

風險與報酬之關係：亞太股票市場之實證

The Relationship between Risk and Return: the Case of Asian-Pacific Stock Markets

廖永熙¹ 吳依正²

(Received: Dec. 31, 2008 ; First Revision: Mar. 3, 2009 ; Accepted: Mar. 13, 2009)

摘要

關於投資者對於金融資產要求高風險高報酬的關係已經廣泛地被檢視，並且持續的受到研究者的重視。事實上，風險與報酬呈現正向關係透露出投資者為風險趨避者，但在眾多探討風險與報酬文獻中卻鮮少考慮到和其他市場之相關性。本文以亞太股票市場為研究對象，樣本期間為1994年1月3日至2003年12月31日，探討亞太國家的風險與報酬程度。除此之外，本文以亞洲金融風暴為時代背景，分為金融風暴前和金融風暴後兩個子期間。經實證結果顯示：除了香港及泰國之外，其餘市場風險與報酬關係均為正向關係，並發現金融風暴之後風險趨避係數有減少的趨勢。

關鍵詞：風險與報酬、VAR-GARCH-M模型、亞洲金融風暴

Abstract

The positive relationship between risk and return has been well documented for various financial assets. The positive relationship reflects that investors are risk averse, but few literatures take into account correlation among different markets. Thus, daily returns covering the period January 3, 1994 to December 31, 2003 for Asian-Pacific stock markets are investigated and the study period is partitioned into pre- and post-crisis subperiods using Asian financial crisis. The results indicate that the positive relationship between risk and return exists for these markets except Hong Kong and Thailand. The positive relationship is weaker in the post-crisis period than in the pre-crisis period.

Keywords: Risk and Return, VAR-GARCH-M Model, Asian Financial Crisis

¹南華大學財務金融系暨財務管理研究所 助理教授

²南華大學財務金融系暨財務管理研究所 助理教授



1. 前言

風險和報酬的關係一直是財務理論的中心，一般認為在既定的期間內，股票風險愈大，投資人所要求的期望報酬就愈高。然而，Glosten et al. (1993)提出在高險期間，同時投資者也認為能夠承擔某種特定風險時，這些投資者們可能不會要求風險溢酬。而投資者若處於報酬波動性持續增加的期間，他們可能希望投資多一點，以致對股票的需求增加因而降低所要求的風險溢酬。Delong et al. (1990) 提出雜訊交易理論，說明若投資者並非完全理性且無法對期望報酬作出正確認知，因而樂觀地承擔過多的風險導致沒有要求較高的風險溢酬。綜上所述，股票報酬與風險存在著正或負相關的兩種極端情況。由於從財務理論探討報酬與風險關係存在不同的看法，使其成為一個重要的實證課題。例如，French et al. (1987)、Campbell & Hentschel (1993)、Bansal & Lundblad (1999)及 Salman (2002)利用一般化平均數自我迴歸條件異質變異數模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean, GARCH-M)發現期望報酬和條件變異數存在正向的關係，至於 Baillie & DeGennaro (1990)和 Nelson (1991)卻驗證出期望報酬和條件變異數存在負向的關係¹。

承上所述，對於風險與報酬的關係通常使用單一市場來作檢定，以 Nam et al. (2001, 2002)為例，他們使用 NYSE、AMEX 及 NASDAQ 的美國價值加權市場指數報酬，探討報酬和條件報酬變異數的關係²。換言之，早期的研究者在分析風險與報酬的關係時都假設個別市場和全球市場之間是相互區隔的。

但近年來，全球資本市場已漸漸地從相互區隔走向整合的階段，例如，Errunza et al. (1992)及 Bekaert & Harvey (1995)提出了一些證據說明全球資本市場有整合的趨勢。此種整合的趨勢意味著風險與報酬的關係無法將全球市場此一因素忽略，因此若不考慮全球市場因素可能導致偏誤的實證結果。而這個問題也是早期研究者未考慮到的地方。Xing & Howe (2003)首度將英國股票市場和全球股票市場報酬的相關性同時納入考量，結果發現在控制英國和全球市場報酬的共變異數之後，風險和報酬之間呈現正向關係。

在 1990 年代，東南亞多數國家的國際貿易經常帳出現逆差、外匯存底不足、外債過多及經濟基本面的積弱不振等因素，導致美元在東南亞市場的強勢，終於 1997 年 7 月，首先在泰國外匯市場出現龐大的投機性外匯買盤，泰幣巨貶，進而引發股票市場的崩跌，此一風暴進一步傳導至大多數的亞太太平洋國家，形成所謂的亞洲金融風暴(Asian financial crisis)。由於此一事件發生之後，亞太太平洋國家開始對資本市場的不合理性加以改革，使股票市場更有效率。此外，Yang & You (2003)曾檢驗亞洲股票市場在金融風暴前後之波動影響，結果顯示風暴後不對稱波動有增加的現象。其主要理由為投資人為風險趨避者且呈遞減絕對風險趨避，即風險貼水和投資人的財富呈反向關係。Campbell & Cochrane (1999)和 Fang (2001)亦有相同的發現。本研究欲探討的目的有二個。首先，檢驗亞太太平洋股票市場風險與報酬的關係；第二，觀察在金融風暴前與金融風暴後股票

¹ 其餘討論風險報酬的模型包括 GJR-GARCH、EGARCH 等模型。

² Nam et al. (2001, 2002)利用不對稱非線性平滑轉換(Asymmetric Non-linear Smooth-Transition, ANST)-GARCH 模型來分析風險及報酬關係。



市場風險與報酬的關係是否有所不同。

本文以香港、日本、南韓、馬來西亞、新加坡、台灣及泰國的每日股價指數報酬進行分析。研究結果顯示，除了香港和泰國以外，其餘股票市場報酬均存在高風險高報酬的現象，並且在金融風暴後比金融風暴前的高風險高報酬現象顯著減少。過去對於股票市場風險與報酬的研究，大多忽略了投資組合之報酬和其他風險性資產報酬的共變異數。本文的貢獻在於—控制了本國投資組合之報酬和其他風險性資產報酬的共變異數之後，存在正向的風險與報酬關係，並且驗證出金融風暴之後風險與報酬的關係有減少的趨勢。

本研究的內容安排如下：除了前言之外，第二部分為研究方法以及簡短的描述資料特性；第三部分說明整個研究期間以及金融風暴前後的實證結果；第四部份為結論。

2. 研究方法及資料

2.1 理論背景

本文以 Chou et al.(1992)所提出的風險與報酬關係當作計量模型的理論基礎。首先，考慮一個經濟體系有三種金融資產：一個無風險性資產，另兩個則為風險性資產，其一為本國股票的投資組合，其二為剩餘的其他國家之股票投資組合。而本國股票的投資組合報酬是可觀察的，相對的，剩餘的其他國家之股票投資組合報酬卻無法觀察。假設 r_s 為本國股票投資組合的超額報酬， r_n 為剩餘的投資在其他國家風險性資產之超額報酬，而且其超額報酬之變異數分別為 σ_s^2 及 σ_n^2 。

