

不同波動期間之期望報酬與風險關係的實證研究——不對稱 GARCH-M 模型之應用

葉銀華 蔡麗茹

輔仁大學國際貿易與金融學系

(收稿日期：88 年 4 月 13 日；第一次修正：88 年 8 月 12 日；
接受刊登日期：88 年 10 月 13 日)

摘要

本文利用台灣股票市場 1982 年到 1995 年報酬波動性存在巨大差異的現象，將研究期間分成低度 (1982-1986)、高度 (1987-1990) 與中度 (1991-1995) 波動期間，以分析期望報酬與風險關係隨著時間變動的特性。我們綜合(1)在前一日報酬漲跌不同下，波動性對期望報酬的影響，以及(2)分別利用 GJR 模型與 EGARCH 模型，探討新訊息對報酬波動性的不對稱影響，來建立實證模型。

實證結果發現(1)在低度波動期間，不管是前一日報酬上漲或下跌，當波動性增加時，則期望報酬也越高。然而在高度波動期間，波動性與期望報酬呈負相關，特別是前一日報酬下跌的階段。爾後在中度波動期間，變成不顯著的正相關。此一實證結果可以包容過去文獻的不一致結論，而且符合相關財務理論所述。(2)在高度、中度與低度波動期間，皆存在新訊息對報酬波動性不對稱的影響效果。特別是高度波動期間，不對稱影響效果最大。

關鍵詞彙：報酬與風險，GARCH 模型，融資槓桿效果、波動回饋效果。

壹 前言

台灣股票市場自從 1987 年後開始蓬勃發展，特別是在 1989 與 1990 年其成交金額為倫敦股票市場的 2.31 與 1.99 倍；而且在 1997 年，亦超過東京股票市場¹。再者，最近十幾年來，台灣股市的成交金額皆遠高於韓國、香港、泰國與新加坡等亞太新興市場²。然而，股票報酬波動程度與成交量週轉率過高，亦是台灣股市的特性。由於台灣股市逐漸解除對外資的管制以及列入摩根史坦利新興市場指數，國際投資組合管理者愈有可能直接投資台灣股市。有鑑於台股指數期貨的推出，以及台灣股市報酬波動程度變化甚巨，因此探討在不同波

* 作者非常感謝二位匿名評審委員的寶貴意見。本文初稿發表於 1996 APFA/PACAP Finance Conference and CFA Annual Meetings，作者感謝徐守德教授與周雨田教授的寶貴意見。再者，作者感謝輔仁大學法管兩院學術研究獎勵辦法的財務支援，以及在成果發表會時李阿乙教授與龔尚智教授所提供諸多的改進建議。

¹ 1989 與 1990 年，台灣股市成交金額為 9810 和 7880 億美元。而倫敦股市成交金額為 4240 和 3950 億美元。1997 年台灣股市成交金額為 13100 億美元，而東京股市則為 8945 億美元。

² 1987 至 1997 年，台灣股市平均成交金額為 5507.5 億美元，而韓國、香港、泰國與新加坡分別為 1386.1、1209.6、425.3 與 405.5 億美元。

動程度期間，報酬與風險關係為一重要的課題。

報酬與風險之間的關係，對於資產評價理論有重要的影響。一般認為在給定的期間內，股票風險越大，投資者所要求的期望報酬也越高。Schwert (1989) 提出股票報酬波動性隨著時間變動，他計算 1857 到 1987 年股票月報酬率的波動性，最低為 1960 年代初期的 2%，最高為 1930 年代初期的 20%。因此在股票的評價模型中，必須考慮報酬波動性（風險）隨著時間變動的特性。但是根據財務理論文獻，期望報酬與風險之跨期間的關係並沒有一致的結果。當股票報酬波動性隨著時間增加，平均而言投資者是否會要求較高的風險溢酬？這個問題非常具有爭議性。

一般認為理性風險規避的投資者，在股票報酬風險隨著時間增加，他們會要求較高的風險溢酬。然而 Glosten、Jagannathan 和 Runkle (1993) 提出當投資者在風險較高的期間，同時又認為能夠承擔某種特定風險是較佳時，他們可能不會要求較高的風險溢酬。而且若投資者處於報酬波動性持續增加的期間，他們可能會希望目前投資較多，以致對股票的需求增加，因而降低其所要求的風險溢酬。而 Abel (1988)、Gennotte 和 Marsh (1993) 證明當報酬風險較高的期間，均衡市場組合的風險溢酬會較低。再者，應用 DeLong、Shleifer、Summer 和 Waldmann (1990) 所提出的雜訊交易理論 (noise trader theory)，如果投資者並非完全理性且無法對期望報酬做出正確認知，因而樂觀地承擔過多的風險而沒有要求較高的風險溢酬。綜合而言，股票期望報酬與風險的關係具有隨著時間變動的特性，而存在正或負相關的二種極端的情況。由於從財務理論探討報酬與風險關係存在不一致的推論，使其成為一項重要的實證課題。而台灣股票市場從 1980 年代以來，報酬波動性變化甚巨，提供一個研究不同波動期間之期望報酬與風險關係的絕佳環境。

有許多的實證文獻發現，目前的股票報酬與未來報酬波動性為負向關係。Black (1976) 和 Christie (1982) 提出融資槓桿效果 (financial leverage effect) 來解釋這種現象，他們指出當公司股票價格下跌，使公司的融資槓桿比率 (debt/equity ratio) 上升，造成未來的波動性增加。Cheung 和 Ng (1992) 發現，當公司規模越小，目前報酬與未來波動性的負向關係越強。然而 Duffee (1995) 修正 Christie 的實證模型卻發現上述負向關係，主要歸因於股票報酬與其波動性同時間的正向關係；而且當公司規模越小，同時間的正向關係的程度越強。然而，Black、Christie 以及 Duffee 並沒有建立可預測報酬波動性的模型。另外

有許多的實證文獻，擴展 Engle (1982) 所提出的 ARCH 模型³，建立可預測報酬波動性的實證模式，探討期望報酬與條件變異數的關係，而實證結果仍然有很大的差異性。例如：Campbell 和 Hentschel (1992)、French、Schwert 和 Stambaugh (1987) 支持正向關係。Campbell (1987)，Pagan 和 Hong (1991)，Breen、Closten 和 Jagannathan (1989)，Nelson (1991) 以及 Glosten、Jagannathan 和 Runkle (1993) 發現負向關係。而 Harvey (1989) 由實證結果建議期望報酬與風險的關係存在隨時間變動的特性。

