穿透率為 0%，表示此模式適合。

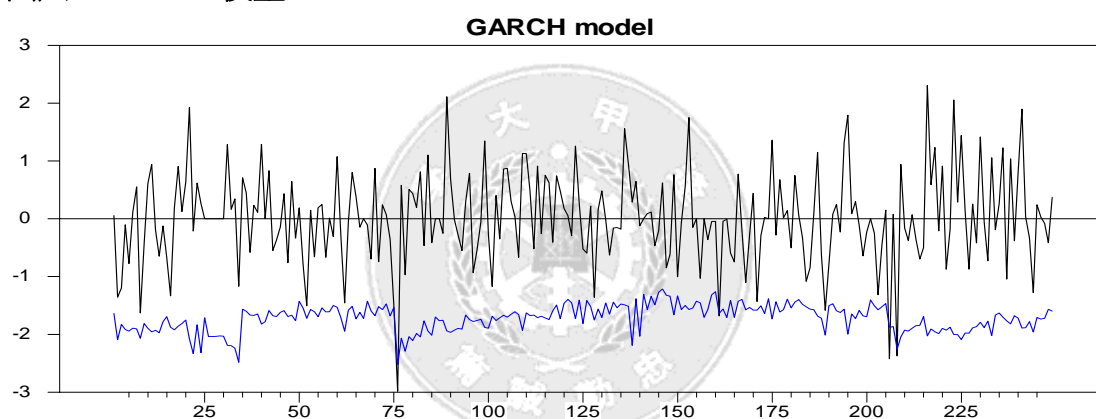
圖七. 風險矩陣.



在風險矩陣中有 1 筆資料超過風險值，穿透率為 0.4%，表示此模式適合。

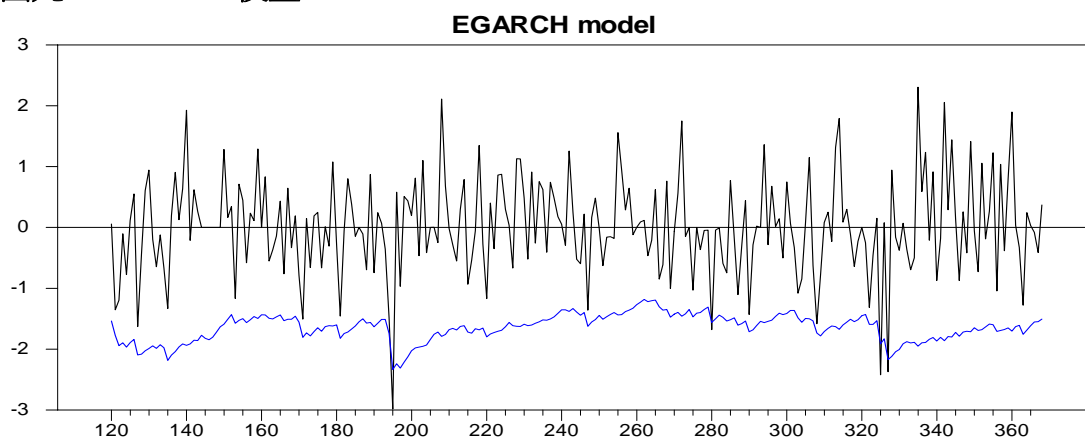
95% 保留值與 VaR 時間序列圖

圖八. GARCH 模型.



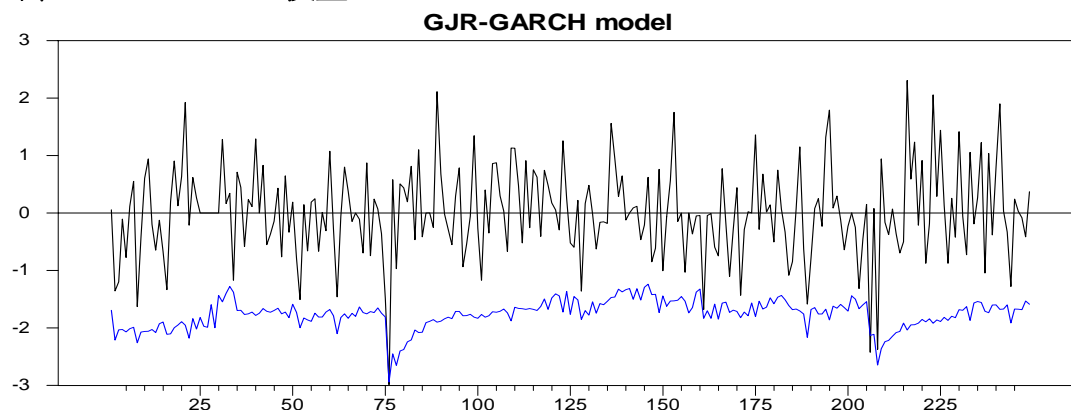
在 GARCH 模型中有 4 筆資料超過風險值，穿透率為 1.6%，表示此模式適合。

圖九. EGARCH 模型.



