輔仁管理評論
中華民國 89 年 3 月，第七卷第一期，183-196

不對稱 GARCH 族模型預測能力之比較研究

蔡麗茹 · 葉銀華
輔仁大學國際貿易與金融學系

(收稿日期：87 年 12 月 11 日；第一次修正：88 年 2 月 25 日；
接受刊登日期：88 年 4 月 26 日)

摘要

由於股票報酬波動的預測，對於投資組合的選擇與資產定價，有著關鍵性的影響。同時，在許多研究報酬波動的實證中，大多支持新訊息對報酬的波動性，存在著不對稱的影響。因此，本文比較五種不對稱 GARCH 模型：EGARCH、GJR、AGARCH、TGARCH、Hentschel's GARCH，以及傳統 GARCH 與齊質變異數模型的預測績效。實證結果為：台灣日資料的股票報酬波動，以 AGARCH 模型與 Hentschel (1995) 的 GARCH 模型預測能力最佳。顯示出台灣股市的波動具有不對稱性，而且，不對稱效果在一般性事件發生時較顯著，但在重大干擾事件發生時則不明顯。

關鍵詞彙：不對稱 GARCH 模型，槓桿效果，效率檢定，預測涵蓋檢定

壹．前言

台灣股市近年來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。同時，政府亦採取各項的經濟政策，來促進經濟復甦，以及提昇國家競爭力。這些訊息常會對股市報酬的波動，造成相當程度的影響。又由於股票報酬波動的預測，對於投資組合選擇與資產管理，以及金融商品 (包括衍生證券) 的評價，有著決定性的影響[1]。因此，評估不同的報酬波動模型之預測能力，是一重要的課題。

早期在報酬波動的實證研究中，以 Engle (1982) 所提出的 ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 模型，最受到普遍的重視。其主要的原因為：ARCH 模型可以掌握到金融資產價格的波動叢聚 (volatility clustering) 現象，以及具有高狹峰的分配特性。而 Bollerslev (1986) 更提出 GARCH

*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 1998 年中國財務學會年會暨學術研討會，作者感謝評論人王元章教授(中正大學)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。

[1] 有關股票選擇權的評價，Day 和 Lewis(1992)認為從 Black-Scholes 模型所解得之隱含波動性 (implied volatility)，相對某些 GARCH 和 EGARCH 模型，並無法完全掌握可預測波動性的特性。而 Kuwahara 和 Marsh (1992) 發現可預測波性模型(例如 EGARCH 模型)，可用來評價股票認股權證。

(Generalized ARCH) 模型，使模型的參數設定比 ARCH 更精簡。爾後，關於 GARCH 模型的延伸及實證研究，在近十年來，仍在蓬勃發展中。相關文獻可參考 Bollerslev、Chou & Kroner (1992)，Bera & Higgins (1993) 與 Bollerslev、Engle & Nelson (1995)，其有完整的探討。

由於 Black (1976)、Christie (1982) 與 Schwert (1990) 等學者發現，股票報酬的波動具有明顯的不對稱性，亦即負的報酬衝擊 (壞消息) 對股價波動的影響，比正的報酬衝擊 (好消息) 大。其中，Black (1976) 及 Christie (1982) 提出融資槓桿效果 (financial leverage effect) 來解釋這種現象，他們指出當公司的股票價格下跌時，公司的融資槓桿比率 (debt/equity ratio) 會上升，因而造成未來股價的波動增加。反之，當股價上升時，則報酬的波動會減少。因此，在 GARCH 族模型中，不對稱的 GARCH 模型常被廣泛地應用於實證上[2]。

一般常見的描述不對稱效果之 GARCH 模型有：Nelson (1991) 所提出的 EGARCH (Exponential GARCH) 模型，Glosten、Jagannatham & Runkle (1993) 的 GJR 模型，Engle (1990) 的 AGARCH (Asymmetric GARCH) 模型，以及 Zakoian (1991) 的 TGARCH (Threshold GARCH) 模型。這些模型的不對稱型態皆先驗地假設為已知，但在實際應用上，我們並不知哪一個函數型態對台灣股市最具有解釋力。而 Hentschel (1995) 則提出了不對稱函數設定較一般化的模型，此模型包容了上述的傳統 GARCH、EGARCH、GJR、AGARCH、TGARCH 等模型。因此，可利用 Hentschel 的模型由資料來反應出適當的不對稱型態。

