

台灣與國際股市極端值報酬相關性之研究

A Study of the Correlation of Extreme Returns Between Taiwanese and International Equity Markets

周建新 Jian-Hsin Chou

國立高雄第一科技大學 風險管理與保險系

Department of Risk Management and Insurance, National Kaohsiung First University of Science and Technology

簡淑敏 Shu-Min Chan

振芳股份有限公司 財務部

Department of Finance, Gemfont Corporation

摘要：在全球化之投資趨勢中，藉由了解國際股市之關聯性，可作為政府制定跨國投資政策之參考，及國內投資人分散投資組合風險之依據。本文利用 Longin and Solnik (2001)所提出之極端值理論，來研究台灣與美國、日本、香港、新加坡及南韓等五個國家股市，在月報酬及週報酬下的極端值相關性。實證結果顯示在月資料下，報酬為負時之相關性皆比報酬為正時來的大；並且報酬為負時，股價指數間之相關性隨著門檻值之增加，呈現上升的趨勢；但報酬為正時，卻是逐漸下降。若以週資料為樣本時，實證結果發現不論報酬為正或負，其股價指數之相關性皆為下降之趨勢。最後，假設資料間為多元常態分配下，實證結果發現，以週報酬或是月報酬率資料來看，不管股市報酬為正或為負，隨著門檻值之增加，股市間之相關性反而愈小。

關鍵字：極端值理論；相關性；多元常態分配

Abstract : In today's globalized investing environment, the government sets overseas-investing policy, and domestic investors decide how to diversify their portfolios, by examining the correlation among international equity markets. This

paper uses the extreme value theory proposed by Longin and Solnik (2001) to investigate the similarities between the international and Taiwan stock markets. Five national stock markets (those of Taiwan, the United States, Japan, Hong Kong, Singapore and South Korea) are used to test their extreme-returns relationships. The empirical results show that, in monthly data, the correlation of extreme negative returns among the five countries is greater than the correlation of extreme positive returns. When extreme returns are negative, the stock price index correlation rises when the absolute value of the correlation threshold increases; when extreme returns are positive, the stock price index correlation drops when the threshold value decreases. On the contrary, in weekly data, the empirical results indicate that the correlation of extreme returns among the five countries decreases regardless of whether the returns are negative or positive. Finally, if we assume that the sample data are in a multivariate normal distribution, no matter whether the data is weekly or monthly, or the returns are negative or positive, when the absolute value of the correlation threshold increases, the correlations tend to decrease.

Keywords : Extreme value theory; Extreme-returns correlation; Multivariate normal distribution

1. 緒論

隨著國際性與區域性貿易組織的相繼成立，不同國家間的貿易與資金往來，較以往更為頻繁與密切，再加上資訊科技的發達，不同資本市場的重大資訊，得以迅速地傳遞，也使得不同金融市場之間的關聯性與互動，大幅增加；例如早期研究 (Becker, Finnerty, and Tucker, 1992；汪曉雯，民89)，皆已證實國際股市間，存在顯著的傳導效果。面對國際市場日趨整合的趨勢，各種國際投資的機會亦伴隨出現，使得原本專注於台灣資本市場的投資者，必須更加謹慎來選擇其投資組合標的，否則可能因國際市場的整合，而導致投資報酬的損失；亦即投資人若能充分了解不同股票市場間報酬的波動行為，便可達到提高投資報酬並降低投資組合風險之目的。

自 Engle(1982) 提出自我迴歸條件異質變異數 (Autoregressive Conditional Heterscedasticity；ARCH)模型，以及 Bollerslev (1986)提出一般

化自我迴歸條件異質變異數 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity; GARCH)模型以後,由於模型的設定將時間數列之異質變異特性納入考慮,同時又符合金融市場報酬率服從波動群聚 (Volatility Clustering)的現象,因而成為研究金融資產報酬波動性最常用的方法。加上 Bae and Karolyi (1994)指出,股票市場正向與負向之未預期報酬衝擊,對於股價波動影響程度並不相同,因此在研究波動性相關議題時,若忽略了其中的「不對稱」效果,則報酬或波動傳遞至其他市場的效果將被低估。Engle (1990)、Nelson (1991)、Rabemananjara and Zakoian (1993)等,便以ARCH模型為架構,發展出不同的「不對稱」GARCH模型,來捕捉股價報酬波動的異質性與不對稱行為;而所謂的「不對稱」效果,即市場上的好消息(殘差項符號為正)與壞消息(殘差項符號為負),對於未來股價波動會產生不同之影響。之後的研究也多採用不對稱 GARCH模型,來檢視波動傳遞機制中的不對稱現象,即當某一市場產生正面或負面消息時,對於另一市場所產生之正面或負面的衝擊,是否一致。

