



逢甲大學學生報告 ePaper

報告題名：台灣人壽股票預期報酬率分析

作者：余千慧

系級：統計系四年乙班

學號：D9253085

開課老師：陳婉淑 教授

課程名稱：財務統計

開課系所：統計系

開課學年： 九十五 學年度 第 二 學期

摘要

本文為對台灣證券交易所，上市櫃公司，2883 台灣人壽日資料之收盤價，對其報酬率做資料分析，與模型配適。為瞭解在目前市場下，是否具有良好的投資效益，根據其序列基本特性，對其檢定是否具有變異數異質性，和是否為波動對稱或波動不對稱性資料，給予配適計量財務模型 GARCH、GARCH-M、IGARCH、GJR-GARCH 和 EGARCH 模型，從中選出一解釋較為合理的配適模型。該序列為厚尾分配，右偏，經過模式配適，資料具有變異數異質性，且為波動對稱，所以最後決定模式為 GARCH Model。本文配適資本資產訂價模式(CAPM Model)，在市場均衡時，證券要求報酬率與證券的市場風險(系統性風險)間的線性關係，而市場風險係數是用 Beta 值來衡量。Beta 為市場報酬變動時，個別資產之預期報酬率同時發生變動的程度，及投資該資產所需承擔的系統風險。本文估計其 Beta 值，為了解其 Beta 值是否大於市場 Beta 值(市場 Beta 值為 1)，對其做檢定，其 Beta 值小於 1，所以在多頭市場下，台灣人壽所獲利的報酬會低於大盤的報酬率。

關鍵字：台灣人壽、變異數異質性、GARCH Model、GJR-GARCH Model、CAPM Model

目次

第一章 緒論

第一節 研究動機.....	4
---------------	---

第二章 研究方法

第一節 模型建立

一、CAPM Model.....	5
二、GARCH Model.....	6
三、GARCH-M Model.....	6
四、IGARCH Model.....	6
五、GJR-GARCH Model.....	6
六、EGARCH Model.....	7

第二節 財務金融時間序列之相關檢定

一、常態檢定.....	7
二、自我相關檢定.....	8
三、Beta 值檢定.....	8
四、ARCH effect 檢定.....	9
五、條件變異數不對稱性檢定 Engle and Ng (1993).....	9

第三章 實證分析

第一節 敘述統計量.....	10
第二節 財務金融時間序列之相關檢定.....	10
第三節 模型建立	
一、CAPM Model.....	11
二、GARCH Model with Student-t distribution.....	11
三、GARCH-M Model with Student-t distribution.....	12
四、IGARCH Model with Student-t distribution.....	12
五、GJR-GARCH Model.....	13
六、EGARCH Model.....	13

第四章 結論.....	14
-------------	----

參考文獻.....	15
-----------	----

表附錄

表一 台灣人壽與加權指數的報酬率基本統計量分析.....	17
------------------------------	----

表二 ARCH effect 檢定.....	17
表三 Ljung and Box 檢定其標準化殘差與標準化殘差平方.....	18
表四 Model 的參數估計值.....	18
表五 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方 (GARCH Model with Student-t distribution).....	19
表六 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方 (GARCH-M Model with Student-t distribution).....	19
表七 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方 (IGARCH Model with Student-t distribution).....	20
表八 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方 (EGARCH Model).....	20

圖附錄

圖一 原始股價對數時間序列圖.....	21
圖二 報酬率之時間序列圖.....	21
圖三 市場與台灣人壽之間關係圖.....	22
圖四 GARCH Model 的波動預測圖.....	22
圖五 GARCH Model 的殘差圖.....	23
圖六 GARCH-M Model 的波動預測圖.....	23
圖七 GARCH-M Model 的殘差圖.....	24
圖八 IGARCH Model 的波動預測圖.....	24
圖九 IGARCH Model 的殘差圖.....	25
圖十 GJR-GARCH Model 的殘差圖.....	25
圖十一 EGARCH Model 的波動預測圖.....	26
圖十二 EGARCH Model 的殘差圖.....	26

第一章 緒論

第一節 研究動機

台灣股市主要由散戶構成，跟外國主要由法人構成不同，所以漲幅的波動會比較大，而且因為政治、兩岸關係因素與選舉因素，會直接影響股市漲跌。而在現今公債殖利率在 2% 上下，偏低，如今台灣人民如果把錢存放在銀行中，所獲得的利率並不高，所以在現下的社會中，得尋找另外一種理財規劃。

而風險較低但獲利比存放銀行中利率還高的有基金，投資型類的保單也算一種，但它屬於長期的，而基金主要是由基金經理人在股票、債券、外匯、貨幣金融衍生工具，這次主要想觀察的為股票。

保險是爲了保障未來，具有投資與節稅的功用，所以本文選擇台灣證券交易所，上市櫃股票，爲 2833 台壽。在現在金融業中，壽險資產已佔金融資產比例年年升高，而在壽險業中，台灣第一間成立的壽險公司—台灣人壽，台灣人壽於民國 36 年成立，於 87 年 7 月 1 日民營化，在民營化之後，從民國 88 年起，連續六年其每股稅後盈餘均列居上市金融保險公司第一名，而在 95 年現代保險金融理財雜誌最佳壽險公司排行調查，台灣人壽於「業務員最好」、「理賠服務最好」及「最值得推薦」三項票選項目上，均名列前十名，可知其在消費者中是一家不錯的上市公司。

而台灣人壽現積極與各地區大學推廣建教合作案，推廣其公司的經營理念與目前經營概況，幫助大學生了解保險業目前概況，與教導一些行銷方面的內容，拓展其未來子弟兵，其未來願景可觀。

因其各項表現、評鑑良好，想要去觀察其上市股票，是否具有投資效益。將利用財務統計所學的知識，做基本資料分析，去配適模式，選擇合適的模式，觀看預期的波動大小和台灣人壽與市場風險間關聯性，幫助了解台灣人壽這支個股在台灣證券交易所的表現。

其餘這篇文章被安排如下。第二章爲本文所運用到的模型簡介與相關檢定方法。第三章爲經過檢定方法與配適模式後，所得到的實證結果。第四章爲經過所考慮的模式配適與檢定後，選擇的最合適模型與其對未來是否具有投資效益下結論。

第二章 研究方法

第一節 模型建立

一、CAPM Model

由 Sharpe(1964) and Linter(1965)提出 CAPM Model，其為在市場均衡時，證券要求報酬率與證券的市場風險(系統性風險)間的線性關係，而市場風險係數是用 Beta 值來衡量。其已假定投資人可作完全多角化的投資來分散可分散的風險(公司特有風險)，故此時只有無法分散的風險，才是投資人所關心的風險，因此也只有這些風險，可以獲得風險貼水。其模型假設為

- 1.投資者的行為可以用平均數-變異數(Mean-Variance)準則來描述，投資者效用受期望報酬率與變異數兩項影響，假設投資人為風險規避者，或假定證券報酬率的分配為常態分配。
- 2.證券市場的買賣人數眾多，投資人為價格接受者(Price taker)。
- 3.完美市場假設：交易市場中，沒有交易成本、交易稅...等，且證券可無限制分割。
- 4.同質性預期：所有投資者對各種投資標的之預期報酬率和風險的看法是相同的。
- 5.所有投資人可用無風險利率無限制借貸，且存款利率=貸款利率=無風險利率。
- 6.所有資產均可交易，包括人力資本(Human Capital)。
- 7.對融券放空無限制。

Beta 為計算一段特定時間內，個別資產(如：個股，本文為台灣人壽個股)報酬受到系統風險影響的大小，通常以一個稱為 Beta 的數值來表示，亦即市場(如：指數，本文為市場加權指數)報酬變動時，個別資產之預期報酬率同時發生變動的程度，及投資該資產所需承擔的系統風險。

根據 CAPM Model，其台灣人壽股價報酬率：

$$E(R) = R_f + \beta[E(R_m) - R_f]$$

R：台灣人壽個股報酬率

R_m ：市場報酬率

R_f ：無風險利率(使用 30 天期的商業本票(Commercial Paper)之買價與賣價取平均值，再經過以下公式來做為 CAPM 的 R_f , $R_f = (\log(cp) - \log(lag(cp))) * 100$)

$E(R)$ ：台灣人壽個股期望報酬率

$E(R_m)$ ：市場期望報酬率

$E(R_m) - R_f$ ：市場風險貼水

β ：台灣人壽個股 β 係數

β 係數為傳統線性迴歸模型中的迴歸係數，則 CAPM Model 亦即：

$$R^* = \alpha + \beta R_m^* + \varepsilon$$

其中 R^* 及 R_m^* 各別代表台灣人壽與市場指數的超額報酬率(原報酬率減去無風險利率)。

二、GARCH Model

在 Engle(1982)所提出的自我迴歸異質條件變異數模型(ARCH Model)後，Bollerslev(1986)提出一般化自我迴歸異質條件變異數模型(GARCH Model)，將過去的殘差項與變異數同時納入異質條件變異數模型中，其模型為

$$R_t = \mu + a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \text{ where } \varepsilon_t \sim D(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

其中 D 為標準化的分配，平均數為 0，變異數為 1。

$0 < \alpha_i$ ， $\beta_j < 1$ 之限制式是為讓變異數的值為正數(positive variance)； $\sum(\alpha_i + \beta_j) < 1$ 則是為讓模式能達到共變異數平穩(covariance stationarity)所做的假設。

三、GARCH-M Model

Engle, Lilien, and Robins (1987)提出 GARCH-M Model，在其 Mean Equation 中加入風險貼水($c\sigma_t^2$)的觀念。模型為

$$R_t = \mu + c\sigma_t^2 + a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \text{ where } \varepsilon_t \sim D(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

其中 D 為標準化的分配，平均數為 0，變異數為 1。

四、IGARCH Model

IGARCH Model 為對 GARCH Model 做一次差分的 Model，其通常運用在外匯市場中。其模型為

$$R_t = \mu + a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \text{ where } \varepsilon_t \sim D(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + (1 - \beta_1) a_{t-1}^2$$

