

台灣股市系統風險不對稱性之研究¹

Asymmetry of systematic risk in Taiwan's stock market

廖永熙²

摘要

眾多文獻指出金融資產的報酬率存在著不對稱的波動現象，此一現象反應出投資者對市場好壞訊息的反應並不一致。然而，探討波動不對稱的文獻大部分集中於總風險，鮮少對系統風險加以研究。有鑑於此，本研究以雙變量 GJR-GARCH 模型並允許條件相關係數隨著時間改變，來探討台灣股票市場是否存在系統風險不對稱的現象，標的為 18 種產業股票指數的日報酬率。研究結果顯示：在全體樣本期間 18 種股價指數中共有 13 種呈現出顯著的系統風險不對稱，而金融風暴後系統風險不對稱有明顯增加。

關鍵字：系統風險不對稱、雙變量 GJR-GARCH 模型

Abstract

Numerous documents point out that there is an asymmetric volatility in financial assets. This phenomenon reflects that investors' reactions to market news are not consistent. However, most of the literature discussing volatility asymmetry focuses on total risk, and few studies on systemic risk. Therefore, this study uses the bivariate GJR-GARCH model and allows the conditional correlation coefficient to change over time to explore whether there is an asymmetric beta in the Taiwan stock market. The data is the daily return rate of 18 industrial stock indexes. The results of the study show that, during the entire sample period, 13 of the 18 stock price indices exhibited significant asymmetric beta, and the asymmetric beta increased significantly after the financial crisis.

Keywords: Asymmetric beta, Bivariate GJR-GARCH model

¹本計畫由南華大學校內專題研究計畫補助

²南華大學財務金融系暨財務管理研究所副教授

1.前言

在研究背景方面，自 Sharpe (1964)、Lintner (1965)和 Mossin (1966)提出資本資產定價模式(CAPM)以來，系統風險(systematic risk)成為解釋資產報酬率的一個重要因子。早期的文獻，如 Fama & MacBeth (1973)曾檢驗紐約證券交易所股票報酬和風險的關係，結果支持股票報酬率和系統風險呈一正向比例關係。Pettengill et al.(1995)和 Berglund & Knif (1999)等人亦驗證了系統風險可以解釋橫斷面的股票報酬率。然而，Reinganum (1981)、Tinic & West (1984)及 Fama & French (1992)等人的研究卻指出系統風險並無法完全解釋股票報酬率，因此，系統風險解釋股票報酬率之能力仍受到質疑。最近之學者如 Heston et al.(1999)、Chen (2003)、Tang & Shum (2003)和 Hung et al.(2004)等人驗證出系統風險在解釋股票報酬率上是具有一定的影響力。

在估計系統風險時，傳統使用的方法為單因子模式。單因子模式的主要問題在於未考慮變異數會隨著時間而改變。Schwert & Seguin (1990)、Brooks et al.(2002)、Faff et al.(2002)和 Patro et al.(2002)等人利用 GARCH 模型解決變異數隨著時間而變動的問題，因而發現系統風險並非固定。事實上，除了變異數會隨時間變動外，Harvey (1989)利用工具變數(instrument method)的方法，發現共變異數亦會隨著時間而改變。因此，當變異數和共變異數均隨時間而變動的特性未被考慮時，系統風險的估計值將產生偏誤。基於上述的問題，Giannopoulos (1995)和 Brooks & Henry (2002)嘗試以雙變量 GARCH (generalized autoregressive conditional heteroskedastic model; GARCH)模型且允許變異數及共變異數隨著時間而變動來探討系統風險，驗證了股市的系統風險並非固定。

股票報酬率除了波動不具固定的特性外，Black (1976)和 Cheung & Ng (1992)的實證結果指出，股票報酬率在上漲和下跌產生的波動亦不一致，即存在波動不對稱的現象。文獻上解釋波動不對稱的原因為槓桿效果(如 Christie 1982)，主要說明當公司的股票價格下跌時，公司的負債對權益比將會上升，公司的財務風險因此上升，最後導致股價的波動增加。由於系統風險和資產報酬率總風險息息相關，故系統風險存在不對稱是可以被預期的。系統風險存在不對稱性現象首先由 Braun et al.(1995)所探討；在假設個別資產報酬率和市場投資組合報酬率的相關性為固定的情況下，他們以雙變量 EGARCH 模型檢驗並發現當股票報酬率存在不對稱波動時，系統風險卻未必存在不對稱。由於個別資產報酬率和市場投資組合報酬率相關性為固定的假設過於嚴苛，因此 Bekaert & Wu (2000)放寬此一假設³。Bekaert & Wu (2000)採用日本股票報酬率為研究樣本，研究發現條件變異數和條件共變異數出現不對稱的主要因為波動性回饋的緣故，但仍沒有發現系統風險存在不對稱現象⁴。然而 Koutmos & Knif (2002a, 2002b)在沒有限制資產報酬率相關性是固定不變的假設下，利用雙變量 GJR-GARCH 模型(由 Glosten et al. 1993 所發展)加以驗證，卻發現系統風險是存在不對稱的現象。Koutmos & Knif (2002a)進一步指出系統風險不對稱情形為：當市場處於下跌時，個別股票有較高的系統風險；反之，當

³ Bekaert & Wu (2000)利用 Engle & Kroner (1995)和 Kroner & Ng (1998)的 BEKK-GARCH 模型，此模型並沒有限制資產報酬的相關性為固定。

⁴ Pindyck (1984) 及 Campbell & Hentschel (1992)認為，市場風險溢酬是期望波動的增函數，則增加波動將使股價下跌並且導致不對稱波動的現象，此稱為波動性回饋。



市場處於上漲階段，個別股票的系統風險卻較低。另外，在台灣股票市場上研究系統風險的研究有劉亞秋等(1996)及周賓鳳和劉怡芬(2000)，但卻未發現系統風險可以解釋個別股票報酬。

