

## 匯率波動對台灣股票市場報酬不對稱性之研究：

### 雙門檻-GARCH 模型之應用

洪萬吉\*、陳進士\*\*、王天福\*\*\*

#### 摘要

本文是依 Tsay (1989)所提之門檻自我迴歸模型及 Glosten, Jaganathan 與 Runkle (1993)所提之 GJR-GARCH 模型之想法，提出一個雙門檻-GARCH 模型探討台灣加權股價指數報酬與匯率間的波動關係，且以匯率波動的正負值作為門檻，其研究資料期間是採用 1998 年 1 月 5 日到 2005 年 12 月 29 日的台灣加權股價指數與臺幣兌美元匯率的資料。而由實證結果顯示 AR(1)-雙門檻-GARCH(1, 1)模型對探討匯率波動對於股票市場報酬的影響是合適的，且反應出台灣股票市場是具有不對稱效果。而由實證結果也顯示匯率波動將負面影響股票市場報酬，且也反應在匯率波動為正負值時，將影響股票市場報酬波動的變異風險，此也反應出雙門檻-GARCH 模型是比傳統之 GARCH 與 GJR-GARCH 模型較有解釋能力。

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

---

\*嶺東科技大學財金系副教授

\*\*嶺東科技大學財金所研究生

\*\*\*嶺東科技大學財金所研究生

## 1、緒論

股票市場與外匯市場近年來已成為台灣金融市場中的兩大主體，而股市與匯市間的關係一直是國內投資人及總體經濟領域所討論的熱門話題，隨著金融自由化與國際化的世界潮流，投資者面對一個高度整合的金融市場，本國股票與外匯已成為兩個競爭又替代的金融商品，不論是國際或國內有價證券的持有人，他們關注的是持有證券的期望報酬，並不在意證券的國別。有價證券餘額(portfolio balance)理論學者(例如，Branson and Henderson, 1985)主張，其它條件不變，有價證券持有人將比較各種證券投資報酬的高低，決定各個有價證券持有比例，此即投資人將持有較高比例之相對報酬較高的資產，減少持有較低報酬的資產，其有價證券餘額理論主張匯率貶值與股票報酬間存在負向關係。

1997 年 7 月的亞洲金融危機始於所羅斯的量子基金放空泰國貨幣市場，造成大量外資撤出，迫使泰國政府最後放棄釘住美元政策，採取浮動匯率，以致泰銖狂跌，也造成東南亞通貨大幅貶值，台灣地區也遭受波及，國內經濟成長也受到影響。事隔多年，台幣貶值效果仍繼續存在，且政府為了維持金融體系的正常運作，有鑒於台灣為一小型開放經濟社會，鼓勵國內企業多出口以維持經濟成長，故不鼓勵台幣升值，而採取貶值策略以刺激出口貿易，雖然外匯價格是由市場上供需所決定，台幣升值貶值在所難免，大致來說，金融危機後的國內通貨走勢仍維持貶值的狀態。2004 年四月中旬之後，由於受到中國大陸實施宏觀調控政策影響，加上美國升息，國際美元轉強，國際資金陸續撤離台灣，至 2004 年 8 月 16 日新台幣兌美元匯率仍有 34.195 元的高價位。以本國貨幣表示的美元匯率貶值，隱含持有美元的報酬增加，投資人傾向於減少持有以本國貨幣表示的有價證券，例如股票，增加持有較高報酬的美元資產，此一有價資產組合的調整，造成國內股票供給增加、需求減少，導致股票價格下跌與報酬減少。對於股票報酬與匯率之研究可參閱，例如，方文碩 (2000, 2001)利用不同的 GARCH 模型設定，發現金融危機期間，台灣股票市場報酬存在隨時間變動的風險貼水，且台幣貶值顯著負向影響股票報酬；Solnik (1987)採用 OLS 迴歸分析，發現八個工業化國家，在不同的樣本期間，股票報酬與匯率貶值分別出現正向與負向的關係；Koutoulas and Kryzanowski (1996) 與 Kearney (1998)發現加拿大與愛爾蘭的匯率波動顯著影響股票市場的波動。