Bollerslev、Chou 和 Kroner (1992) 提出大部分支持期望報酬與條件變異數為正向關係（或無顯著關係）的實證文獻，為利用傳統 GARCH-M 模型。Glosten、Jagannathan 和 Runkle (1993) 認為傳統 GARCH-M 模型並無法完全掌握股票報酬的時間序列特性，因此他們將新訊息的影響納入傳統 GARCH-M 模型（簡稱 GJR 模型），探討好與壞消息對報酬波動性是否存在不對稱的影響。而 Engle 和 Ng (1993) 認為 GJR 模型比其他不對稱 GARCH 模型更能夠掌握新訊息對報酬波動性不對稱的影響效果。

Brailsford (1995) 亦利用 GJR 模型於澳洲股票市場，以探討新訊息對報酬波動性的不對稱影響。實證結果亦發現壞消息對於報酬波動性的影響，大於好消息。其理由可運用 Campbell 和 Hentschel (1992) 對此一現象提出二種解釋：一是上述的融資槓桿效果。另一可能原因是波動的回饋效果 (volatility feedback effect)，由於波動具有持久性，即正的衝擊（好消息）通常跟隨著正的衝擊，使未來股價的波動增加。風險增加的結果，公司股價反而會下跌，而抵消了正的衝擊所帶來的影響。相對地，對負的衝擊（壞消息）而言，波動的回饋效果反而會擴大了負的衝擊的影響，因而造成報酬波動的不對稱效果⁴。

綜合以上所述，本文發現過去文獻探討期望報酬與條件變異數（報酬波動性）的實證結果，存在很大的差異性。其原因包括(1) 實證模型的選擇：過去文獻所使用的實證模型為 GARCH 與線性迴歸模型，其無法捕捉新訊息（非預期報酬）對報酬波動性不對稱的影響效果。(2) 波動期間的選擇：過去文獻大都將股票報酬資料直接配適實證模型，而未考慮不同波動期間之報酬與風險關係具有隨著變動的特性。有鑑於此，本文修正其他相關文獻的不足，提出二點

³ ARCH 族模型之所以受到重視，乃是因為它在解釋金融資產價格的波動聚集 (Volatility clustering) 現象，比一般固定的變異數模型有用的多。Engle (1982) 發現時間數列的模型中殘差變異數通常是不穩定的，它受過去衝擊的影響，而且大的波動性往往伴隨著大的波動，亦即是波動有聚集的現象。

⁴ Bollerslev、Engle 和 Nelson (1995)，以及 Hentschel (1995)，對於 GARCH 族的演進及其相關模型在財務與總體經濟方面的理論與實證應用，做了詳細的回顧、推導與說明。

改良：(1)根據 Clinbell、Squires 和 Stevens (1993) 發現市場風險 (β 係數)，在多頭與空頭行情，對期望報酬有著不同的影響。因此本文綜合(a)在前一日報酬漲跌不同下，波動性對期望報酬的影響；以及(b)分別利用 GJR 模型與 EGARCH 模型，探討新訊息對報酬波動性的不對稱影響，來建立實證模型。(2)根據相關理論的分析，可以得知在報酬波動性較大的期間，期望報酬與風險的關係並非為正，反而可能會存在負向關係。再者，台灣股票市場自從 1980 年代以來，報酬波動性存在巨大的差異。因此本文利用較長期的資料，考慮不同波動期間的特性，將研究期間分成高度、中度與低度波動三個期間，以解釋台灣股票市場期望報酬與風險隨著時間變動的特性⁵。

貳 實證模型分析

Black (1976) 和 Christie (1982) 利用下列的迴歸式，來探討目前股票報酬 (r_t) 與未來報酬的標準差 (σ_{t+1}) 間的關係：

$$\log(\sigma_{t+1}/\sigma_t) = \alpha_0 + \lambda_0 r_t + \mu_{t+1,0} \quad (1)$$

他們得到 $\lambda_0 < 0$ ，亦即目前報酬與未來風險具有負向關係。

然而 Duffee (1995) 認為 r_t 與 σ_{t+1} 負向關係 (亦即 $\lambda_0 < 0$)，主要是由於 r_t 與 σ_{t+1} 正向關係所致，而 r_t 與 σ_{t+1} 的關係並不確定。因此他修正 Black 和 Christie 的實證模式，如(2a) (2b)所示：

$$\log(\sigma_t) = \alpha_1 + \lambda_1 r_t + \mu_{t,1} \quad (2a)$$

$$\log(\sigma_{t+1}) = \alpha_2 + \lambda_2 r_t + \mu_{t+1,1} \quad (2b)$$

(1)式的 λ_0 等於 $\lambda_2 - \lambda_1$ ，Duffee 的實證結果發現 λ_1 非常顯著大於零，而 λ_2 的符號不一致，但 $\lambda_1 > \lambda_2$ 。所以他認為目前公司股票報酬與未來報酬標準差的負向關係，主要歸因於 r_t 與 σ_t 同時間正向關係 ($\lambda_1 > 0$)。而且當公司規模越小， $\lambda_1 > 0$ 的關係越強。

事實上，以迴歸式的統計性質而言， λ_0 並不等於 $\lambda_2 - \lambda_1$ 。而且 Duffee

⁵ 王甦(1995)也曾經研究報酬衝擊對條件波動程度所造成之不對稱效果，然而本文有 2 點改良：(1)本文參考 Clinbell、Squires 和 Stevens(1993)的研究結果，修正條件期望值方程式，考慮報酬漲跌不同下，波動性對期望報酬的不對稱影響。亦即本文為修正 GARCH - M 的模型，而王甦論文為 GARCH 模型。(2)本文考慮 1982 年到 1995 年期間，存在波動程度差異甚巨的現象。因此將實證期間分成高度、中度與低度三個波動程度期間，以探討報酬與風險關係的差異性，以及新訊息對報酬波動性的不對稱影響。

(1995) 文中對於(2a)與(2b)迴歸資料的配適情形並未作檢定。例如：若 $\mu_{t+1,1}$ 有序列相關，則 λ_2 的變異數估計值並不具有一致性，將使得無法利用(2a)與(2b)的關係來作推論。由於 ARCH 的模型可以擴充至允許干擾項的正值與負值對條件變異數的不對稱影響，因此本文以不對稱的 ARCH 模型為基礎。