目前在國際股票市場間之相關性研究上,已有許多學者得到不同國家間之相關性,會隨時間改變,而且在市場波動性較大之際,股市間報酬之相關性亦隨之增加的結論,例如Makridakis and Wheelwright (1974)、Bennett and Kelleher (1988)、King et al. (1994) 等。然而前述相關性僅描述兩個變數之間的關係,分子為共變數,分別減去樣本平均數,可視為原點之移動並考慮兩個變數之互相差異,故Longin and Solnik (2001)指出係基於事後實現 (observed or ex post)市場報酬所估計之相關性。因為相關性代表報酬間之綜合函數 (correlation is a complex function of returns),因此除非虛無假設能夠明確定義,否則極易得出錯誤之結論;例如Longin and Solnik (2001) 以美國與英國股市為例,假設報酬間為多元標準常態分配,且具有固定之相關係數0.5,但若將報酬依高低平分為兩群,則低報酬組之兩國股市條件相關性為0.21,高報酬組之兩國股市條件相關性為0.62,如此將更可顯示金融市場對好壞消息反應不一之衝擊。因此,Longin and Solnik (2001)不採用常見之不對稱 GARCH模型,來探討正向和負向資訊所產生的效果;而是利用極端值理論來探討國際股市間之相關性,期能作為投資人投資決策之準則。

利用極端值理論所得到之國際股市報酬條件相關性,為一條條件尾部相關性之漸近分配 (asymptotic distribution of conditional tail correlation),此一方法之優點是其可以提供了來自不同參數分配的漸近結果,其中亦包括了來自多

元常態分配，因此不管股市間報酬相關性真正分配為何，利用極端值理論的少數參數，即可有效描述漸近尾部分配。Vilaso and Katz (2000)認為利用極端值理論來估計國際股市間之相關性，具有下列四個優點；第一是利用尾部指數可以決定某一隨機變數極端實現值之機率大小；第二是尾部指數之估計係來自極端值之極限分配，因此並不須要事前知道背後的機率密度函數；第三是極端值理論可以有效決定極端事件發生之可能性；最後一點是股市報酬具有自我相關 (autocorrelation)，然尾部指數之估計，並不會受到此一因素之影響。

由於台灣是屬於小型開放的經濟體系，外貿依存度相當高，國內景氣的好壞，會直接或間接地受到主要貿易國家的影響，再加上台灣已加入WTO，未來資本市場將更加開放，受到其他國家的影響勢必與日俱增。因此投資人面對國際多角化投資時，除了應考慮國內市場本身之狀況外，亦須關注其他國家股市對國內股市所造成之影響；換句話說，了解台灣與國際股市之關聯與互動情況，將成為能否提高投資獲利，並降低投資風險的重要關鍵。

目前國內尚未有學者利用極端值理論，來討論台灣與國際股市極端值報酬相關性，因此本文為國內首篇利用Longin and Solnik (2001)提出之方法，驗證1972年以來，美國、日本、香港、新加坡及南韓等重要國際股市，與台灣股市在不同門檻值下的相關性，此一研究成果將可作為投資人分散投資組合風險的重要依據。本文之架構如下，第一節為緒論，敘述本文研究背景，第二節為文獻回顧，包括金融市場之相關性及極端值理論的應用文獻回顧；第三節為研究方法；第四節為實證結果分析；第五節為結論。

2. 文獻探討

本研究主要以極端值理論來探討台灣及國際股市報酬波動之關聯性，在此僅針對國際市場報酬相關性與極端值理論文獻，作一探討。

2.1 金融市場之相關性

自從Grubel (1968)提出國際投資組合可以帶來風險分散的效果以來，與國際股市關聯性的研究議題，遂受到學術界之重視。早期學者對於波動性傳

導效果的研究，大多以 GARCH 模型來進行分析，但自Black (1976)、Christie (1982)發現股票報酬率對於壞消息的反應較大，而對好消息的反應較小，產生了波動不對稱的現象，之後學者多以指數型GARCH模型，來捕捉波動的不對稱行為。Eun and Shim (1989) 以Johansen 最大概似共整合檢定及VAR模型，來研究紐約、倫敦、東京、多倫多、法蘭克福、蘇黎世、雪梨、香港、巴黎等九國股市之間的互動關係；實證結果發現此九大股市間確實存在高度的關聯性，其中以美國股市對於其他股市具有較大的影響力。Fisher and Palasvirta (1990)選取歐、美及一些新興國家，共23個國家股市之日報酬資料，來探討股市之間的相互影響關係；實證發現各國間存在互依關係，並且美國市場明顯領先世界各國股市。Chowdhury (1994)以關聯性分析方法來檢驗美國、日本及亞洲四小龍之間的關係，實證發現美國、日本與香港、新加坡之間的關聯性較為顯著，可能是因為國際化程度較深所致，而台灣、韓國則受到當時的投資法規限制，因此對於國外資本市場的衝擊，反應較不明顯。Salim and Partha (1997)則透過多元GARCH 模型，來檢驗美國、英國、加拿大及日本的股價連動現象，發現日本與美國存在顯著的暫時性報酬率相關性，但並不存在永久的相關性，其他國家間則存在暫時及永久性的相關。Darbar and Deb (1997)以1989年至1992年，美、英、日、加等四國股市的日報酬率為樣本，發現四國股市日報酬率之條件相關係數值很小，並且呈現動態改變。Knif and Pynnönen (1999)以VAR 模型為基礎，針對全球11 個主要國家的股價指數進行研究，探討指數之間的連動關係及因果關係；結果亦顯示美國是世界上最具有影響力的資本市場；而亞洲股市除受到美國股市所帶來的衝擊外，日本與香港等地區亦會受到歐洲股市的連動影響。Ball and Torous (2000)對加拿大、德國、日本、香港、英國及美國等六國的股價指數日報酬率進行研究，實證結果發現各國股市間相關係數會隨著時間而變動。Huang et al. (2000)則以Johansen 最大概似法對於日本、美國、台灣、香港、中國進行分析，結果發現日本對於其他股市間並不存在共整合關係，但美國卻與其他股市間存在著共整合關係，顯示美國股市對於亞洲區域資本市場存在著一定程度的影響力；由於美國股市對於大中華經濟圈的資本市場，例如台灣、香港、上海、深圳之間，具有強烈因果關係，因此可以利用美國股市表現，來預測香港與台灣次一日的股價變動情況。Kristin and Menzie (2004)以美國、英國、日本、法國、德國以及其他40個國家股市報酬資料，與銀行借貸 (Bank Lending)、外國直接投資 (Foreign Direct Investment)等雙邊交易的流量資料，