自從 Engle(1982)提出自我迴歸條件異質變異數(autoregressive conditional heteroscedasticity；簡稱 ARCH)模型以及 Bollerslev (1986, 1990)的一般化自我迴歸條件異質變異數(generalized autoregressive condition heteroscedasticity；簡稱 GARCH)模型後，此類模型可以捕捉到金融資產報酬的變異數是不固定的的特性。但後來的學者如 Nelson (1990)對股價變動的研究發現，其負向與正向衝擊對未來股價的波動有不同的影響。但是 GARCH 模型設定當期條件變異數為前一期條件變異數與誤差項平方的函數，故無法反應出誤差項的正負符號對條件變異

數的影響。因此條件變異數只會隨者誤差項的大小值變動，而不會隨著誤差項的正負符號改變，為改善此缺失，Nelson (1991) 提出所謂的指數型 (exponential)GARCH 模型與 Glosten, Jaganathan and Runkle (1993) 提出所謂的 GJR-GARCH 模型，此即所謂的非對稱性波動資料的 GARCH 模型。對非對稱性波動資料的研究也可以參閱，例如，王甦(1995)，邱建良、李命志與徐泰璋 (1999)，徐清俊與林柏宇 (2003)，林楚雄、劉維琪與吳欽杉 (1999)，Poon 與 Fung (2001)，Black (1976)，Christie (1982)，French、Schwert 與 Stambaugh (1987)，Campbell 與 Hentschel (1992)，Koutmos 與 Booth (1995) 及 Koutmos (1996)。

本文主要的研究目的是探討匯率波動行為與國內股票市場之關係，且以匯率波動的正負值當成門檻，並建構雙門檻-GARCH 理論模型及檢驗是否存在不對稱的影響，瞭解匯率波動對國內股市可能造成的衝擊影響程度，對隨機誤差(或干擾)項之分配是應採用厚尾部分配，如 Student's t 分配較適宜，但只要樣本數足夠大，使用 Student's t 分配與常態分配所分析之結果是影響不大，因此本研究是採常態分配，且利用最大概似法來估計模型之未知參數。本文之組織架構如下：第二節為資料來源及基本統計量之陳述，第三節為研究方法介紹，第四節為實證結果分析及最後一節為結論。

## 2、資料來源及基本統計量

### 2.1、資料來源

本研究中將探討匯率是否將會影響到台灣股票市場的股價指數。在樣本的選取上，本研究使用台灣加權股票指數與台幣兌美元匯率為樣本，且已將非共同交易日的資料給與刪除。而我們所選取的樣本期間為 1998 年 1 月 5 日到 2005 年 12 月 29 日，所用的股價指數及台幣兌美元匯率皆為日資料，而資料來源為台灣經濟新報資料庫。

### 2.2、基本資料與其走勢圖

本文對台灣加權股價指數( $TW_t$ )之股價報酬率之計算方式是採取自然對數的一階差分再乘上 100，即  $RTW_t = 100 * [\ln(TW_t / TW_{t-1})]$ ，匯率波動( $TERV_t$ )之計算亦同。圖 1 為樣本期間台灣加權股價指數( $TW_t$ )與匯率( $TER_t$ )的時間走勢圖，圖 2 為樣本期間台灣加權股價指數報酬率( $RTW_t$ )與匯率波動( $TERV_t$ )的時間走勢圖。由圖 1 中可看出台灣加權股價指數與匯率之間呈現反向的影響，且由圖 2 中也可看出台灣加權股價指數報酬率與匯率波動之波動過程具有大波動伴隨大波動及小波動伴隨小大波動的現象。