由於股票市場在空頭時期的波動比多頭時期的波動較大，所以 Yang & You (2003) 分析金融風暴前後亞洲股票市場的波動情形，結果發現金融風暴後的不對稱波動比起金融風暴前來得較大。Yang & You (2003) 解釋會出現金融風暴後的不對稱波動大於金融風暴前的主要原因為投資人的效用函數具有遞減絕對風險趨避(decreasing absolute risk aversion)的特性，即風險貼水和財富存在負向關係⁵。這也進一步指出投資人在金融風暴後財富的大量減少，使得他們更加風險趨避。因此投資人在金融風暴之後對於過去的壞消息反應更劇烈，導致較高的不對稱波動。然而，此處所指的波動為總風險；至於在系統風險方面，由於總風險等於系統風險及非系統風險兩者之和，基於此種微妙的關係，金融風暴後的系統風險不對稱性是否會比金融風暴前來得較大，乃是值得探討的主題。

在研究動機方面，一般使用的方法為 GARCH 模型，然而 GARCH 模型受到限制的條件是好壞消息對於波動的影響是相等的。因此 Glosten et al. (1993) 發展出 GJR-GARCH 模型，並且應用於不對稱波動效果的分析，相較於傳統的 GARCH 模型，GJR-GARCH 模型允許不同符號的衝擊對未來的波動產生不同的效果。而 Engle 和 Ng (1993) 認為 GJR-GARCH 模型比起其他不對稱 GARCH 模型更能夠掌握新訊息對報酬率波動性不對稱的影響效果。截至目前，尚沒有文獻利用 GJR-GARCH 模型針對台灣股票市場的系統風險不對稱進行探討，此乃本研究之主要貢獻。此外，眾多學者均認為 GJR-GARCH 模型乃偵測系統風險不對稱之一良好的模式。例如，Koutmos & Knif (2002a, 2002b) 利用 GJR-GARCH 模型分析美國、英國、日本、德國及芬蘭的股票報酬率資料，發現大部分的系統風險存在著不對稱現象。Faff et al. (2000) 則以不同方法檢驗系統風險的預測能力，結果發現 GJR-GARCH 模型具有較小的預測誤差。因此，在各種測量系統風險模型中，GJR-GARCH 模型是最廣泛被使用的方法之一⁶。本研究欲探討的目的有二：本研究欲探討的問題為，檢驗台股是否存在系統風險不對稱的現象；其次，觀察金融風暴前後期系統風險不對稱的情形是否有所不同。

由於國外的研究指出當市場處於下跌時，個別股票有較高的系統風險；反之，當市場處於上漲時，個別股票的系統風險較低。由於過去文獻對於台灣股票市場的研究，尚未對系統風險不對稱性加以探討，因此本文的貢獻為提供股票市場報酬率亦存在系統風險不對稱的證據。本研究以台灣股票市場 18 個不同產業的日報酬率為分析標的，研究結果顯示：台灣產業的股票報酬率的確存在系統風險不對稱的現象。此外，本文更區分金融風暴前及金融風暴後兩個子期間，實證結果顯示總風險及系統風險在金融風暴後不對稱情形有增加的趨勢。

⁵ 在假設個人為風險趨避的前提下，效用函數 μ 必須滿足 $\mu'(\chi) > 0$ 和 $\mu''(\chi) < 0$ 。Pratt (1964) 曾指出風險性資產 \tilde{z} 及其風險貼水 π 在加入個人的初始財富 χ_0 後，將成為 $\mu(\chi_0 - \pi) = E\{\mu(\chi_0 + \tilde{z})\}$ ，其中 $E(\tilde{z}) = 0$ ，則當 $\mu''(\chi)/\mu'(\chi)$ 隨著 χ 遞減時， $\partial \pi / \partial \chi_0 < 0$ ，此一特徵稱為遞減絕對風險趨避。

⁶ 另外常被用來估計系統風險的方法包括：傳統 GARCH 模型、GARCH-M 模型、MA-GARCH 模型、EGARCH 模型、Kalman 模型及 Schwert & Seguin (1990) 所提出的 Schwert & Seguin 模型。



本研究的內容安排如下：除了前言之外，第二部分描述資料特性及研究方法。第三部分說明整個研究期間和比較金融風暴前與金融風暴後兩個子期間的實證結果。第四部份為結論並提供未來研究方向之建議。

2. 資料及研究方法

2.1 資料及相關檢定

本文所使用的日資料取自於台灣經濟新報資料庫，包括台灣加權股價指數及 18 個產業指數和成交值，而台灣加權股票市場指數是由所有上市公司所組成。這 18 個產業指數包括：水泥、食品、塑膠、紡織纖維、電機機械、電器電纜、化學工業、玻璃陶瓷、造紙、鋼鐵、橡膠、汽車、電子、營造建材、運輸、觀光、金融保險和百貨貿易。資料的期間為 1995 年 5 月 1 日至 2006 年 12 月 29 日，這一段期間包含 1997 年 7 月 2 日泰銖在一日之內貶值 16% 所引發的東南亞金融風暴，故以此時間點作為分野。為了觀察實證結果是否具穩健性(robust)，本文區分出金融風暴前後兩個相等的子期間。金融風暴前為 1995 年 5 月 1 日至 1997 年 7 月 1 日，金融風暴之後為 1997 年 7 月 2 日至 1999 年 6 月 30 日。

各產業的日報酬率是利用對數差分的方式計算，即 $rt=100 \times \ln(st/st-1)$ ，其中 rt ， st 及 $st-1$ 分別代表股票報酬及其於第 t 日和第 $t-1$ 日的股票指數值， \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，電子產業佔股票市場交易比例最大，觀光產業為最低。再觀察各產業資料的偏態狀況，發現所有的股票報酬率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 統計量對於報酬率序列顯示為非常態序列。