其中 D 為標準化的分配，平均數為 0，變異數為 1。

五、GJR-GARCH Model

因為市場會有槓桿效應，負面消息衝擊帶來的波動震盪會比正面消息來的大，然而傳統之 ARCH 與 GARCH Model 對於波動性皆具有對稱性，忽略了槓桿效應。因此 Glosten, Jaganathan, and Runkle (1993)提出 GJR-GARCH Model，其為波動不對稱 GARCH Model，針對傳統之 GARCH Model 做修正。參數限制為確保其穩定性與正向波動，由 Duan, Gauthier, Sasseville, and Simonoto(2004)提出：

$$a_i > 0, a_i, \beta_i \geq 0, \sum_{j=1}^m a_j - \gamma_i \geq 0 \text{ and } \sum_{i=1}^m a_i + \sum_{j=1}^s \beta_j + 0.5 \sum_{i=1}^m \gamma_i < 1.$$

其模型為

$$R_t = \mu + a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \text{ where } \varepsilon_t \sim D(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^m \varphi_i I_{t-i} a_{t-i}^2$$

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1, & \text{if } a_{t-1} < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

其中 D 為標準化的分配，平均數為 0，變異數為 1。

$\sum(\alpha_i + \varphi_i) \geq 0$ ， $\alpha_i \geq 0$ 之限制式是為讓變異數的值為正數(positive variance)；

$\sum(\alpha_i + \beta_j + 0.5\varphi_i) < 1$ 則是為讓模式能達到共變異數平穩(covariance stationarity)所做的假設。

六、EGARCH Model

Nelson (1991) 提出 EGARCH Model 針對傳統之 GARCH Model 做修正，為波動不對稱 GARCH Model，其允許好消息與壞消息對異質條件變異數的衝擊有不同影響。其模型為

$$R_t = \mu + a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \text{ where } \varepsilon_t \sim D(0,1)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^s \alpha_i \frac{|a_{t-i}| + \theta_i a_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^m \beta_j \ln(\sigma_{t-j}^2)$$

其中 D 為標準化的分配，平均數為 0，變異數為 1。

第二節 財務金融時間序列之相關檢定

一、常態檢定

我們有興趣知道財務金融時間序列是否服從常態分配，本文利用 Jarque-Bera Normality Test。Jarque-Bera Normality Test 需先計算其殘差的偏態係數(Skewness)，以 $S(\hat{R}_t)$ 表示，與峰態係數(Kurtosis)，以 $K(\hat{R}_t)$ 表示。 R_t 為一組財務時間金融序列，T 為殘差的樣本總數。其假設為

H_0 : 其序列服從常態分配

v.s

H_1 : 其序列不是常態分配

其計算式為

$$JB = (K^*)^2 + (S^*)^2 \sim \chi_2^2$$

$$K^* = \frac{K(\hat{R}_t) - 3}{\sqrt{\frac{24}{T}}} \sim N(0,1) \quad \left(K(\hat{R}_t) = \frac{1}{T \hat{\sigma}_x^4} \sum_{t=1}^T (R_t - \hat{\mu}_x)^4 \right)$$

$$S^* = \frac{S(\hat{R}_t)}{\sqrt{\frac{6}{T}}} \sim N(0,1) \quad \left(S(\hat{R}_t) = \frac{1}{T \hat{\sigma}_x^3} \sum_{t=1}^T (R_t - \hat{\mu}_x)^3 \right)$$

若其 p-value 小於顯著水準，統計上顯著，則表示其序列不是常態分配。

二、自我相關檢定

我們有興趣了解財務金融時間序列檢定其序列是否存在自我相關，此利用 Ljung and Box(1978)所提出之 Q^* 統計量來檢定其序列是否存在自我相關，其假設為

H_0 : 其序列無自我相關($\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_i = 0$)

v.s

H_1 : 其序列存在自我相關(at least one $\rho_i \neq 0$)

此處 ρ 為落後期數，Ljung and Box Q^* 統計量為：

$$Q^* = n(n+2) \sum_{k=1}^h (n-k)^{-1} r_k^2 \sim \chi^2(h-m)$$

其中 n 為樣本數， m 為模型中的參數個數， r_k^2 為樣本相關係數。若其 p-value 小於 0.05，統計上顯著，則代表其序列存在自我相關。

三、Beta 值檢定

CAPM Model，在市場均衡時，證券要求報酬率與證券的市場風險(系統性風險)間的線性關係，而市場風險係數是用 Beta 值來衡量。Beta 為市場報酬變動時，個別資產之預期報酬率同時發生變動的度，及投資該資產所需承擔的系統風險。一般市場的 Beta 值為 1，當其資料 Beta 值小於 1 時，代表其波動比市場波動還小，在空頭市場時，較其他個股損失較少；在多頭市場時，較其他 Beta 值大於 1 的個股獲利較少。為了解其波動是否比市場大，給予檢定，其假設為

H_0 : $\beta \leq 1$

v.s

H_1 : $\beta > 1$

其檢定統計量為

$$t = \frac{\hat{\beta} - 1}{s.e(\hat{\beta})}$$

若其 t value 大於 2，為統計上顯著，代表其 Beta 值大於 1。

四、變異數異質性檢定

如果一個時間序列其條件的標準差是恆定的 我們稱此序列式變異數齊一性，否則就是變異數異質性。在給予資料配適變異數異質性模式前，需先檢定是否存在變異數異質性，如存在代表其資料為變異數是異質性的。本文利用 Engle (1982)提出之 LM (Lagrange multiplier)與 Ljung and Box Q 統計量，來檢定其資料變異數是否為異質性。首先給予其基本線性迴歸假設，如 $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t$ ，存下殘差。平方殘差，給予其迴歸對落後期數 (q) 做 ARCH Test，即是跑迴歸方程式：

$$\hat{\mu}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\mu}_{t-1}^2 + \gamma_2 \hat{\mu}_{t-2}^2 + \dots + \gamma_q \hat{\mu}_{t-q}^2 + v_t, \quad v_t \text{ 是 iid 誤差項, 從迴歸式中獲得 } R^2. \text{ 決定最後迴歸給予統計量檢定, } TR^2 \text{ 其服從 } \chi^2(q).$$

其假設為

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_q = 0$$

v.s

$$H_1: \text{at least one } \gamma_i \neq 0$$

其中 γ_i 為迴歸係數，若其 p-value 小於顯著水準，代表其資料具有變異數異質性，所以需配適變異數異質性模式。變異數異質性模式將在後面有詳細討論。

五、條件變異數不對稱性檢定 Engle and Ng (1993)

在使用不對稱型的 GARCH Model 前，需先檢定其資料是否為波動對稱，檢定有符號偏誤檢定(Sign Bias test, SBT)、負符號偏誤檢定(Negative Sign Bias test, NSBT)、正符號偏誤檢定(Positive Sign Bias test, PSBT)，三個檢定合併成聯合檢定(Joint test, JT),可見 Brooks,C.(2002)此書，本文所使用的為 Engle and Ng 的 Joint Test，其估計式為

$$\hat{\mu}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- + \phi_2 S_{t-1}^- \hat{\mu}_{t-1} + \phi_3 S_{t-1}^+ \hat{\mu}_{t-1} + v_t$$

$$S_{t-1}^- = \begin{cases} 1, & \text{if } \hat{\mu}_{t-1} < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$S_{t-1}^+ = 1 - S_{t-1}^-$$

v_t 是 iid 誤差項，其假設為

$$H_0: \text{no asymmetric effects } (\phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0)$$

v.s

$$H_1: \text{asymmetric effects(at least one } \phi_i \neq 0)$$

其利用迴歸式中的 TR^2 其服從卡方分配自由度為 3， T 為其樣本數， R^2 為其判定係數。若其 p -value 小於 0.05，統計上顯著，代表其為波動不對稱資料。

第三章 實證分析

第一節 敘述統計量

本文考慮的是台灣人壽上市櫃日收盤價，資料取自台灣經濟新報資料庫(上市(櫃)調整股價(日)-除權息調整)，樣本期間為 2003 年 1 月 2 日至 2007 年 5 月 22 日，共 1085 筆日資料。報酬率其運算公式為

$$R_t = [\ln(p_t - p_{t-1})] \times 100$$

其中，

R_t ：在 t 期的報酬率，

p_t ：在 t 期的收盤價。

台灣人壽日收盤價格和日報酬率的時間序列圖分別在圖一、二。如果一個時間序列其條件的標準差是恆定的，我們稱此序列是變異數齊一性，否則就是變異數異質性。觀察圖一出其日報酬率變異數會隨時間而變動，此即為條件異質性，而且具有波動群集性。圖二可知其經過差分後達到平穩，但為確定其變異數是否為異質性的，需給予其做檢定。

表一為台灣人壽與加權指數的報酬率基本統計量分析，從標準差來看，加權指數的標準差較台灣人壽的標準差較小，代表市場的變異較小。從 Skewness 來看，台灣人壽的 Skewness 大於 0，為右偏型態分配，加權指數的 Skewness 小於 0，為左偏型態分配。此外，從 Excess kurtosis 來看，其兩序列的 Excess kurtosis 皆大於 0，所以都為厚尾分配。而 t 分配為一厚尾分配，可以知道在配適模型時，其資料可以用 t 分配。

圖三為市場與台灣人壽之間關係圖，從圖三來看可知市場與台灣人壽為正相關。

第二節 財務金融時間序列之相關檢定

為瞭解其平均日報酬是否不為 0，代表其股在日報酬中是有獲利的，本文給予平均日報酬檢定，此利用 Student's t ，來作為檢定。其假設為

$$H_0 : \mu = 0 \quad \text{v.s.} \quad H_1 : \mu \neq 0$$

從表一的 Student's t 檢定，台灣人壽的 p -value 小於 0.05，統計上顯著，拒絕虛無假設，代表其平均日報酬顯著有別於 0，可知其日報酬是可獲利的。

在配適模型時，為瞭解其資料是否可用常態分配，給予其做常態檢定，判定其資料是否為常態分配，本文利用 Jarque-Bera Normality Test，給予檢定。從表一可知台灣人壽個股其 p -value 小於 0.05，統計上顯著，拒絕虛無假設，台灣人壽個股日報酬率不適

用常態。

為瞭解其資料是否具有自我相關，需要配適模型，本文採用 Ljung and Box Q^* 統計量對其做檢定，由表一可以看到在報酬率其 p-value 大於 0.05，是不顯著的，代表其並不存在自我相關，而其報酬率平方做檢定，由表一可以看到其 p-value 皆小於 0.05，代表其在報酬率平方是存在自我相關的，所以需給予模型配適。

市場其 Beta 值為 1，為了解台灣人壽其波動是否大於市場，要了解其 Beta 值是否大於 1，這裡使用 t 統計量檢定。其 t value 為 0.1224，為不拒絕虛無假設，所以其 Beta 值小於或等於 1，而其估計值為 0.8270，小於 1。所以台灣人壽其波動比市場的波動小，在空頭市場的時候，其報酬率較大盤報酬率損失較少，多頭市場時，較大盤報酬率獲利較少。