由前言可以瞭解，正確地建立可預測報酬波動性的模型是非常重要的。大部分的實證文獻，擴展了 Engle(1982)所建立的 ARCH 模型，建立不同的可預測報酬波動性的實證模式。令 F_{t-1} 代表投資大眾 $t-1$ 期的訊息，而 $m_t = E[r_t | F_{t-1}]$ 代表條件期望報酬率， $h_t = \text{Var}[r_t | F_{t-1}]$ 代表條件變異數，未被預期的報酬率 $\varepsilon_t = r_t - m_t$ 。本文利用 ε_t 來衡量 t 期的新訊息，當 $\varepsilon_t > 0$ (未預期之股票價格上漲) 代表好消息， $\varepsilon_t < 0$ (未預期之股票價格下跌) 代表壞消息；而 $|\varepsilon_t|$ 值越大，代表新訊息的影響幅度越高。而 GARCH(p,q) 模型所建立的條件變異數 h_t (亦即可預測報酬波動性)，受到過去 p 期訊息 (ε_{t-i} , $i=1,2,\dots,p$) 以及過去 q 期條件變異數 (h_{t-j} , $j=1,2,\dots,q$) 的影響。而 Bollerslev、Chou 和 Kroner (1992)發現大部分文獻所建立的模型為 GARCH(1,1)：

$$h_t = a_0 + a_1 h_{t-1} + a_2 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (3)$$

然而 GARCH 模型並無法掌握好與壞消息對條件變異數不對稱的影響，Engle 和 Ng (1993) 認為 Glosten、Jagannathan 和 Runkle (1993) 的 GJR 模型，以及 Nelson (1991) 的 EGARCH 模型，可以分析同幅度的好與壞消息對於條件變異數不對稱的影響效果。這兩個模型發現壞消息對於條件變異數 (可預測報酬波動性) 的增加效果，大於好消息⁶。GJR 模型對 h_t 的設定如(4)式：

$$h_t = a_0 + a_1 h_{t-1} + a_2 \varepsilon_{t-1}^2 + a_3 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \quad (4)$$

(4)式中，當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 則 $S_{t-1}^- = 1$ ；若 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 則 $S_{t-1}^- = 0$ 。因此當 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ ， ε_{t-1}^2 與 h_t 的關係為 a_2 ；而當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ ， ε_{t-1}^2 與 h_t 的關係為 $a_2 + a_3$ 。若 a_3 值顯著大於零，代表同幅度的壞消息對於 h_t 的影響較高。而 EGARCH 模型對 h_t 的設定如(5)式：

$$\log(h_t) = a_0 + a_1 \log(h_{t-1}) + a_2 \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + a_3 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (5)$$

⁶ 有關不對稱 GARCH 模型，除了 GJR 與 EGARCH 模型之外，尚有 AGARCH、VGARCH 及 TGARCH 等模型。根據 Engle 和 Ng (1993) 的驗證結果發現 GJR 模型，相較於其它模型，更能掌握新訊息對報酬波動性不對稱的影響。由於本文旨在探討在不同波動期間下，報酬與風險的關係；因此我們選擇以 GJR 模型為主，再從其它模型中選擇 EGARCH 模型與其比較。

(5)式中，當 a_3 值顯著小於零，則代表好與壞消息對 h_t 有不對稱的影響⁷。而有關於報酬率條件期望值的設定，本文考慮以下二種模型：

1.考慮條件期望值受到條件變異數的影響，亦即 ARCH-M 設定：

$$r_t = b_0 + \sum_{i=1}^p b_i r_{t-i} + ch_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

2.考慮條件期望值受到條件變異數的影響，是否會因為前一期報酬的漲跌，而有不對稱的影響：

$$r_t = b_0 + \sum_{i=1}^p b_i r_{t-i} + c_1 I_{t-1}^+ h_t + c_2 I_{t-1}^- h_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

(7)式中，當 $r_{t-1} \geq 0$ ，則 $I_{t-1}^+ = 1$ ；反之，則 $I_{t-1}^+ = 0$ 。而當 $r_{t-1} < 0$ ，則 $I_{t-1}^- = 1$ ；反之，則 $I_{t-1}^- = 0$ 。

接著有關模型的診斷性檢定，本文利用 Engle 和 Ng (1993) 所提出的方法，來檢視模型中是否仍存在其他型態波動性不對稱現象。其主要檢定殘差項標準化的平方值 $\left[\frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}} \right]^2$ ，是否為 iid。他們依(8)式的迴歸式提出 4 種統計量：

$$\left[\frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}} \right]^2 = d_0 + d_1 S_{t-1}^- + d_2 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + d_3 S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1} + e_t \quad (8)$$

(8)式中， S_{t-1}^- 的定義如(4)式所示；而 $S_{t-1}^+ = 1 - S_{t-1}^-$ 。

- (1)其一為符號偏誤檢定 (sign bias test)，統計檢定量為 d_1 係數的 t 值，目的在檢定是否存在有干擾項的符號會不對稱地影響股票報酬的波動性。
- (2)其二為負量偏誤檢定 (negative size bias test)，統計檢定量為 d_2 係數的 t 值，目的是檢定是否存在有較大的負項干擾因素，會產生股票報酬波動性較高的情形。
- (3)其三為正量偏誤檢定 (positive size bias test)，統計檢定量為 d_3 係數的 t 值，目的是檢定是否存在有較大的正項干擾因素，會產生股票報酬波動性較高的情形。
- (4)其四為前三項的聯合檢定，其為 F 統計量。

參 實證結果分析

⁷ 有關 GJR 模型與 EGARCH 模型之不對稱效果，在(4)式 (GJR 模型) 的設定為 a_3 係數值大於零，代表同幅度的壞消息對於條件變異數的影響較大。在(5)式 (EGARCH 模型) 的設定為 a_3 係數值小於零，代表同幅度的壞消息對於條件變異數的影響較大。