在超額報酬的聯合常態分配之下，資本資產訂價模式(CAPM)預測所有的投資者將持有全球市場的投資組合，即所有風險性資產的價值加權投資組合。在均衡時，全球市場投資組合之預期超額報酬， $E(r_m)$ 將是風險性資產的平均數：

$$E(r_m) = wE(r_s) + (1-w)E(r_n) \quad (1)$$

其中， w 為本國股票投資組合佔全球市場投資組合之權重，至於 $(1-w)$ 為不可觀察的其他國家股票投資組合佔全球市場投資組合之權重。

資本資產訂價模式預測每個風險性資產 s 能獲得風險溢酬，定義如下：

$$E(r_s) = \delta \text{cov}(r_s, r_m) \quad (2)$$

其中， δ 為個人相對風險趨避程度之調和平均數。

由公式(1)及(2)則可以推導出本國股票市場投資組合之報酬-變異數關係，如下所示：

$$E(r_s) = \delta[w\sigma_s^2 + (1-w)\text{cov}(r_s, r_n)] \quad (3)$$

公式(3)說明了期望股價指數報酬是本身的變異數和不可觀察投資組合的共變異數加權平均的一個特定比例。因此，股票市場的風險溢酬不僅由其變異數所決定，還必須考慮了全球投資組合報酬之共變異數。大部分的實證研究都忽略了公式(3)的共變異數。也就是說研究者大都只考慮了自身的變異數，因此將公式(3)縮減成公式(4)

$$E(r_s) = \delta\sigma_s^2 \quad (4)$$



事實上，他們的做法只有在 $w = 1$ 或 $\sigma_s^2 = \text{cov}(r_s, r_n)$ 才成立。因此，忽略了本國股票市場投資組合之報酬和其他風險性資產報酬的共變異數將會出現遺漏變數的問題，而此一問題將會使的期望超額報酬和其風險真正之關係出現誤差。在公式(3)中有一點值得注意，即期望的股票報酬和風險之關係有可能為正、負或零。假若市場上的投資者為風險愛好者，則 $\delta < 0$ 且期望報酬和風險的關係為負。若市場上的投資者為風險中立者，則 $\delta = 0$ 且期望報酬和風險不存在任何關係。然而，若市場上的投資者為風險趨避者，則 $\delta > 0$ 且期望報酬和風險存在正向的關係。

2.2 研究方法

由於許多財務或其他高頻率的資料都具有自我相關及波動叢聚的現象，Engle(1982)提出自我迴歸條件異值變異數模型，設定其條件變異數會隨著時間的變動而變動，也就是說變異數並非齊一。但由於 ARCH 模型的落後期可能很長，造成參數過多，Bollerslev(1986)將 ARCH 模型加以擴展，並提出一般化自我迴歸條件異質變異數模型，允許條件變異數不僅受到前期誤差平方項的影響，也會受到前期條件變異數的影響。Engle et al.(1987)曾使用單變量 GARCH-M 模型檢驗風險與報酬的關係，但本研究考慮了兩個變數，並且為了克服變異數—共變異數矩陣為正定的情況下，利用 Engle & Kroner(1995)所提出的正定對角 VEC 型式（簡稱 BEKK 模式）來解決此一問題。故為了解決內生變數、序列相關及資產報酬共變異數的問題，本文將 Xing & Howe(2003)的模型修正為 VAR-GARCH(1,1)-M，模式之設定如下：

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{n,t} \end{bmatrix} \Bigg| \Omega_{t-1} \sim N(0, [H_t]) \quad (5)$$

$$r_{s,t} = \lambda_{s0} + \sum_{i=1}^p \lambda_{s1i} r_{s,t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{s2i} r_{n,t-i} + \lambda_{s3} w_s h_{s,t} + \lambda_{s4} (1 - w_s) \text{cov}_t(r_s, r_n) + \varepsilon_{s,t} \quad (6)$$

$$r_{n,t} = \lambda_{n0} + \sum_{i=1}^p \lambda_{n2i} r_{n,t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{n1i} r_{s,t-i} + \lambda_{n3} (1 - w_s) h_{n,t} + \lambda_{n4} w_s \text{cov}_t(r_s, r_n) + \varepsilon_{n,t} \quad (7)$$

$$[H_t] = [C]'[C] + [A]'[H_{t-1}][A] + [G]'[\varepsilon_{t-1}][\varepsilon_{t-1}]'[G] \quad (8)$$

$$[H_t] = \begin{bmatrix} h_{s,t} & \text{cov}_t(r_s, r_n) \\ \text{cov}_t(r_s, r_n) & h_{n,t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

公式(5)代表在過去所有資訊集合之下的條件預測誤差，其中 $\varepsilon_{s,t}$ 和 $\varepsilon_{n,t}$ 分別代表第 t 期個別國家股票市場之投資組合及不可觀察股票市場的衝擊。其條件平均數為 0，條件變異數—共變異數矩陣為 $[H_t]$ 。公式(6)與(7)為股價報酬的自我迴歸過程，其中 $r_{s,t}$ 為在第 t 期個別國家股票市場之投資組合報酬率， $r_{n,t}$ 為在第 t 期不可觀察股票市場的報酬率， w_s 代表個別國家股票市場之投資組合佔全球市場百分比。如前所述，VAR(p)的階次是由 AIC 所決定並且每個股票市場的不同期間所選擇出來階次（列於表 2）。至於公式(8)



與(9)則描述條件變異數—共變異數的過程，其中[C]為上三角形的係數矩陣，[A]和[G]為 $n \times n$ 的係數矩陣。本文採用 Engle & Kroner(1995)所提出的方法估計條件變異數—共變異數方程式將可以解決正定的問題，並且估計的參數將比 Bollerslve et al. (1988)所提出的 VECH 模型來的少，但仍可以完全捕捉到變異數—共變異數的動態過程。此外， $[H_t]$ 是 $h_{s,t-1}$ 、 $h_{n,t-1}$ 、 $\text{cov}_{t-1}(r_s, r_n)$ 、 $\varepsilon_{s,t-1}$ 、 $\varepsilon_{n,t-1}$ 、 $\varepsilon_{s,t-1}^2$ 和 $\varepsilon_{n,t-1}^2$ 的線性方程式，故 BEKK 模式允許不同市場之間的連動效果。本研究以最大概似法(MLE)估計模型中的參數，而模型的診斷分析方面則利用 Ljung-Box(LB)統計量並對標準化殘差及標準化殘差平方檢定。由於風險性資產 r_n 是不可觀察的，因此必須尋找代理變數。本研究將以全球股票市場指數作為不可觀察風險性資產的代理變數，以下將以 r_w 代表之。

2.3 資料及敘述統計

本文所使用的日資料取自 Datastream 資料庫，原始資料是由 Datastream 所編製的以美元計價指數。由於每個市場考慮了超過 90% 的市場資本，因此使 Datastream 的國家指數比其他指數來的佳³。本文研究的亞太股票市場包括香港、日本、南韓、馬來西亞、新加坡、台灣及泰國等七個國家，每個股票市場的觀察期間為 1994 年 1 月 3 日至 2003 年 12 月 31 日共有 2608 個觀察值，如圖 1 所示。為了比較亞洲金融風暴是否使的風險及報酬的關係改變，因此分成風暴前及風暴後兩個子期間。由於泰銖在 1997 年 7 月 2 日貶值了 16%，故本文定義 1994 年 1 月 3 日至 1997 年 7 月 1 日為亞洲金融風暴發生前共有 912 個觀察值，1997 年 7 月 2 日到 2003 年 12 月 31 日為亞洲金融風暴發生後計有 1696 個觀察值。