表 1 亦顯示出單因子模型所得到的迴歸結果，在全期間， β 的估計值均達到 5% 顯著水準。觀察 β 和各產業規模的關係，可發現規模愈大的產業有較高的 β 。然而，這個傳統模型卻存在著一些問題。例如，第一個困擾為序列相依，因此本文以 Ljung-Box(LB) 統計量來檢定殘差平方的非線性相依問題。Nelson (1991) 和 Booth et al. (1992) 主張非線性相依是條件異質變異數和波動聚集的指標。由表 1 可知 Q2 統計量在全期間皆為顯著，意味著所有的資料存在 ARCH 效應或條件異質變異數。因此單因子模型並不適合，為了解決條件變異數的問題，Ghosh (1992)、Corhay & Rad (1996) 和 Lie et al. (2000) 改以 GARCH 模型取代 OLS 市場模式。第二個困擾是指諸多文獻均未考慮到相關係數是否會隨著時間而變動不一，例如，Vrontos et al.(2003) 和 Scruggs & Glabadanidis (2003) 指出共變異數並非固定不變。因此，本文利用 $Q_{i,m}$ 統計量檢定殘差交叉相關，整體而言，台灣各產業的股票報酬率和市場報酬率的相關性是會隨著時間而變動的。

2.2 研究方法

傳統 GARCH 模型可用來描述金融資產的條件異質變異數和波動聚集的情況，然而，原始的 GARCH 模型並不能區分出好消息和壞消息對波動造成的影響，為了檢驗正和負消息的衝擊是否存在著不對稱波動，本文使用 Glosten et al. (1993) 所發展的 GJR-GARCH 模型並允許個別產業組合報酬率和市場投資組合報酬率的條件相關係數並



非固定不變來探討系統風險(以下稱為動態雙變量 GJR-GARCH 模型)。模型的敘述如下：

$$r_{i,t} = \mu_{i,t} + \phi_{i,t} r_{i,t-1} + \sigma_{i,t} z_{i,t} \tag{1}$$

$$r_{m,t} = \mu_{m,t} + \phi_{m,t} r_{m,t-1} + \sigma_{m,t} z_{m,t} \tag{2}$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \alpha_{i,0} + \sum_{q=1}^n \alpha_{i,q} \varepsilon_{i,t-q}^2 + \sum_{p=1}^m \beta_{i,p} \sigma_{i,t-p}^2 + \sum_{q=1}^n \delta_{i,q} S_{i,t-q} \varepsilon_{i,t-q}^2 \tag{3}$$

$$\sigma_{m,t}^2 = \alpha_{m,0} + \sum_{q=1}^n \alpha_{m,q} \varepsilon_{m,t-q}^2 + \sum_{p=1}^m \beta_{m,p} \sigma_{m,t-p}^2 + \sum_{q=1}^n \delta_{m,q} S_{m,t-q} \varepsilon_{m,t-q}^2 \tag{4}$$

$$\sigma_{i,m,t} = \bar{\rho}_{i,m} + a(z_{i,t-1} z_{m,t-1} - \bar{\rho}_{i,m}) + b(\sigma_{i,m,t-1} - \bar{\rho}_{i,m}) + \sum_{q=1}^n \gamma_{i,q} S_{i,m,t-q} \sigma_{i,t} \sigma_{m,t} \tag{5}$$

其中i和m分別是任一產業組合以及市場投資組合；ri,t和rm,t為連續複利報酬率； $\mu_{i,t}$ 和 $\mu_{m,t}$ 代表條件平均數；n和m代表落後期數； $\varepsilon_{i,t}$ 和 $\varepsilon_{m,t}$ 為隨著時間而變動的個別變異數及共變異數； $\varepsilon_{i,t}$ 和 $\varepsilon_{m,t}$ 為誤差項；zi,t及zm,t為標準化的衝擊，定義為zi,t= $\varepsilon_{i,t}/\sigma_{i,t}$ 和zm,t= $\varepsilon_{m,t}/\sigma_{m,t}$ ； $\rho_{i,m}$ 為zi,t及zm,t的無條件相關係數。

表 1. 全樣本期間 18 個產業日平均成交值和日報酬率的敘述統計及相關檢定(1995/5/1~2006/12/29)

產業	T/M(%)	μ	σ	S	K	JB	μ_i	β_i	Q ² (6)	Q ² (12)	Q _{i,m} (6)	Q _{i,m} (12)
水泥	0.62	-0.03	2.05	0.14	4.38	185.71***	-0.03 (-0.92)	0.82*** (41.51)	458.98***	657.60***	8.24	12.82
食品	1.92	-0.03	1.66	-0.08	4.28	156.00***	-0.03 (-1.25)	0.72*** (48.16)	168.57***	230.61***	7.05	15.52
塑膠	4.27	0.03	2.03	0.16	4.23	151.75***	0.01 (0.46)	0.93*** (53.88)	162.51***	203.19***	17.26***	24.67**
紡織纖維	4.01	-0.02	1.88	-0.01	3.69	45.51***	-0.02 (-0.81)	0.89*** (59.45)	227.83***	285.29***	8.57	25.33**
電機機械	1.75	-0.01	1.63	-0.07	4.23	145.18***	-0.01 (-0.47)	0.79*** (61.77)	333.84***	432.62***	5.17	20.31*
電器電纜	1.60	-0.04	2.14	-0.04	3.75	53.49***	-0.04 (-1.33)	1.01*** (57.95)	463.83***	673.29***	37.59	38.33
化學工業	1.42	-0.01	1.80	-0.14	3.87	78.63***	-0.02 (-0.63)	0.82*** (53.37)	232.58***	321.84***	3.27	12.49
玻璃陶瓷	0.40	-0.04	1.88	0.08	4.24	146.06***	-0.04 (-1.37)	0.68*** (35.23)	353.47***	417.39***	23.57	25.92
造紙	0.66	-0.04	2.14	0.05	3.78	58.07***	-0.04 (-1.04)	0.81*** (37.90)	353.92***	568.99***	1.09	6.26
鋼鐵	2.55	0.00	1.72	0.30	4.74	319.65***	-0.00 (-0.13)	0.65*** (37.28)	173.02***	276.36***	8.79	18.71*
橡膠	1.05	0.00	2.09	-0.05	3.72	50.25***	0.00 (0.07)	0.88*** (0.02)	249.03***	325.42***	4.33	15.86
汽車	0.83	0.03	1.87	0.10	4.82	316.06***	0.03 (0.88)	0.68*** (35.61)	293.69***	457.11***	6.61	18.33
電子	59.07	0.04	2.19	-0.08	3.61	37.36***	0.04* (1.81)	1.15*** (82.07)	346.97***	535.80***	22.02***	23.51**
營造建材	3.04	-0.05	2.06	0.17	3.79	69.09***	-0.05 (-1.41)	0.81*** (39.89)	368.16***	495.17***	80.36	84.02
運輸	1.57	0.00	1.99	0.13	4.11	121.71***	-0.00 (-0.10)	0.80*** (42.32)	339.64***	499.94***	11.53*	13.92
觀光	0.28	-0.03	1.58	0.09	4.64	254.87***	-0.03 (-0.98)	0.56*** (33.76)	293.53***	390.26***	16.47	19.63
金融保險	10.68	-0.01	1.88	0.25	4.38	203.64***	-0.02 (-0.66)	0.92*** (64.62)	200.00***	255.51***	11.31	15.08
百貨貿易	0.67	-0.01	1.54	-0.12	4.62	253.64***	-0.02 (-0.63)	0.65*** (45.57)	214.13***	290.15***	7.67	9.70