為瞭解其資料變異數是否具有異質性，需要配適異質條件變異數模型，給予檢定 ARCH effect Test，而是否存在 GARCH effect 可透過檢定 ARCH effect。這使用 Engle 提出之 LM(Lagrange multiplier)與 Ljung and Box Q 統計量來檢定，表二為 ARCH effect 檢定，從表二可以看到其 Q and LM Tests 的 p-values 皆小於 0.05，代表其是存在 ARCH effect。而 ARCH effect 存在，所以也存在 GARCH effect，可考慮配適 GARCH 模式。

而資料是否為波動對稱，本文使用 Joint Test 來檢定，其 p-value 為 0.0553，統計上不顯著，則不拒絕虛無假設，表示資料具對稱性效果，可考慮使用對稱模式。

第三節 模型建立

從以上的檢定，知道台灣人壽個股報酬率其變異數為異質性，存在 GARCH effect，且為波動對稱的 GARCH Model。以下分別對台灣人壽個股報酬率建立對稱 GARCH Model 與不對稱 GARCH Model，從中挑出合適與跟現實狀況相合的模型。

一、CAPM Model

經過配適 CAPM Model 之後，因其截距項不顯著，所以刪掉其截距，其估計式為 $R^* = 0.8270R_m^* + \varepsilon$ ，其中 R^* 及 R_m^* 各別代表台灣人壽與市場指數的超額報酬率(原報酬率減去無風險利率)。Beta 為市場報酬變動時，個別資產之預期報酬率同時發生變動的 程度，及投資該資產所需承擔的系統風險。在檢定 Beta 值是否有別於 1 時，其估計值 為 0.8270，Beta 值小於 1，所以說台灣人壽在空頭市場時，其波動程度小於市場，所以 損失較少，而在多頭市場時因其波動比市場小，其獲利會較少。表三為 Ljung and Box 檢定結果，可以看到標準化殘差其 p-values 皆大於 0.05，不存在自我相關，但其標準化 殘差平方 p-values 為統計上顯著，代表其需考慮 GARCH Model。

二、GARCH Model with Student-t distribution

給予配適具有厚尾誤差之 GARCH 模式，因為其截距項不顯著，所以其參數估計為 刪掉截距項的估計值，表四其為 Model 的參數估計值，配適的模式為

$$R_t = a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \text{ where } \varepsilon_t \sim t_v^*$$

$$\sigma_t^2 = 0.0578 + 0.1604a_{t-1}^2 + 0.8457\sigma_{t-1}^2$$

$$\hat{v} = 3.8329$$

其中 t_v^* 為標準化 t 分配，為瞭解其是否為合適的模型，本文分別對標準化殘差與標準化殘差平方給予 Ljung and Box 檢定，表三為 Ljung and Box 檢定結果，可以看到其 p-values 皆大於 0.05，不存在自我相關。表五為 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方(GARCH Model with Student-t distribution)，從表五可以看到其 p-values 皆大於 0.05，已不存在 ARCH effect，其變異數已無異質性，從這兩項結果來看，代表適合配適此模式 GARCH Model with Student-t distribution。而資料具對稱性，所以 GARCH Model with Student-t distribution 是合適的。

圖四為 GARCH Model 的波動預測圖，可看到在大約 200 筆間波動劇烈，那時大約是在 2003 年底至 2004 年總統選舉前夕，可看到其事件影響股價波動，台灣股市容易受政治影響。圖五為 GARCH Model 的殘差圖，可看到其趨於平穩。

三、GARCH-M Model with Student-t distribution

給予配適具有厚尾誤差之 GARCH-M 模式，因為其截距項不顯著，所以其參數估計為刪掉截距項的估計值，表四其為 Model 的參數估計值，配適的模式為

$$R_t = -0.0188\sigma_t^2 + a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \text{ where } \varepsilon_t \sim t_v^*$$

$$\sigma_t^2 = 0.0581 + 0.1613a_{t-1}^2 + 0.8458\sigma_{t-1}^2$$

$$\hat{v} = 3.7821$$

其中 t_v^* 為標準化 t 分配，為瞭解其是否為合適的模型，檢驗模式由表三 Ljung-Box Q-統計量的 p-values 皆大於 0.05，不存在自我相關。表六為 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方(GARCH-M Model with Student-t distribution)，從表六可以看到其 p-values 皆大於 0.05，已不存在 ARCH effect，其變異數已無異質性，從這兩項結果來看，代表適合配適此模式 GARCH-M Model with Student-t distribution。

但從表四可以看到其 c 的 p-value 並不顯著，所以其風險貼水影響較小，而其估計值為負，與現實狀況不合，所以 GARCH-M Model with Student-t distribution 是不合適的。

圖六為 GARCH-M Model 的波動預測圖，其所顯現出的圖類似於圖四，應為同事件影響。圖七為 GARCH-M Model 的殘差圖，可看到其趨於平穩。

四、IGARCH Model with Student-t distribution

給予配適具有厚尾誤差之 IGARCH 模式，因為其截距項不顯著，所以其參數估計

為刪掉截距項的估計值，表四其為 Model 的參數估計值，配適的模式為

$$\begin{aligned}R_t &= a_t \\a_t &= \sigma_t \varepsilon_t, \text{ where } \varepsilon_t \sim t_0^* \\ \sigma_t^2 &= 0.0385 + 0.9015\sigma_{t-1}^2 + 0.0985a_{t-1}^2\end{aligned}$$

其中 t_0^* 為標準化 t 分配，為瞭解其是否為合適的模型，檢驗模式由表三 Ljung-Box Q-統計量的 p-values 皆大於 0.05，不存在自我相關。表七為 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方(IGARCH Model with Student-t distribution)，從表七可以看到其 p-values 皆大於 0.05，已不存在 ARCH effect，其變異數已無異質性，從這兩項結果來看，代表適合配適此模式 IGARCH Model with Student-t distribution。

但 IGARCH Model 主要用於外匯市場，所以 IGARCH Model with Student-t distribution 在本文中並不合適的。

圖八為 IGARCH Model 的波動預測圖其所顯現出的圖類似於圖四，應為同事件影響。圖九為 IGARCH Model 的殘差圖可看到其趨於平穩。

五、GJR-GARCH Model

給予配適 GJR-GARCH Model，表四其為 Model 的參數估計值，配適的模式為

$$\begin{aligned}R_t &= 0.0775 + a_t \\a_t &= \sigma_t \varepsilon_t, \text{ where } \varepsilon_t \sim Z \\ \sigma_t^2 &= 0.0573 + 0.0257a_{t-1}^2 + 0.9112\sigma_{t-1}^2 + 0.0706I_{t-1}a_{t-1}^2 \\ I_{t-1} &= \begin{cases} 1, & \text{if } a_{t-1} < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}\end{aligned}$$

其中 Z 為標準化常態分配，為了解其模式是否為合適的模型，利用 Durbin Watson Test，來檢定其一階自我相關，其值為 1.9494，接近 2，所以並無一階自我相關，所以適合配適此模式 GJR-GARCH Model。

而從表四來看，其 α_1 的 p-value 為 0.1033，並不顯著，代表其日報酬很小，其截距項並不顯著。但其 ϕ 的估計值為 0.0706，其 p-value 為 0.0003，統計上顯著，代表其在負面消息衝擊下，對其波動是有影響的，符合現實狀況，也配適，但台灣人壽為波動對稱型 Model，所以 GJR-GARCH Model 是不合適的。

圖十為 GJR-GARCH Model 的殘差圖，可看到其趨於平穩。

六、EGARCH Model

給予配適 EGARCH Model，因為其截距項不顯著，所以其參數估計為刪掉截距項的估計值，表四其為 Model 的參數估計值，配適的模式為

$$R_t = a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \text{ where } \varepsilon_t \sim Z$$

$$\ln(\sigma_t^2) = 0.0311 + 0.1524 \frac{|a_{t-1}| + 0.4146a_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.9690 \ln(\sigma_{t-1}^2)$$

其中 Z 為標準化常態分配，為瞭解其是否為合適的模型，檢驗模式由表三 Ljung-Box Q-統計量的 p-values 皆大於 0.05，不存在自我相關。表八為 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方(EGARCH Model)，其 p-values 皆大於 0.05，已不存在 ARCH effect，其變異數已無異質性，從這兩項結果來看，代表適合配適此模式 EGARCH Model。

而從表四來看其 θ 為正值，與 Leverage effect 不合，所以並不符合現實狀況，因此 EGARCH Model 並不合適。

圖十一為 EGARCH Model 的波動預測圖，其所顯現出的圖類似於圖四，應為同事件影響。圖十二為 EGARCH Model 的殘差圖，可看到其趨於平穩。

第四章 結論

本文對台灣人壽日報酬率做資料分析，與模型配適。從敘述統計量和檢定來看，為右偏型態分配，且為厚尾分配，並不是常態分配。平均報酬率不為 0，具有獲利的機會，而從 ARCH effect Test and 條件變異數不對稱性檢定來看，最後所得出結果為台灣人壽是需配適異質條件變異數模型，且需配適波動對稱型 Model。雖然其在波動對稱模型與波動不對稱模型的配適之下，都為合適的模型，但根據檢定結果，本文最後將從波動對稱型 Model 來給予最後的選擇。

波動對稱型 Model，主要為 GARCH Model、GARCH-M Model 和 IGARCH Model，最後選擇 GARCH Model，因為 GARCH-M Model 所配適出的估計值，從表四可以看到 c 的 p-value 並不顯著，而且 c 為負值，在現實狀況下其值應為正，其結果與 Leverage effect 不合，正面消息的衝擊與負面消息的衝擊反應不同，人們對壞消息會有過度反應，在這 Model 中，當負面消息發生時，其波動反而下降，其情況與現實狀況不合，故 GARCH-M Model 不合適，而 IGARCH Model 通常用於匯率市場，於本文中不採用，所以 GARCH Model 為最佳模式。

在 GARCH Model 中，在 Ljung and Box 檢定和 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方(GARCH Model with Student-t distribution)中，可以看到其 p-values 皆不顯著，代表其模式是配適的，而台灣人壽其資料為對稱型，所以為合適。給予配適之後，圖四為 GARCH Model 的波動預測圖，可看到在大約 200 筆間波動劇烈，那時大約是在 2003 年底至 2004 年總統選舉前夕，可看到其事件影響股價波動，台灣股市容易受政治影響。圖五為 GARCH Model 的殘差圖，可看到其趨於平穩。