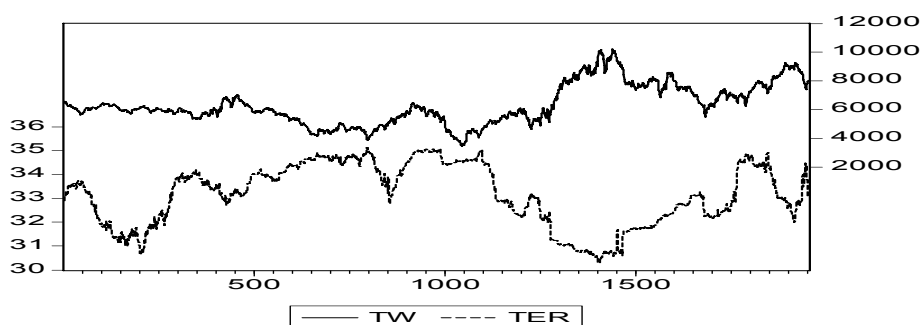


圖 1、台灣加權股價指數與匯率走勢圖

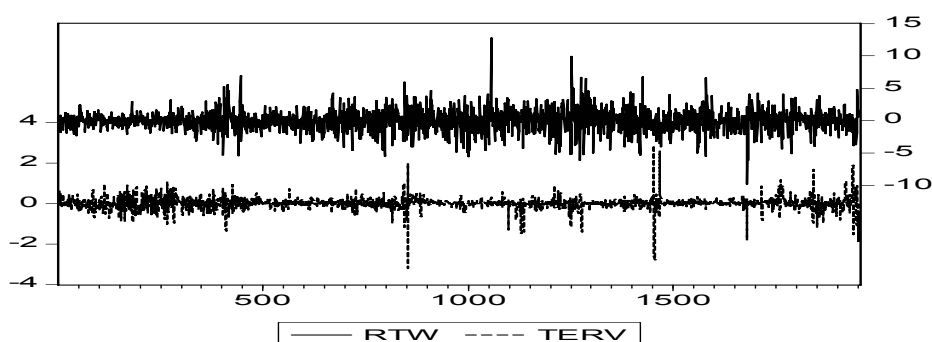


圖 2、台灣加權股價指數報酬率與匯率波動走勢圖

### 2.3、基本統計量

由文中下述之 ADF 單根檢定可得知，股價指數報酬率與匯率波動為定態序列，因此，可針對台灣加權股價指數報酬率與匯率波動進行基本統計分析，其包含了：平均數、標準差、峰態係數、偏態係數，其結果如下表 1。

由表 1 可知，台灣加權股價指數的平均報酬率為 0.0102 與匯率波動之平均波動率為 0.0003。在風險方面：台灣加權股票指數報酬率達 1.7066，匯率波動達 0.3041。從峰態係數也得知，報酬率與匯率波動之兩者的峰態係數均大於 3，表示資料具有群聚現象，且由偏態係數也可看出，台灣加權股價指數報酬率與匯率波動也有不對稱的現象。

表 1、基本資料之敘述統計量

統計量	TW	RTW	TER	TERV
平均數	6306.688	0.010239	33.14134	0.000311
標準差	1388.094	1.706651	1.290232	0.304117
偏態係數	0.546846	0.132384	-0.342146	-0.579921
峰態係數	2.710289	6.717480	1.989521	24.75355
樣本數	1951	1950	1951	1950

### 3、研究方法

Bollerslev (1986) 根據傳統 ARIMA 模型認定的方法，將移動平均的部分保留，且將落後期數的條件變異數( $h_{t-1}$ )加入 Engle (1982)所提之 ARCH 模型中，即擴充為一般化自我迴歸條件異質變異數模型(GARCH model)。其 GARCH 模型是允許條件變異數成為過去殘差平方項及過去條件變異數的函數，使條件變異數的動態結構，同時達到彈性的目的。而 GARCH(p, q)之模式可假定如下：

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

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

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

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

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

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

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

此處的

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

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

因 Tsay (1989) 所提之門檻自我迴歸模型僅考慮均數方程式的部份，及 Glosten, Jaganathan 與 Runkle (1993) 所提之 GJR-GARCH 模型僅考慮條件變異數方程式的部份，且兩模型均不是以匯率波動值為門檻。因此，本文之研究是依門檻自我迴歸模型 (Tsay, 1989) 及 GJR-GARCH 模型 (Glosten, Jaganathan 與 Runkle, 1993) 之想法，提出一個新的雙門檻-GARCH 模型探討台灣加權股價指數報酬與匯率波動之互動關係，且以匯率波動的正負值作為均數方程式與變異方程式之門檻，其模型將陳述於下一節。

#### 4、實證結果分析

##### 4.1、ADF 檢定

在配適模型前，必須先確定時間序列資料之穩定性，以避免非定態的時間序列資料對於實證結果產生偏誤影響。本文採用一般財務實證文獻中最被廣泛使用的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定法進行檢定。ADF 檢定仍是利用落後階數之選取以解決 DF 檢定因殘差出現序列相關所造成的困擾，正確設定適當之落後階數攸關殘差項是否符合白噪音之假設。