註：*、**和***分別代表在10%、5%及1%信賴水準下為顯著。括號中之數值代表t值。T/M為個別產業成交



值佔市場的比例； μ 和 σ 為樣本平均報酬率及標準差； S 和 K 為偏態及峰態。JB則為Jarque-Bera統計量，測量樣本是否為常態。單因子模型為 $r_{i,t}=\mu_i+\beta_i r_{m,t}+\varepsilon_{i,t}$ 。Q²(m)為Ljung-Box統計量，檢定殘差平方的自我相關性並將落後期數取6及12。Q_{i,m}(m)為Ljung-Box統計量，檢定產業指數i和市場指數m的交叉相關是否隨著時間而變動且將落後期數取6及12。

公式(1)和(2)為股票報酬率的一階自我迴歸過程。公式(3)及(4)則是將標準的GARCH模型加入 $\delta_{i,q} S_{i,t-q} \varepsilon_{i,t-q}^2$ 和 $\delta_{m,q} S_{m,t-q} \varepsilon_{m,t-q}^2$ ，其中 $\varepsilon_{i,t-q}(\varepsilon_{m,t-q}) < 0$ 則 $S_{i,t-q}(S_{m,t-q})=1$ 。因此公式(3)和(4)的第四項說明前期股票價格的上升及下降對條件變異數產生不對稱的效應。由上述解釋可知，檢測不對稱波動的存在事實上就是檢定 $\delta_{i,q}(\delta_{m,q})$ 是否顯著為正。當不對稱波動存在時，正的衝擊對於 $\sigma_{i,t}^2$ ($\sigma_{m,t}^2$)的貢獻等於 $\alpha_{i,q}(\alpha_{m,q})$ ，而負的衝擊對於 $\sigma_{i,t}^2$ ($\sigma_{m,t}^2$)的貢獻為 $\alpha_{i,q}+\delta_{i,q}(\alpha_{m,q}+\delta_{m,q})$ 。Koutmos & Knif (2002a)提出衡量不對稱波動程度的方法，即 $(\alpha_{i,q}+\delta_{i,q})/\alpha_{i,q}$ 和 $(\alpha_{m,q}+\delta_{m,q})/\alpha_{m,q}$ 。公式(5)則根據Engle (2002)的動態條件相關係數設定，並且允許股票市場出現好消息及壞消息時對於共變異數有不對稱的反應。若 $\gamma_{i,q}$ 顯著為正，則顯示出當市場出現衰退時共變異數會比市場出現成長時來得大。

由於本文主要目的為探討系統風險，經公式(1)~(5)估計出隨著時間而改變的變異數及共變異數後，運用下列的公式計算出隨著時間而變動的 β ：

$$\beta_{i,t} = (\sigma_{i,t}^2 / \sigma_{m,t}^2) = [\bar{\rho}_{i,m} + a(z_{i,t-1} z_{m,t-1} - \bar{\rho}_{i,m}) + b(\sigma_{i,t-1}^2 - \bar{\rho}_{i,m}) + \sum_{q=1}^n \gamma_{i,q} S_{i,m,t-q} \sigma_{i,t} \sigma_{m,t}] / \sigma_{m,t} \quad (6)$$

最後，為了進一步觀察動態 β 的時間數列屬性，其模式如下：

$$\beta_{i,t} = c_i + \varphi_i \beta_{i,t-1} + \delta_i S_{m,t-1} + v_{i,t} \quad (7)$$

公式(7)的 φ_i 是用來衡量系統風險的持續性。關於系統風險持續性的程度除了可由 φ_i 衡量之外，亦可由一單位衝擊的半衰期(half life of an innovation；HL)加以觀察，計算方式為 $\ln(0.5)/\ln(\varphi_i)$ 。

3.實證發現

利用動態雙變量GJR-GARCH模型估計出參數、變異數及共變異數後，以公式(7)計算出隨著時間而變動的 β 。表2報導全期間的 β 時間數列特性。首先，利用Augmented Dickey-Fuller(ADF)及Phillips & Perron(PP)的單根檢定來檢測序列穩定的特性，結果顯示出系統風險已達穩定。即使如此，仍必須考慮系統風險是隨著時間而變動不一。例如，以水泥業而言，估計出的 β 由最高的2.313到最低的0.116，其餘的產業也存在相似的結果，顯示出不同時間的系統風險並不一致。表2亦顯示以動態雙變量GJR-GARCH模型估計的平均 β 值和簡單迴歸的點估計 β ，觀察兩者發現由簡單迴歸所得到的 β 均高於動態雙變量GJR-GARCH模型，顯示簡單迴歸具有高估 β 的現象。動態雙變量GJR-GARCH模型所估計的 β 平均值從金融保險業的0.865到百貨貿易業的0.377，而簡單迴歸所估計的 β 由電子業的1.152到觀光業的0.556。由此可知GJR-GARCH模型所得到的動態 β 和簡單迴歸的 β 是有所差異。由於GJR-GARCH模型考慮到 β 是動態的，因此動態模型會比簡單迴歸來得更合適。