本文利用 1982 到 1995 年台灣股票市場發行量加權股價指數的日報酬率與週報酬率為資料，驗證新訊息對報酬波動性的不對稱影響效果。資料來源為台灣經濟新報公司的股價資料庫，而股票報酬率的計算為本期指數除以上期指數再取自然對數值，如(9)式所示。

$$R_t = \log(P_t/P_{t-1}) \quad (9)$$

R_t ：發行量加權股價指數 t 期的報酬率

P_t ：第 t 期發行量加權股價指數

P_{t-1} ：第 t-1 期發行量加權股價指數

首先，本文探討報酬波動性是否具有隨著時間變動的特性，以 1982 到 1995 週報酬率利用 GJR 模型〔條件期望值為(6)式〕估計條件變異數 (h_t)，其結果如圖一所示。從圖一可以看出 1987 到 1990 年間報酬的波動程度最大，而 1991 年到 1995 次之；另外 1982 年到 1986 年較小。這個現象的原因包括：(1)1987 到 1990 年間股票的價格呈劇烈震盪，特別是 1988 年的證所稅事件，以及 1990 年股價指數在 8 個月的時間，從歷史高點 12495 點跌到 2579 點。(2)在 1987 到 1990 年台灣股票市場的成交量週轉率平均為 424%，不僅比其它二期間高，而且為紐約與東京股票市場的 7.54 倍與 5.56 倍。根據黃德芬 (1995) 應用 Schwert (1989) 的實證研究方法發現成交量週轉率對股票市場報酬波動性程度具有顯著正向解釋力，顯示投機行為會增加市場風險。

我們針對 1982 到 1995 年的日報酬率，進行基本統計量的分析與檢定。由表一可發現，整個期間 (1982 到 1995 年) 的報酬率的平均數 (0.072%) 顯著異於零；再者，1987 到 1990 年區間的的報酬率平均數 (0.163%) 亦顯著異於零。就三個區間而言，1987 到 1990 年日報酬率的變異數 (6.776%) 最大，1991 到 1995 年次之，而 1982 到 1986 年最小；此一結果與圖一相似。而就整個期間而，日報酬率存在左偏與高狹峰的分配。再者，由 LM (Lagrangian Multiplier test) 之 χ^2 統計量的檢定，皆發現整個期間與三個區間日報酬率，皆存在變異數異質性的現象 (亦即 ARCH 現象)。另外，由 LB (Ljung – Box) Q 統計量的檢定，發現整個期間與三個區間之日報酬率，皆存在自我相關的現象。由於樣本期間的日報酬率存在變異數異質性與自我相關，因此本文使用 GARCH 模型來驗證報酬與風險的關係。

我們所設定的報酬率條件期望值與條件變異數模型，主要探討(1)報酬漲跌不同下，報酬波動性對期望報酬的影響。(2)新訊息 (好與壞消息) 對報酬波動性的不對稱影響效果。由圖一與表一所述，報酬波動性在 1982 到 1995 年間

顯著具有異質性，因此將研究期間區分為低度波動期間 (1982 到 1986 年)、高度波動期間 (1987 到 1990 年) 以及中度波動期間 (1991 到 1995 年)，以比較三個期間的差異性。實證時首先必須認定條件期望值 AR 的落後期次，本文利用 SC 準則 (Schwartz criterion) 來挑選，得到最適當的落後期次為 1 期⁸。有關三個期間日報酬率的實證結果，列於表二到表四。

由表二至表四的條件變異數等式中 (h_t) 可以發現：(1) 在高度、中度與低度波動期間， $t-1$ 日的波動性 (h_{t-1}) 對 t 日波動性的影響值顯著大於零，而且其值 (a_1) 皆高於 0.8。此與 Black (1976) 認為股票市場波動性存在序列相關，亦即波動性群聚的現象相同。(2) 在高度、中度與低度波動期間，好與壞消息對報酬波動性皆存在不對稱的影響效果。亦即 EGARCH 模型的 a_3 值顯著小於零，而 GJR 模型的 a_3 值顯著大於零 (兩模型的 a_2 值皆顯著大於零)。若以 GJR 模型來解釋，壞消息 (未預期報酬 $\varepsilon_{t-1} > 0$) 對條件變異數的影響值為 $a_2 + a_3$ ，大於好消息 ($\varepsilon_{t-1} < 0$) 的影響值 a_2 。因此當股票市場有壞消息衝擊時，報酬波動性會增加而使股價下跌，擴大報酬的波動程度，使其比同幅度好消息對報酬波動性的影響還要大。並且壞消息的衝擊幅度越大，對報酬波動性增加的影響地越高。上述的結果可用前言所述之 Black (1976) 和 Christic (1982) 提出的融資槓桿效果，以及 Campell 和 Hentschel (1992) 的波動回饋效果來解釋。接著，本文以圖二來說明 GJR 模型的新訊息衝擊曲線 (news impact curves)。另外，若以 EGARCH 模型來解釋，壞消息對於條件變異數的影響為 $a_2 - a_3$ ，大於好消息的影響值 $a_2 + a_3$ (EGARCH 模型的 a_3 值小於零)；因此，仍然發現報酬波動程度具有不對稱的特性。有關 GARCH、EGARCH 與 GJR 三個模型的比較，由表二至表四可以發現 GJR 模型的概似值最大；因此就模型的設定與估計，GJR 模型優於 EGARCH 和 GARCH 模型。

1987 到 1990 年期間 a_3 值的幅度 (若 EGARCH 模型，則觀察 a_3 的絕對值) 顯著高於其他二個期間，因此新訊息對於報酬波動性的不對稱影響，在高度波動期間效果最大。我們觀察這個期間未預期報酬的絕對值，亦發現其比其他二個期間大。因此當股票市場有重大消息存在時，會使報酬波動性變得越不穩定，產生過度波動的現象。楊哲萍 (1991) 以變異數界限檢定法 (variance bound test) 亦得到相同的結果。這種現象類似 Schwert (1989) 發現月報酬率標準差，在經濟大恐慌的 1930 年代初期為 20%，遠大於 1960 年代初期的 2%。再者，洪志洋和蔡啟明 (1995) 利用變異數比率檢定 (variance ratio test) 發現在 1987 到 1990 年之間，持有期間在 2 到 16 週時，報酬率乃呈現平均數偏離的現象。