檢定結果列於表 2，結果發現：台灣加權股價指數與匯率不會拒絕虛無假設，表示序列具有單根，即非定態序列。對台灣加權股價指數報酬率與匯率波動而言，結果顯示：在 1% 的顯著水準下，皆會拒絕虛無假設，表示序列不存在單根，即為定態序列，則可進行時間序列分析。

表 2、基本資料之 ADF 的單根檢定

類別	TW	RTW	TER	TERV
統計量的值	-1.6552	-42.7972 ***	-1.6236	-17.7756 ***
臨界值	-3.4367	-2.8635	-2.5678	
(顯著水準)	( $\alpha = 1\%$ )	( $\alpha = 5\%$ )	( $\alpha = 10\%$ )	

註：\*\*\* 表示在  $\alpha = 1\%$  之下是顯著的。

##### 4.2、ARCH 效果檢定

本研究利用 Ljung-Box (1978) 的 Q 統計量來檢定資料序列與資料平方序列是否具有自我相關。本研究在台灣加權股價報酬率條件平均數方程式設定上，採取自我迴歸 (AR) 模型來描述報酬序列的一階自我相關行為，其模型如下：

$$RTW_t = \phi_1 RTW_{t-1} + a_t, \quad (4)$$

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

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

(A1) 概似函數：

$$L(\phi_1, h_1 - h_T) = \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi h_t}} \exp\left\{-\frac{a_t^2}{2h_t}\right\}. \quad (6)$$

(A2) 自然對數之概似函數：

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

由於分析台灣加權股價報酬率分析模型可選用AR(1)模型，但需進一步檢驗是否具有自我相關條件異質變異數(ARCH)。本研究也使用Engle (1982)之拉式乘數(Lagrange Multiplier, LM)檢定方法及Tsay (2002)之F分布檢定法，進一步確認殘差數列  $a_t$  的變異數是否具有ARCH效果，若具有ARCH效果是可用GARCH模型來配適。ARCH效果檢定即利用殘差平方在落遲q期下進行迴歸分析，其數學式如下：

$$\hat{a}_t^2 = d_0 + d_1 \hat{a}_{t-1}^2 + \dots + d_q \hat{a}_{t-q}^2 + v_t, \quad (8)$$

且檢定虛無假設  $H_0 : d_1 = d_2 = \dots = d_q = 0$ ，以 LM 檢定法為例，其檢定統計量的分配是服從一卡方分配  $\chi^2(q)$ ，當檢定結果為顯著時即表示具有 ARCH 效果，即可配適 GARCH 模型來分析資料。

實證得知台灣加權股價報酬率具有自我迴歸落後期數一階(即 AR(1))之關係，由 LM 檢定法、F 檢定法及 Ljung-Box (L-B)檢定法來檢定股價日報酬是否具有條件異質變異數現象，當其顯著時即表示具有 ARCH 效果，其檢定結果列於表 3。由表 3 之結果得知，台灣加權股價報酬率分析模型，在  $\alpha = 1\%$  之下有顯著的統計值，即是具有條件異質變異數現象，建議在模型的配適上可以利用 GARCH 模型來分析。

表 3、AR(1)模型的 ARCH 效果檢定

LM檢定		Tsay F檢定	
統計量	.378.0970	統計量	7.5917
(p值)	(0.0000)	(p值)	(0.0000)

註：p 值  $< \alpha$  表示顯著 ( $\alpha = 1\%$ ， $\alpha = 5\%$ ， $\alpha = 10\%$ )。

表 3、AR(1)模型的 ARCH 效果檢定(續)

L-B檢定	$LB^2(2)$	$LB^2(3)$	$LB^2(6)$	$LB^2(9)$	$LB^2(12)$
Q統計量	5.9831	2.3533	2.2735	2.6329	1.9014
(p值)	(0.0000)	(0.0187)	(0.0231)	(0.0085)	(0.0574)