個別市場的日報酬是利用對數差分的方式計算，即 $R_t = 100 \times \ln(S_t/S_{t-1})$ ，其中 R_t 、 S_t 及 S_{t-1} 分別代表股價報酬於第 t 和第 $t-1$ 日的股價指數， \ln 則是連續複利的計算因子。全期間和兩個子期間的日報酬敘述統計列於表 1。由表 1 可看出不論在風暴前或風暴後，每個市場的平均日報酬均為正，且風暴後的標準差大於風暴前的標準差。再觀察各市場資料的偏態狀況，發現所有的股價報酬序列不是正偏就是負偏，另外超額峰態的統計量顯示出所有的序列均為高狹峰(leptokurtic)。因此，Jarque-Bera 統計量對於所有的報酬序列均顯示為非常態序列。

當資料結果顯示序列並非呈常態之後，可能出現跨期相依的問題，因此再以 Ljung-Box(LB)統計量用來檢定殘差和殘差平方的線性/非線性相依問題。序列的線性相依可以歸咎於非同步交易的結果(Scholes & Williams, 1977 及 Lo & MacKinlay, 1990)，或者說是一種市場無效率的形式(Koutmos, 1998)。另一方面，Nelson(1991)和 Booth et al. (1992)主張非線性相依是條件異質變異和波動聚集的指標。

³ Dow Jones 世界指數考慮了 80% 的市場資本，S&P/IFC 全球指數包含了 70%~75% 的市場資本，至於 MSCI 的世界指數則只涵蓋了 60% 的市場資本。



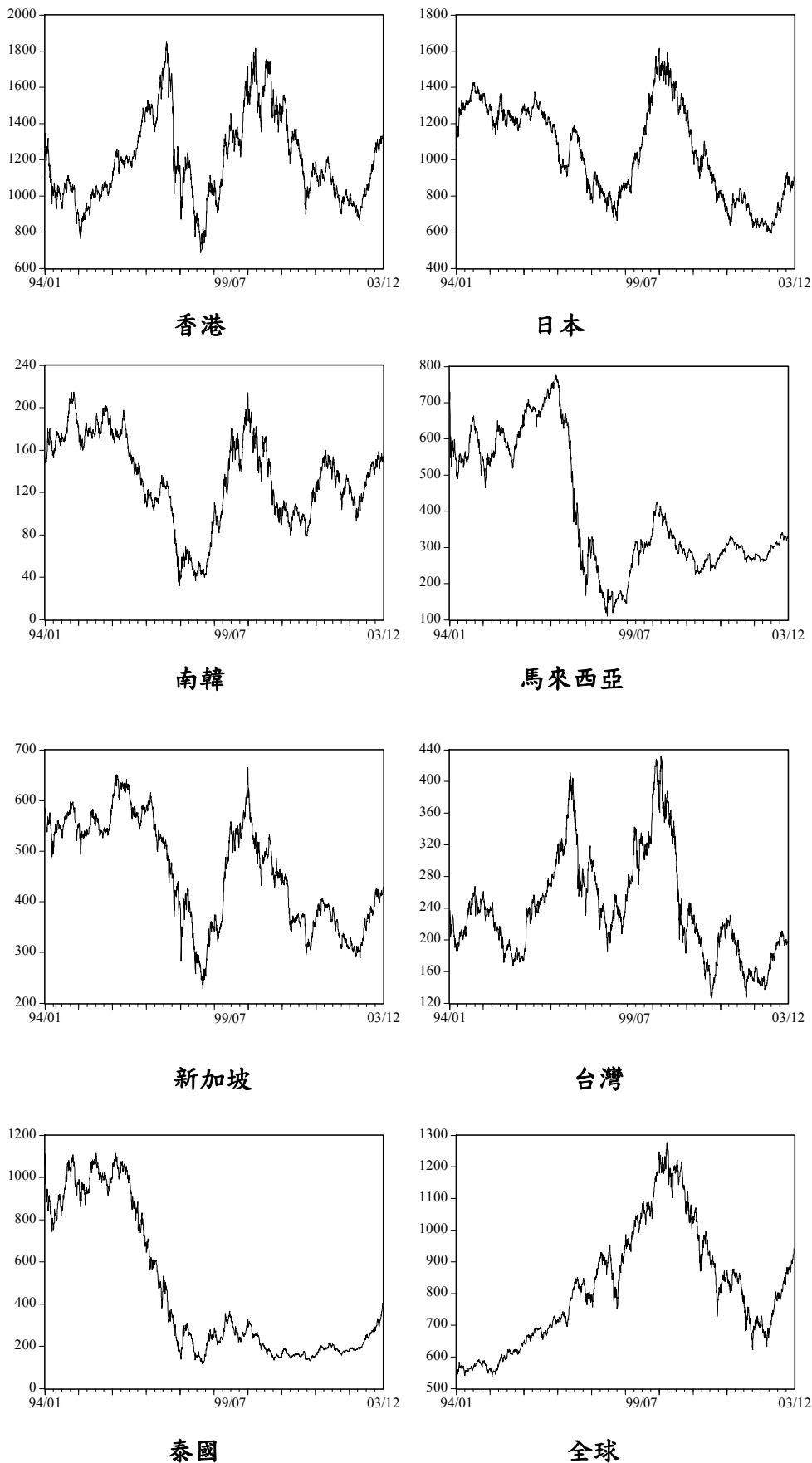


圖 1 個別股票市場每日指數之趨勢圖



表 1 個別市場每日股價報酬的敘述統計量

市場	期間	μ	σ	S	K	JB	LB(30)	LB ² (30)	ADF	PP	LM(30)
香港	全期間	0.000696	1.698	0.015	11.997	8796**	61.57**	974.49**	-24.97**	-48.82**	475.99**
	風暴前	0.029371	1.331	-0.444	6.725	557**	51.43**	335.21**	-28.39**	-28.38**	117.35**
	風暴後	-0.014724	1.866	0.116	11.729	5388**	48.49*	594.76**	-20.12**	-39.54**	313.50**
日本	全期間	-0.006953	1.416	0.235	6.302	1209**	54.39**	373.16**	-16.95**	-49.34**	188.69**
	風暴前	0.007188	1.065	0.177	6.486	466**	36.64	188.03**	-20.58**	-30.58**	110.81**
	風暴後	-0.014557	1.573	0.242	5.638	508**	46.16*	143.98**	-19.19**	-39.37**	98.58**
南韓	全期間	0.001194	2.653	0.332	14.591	14649**	235.22**	3600.30**	-9.04**	-45.71**	893.03**
	風暴前	-0.015344	1.316	-0.021	3.921	32**	41.79	114.96**	-26.20**	-26.19**	75.22**
	風暴後	0.010087	3.145	0.301	11.292	4884**	171.43**	2003.90**	-6.87**	-36.97**	556.13**
馬來西亞	全期間	-0.028963	2.103	-1.305	57.682	325666**	135.53**	157.97**	-9.47**	-46.26**	89.98**
	風暴前	-0.010274	1.251	0.044	12.688	3567**	62.34**	569.81**	-12.30**	-25.57**	106.53**
	風暴後	-0.039012	2.441	-1.277	48.353	145814**	107.29**	85.40**	-8.75**	-37.63**	52.66**
新加坡	全期間	-0.011014	1.366	0.086	9.349	4384**	64.83**	1143.00**	-45.77**	-45.69**	444.29**
	風暴前	-0.009577	0.873	-0.148	5.797	301**	33.07	209.25**	-21.67**	-27.41**	100.32**
	風暴後	-0.011787	1.569	0.103	7.976	1752**	52.67**	560.01**	-36.81**	-36.77**	264.62**
台灣	全期間	-0.003813	1.827	-0.083	5.662	773**	61.61**	434.11**	-11.91**	-49.81**	203.20**
	風暴前	0.05352	1.560	-0.129	6.285	412**	35.58	102.53**	-6.95**	-31.68**	48.77*
	風暴後	-0.034643	1.956	-0.052	5.269	365**	48.90*	262.33**	-20.94**	-39.15**	140.55**
泰國	全期間	-0.036946	2.262	0.518	9.369	4524**	149.03**	1543.00**	-11.54**	-44.21**	510.25**
	風暴前	-0.09166	1.612	-0.190	6.487	468**	42.95	301.39**	-26.62**	-26.47**	135.65**
	風暴後	-0.007524	2.544	0.566	8.420	2166**	111.09**	840.83**	-9.10**	-35.73**	330.29**
全球	全期間	0.021178	0.800	-0.211	5.551	727**	171.69**	1452.10**	-23.25**	-40.88**	360.56**
	風暴前	0.045466	0.461	-0.136	4.295	67**	76.21**	98.03**	-14.22**	-23.73**	66.24**
	風暴後	0.008118	0.933	-0.164	4.476	162**	117.34**	436.45**	-27.69**	-33.05**	160.94**

