

## 亞洲金融危機前後台灣的電子及金融產業是否出現結構性轉變??

### ---風險值(VaR)模型及預期波動性之應用

莫慶文<sup>1</sup> 王義傑<sup>2</sup> 李金玲<sup>3</sup>

<sup>1</sup>美和科技大學財務金融系助理教授 [x00002212@meiho.edu.tw](mailto:x00002212@meiho.edu.tw)

<sup>2</sup>美和科技大學財務金融系助理教授 [x00002211@meiho.edu.tw](mailto:x00002211@meiho.edu.tw)

<sup>3</sup>嘉義縣鹿草鄉財政課辦事員 [jenny631018@yahoo.com.tw](mailto:jenny631018@yahoo.com.tw)

#### 摘要

自從 1973 年不列敦森林制度(Bretton Woods System)崩潰後，浮動匯率制度導致世界各國的匯率更具有彈性且波動性更大，隨著金融自由化與全球化的開放腳步及衍生性金融商品的引進，強化了金融市場的深度及廣度；網際網路的廣泛使用更加速促成匯率、利率、商品價格及股票市場間的連結互動關係，使得國際間彼此的相互依存程度日趨升高，而此亦導致一旦某地區發生金融危機將可能影響該區以外其他國家的金融穩定，甚或因骨牌效應而引發全球性金融危機，由於金融危機並無絕對單一的定義，且不同實証研究對危機發生始點的界定亦有不同，本文討論亞洲金融危機時，乃以 1997 年 7 月 1 日泰國發生金融危機為發生始點。

本研究以台股之電子及金融類股指數為研究對象，透過 GARCH 模型評估亞洲金融危機前後台股電子及金融類股指數之風險值 VaR 的變動情形，並利用回溯測試法(Backtesting method)檢驗 GARCH 模型之可靠性。

關鍵詞：GARCH 模型、風險值 VaR、回溯測試法

#### 壹、緒論

隨著金融自由化與全球化的開放腳步及衍生性金融商品的引進，強化了金融市場的深度及廣度；網際網路的廣泛使用更加速促成匯率、利率、商品價格及股票市場間的連結互動關係，使得世界各國彼此間的相互依存程度日趨升高，而此亦導致一旦某地區發生金融危機將可能影響該區以外其他國家的金融穩定，甚或因骨牌效應而引發全球性金融危機，因此，如何衡量並管理金融

風險已成為所有公司活動得以存續之不可或缺的工具，在最近十年內新興市場國家發生數起重大的金融危機：1994-1995 年墨西哥通貨危機、1997-1998 年亞洲金融危機、1998 年俄羅斯債務危機、1998-1999 年巴西金融危機、2001 年阿根廷外債危機等；國際貨幣基金(International Monetary Fund, IMF) (1998)指出上述發生的金融危機主要涵蓋通貨危機(currency crisis)、銀行危機(banking crisis) 及外債危機(foreign debt crisis)三種類型，而 Moskow(2000)進一步指出 1995 年墨西哥危機、1997-1998 年亞洲危機及 1998 年俄羅斯危機均為通貨危機伴隨著銀行危機而發生，且兩者互有影響，屬於雙重危機(twin-crisis)的現象，然由於金融危機並無絕對單一的定義，且不同實証研究對危機發生始點的界定亦有不同。

所謂風險值(Value at Risk, VaR)是指在特定的信賴水準之下，金融機構資產部位在持有一段期間內之最大期望損失金額。風險值(VaR)最大的優點在於它將金融機構的資產部位在市場上可能受到的所有風險總結成一個簡單的數字，因此衡量風險值的首要步驟乃是確定兩項數量因子：持有期間長短及信賴水準，這兩項因子的選擇係自行決定的，例如：巴塞爾委員會所使用的內部模型法，乃定義其持有期間為 10 天及信賴水準為 99%，其所求得的風險值再成上一數值為 3 的安全因子<sup>1</sup>，以符合金融監理目的之最低資本要求，至於使用者本身亦可自行設定不同的信賴水準<sup>2</sup>，較高的信賴水準意味

<sup>1</sup> 主管機關為了對破產風險提供近乎絕對的保險，因此採用了安全因子:3,此一安全因子不但考慮了即使在正常的市場情況下所會發生最大損失的可能性,亦涵蓋了風險值所無法模型化的其他額外風險。

<sup>2</sup>例如：信孚銀行採用的 99%信賴水準、華友及大通銀行採用

著較高的風險值，然而，由於信賴水準的選擇對於模型的可靠性(model validation)十分重要，因此在選取上若樣本數夠大則偏向於採用較高水準。

風險值是在假設資產報酬為常態分配下計算而得的，但是這個假設與實際的資產報酬分配並不一致，許多實證研究發現實際的資產報酬分配均有肥尾(fat-tail)的現象，亦即極端事件的發生機率遠比常態假設要來的高，所以利用常態假設來計算風險值對於真實損失的衡量不是很恰當，因此，本文乃利用 t 分配來替代常態分配，以期反映出實際樣本分配的肥尾現象。