註：p 值 $<\alpha$  表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

#### 4.3、GARCH 模型估計與標準殘差診斷分析

##### (1) GARCH 模型與其估計

由LM檢定法、F檢定法及L-B檢定法得知，可以利用GARCH模型來分析台灣加權股價報酬率。經過模型之選取，我們可使用AR(1)-GARCH(1, 1)估計匯率波動對台灣加權股價報酬率之影響，其模型如下：

$$RTW_t = \phi_2 TERV_{t-1} + a_t, \quad (9)$$

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

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}. \quad (10)$$

在均數方程式(9)中我們認定台灣加權股價報酬會受到自己前一日之報酬率和匯率波動前一日之影響，及受干擾項當日的影響。其估計結果如表 4，由表 4 中得知， $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ，符合變異數時間過程為定態之條件，及匯率波動前一日將負面影響台灣加權股價報酬。

表 4、台灣加權股價報酬率之 GARCH(1, 1)模型參數估計

參數	$\phi_2$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\beta_1$
係數	-0.5089	0.0329	0.0755	0.9178
(p值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
參數	$\alpha_1 + \beta_1$			
係數	0.9933<1			

註：p 值 $<\alpha$  表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

##### (2) 標準殘差診斷分析

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



表 5、AR(1)-GARCH(1, 1)之標準殘差與其平方的 Q 檢定

L-B檢定	$LB(5)$	$LB(10)$	$LB(15)$	$LB(20)$	$LB(25)$
Q統計量	1.3133	11.0596	16.7948	18.3605	19.3533
(p值)	(0.9336)	(0.3529)	(0.3313)	(0.56371)	(0.7799)
L-B檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q統計量	3.4016	4.2990	5.7664	8.7742	10.7552
(p值)	(0.6383)	(0.9329)	(0.9834)	(0.9854)	(0.9941)

註：p 值 $<\alpha$  表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

表 6、AR(1)-GARCH(1, 1)之標準殘差的 ARCH 效果檢定

L-B檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$
Q統計量	-0.9391	-0.0226	0.0931
(p值)	(0.3478)	(0.9819)	(0.9258)

註：p 值 $<\alpha$  表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

#### 4.4、GARCH 模式之不對稱的診斷分析

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

Engle and Ng (1993)認爲若利用觀測到之變數的過去值可以用來預測標準化殘差平方 $((a_t / \sigma_t)^2)$ ， $\sigma_t = h_t^{1/2}$ ，但如果其並未包涵在預測模式中，則表示模型可能誤設，因此其模型設定之診斷檢定方法有如下四種檢定方法：

##### (1) 符號偏誤檢定(Sign Bias Test)

$$(a_t / \sigma_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-1}^- + e_t, \quad (11)$$

##### (2) 負程度偏誤檢定(Negative Size Bias Test)

$$(a_t / \sigma_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-1}^- (a_{t-1} / \sigma_{t-1}) + e_t, \quad (12)$$

##### (3) 正程度偏誤檢定(Positive Size Bias Test)

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

(4) 聯合檢定(Joint Test)

$$(a_t / \sigma_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-1}^- + b_2 S_{t-1}^- (a_{t-1} / \sigma_{t-1}) + b_3 (1 - S_{t-1}^-) (a_{t-1} / \sigma_{t-1}) + e_t, \quad (14)$$

其變數  $S_{t-1}^-$  為一虛擬變數；當  $a_t \leq 0$  時，則  $S_t^- = 1$ ，反之則為 0。

由表 7 所描述的是經由上述四種檢定後的結果，結果為：(a)在符號偏誤檢定中的檢定結果為不顯著( $\alpha = 10\%$ )。(b)在負程度偏誤檢定中的檢定結果為顯著( $\alpha = 5\%$ )。(c)在正程度偏誤檢定中的檢定結果為不顯著( $\alpha = 10\%$ )。(d)在聯合檢定中的檢定結果為顯著( $\alpha = 10\%$ )。由聯合檢定結果得知，台灣加權股價報酬率之波動具有不對稱效果。

表 7、AR(1)-GARCH(1, 1)之不對稱檢定

檢定法	符號偏誤 檢定	負程度偏 誤檢定	正程度偏 誤檢定	聯合 檢定
F統計量	1.1721	6.2862	1.3355	2.4849
(p值)	(0.2791)	(0.0122)	(0.2480)	(0.0591)