註:*和**分別代表 5%及 1%的顯著水準。

全體樣本期間為 1994/1/3~2003/12/31。風暴前之子期間為 1994/1/3~1997/7/1。風暴後之子期間為 1997/7/2~2003/12/31。 μ 和 σ 為樣本平均數及標準差;S和K為偏態及超額峰態。JB則為Jarque-Bera統計量,並且測量樣本是否為常態。LB(30)和LB²(30)為Ljung-Box統計量,檢定殘差及殘差平方的自我相關性並將落後期數取自30。ADF和PP為augmented Dickey-Fuller和Phillips-Perron單根檢定。ADF及PP檢定5%和1%的臨界值分別為-2.86及-3.43。LM(30)為Lagrange multiplier檢定,並且檢定落後期數在1至30期是否存在條件異質變異數。

至於本研究中出現線性和非線性相依的現象,與過去大部分的財務時間序列的實證結果一致,尤其在高頻率資料更是可以得到驗證。Augmented Dickey-Fuller (ADF)及Phillips & Perron (PP)的單根檢定是用來檢測序列穩定的特性,結果顯示出所有的序列已達穩定。故在通過單根檢定之後就有足夠的證據可以運用時間序列的模型。最後,Lagrange multiplier(LM)檢定用來測試序列存在異質變異數,也就是說檢定殘差序列是否存在ARCH效果。如表所示,殘差序列的平方在所有的期間均存在高階的自我相關,亦即說明二階動差存在著條件相依的現象。圖2代表著每日股價報酬的波動圖,更是支持



了波動聚集和條件異質變異數的說法。

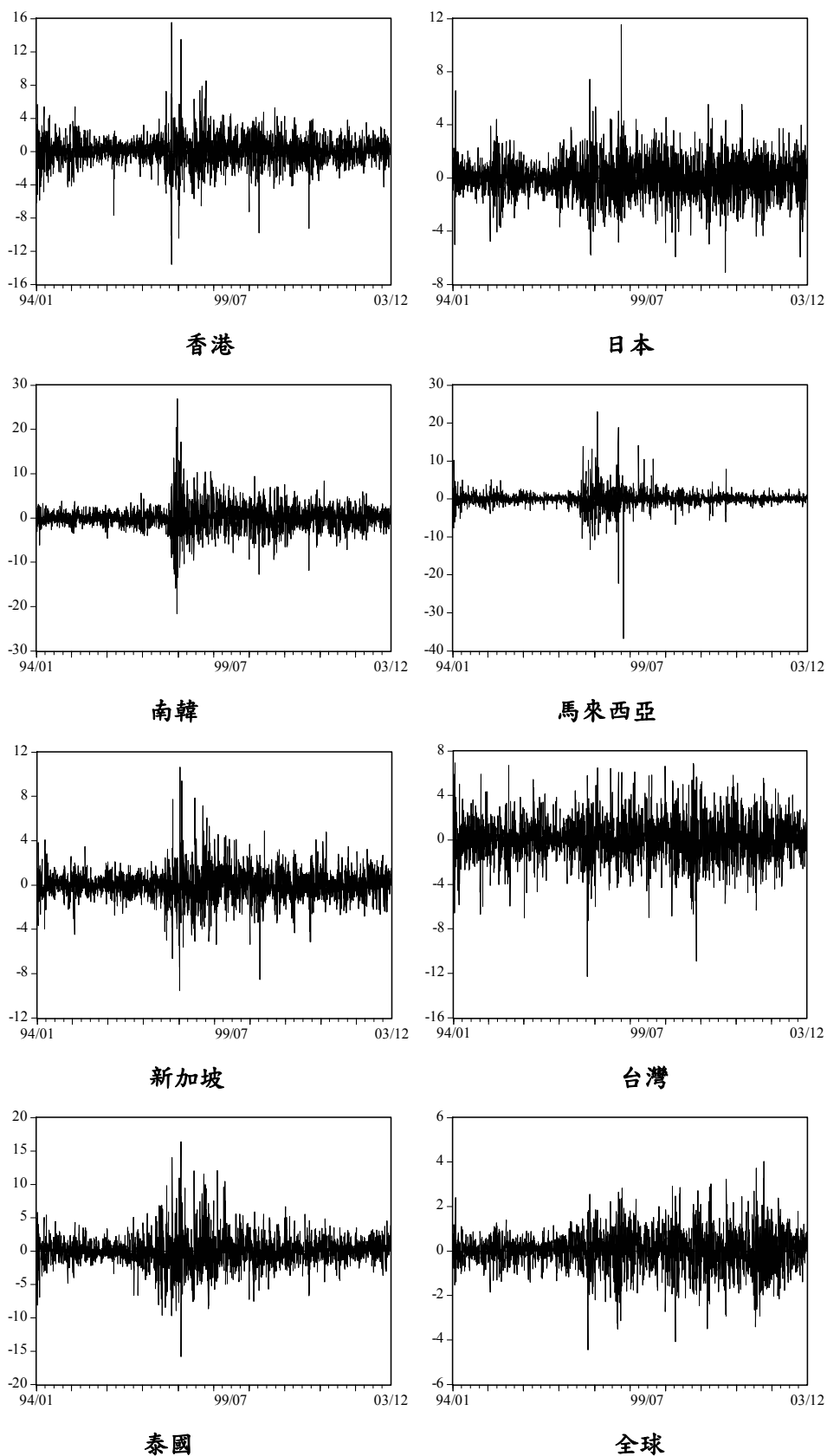


圖 2 股票市場每日報酬的波動情形

線性相依的時間序列通常可以自我迴歸過程來描述。本文採取 Akaike information



criterion(AIC)指標決定向量自我迴歸(vector autocorrelation) VAR(p)的階次，一旦所選的AIC為最小值則最適落後期數也就產生。結果每個市場在不同期間的階次都有所不同，如表2所示。