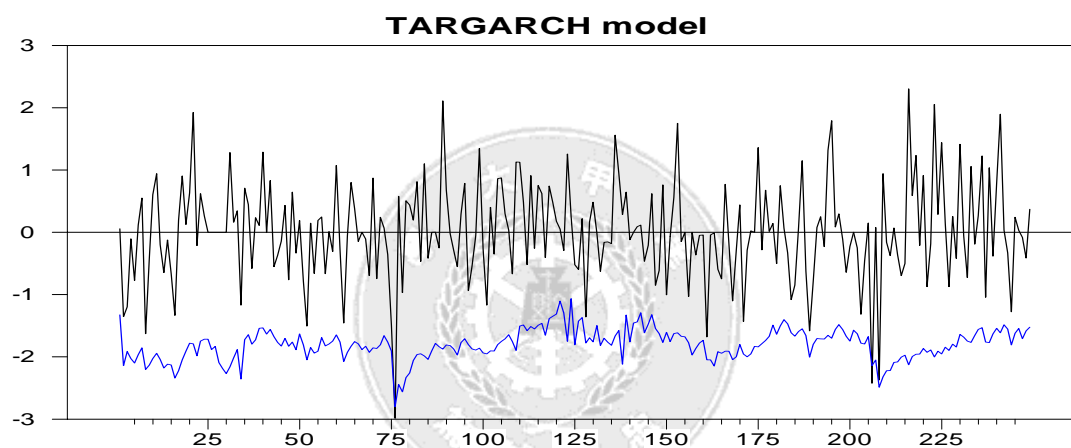
在 EGARCH 模型中有 4 筆資料超過風險值，穿透率為 1.6%，表示此模式適合。

圖十. GJR-GARCH 模型.



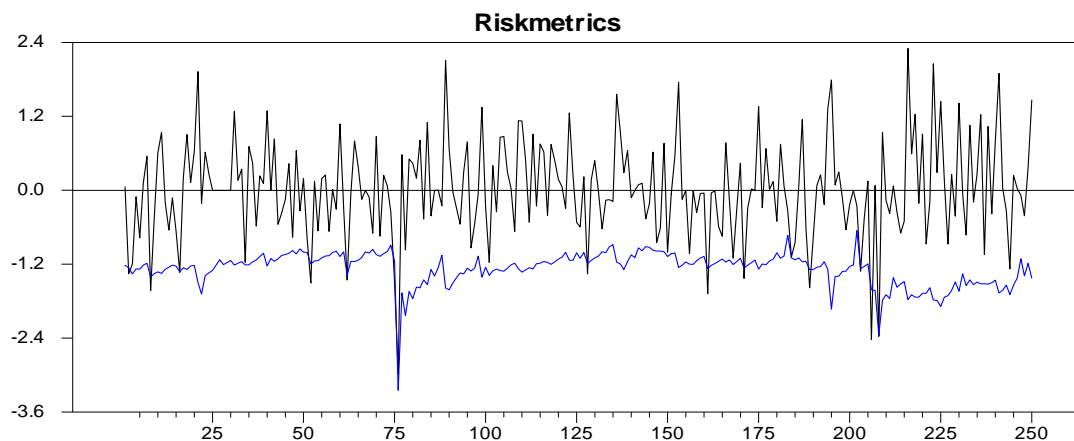
在 GJR-GARCH 模型中有 2 筆資料超過風險值，穿透率為 0.8%，表示此模式適合。

圖十一. TAR-GARCH 模型.



在 TAR-GARCH 模型中有 2 筆資料超過風險值，穿透率為 0.8%，表示此模式適合。

圖十二. 風險矩陣.



在風險矩陣中有 13 筆資料超過風險值，穿透率為 5.2%，略大於顯著水準 5%。