註：p 值 <  $\alpha$  表示顯著( $\alpha = 1\%$ ， $\alpha = 5\%$ ， $\alpha = 10\%$ )。

4.5、雙門檻-GARCH 模型與其估計

由負程度偏誤與聯合檢定結果得知，可以使用門檻-GARCH 模型型態來探討台灣加權股價指數報酬率。經過選取之後，本文使用 AR(1)-雙門檻-GARCH(1, 1)探討台灣加權股價指數報酬率之波動模型的建構，其模型如下：

$$RTW_t = \begin{cases} \phi_1 RTW_{t-1} + \phi_2 TERV_{t-1} + a_t & \text{if } TERV_{t-1} \leq 0 \\ \phi_{10} + a_t & \text{if } TERV_{t-1} > 0 \end{cases}, \quad (15)$$

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

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

其中  $TERV_t \leq 0$  表示通貨升值(即為好消息)與  $TERV_t > 0$  表示通貨貶值(即為壞消息)。在均數方程式中我們認定台灣加權股價報酬率會受到自己前一日之報酬的影響，且台灣加權股價報酬率也受到匯率波動前一日之影響，及受干擾項當日的影響且受到匯率波動正負值的影響，即以匯率波動正負值為門檻。

表8為台灣加權股價報酬率以AR(1)-雙門檻-GARCH(1, 1)模型配適的估計結

果。當匯率波動負值時，觀察條件平均常數項係數經過檢定在10%顯著水準下是沒有顯著影響，表示在其他條件不變下，投資者以長期觀點投資股票時，無法獲得一定程度的報酬。且當匯率波動負值時，台灣加權股價報酬率將受到前一日報酬之影響，其前一日報酬率項的估計係數( $\phi_1=0.0667$ )在10%顯著水準下有顯著影響，即受前一日報酬的影響，當前一日報酬增加，當日報酬將會增加且是正面的影響，而且台灣加權股價報酬率也受到前一日匯率波動( $\phi_2=-0.7668$ )之正面影響；當匯率波動正值時，台灣加權股價報酬率將不受到前一日報酬之影響，在10%顯著水準下是不顯著，且觀察條件平均常數項係數經過檢定在5%顯著水準下是有顯著影響，表示在其他條件不變下，投資者以長期觀點投資股票時，可獲得一定程度的報酬，且在10%顯著水準之下，匯率波動前一日不會對台灣加權股價報酬率的波動過程造成影響；因此當匯率波動為負值時，當日報酬將會增加，但當匯率波動正值時，當日報酬將會減少，此與GARCH模型所得的結果是不一樣的。

觀察條件變異數方程式估計係數( $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\beta_1$ )中，由表8中顯示出所有條件變異數中的估計係數( $\alpha_1$ 、 $\beta_1$ )皆達1%顯著水準，此結果顯示當匯率波動為負時，前一日殘差平方項與前一日條件變異數確實影響台灣加權股價報酬率的波動，且會減小台灣加權股價報酬之變異風險。另外，條件變異數方程式估計係數( $\alpha_{10}$ 、 $\alpha_{11}$ 、 $\beta_{11}$ )中，由表8中也顯示出所有條件變異數中的估計係數( $\alpha_{11}$ 、 $\beta_{11}$ )皆達1%顯著水準，此結果顯示當匯率波動為正時，前一日殘差平方項與前一日條件變異數也確實影響台灣加權股價報酬率的波動，且會增加台灣加權股價報酬之變異風險。由上述結果得知，台灣加權股價報酬率的波動是具有不對稱性的效果，此即反應出在通貨貶值(匯率波動為正值時)的情況下將會增加台灣加權股價報酬之變異風險，但GARCH與GJR-GARCH模型是無法反應此信息，而AR(1)-雙門檻-GARCH(1, 1)模型確實可以捕捉台灣加權股價報酬率的波動過程，是比GARCH與GJR-GARCH模型較有解釋能力。

表 8、AR(1)-雙門檻-GARCH(1, 1)模式之參數估計

參數	$\phi_1$	$\phi_2$	$\phi_{10}$	$\alpha_0$	$\alpha_1$
係數	0.0667	-0.7668	0.1017	0.0398	0.0821
(p值)	(0.0862)	(0.0000)	(0.0181)	(0.2047)	(0.0000)
參數	$\beta_1$	$\alpha_{10}$	$\alpha_{11}$	$\beta_{11}$	
係數	0.9018	0.0293	0.0781	0.9220	
(p值)	(0.0000)	(0.2189)	(0.0000)	(0.0000)	