台灣人壽，其 EPS 穩居壽險業界第一，而從 2007 年 6 月 18 日聯合新聞網中，可以看到其上半年 EPS 高達四元，全年上看六到八元，居金融業之冠。在先前的台灣發生有許多問題銀行，一旦倒閉或接管，其債券就變為一張張廢紙，而觀看台灣人壽股東組成，並無擁有問題銀行的金融債，其有接受信用評等，經過透明化的財務資訊，獲得國際標準普爾 (S&P'S) 評等為 BBB+、中華信用評等公司評等為 twAA-，整體評等展望皆為「穩定」同時也名列勞委會所公佈有資格承做勞退金的年金保險。可以說台灣人壽擁有許多正面的評價，雖然經過模式配適，日報酬較小，但因為並無負面的消息，可以說台灣人壽這支股票，其未來願景良好，當在多頭市場，台灣人壽 Beta 值小於 1，其獲利相對大盤報酬率較少，但其 Beta 值為 0.8270，其值接近 1，所以台灣人壽是可以投資的個股。

參考文獻

- Bollerslev, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, **31**, 307-327.
- Brooks C. (2002), *Introductory econometrics for Finance*, Cambridge University Press
- Duan, J., C., Gauthier, G., Sasseville, C., Simonoto, J., G. (2004), "Approximating the GJR-GARCH and EGARCH option pricing models analytically," Rotman School of Management, University of Toronto, unpublished manuscript.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations," *Econometrica*, **50**, 987-1007.
- Engle, R. and B. S. Yoo. (1987), "Forecasting and testing in cointegrate system," *Journal of Econometrics*, **35**, 143-160.
- 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.
- Ljung, G. M. and Box, G. E. P. (1978), "On a measure of lack of fit in time series models," *Biometrika*, **65**, 297-303.
- 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.
- Nelson, D. F. (1991), "Conditional heteroskedasticity in asset return: A new approach." *Econometrica*, **59**, 347-370.

Sharpe, W.F. (1964), "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of market risk," *Journal of Finance*, **19**, 425– 442.

yahoo 財經新聞 <http://tw.news.yahoo.com/biz/>

2007/5/26 篇名：外資看好台股 目標 8600~9000 點

2007/6/16 篇名：上市櫃公司 5 月業績 108 家創新高

2007/6/16 篇名：台股多頭年 第三季看漲

2007/6/17 篇名：投信:台股 3 大利多加持 多頭蓄勢待發

2007/6/17 篇名：業績成長股 領軍攻堅

2007/6/19 篇名：投資台股大賺 台壽保 EPS 上看 8 元

台灣人壽 http://www.twlife.com.tw/1news/news01_.jsp

yahoo 財經雜誌 <http://tw.news.yahoo.com/magazine/>

發行日期 2007-05-07 Smart 智富月刊

篇名：4 大理由 台股年底上看 9000 點

篇名：Top 20 台股基金搶買什麼股？

CAPM 模型之股價與基金 Beta 值模組簡介

<http://www.tej.com.tw/webtej/doc/capm.htm>

黎明淵(2002) 低股市波動狀態下之雙重貝它係數檢測－美國、日本與亞洲四小龍股市實證研究，*台灣管理學刊*，99-118。

表附錄

表一 台灣人壽與加權指數的報酬率基本統計量分析

	2833 台壽	加權指數
Mean	0.1009	0.0547
Std Deviation	1.6548	1.1792
Maximum	6.7414	5.4189
Minimum	-6.6831	-6.9124
Skewness	0.6829	-0.4107
Excess kurtosis	0.1107	0.5349
Jarque-Bera Normality test	515.4722 (<.0001)	587.8308(<.0001)
Student's t	2.0078 (0.0449)	1.5278 (0.1268)
Q(6)	9.54 (0.1454)	-
Q(12)	17.36 (0.1367)	-
Q(18)	21.28 (0.2654)	-
Q(24)	28.35 (0.2455)	-
Q ² (6)	325.89 (<.0001)	-
Q ² (12)	397.96 (<.0001)	-
Q ² (18)	467.87 (<.0001)	-
Q ² (24)	562.46 (<.0001)	-

註. Q(·)為報酬率之Q-統計量，Q²(·)為報酬率平方之Q-統計量，“·”為落後期數，括號內數字代表 p-value。

表二 ARCH effect 檢定

Q and LM Tests for ARCH Disturbances				
Order	Q	Pr>Q	LM	Pr>LM
1	80.4243	<.0001	79.7352	<.0001
2	169.3704	<.0001	131.8924	<.0001
3	217.6657	<.0001	141.4041	<.0001
4	256.1332	<.0001	146.1220	<.0001
5	300.1292	<.0001	154.5518	<.0001
6	325.4266	<.0001	155.4734	<.0001
7	338.7491	<.0001	155.5908	<.0001
8	348.9300	<.0001	155.5965	<.0001
9	354.4808	<.0001	155.7631	<.0001
10	360.7028	<.0001	155.8150	<.0001
11	386.0847	<.0001	166.8145	<.0001
12	398.7317	<.0001	167.6367	<.0001

表三 Ljung and Box 檢定其標準化殘差與標準化殘差平方

Q-統計量	CAPM	GARCH	GARCH-M	IGARCH	EGARCH
Q(6)	10.28 (0.1133)	3.65 (0.7242)	3.62 (0.7277)	3.74 (0.7114)	3.04 (0.8043)
Q(12)	15.25 (0.2281)	10.26 (0.5931)	10.27 (0.5923)	9.37 (0.6713)	9.16 (0.6888)
Q(18)	18.95 (0.3951)	11.13 (0.8889)	11.14 (0.8883)	10.06 (0.9300)	10.06 (0.9300)
Q(24)	35.90 (0.0561)	16.65 (0.8631)	16.70 (0.8612)	15.49 (0.9057)	16.08 (0.8852)
Q ² (6)	444.63 (<.0001)	1.69 (0.9462)	1.70 (0.9453)	2.22 (0.8979)	5.58 (0.4716)
Q ² (12)	498.41 (<.0001)	4.22 (0.9792)	4.23 (0.9789)	4.23 (0.9788)	8.26 (0.7647)
Q ² (18)	544.21 (<.0001)	7.77 (0.9819)	7.85 (0.9803)	7.80 (0.9815)	12.54 (0.8181)
Q ² (24)	630.95 (<.0001)	10.31 (0.9931)	10.51 (0.9921)	9.12 (0.9973)	15.48 (0.9061)

註. $Q(\cdot)$ 為標準化殘差 \tilde{a}_t 之 Q-統計量, $Q^2(\cdot)$ 為標準化殘差平方 \tilde{a}_t^2 之 Q-統計量, “ \cdot ” 為落後期數, 其中 $\tilde{a}_t = a_t / \hat{\sigma}_t$, 括號內數字代表 p-value。

表四 Model 的參數估計值

參數	GARCH	GARCH-M	IGARCH	GJR-GARCH	EGARCH
α_0	0.0578 (0.0154)	0.0581 (0.0156)	0.0385 (<.0001)	0.0573 (0.0017)	0.0311 (0.0023)
α_1	0.1604 (<.0001)	0.1613 (<.0001)	0.0985 (<.0001)	0.0257 (0.1033)	0.1524 (<.0001)
β_1	0.8457 (<.0001)	0.8458 (<.0001)	0.9015 (<.0001)	0.9112 (<.0001)	0.9690 (<.0001)
ν	3.8329 (<.0001)	3.7821 (<.0001)	-	-	-
c	-	-0.0188 (0.4492)	-	-	-
ϕ	-	-	-	0.0706 (0.0003)	-
μ	-	-	-	0.0775 (0.0578)	-
θ	-	-	-	-	0.4146 (0.0022)

註. 括號內數字代表 p-value.

表五 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方
(GARCH Model with Student-t distribution)

Order	\tilde{a}_t Q and LM Tests for ARCH Disturbances				\tilde{a}_t^2 Q and LM Tests for ARCH Disturbances			
	Q	Pr>Q	LM	Pr>LM	Q	Pr>Q	LM	Pr>LM
1	0.0223	0.8813	0.0265	0.8707	0.0127	0.9103	0.0127	0.9104
2	0.0485	0.9760	0.0474	0.9766	0.0177	0.9912	0.0177	0.9912
3	0.8083	0.8475	0.8288	0.8426	0.0309	0.9986	0.0309	0.9986
4	1.1514	0.8860	1.1955	0.8788	0.0420	0.9998	0.0421	0.9998
5	1.6382	0.8966	1.6897	0.8902	0.0524	1.0000	0.0526	1.0000
6	1.8139	0.9360	1.8915	0.9294	0.0652	1.0000	0.0656	1.0000
7	2.2891	0.9421	2.4249	0.9326	0.0793	1.0000	0.0799	1.0000
8	2.8443	0.9437	3.1246	0.9263	0.0928	1.0000	0.0939	1.0000
9	3.9243	0.9163	4.4200	0.8817	0.1054	1.0000	0.1071	1.0000
10	4.4190	0.9265	5.1031	0.8842	0.1159	1.0000	0.1181	1.0000
11	4.4797	0.9537	5.2524	0.9183	0.1242	1.0000	0.1270	1.0000
12	4.4852	0.9730	5.2629	0.9486	0.1282	1.0000	0.1314	1.0000

註. \tilde{a}_t 為標準化殘差, \tilde{a}_t^2 為標準化殘差平方。

表六 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方
(GARCH-M Model with Student-t distribution)

Order	\tilde{a}_t Q and LM Tests for ARCH Disturbances				\tilde{a}_t^2 Q and LM Tests for ARCH Disturbances			
	Q	Pr>Q	LM	Pr>LM	Q	Pr>Q	LM	Pr>LM
1	0.0253	0.8735	0.0298	0.8628	0.0131	0.9090	0.0130	0.9091
2	0.0484	0.9761	0.0479	0.9764	0.0179	0.9911	0.0179	0.9911
3	0.8390	0.8401	0.8607	0.8349	0.0316	0.9985	0.0317	0.9985
4	1.1816	0.8811	1.2276	0.8735	0.0431	0.9998	0.0433	0.9998
5	1.6806	0.8913	1.7352	0.8844	0.0539	1.0000	0.0542	1.0000
6	1.8578	0.9323	1.9403	0.9251	0.0672	1.0000	0.0676	1.0000
7	2.3404	0.9386	2.4835	0.9283	0.0817	1.0000	0.0823	1.0000
8	2.9130	0.9397	3.2058	0.9208	0.0956	1.0000	0.0968	1.0000
9	4.0166	0.9103	4.5313	0.8731	0.1086	1.0000	0.1104	1.0000
10	4.5096	0.9214	5.2170	0.8762	0.1195	1.0000	0.1219	1.0000
11	4.5661	0.9503	5.3622	0.9124	0.1280	1.0000	0.1309	1.0000
12	4.5708	0.9708	5.3747	0.9443	0.1321	1.0000	0.1355	1.0000