由表2可知，所有產業所估計出來的係數均顯著為正並接近1，這意味著過去的系統風險有高持續的影響效果。再由一單位衝擊的半衰期測量系統風險的持續程度可發現過去的系統風險對台灣股市的影響，最高者為化學工業，波動持續49天，而最低者為鋼鐵業，波動持續16天。



在探討系統風險是否因股價上漲或下跌而產生不對稱的影響，表2亦列出這方面的結果。除了紡織纖維和電器電纜外，其餘產業的 δ_i 均為顯著的。水泥、鋼鐵及電子業的 δ_i 顯著為負，代表著當股票市場處於下跌時，這些產業的系統風險較低，亦可說這3個產業有較低的下方 β 。

此一結果對於投資策略有著重要的涵義，即當市場處於下跌時投資在水泥、鋼鐵及電子業等較低下方系統風險之投資組合抗跌的效果較佳。其餘 δ_i 顯著為正的產業，即食品、塑膠、電機機械、化學工業、玻璃陶瓷、造紙、橡膠、汽車、營造建材、運輸、觀光、金融保險和百貨貿易，代表著當股票市場處於下跌時，這些產業的系統風險較高，顯示系統風險出現不對稱的現象，亦即這13個產業具有較高的下方 β 。

至於檢驗金融風暴前後之系統風險效果方面，表3及表4則分別列出這兩個子期間 β 時間數列屬性。在所有的產業中，除了金融風暴前的汽車業外，其餘兩個子期間的 β 已達穩定。注意 β 的最高值及最低值可知，兩個子期間內所有產業的系統風險會因不同時間而改變。不論金融風暴前後以簡單迴歸所估計出的 β 相較於動態雙變量GJR-GARCH模型有高估的現象。由係數發現不論金融風暴前後均接近於1，代表系統風險在這兩段子期間亦具有高度持續性。金融風暴前一單位衝擊的半衰期影響效果由塑膠業的38天到玻璃陶瓷業的7天，至於金融風暴後一單位衝擊的半衰期影響效果由造紙業的49天到玻璃陶瓷業的15天。此外，觀察所有產業的平均半衰期發現金融風暴前的平均半衰期為21天，金融風暴之後為28天，顯示出風暴後一單位衝擊的影響效果有增加的趨勢。 δ_i 的估計值顯示出系統風險的不對稱波動現象，觀察這兩個子期間發現除了水泥、鋼鐵及電子業顯著為負外，其餘產業在金融風暴後的 δ_i 均為正且較金融風暴前大。因此，系統風險不對稱的現象在金融風暴後有增加的趨勢。進一步觀察水泥、鋼鐵及電子業的 $|\delta_i|$ 發現風暴後電子業有較大的 $|\delta_i|$ ，此一結果顯示出電子業在金融風暴期間較大盤而言有較高的抗跌性。



表 2. 全期間的 β 時間數列特性(1995/5/1~2006/12/29)

產業	ADF	PP	$\max \beta_{i,t}$	$\min \beta_{i,t}$	$\text{std } \beta_{i,t}$	$\bar{\beta}_{i,t}$	OLS β_i	φ_i	HL	δ_i
水泥	-5.345***	-5.201***	2.313	0.116	0.401	0.796	0.820	0.981*** (238.178)	36.134	-0.042*** (-5.024)
食品	-5.732***	-6.079***	1.691	0.086	0.296	0.611	0.720	0.968*** (183.417)	21.312	0.023*** (10.187)
塑膠	-4.315***	-4.567***	1.892	0.097	0.328	0.606	0.925	0.984*** (255.395)	42.974	0.011*** (5.907)
紡織纖維	-5.212***	-5.215***	1.983	0.112	0.350	0.718	0.893	0.976*** (211.841)	28.533	0.002 (0.721)
電機機械	-5.530***	-5.430***	1.246	0.064	0.217	0.438	0.785	0.973*** (200.706)	25.324	0.007*** (4.357)
電器電纜	-4.005***	-4.675***	2.095	0.090	0.340	0.617	1.006	0.975*** (206.341)	27.378	0.004 (1.579)
化學工業	-5.136***	-4.861***	1.499	0.081	0.254	0.497	0.816	0.986*** (276.753)	49.163	0.018*** (13.491)
玻璃陶瓷	-4.800***	-6.160***	1.373	0.054	0.226	0.440	0.683	0.955*** (151.511)	15.054	0.025*** (12.180)
造紙	-4.865***	-6.367***	1.906	0.104	0.321	0.652	0.8115	0.964*** (172.441)	18.905	0.043*** (16.356)
鋼鐵	-4.609***	-6.601***	1.313	0.077	0.230	0.462	0.645	0.957*** (156.685)	15.771	-0.04*** (-19.987)
橡膠	-4.505***	-4.512***	1.803	0.087	0.303	0.554	0.883	0.984*** (256.110)	42.974	0.016*** (9.353)
汽車	-4.732***	-5.155***	1.638	0.091	0.28	0.574	0.683	0.979*** (224.524)	32.659	0.043*** (24.811)
電子	-5.921***	-5.820***	1.736	0.100	0.319	0.680	1.152	0.969*** (186.795)	22.011	-0.009*** (-4.09)
營造建材	-5.417***	-5.916***	1.353	0.065	0.228	0.459	0.806	0.972*** (195.091)	24.407	0.039*** (24.060)
運輸	-5.862***	-5.175***	2.093	0.108	0.368	0.725	0.804	0.985*** (265.147)	45.862	0.013*** (6.435)
觀光	-5.441***	-6.073***	1.301	0.057	0.213	0.409	0.556	0.972*** (194.709)	24.407	0.052*** (34.278)
金融保險	-7.482***	-6.608***	1.758	0.144	0.335	0.865	0.923	0.974*** (204.150)	26.311	0.017** (2.127)
百貨貿易	-5.697***	-5.477***	1.171	0.050	0.200	0.377	0.6486	0.980*** (234.616)	34.310	0.024*** (20.183)