來探討關於跨國間的連動性問題，結果發現在1990年中期之後，雙邊交易流量是顯著決定衝擊 (Shocks) 會由大型經濟體，傳遞到其他的股票市場與債券市場的重要因素；另外亦發現近來全球的財務流量有成長的趨勢，而且這些財務流量的直接交易，是決定為什麼大型市場會影響到其他市場的重要因素。Longin and Solnik (2001)以美國、英國、日本、法國、德國等五國股市月資料，利用極端值理論來討論不同門檻值下，美國與其它股市之極端值報酬相關性，實證結果發現，在空頭市場時，國際股市間之相關性增加，在多頭市場時，國際股市間之相關性反而下降。

在國內的研究方面，徐守德和林恩右 (民82) 探討台灣與國際股票市間每日的價格變動關係，實證分析發現與台灣股市有明顯價格變動關係者，為美國、日本、德國、香港、及新加坡股市，其中又以日本股市的關係最密切，因此經貿關係似為影響股市關聯性之重要因素。廖珮真 (民82) 研究1992年初至1992年底，日美國、日本、英國、香港與台灣等五國的股價指數日報酬率，結果發現各國股價指數報酬率之相關係數均很低。徐守德 (民84) 研究台灣、日本、新加坡、香港、韓國的股市週資料，但並未發現個別市場間顯著具有共整合關係，但日本、香港、新加坡等三市場之間，則有較強的相關性。楊踐為 (民88) 針對國際間股市的互動性進行討論與研究，並以美國、日本、香港與台灣的股價指數週報酬率為研究標的，進行共整合模型與因果關係檢定，實證結果發現美國股價指數對日本、香港與台灣股價指數，存有單向因果關係，而日本僅對於台灣、香港股價指數，具有單向因果關係，而台灣、香港股價指數，對其他三地股價指數，皆無任何影響力。邱建良、邱哲修與黃紀風 (民89) 指出美股在國際股票市場上，仍為一強勢的領導者，各國股市皆受美國股市收盤表現的影響，但美國股市亦受亞洲金融風暴的影響，證實了國際股市的連動性增加。古永嘉、萬文隆 (民91) 則以重大事件對兩岸三地股市之連動性進行研究，並採用狀態空間模型(SSM)，以探討美國道瓊、那斯達克指數，與日本、新加坡及兩岸三地股市間，何者連動較佳，結果發現美國NASDAQ 指數較美國道瓊工業指數，對兩岸三地股市、日本日經、新加坡股市，有較佳的連動性。林子文 (民92) 則對台灣及南韓的股價指數、匯價及利率之間的共整合關係進行研究，並利用三變量VAR-EGARCH 模型，去探討兩者間關係，結果發現台灣的波動傳遞效果較南韓的波動傳遞效果為大，股價報酬、匯價報酬與利率報酬，在台灣與南韓皆存在波動的不對稱傳遞效果。張巧宜 (民92) 針對美國與台灣股市的共移

現象進行探討，結果發現美國道瓊工業指數、NASDAQ 指數與台灣加權股價指數間，並不存在共整合關係，但NASDAQ 指數與台灣電子股指數間，卻存在分數共整合關係，且美國股市於空頭期間，對於台灣股市具有分數共整合關係。黃博怡、陳達新、陳君達（民92）亦發現台股受到國際股市波動的衝擊，反應出國際股市變動幅度對台灣股市所產生的影響，不但符合金融商品的報酬存著對好壞消息反應消息程度不一致的現象，且大多數的情況為：國際股市之壞消息對台股指數報酬波動的影響幅度，會大於好消息的影響幅度。

由以上相關文獻可發現，國際股市間資訊之傳遞會因研究期間、研究對象與研究方法的不同，產生程度上的差異，並且國際股市間確實存在著報酬與波動外溢效果，其隨著全球化的程度提高而益加明顯。