雖然 Hentschel (1995)、Engle & Ng (1993) 與王甡 (1995) 等學者，曾比較過各種不對稱 GARCH 模型的樣本內 (in-sample) 配適度，但就實際預測而言，樣本內配適較佳的模型，可能會因過度配適 (over-fitted)，而使樣本外的預測績效並不理想。另外，雖然有許多研究探討 GARCH 模型的預測力，但所得到的結論卻不一致。例如，Akgiray (1989) 得到 GARCH 模型對美國的股市預測力比傳統模型佳。然而，Dimson & Marsh (1990)、West & Cho (1995) 以及 Brailsonford & Faff (1996) 的研究卻發現，GARCH 模型未必比傳統簡單的模型預測力佳。而在他們的研究中，只考慮到對稱性的 GARCH 模型，或只選擇一種不對稱 GARCH 模型來做比較。鑑於不對稱效果普遍地存在，實有需要瞭解各種不對稱 GARCH 模型之預測績效好壞。

---

[2] 根據 Campell 和 Hentschel (1992) 認為報酬波動性的不對稱影響還有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，而抵銷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，因而造成報酬的不對稱效果。

因此，本研究的主要目的為利用預測誤差均方誤之根號值 (Root Mean Square of Prediction Errors，簡稱 RMSPE)、效率檢定與預測涵蓋性檢定為評估標準，藉以比較五種不對稱 GARCH 模型：EGARCH、GJR、AGARCH、TGARCH、Hentschel ’ s GARCH，以及傳統 GARCH 與齊質變異數模型 (homoscedasticity，簡稱 HOMO 模型) 對台灣股市波動的預測能力。本文的其餘部份組織如下：第二節為資料特性及各種 GARCH 模型的估計結果。第三節為各模型的樣本外預測績效的比較。第四節為本文之結論與建議。

貳．實證資料、模型與估計結果

一、資料來源與基本統計性質

本文蒐集的資料為台灣股市發行量加權股價指數的日報酬率，符號表示為 e_t。樣本期間為 1992 年 1 月 4 日到 1997 年 6 月 30 日，共 1575 筆觀察值。但保留 1997 年的資料作為樣本預測的比較，因此本節的資料分析、估計、與檢定所使用的資料為 1992 年至 1996 年 12 月 31 日。

關於實證資料的基本統計量列於表一，表中顯示出台灣股票報酬率的峰態係數，顯著地大於常態分配的峰態係數 3，因此具有高狹峰的特性。而且無法拒絕平均數與偏態係數為零的假設。同時，由 e_t 與 e_t^2 的遞延 12 期之 Ljung-Box 統計量 Q 發現，報酬率 e_t 的序列相關係數在 5%的顯著水準下並不顯著。但報酬的波動 e_t^2 則有顯著的序列相關。

表一　報酬率 e_t 的基本統計量

平均數	0.039	(0.303)
標準差	1.432	
偏態係數	0.022	(0.734)
超額峰態係數	2.463	(< 0.001)
e_t 的 Q (12)	19.829	(0.070)
e_t^2 的 Q (12)	256.723	(< 0.001)

註：括弧內為檢定各參數值為零的 P-值。
超額峰態係數是指峰態係數大於 3 的數值。

由以上的統計量發現，報酬率的平均數為零，但無明顯的序列相關。另外，我們亦利用 Schwarz (1978) 的 SIC (Schwarz Information Chriterion) 進一步驗

證條件平均數 (conditional mean) 的適當遞延落後階次。由表二可看出最適當的遞延落後階次為零，其與 e_t 的 Q 統計量之結果相同。因此，本文的實證模型皆假設條件平均數為零且無序列相關[3]。另外，由 e_t 的 Q 統計量得知，報酬率有明顯的非線性相依，同時又由峰態係數發現其為高狹峰分配。因此，我們可以用 GARCH 族模型來描述此資料的特性。

表二　e_t 不同遞延落後階次之 SIC 值

p=0	p=1	p=2	p=3	p=4	p=5	p=6
11357.2	11362.6	11369.9	11372.0	11377.1	11384.3	11390.1