然而，在估計衡量風險值模型的必要參數：平均數、標準差或分量(quantile)時，必然會產生估計誤差，因此必須要先確認風險值模型的可靠性，而 Basle Committee 所提議的回溯測試(Backtesting)為確認模型可靠性的主要方法之一，此法乃是紀錄失敗率(failure rate)，而所謂的失敗率乃是在即定樣本中，其實際損失超過前一天風險值之次數的比例。Kupiec(1995)在 95%的信賴水準下，計算出回溯測試的信賴區間(confidence regions)，如表一所示：這些區域乃是以對數概似比率的尾點來定義的，亦即

$$LR_{UC} = -2\ln[(1-p)^{T-N}p^N] + 2\ln[1-(N/T)^{T-N}(N/T)^N]$$

其中 p 為實際機率水準且虛無假設為  $p \sim \chi^2(1)$ ，T 為樣本資料數， $N=pT$  為樣本的實際損失超過前一天 VaR 的預期次數，若以機率水準  $p=5\%$  且一年資料 ( $T=255$ ) 來看，預期可觀察到  $N=5\% \times 255=13$  個預期次數；然而，只要 N 介於  $[6 < N < 21]$  的信賴區間內，則不應拒絕此一虛無假設，但若  $N \geq 21$  則表示此估計之風險值模型低估了損失的機率，喊之若  $N \leq 6$  則表示此估計之風險值模型過於保守，在上述兩種情形下均代表此一估計之風險值模型不正確須重新設定。

表一 模型回溯測試 (在 0.95 信賴水準下的模型可靠性檢測)

機率水準	失敗次數 N 的非拒絕域		
	T = 255 天	T = 510 天	T = 1000 天
0.01	$N < 7$	$1 < N < 11$	$4 < N < 17$
0.025	$2 < N < 12$	$6 < N < 21$	$15 < N < 36$

的 97.5%信賴水準、花旗銀行採用的 95.4%信賴水準、美國及摩根銀行採用的 95%信賴水準。

0.05	$6 < N < 21$	$15 < N < 36$	$37 < N < 65$
0.75	$11 < N < 28$	$27 < N < 51$	$59 < N < 92$
0.10	$16 < N < 36$	$38 < N < 65$	$81 < N < 120$

## 貳、研究資料與研究方法

本文研究的資料取自台灣經濟新報資料庫(TEJ)，以台股金融類股指數為實證的研究對象，資料期間為自 1991 年 7 月 1 日至 2004 年 4 月 30 日止，但排除亞洲金融危機期間(自 1997 年 7 月 1 日至 1998 年 1 月 1 日止)，在區分為前後兩段期間，前期為 1991 年 7 月 1 日至 1997 年 6 月 30 日止，後期為 1998 年 1 月 1 日至 2004 年 4 月 30 日止，另外採用回溯測試法來檢測估計之 GARCH 模型之可靠性，本文之預測期間前後期分別為：前期為 1995 年 8 月 12 日至 1997 年 6 月 30 日止，共 255 個交易日，後期為 2003 年 4 月 25 日至 2004 年 4 月 30 日止，共 255 個交易日，並利用表一之 Kupiec(1995)在 95%的信賴水準下，計算出回溯測試的信賴區間，來檢測 GARCH 模型之可靠性。

### 一、基本統計特徵

本文的樣本報酬率乃是對台股之金融類股指數取對數後再做一階差分而得，表二列出金融危機前後期的樣本報酬率之基本統計特徵及單根檢定結果，由於危機前後期的樣本報酬率之偏態(skewness)係數在 1%的水準下均顯著為正，表示前後期的樣本報酬率分配均呈現右偏現象；且峰態(kurtosis)係數在 1%的水準下均顯著高於常態分配的標準值 3，因此樣本報酬率分配均呈現高狹峰，再經由 Jarque-Bera 常態分配檢定同時考慮偏態及峰態的常態性，其結果顯示前後期的樣本報酬率分配均拒絕常態分配之虛無假設。最後以 Ljung-Box Q 自我相關(autocorrelation)統計值檢定變數是否出現時間相依性，表二中顯示前後期的樣本報酬率在落遲 6 期後部分仍有顯著的統計值，因此可能存在高階的自我相關。

### 二、單根檢定

由於本文使用時間數列資料進行實證分析，而 Granger and Newbold (1974) 指出若迴歸式的自變數為非恆定，則以傳統 OLS 方法進行迴歸分析，將會讓原本無任何關係之自變數與應變數產生虛假迴歸關係，讓研究者容易接受自變數顯著影響應變數之結論。因此本文首先透過檢定金融危機前後期的樣本資料是否均具恆定性(stationary)。