2.2 極端值理論

極端值理論早期主要應用在氣象學、結構學以及製造業的品質管制等領域，直到 1990 年代初期，應用在財務領域上的研究才逐漸受學者重視，主要是因為過去實證研究指出，大多數的財務報酬資料呈現非常態且厚尾的現象，所以利用極端值理論來配適厚尾的資產報酬分配，將較能有效捕捉財務報酬極端現象，例如 Warshawsky (1989) 指出期貨報酬資料假設為常態分配，並不合適。近年來，財務領域之研究，廣泛地運用極端值理論作為期貨保證金估計及風險值計算之研方法，在此僅針對此兩部份做相關之文獻回顧。

2.2.1 期貨保證金

Longin (1996) 以美國股市報酬為研究對象，比較極端值理論和常態分配假設所估算出的保證金水準，實證發現使用常態分配假設，將低估原先維持保證金所設定之機率值。Booth et al. (1997) 以芬蘭股價指數期貨為例，發現以極端值理論所估計之保證金違約機率，與實際情況十分相近。Broussard and Booth (1998) 以德國股價指數日內資料為研究對象，發現日內價格變動服從 Fréchet 極值分配，亦即價格變動具有厚尾現象，因此傳統常態分配假設，在設定保證金水準時並不適用；因此建議德國期交所保證金制定委員會，可以使用極端值理論來捕捉極端價格變動的機率，作為設定保證金的參考準則。Longin (1999) 利用 COMEX 之白銀期貨，比較常態分配、極值分配與實證

分配，在不同的違約機率下求得最適保證金水準，實證結果顯示利用極端值分配所求得之期貨保證金，較貼近實際情況。Dewachter and Gielen (1999) 以極端值理論研究 1982 年至 1990 年間，紐約證券交易所綜合股價指數期貨契約 (NYSE Composite Index Futures)，實證發現在 1987 年 10 月股市大崩盤前，實際的期貨保證金太過一成不變且被嚴重低估。Broussard (2001) 利用 CBOT 之玉米和政府公債兩種期貨契約，來測試價格限制與否，對保證金設定之影響，實證發現在相同保證金水準下，有價格限制條件下所面臨的違約機率，會較沒有價格限制條件來得小，原因在於價格限制可以防範價格劇烈波動之故。周恆志、曹懋鏞 (民 93) 比較極端值分配與常態分配，發現極端值理論所計算出的保證金水準，較常態分配之保證金水準為大，此顯示極端值理論可以捕捉到報酬分配厚尾的特性。周建新、于鴻福、廖盈秋 (民 93) 針對台指期貨、金融和電子期貨每日結算價，以極端值理論估算其理論的保證金，實證結果發現台股期貨與金融期貨，在使用極端值理論所估計出的保證金較貼近實際情況。陳伯翰 (民 91) 亦觀察到常態分配假設會造成保證金低估的現象，以損失期望值當作風險測量的基準，得到日經 225 指數期貨在保證金水準不足，而 S&P500、CAC400 和 DAX 則較為足夠之結論。綜合上述文獻可知，有關期貨保證金水準之估計，極端值理論是目前學術界最常採用的研究方法。

2.2.2 風險值

Jorion (2000) 指出極端值理論的優點在運用統計方法，描述樣本尾部的分配，故特別適合用來估計高信賴水準的風險值 (VaR, Value at risk)。Longin (2000) 也強調極端值理論優於一般計算 VaR 的方法，在於其可以計算樣本外的高信賴區間之 VaR。此外，Burrige (2000) 分別利用極端值理論、歷史模擬法、變異數-共變數法及蒙地卡羅模擬法，對亞洲六國股價進行風險值估計，實證結果顯示亞洲金融風暴期間，這些國家股價指數均有厚尾特性，其中以極端值理論所估計出的風險值，比其它傳統風險值模型所估計出結果更為精確。王君文 (民 90) 觀察日本、美國、香港、泰國、台灣五國的股價指數資料，並與歷史模擬法、極端值分配、GARCH 模型下的估計結果做一比較；結果發現結合 GARCH 模型與極端值分配所估計的風險值，幾乎可以獲得最佳的結果。謝金星 (民 93) 以小麥、玉米與黃豆期貨投資組合為研究對象，利用不同風險值模型，進行農產品投資組合風險值的估算，實

證結果亦發現不管是靜態或是動態極端值模型，均較其他傳統風險值模型為佳，顯示極端值理論在處理財務樣本資料的厚尾現象，的確有較好的表現。以上實證結果均顯示，利用極端值理論所估計出的分配，更能捕捉金融資產報酬尾部極端現象，故可減少模型風險，較傳統風險值估計模型為佳。

綜合上述文獻可知，與國際股市相關性或資訊傳遞主題相關之研究，目前學界已經獲得相當豐碩之成果，不過研究方法上，主要採用計量方法來作驗證。因此本文將採用近年在財務領域，應用十分廣泛之極端值理論，來探討台灣和國際股市間極端值報酬之相關性，以提供國內投資者瞭解台股與國際股市的脈動，有助於選擇不同市場進行投資，並能有效分散投資組合風險。