註：P 代表遞延落後長度

二、報酬波動性的實證模型

而關於條件變異數 (conditional variance)，亦即報酬率波動的模型，分別介紹如下：

茲定義：

h_t=e_t 的條件變異數= $E[e_t^2|\Omega_{t-1}]$

Ω_{t-1} 為 t 期以前的所有相關訊息

同時，假設：

$$e_t = \sqrt{h_t}\cdot\varepsilon_t \sim N(0, h_t) \tag{1}$$

則齊質變異數模型 (以下簡稱代號為 homo) 為：

$$h_t=\omega \tag{2}$$

式中ω為常數項

而 Hentschel (1995) 之 GARCH 模型 (以下簡稱 HGARCH) 則為：

$$\frac{\sigma_t^\lambda - 1}{\lambda} = \omega + \alpha\,\sigma_{t-1}^\lambda f^v(\varepsilon_{t-1}) + \beta\frac{\sigma_{t-1}^\lambda - 1}{\lambda} \tag{3}$$

---

[3] West & Cho (1995) 亦採相同的假設。另外，本文亦曾嘗試條件平均數含有常數項的 AR(1) 設定，所得到的實證結果亦與假設條件平均數為零者相同。

式中 $f(\varepsilon_t) = |\varepsilon_t - b| - c(\varepsilon_t - b)$ (4)

$\sigma_t \equiv \sqrt{h_t}$ 為條件標準差

b：f (ε_t) 的平移參數[4]

c：f (ε_t) 的轉軸參數[5]

為確保 ht 為正值，須限制：$|c|\le1$、$\alpha>0$、$\beta>0$ 以及 $\lambda\omega-\beta+1>0$。當 f (εt) 函數中的 b>0 或 c>0，則可反應出負的報酬衝擊（壞消息）對波動性的影響，大於正的報酬衝擊（好消息）之影響，而產生所謂的不對稱效果。同時，常見的不對稱或對稱的 GARCH 模型，可視為 Hentschel 模型之特例，例如：

(1)當限制 $\lambda=0$ 且 v=1，b=0 時，即為 Nelson (1991) 的 EGARCH 模型。

(2)若限制 $\lambda=v=2$ 且 b=c=0 時，則為 Bollerslev (1986) 的 GARCH 模型。

(3)當限制 $\lambda=v=2$ 且 b=0 時，即為 GJR 模型。

(4)若限制 $\lambda=v=2$ 且 c=0 時，即為 Engle (1990) 的 AGARCH 模型。

(5)若限制 $\lambda=v=1$ 且 b=0 時，即為 Zakoian (1991) 的 TGARCH 模型。

我們將各模型綜合整理於表三。

表三　條件變異數模型及模型簡稱

模型簡稱	條件變異數之設定
HOMO	$h_t = \omega$
EGARCH	$h_t = \omega^* + 2\alpha[\lvert\varepsilon_{t-1}\rvert - \sqrt{2/\pi} - c\,\varepsilon_{t-1}] + \beta \ln h_{t-1}$
GARCH	$h_t = \omega^* + 2\alpha\, h_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\, h_{t-1}$
GJR	$h_t = \omega^* + 2\alpha\, h_{t-1}[(1+c^2)\,\varepsilon_{t-1}^2 - 2c\lvert\varepsilon_{t-1}\rvert\varepsilon_{t-1}] + \beta\, h_{t-1}$
AGARCH	$h_t = \omega^* + 2\alpha\, h_{t-1}[\varepsilon_{t-1} - b]^2 + \beta\, h_{t-1}$
TGARCH	$h_t = \omega^* + \alpha\sqrt{h_{t-1}}[\lvert\varepsilon_{t-1}\rvert - c\,\varepsilon_{t-1}] + \beta\sqrt{h_{t-1}}$
HGARCH	$\frac{\sigma_t^\lambda - 1}{\lambda} = \omega + \alpha\,\sigma_{t-1}^\lambda f^v(\varepsilon_{t-1}) + \beta\frac{\sigma_{t-1}^\lambda - 1}{\lambda}$