註. \tilde{a}_t 為標準化殘差, \tilde{a}_t^2 為標準化殘差平方。

表七 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方
(IGARCH Model with Student-t distribution)

Order	\tilde{a}_t Q and LM Tests for ARCH Disturbances				\tilde{a}_t^2 Q and LM Tests for ARCH Disturbances			
	Q	Pr>Q	LM	Pr>LM	Q	Pr>Q	LM	Pr>LM
1	0.1367	0.7116	0.1223	0.7266	0.0111	0.9162	0.0111	0.9161
2	1.3843	0.5005	1.3015	0.5216	0.0123	0.9939	0.0122	0.9939
3	1.7604	0.6236	1.7383	0.6284	0.0247	0.9990	0.0246	0.9990
4	1.8411	0.7650	1.8456	0.7641	0.0335	0.9999	0.0334	0.9999
5	2.0368	0.8440	2.0137	0.8473	0.0423	1.0000	0.0423	1.0000
6	2.0507	0.9150	2.0267	0.9172	0.0543	1.0000	0.0543	1.0000
7	2.3559	0.9376	2.3344	0.9390	0.0678	1.0000	0.0679	1.0000
8	2.7312	0.9501	2.7875	0.9470	0.0808	1.0000	0.0814	1.0000
9	3.6659	0.9320	3.7930	0.9245	0.0926	1.0000	0.0937	1.0000
10	4.1661	0.9395	4.3465	0.9304	0.1021	1.0000	0.1038	1.0000
11	4.2395	0.9624	4.4384	0.9553	0.1099	1.0000	0.1122	1.0000
12	4.2442	0.9786	4.4388	0.9742	0.1137	1.0000	0.1164	1.0000

註. \tilde{a}_t 為標準化殘差， \tilde{a}_t^2 為標準化殘差平方。

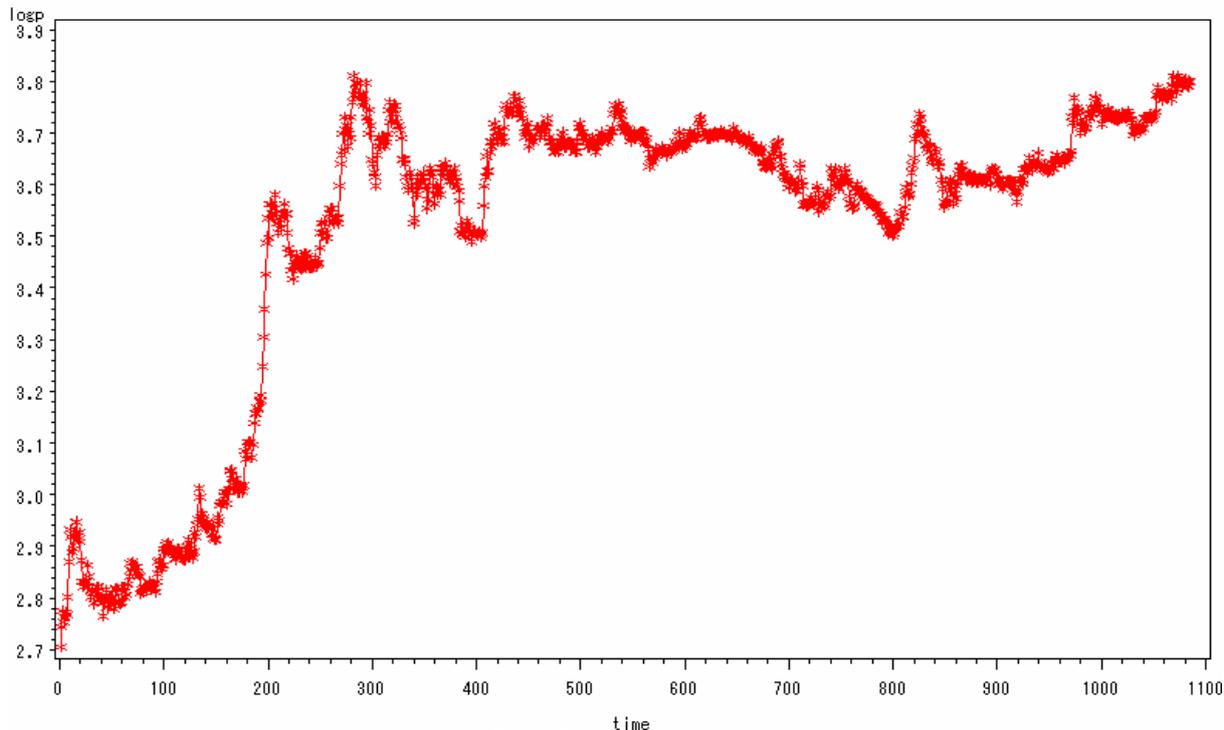
表八 ARCH effect Test 對標準化殘差與標準化殘差平方
(EGARCH Model)

Order	\tilde{a}_t Q and LM Tests for ARCH Disturbances				\tilde{a}_t^2 Q and LM Tests for ARCH Disturbances			
	Q	Pr>Q	LM	Pr>LM	Q	Pr>Q	LM	Pr>LM
1	0.2771	0.5986	0.2526	0.6153	0.0291	0.8646	0.0292	0.8642
2	4.6858	0.0960	4.4911	0.1059	0.2026	0.9037	0.2010	0.9044
3	5.2043	0.1574	5.1485	0.1612	0.2427	0.9704	0.2393	0.9710
4	5.2268	0.2648	5.1489	0.2724	0.2544	0.9926	0.2526	0.9927
5	5.3387	0.3760	5.2159	0.3901	0.2783	0.9980	0.2750	0.9981
6	5.3633	0.4981	5.2312	0.5145	0.3104	0.9994	0.3067	0.9995
7	5.5730	0.5904	5.4284	0.6078	0.3525	0.9998	0.3481	0.9998
8	6.0897	0.6372	6.0706	0.6393	0.3932	0.9999	0.3892	0.9999
9	7.4302	0.5924	7.3955	0.5960	0.4303	1.0000	0.4270	1.0000
10	8.0386	0.6251	7.9561	0.6331	0.4598	1.0000	0.4575	1.0000
11	8.1461	0.7002	8.1050	0.7039	0.4718	1.0000	0.4704	1.0000
12	8.1730	0.7715	8.1171	0.7759	0.4745	1.0000	0.4737	1.0000