表2 個別市場各期間股價報酬落後期

市場	期間	Akaike Information Criterion (AIC)						
		VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)	VAR(4)	VAR(5)	VAR(6)	VAR(7)
香港	全期間	5.9829	5.9815	5.9748	5.9754	5.9729*	5.9753	5.9759
	風暴前	4.3946	4.3898*	4.3936	4.3950	4.3960	4.4039	4.4097
	風暴後	6.4712	6.4698	6.4593*	6.4614	6.4603	6.4638	6.4647
日本	全期間	5.6256	5.6277	5.6284	5.6282	5.6267	5.6235*	5.6260
	風暴前	3.5584	3.5524*	3.5592	3.5672	3.5636	3.5715	3.5794
	風暴後	6.1630*	6.1657	6.1671	6.1663	6.1676	6.1636	6.1674
南韓	全期間	7.0222	7.0192	7.0104	7.0043	6.9995*	6.9997	7.0009
	風暴前	4.5737*	4.5791	4.5853	4.5930	4.5909	4.5953	4.6024
	風暴後	7.6534	7.6506	7.6402	7.6334	7.6294*	7.6308	7.6336
馬來西亞	全期間	6.6081	6.6025	6.6050	6.6036	6.6019	6.5979*	6.5983
	風暴前	4.1860	4.1894	4.1941	4.1893	4.1839*	4.1914	4.1976
	風暴後	7.2421	7.2353	7.2391	7.2380	7.2387	7.2347*	7.2358
新加坡	全期間	5.6277	5.6279	5.6213*	5.6234	5.6227	5.6231	5.6224
	風暴前	3.6198	3.6183*	3.6229	3.6286	3.6212	3.6296	3.6374
	風暴後	6.2093	6.2102	6.2019*	6.2058	6.2066	6.2075	6.2074
台灣	全期間	6.3022	6.2991	6.2980	6.2963	6.2919*	6.2933	6.2958
	風暴前	4.9005*	4.9067	4.9109	4.9176	4.9119	4.9206	4.9240
	風暴後	6.7321	6.7291	6.7287	6.7274	6.7246*	6.7265	6.7302
泰國	全期間	6.7248	6.7239	6.7223*	6.7241	6.7231	6.7243	6.7270
	風暴前	4.9020*	4.9042	4.9096	4.9120	4.9083	4.9160	4.9236
	風暴後	7.2707	7.2696	7.2672*	7.2694	7.2700	7.2721	7.2759

註：*為依據AIC準則所選取的最適落後期。VAR(p)代表向量自我迴歸之落後期數。

3. 實證發現

表3列出全期間的VAR-GARCH-M模型參數估計值。每個市場的最適落後期數均不同，且為了節省空間因此不列出平均方程式落後期數之參數估計值。Ljung-Box統計量針對標準化殘差加以檢定，並且指出VAR-GARCH-M模型的條件平均方程式是合適的。此外，Ljung-Box統計量亦對標準化殘差平方檢定以顯示條件變異方程式不存在ARCH效果。在平均數方程式上，除了香港及泰國之外， λ_{S3} 的估計值在所有的市場顯著為正，顯示出亞太股票市場風險和報酬呈現正向關係，這也意味著投資人為風險



趨避者。再由這些顯著為正的 λ_{S3} 係數來看，最高的為台灣的股票市場，風險與報酬係數為 12.59，而最低的為日本的股票市場，風險與報酬係數為 0.43。至於在個別亞太洋股票市場報酬及全球市場報酬之變異數對於個別股票市場報酬之影響，除了南韓、新加坡及台灣的影響為負的之外，其餘均為正的影響，但都不顯著。在條件變異方程式方面，衡量波動傳遞效果的 G11 顯著為正，表示個別股價報酬波動受到本身報酬波動的傳遞效果為正向。G21 的係數除了泰國為負數之外，其餘均為正值，顯示具有正向的傳遞效果。在估計波動持續性方面，A11 及 A22 均為顯著的正值且接近於 1，顯示個別亞太洋股票市場報酬、全球股票市場報酬具有波動持續性的效果。

在診斷分析方面，利用標準化殘差的 Ljung-Box 檢定，發現新加坡及泰國之標準化殘差平方無法通過檢定之外，其餘的市場均符合 VAR-GARCH-M 模型。然而，透過標準化殘差之交叉相乘平方發現，新加坡的 $LB^2(30)$ 為 19.98，在 5% 的顯著水準之下並不顯著，故為一適當之模型，但泰國之標準化殘差交叉相乘平方的 $LB^2(30)$ 為 60.98，在 5% 的顯著水準之下顯著。

在檢驗金融風暴前後風險與報酬效果是否有所不同方面，表 4 及表 5 則分別列出這兩個子期間的 VAR-GARCH-M 模型估計值。在所有的市場中，兩個子期間的 A11 顯著為正。金融風暴前的風險與報酬影響效果由南韓的 31.23 到日本的 1.69，至於金融風暴後的風險與報酬影響效果由新加坡的 10.94 到馬來西亞的 0.16。 λ_{S3} 的估計值指出風險與報酬為正的現象除了出現香港及泰國以外，不管金融風暴前後在其他市場都是存在的。在診斷分析方面，金融風暴前之子期間均已經通過，故為適當的模型。然而，在金融風暴後卻有日本、新加坡和泰國之標準化殘差平方無法通過檢定，故以標準化殘差之交叉相乘平方發現，日本及新加坡之 $LB^2(30)$ 分別為 29.39 和 18.54，在 5% 的顯著水準之下已經不顯著。至於泰國之 $LB^2(30)$ 則為 50.45，在 5% 的顯著水準之下顯著，因此仍無法通過診斷分析。

由於風險與報酬程度可用 λ_{S3} 衡量，且當 λ_{S3} 較大時意謂著投資人要求較高的風險溢酬，因此本文比較兩個子期間之 λ_{S3} 以檢驗風險與報酬是否改變。除了香港和泰國的股票市場在兩個子期間均不存在正的風險與報酬係數以外，日本、南韓、馬來西亞、新加坡及台灣等五個市場的兩個子期間均存在著高風險高報酬的關係，且 λ_{S3} 係數在金融風暴後比金融風暴前來的小。以單尾 t 檢定來檢定是否 λ_{S3} 在金融風暴前顯著大於金融風暴後，其結果列於表 5。因此發現這五個股票市場在金融風暴後的風險與報酬係數顯著小於金融風暴前。除了香港和泰國之外，所有的亞太洋股票市場在金融風暴後比金融風暴前存在較小的風險與報酬關係。



表 3 全樣本期間的 VAR-GARCH-M 模型最大似估計參數

$$r_{s,t} = \lambda_{s0} + \sum_{i=1}^p \lambda_{s1i} r_{s,t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{s2i} r_{w,t-i} + \lambda_{s3} w_s h_{s,t} + \lambda_{s4} (1 - w_s) \text{cov}_t(r_s, r_w) + \varepsilon_{s,t}$$

$$r_{w,t} = \lambda_{w0} + \sum_{i=1}^p \lambda_{w2i} r_{w,t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{w1i} r_{s,t-i} + \lambda_{w3} (1 - w_s) h_{w,t} + \lambda_{w4} w_s \text{cov}_t(r_s, r_w) + \varepsilon_{w,t}$$

$$[H_t] = [C]'[C] + [A]'[H_{t-1}][A] + [G]'[\varepsilon_{t-1}][\varepsilon_{t-1}'] [G]$$