3. 研究方法

極端值理論主要是探討尾端分配的形狀，依照樣本選取方法，可將極端值理論模型分為兩大類：一類為區塊極大值模型（Block Maxima Group of Model；BMN），此模型是將隨機變數分成若干個區間，再從每個區間中取出最大值（或最小值）作為有效觀察值；另一種為超越門檻值模型（Peak-over-Threshold；POT），此模型為選定一個門檻值後，利用超過門檻值的所有觀察值，來建立分配模型。而本文主要以第二種模型為研究方法，以下僅針對超越門檻值模型，予以說明：

3.1 超越門檻值模型（Peaks-over-Threshold Models；POT）

一般化的柏拉圖分配（generalized Pareto distribution；GPD）是比BMN模型較晚發展出來的模型，其主要的觀念在於考慮超過某一個門檻值之資料，故 POT 模型描述樣本中超過門檻值之分配，而非整體樣本。GPD分配可以表示如下：

$$G_{\xi}^{\sigma}(x) = 1 - \left(1 + \xi \times \frac{(x - \theta)}{\sigma} \right)^{-\frac{1}{\xi}} \quad (1)$$

其中， σ 為規模參數， ξ 為形狀參數或尾端指數。

此時，當 $\xi > 0$ ，為厚尾之分配（heavy-tailed），而其它常見的有 Pareto、log-Gamma、Cauchy 與 t 分配；如果 $\xi = 0$ ，則稱為中尾分配，常見的有常態、指數、Gamma、log-normal 等分配；最後，當 $\xi < 0$ 時，稱其為短尾或

薄尾(short-tailed)分配, 而 uniform、beta 等分配皆屬於此類。 θ 為所設定之門檻值水準, $(x_{1,\theta}, x_{2,\theta}, \dots, x_{n,\theta})$ 代表超越門檻值的報酬率; 此時, 條件餘額分配函數 (conditional excess distribution function; CEDF) $F_\theta(y)$ 為:

$$F_\theta(y) = P(x - \theta \leq y | x > \theta) = \frac{F(\theta + y) - F(\theta)}{1 - F(\theta)}$$

$$= \frac{F(x) - F(\theta)}{1 - F(\theta)} \quad 0 \leq x \leq \infty \quad x = y + \theta \quad (2)$$

$F(\theta)$: 為報酬率小於門檻值的累積機率密度函數

根據 Pickands-Balkema-de Haan 定理, 當門檻值(θ)越高, $F_\theta(y)$ 會趨近形狀參數 ξ 、規模參數 σ 的柏拉圖分配 (Pareto distribution; PD), 亦即:

$$\lim_{\theta \uparrow} \sup_{0 \leq y \leq y_F} |F_\theta(y) - G_{\xi, \sigma}(\theta)(y)| = 0 \quad (3)$$

也就是說, 若有一個不知名的連續分配, 只要其門檻值 θ 取的夠高, 則超越門檻值的餘額分配 $F_\theta(y)$ 就是 GPD, 即:

$$F_\theta(y) \approx G_{\xi, \sigma}(y) \quad \theta \rightarrow \infty \quad (4)$$

所以, 將方程式(2)加以整理, 可得報酬率的累積機率密度函數為 $F(x) = (1 - F(u))F_\theta(y) + F(\theta)$, 再將 $F(\theta) = 1 - p$ 、 $y = x - \theta$ 及 $F_\theta(y) = G_{\xi, \sigma}(y)$, 代入 $F(x)$ 後可得:

$$F(x) = p \times \left[1 - \left(1 + \frac{\xi(x - \theta)}{\sigma} \right)^{-\frac{1}{\xi}} \right] + 1 - p$$

$$= 1 - p \times \left(1 + \frac{\xi(x - \theta)}{\sigma} \right)^{-\frac{1}{\xi}} \quad (5)$$

3.2 模型介紹

本文將引用 Longin and Solnik (2001) 的研究方法，利用多變數之極值分配來建立本文模型，表示如下：

$$G_R^\theta(x_1, x_2, \dots, x_q) = \exp\left[-D_{GR}\left(\frac{-1}{\log G_{R_1}^{\theta_1}(x_1)}, \frac{-1}{\log G_{R_2}^{\theta_2}(x_2)}, \dots, \frac{-1}{\log G_{R_q}^{\theta_q}(x_q)}\right)\right] \quad (6)$$

在大數多的情況下，變數間並非獨立，故採用 Gumbel (1961) 所提出的羅吉斯函數 (logistic function) 來定義此相關函數 (dependence function; D_I)：

$$D_I(y_1, y_2, \dots, y_q) = \left(y_1^{\frac{-1}{\alpha}} + y_2^{\frac{-1}{\alpha}} + \dots + y_q^{\frac{-1}{\alpha}}\right)^\alpha \quad (7)$$