註:*、**和***分別代表在 10%、5%及 1%信賴水準下為顯著。
括號中之數值代表t值。ADF和PP為Augmented Dickey-Fuller和Phillips-Perron單根檢定。ADF及PP檢定信



賴水準10%、5%和1%的臨界值分別為-2.57、-2.86及-3.43。 $\max \beta_{i,t}$ 、 $\min \beta_{i,t}$ 、 $\text{std } \beta_{i,t}$ 和 $\bar{\beta}_{i,t}$ 分別代表利用動態雙變量GJR-GARCH模型所估計系統風險之最大值、最小值、標準差和平均數。OLS β_i 是利用簡單迴歸估計。 φ_i 是用來衡量系統風險的持續性。半衰期(HL)計算方式為 $\ln(0.5)/\ln(\varphi_i)$ ，測量波動的持續性。 δ_i 是測量系統風險不對稱性。



表 3. 金融風暴前的 β 時間數列特性(1995/5/1~1997/7/1)

產業	ADF	PP	$\max \beta_{i,t}$	$\min \beta_{i,t}$	$\text{std } \beta_{i,t}$	$\bar{\beta}_{i,t}$	OLS β_i	φ_i	HL	δ_i
水泥	-4.041***	-3.924***	1.453	0.226	0.265	0.713	0.820	0.952*** (77.574)	14.09	-0.031*** (6.715)
食品	-4.188***	-4.098***	1.675	0.173	0.326	0.847	0.919	0.947*** (73.993)	12.73	0.035*** (5.827)
塑膠	-2.647*	-2.727*	1.946	0.147	0.379	0.768	0.902	0.982*** (120.655)	38.16	0.029*** (6.857)
紡織纖維	-2.713*	-2.756*	1.567	0.214	0.299	0.834	1.014	0.977*** (114.378)	29.79	0.012*** (3.354)
電機機械	-4.247***	-4.276***	1.113	0.125	0.220	0.594	0.812	0.944*** (70.976)	12.03	0.001 (0.344)
電器電纜	-4.744***	-4.739***	1.501	0.172	0.297	0.827	1.073	0.930*** (63.277)	9.55	0.013** (2.107)
化學工業	-2.616*	-2.698*	1.764	0.188	0.339	0.814	0.945	0.979*** (119.846)	32.66	0.020*** (5.067)
玻璃陶瓷	-4.845***	-5.572***	1.037	0.101	0.200	0.593	0.674	0.911*** (54.883)	7.44	0.051*** (10.471)
造紙	-2.571*	-2.584*	1.865	0.242	0.353	0.928	0.992	0.977*** (119.884)	29.79	0.005 (1.315)
鋼鐵	-2.770*	-2.929**	1.395	0.166	0.267	0.690	0.908	0.973*** (105.493)	25.32	-0.032*** (9.340)
橡膠	-2.911**	-2.917**	2.305	0.207	0.452	0.931	0.975	0.974*** (107.541)	26.31	0.029*** (4.981)
汽車	-2.153	-2.461	1.410	0.190	0.266	0.709	0.778	0.946*** (143.193)	12.49	0.053*** (20.468)
電子	-2.778*	-2.771*	2.843	0.25	0.568	0.963	0.977	0.975*** (110.612)	27.38	-0.001* (-1.765)
營造建材	-3.379**	-3.379**	2.035	0.274	0.381	0.920	0.970	0.967*** (94.675)	20.66	0.043*** (7.877)
運輸	-3.226**	-3.629***	1.712	0.159	0.330	0.798	0.940	0.962*** (88.034)	17.89	0.041*** (7.935)
觀光	-3.438**	-3.423**	1.969	0.281	0.369	0.984	1.008	0.963*** (90.138)	18.39	0.026*** (4.523)
金融保險	-3.444***	-3.461***	1.707	0.277	0.315	1.027	1.114	0.962*** (88.384)	17.89	0.023*** (2.781)
百貨貿易	-3.024**	-2.966**	1.828	0.182	0.355	0.851	0.860	0.973*** (104.417)	25.32	0.029*** (6.130)

註:*、**和***分別代表在 10%、5%及 1%信賴水準下為顯著。

括號中之數值代表t值。ADF和PP為Augmented Dickey-Fuller和Phillips-Perron單根檢定。ADF及PP檢定信



賴水準10%、5%和1%的臨界值分別為-2.57、-2.86及-3.43。 $\max \beta_{i,t}$ 、 $\min \beta_{i,t}$ 、 $\text{std } \beta_{i,t}$ 和 $\bar{\beta}_{i,t}$ 分別代表利用動態雙變量GJR-GARCH模型所估計系統風險之最大值、最小值、標準差和平均數。OLS β_i 是利用簡單迴歸估計。 φ_i 是用來衡量系統風險的持續性。半衰期(HL)計算方式為 $\ln(0.5)/\ln(\varphi_i)$ ，測量波動的持續性。 δ_i 是測量系統風險不對稱性。

表 4. 金融風暴後的 β 時間數列特性(1997/7/2-1999/6/30)