⁸ 本文曾經嘗試落後期次選擇四期，其結果與 1 期相似。

而由條件期望值等式中 (r_t) 卻發現低度和中度波動期間，條件變異數對期望值的影響，與高度波動期間相反。在低度波動期間 (表二)，條件變異數與期望報酬存在正向關係 (不論 $t-1$ 日報酬是漲或跌， c_1 與 c_2 的值大部分顯著大於零)。亦即當屬於報酬低度波動的期間，報酬波動性提高，投資者會要求較高的風險溢酬，使期望報酬增大。然而由表三我們卻發現高度波動期間，在前一日報酬下跌時，條件變異數與期望報酬存在顯著的負向關係 (c_2 值顯著小於零)⁹。若條件變異數對於條件期望值的影響，並不會因為前一日報酬漲跌而有不對稱的效果，條件期望值改以(6)式來估計，實際結果如表五所示。由表五亦發現在高度波動期間，條件變異數與期望報酬存在顯著負向關係。

根據表三的實證結果，本文發現在高度波動期間 (1987 年到 1990 年)，前一日報酬下跌時，期望報酬與條件變異數 (波動性) 為負向關係。此一結果支持 Abel (1988)、Gennotte 和 Marsh (1993) 以及 Glosten、Jagannathan 和 Runkle (1993) 的推論。他們指出當投資者在風險持續增加的期間，認為能夠承擔某種特定風險或希望目前投資較多金額時，會增加對股票的需求，因而降低所要求的風險溢酬，造成期望報酬與波動性的負向關係。再者，若應用 DeLong、Shleifer、Summers 和 Waldmann (1990) 的雜訊交易理論，亦可解釋高度波動期間的實證結果。在 1987 年到 1990 年此一高度波動期間，台灣股票市場投資者與成交金額急遽增加，而且成交量週轉率亦大幅上昇¹⁰，使得對股票的需求增加，符合上述理論所述在報酬波動性較高時，並未要求較高的期望報酬。而且新增加的一般投資者，無法對預期報酬做出正確認知 (由附圖一至三可瞭解，在 1987 年到 1990 年此段期間，未預期報酬的幅度最大)，甚至樂觀地承擔過多的風險¹¹，卻沒有獲得相對的風險溢酬。特別是當前一日報酬下跌而未來波動性又增加時，投資者會急忙拋售持股，使股價下跌幅度擴大，這種現象與 1987 年國際股市崩盤事件、1988 年證所稅事件與 1990 年台灣股市暴跌情形相吻合。

接著我們觀察歷經這段股票價格劇烈震盪後，在 1991 年到 1995 年期間 (表四)，股票報酬波動性與期望報酬的負向關係已不復存在，其為正向關係但

⁹ 有關 c_1 與 c_2 的差異檢定，發現 c_1 與 c_2 存在顯著差異。

¹⁰ 1985 年到 1995 年總成交金額(億元)、成交量週轉率(%)：

年度	總成交金額	週轉率	年度	總成交金額	週轉率	年度	總成交金額	週轉率
1985	1,952.3	68	1989	254,079.6	590	1993	90,567.2	252
1986	6,756.6	162	1990	190,313.0	506	1994	188,121.1	366
1987	26,686.3	267	1991	96,827.4	322	1995	101,515.4	228
1988	78,680.2	333	1992	59,170.8	161			

¹¹ 在高度波動期間，股票價格暴漲暴跌大都屬於小型炒作股。；而且本益比在 1989 年底高達 55.9 倍。

不顯著，這或可說明投資者對於波動性與期望報酬關係的認知已有部分的改變。另外，由表二與表四之實證結果顯示，前日報酬為正或負並不影響預期報酬與波動間的關係。綜合表二到表五實證結果，本文發現期望報酬與波動性的關係具有隨著時間變動的特性，在低度波動期間為正相關，高度波動期間為負相關，爾後在中度波動期間為不顯著的正向關係。此一結果可以包容過去文獻不一致的實證結果，而且符合前言之財務理論所述。過去文獻大都將股票報酬資料直接配飾實證模型，而未考慮不同波動期間的特性。因此本文利用台灣股票市場自從 1982 年到 1995 年，報酬波動性存在巨大差異的現象，將研究期間分成高度、中度與低度波動期間，以解釋台灣股票市場報酬與風險隨著時間變動的特性。台灣股票市場投資者在歷經報酬波動性巨幅震盪後，當波動性增加時，他們已漸漸要求較高的風險溢酬。

有關診斷性檢定，本文利用 Engle 和 Ng (1993) 所提出的方法，來檢視模型中是否在其他型態波動性不對稱現象。由表二到表五的檢定結果發現，除了高度波動期間外，低度與中度波動期間可以接受我們所設定的實證模型¹²。在高度波動期間，漲跌幅限幾經更動，特別是在漲跌幅限為 3% 的期間，所觀察的股價經常達到漲跌停板限制，進而影響報酬波動的衡量¹³。梁敏芳 (1994) 利用 Chiang 和 Wei (1993) 所提的修正方法來衡量波動性，結果發現週報酬率所估計的未修正波動性，與真實波動情形相似¹⁴。因此我們改用週資料來估計，表六的診斷性檢定結果發現，可以接受本文設立的實證模型；而波動性與期望報酬仍存在顯著的負相關¹⁵。

¹² 本文曾經嘗試更高階動差的模型(例如 t 分配)以及非線性 ARCH 模型，然而其診斷性檢定結果，比表二更差。

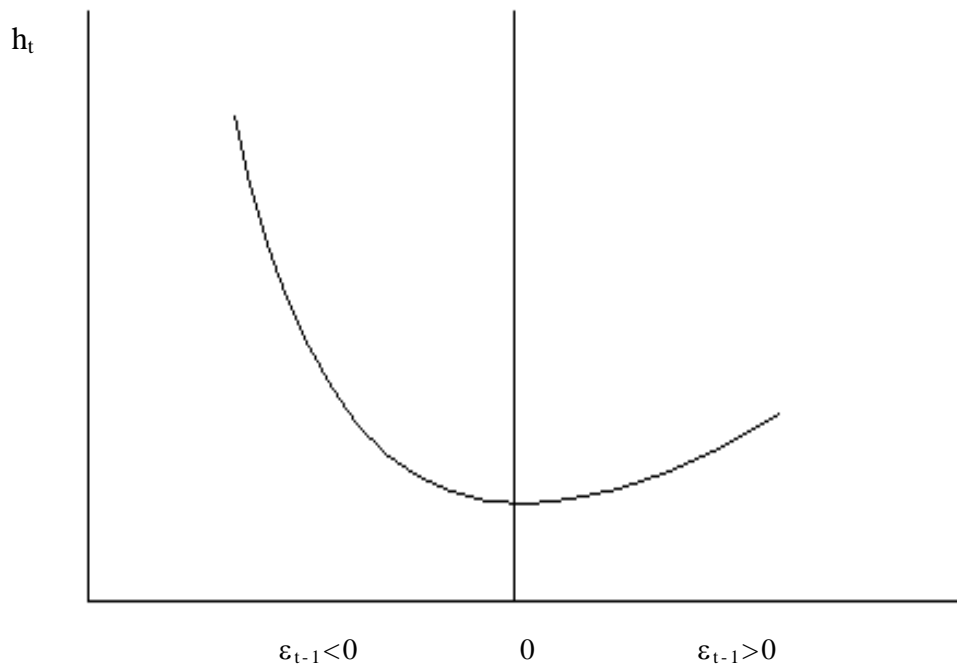
¹³ 在股票報酬遇到漲跌停板時，觀察到的報酬率的波動性會低估實質報酬率的波動性。有關在漲跌幅限之下，報酬波動性的調整，可參考 Shen 和 Wang(1998)。