本文採用三種方法檢定研究變數的恆定性。分別為 ADF(Dickey and Fuller,1979)、PP(Phillips and Perron, 1988) 及 KPSS(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin,1992)檢定法，其中 ADF 及 PP 的虛無假設均為  $H_0:r=0$ 、 $H_a:r=1$ 。而 KPSS 的虛無假設為  $H_0:r=1$ 、 $H_a:r=0$ 。

ADF(n)、PP 及 KPSS 單根檢定的最適落遲期分別由 AIC 準則、 $T^{0.25}$  與  $4(T/100)^{0.25}$  所決定，其中 T 為樣本數。由於單根檢定必須考慮樣本分配是否存在結構性改變，因為忽略結構性改變的結果將可能造成 ADF 及 PP 等單根檢定無法拒絕非定性虛無假說，而本文所採用的樣本於事先區分為金融危機前後期，並排除亞洲金融危機期間(自 1997 年 7 月 1 日至 1998 年 1 月 1 日止)，已先行避開因亞洲金融危機所可能造成的樣本分配出現結構性改變的疑慮，至於金融危機前後期樣本數分別為：前期 1464 筆、後期 1367 筆。經過各類單根檢定法逐步檢定後，其結果彙整於表二，結果顯示不論是 ADF(n)、PP 或 KPSS 之單根檢定，在 1% 的水準下均顯示金融危機前後期之樣本分配不存在單根現象，亦即均為定性序列(stationary series)。

表二 基本統計特徵及單根檢定結果

金融風暴前後各類股報酬率 $r_t$	1991/7/1~1997/7/1		1998/1/1~2004/04/30	
	金融類股	電子類股	金融類股 <sub>2</sub>	電子類股
樣本數	1464	1464	1367	1367
極大值	0.0659387	0.0656861	0.0653482	0.0618731
極小值	-0.0706956	-0.0696008	-0.0693963	-0.0696925
平均值	0.00024867	0.0001822	-0.0005314	-0.0001432
標準差	0.0192290	0.0162801	0.0201373	0.0217715

偏態	0.20748***	-0.13923**	0.26339***	0.07320
峰度	5.07833***	4.99629***	3.80798***	3.40105***
J-B	273.99085***	247.82515***	52.98969***	10.38195***
N test				
L-B Q(3)	6.3993*	6.1942	7.5730*	21.2901***
L-B Q(6)	10.8466*	6.6643	11.3361*	23.2500***
L-B <sup>2</sup> Q (3)	169.3004***	103.3672***	62.9015***	64.4307***
L-B <sup>2</sup> Q (6)	286.1279***	126.8271***	93.2506***	114.0642***
ADF(n)	-20.3946(2)***	-36.1435(0)***	-18.3157(3)***	-17.6223(3)***
PP	-37.3561(6)***	-36.1552(6)***	-35.3083(5)***	-34.1277(5)***
KPSS(k)	0.20201(7)	0.15028(7)	0.02343(6)	0.21864(5)

註：J-B N 為 Jacque-Bera 常態分配檢定；L-B Q(k)及 L-B<sup>2</sup> Q(k) 分別為數列及其平方項 k 階自我相關 Ljung-Box 檢定統計量；ADF(n)、PP 及 KPSS 單根檢定的最適落遲期分別由 AIC 準則、 $T^{0.25}$  與  $4(T/100)^{0.25}$  決定，其中 T 為樣本數；偏態與峰態係數下小括號內為標準差；\*\*\*、\*\*及\*分別表示在 1%、5%及 10% 下的顯著水準。

### 三、自我迴歸條件異質變異數(ARCH)模型

有關資產報酬率波動性的衡量方面，在早期文獻中，常將變異數假設為固定常數，亦即同質變異，Engle(1982)提出條件變異數(conditional variance)隨時間變動而變動之可能性，建立自我迴歸條件異質變異數(ARCH)模型，設定條件變異數為隨時間改變而變動的隨機過程，以捕捉資產報酬率的波動群聚性；由於表二中金融危機前後期的樣本平方項:L-B<sup>2</sup>Q (3)及 L-B<sup>2</sup>Q (6)均存在顯著的自我相關，隱含存在異質變異數，因此本文乃利用 Engle(1982)發展的 ARCH 模型，分別檢定並估計金融危機前後之樣本報酬率變異數。