註：$\sqrt{h_{t-1}}\cdot\varepsilon_{t-1} \equiv e_{t-1}$ ，$\sigma_t \equiv \sqrt{h_t}$，$f(\varepsilon_t) = |\varepsilon_t - b| - c(\varepsilon_t - b)$ ，各模型中的 $\omega^*=\lambda\omega-\beta+1$。

[4] 參考 Hentschel (1995) 文中，當 $b\neq0$ 時其 f (ε_t) 函數，相對於 b =0 的 f (ε_t) 函數，有平移效果存在。

[5] 當 $c\neq0$ 時，表示相對於 c=0 下，使 f(ε_t)有旋轉效果存在。

三、GARCH族模型的估計與配適度比較

首先，我們利用 1992 年至 1996 年底的資料，來對 6 種 GARCH 族模型作估計，其結果列於表四。

表四　條件變異數的估計結果

模型	EGARCH	GARCH	GJR	AGARCH	TGARCH	HGARCH
ω	0.036 (0.007)**	-0.019 (0.004)**	-0.023 (0.005)**	-0.030 (0.005)**	-0.061 (0.007)**	-0.012 (0.020)
α	0.960 (0.009)**	0.038 (0.005)**	0.043 (0.006)**	0.049 (0.007)**	0.105 (0.012)**	0.047 (0.017)**
β	0.201 (0.021)**	0.888 (0.015)**	0.876 (0.016)**	0.846 (0.019)**	0.883 (0.015)**	0.621 (0.143)**
b	[0]	[0]	[0]	0.390 (0.077)**	[0]	0.856 (0.260)**
c	0.223 (0.054)**	[0]	0.151 (0.047)**	[0]	0.235 (0.055)**	-0.248 (0.154)
λ	[0]	[2]	[2]	[2]	[1]	5.730 (2.812)*
v	[1]	[2]	[2]	[2]	[1]	2.892 (0.737)**

註：條件變異數方程式：$\dfrac{\sigma_t^{\lambda}-1}{\lambda}=\omega+\alpha\,\sigma_{t-1}^{\lambda}f^{v}(\varepsilon_{t-1})+\beta\dfrac{\sigma_{t-1}^{\lambda}-1}{\lambda}$；$f(\varepsilon_t)=\left|\varepsilon_t-b\right|-c(\varepsilon_t-b)$。

[ ]中的值為各模型所對應之參數限制值，而括號中的值為標準差。*與**分別代表在 10%與 5%顯著水準為顯著。

由估計結果顯示出，每個不對稱模型的參數，b 或 c 是顯著的。雖然 b 與 c 皆為描述不對稱效果之參數，但它們卻代表不同型態的不對稱效果。當參數 b>0 時，其 f (ε_t) 函數相對於 b=0 的 f (ε_t) 函數，有向右平移效果存在，故隨著愈接近ε_t=0，其不對稱效果相對於愈偏離ε_t=0 者明顯。而當 c>0 時，表示相對於 c=0 下，使 f (ε_t) 有順時鐘方向之旋轉效果，使隨著愈偏離ε_t=0 則不對稱效果愈強。因此，當參數 b>0，表示在報酬衝擊強度較小時，壞消息對波動的影響比相同幅度的好消息大。倘若 c>0，則在報酬衝擊強度較大時，才會有明顯的不對稱效果[6]。而由同時包含 b、c 參數的 HGARCH 模型之估計結果，可看出只有 b 值顯著為正，c 值則不顯著。為了更進一步區別究竟是 b 或 c，較能

[6] 詳見 Hentschel 1995，P77。

掌握台灣股市的不對稱性，我們以表五的概似比率檢定來探討之。表中的第一行是虛無假設，第二、三、四行分別為不同的對立假設。且所有的估計模型皆不對λ或 v 作限制，其概似比率統計量是一個自由度為 1 或 2 的卡方分配。

表五 b、c 參數不對稱效果之概似比檢定

H_0	H_A		
	c=0 , b free	b=0 , c free	b and c free
b=c=0	12.408 (<0.001)	8.696 (0.003)	14.687 (<0.001)
c=0 , b free			2.279 (0.131)
b=0 , c free			5.991 (<0.014)