¹⁴ 在漲跌幅限為 3% 期間，在達到漲跌停板限幅後，會連續 2 個交易日同樣會達到漲跌停板。而在 5% 與 7% 期間，則會連續 1 個交易日同樣達到漲跌幅限。

¹⁵ 本文針對 1987 到 1990 年的週資料，條件期望值以(7)式來估計，有關 c_1 與 c_2 的實證結果與表三相似 (亦即 c_1 並未顯著異於零， c_2 顯著小於零)，而診斷性檢定亦可以接受本文所設定的模型。

11

圖一 1982 至 1995 年條件變異數分配圖



資料來源：Glosten、Jagannathan 和 Runkle (1993)

圖二 GJR 模型的新訊息衝擊曲線

表一 1982 到 1995 年的報酬率基本統計量分析

期間	平均數 ⁽¹⁾	變異數	偏態係數	峰度係數	LM ⁽²⁾	LBQ(12)
1982 – 1986	0.048	0.913	-0.002	1.584**	72.87**	375.85**
1987-1990	0.163*	6.776	-0.261**	0.064	106.46**	1549.2**
1991-1995	0.024	2.921	-0.038	2.468**	38.19**	631.07**
1982-1995	0.072*	3.297	-0.172**	2.291**	487.48**	6727.99**

註：(1)以 t 統計量來檢定其是否顯著異於零

(2)LM 為 Engle (1984) 檢定 ARCH(1)的 Lagrangian Multiplier 統計量，其為 χ^2 分配。

(3)其為 Ljung – Box Q 統計量

**代表顯著水準 1%；*代表顯著水準 5%

表二 低度波動期間修正 GARCH-M 模型實證結果 - 條件期望值(7)式
(1982 至 1986 年日資料)

方程式	模型係數	GARCH	EGARCH	GJR
條件期望值	b_0	-0.118 (-1.900*)	-0.128 (-2.171*)	-0.097 (-1.689)
	b_1	0.100 (1.948*)	0.115 (2.264*)	0.126 (2.140*)
	c_1	0.216 (2.400*)	0.207 (2.393*)	0.187 (2.157*)
	c_2	0.174 (2.080*)	0.166 (1.940*)	0.122 (1.460)
條件變異數	a_0	0.058 (3.909**)	-0.012 (-1.666)	0.071 (4.070**)
	a_1	0.833 (30.829**)	0.919 (44.318**)	0.809 (26.230**)
	a_2	0.101 (6.013**)	0.226 (6.990**)	0.076 (3.431**)
	a_3		-0.188 (-2.376*)	0.068 (2.600**)
概似值		-570.06	-574.21	-567.11
診斷性檢定	符號偏誤	-1.662	-1.368	-1.147
	負量偏誤	-1.918	-1.106	-0.767
	正量偏誤	-2.166*	-1.886	-1.801
	聯合檢定	3.003*	1.606	1.317

註：(1)條件期望值等式， $r_t = b_0 + b_1 r_{t-1} + c_1 I_{t-1}^+ h_t + c_2 I_{t-1}^- h_t + \epsilon_t$

當 $r_{t-1} > 0$ ，則 $I_{t-1}^+ = 1$ ，反之則 $I_{t-1}^+ = 0$

當 $r_{t-1} < 0$ ，則 $I_{t-1}^- = 1$ ，反之則 $I_{t-1}^- = 0$

(2)以上各模型的估計結果是以 BHHH 數值方法來做最大概似法估計。

**代表顯著水準 1%，* 代表顯著水準 5%

表三 高度波動期間修正 GARCH-M 模型實證結果 - 條件期望值(7)式
(1987 至 1990 年日資料)

方程式	模型係數	GARCH	EGARCH	GJR
條件期望值	b_0	0.437 (4.372**)	0.464 (4.513**)	0.433 (4.268**)
	b_1	0.331 (5.819**)	0.311 (5.452**)	0.339 (5.887**)
	c_1	0.024 (0.845)	-0.001 (-0.003)	0.014 (0.497)
	c_2	-0.104 (-3.945**)	-0.115 (-4.149**)	-0.121 (-4.332**)
條件變異數	a_0	0.172 (2.863**)	0.053 (2.867**)	0.181 (3.022**)
	a_1	0.810 (23.895**)	0.963 (81.888**)	0.808 (22.723**)
	a_2	0.165 (5.214**)	0.278 (6.003**)	0.110 (2.886**)
	a_3		-0.191 (-1.976*)	0.111 (2.492*)
概似值		-1486.56	-1489.04	-1482.60
診斷性檢定	符號偏誤	2.753**	2.878**	2.841**
	負量偏誤	0.817	1.270	1.590
	正量偏誤	-0.509	0.376	0.153

	聯合檢定	5.973**	3.880**	3.826**
--	------	---------	---------	---------

註：同表二

表四 中度波動期間修正 GARCH-M 模型實證結果 - 條件期望值(7)式
(1991 到 1995 年日資料)