註. \tilde{a}_t 為標準化殘差， \tilde{a}_t^2 為標準化殘差平方。

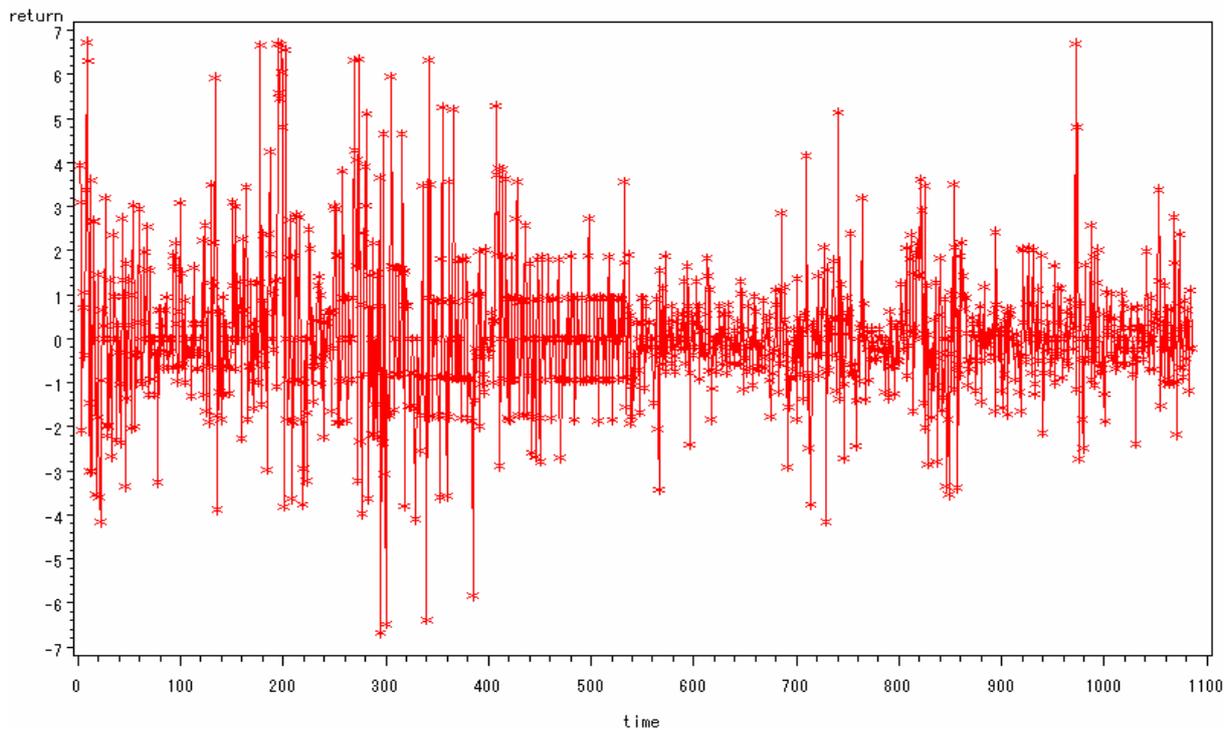
圖附錄

2833 Taiwan life
log price



圖一原始股價對數時間序列圖

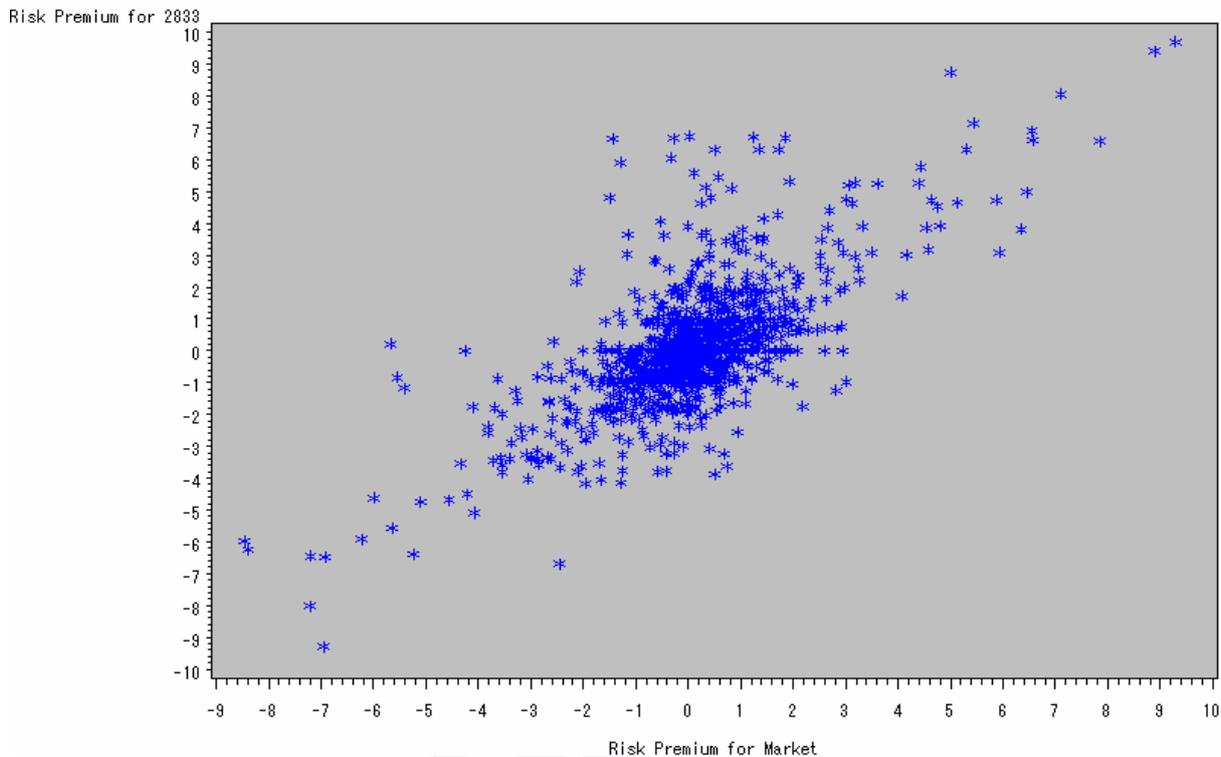
2833 Taiwan life
The 1st differences of log price



圖二 報酬率之時間序列圖

2833 CAPM Example

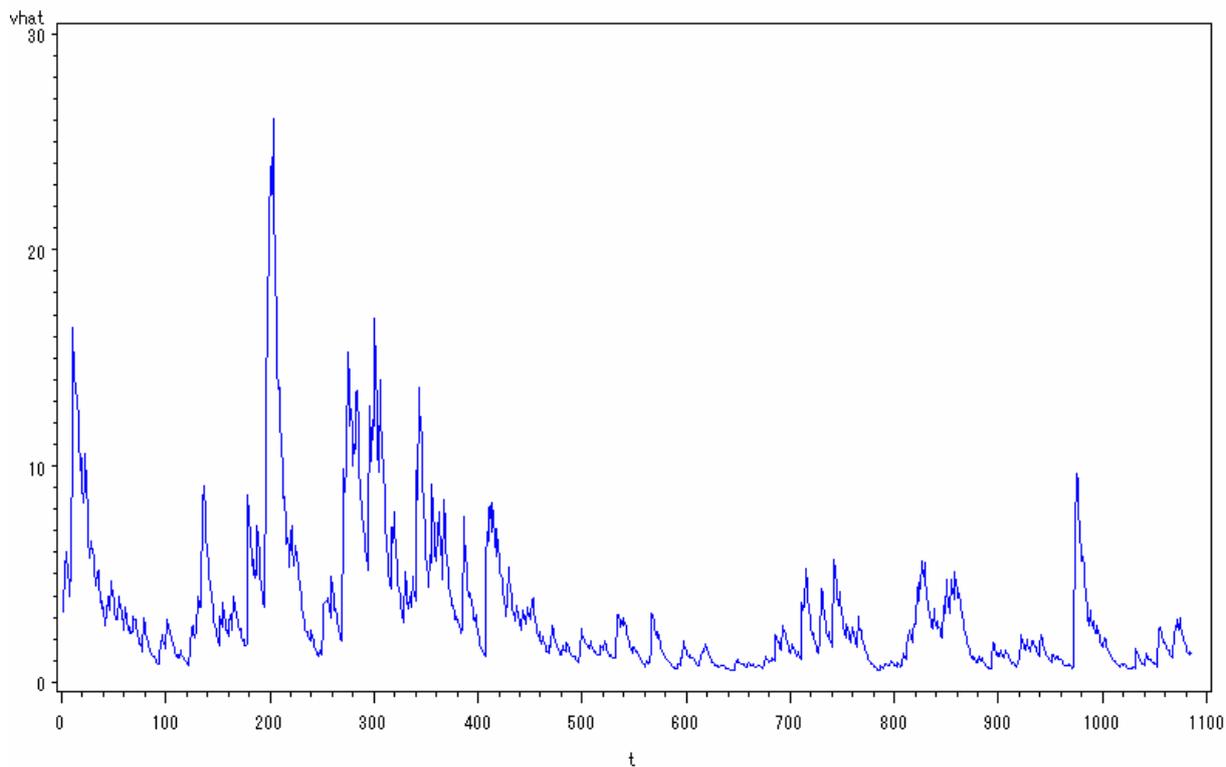
Plot of Risk Premiums
2833 versus the Market