註：H_0為虛無假設，H_A為對立假設。
表中的數字為$\chi^2(1)$ 或$\chi^2(2)$ 的統計值。
括弧內為 P-值。

由表五知參數 b 是重要的，而參數 c 只有在遺漏 b 時才重要。倘若模型中已包含參數 b，則參數 c 是不重要的。因此，台灣的股市在 1992 年至 1996 年間，不對稱效果只有在一般性的干擾事件發生時才存在，而在重大事件發生時，則不對稱效果並不明顯。

由於 GARCH、GJR、EGARCH…等模型皆為代表不同型態的函數設定。而這些模型皆為 HGARCH 的特例，為了更進一步比較各種模型中，何者的配適度較佳，故以 HGARCH 為對立假設，來對其他五種限制模型作概似比檢定，其結果表列於表六。

表六 樣本內配適度比較

對立假設：HGARCH 模型			
限制模型	限制條件	卡方值	P-值
EGARCH	λ=0,v=1,b=0	$\chi^2(3)=7.582$	0.055
GARCH	λ=v=b=c=0	$\chi^2(4)=14.726$	0.005
GJR	λ=v=2 , b=0	$\chi^2(3)=6.806$	0.078
AGARCH	λ=v=2 , c=0	$\chi^2(3)=2.505$	0.474
TGARCH	λ=v=1 , b=0	$\chi^2(3)=13.085$	0.004

註：HGARCH 模型為：$\frac{\sigma_t^{\lambda}-1}{\lambda}=\omega+\alpha\,\sigma_{t-1}^{\lambda}f^{v}(\varepsilon_{t-1})+\beta\frac{\sigma_{t-1}^{\lambda}-1}{\lambda}$

$f(\varepsilon_t)=|\varepsilon_t-b|-c(\varepsilon_t-b)$

由表六示出，不論在 10%或 5%的顯著水準下，皆無法拒絕 AGARCH 模型。因此，再度證實了不對稱參數 b 是重要的。亦即在一般事件發生時，壞消息所產生的波動程度比同幅度的好消息所產生之波動大，但若有重大事件發生時，則不對稱效果較不顯著。

雖然，在以上的分析中，可由 HGARCH 來提供樣本內選擇模型的依據，但因 HGARCH 所需估計的參數，比一般的 GARCH 模型或齊質變數數模型多。為了確定 HGARCH 或是配適度亦佳的 AGARCH，是否有過度配適而使預測結果不佳的情形，故我們在下一節比較各模型的樣本外預測績效。

參・預測績效的比較

本節比較表三中七種模型，其向前預測一期的預測績效。預測期間為 1997 年 1 月 4 日至 1997 年 6 月 30 日。關於齊質變異數模型（簡稱 Homo 模型）每期的預測值，為該期所有過去 e_t^2 值的樣本平均數。而其他的 GARCH 族模型，皆由前期估計值代入模型中得到向前預測一期的預測值。爾後再增加一筆新的觀察值，重新作估計來取得下一期之預測值。

我們共以三種方法來比較預測績效，其一為預測誤差均方誤之根號值 (RMSPE)，其二為效率檢定 (efficiency test)，最後為預測的涵蓋性檢定 (forecast encompassing test)，茲分述如下：

一、不同模型之RMSPE比較：

RMSPE 定義為：

$$RMSPE\equiv[(T-R)^{-1}\sum_{t=R}^{T-1}(e_{t+1}^2-\tilde{h}_{t+1})]^{1/2} \qquad (5)$$

式中 $\tilde{h}_{t+1}$ =以 t 期的估計結果來預測 h_{t+1}

T=1992 年至 1997 年 6 月 30 日之樣本數 (=1575)

R=1992 年至 1996 年 12 月 31 日之樣本數 (=1434)

由表七中各模型的 RMSPE，可看出各個模型的預測力以 AGARCH 最佳，其次依序為 HGARCH、GJR、GARCH、TGARCH，最差者為齊質變異數模型。

表七 各模型的 RMSPE 比較

模型	HOMO	EGARCH	GARCH	GJR	AGARCH	TGARCH	HGARCH
RMSPE	2.4575	2.4106	2.3965	2.3914	2.3487	2.4109	2.3565
優劣順序	7	5	4	3	1	6	2

二、效率檢定

在此，我們亦利用 West & Cho (1995) 的效率檢定，來比較各個模型之預測值是否具效率性。其為利用 (6) 式之 OLS 估計結果來作檢定。

$$e_{t+1}^2 = b_0 + b_1 \tilde{h}_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \tag{6}$$