此時，將可利用方程式(7)的參數 α ，來決定極端值報酬間之相關性。而其中在檢定多變數間的相關性時，將可用兩兩變數間的相關性檢定來代替；是故，在實證研究時，將只考慮二個市場間的報酬率 (R_1, R_2) 及門檻值 (θ_1, θ_2)，例如在二個變數的情況下，極端值報酬間的相關係數 ρ 為 $1 - \alpha^2$ 。此時，我們將可得到雙變量的極值分配 (F_R^θ):

$$\begin{aligned} F_R^\theta(x_1, x_2) &= \exp\left[-D_I\left(\frac{-1}{\log F_{R_1}^{\theta_1}(x_1)}, \frac{-1}{\log F_{R_2}^{\theta_2}(x_2)}\right)\right] \\ &= \exp\left[-\left(\left(\frac{-1}{\log F_{R_1}^{\theta_1}(x_1)}\right)^{-1} + \left(\frac{-1}{\log F_{R_2}^{\theta_2}(x_2)}\right)^{-1}\right)^\alpha\right] \end{aligned} \quad (8)$$

再利用門檻值 (θ_1 和 θ_2) 和這兩個市場各自的報酬累積機率密度函數，來描述此雙變量的極值分配。當報酬率低於門檻值 (θ) 時，將報酬率看成和門檻值相同，此時報酬率的累積機率密度函數為：

$$F_R^\theta(x) = (1 - p) \quad (9)$$

反之，報酬率高於門檻值 (θ)，則把報酬率代入方程式(5)，報酬率的累積機率函數為：

$$F_R^\theta(x) = 1 - p \times \left(1 + \xi \times \frac{(x - \theta)}{\sigma} \right)^{-1/\xi} \quad (10)$$

在時間 t 點時，共可能出現四種情況，亦即 x_{1t} 和 x_{2t} 都超過門檻值，或者皆未超過，也可能只有其中一個超過門檻值，故考慮以上之情況後，再選擇所要代入之方程式。

故當 x_{1t} 和 x_{2t} 都沒超過門檻值 (θ) 時，則代入方程式 (11) L_{00} 中；若 x_{1t} 沒超過門檻值，但 x_{2t} 超過門檻值，代入方程式 (12) L_{01} ；同理，當 $x_{1t} > \theta$ ， $x_{2t} < \theta$ ，代入方程式 (13) L_{10} ； $x_{1t} > \theta$ ， $x_{2t} > \theta$ ，代入方程式 (14) L_{11} 。

$$\begin{aligned} L_{00}(X_{1t}, X_{2t}) &= F_x^\theta(X_{1t}, X_{2t}) = \exp(-D_t(y_1, y_2)) \\ &= \exp\left[-\left(\left(-\log(1-p_1)\right)^{\frac{1}{\alpha}} + \left(-\log(1-p_2)\right)^{\frac{1}{\alpha}}\right)^\alpha\right] \end{aligned} \quad (11)$$

$$L_{01}(X_{1t}, X_{2t}) = \frac{\partial F_x^\theta(X_{1t}, X_{2t})}{\partial X_{2t}} = \exp(-D_t(y_1, z_2)) \times \frac{\partial D_t}{\partial X_{2t}}(y_1, z_2) \quad (12)$$

$$L_{10}(X_{1t}, X_{2t}) = \frac{\partial F_x^\theta(X_{1t}, X_{2t})}{\partial X_{1t}} = \exp(-D_t(z_1, y_2)) \times \frac{\partial D_t}{\partial X_{1t}}(z_1, y_2) \quad (13)$$

$$\begin{aligned} L_{11}(X_{1t}, X_{2t}) &= \frac{\partial^2 F_x^\theta(X_{1t}, X_{2t})}{\partial X_{1t} \partial X_{2t}} \\ &= \exp(-D_t(z_1, z_2)) \times \left(\frac{\partial D_t}{\partial X_{2t}}(z_1, z_2) \times \frac{\partial D_t}{\partial X_{1t}}(z_1, z_2) - \frac{\partial^2 D_t}{\partial X_{1t} \partial X_{2t}}(z_1, z_2) \right) \end{aligned} \quad (14)$$

其中 $y_i = \frac{-1}{\log F_{R_i}^{\theta_i}(\theta_i)}$ 且 $z_i = \frac{-1}{\log F_{R_i}^{\theta_i}(R_i)}$ 。

最後，再依據 Ledford & Tawn (1997) 提出最大概似法求估方程式 (8)

中的參數值。此時，極值報酬的最大概似函數為：

$$L(\{x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{pi}\}, \Phi) = \prod_{i=1}^T L(x_{1i}, x_{2i}, \Phi) \quad (15)$$

其中 $\Phi = (p_1, p_2, \sigma_1, \sigma_2, \xi_1, \xi_2, \alpha)$ ，最後本文再利用陡降法求得此七個參數值¹。

3.3 多元常態

在多元統計分析中，多元常態占有重要的地位，主要原由是大部份的實際問題中，多維隨機向量大多是常態分配或者近似常態；另一方面也因為從樣本到總體推斷時，必須要有樣本觀察值的各種函數分配，而獲得這些分配對於來自常態總體的樣本，比來自別的總體的樣本容易，加上常態分配的抽樣分析，較容易分析處理，尤其是當投資組合標的個數很大時，欲準確估算出聯合機率分配幾乎是不可能的，故通常的處理方式，為假設標的資產報酬率服從多變量常態分配，並據以進行模擬工作。因此本文將一併假設資料為多元常態下，探討台灣和國際市場間之相關性。而多元常態分配的機率密度函數表示如下：

$$f(x_1, x_2, \dots, x_p) = \frac{1}{\sqrt{|\Sigma|} \sqrt{(2\pi)^p}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)'\Sigma^{-1}(x-u)} \quad (16)$$