產業	ADF	PP	$\max \beta_{i,t}$	$\min \beta_{i,t}$	$\text{std } \beta_{i,t}$	$\bar{\beta}_{i,t}$	OLS β_i	φ_i	HL	δ_i
水泥	-5.272***	-5.527***	1.461	0.147	0.276	0.744	0.820	0.965*** (147.652)	19.456	-0.011*** (-3.189)
食品	-5.590***	-5.545***	1.089	0.118	0.203	0.579	0.680	0.961*** (139.408)	17.424	0.045* (1.867)
塑膠	-4.790***	-5.150***	1.163	0.137	0.221	0.622	0.930	0.982*** (166.921)	38.161	0.033*** (12.023)
紡織纖維	-5.560***	-5.819***	1.331	0.138	0.249	0.690	0.869	0.985*** (141.390)	45.862	0.015*** (4.554)
電機機械	-5.508***	-5.695***	0.859	0.085	0.159	0.431	0.780	0.962*** (141.738)	17.892	0.005 (0.692)
電器電纜	-5.974***	-5.956***	1.346	0.136	0.248	0.694	0.993	0.956*** (131.191)	15.404	0.016* (1.747)
化學工業	-5.465***	-5.442***	1.096	0.110	0.198	0.541	0.790	0.981*** (143.209)	36.134	0.027*** (3.753)
玻璃陶瓷	-6.038***	-5.982***	0.918	0.089	0.175	0.476	0.685	0.955*** (129.367)	15.054	0.053 (0.982)
造紙	-5.612***	-6.148***	1.355	0.132	0.241	0.662	0.776	0.986*** (124.230)	49.163	0.047*** (12.707)
鋼鐵	-4.624***	-4.953***	0.782	0.084	0.146	0.397	0.593	0.976*** (165.069)	28.533	-0.006*** (-3.897)
橡膠	-4.917***	-4.863***	1.155	0.119	0.212	0.570	0.864	0.979*** (156.656)	32.659	0.040*** (3.701)
汽車	-5.173***	-5.477***	1.123	0.105	0.208	0.540	0.663	0.958*** (138.536)	16.154	0.062*** (7.890)
電子	-6.349***	-6.489***	1.349	0.111	0.254	0.643	1.186	0.980*** (125.460)	34.310	-0.028*** (7.277)
營造建材	-5.933***	-6.538***	0.860	0.075	0.159	0.416	0.772	0.971*** (121.586)	23.553	0.049*** (7.785)
運輸	-5.206***	-5.452***	1.351	0.135	0.254	0.683	0.777	0.966*** (149.154)	20.038	0.043*** (2.672)
觀光	-6.219***	-7.131***	0.810	0.068	0.147	0.380	0.464	0.968*** (104.811)	21.312	0.044*** (17.194)
金融保險	-6.393***	-6.394***	1.470	0.169	0.265	0.818	0.884	0.972*** (122.808)	24.407	0.034** (1.986)
百貨貿易	-5.619***	-5.513***	1.163	0.137	0.221	0.522	0.606	0.983*** (139.094)	40.426	0.038*** (4.620)

註：*、**和***分別代表在10%、5%及1%信賴水準下為顯著。

括號中之數值代表t值。ADF和PP為Augmented Dickey-Fuller和Phillips-Perron單根檢定。ADF及PP檢定信賴水準10%、5%和1%的臨界值分別為-2.57、-2.86及-3.43。 $\max \beta_{i,t}$ 、 $\min \beta_{i,t}$ 、 $\text{std } \beta_{i,t}$ 和 $\bar{\beta}_{i,t}$ 分別代表利用動態雙變量GJR-GARCH模型所估計系統風險之最大值、最小值、標準差和平均數。OLS β_i 是利用簡單迴歸估計。 φ_i 是用來衡量系統風險的持續性。半衰期(HL)計算方式為 $\ln(0.5)/\ln(\varphi_i)$ ，測量波動的持續性。 δ_i 是測量系統風險不對稱性。



4. 結論與建議

眾多文獻指出金融資產的報酬率存在著不對稱的波動現象，此一現象反應出投資者對市場好壞訊息的反應並不一致。然而，探討波動不對稱的文獻大部分集中於總風險，鮮少對系統風險加以研究。有鑑於此，本研究以多變量 GJR-GARCH 模型加以改良並且加入動態相關係數的概念取代傳統 OLS 來探討系統風險不對稱的問題。除此之外，本文以亞洲金融風暴為研究背景，將資料分為金融風暴前後兩個子期間。因此對於兩個子期間的探討即相當於對亞洲金融風暴前後期間的系統風險不對稱進行分析。本研究的發現指出所有 18 個不同產業的系統風險會隨著時間而改變，故風險貼水亦會隨著時間而變動。探討系統風險不對稱發現，在全體樣本期間所有 18 個不同產業日報酬率中有 13 個產業存在系統風險不對稱的現象，且金融風暴後系統風險不對稱大於金融風暴前。綜上所述，本文發現亞洲金融風暴後總風險和系統風險不對稱都有增加趨勢。故在投資意涵上建議當出現金融危機時，總風險和系統風險將會增加，投資人應該選擇較抗跌的股票進行投資。

儘管本文的主要目的已經檢驗出來，但仍有許多待解決的地方。例如：系統風險不對稱究竟是長期或短期的現象。此外，總風險可區分為系統及非系統風險，故在本文發現總風險及系統風險不對稱情況下，後續研究可從非系統風險著手，以持續探討新興市場的非系統風險是否亦存在不對稱現象。



參考文獻

1. 劉亞秋、黃理哲、劉維琪 (1996), 「國內股市系統風險之探討」, 證券市場發展季刊, 第八卷, 第一期, 45-66 頁。
2. 周賓鳳、劉怡芬(2000), 「台灣股市橫斷面報酬解釋因子: 特徵、單因子、或多因子?」證券市場發展季刊, 第十二卷, 第一期, 1-32 頁。
3. Bekaert, G. and Wu, G., 2000. Asymmetric volatility and risk in equity markets, *Review of Financial Studies*, 13, pp.1-42.
4. Berglund, T. and Knif, J., 1999. Accounting for the accuracy of beta estimates in CAPM-tests on assets with time-varying risks, *European Financial Management*, 5, pp.29-42.
5. Black, F., 1976. Studies of stock price volatility changes, proceedings of the 1976 Business Meetings of the Business and Economical Statistics Section, American Statistical Association, pp.177-181.
6. Booth, G. G., Hatem, J. J., Virtanen I. and Yli-Olli, P., 1992. Stochastic modeling of security returns: evidence from the Hwlsinki stock exchange, *European Journal of Operational Research*, 56, pp.98-106.
7. Braun, P., Nelson, D. and Sunier, A., 1995. Good news, bad news, volatility and beta, *Journal of Finance*, 50, pp.1575-1603.
8. Brooks, C. and Henry, O. T., 2002. The impact of news on measures of undiversifiable risk: evidence from UK stock market, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64, pp.487-507.
9. Brooks, R. D., Faff, R. W. and McKenzie, M., 2002 Time-varying country risk: an assessment of alternative modeling techniques, *European Journal of Finance*, 8, pp.249-274.
10. Campbell, J. and Hentschel, L., 1992. No news is good news: an asymmetric model of changing volatility in stock returns, *Journal of Financial Economics*, 31, pp.281-318.
11. Chen, M. S., 2003. Risk and return: CAPM and CCAPM, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 43, pp.369-393.
12. Cheung, Y. W. and Ng, L. K., 1992. Stock price dynamics and firm size: an empirical investigation, *Journal of Finance*, 48, pp.1985-1997.
13. Christie, A. A., 1982. The stochastic behavior of common stock variances: value, leverage and interest rate effects, *Journal of Financial Economics*, 10, pp.407-432.
14. Corhay, A. and Rad, A. T., 1996. Conditional heteroskedasticity adjusted market model and an event study, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36, pp.529-538.
15. Hung, D. C. H., Shackleton, M. and Xu, X., 2004. CAPM, high co-moment and factor models of U.K. stock returns, *Journal of Business Finance and Accounting*, 31, pp.87-112.
16. Diebold, F. X. and Mariano, R. S., 1995. Comparing predictive accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, pp.253-264.
17. Engle, R. F. and Ng, V. K., 1993. Measuring and testing the impact of news on volatility, *Journal of Finance*, 48, pp.1749-1778.
18. Engle, R. F. and Kroner, K. F., 1995. Multivariate simultaneous generalized ARCH, *Econometric Theory*, 11, pp.122-150.
19. Engle, R., 2002. Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, pp.339-350.
20. Faff, R. W., Hillier, D. and Hillier, J., 2000. Time varying beta risk: an analysis of alternative modeling techniques, *Journal of Business Finance and Accounting*, 27,