若預測值為不偏的預測值，而使該預測值具有效率性時，則 $E[e_{t+1}^2|\Omega_t] = \tilde{h}_{t+1}^2$，亦即 $b_0=0$ 且 $b_1=1$。茲將各模型預測值之 (6) 式估計結果，與檢定 $b_0=0$、$b_1=1$ 的$\chi^2(2)$ 值，列於表八中。

表八 $e_{t+1}^2 = b_0 + b_1 \tilde{h}_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$ 的估計與效率檢定結果

模型	b_0	b_1	R^2	$\chi^2(2)$	P-值
HOMO	68.969 (32.07)**	-33.450 (15.89)**	0.296	12.304	0.002
EGARCH	0.761 (0.52)	0.434 (0.30)	0.284	4.263	0.119
GARCH	0.659 (0.67)	0.503 (0.39)	0.282	2.074	0.355
GJR	0.608 (0.54)	0.533 (0.31)*	0.288	2.772	0.250
AGARCH	0.401 (0.46)	0.701 (0.27)**	0.306	1.269	0.530
TGARCH	0.775 (0.54)	0.426 (0.31)	0.283	4.039	0.133
HGARCH	0.312 (0.57)	0.773 (0.35)**	0.297	0.430	0.807

註：括弧中的值為標準差。*與**分別代表在 10%與 5%顯著水準下為顯著。
效率檢定為檢定 $b_0=0$ 且 $b_1=1$ 之$\chi^2(2)$ 統計值。

由以上七個模型的效率檢定，發現只有齊質變異數模型無法通過效率檢定。而其他模型皆能通過效率檢定。其中的 R^2 值以 AGARCH 最高，其次為齊質變異數模型與 HGARCH 模型，而且此三個模型的參數 b_1，在顯著水準 5% 時異於零。雖然，齊質變異數模型的 b_1 係數顯著，而且齊質變異數模型的 R^2 並不低（其 R^2 只比 AGARCH 與 HGARCH 低），但是其 b_1 為負數。由此可見齊質變異數模型之預測力很差，而且再度支持了 AGARCH 與 HGARCH，對台灣股市的波動最具有預測能力。

三、預測的涵蓋性檢定

最後，我們利用 Chong & Hendry (1986) 的預測涵蓋性檢定 (forecast-encompassing test)，來比較各預測模型之優劣。其概念為：若模型 A 的預測無法涵蓋模型 B，則表示模型 B 中存在著可以預測資料的訊息，而且這些訊息是模型 A 中所沒有的。因此，在以上七種模型中，若存在有一個模型可以涵蓋其他模型，則該模型是唯一壓倒的最佳模型。我們利用 (7) 式來作檢定。

$$e_{t+1}^2 = \alpha_A \tilde{h}_{t+1,A} + \alpha_B \tilde{h}_{t+1,B} + u_{t+1} \tag{7}$$

式中 $\tilde{h}_{t+1,i}$ 為模型 i 在 t 期時對 h_{t+1} 的預測值，i=A、B。若模型 A 涵蓋模型 B 時，則 $\alpha_A \neq 0$ 且 $\alpha_B = 0$；反之，若模型 B 涵蓋模型 A 時，則 $\alpha_B \neq 0$ 且 $\alpha_A = 0$；若是其他情形，則表示 A、B 模型互不涵蓋[7]。以下將七個模型兩兩成組，所得到的 (7) 式估計係數 t 統計量的 P-值，表列於表九(a)。而且將表中 P 值小於 5%，即係數在 5%顯著水準下顯著者，以“X”符號表示，而不顯著者則以“0”表示，綜合整理於表九(b)。