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

#### 4.6、雙門檻-GARCH 模型之標準殘差診斷分析

雙門檻-GARCH模型之合適性，將以L-B檢定標準殘差及標準殘差平方項是否仍存在自我相關，由表9中的LB(5)至LB(25)之標準殘差的Q檢定的P值及LB<sup>2</sup>(5)至LB<sup>2</sup>(25)之標準殘差平方項Q檢定的P值診斷中得知，該模型已無標準殘

差的自我相關；且由表10中也得知，該模型也已無標準殘差平方項之ARCH效果。因此，雙門檻-GARCH(1, 1)模型的配適也是合適的。

表 9、雙門檻-GARCH(1, 1)之標準殘差與其平方的 Q 檢定

L-B檢定	$LB(5)$	$LB(10)$	$LB(15)$	$LB(20)$	$LB(25)$
Q統計量	2.5297	11.7065	17.7481	18.7945	20.0418
(p值)	(0.7720)	(0.3052)	(0.2761)	(0.5352)	(0.7446)
L-B檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q統計量	5.1900	6.3581	8.2660	12.0420	15.3384
(p值)	(0.3931)	(0.7843)	(0.9127)	(0.9146)	(0.9331)

註：p 值 $<\alpha$  表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

表 10、雙門檻-GARCH(1, 1)之標準殘差的 ARCH 效果檢定

L-B檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$
Q統計量	-1.0216	0.1232	-0.0214
(p值)	(0.3071)	(0.9020)	(0.9829)

註：p 值 $<\alpha$  表示顯著( $\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$ )。

## 5、結論

本研究利用 1998 年 1 月 5 日至 2005 年 12 月 29 日台灣加權股票指數與臺幣兌美元之匯率為樣本，觀察此期間之資料模式的建構，並檢測台灣股票市場及匯率是否存在某一關係，且觀察其條件變異數是否具有不對稱的效果。從實證結果之 ARCH 效果檢定發現台灣加權股價報酬率的波動過程具有群聚與變異異質性的現象，且由 GARCH 模型中的參數估計值  $\alpha_1 + \beta_1$  小於 1，是符合 GARCH 的假設，及由不對稱檢定結果也發現其波動過程具有不對稱性。在標準殘差與標準殘差平方項的診斷檢定及標準殘差之 ARCH 效果診斷檢定中皆通過檢驗，此顯示 AR(1)-雙門檻-GARCH(1, 1)模型對探討台灣加權股價報酬率的波動模型的擬合是合適的。此外，實證結果顯示匯率波動確實對台灣加權股價報酬率的波動過程造成影響，反應出在通貨貶值(匯率波動為正值時)的情況下將會增加台灣加權股價報酬之變異風險，但若以 GARCH 與 GJR-GARCH 模型來衡量匯率波動對台灣加權股價報酬率的波動的影響時，其結果是無法反應出匯率波動將造成不對稱的影響，此也反應出雙門檻-GARCH 模型是比 GARCH 與 GJR-GARCH 模型是較具有解釋能力。