方程式	模型係數	GARCH	EGARCH	GJR
條件期望值	b ₀	-0.093 (-1.283)	-0.111 (-1.698)	-0.100 (-1.442)
	b ₁	0.037 (0.701)	0.066 (1.458)	0.058 (1.223)
	c ₁	0.056 (1.153)	0.052 (1.580)	0.053 (1.519)
	c ₂	0.046 (1.246)	0.0247 (0.706)	0.030 (0.822)
條件變異數	a ₀	0.092 (5.035**)	0.051 (5.414**)	0.099 (4.939**)
	a ₁	0.879 (63.116**)	0.957 (109.47**)	0.871 (56.586**)
	a ₂	0.087 (8.051**)	0.212 (10.11**)	0.057 (4.402**)
	a ₃		-0.268 (-4.174**)	0.072 (3.979**)
概似值		-1294.07	-1292.73	-1287.68
診斷性檢定	符號偏誤	-0.445	-0.673	-0.160
	負量偏誤	1.202	-1.543	1.690
	正量偏誤	-0.540	-1.176	-0.879
	聯合檢定	1.162	1.661	1.368

註：同表二

表五 高度波動期間 GARCH-M 模型實證結果 - 條件期望值(6)式
(1987 至 1990 年日資料)

方程式	模型係數	GARCH	EGARCH	GJR
條件期望值	b ₀	0.462 (4.518**)	0.461 (4.485**)	0.459 (4.443**)
	b ₁	0.181 (5.824**)	0.177 (5.68**)	0.184 (5.825**)
	c	-0.043 (-2.250*)	-0.540 (-2.789**)	-0.051 (-2.644**)
條件變異數	a ₀	0.150 (2.624**)	0.048 (2.576**)	0.162 (2.816**)
	a ₁	0.824 (24.51**)	0.967 (82.59**)	0.820 (23.46**)
	a ₂	0.155 (4.946**)	0.259 (6.077**)	0.109 (2.841**)
	a ₃		-0.195 (-1.929*)	0.095 (2.154*)
概似值		-1491.17	-1492.38	-1487.72
診斷性檢定	符號偏誤	2.570**	2.581**	2.887**
	負量偏誤	0.730	1.071	1.564
	正量偏誤	-0.572	0.196	0.101

	聯合檢定	5.540**	3.407**	4.085**
--	------	---------	---------	---------

註：(1)條件期望值等式， $r_t = b_0 + r_{t-1} + c h_t + \epsilon_t$

(2)同表二

表六 高度波動期間 GARCH-M 模型實證結果 - 條件期望值(6)式
(1987 至 1990 年週資料)

方程式	模型係數	GARCH	EGARCH	GJR
條件期望值	b_0	2.604 (2.671**)	3.058 (2.975**)	4.404 (3.334**)
	b_1	0.149 (1.873)	0.119 (1.478)	0.108 (1.247)
	c	-0.029 (-1.430)	-0.040 (-1.971*)	-0.070 (-2.654**)
條件變異數	a_0	4.415 (1.566)	0.609 (1.504)	11.763 (1.894)
	a_1	0.698 (7.069**)	0.843 (8.00**)	0.502 (3.077**)
	a_2	0.240 (2.497*)	0.498 (2.946**)	0.153 (1.241)
	a_3		-0.147 (-1.015)	0.278 (1.954*)
概似值		-491.63	-490.74	-490.49
診斷性檢定	符號偏誤	0.913	0.607	-0.384
	負量偏誤	-0.114	0.268	-0.359
	正量偏誤	-0.404	-0.471	-0.898
	聯合檢定	1.156	0.471	0.356

註：同表五

肆 結論

有關報酬波動性的預測模型認定，對於證券評價與投資組合管理是非常重要的。然而有關期望報酬與波動性（風險）的關係是否具有隨著時間變動的特性，過去文獻研究結果相當具有爭議性。另一方面，鑑於傳統 GARCH-M 模型並無法完全掌握未預期報酬的時間序列特性。因此本文綜合(1)在前一日報酬漲跌不同下，波動性對期望報酬的影響。以及(2)GJR 模型與 GARCH 模型，探討新訊息（好與壞消息）對報酬波動性的不對稱影響，來建立實證模型。並且以 Engle 和 Ng (1993) 所提出的診斷性檢定方法，來檢視實證模型中是否仍存在其他型態波動性不對稱現象。

由於台灣股票市場 1982 年到 1995 年報酬波動性具有隨著時間變動的特性，因此本文依據波動程度的大小，將研究期間分成，低度波動期間、高度波動期間與中度波動期間。實證結果發現：(1)在低度波動期間，不管是前一日報酬上漲或下跌，當報酬波動性增加，則期望報酬也越高。然而在高度波動期間，報酬波動性與期望報酬呈負相關，特別是前一日報酬下跌的階段。爾後在中度波動期間（1991 年到 1995 年），當報酬波動程度增加，投資者已漸漸要求較高的風險溢酬；因此期望報酬與波動性具有隨著時間變動的特性。此一結果

可以包容過去文獻不一致的實證結果，而且符合前言之財務理論所述。(2)在高度、中度與低度波動期間，皆存在新訊息對報酬波動性不對稱的影響效果。當股票市場有壞消息衝擊時，對報酬波動性的影響，比同幅度的好消息還要大；而且壞消息的衝擊幅度越大，對報酬波動性增加的影響也越高。特別是高度波動期間，不對稱的影響效果最大。

本文實證結果在應用上的建議，包括：(1)在評價認購權證時，對於其標的證券之報酬波動性估計，可運用本文的實證模型與概念，應可以降低評價的誤差。(2)亦可利用本文不對稱 GARCH-M 模型於投資組合的動態避險策略，以捕捉報酬波動性隨著時間變動的特性，並且增加避險的效率性。(3)在未來台灣證券市場金融商品不斷的創新，例如：指數選擇權與指數期貨，則本文實證模型的應用範圍將更廣。

參考文獻

- 王姓，「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*，第 7 卷，第 1 期，1995 年，頁 125-161。
- 沈中華、黃河泉，「股價波動性與結構性轉變之探討 - 不同漲跌幅限制下的分析」，*台大管理論叢*，第 5 卷，第 2 期，1994 年，頁 23-46。
- 洪志洋和蔡啟明，「變異數比率檢定在台灣股票市場的應用」，第四屆證券暨金融市場理論與實務研討會，國立中山大學主辦，1995 年。
- 胡星陽和梁敏芳，「漲跌幅限制與台灣股票市場波動」，*證券市場發展季刊*，第 7 卷，第 1 期，1995 年，頁 1-24。
- 黃德芬，「台灣股票市場波動性之研究」，*證券市場發展季刊*，第 7 卷，第 4 期，1995 年，頁 157-184。
- 楊哲萍，「台灣股票價格變動是否過大 變異數限制測試」，國立台灣大學商學研究所碩士論文，1991 年。
- Black, F., "Studies in Stock Price Volatility Changes", Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, 1976, pp.177-181.
- Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall, and J. A. Hausman, "Estimation Inference in Nonlinear Structural Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 4, 1974, pp.653-665.
- Bollerslev, T., R. Chou, and K. Kroner, "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics*, 52, 1992, pp.5-59.
- Brailsford, T. J., "Market Closures and Time-varying Volatility in the Australian Equity Market", *Journal of Empirical Finance*, 2, 1995, pp.165-172.