表九(a) ($\tilde{\alpha}_A$, $\tilde{\alpha}_B$) t 統計量的 P-值

模型 A	模型 B					
	EGARCH	GARCH	GJR	AGARCH	TGARCH	HGARCH
HOMO	(.154 .133)	(.339 .186)	(.272 .080)	(.398 .010)	(.162 .157)	(.603 .027)
EGARCH		(.966 .432)	(.146 .053)	(.407 .011)	(.515 .617)	(.322 .020)
GARCH			(.772 .298)	(.797 .023)	(.356 .804)	(.504 .040)

[7] Chong & Hendry (1986) 文中限制 $\alpha_A+\alpha_B=1$，但 Bates & Granger (1968)曾指出 $\alpha_A+\alpha_B$ 不一定需要等於 1，故本文亦不限制 $\alpha_A+\alpha_B=1$。

GJR				(.492 .032)	(.047 .145)	(.413 .063)
AGARCH					(.010 .403)	(.236 .751)
TGARCH						(.272 .016)

註：迴歸式為 $e_{t+1}^2 = \alpha_A \tilde{h}_{t+1,A} + \alpha_B \tilde{h}_{t+1,B} + u_{t+1}$

表九(b) （$\tilde{\alpha}_A$, $\tilde{\alpha}_B$）的顯著性

模型 A	模型 B					
	EGARCH	GARCH	GJR	AGARCH	TGARCH	HGARCH
HOMO	(0 , 0)	(0 , 0)	(0 , 0)	(0 , X)	(0 , 0)	(0 , X)
EGARCH		(0 , 0)	(0 , 0)	(0 , X)	(0 , 0)	(0 , X)
GARCH			(0 , 0)	(0 , X)	(0 , 0)	(0 , X)
GJR				(0 , X)	(X , 0)	(0 , 0)
AGARCH					(X , 0)	(0 , 0)
TGARCH						(0 , X)

註：迴歸式為 $e_{t+1}^2 = \alpha_A \tilde{h}_{t+1,A} + \alpha_B \tilde{h}_{t+1,B} + u_{t+1}$
"0" 代表估計係數顯著性的 P-值大於 5%
"X" 代表估計係數顯著性的 P-值小於 5%

由表九(b) 的第四行及第五列發現, AGARCH 模型涵蓋齊質變異數模型、EGARCH、GARCH、GJR 與 TGARCH。由第六行得到 HGARCH 模型涵蓋了齊質變異數模型、EGARCH、GARCH 與 TGARCH。其中 AGARCH 及 GJR 為 HGARCH 之特例, 但 HGARCH 卻無法涵蓋此二模型, 可能原因是 HGARCH 對參數之設定雖較具彈性, 但所須估計的參數亦較多, 因此可能損失了一部分的估計效率。另外, AGARCH 與 HGARCH 彼此間不互相涵蓋, 亦即無法比較出這兩個模型的優劣。

雖然, 齊質變異數模型是最簡單的模型, 由第一列發現 EGARCH、GARCH、GJR、TGARCH 等模型, 並無法涵蓋齊質變異數模型。此實證結果與 West & Cho (1995)、Brailsonford & Faff (1996) 及 Dimson & Marsh (1990) 之研究相似, 他們發現 GARCH 模型並未必比簡單模型的預測績效佳。但由本文可發現 AGARCH 與 HGARCH, 皆涵蓋了齊質變異數模型及 GARCH 模型。因此,

利用 Hentschel (1995) 的模型，來仔細考慮不對稱型態的設定，而不先驗上任意單獨採取一種不對稱模型，是可以改善預測績效的。

肆・結論與建議

本研究以 1992 年至 1996 年底的資料，對傳統 GARCH 模型及五種不對稱 GARCH 模型，作樣本內的配適度比較。其中由對 HGARCH 的概似比檢定發現，無法拒絕 AGARCH 模型。顯示出台灣股市的不對稱效果，只存在於一般事件發生時，若有重大事件發生，則不對稱效果並不顯著。