其中 $X = (x_1, x_2, \dots, x_p)$ 為多元常態變量； $\mu = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_p \end{pmatrix}$ ； $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2p} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma_{p1} & \sigma_{p2} & \dots & \sigma_{pp} \end{pmatrix}$

¹陡降法為求解非線性可微分函數極值的最基本方法之一，其構想是源自於該函數的梯度向量之相反方向為遞減方向的事實，限於篇幅，在此並不詳述求解過程。

4. 實證分析

4.1 研究對象及時間

由於日本股市為亞洲金融市場重心，故本文選擇日本日經225 (JA) 來作為日本股市的標的對象。而美國股市則以國人熟悉的那斯達克指數 (Nasdaq) 及紐約道瓊 (Dow Jones) 工業指數作為研究對象；至於臨近的國家，則選取和台灣合稱為亞洲四小龍的香港恆生 (HK)、新加坡海峽 (SIN) 及南韓綜合 (KOR) 等國際股價指數，來做為樣本資料。受限於台灣經濟新報資料庫提供資料長度並不一致，故本研究之個別股市取樣期間，將會有些差異，如表1所示。

本文以台灣和國際股市之月報酬和週報酬資料²，探討彼此間之互動關係。報酬率計算方式為 $\Delta P = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ ，其中 P_t 代表時間 t 的收盤價； P_{t-1} 為前一時間 $t-1$ 之收盤價。在進行各國股票市場的相關性分析時，由於各國股市交易日及休市日不盡相同，故在資料處理過程中，為避免造成股市間交易日期不一致的差異，對於日期不一致而無法對應的觀察值，將予以刪除；另外因個別股市取樣期間並不相同，因此本文將以樣本資料較少者為共同之採樣時間，例如以台灣和日本日經 225 指數為例，日本之取樣時間為 1982/1/4-2004/12/31，而台灣是 1971/1/3-2004/12/31，故本文在探討台灣和日本股市間之相關性時，將以 1982/1/4-2004/12/31 為共同之研究時間。表 2 為台灣與國際股市在月報酬及週報酬下之觀察值個數。

²作者採用週資料與月資料，而不採用日資料的理由如下：(1) Longin and Solnik (2001) 是以美國、英國、法國、德國與日本等五國股市之月資料來作驗證，為了方便與其結果作一比較，因此作者同樣也分析月資料之實證結果。(2) Longin (1999) 利用極端值理論來設定 COMEX 之白銀期貨保證金，曾指出價格限制會造成極端值分配參數估計不易，因此 Longin 建議採用低頻率之價格資料，改以週資料來取代日資料。亦即考慮較長時間之價格變動下，會降低價格限制對實際價格分配之影響。(3) 此外政府對穩定股市之措施，採取之措施主要為縮小跌停板及國安基金護盤。其中限制跌停板的時間可能持續一段期間，五大基金護盤之時間，也是利用好幾天時間才能把全部資金都投入投市，因此以日資料分析，是不能真實表達台股和國際股市的極端值相關性。當然政府所採取之穩定股市措施，也可能會造成週資料得到之結果與月資料不同，因此本文將一併討論月資料與週資料之實證結果。

表1 樣本說明

國 家	研究時間
美國道瓊工業指數 (Dow Jones)	1971/1/3 - 2004/12/31
美國那斯達克指數 (Nasdaq)	1984/10/11 - 2004/12/31
台灣加權股價指數 (TW)	1971/1/3 - 2004/12/31
日本日經 225 指數 (JA)	1982/1/4 - 2004/12/31
新加坡海峽指數 (SIN)	1982/1/4 - 2004/12/31
香港恆生指數 (HK)	1982/1/4 - 2004/12/31
南韓綜合指數 (KOR)	1990/1/3 - 2004/12/31

表2 台灣與國際股市之觀察值個數

國 家	月報酬下觀察個數	週報酬下觀察個數
美國紐約道瓊工業指數 (DowJones)	407	1,636
美國那斯達克指數 (Nasdaq)	242	1,044
台灣加權股價指數 (TW)	407	1,636
日本日經 225 指數 (JA)	275	1,178
新加坡海峽指數 (SIN)	275	1,178
香港恆生指數 (HK)	275	1,178
南韓綜合指數 (KOR)	179	765

4.2 台灣與國際股市之相關性(月報酬率)

本文以台灣市場為主，討論台灣和其它國際股票市場間之相關性；其中門檻值之選取為 $\pm 0\%$ 、 $\pm 2\%$ 、 $\pm 4\%$ 、 $\pm 6\%$ 、 $\pm 8\%$ 、 $\pm 10\%$ 、 $\pm 12\%$ ；因為此時極端值樣本大於 $\pm 12\%$ 已經相當有限，故最大門檻值將只取到 $\pm 12\%$ 。接著本文首先探討台灣和國際股市在月報酬率下之相關性。