- Breen, W., L. R. Glosten and R. Jagannathan, "Economic Significance of Predictable Variations in Stock Index Returns", *Journal of Finance*, 44, 1989, pp.1177-1189.
- Campbell, J. Y., "Stock Returns and the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, 18, 1987, pp.373-399.
- _____ and L. Hentschel, "No News Is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 31, 1992, pp.281-381.
- Cheung, Y. W., and L. Ng, "Stock Price Dynamics and Firm Size: An Empirical Investigation", *Journal of Finance*, 47, 1992, pp.1985-1997.
- Chiang, R., and K. C. Wei, "Estimation of Volatility Under Price Limits", working paper, University of Miami, 1993.
- Chiang, R., and K. C. Wei, "Using Daily Security Prices to Estimate Volatility and Regression Models under Price Limits", 1995 國立台灣大學財務金融國際研討會論文, 1995.
- Chou, R., "Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH", *Journal of Applied Econometrics*, 3, 1988, pp.279-294.
- Christie, A., "The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rate Effects", *Journal of Financial Econometrics*, 10, 1982, pp.407-432.
- Clinebell, John. M., Jan R. Squires, and Jerry L. Stevens, "Investment Performance over Bull and Bear Markets : Fabozzi and Francis Revisited", *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32, 1993, pp.14-25.
- Day, T., and C. M. Lewis, "Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options", *Journal of Econometrics*, 52, 1992, pp.267-288.
- Delong, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers and R. J. Waldmann, "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation", *Journal of Finance*, June, 1990, pp.379-395.
- Duan, Jin-Chuan and Min-The Yu, "A GARCH Pricing Approach to Multiperiod Deposit Insurance Coverage", Fifth Conference on the Theories and Practices of Security and Financial Markets, National Sun Yat-sen University, Kaohsiung, Taiwan, 1996.
- Duffee, G. R., "Stock Returns and Volatility: A Firm-level Analysis", *Journal of Financial Economics*, 37, 1995, pp.390-420.
- Engle, R., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation", *Econometrica*, 50, 1982, pp.987-1008.
- Engle, R. F., and V. K. Ng, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, 48, 1993, pp.1749-1778.
- French, K., G. W. Schwert, and R. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Econometrics*, 19, 1987, pp.3-29.

- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48, 1993, pp.1779-1801.
- Harvey, C. R., "Time-varying Conditional Covariance in Tests of Asset Pricing Models", *Journal of Financial Economics*, 24, 1989, pp.289-317.
- Hentschel, L., "All in the Family Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models", *Journal of Financial Economics*, 39, 1995, pp.71-104.
- Kuwahara, H., and T. Marsh, "The Pricing of Japanese Equity Warrants", *Management Science*, Forthcoming, 1992.
- Merton, R. C., "On Estimating the Expected the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation", *Journal of Financial Econometrics*, 8, 1980, pp.323-361.
- Nelson, D. B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59, 1991, pp.347-370.
- Ng, V., R. Engle, and M. Rothschild, "A Multi-dynamic-factor Model for Stock Return", *Journal of Econometrics*, 52, 1992, pp.245-266.
- Pagan, A. R. and Y. S. Hong, "Nonparametric Estimation and Risk Premium", in William Barnett, James Powell, and George Tauchen, eds: *Nonparametric and Semi-parametric Methods in Econometrics and Statistics* (Cambridge University Press, Cambridge), 1991, pp.51-75.
- Schwert, G. W., "Why does Stock Market Volatility Change over Time?", *Journal of Finance*, 44, 5, 1989, pp.1115-1153.
- _____, "Stock Volatility and the Crash of 87", *Review of Financial Studies*, 1990, pp.77-102.
- _____, and P. Seguin, "Heteroskedasticity in Stock Returns", *Journal of Finance*, 1990, pp.1129-1155.
- Shen, C. H. and L. R. Wang, "Daily Serial Correlation, Trading Volume and Price Limits: Evidence from the Taiwan Stock Market", *Pacific – Basin Finance Journal*, 6, 1998, pp.251-273.

The Relationship between Expected Return and Risk in Taiwan Stock Market among Different Volatility Periods

YIN-HUA YEH, LI-JU TSAI

Department of International Trade and Finance, Fu-Jen Catholic University

ABSTRACT

During 1982 – 1995, there are different patterns of the volatility of returns in Taiwan stock market. In order to investigate whether the relationship between expected returns and risks is time-varying, we divide the sample period into three sections: low volatility period (1982-1986), high volatility period (1987-1990), and medium volatility period (1991-1995). This paper considers the following two properties to build the empirical models. (1) The volatility of market returns has different impacts on the expected returns of t day, when market return of $t-1$ day is positive or negative. (2) The EGARCH and GJR models can characterize that the volatility of returns is affected asymmetrically by bad news and good news.

Our empirical results suggest (1) During the low volatility period, as the volatility of the returns increases, the expected returns increase no matter that the market return of $t-1$ day is increasing or decreasing. However, during the high volatility period, particularly when market return of $t-1$ day is decreasing, the volatility of returns is negatively correlated with expected returns. And the correlation between the volatility and returns becomes insignificantly positive, during the medium volatility period. Our results can explain why there are different conclusions among other empirical findings, and are also consistent with the theory of finance. (2) The impacts on the volatility of returns affected by bad news are larger than the same magnitude of good news in Taiwan stock market for all three-sample periods. This phenomenon is more apparent when market returns are highly volatile.

Keywords : expected return and risk, GARCH model, financial leverage effect, volatility feedback effect