同時，我們以 1997 年 1 月 4 日至 1997 年 6 月 30 日為預測期間，來比較齊質變異數模型、GARCH 模型與其他五種不對稱 GARCH 模型之預測力。以 RMSPE 準則而言，AGARCH 模型之預測績效最佳，HGARCH 模型次之，而齊質變異數模型之預測力最差。以效率檢定而言，則只有齊質變異數模型無法通過效率性檢定。而其他六種通過效率性檢定的模型中，以 AGARCH 模型的 R^2 高。另外，在預測涵蓋性檢定方面，發現 AGARCH 模型涵蓋了齊質變異數、EGARCH、GARCH、GJR 與 TGARCH 模型，而 HGARCH 模型涵蓋了齊質變異數、EGARCH、 GARCH、與 TGARCH 模型。但是，AGARCH 模型與 HGARCH 模型彼此互不涵蓋。

綜合以上三種預測績效的比較，發現台灣在 1997 年 1 月 4 日至 1997 年 6 月 30 日的預測期間內，以 AGARCH 模型與 HGARCH 模型為較佳之預測模型。因此，利用 HGARCH 模型為選擇模型的依據，來審慎地考量不對稱模型之設定，對預測股價報酬率的波動是有助益的。

參考文獻

王甡，「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。

Akgiray, V., "Conditional heteroscedasticity in time series of stock return: Evidence and forecasts", *Journal of Business*, 62, 1989, pp.55-80.

Bates, J.M. and C.W.J. Granger, "The combination of Forecasts", *Operational Research Quarterly*, 20, 1968, pp.451-468.

Bera, A. K. and M. L. Higgins, "A survey of ARCH models: Properties, estimation and testing", *Journal of Economic Surveys*, 7,1993, pp.305-366.

Black, F., "Studies in stock price volatility changes", *Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section*, American Statistical Association, pp.177-181.

Bollerslev, T., "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 1986, pp.307-327.

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. and R.W. Faff, "An evaluation of volatility forecasting techniques", *Journal of Banking and Finance*, 20, 1996, pp.419-438.

Campbell, J.Y. 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.

Chong, Y.Y. and D.F. Hendry, "Econometric evaluation of linear macroeconomic models", *Review of Economic Studies*, 53, 1986, pp.671-690.

Christie, A. A., "The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage, and interest rate effects", *Journal of financial Economics* 10, 1982, pp.407-432.

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.

Dimson, E. and P., "Marsh, Volatility forecasting without data snooping", *Journal of Banking and Finance* 14,1990, pp.399-421.

Engle, R., "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation", *Econometrics*, 50,1982, pp.987-1008.

———, "Discussion: Stock market volatility and the crash of '87", *Review of Financial Studies*, 3, 1990, pp.103-106.

———, and V.K. Ng, "Measuring and testing the impact of news on volatility", *Journal of Financial*, 48, 1993, pp.1779-1801.

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.

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*, 1992, Forthcoming.

Nelson, D. B., "Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach", *Econometrica*, 59, pp.347-370.

Schwert, G., "Estimating the dimension of a model", *Annals of Statistics,* 6, 1978, pp.461-464.

Schwert, G.W., "Stock Volatility and the Crash of 87", *Review of Financial Studies*, 1970, pp.77-102.

West, K. D. and D. Cho, "The predictive ability of several models of exchange rate volatility", *Journal of Econometrics*, 69, 1995, pp. 367-391.

Zakoian, J-M, "Threshold heteroskedastic models", Unpublished paper (Institute National de la Statistique et des Etudes Economiques, Paris), 1991.

The Forecasting Ability for a Nested Family of Asymmetric GRACH Models

LI-JU TSAI, YIN-HUA YEH

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

ABSTRACT

The ability to forecast stock market volatility has long been an important topic in portfolio selection and asset valuation. Meanwhile, lots of empirical work support that the return shocks (news) has asymmetric effects on volatility. Thus, we compare the out-of-sample forecasting performance of univariate homoskedastic, traditional symmetric GARCH, and five asymmetric GARCH models (including EGARCH, GJR, AHARCH, TGARCH, Hentschel ' s GARCH) for conditional variance. Our empirical results for Taiwan stock market suggest that (1) AGARCH and Hentschel ' s GARCH models tend to make more accurate forecast, over January 1, 1997 to June 30, 1997 forecasting period. (2) Negative shocks increase volatility more than positive shocks, only when shocks are not very large. That is, the leverage effect is pronounced for small shocks, but not for large shocks in Taiwan stock market.

Keywords：asymmetric GARCH model, leverage effect, efficiency test, forecast-encompassing test.