	香港	日本	南韓	馬來西亞	新加坡	台灣	泰國
VAR(p)	5	6	5	6	3	5	3
λ_{s0}	0.0113 (0.0404)	-0.1400 (0.0466)**	-0.2050 (0.0441)**	0.0098 (0.0245)	-0.0740 (0.0347)*	-0.3077 (0.1036)**	0.0327 (0.0484)
λ_{s3}	0.4537 (1.2582)	0.4306 (0.2064)*	9.0970 (1.2604)**	1.0483 (2.2416)	12.3797 (4.9294)*	12.5889 (3.8750)**	-4.7440 (4.4263)
λ_{s4}	0.0249 (0.1156)	0.0178 (0.1491)	-0.0980 (0.0807)	0.0161 (0.1539)	-0.0812 (0.0757)	-0.1563 (0.1272)	0.1105 (0.1177)
λ_{w0}	0.0227 (0.0168)	-0.0231 (0.0205)	0.0218 (0.0179)	0.0210 (0.0145)	0.0024 (0.0167)	0.1408 (0.0363)**	-0.0020 (0.0183)
λ_{w3}	-0.7699 (0.4665)	0.0811 (0.0821)	0.3090 (0.6242)	0.5898 (0.5902)	0.0188 (0.0346)	-4.3535 (1.3317)**	0.0645 (0.0284)*
λ_{w4}	0.1563 (0.0573)**	0.1345 (0.0643)*	0.0505 (0.0233)*	0.0439 (0.0504)	18.5707 (8.9069)*	0.1306 (0.0593)*	17.1137 (15.6936)
C11	0.1323 (0.0194)**	-0.0640 (0.0186)**	0.1224 (0.0220)**	0.0569 (0.0122)**	0.1364 (0.0206)*	0.2523 (0.0483)**	0.0960 (0.0198)**
C12	0.0746 (0.0293)**	0.1309 (0.0290)**	-0.0424 (0.0293)	-0.0383 (0.0123)**	0.1176 (0.0311)**	0.1536 (0.0783)*	-0.0207 (0.0234)
C22	0.0535 (0.0095)**	0.0688 (0.0101)**	-0.0699 (0.0103)**	-0.0599 (0.0082)**	0.0624 (0.0104)**	0.0605 (0.0092)**	-0.0687 (0.0104)**
A11	0.9609 (0.0055)**	0.9708 (0.0069)**	0.9764 (0.0030)**	0.9774 (0.0020)**	0.9443 (0.0087)**	0.9627 (0.0067)**	0.9823 (0.0028)**
A12	-0.0016 (0.0021)	-0.0006 (0.0040)	0.0017 (0.0011)	0.0011 (0.0010)	-0.0082 (0.0047)	-0.0051 (0.0026)*	0.0009 (0.0011)
A21	-0.0096 (0.0080)	-0.0197 (0.0106)	-0.0484 (0.0115)**	-0.0133 (0.0044)**	-0.0224 (0.0112)*	-0.0360 (0.0111)**	-0.0032 (0.0079)
A22	0.9716 (0.0047)**	0.9620 (0.0056)**	0.9543 (0.0052)**	0.9636 (0.0044)**	0.9662 (0.0056)**	0.9626 (0.0047)**	0.9572 (0.0055)**
G11	0.2604 (0.0187)**	0.2153 (0.0260)**	0.2032 (0.0132)**	0.2128 (0.0108)**	0.2931 (0.0237)**	0.2039 (0.0180)**	0.1840 (0.0146)**
G12	0.0036 (0.0075)	-0.0140 (0.0136)	-0.0107 (0.0039)**	-0.0071 (0.0047)	0.0205 (0.0140)	0.0155 (0.0067)*	-0.0002 (0.0046)
G21	0.0475 (0.0327)	0.0779 (0.0417)	0.1907 (0.0429)**	0.0416 (0.0177)*	0.0939 (0.0373)*	0.1391 (0.0397)**	-0.0010 (0.0328)
G22	0.2310 (0.0187)**	0.2729 (0.0209)	0.2913 (0.0172)**	0.2614 (0.0161)**	0.2537 (0.0205)**	0.2620 (0.0177)**	0.2782 (0.0184)**
最大似似值	-2254.58	-1820.36	-3353.06	-2317.46	-1838.73	-2942.77	-3148.93
LB(30)-本國	28.14	28.86	28.43	29.28	29.58	34.44	36.42
LB ² (30)-本國	22.39	41.92	28.91	16.43	43.80*	32.13	93.13**
LB(30)-全球	33.26	26.30	30.44	31.96	35.18	28.62	35.87
LB ² (30)-全球	43.06	39.61	31.13	43.20	38.33	29.29	35.90

註：*和**分別代表 5%及 1%的顯著水準。

括號中之數值代表標準誤。VAR(p)代表利用 AIC 準則選出之最適落後期數。由於每個市場的最適落後期數不同，為了節省空間將不列出落後期數之參數估計。LB(30)及 LB²(30)為 Ljung-Box 統計量，診斷配適過 VAR-GARCH-M 模型之後殘差是否存在自我關並將落後期數取自 30。



表 4 金融風暴前的 VAR-GARCH-M 模型最大似估計參數

$$r_{s,t} = \lambda_{s0} + \sum_{i=1}^p \lambda_{s1i} r_{s,t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{s2i} r_{w,t-i} + \lambda_{s3} w_s h_{s,t} + \lambda_{s4} (1 - w_s) \text{cov}_t(r_s, r_w) + \varepsilon_{s,t}$$

$$r_{w,t} = \lambda_{w0} + \sum_{i=1}^p \lambda_{w2i} r_{w,t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{w1i} r_{s,t-i} + \lambda_{w3} (1 - w_s) h_{w,t} + \lambda_{w4} w_s \text{cov}_t(r_s, r_w) + \varepsilon_{w,t}$$

$$[H_t] = [C]'[C] + [A]'[H_{t-1}][A] + [G]'[\varepsilon_{t-1}][\varepsilon_{t-1}][G]$$