令樣本報酬率  $r_t$  為隨機漫步過程：

$$r_t = r_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ ，誤差變異數  $\sigma_t^2$  會隨時間之經過而變動，因此，將隨時間過程中變異數的變動之 ARCH(q) 模型表示如下：

$$h_t = E\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2$$

其中  $h_t$  為  $\varepsilon_t$  的條件異質變異數

( $h_t = E\varepsilon_t^2$ );  $\alpha_0 \geq 0$  且  $\alpha_i \geq 0, i=0,1,\dots,q$ ，以保證變異數不為負值。表三為 ARCH 效果之檢定，檢定金融危機前後之樣本報酬率變異數，是否會隨時間之經過而變動，其檢定的迴歸式為：

$$\varepsilon_t^2 = \beta_0 + \beta_1\varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \beta_q\varepsilon_{t-q}^2 + v_t$$

其中  $\varepsilon_t$  為樣本報酬率之 ARMA(p,q) 模型的殘差值， $\beta_0$  為常數項。

ARCH-LM 的 Ljung-Box Q 統計值為檢定迴歸式之樣本觀察值 n 乘上判定係數( $R^2$ )，亦即: LM 值 =  $n \times R^2$ ，為卡方( $\chi^2$ )分配，表三 ARCH 效果檢定中的 ARMA(p,q) 模型，在金融危機前後分別建議金融類股的模型為：前期 ARMA(3,0) 及前期 ARMA(4,0)，而電子類股的模型為：前期 ARMA(1,0) 及前期 ARMA(2,0)，並在上述四個 ARMA 過程中均加入週末效應的虛擬變數，以期能較完整描述樣本報酬率的動態過程; 表三中 ARCH-LM 的 L-B (Q) 統計值，無論是金融危機前或金融危機後之樣本報酬率其落遲 1~6 期的統計值及  $\chi^2$  值均有顯著的異質變異效果存在。

表三 ARCH 效果檢定

k	1991/7/1~1997/6/30 之股票報酬率 $r_1$		1998/1/1~2004/4/30 之股票報酬率 $r_2$	
	金融類股	電子類股	金融類股	電子類股
1	3.73737***	1.60434	4.22672***	0.78269
2	6.13872***	8.57179***	1.99517**	4.40177***
3	2.80809***	1.90918*	3.52800***	3.75825***
4	3.25028***	-0.20599	1.80084***	2.20992**
5	3.41420***	2.40992**	0.25121	1.32211

6	1.24908**	0.81497	1.91705*	2.57618**
$\chi^2$ 值	150.217802***	100.160484***	58.151368***	65.855886***

註：LM(k) 統計量為  $TR^2$ ，服從自由度為 k 的  $\chi^2$  分配， $k=1,2,3,\dots,6$ ；\*\*\*、\*\*及\* 分別表示在 1%、5% 及 10% 下的顯著水準。

#### 四、一般化自我迴歸條件異質變異數(GARCH)模型

由於當波動性存在持久性(persistence)相當高時，ARCH(q) 模型的階數 q 會很大，導致虛估計的參數過多不符合簡約原則(parameter parsimony)，除此之外 ARCH 模型，還有許多限制條件如： $0 \leq \beta_1^2 < 1/3$  等限制，因此，Bollerslev(1986) 擴展 ARCH(q) 模型為 GARCH(p,q) 模型，其條件變異函數為：

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1h_{t-1} + \beta_2h_{t-2} + \dots + \beta_qh_{t-q}$$

最被廣泛使用的模型 GARCH(1,1) 如下所示：

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1}$$

其中， $0 < \alpha_1, \beta_1 < 1$  且  $(\alpha_1 + \beta_1) < 1$

當  $(\alpha_1 + \beta_1) < 1$ ，變異數的平均值將等於  $\sigma_t^2$  的非條件期望值  $\alpha_0 / (1 - (\alpha_1 + \beta_1))$ ，本文乃採用上述的 GARCH(1,1) 模型，估計金融危機前後之樣本報酬率分配

金融危機前後之樣本報酬率之 GARCH(1,1) 估計模型，在平均數方程式(mean-equation) 方面，金融產業：分別建議採用前期 AR(3) 過程及前期 AR(4) 過程，另外在電子產業：分別建議採用前期 AR(1) 過程及前期 AR(2) 過程，並在上述四個 ARMA 過程中均加入週末效應的虛擬變數; 至於在變異數方程式(variance-equation) 方面則前後期均採用 GARCH(1,1) 模型，並以 BHHH 法 (Berndt, E.K., Hall, B.H., Hall, R.E. and Hausman, J.A.) 來估計危機前後之樣本報酬率分配，估計模型表示如下：  
金融產業在金融危機前期之 AR(3)+GARCH(1,1) 模型：

$$r_t = \phi_0 + \phi_3 r_{t-3} + \omega_1 WD_t + a_t$$

$$a_t | \psi_{t-1} \sim t(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

金融產業在金融危機後期之 AR(4)+GARCH(1,1) 模型：

$$r_t = \phi_0 + \phi_4 r_{t-4} + \omega_1 WD_t + a_t$$

$$a_t | \psi_{t-1} \sim t(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

電子產業在金融危機前期之 AR(1)+GARCH(1,1)模型:

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + \omega_1 WD_t + a_t$$

$$a_t | \psi_{t-1} \sim t(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

電子產業在金融危機後期之 AR(2)+GARCH(1,1)模型:

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \omega_1 WD_t + a_t$$

$$a_t | \psi_{t-1} \sim t(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

其中  $r_t$  為樣本報酬率乃是對台股之金融類股指數取對數後再做一階差分而得,  $WD_t$  為一虛擬變數(dummy variable), 當第  $t-1$  日市場休市時, 則  $WD_t=1$ , 反之, 則  $WD_t=0$ , 而  $a_t$  為誤差項(error term),

GARCH 模型估計結果彙整於表四, Ljung-Box Q 自我相關檢定, 至落遲 6 期, 結果顯示前後期均不存在自我相關; 表四中的估計係數  $\omega_1$  衡量波動性之週末效應, 金融及電子類股之後期皆出現 1% 的水準顯著異於 0 且金融類股之前期亦出現 5% 的水準顯著異於 0, 顯示市場前一日為交易時, 所發生的訊息會累積下來, 遲延到下一個交易日才反映在波動性上; 至於估計係數  $\alpha_0 > 0, 1 > \alpha_1 + \beta_1 > 0$ , 滿足變異數為正與模型收斂的條件, 而除了電子類股之前期的估計係數  $\alpha_1$  顯著為負外, 所有金融及電子類股之前後期的估計係數  $\alpha_0, \alpha_1, \beta_1$  在 1% 的水準下均顯著為正, 顯示前一日報酬的殘差平方與前一日條件變異數對於當日條件變異數有顯著的正向影響, 亦反映出波動性群聚的特性, 因此, 建議金融危機前後之樣本報酬率分配均存在 GARCH 效果, 樣本報酬率的變異數將隨時間變動而變動。

表四 金融產業之 GARCH 模型估計

模型	金融危機前	金融危機後
	AR(3)+GARCH(1,1)	AR(4)+GARCH(1,1)
	$r_t = \phi_0 + \phi_3 r_{t-3} + \omega_1 WD_t + a_t$ $a_t   \psi_{t-1} \sim t(0, h_t)$ $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$	$r_t = \phi_0 + \phi_4 r_{t-4} + \omega_1 WD_t + a_t$ $a_t   \psi_{t-1} \sim t(0, h_t)$ $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$
$\phi_0$	0.00011397	-0.00069680
$\phi_3$	0.0102	-
$\phi_4$	-	-0.0392
$\omega_1$	-0.0016746**	-0.0037231***

$\alpha_0$	0.000015452***	0.000032988***
$\alpha_1$	0.0704***	0.0640***
$\beta_1$	0.7671***	0.7265***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.8375	0.7905
L-B Q(2)	3.4067	2.6974
L-B Q(4)	4.8550	5.6417
L-B Q(6)	7.1107	6.2423
L-B <sup>2</sup> Q		
(2)	0.6677	1.1103
L-B <sup>2</sup> Q		
(4)	0.9076	1.3585
L-B <sup>2</sup> Q		
(6)	3.5885	2.3843

註: L-B Q 為模型殘差 Ljung-Box 自我相關檢統計量; \*\*\*, \*\* 及 \* 分別表示在 1%、5% 及 10% 下的顯著水準。

表五 電子產業之 GARCH 模型估計

模型	金融危機前	金融危機後
	AR(1)+GARCH(1,1)	AR(2)+GARCH(1,1)
	$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + \omega_1 WD_t + a_t$ $a_t   \psi_{t-1} \sim t(0, h_t)$ $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$	$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \omega_1 WD_t + a_t$ $a_t   \psi_{t-1} \sim t(0, h_t)$ $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$
$\phi_0$	-0.0005828348	0.00049916
$\phi_1$	0.197022107***	0.0643**
$\phi_2$	-	0.0511*
$\omega_1$	-0.001222730	-0.0041285***
$\alpha_0$	0.000295131***	0.000025733***
$\alpha_1$	-0.105187081***	0.0597***
$\beta_1$	0.514227501***	0.8090***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.40904042	0.8687
L-B	0.0785	1.3659

Q(2)		
L-B	0.3529	5.9096
Q(4)		
L-B	0.5116	6.0671
Q(6)		
L-B <sup>2</sup> Q	0.0006	0.4123
(2)		
L-B <sup>2</sup> Q	0.0017	0.6794
(4)		
L-B <sup>2</sup> Q	0.0003	1.0365
(6)		