圖三 市場與台灣人壽之間關係圖

Time series plot for daily returns of Taiwan life

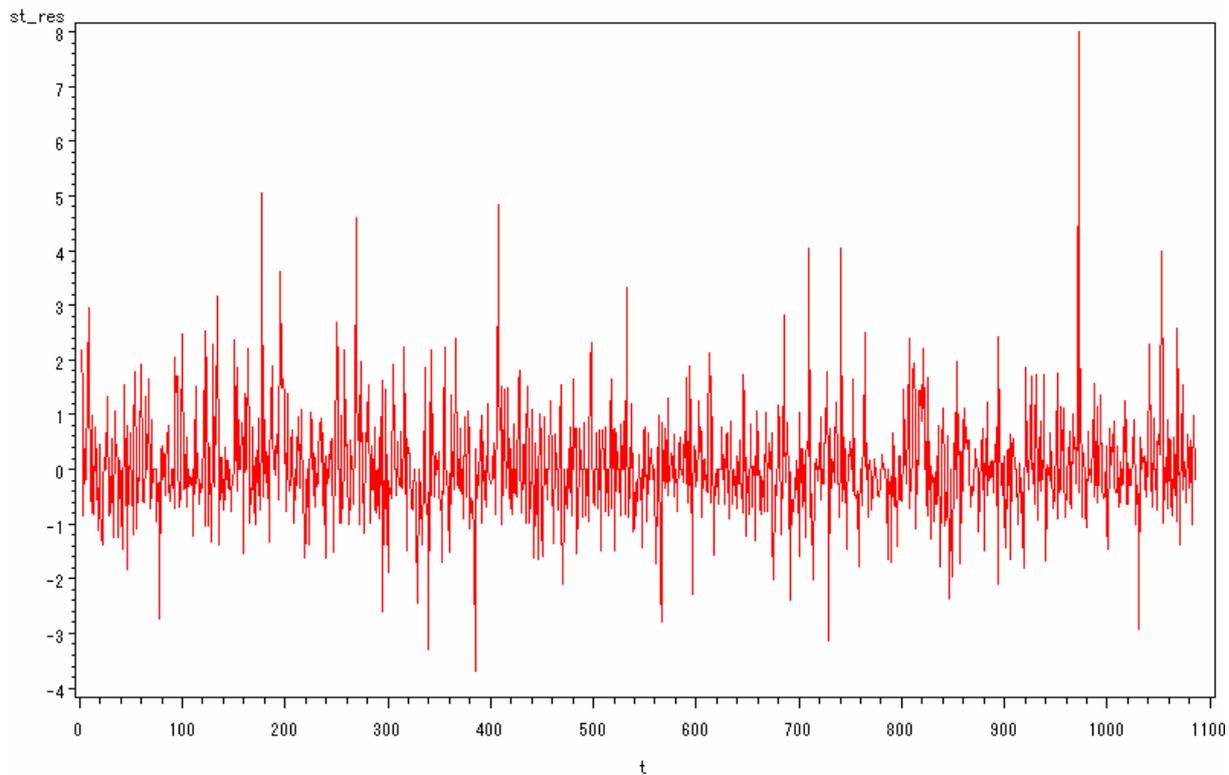
Stock 2833



圖四 GARCH Model 的波動預測圖

Time series plot for daily returns of Taiwan life

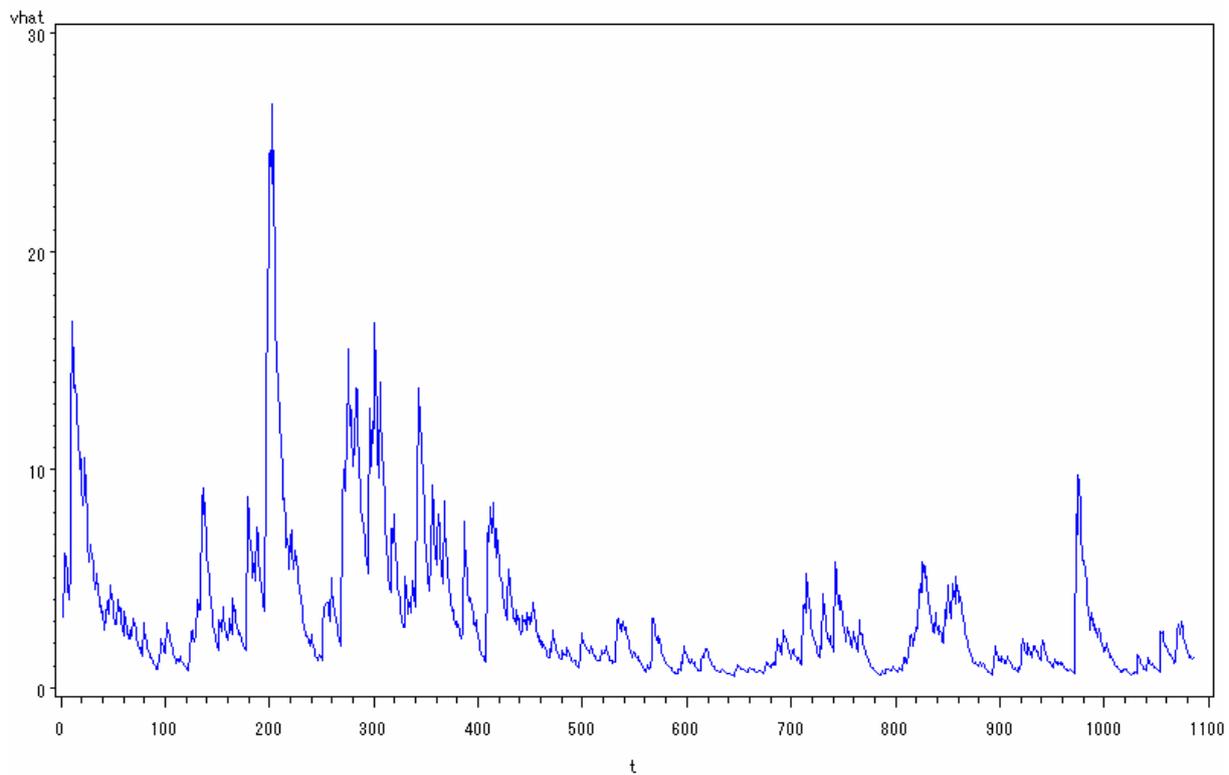
Stock: 2833



圖五 GARCH Model 的殘差圖

Time series plot for daily returns of Taiwan life

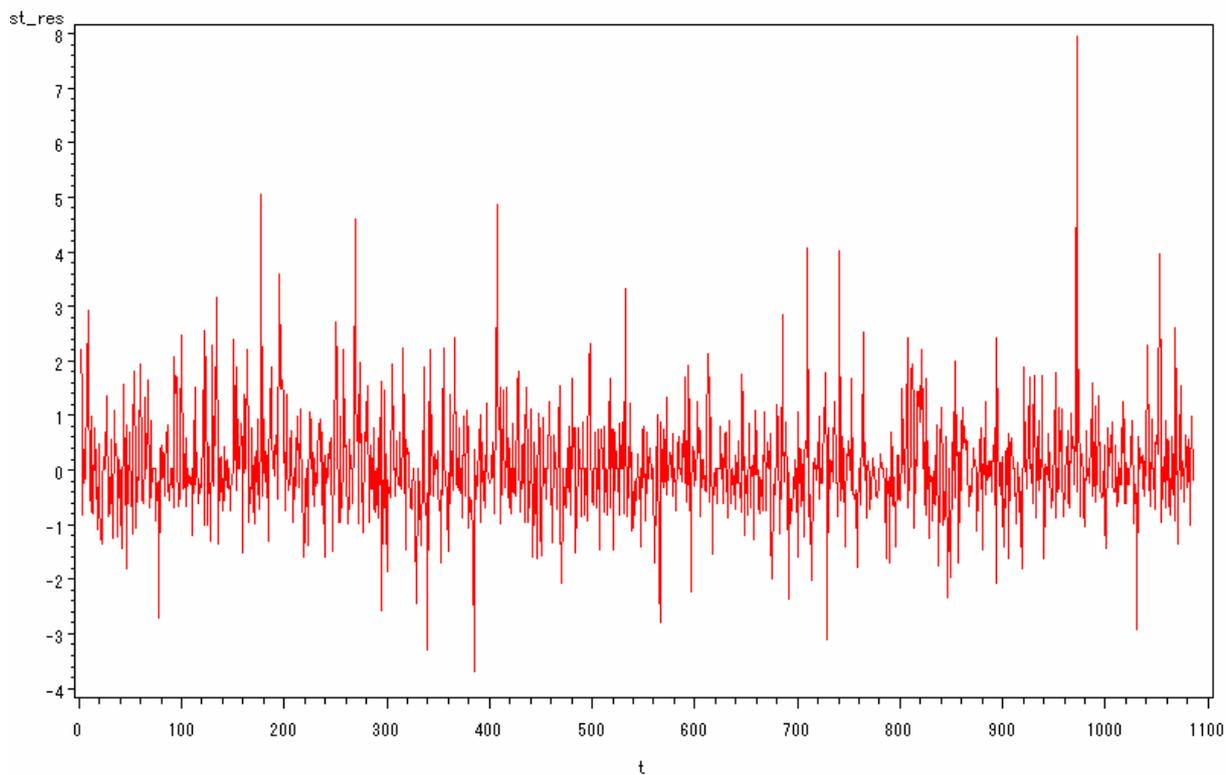
Stock: 2833



圖六 GARCH-M Model 的波動預測圖

Time series plot for daily returns of Taiwan life

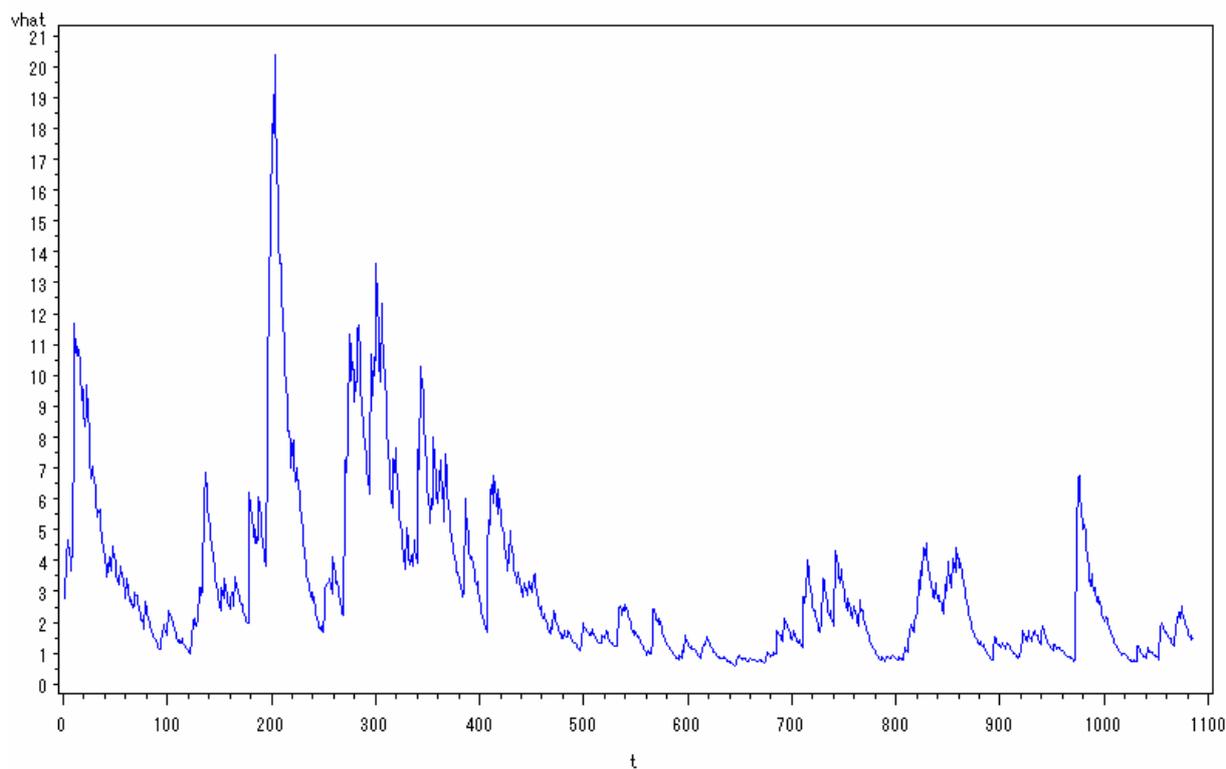
Stock 2833



圖七 GARCH-M Model 的殘差圖

Time series plot for daily returns of Taiwan life