	香港	日本	南韓	馬來西亞	新加坡	台灣	泰國
VAR(p)	2	2	1	5	2	1	1
λ_{s0}	0.0679 (0.0507)	-0.0498 (0.0569)	-0.3651 (0.1792)*	-0.0258 (0.0442)	-0.1532 (0.0647)*	-0.3325 (0.2056)	-0.2182 (0.1063)*
λ_{s3}	1.1086 (2.6986)	1.6869 (0.7087)*	31.2308 (14.9577)*	8.3296 (4.2597)*	27.4840 (12.7395)*	17.6008 (8.7789)*	9.9407 (7.6621)
λ_{s4}	-0.4286 (0.5181)	-1.8845 (0.8851)*	-0.6346 (0.6216)	-0.5383 (0.4325)	-0.2273 (0.4414)	-1.1471 (0.6333)	0.5516 (0.4312)
λ_{w0}	0.0310 (0.0216)	0.0065 (0.0232)	0.0896 (0.0644)	0.0342 (0.0167)*	-0.0002 (0.0297)	0.0784 (0.0499)	-0.0031 (0.0318)
λ_{w3}	-0.4935 (0.6869)	0.1573 (0.2826)	-6.7270 (5.2831)	-1.1646 (1.8005)	1.1809 (5.3723)	-2.0246 (2.0772)	1.4215 (2.0905)
λ_{w4}	0.1098 (0.1629)	-0.0886 (0.3560)	0.4938 (0.2078)*	0.2011 (0.2158)	0.3017 (0.2188)	0.0295 (0.2025)	0.1378 (0.1492)
C11	0.0000 (0.1384)	0.0000 (0.0441)	0.1756 (0.0725)*	0.0000 (0.2395)	0.0000 (0.3758)	0.0566 (1.0730)	0.0350 (0.4486)
C12	0.0997 (0.0508)*	0.1672 (0.0352)**	0.0740 (0.1098)	0.0884 (0.0371)*	-0.3698 (0.0585)**	-0.2901 (0.1239)*	0.3639 (0.1689)*
C22	0.2453 (0.0676)**	0.0817 (0.0176)**	0.1199 (0.0352)**	0.1267 (0.0323)**	0.0761 (0.0386)*	0.2341 (0.0325)**	0.2143 (0.0848)*
A11	0.9802 (0.0078)**	0.9517 (0.0132)**	0.9787 (0.0151)**	0.9759 (0.0181)**	0.8185 (0.0567)**	0.9588 (0.0266)**	0.9281 (0.0383)**
A12	0.0152 (0.0117)	-0.0152 (0.0056)**	0.0079 (0.0119)	0.1618 (0.0375)**	0.1423 (0.0764)	0.0456 (0.0160)**	-0.0165 (0.0139)
A21	-0.2078 (0.1002)*	-0.0450 (0.0263)	-0.1464 (0.0524)**	-0.1740 (0.2239)	-0.5395 (0.2782)	-0.1997 (0.1498)	-0.3841 (0.3241)
A22	0.7426 (0.1377)**	0.9731 (0.0127)**	0.9094 (0.0324)**	-0.9306 (0.0348)**	-0.9796 (0.0262)**	0.7209 (0.0680)	0.8173 (0.1264)**
G11	0.2097 (0.0255)**	0.2883 (0.0433)**	0.1224 (0.0332)**	0.2217 (0.0250)**	0.3879 (0.0471)	0.1937 (0.0297)**	0.2997 (0.0490)**
G12	-0.0124 (0.0149)	0.0567 (0.0170)**	-0.0374 (0.0158)*	-0.0283 (0.0126)*	0.0300 (0.0270)	-0.0269 (0.0107)*	0.0254 (0.0175)
G21	0.3364 (0.0815)**	0.0618 (0.0878)	0.3195 (0.1031)**	0.2483 (0.0753)**	0.1042 (0.0962)	-0.2761 (0.1388)*	0.2641 (0.1406)
G22	0.3621 (0.0645)**	0.1434 (0.0370)**	0.3025 (0.0549)**	0.3074 (0.0528)**	0.2534 (0.0521)**	-0.4124 (0.0536)**	0.3115 (0.0546)**
最大似似值	-230.78	169.10	-361.57	-115.54	90.43	-521.51	-462.57
LB(30)-本國	36.00	27.25	20.71	28.97	21.69	31.81	28.53
LB ² (30)-本國	27.23	38.43	33.88	33.08	22.83	25.14	57.44
LB(30)-全球	25.81	20.43	20.99	14.56	19.56	19.27	21.29
LB ² (30)-全球	34.74	37.93	33.06	27.21	32.98	37.66	43.10

註：*和**分別代表 5%及 1%的顯著水準。

括號中之數值代表標準誤。VAR(p)代表利用 AIC 準則選出之最適落後期數。由於每個市場的最適落後期數不同，為了節省空間將不列出落後期數之參數估計。LB(30)及 LB²(30)為 Ljung-Box 統計量，診斷配適過 VAR-GARCH-M 模型之後殘差是否存在自我關並將落後期數取自 30。



表 5 金融風暴後的 VAR-GARCH-M 模型最大似估計參數

$$r_{s,t} = \lambda_{s0} + \sum_{i=1}^p \lambda_{s1i} r_{s,t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{s2i} r_{w,t-i} + \lambda_{s3} w_s h_{s,t} + \lambda_{s4} (1 - w_s) \text{cov}_t(r_s, r_w) + \varepsilon_{s,t}$$

$$r_{w,t} = \lambda_{w0} + \sum_{i=1}^p \lambda_{w2i} r_{w,t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{w1i} r_{s,t-i} + \lambda_{w3} (1 - w_s) h_{w,t} + \lambda_{w4} w_s \text{cov}_t(r_s, r_w) + \varepsilon_{w,t}$$

$$[H_t] = [C]'[C] + [A]'[H_{t-1}][A] + [G]'[\varepsilon_{t-1}][\varepsilon_{t-1}][G]$$

	香港	日本	南韓	馬來西亞	新加坡	台灣	泰國
VAR(p)	3	1	5	6	3	5	3
λ_{s0}	-0.0341 (0.0537)	-0.2013 (0.1000)*	-0.3432 (0.1423)*	0.0277 (0.0315)	-0.0391 (0.0489)	-0.3289 (0.1335)*	0.1166 (0.0706)
λ_{s3}	1.1134 (1.7219)	0.6908 (0.3619)*	10.2936 (3.8209)**	0.1645 (3.2856)	10.9427 (4.8491)*	10.9261 (4.5744)*	15.5611 (14.8143)
λ_{s4}	0.0429 (0.1482)	0.0272 (0.1985)	-0.0046 (0.1178)	0.0350 (0.1377)	-0.0877 (0.1120)	-0.0636 (0.1432)	-0.4359 (0.1907)*
λ_{w0}	-0.0091 (0.0286)	-0.0829 (0.0487)	-0.0551 (0.0423)	-0.0363 (0.0495)	-0.0442 (0.0433)	0.1772 (0.0607)**	-0.0392 (0.0506)
λ_{w3}	-1.5680 (0.7213)*	0.1235 (0.1605)	1.5872 (0.8224)	0.0704 (0.0608)	0.0382 (0.0626)	-5.8979 (2.0049)**	0.0842 (0.0589)
λ_{w4}	0.2633 (0.0823)**	0.2226 (0.0993)*	0.0637 (0.0430)	25.7338 (12.9152)*	32.0807 (15.3348)*	0.1679 (0.0746)*	26.5718 (30.7211)
C11	0.1659 (0.0362)**	0.3210 (0.0486)**	0.2240 (0.0443)**	-0.0001 (0.2841)	0.2080 (0.0348)**	0.2549 (0.0642)**	0.0212 (0.1312)
C12	0.0830 (0.0358)*	0.1858 (0.0950)*	0.1268 (0.0543)*	0.0514 (0.0145)**	0.1567 (0.0438)**	0.2188 (0.0943)*	-0.0378 (0.0297)
C22	0.1595 (0.0236)**	0.1642 (0.0205)**	0.1940 (0.0168)**	0.1869 (0.0267)**	0.1751 (0.0221)**	0.1636 (0.0235)**	0.1916 (0.0252)**
A11	0.9613 (0.0087)**	0.9358 (0.0162)**	0.9696 (0.0052)**	0.9808 (0.0035)**	0.9445 (0.0117)**	0.9579 (0.0112)**	0.9905 (0.0022)**
A12	-0.0011 (0.0032)	-0.0086 (0.0103)	0.0000 (0.0018)	0.0913 (0.0168)**	-0.0029 (0.0051)	-0.0086 (0.0072)	0.0065 (0.0016)**
A21	-0.0198 (0.0130)	0.0095 (0.0202)	-0.0480 (0.0259)	0.0315 (0.0583)	-0.0363 (0.0161)*	-0.0576 (0.0189)**	-0.0075 (0.0111)
A22	0.9494 (0.0102)**	0.9470 (0.0098)**	0.9277 (0.0084)**	-0.9349 (0.0131)**	0.9407 (0.0108)**	0.9421 (0.0102)**	0.9250 (0.0128)**
G11	0.2599 (0.0262)**	0.2427 (0.0323)**	0.2272 (0.0201)**	-0.1891 (0.0124)**	0.2851 (0.0278)**	0.2176 (0.0240)**	0.1407 (0.0153)**
G12	0.0102 (0.0094)	-0.0018 (0.0182)	-0.0047 (0.0064)	-0.0019 (0.0064)	0.0058 (0.0132)	0.0142 (0.0143)	0.0129 (0.0057)*
G21	0.0459 (0.0379)	0.0061 (0.0518)	0.1484 (0.0703)*	-0.0015 (0.0239)	0.0726 (0.0407)	0.1605 (0.0452)**	-0.0716 (0.0355)*
G22	0.2560 (0.0244)**	0.2830 (0.0262)**	0.3115 (0.0226)**	-0.2873 (0.0273)**	0.2824 (0.0262)**	0.2885 (0.0249)**	-0.3109 (0.0269)**
t 統計量	NA	39.62	41.51	50.05	24.02	21.37	NA
最大似似值	-2013.33	-1941.28	-2930.56	-2158.67	-1868.20	-2396.73	-2659.20
LB(30)-本國	28.22	38.89	28.03	28.64	28.26	25.77	36.28
LB ² (30)-本國	31.29	56.28**	22.28	22.34	47.54*	33.11	99.69**
LB(30)-全球	33.76	34.25	30.04	30.20	32.74	30.53	33.83
LB ² (30)-全球	36.57	34.59	29.45	33.27	34.20	26.40	28.05