註：L-B Q 為模型殘差 Ljung-Box 自我相關檢統計量；\*\*\*、\*\*及\*分別表示在 1%、5%及 10%下的顯著水準。

### 叁、實證結果

本文用來預測樣本報酬率  $r_t$  及波動性  $h_t$  的預測方法為：在資料應用上將所有資料期間扣除金融危機期間及估計模型期間的前後期資料(前期為 1991 年 7 月 1 日至 1995 年 8 月 11 日、後期為 1998 年 1 月 1 日至 2003 年 4 月 24 日)後，分別用來預估下一期的樣本報酬率  $r_t$

及波動性  $h_t$ ，在預測過程中的資料數目會隨預測日期的加長而累加(以充分反應現有資訊)，因此隨著窗口長度的不同，資料期間被採用的資料數亦不同，金融類股及電子類股前後期的預測模型分別如下式：

金融類股：

$$\begin{aligned} \text{前期} \quad & \hat{r}_k(1) = \phi_0 + \phi_3 r_{k-2} + \omega_1 WD + a_k \\ & a_k | \psi_{t-1} \sim t(O, h_t) \\ & \hat{h}_k(1) = \alpha_0 + \alpha_1 a_k^2 + \beta_1 h_k \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{後期} \quad & \hat{r}_k(1) = \phi_0 + \phi_4 r_{k-3} + \omega_1 WD + a_k \\ & a_k | \psi_{t-1} \sim t(O, h_t) \\ & \hat{h}_k(1) = \alpha_0 + \alpha_1 a_k^2 + \beta_1 h_k \end{aligned}$$

電子類股：

$$\begin{aligned} \text{前期} \quad & \hat{r}_k(1) = \phi_0 + \phi_1 r_k + \omega_1 WD + a_k \\ & a_k | \psi_{t-1} \sim t(O, h_t) \\ & \hat{h}_k(1) = \alpha_0 + \alpha_1 a_k^2 + \beta_1 h_k \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{後期} \quad & \hat{r}_k(1) = \phi_0 + \phi_1 r_k + \phi_2 r_{k-1} + \omega_1 WD + a_k \\ & a_k | \psi_{t-1} \sim t(O, h_t) \\ & \hat{h}_k(1) = \alpha_0 + \alpha_1 a_k^2 + \beta_1 h_k \end{aligned}$$

由於樣本報酬率具肥尾現象，因此，假設  $\varepsilon_t$  為標準化  $t_v(p)$  分配，再將預測

方法所預測出的樣本報酬率  $\hat{r}_t$  及波動性  $\hat{h}_t$ ，代入下式，以求得預測期間的 VaR 值為：

$$VaR_{k+1} = \hat{r}_k(1) + \frac{t_v^*(p)}{\sqrt{v/(v-2)}} \times \hat{h}_k(1)$$

其中  $t_v(p)$  為自由度  $v$  的  $t$  分配之第  $p$  個分量 (quantile)， $p$  為機率水準。

根據上述所預測出的 VaR 值，再進行回溯測試，亦即紀錄失敗次數 (failure number)，而所謂的失敗次數乃是在預測期間中，其實際損失超過前一天預測風險值之次數，本文分別採用  $p=1\%$  及  $2.5\%$  的機率水準且持有期間一天的前提下，計算出預測風險值，並與實際損失進行比對，其測試結果彙整於表六。

表六 以 GARCH 模型預測風險值之回溯測試結果(持有期間：一天)

		金融危機前		金融危機後	
		金融類股	電子類股	金融類股	電子類股
個數		255	255	255	255
極大值		0.056723	0.043956	0.0587988	0.053280
極小值		-0.037006	-0.052852	-0.069861	-0.069318
平均值		0.0003222	0.003629	0.001487	0.0012911
標準差		0.0129943	0.015255	0.016395	0.014359
1%	理論失敗天數	5	5	5	5
	實際失敗天數	0	0	1	1

2.5%	Kupiec 失敗次數 N 的非拒絕域	N < 7		N < 7	
	理論失敗天數	13	13	13	13
	實際失敗天數	9	11	9	5
	Kupiec 失敗次數 N 的非拒絕域	2 < N < 12		2 < N < 12	

由表六之回溯測試結果顯示，無論在金融危機前期或後期，以 GARCH(1,1)模型預測的風險值，與實際損失超過前一天預測風險值之天數累計，無論是採用 p=1%或 2.5%的機率水準均落於 Kupiec 失敗次數 N 的非拒絕域之內，表示本文所估計的 GARCH(1,1)模型，無論是金融或電子類股在金融危機前期或後期，其估計的各模型均具可靠性。

最後再將金融危機前期及後期分別依 GARCH(1,1)模型預測的 VaR 分配，進行前後期之 VaR 分配之檢定，以進一步透過風險值的概念，藉以了解亞洲金融危機前後，台股金融類股指數報酬率是否有顯著性變化，因此，分別做平均數差檢定及變異數檢定，假設投資部位為\$10,000,000，則金融危機前後，台股金融及電子類股指數報酬率之預期風險值  $\hat{VaR}$  及預期波動性  $\hat{h}_t$  的平均數，彙整於表七；而預期風險值  $\hat{VaR}$  及預期波動性  $\hat{h}_t$  的平均數差的統計檢定結果彙整於表八。