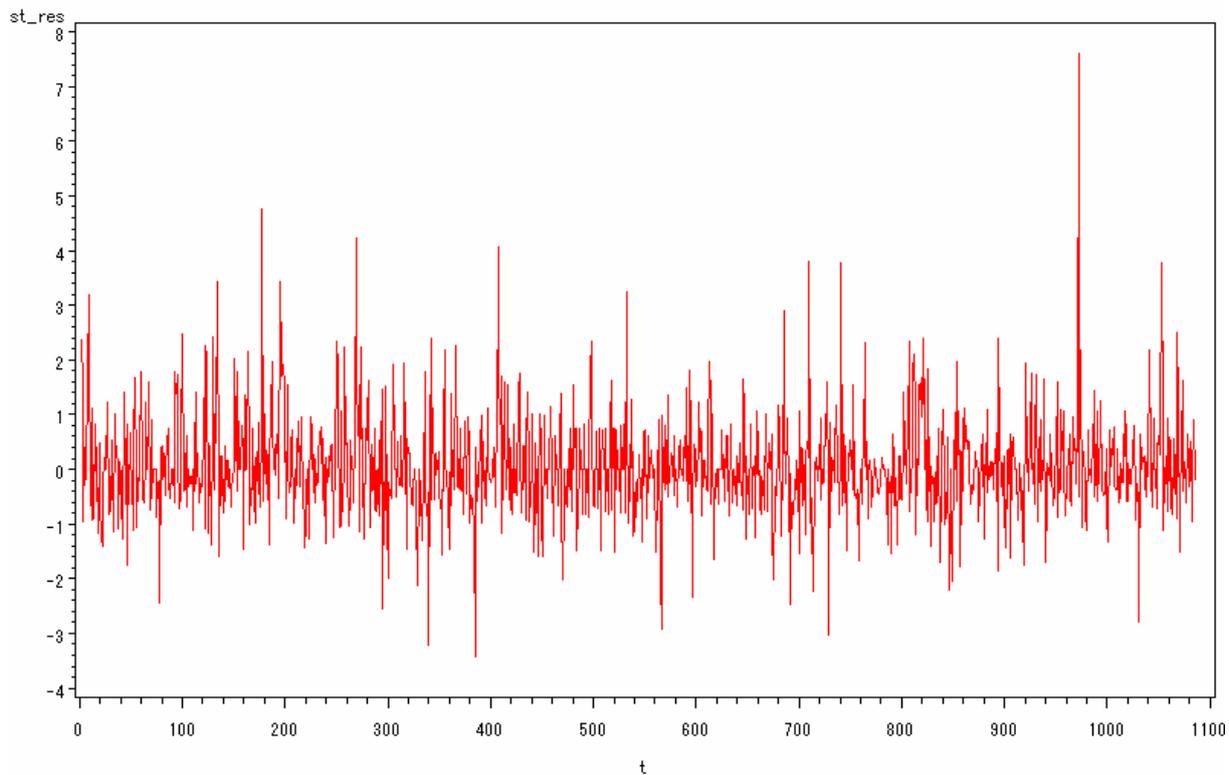
Stock 2833



圖八 IGARCH Model 的波動預測圖

Time series plot for daily returns of Taiwan life

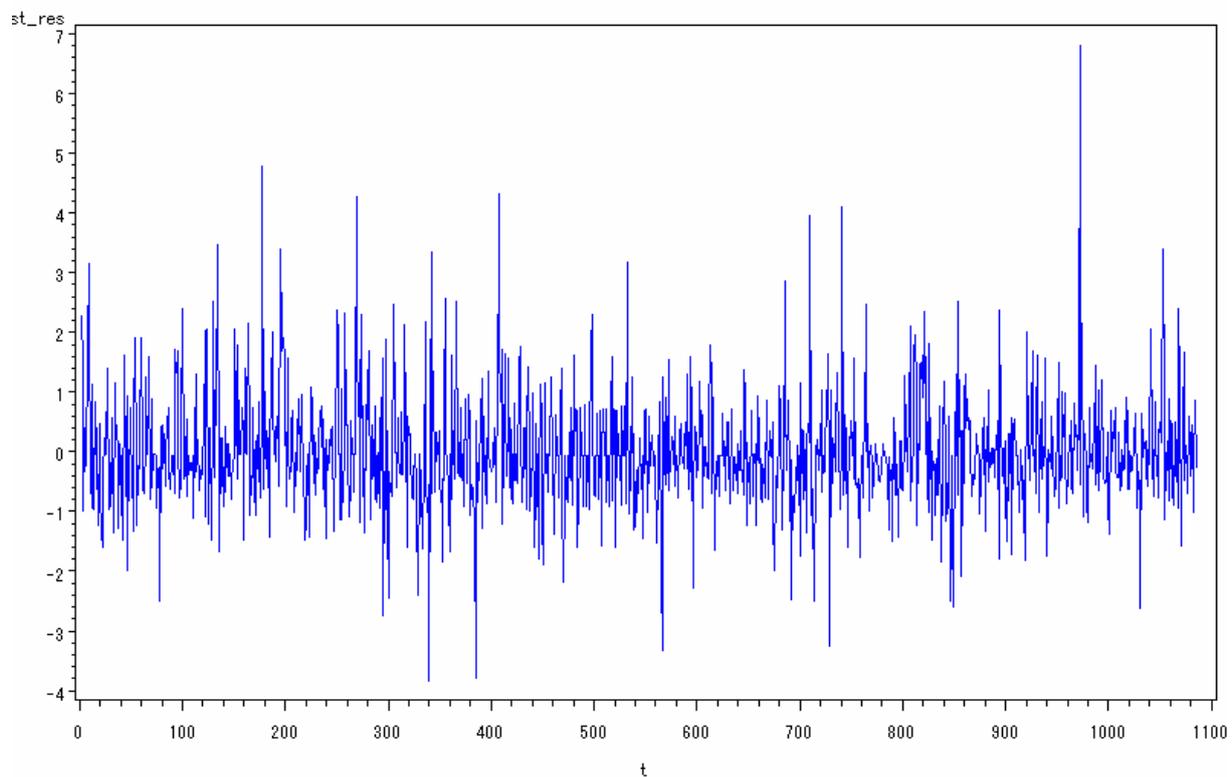
Stock: 2833



圖九 IGARCH Model 的殘差圖

Time series plot for daily returns of Taiwan life

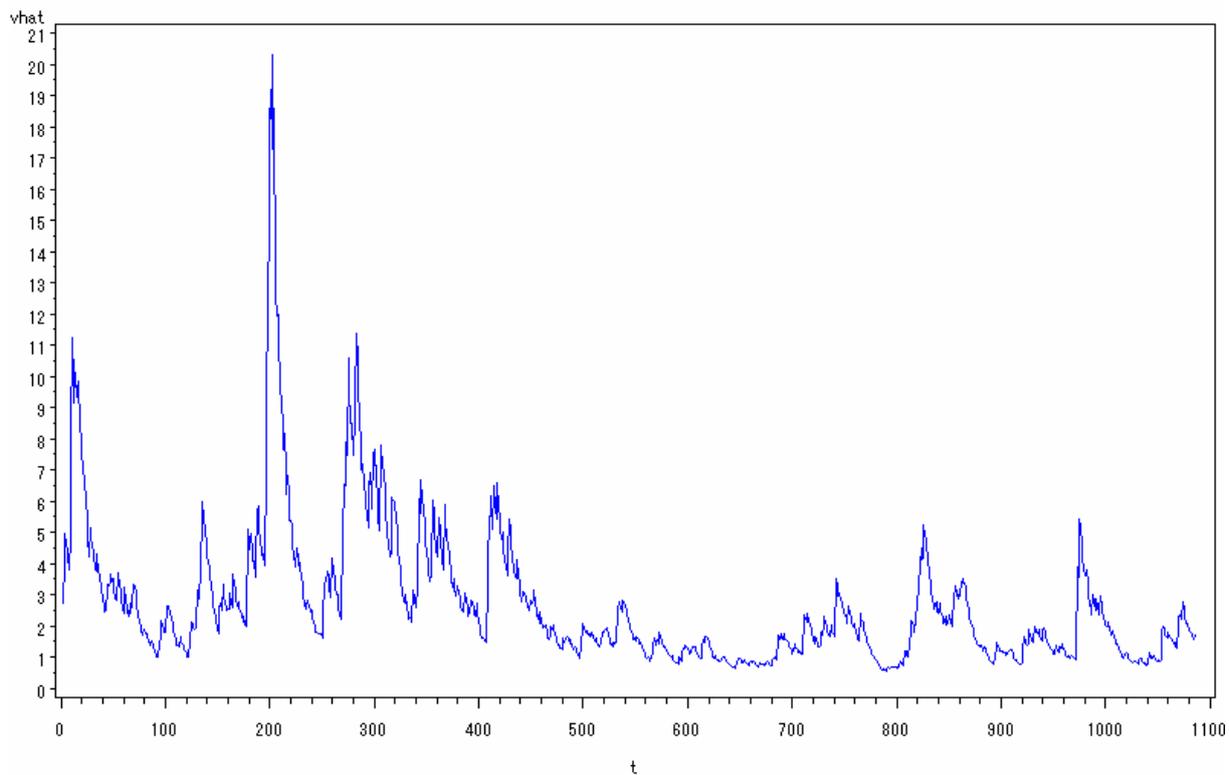
Stock: 2833



圖十 GJR-GARCH Model 的殘差圖

Time series plot for daily returns of Taiwan life

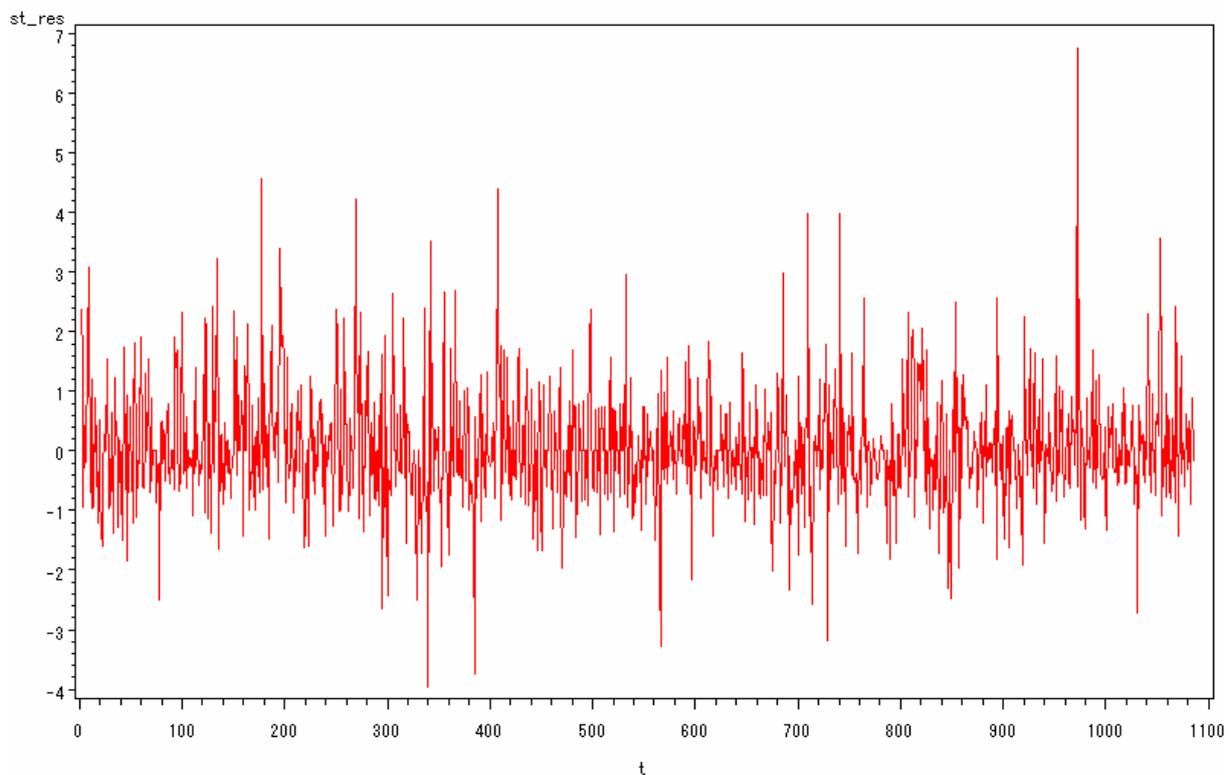
Stock 2833



圖十一 EGARCH Model 的波動預測圖

Time series plot for daily returns of Taiwan life

Stock 2833



圖十二 EGARCH Model 的殘差圖