## 參考文獻

1. 方文碩 (2000)。通貨貶值對股市報酬與波動的衝擊：亞洲四小龍實證研究。

- 亞太管理評論，5 (4)，117-128。
2. 方文碩 (2001)。匯率貶值對股票市場的衝擊—雙變量 GARCH 模型。台灣金融財務季刊，2 (3)，99-117。
  3. 王甦，(1995)。「報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果—台灣股票市場之實證分析」。證券市場發展季刊，7:1，125-160。
  4. 邱建良、李命志、徐泰瑋，(1999)。台灣股市報酬率波動性行為之探討。台灣經濟金融月刊，6(35)，43-53。
  5. 林楚雄、劉維琪、吳欽杉，(1999)。GJR 與 Volatility-Switching GARCH 模型的比較：台灣股票市場條件波動不對稱性的研究。1999 年會暨財務金融學術論文研討會論文。中國財務學會。
  6. 徐清俊、林柏宇 (2003)。金融控股公司股價報酬波動性之實證研究。遠東學報，20(4)，753-770。
  7. Black, F. (1976). Studies of Stock Market Volatility Changes. Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section, *American Statistical Association*, 177-181.
  8. Branson, W.H. and Henderson, D.W. (1985). The Specification and Influence of Asset Markets in R. W. Jones and P. B. Kenen eds.: *Handbook of International Economics 2*, 749-805.
  9. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
  10. Bollerslev, T. (1990). Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multi-variance generalized ARCH approach. *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
  11. Christie, A.(1982). The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rate Effects. *Journal of Financial Economics 10*, 407-432.
  12. Campell, J.Y. and Hentschel, L. (1992). No News is good News: An Asymmetric model of Changing Volatility in Stock Returns. *Journal of Financial Economic*, 31, 281-318.
  13. Dickey, D.A. and Fuller, W.A.(1979). Distribution of estimators for time Series regression with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
  14. Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
  15. Engle, R.F. and Ng, V. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance 45*, 1749-1777.
  16. French, R.K., Schwert, G.W. and Stambaugh, R.F. (1987). Expected Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial Economics 19*, 3-29.

17. Glosten, L., Jagannathan, R. and Runkle, D. (1993). On the Relation Between the Expected Value and the Volatility on the Nominal Excess Returns on Stocks. *Journal of Finance* 48, 1779-1801.
18. Kearney, C. (1998). The Causes of Volatility in a Small, Internationally Integrated Stock Market: Ireland, July 1975 - June 1994. *Journal of Financial Research*, 21, 85-104.
19. Koutmos, G. and Booth, G.G. (1995). Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 14, 747-762.
20. Koutmos, G. (1996). Modeling the Dynamic Interdependence of Major European Stock , Markets. *Journal of Business Finance and Accounting*, 23, 975-988.
21. Koutoulas, G. and Kryzanowski, L. (1996). Macroeconomic Conditional Volatility, Time-varying Risk Premia and Stock Return Behavior. *Financial Review*, 31, 169-195.
22. Ljung, G. and Box, G.E.P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65, 297-303.
23. Nelson, D.B. (1991). Conditional heteroscedasticity in asset returns: *A new Approach*. *Econometrica*, 59, 347-370.
24. Nelson, D.B. (1990). Stationarity and persistence in the GARCH(1,1) model. *Econometric Theory*, 6, 318-334.
25. Poon, W.P. H. and Fung, H.G. (2001). Redchips or H shares : which China-backed securities process information the fastest?. *Journal of Multinational Financial Management*, 10, 315-343.
26. Schwert, G.W. (1990). Stock Volatility and the Crash of 1987. *The Review of Financial Studies*, 3, 77-102.
27. Solnik, B. (1987). Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note. *Journal of Finance*, 42, 141-149.
28. Tsay, R.S. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84, 231-240.
29. Tsay, R.S. (2002). *Analysis of Financial Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

# **An Empirical Study on the Asymmetry of Impact of Exchange Rate Volatility on Taiwan Stock Market Returns: An Application of Double Threshold-GARCH Model**

Wann-Jyi Horng\*, Chin-Shih Chen\*\*, Tien-Fu Wang\*\*\*

## **Abstract**

This paper uses the idea of threshold auto-regression model (Tsay, 1989) and the idea of GJR-GARCH model (Glosten, Jaganathan and Runkleafter, 1993) to propose a double-threshold-GARCH model to study the relationships of the Taiwan stock return and exchange rate volatility, using the positive and negative values of the exchange rate volatility rates as the threshold. The study period is from January 1998 to December 2005. Empirical result shows that the affects of exchange rate volatility and Taiwan stock market return can be captured by an AR(1)-double threshold-GARCH(1,1) model. This model also shows the asymmetrical effects of the Taiwan stock market returns. Empirical analyses also indicate that the exchange rate volatility will negatively affect the stock market returns. The positive and negative of exchange rate volatility will affect the variation risk of stock return volatility. Proposed model is better than the traditional models of GARCH and GJR-GARCH.

Keywords: Stock returns, exchange rate, GARCH, GJR-GARCH, double threshold-GARCH, asymmetrical effect.

---

\* Associate Professor, Graduate Institute of Finance, Ling Tung University

\*\* Graduate Student, Graduate Institute of Finance, Ling Tung University.

\*\*\* Graduate Student, Graduate Institute of Finance, Ling Tung University