表七 台股類股指數報酬率之預期波動性  $\hat{h}_t$  及預期風險值  $\hat{VaR}$  的平均數彙整表

	金融危機前		金融危機後	
	金融類股	電子類股	金融類股	電子類股
預期波動性 $\hat{h}_t$ 的	1.07072	1.24317	1.8327	1.58189

平均數					
1%	$\hat{VaR}$	-27,601	-33,183	-42,716	-38,797
	平均數				
2.5%	$\hat{VaR}$	-19,994	-20,297	-26,881	-23,936
	平均數				

表八金融危機前後，台股類股指數報酬率之預期風險值

$\hat{VaR}$  及預期波動性  $\hat{h}_t$  的統計檢定

	預期風險值 $\hat{VaR}$		預期波動性 $\hat{h}_t$	
檢定	平均數差檢定		平均數差檢定	
類股	金融類股	電子類股	金融類股	電子類股
H <sub>0</sub>	VaR1 < VaR2	VaR3 < VaR4	$\overline{h_{t1}} \geq \overline{h_{t2}}$	$\overline{h_{t3}} \geq \overline{h_{t4}}$
H <sub>a</sub>	VaR1 ≥ VaR2	VaR3 ≥ VaR4	$\overline{h_{t1}} < \overline{h_{t2}}$	$\overline{h_{t3}} < \overline{h_{t4}}$
統計值	t = 2.03	t = 0.67	F = 0.584	F = 0.786
p 值	0.02120**	0.2514	0.00006***	0.1050
	(右尾檢定)		(左尾檢定)	

註：\*\*\*、\*\*及\*分別表示在 1%、5%及 10%下的顯著水準。

由表六的統計檢定結果可知，台股金融類股指數報酬率在亞洲金融危機前後之  $\hat{VaR}$  的統計值，經 t 檢定後結果有 5%水準的顯著差異，顯示金融危機後台股金融類股指數報酬率的風險值有擴大損失的趨勢，而預期波動性  $\hat{h}_t$  的統計值，經 F 檢定後結果有 1%水準的顯著差異，反觀台股電子類股指數報酬率在亞洲金融危機前後之  $\hat{VaR}$  的統計值及預期波動性  $\hat{h}_t$  的統計值均不為顯著，說明了在經歷亞洲金融危機後，台股電子類股並未造成結構性轉變，然而，卻造成台股金融類股指數報酬率的波動程度更加劇烈，由此可說明在經過亞洲金融危機後，投資台股金融類股的風險已顯著擴大。

#### 四、結論

從英國霸菱(Barings)銀行李森事件、美國橘郡(Orange County)事件、德國石油(Metallgesellschaft)事件、日本昭和(Showa Shell)殼牌公司事件、日本大和銀行(Daiwa)事件...等一連串重大金融事件的個案分析可知，在大部分的個案中，高階管理者鮮少去監督公司的曝險(exposure)程度，因此，金融風險管理的問題，成為現代風險管理學界及實務界熱烈探討的課題，而風險值 VaR 則是用來評估並控管風險的主要利器，本文透過估計亞洲金融危機前後台股金融類股指數報酬率之風險值(VaR)模型並檢測模型的可靠性，經回溯測試結果顯示，估計之 GARCH 模型可適當的衡量危機前後台股金融類股指數報酬率之預期風險值  $\hat{VaR}$  及預期波動性  $\hat{h}_t$ ；透過進一步比較預期風險值  $\hat{VaR}$  及預期波動性  $\hat{h}_t$  的平均數後，確認在經過亞洲金融危機的洗禮後，台股金融類股指數報酬率之波動性有顯著的加劇現象，而台股金融類股指數報酬率之風險值 VaR，亦有顯著的擴大虧損現象，由於在效率市場假說下，股票市場乃為反映該產業前景的先行指標的，而上述結果隱含台灣金融產業在經過亞洲金融危機的洗禮後，金融產業已然出現結構性轉變。

本文透過風險值的估計、檢測及比較，提供了另一種評估結構性改變的思維方式，但由於風險值模型之估算，必須經由回溯測試或歷史模擬法等方式來檢測模型的可靠性，惟此一評估方式必須累積足夠的樣本個數，才能使估計之模型更具強健性(robust)，因此，就其實用性而言，較侷限於可取得大量次級資料的金融變數上；但風險值的概念，已提供金融相關產業及其他企業的高階管理者，所需的風險險控管觀念。

#### 參考文獻

Basel Committee on Banking Supervision, 1998a, Framework for the Evaluation of internal Control Systems, BIS, Basel, Switzerland