註：*和**分別代表 5%及 1%的顯著水準。

括號中之數值代表標準誤。VAR(p)代表利用 AIC 準則選出之最適落後期數。由於每個市場的最適落後期數不同，為了節省空間將不列出落後期數之參數估計。單尾 t 統計量則用來檢定是否金融風暴前的 λ_{s3} 顯著大於金融風暴後的 λ_{s3} 。香港及泰國之 t 統計量為 NA，主要的原因為不論在風暴前後不存在高風險高報酬關係，故沒有比較的基礎。LB(30) 及 LB²(30) 為 Ljung-Box 統計量，診斷配適過 VAR-GARCH-M 模型之後殘差是否存在自我關並將落後期數取自 30。



4. 結論

關於投資者對於金融資產要求高風險高報酬的關係已經廣泛被用來檢視，並且持續的受到研究者的重視。事實上，風險與報酬呈現正向關係透露出投資者為風險趨避者。但在眾多探討風險與報酬文獻中卻鮮少考慮和其他市場之相關性。本文以亞太平洋股票市場為研究對象，探討亞太平洋國家的風險與報酬程度。除此之外，本文以亞洲金融風暴為時代背景，分為金融風暴前和金融風暴後兩個子期間。因此對於兩個子期間的探討即相當於對金融風暴前和金融風暴後的風險與報酬進行分析。

基於上述的理由，本文首先檢驗亞太平洋股票市場的風險與報酬是否呈現正向關係，並且檢測金融風暴前和金融風暴後的風險與報酬關係是否有所不同。當存在條件異質變異的時候，GARCH 模式是用來捕捉波動叢聚的良好方式，由於存在兩個變數，因此本文以 VAR-GARCH-M 模型為分析方法。以香港、日本、南韓、馬來西亞、新加坡、台灣及泰國的每日股價指數報酬進行研究結果顯示，除了香港和泰國之外，其餘股票市場均存在正向的風險與報酬關係，表示這些市場的投資人為風險趨避者，並且在金融風暴後比金融風暴前風險趨避係數有減少的趨勢。此一結果在投資決策上具有重要的意涵，即當投資人歷經金融風暴後導致財富的重大損失，投資人的投資態度將會更加的謹慎。投資人為了防止財富損失應做好規避風險的準備。



參考文獻

1. Baillie, R. and P. DeGennaro (1990), "Stock return and volatility," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, pp.203-214.
2. Bansal, R. and C. Lundblad (1999), "Fundamental values and asset returns in global equality markets," Working paper Duke University.
3. Beraert, G. and C. Harvey (1995), "Time-varying world market integration," *Journal of Finance*, 50, pp.403-444.
4. Bollerslev, T., (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, pp.307-327.
5. Bollerslev, T., R. F. Engle and J. M. Wooldridge (1988), "A capital-asset pricing model with time-varying covariances," *Journal of Political Economy*, 96, pp.116-131.
6. Bollerslev, T., R. Chou and K. Kroner (1992), "ARCH modeling in finance : a review of theory and empirical evidence," *Journal of Econometrics*, 52, pp.5-59.
7. Booth, G. G., J. J. Hatem, I. Virtanen and P. Yli-Olli (1992), "Stochastic modeling of security returns: evidence from the Hwsinki stock exchange," *European Journal of Operational Research*, 56, pp.98-106.
8. Chou, R., R. Engle and A. Kane (1992), "Measuring risk aversion from excess returns on stock index," *Journal of Econometrics*, 52, pp.201-224.
9. Campbell, J. Y. and J. H. Cochrane (1999), "By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behaviour," *Journal of Political Economics*, 107, pp.205-51.
10. Campbell, J. and L. Hentschel, (1992) "No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns," *Journal of Financial Economics*, 31, pp.281-318.
11. DeLong, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers and R. J. Waldmann, (1990) "Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation," *Journal of Finance*, 45, pp.379-395.
12. Engle, R. F. (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations," *Econometrics*, 50, pp.987-1008.
13. Engle, R., D. Lilien, and R. Robins (1987), "Estimating time-varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model," *Econometrica*, 55, pp.391-407.
14. Engle, R. F. and K. F. Kroner (1995), "Multivariate simultaneous generalized," *ARCH. Econometric Review*, 11, pp.122-150.
15. Errunza, V., E. Losq and P. Padmandahan (1992), "Tests of integration, mild segmentation and segmentation hypotheses," *Journal of Banking and Finance*, 16, pp.949-972.
16. Fang, W., (2001), "Stock return process and expected depreciation over the Asian financial crisis," *Applied Economics*, 33, pp.905-12.
17. French, K., G. Schwert and R. Stambaugh (1987), "Expected stock returns and volatility,"



- Journal of Financial Economics*, 19, pp.3-30.
18. Glosten, L. R., R. Jaganathan and R. D. Runkle (1993), "On the relation between the expected value and volatility of nominal excess return on stocks," *Journal of Finance*, 48, pp.1779-1801.
 19. Harrison, P. and H. Zhang (1999), "An investigation of the risk and return relation at long horizons," *Review of Economics and Statistics*, 81, pp.399-408.
 20. Koutmos, G. (1998), "Asymmetries in conditional mean and the conditional variance: evidence from nine stock markets," *Journal of Economics and Business*, 50, pp.277-290.
 21. Lo, A. W. and C. A. MacKinlay (1990), "An econometric analysis of nonsynchronous trading," *Journal of Econometrics*, 45, pp.181-211.
 22. Nam, K., C. S. Pyun, and S. L. Avard (2001), "Asymmetric reverting behavior of short-horizon stock returns: An evidence of stock market overreaction," *Journal of Banking and Finance*, 25, pp.807-824.
 23. Nam, K., C. S. Pyun, and A. C. Arize (2002), "Asymmetric mean-revision and contrarian profits: ANST-GARCH approach," *Journal of Empirical Finance* 9, pp. 563-588.
 24. Nelson, D. B. (1991), "conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach," *Econometrica*, 59, pp.347-370.
 25. Salman, F. (2002), "Risk-return-volume relationship in an emerging stock market," *Applied Economics Letters*, 9, pp.549-552.
 26. Scholes, M. and J. Williams (1977), "Estimating betas from nonsynchronous data," *Journal of Financial Economics*, 5, pp.309-327.
 27. Xing, X. and J. S. Howe (2003), "The empirical relationship between risk and return: evidence from the UK stock market," *International Review of Financial Analysis*, 12, pp.329-346.
 28. Yang, J. J. W. and S. J. You (2003), "Asymmetric volatility: pre and post financial crisis," *Journal of Management*, 20, pp.797-819.