- pp.523-554.
21. Faff, R. W., Hodgson, A. and Saudagaran, S., 2002. International cross-listings towards more liquid markets: the impact on domestic firms, *Journal of Multinational Financial Management*, 12, pp.365-390.
 22. Fama, E. F. and MacBeth, J. D., 1973. Risk, return, and equilibrium: empirical tests, *Journal of Political Economy*, 81, pp.607-636.
 23. Fama, E. F. and French, K. R., 1992. The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance*, 47, pp.427-465.
 24. Giannopoulos, K., 1995. Estimating the time varying components of international stock market's risk, *European Journal of Finance*, 1, pp.129-164.
 25. Glosten, L. R., Jaganathan, R. and Runkle, R. D., 1993. On the relation between the expected value and volatility of nominal excess return on stocks, *Journal of Finance*, 48, pp.1779-1801.
 26. Ghosh, A. K., 1992. Market model corrected for generalized autoregressive conditional heteroskedasticity and the small firm effect, *Journal of Financial Research*, 15, pp.277-283.
 27. Harvey, C. R., 1989. Time-varying conditional covariances in tests of asset pricing models, *Journal of Financial Economics*, 24, pp.289-317.
 28. Heston, S. L., Rouwenhorst, K. G. and Wessels, R. E., 1999. The role of beta and size in the cross-section of European stock returns, *European Financial Management*, 5, pp.9-27.
 29. Koutmos, G. and Knif, J., 2002a. Time variation and asymmetry in systematic risk: evidence from the Finnish stock exchange, *Journal of Multinational Financial Management*, 12, pp.261-271.
 30. Koutmos, G. and Knif, J., 2002b. Estimating systematic risk using time varying distributions, *European Financial Management*, 8, pp.59-73.
 31. Kroner, K. F. and Ng, V. K., 1998. Modeling asymmetric comovement of asset returns, *Review of Financial Studies*, 11, pp.817-844.
 32. Lie, F., Brooks, R. and Faff, R., 2000. Modelling the equity beta risk of Australian financial sector companies, *Australian Economic Paper*, 39, pp.301-311.
 33. Lintner, J., 1965. The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics*, 47, pp.13-37.
 34. Mossin, J., 1966. Equilibrium in a capital asset market, *Econometrica*, 34, pp.768-783.
 35. Nelson, D. B., 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica*, 59, pp.347-370.
 36. Patro, D. K., Wald, J. K. and Wu, Y., 2002. The impact of macroeconomic and financial variables on market risk: evidence from international equity returns, *European Financial Management*, 8, pp.421-447.
 37. Pettengill, G. N., Sundaram, S. and Mathur, I., 1995. The conditional relation between beta and returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, pp.101-116.
 38. Pindyck, R. S., 1984. Risk, inflation, and the stock market, *American Economic Review*, 74, pp.335-351.
 39. Pratt, J., 1964. Risk aversion in the small and in the large, *Econometrica*, 32, pp.122-136.
 40. Reinganum, M. R., 1981. A new empirical perspective on the CAPM, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16, pp.439-462.
 41. Schwert, G. W. and Seguin, P. J., 1990. Heteroscedasticity in stock returns, *Journal of Finance*, 4, pp.1129-1155.
 42. Scruggs, J. T. and Glabadanidis, P., 2003. Risk premia and the dynamic covariance between stock and bond returns, *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 38, pp.295-316.



43. Sharpe, W., 1964. Capital asset pricing: a theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance*, 19, pp.425-442.
44. Siegel, S. and Tukey, J. W., 1960. A nonparametric sum of ranks procedure for relative spread in unpaired samples, *Journal of the American Statistical Association*, 55, pp.429-445.
45. Tang, G. Y. N. and Shum, W. C., 2003. The conditional relationship between beta and returns: recent evidence from international stock markets, *International Business Review*, 12, pp.109-126.
46. Tinic, S. M. and West, R. R., 1984. Risk and return: January vs. the rest of the year, *Journal of Financial Economics*, 13, pp.561-574.
47. Vrontos, I. D., Dellaportas, P. and Politis, D. N., 2003. A full-factor multivariate GARCH model, *Econometrics Journal*, 6, pp.312-334.
48. Yang, J. J. W., 2000. The leverage effect and herding behavior in Taiwan' stock market, *Journal of Risk Management*, 2, pp.69-86.
49. Yang, J. J. W. and You, S. J., 2003. Asymmetric volatility : pre and post financial crisis, *Journal of Management*, 20, pp.797-819.