Basel Committee on Banking Supervision, 1998b, Credit Risk Modelling: Cueernt Practices and Applications, BIS, Basel, Switzerland

Basel Committee on Banking Supervision, 1998d, Operational Risk Management, BIS, Basel, Switzerland

Berndt, E. K., Hall, B. H., Hall, R. E. and Hausman, J. A. "Estimation and inference in nonlinear structural models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 4(1974), pp.653-665

Bollerslev, T. "Generalized Autoregressive Condition Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31(1986), pp.307-327

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

Dicky, D. A. and Fuller, W. "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49(1981), pp.1057-1072

Engle, R. "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation", *Econometrica*, 50(1982), pp.987-1007

Engle, R. F. and Ng, V. "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility". *Journal of Finance*, 18(1993), pp.1749-1778.

Fama, E. F. "The behavior of stock market prices", *Journal of Business*, 38(1965) pp.34-105

Henry, O. T. "Modelling the Asymmetry of Stock Market Volatility". *Applied Financial Economics*, 8(1998), pp.145-153.

Huisman, R., Koedijk, K. G. and Pownall, R. A. "Var-x: Fat tails in Financial Risk Management", *Journal of Risk*, 1(1998), pp.47-61

Hull, J. and White, A. "Value at Risk When Daily Changes in Market Variables Are Not Normally Distributed", *Journal of Derivatives*, 5(1998), pp.9-19

International Monetary Fund, "Chapter IV: Financial Crises: Characteristic and Indicators of Vulnerability", *World Economic Outlook*, 5 (1998a), pp.74-97

Jackson, P., Maude, D. J. and Perraudin, W. "Bank capital



- and value at risk”, *Journal of Derivatives*, 4(1997), pp.73-90
- Philippe Jorion (2000), “*Value at Risk*”, second edition, McGraw-Hill, US
- Kupiec, P. “Technique for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models”, *Journal of Derivative*, 3(1995), pp.73-48
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root”, *Journal of Econometrics*, 54(1992), pp.159-178
- Laopdis, N. T. “Stochastic Behaviour of Deutsche Mark Exchange Rates within EMS”, *Applied Financial Economics*, 13(2003), pp. 665-76
- Lee, C. F., Chen, G. and Rui, O.M. “Stock Returns and Volatility on China's Stock Markets”, *Journal of Financial Research*, 24(2001), pp. 523-43
- Lin, B. H. and Yeh, S. K. “On the Distribution and Conditional Heteroscedasticity in Taiwan Stock Prices”, *Journal of Multinational Financial Management*, 10(2000), pp.367-395
- Mayhew, s. and Stivers, C. “Stock return dynamics, option volume, and the information content of implied volatility”, *Journal of Futures Markets*, 23(2003), pp. 615 - 646
- McNeil, A. and Frey, R. “Estimation of tail-related risk measures for heterosedastic financial time series: an extreme value approach”, *Journal of Empirical Finance*, 7(2000), pp.271-300
- Morgan, J. P. RiskMetrics. Technical Documentation Releases 1-3, New York: JP Morgan. , (1995)
- Moscow,Michael K. “Disruptions in Global Financial Markets:The Role of Public Policy”, *Economic perspectives*,Third Quarter,Federal Reserve Bank of Chicago, (2000), pp.2-8
- Mun, K. C. and Morgan, G. E. “Bank Foreign Exchange and Interest Rate Risk Management: Simultaneous versus Separate Hedging Strategies”, *Journal of Financial Intermediation*, 12(2003), pp.277-97
- Nelson, D. “ARCH Models as Diffusion Approximations”, *Journal of Econometrics* 45, (1990) ,pp. 7-38.
- Pagan, A. R., and Schwert, G. “Alternative Models for Conditional Stock Volatility”. *Journal of Econometrics*, 45(1990), pp.2687-290.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75(1988), pp.335-346
- Sanchez, F. J. “Non-linear Modelling of Daily Exchange Rate Returns, Volatility, and 'News' in a Small Developing Economy”, *Applied Economics Letters*, 10 (2003), pp. 247-50
- Tsay, R. S. Analysis of Financial Time Series. New York: John Wiley and Sons, Inc., (2002)
- Vallar, P. J. G. “Value at risk models for Dutch bond portfolios”, *Journal of Banking & Finance*, 24(2000), pp.1131-1154
- 林楚雄、陳宜玫, “台灣股票市場風險值估測模型之實證研究”, *管理學報*, 19(2002), pp.737-758
- 李存修與陳若鈺, 「台灣股匯市風險值(VaR)模型之估計、比較與測試」, *金融財務*, 第 5 期, 51-75 頁, 5(2000), pp.51-75
- 李進生與盧陽正, 「風險值：觀念與估算方法」, *證券金融*, 63(1999), pp.39-58