4.2.1 台灣與美國

在台灣和美國股市之相關性方面，本文是以美國的道瓊（表3）和那斯達克指數（表4）為研究對象，其中表的下(上)半部代表在極值模型下，門檻

值為正值且從+0%到+12% (-0%到-12%)時，所估計出來的極端值分配參數值。從估計出的尾部機率(p)中，可發現其值與單純使用報酬率高於門檻值的個數，占總觀察值所算出之比例相似，以台灣和美國道瓊股價指數為例，在門檻值為-10%時，對台灣市場而言，超過門檻值之個數有45個，總觀察值個數為407個，此時，把超過門檻值-10%的個數除以總觀察值則為0.1106，但我們從表3中得知，以極端值理論模型算出之 p 值為0.1029，兩者非常接近。同樣的，在其它不同門檻值下，也得到相同之結果，顯示本文以陡降法來估計參數之精確性。此外，表3中的 ξ^{TW} 、 ξ^{US-D} 分別代表台灣和美國道瓊股價指數的形狀參數，其中可以發現在正的門檻值時，形狀參數大多為負值；但門檻值為負時，形狀參數卻幾乎為正的，這表示為在負門檻值下，樣本資料大都趨近於厚尾之分配，而正門檻值下為薄尾分配。接著， ρ 表示在不同門檻值下，兩個市場間相關性之大小，從表3與表4中可得知，在超過正門檻值方面，當門檻值愈大時，其相關性愈小；但若為負的門檻值下，門檻值（絕對值）愈大時，相關性卻反而愈大；而且在負的門檻值下，皆比任何正的門檻值下所得之相關性來的大。

若假設台灣與美國道瓊指數、那斯達克指數間為多元常態下，探討在不同門檻值時，台灣和美國道瓊股價指數及那斯達克指數之相關性大小，其結果如圖1與2中之虛線所示。從圖中發現到，不論在正的或者負報酬率下，門檻值愈高時，其相關性就會愈小。此時，在正的門檻值下，和本文使用雙變量極端值分配所求得之相關性程度，有相同的趨勢；但在負的門檻值時，卻有著相反之走勢。

4.2.2 台灣和日本

本文在研究台灣和日本股市之相關性時，是以日經225為研究對象。從表5中可以發現在正的門檻值時，當門檻值愈大，相關性愈小；但若為負的門檻值，當門檻值（絕對值）愈大時，相關性卻反而愈大；而且在負的門檻值下，皆比任一個正的門檻值下所得之相關性來的大。上述結果顯示台灣受到美國或日本股市之衝擊時，不管是正面或負面消息時，長期的相關性表現是一致的。

表3 台灣和與道瓊指數在雙變量極端值分配下之參數估計值
(月報酬)

門檻值	模 型 參 數 值						
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{US-D}	σ^{US-D}	ξ^{US-D}	ρ
超過負的門檻值							
-12%	0.0661* (3.42E-04)	0.0845* (3.70E-22)	0.1080* (2.25E-26)	0.0098* (2.70E-05)	0.0581* (3.63E-11)	-0.0049* (2.87E-20)	0.4502* (1.04E-01)
-10%	0.1029* (2.29E-03)	0.0494* (2.12E-24)	0.4043* (1.26E-24)	0.0182* (3.11E-04)	0.0369* (1.02E-15)	0.1714* (4.38E-18)	0.4806* (1.50E-01)
-8%	0.1422* (1.89E-03)	0.0521* (1.52E-24)	0.3020* (3.49E-25)	0.0270* (2.19E-04)	0.0493* (2.16E-13)	-0.0036* (9.50E-22)	0.4272* (2.30E-02)
-6%	0.2083* (8.68E-04)	0.0496* (1.64E-02)	0.2621* (5.03E-25)	0.0613* (7.28E-04)	0.0272* (1.38E-19)	0.2501* (1.15E-19)	0.3512* (6.63E-03)
-4%	0.2745* (1.52E-02)	0.0573* (3.21E-24)	0.1547* (1.19E-25)	0.1250* (1.38E-02)	0.0274* (4.56E-21)	0.1538* (5.02E-22)	0.2870* (1.81E-02)
-2%	0.3750* (1.97E-02)	0.0589* (1.61E-24)	0.1180* (4.43E-26)	0.2181* (3.58E-02)	0.0328* (6.33E-21)	0.0415* (5.25E-24)	0.2745* (6.48E-03)
0%	0.4632* (4.26E-02)	0.0701* (3.21E-22)	0.0297* (4.71E-28)	0.4289* (4.34E-02)	0.0311* (4.60E-21)	0.0413* (1.49E-24)	0.2532* (1.15E-02)
超過正的門檻值							
0%	0.5368* (1.50E-01)	0.0879* (6.98E-10)	-0.0988* (4.45E-13)	0.5711* (1.43E-03)	0.0444* (1.34E-17)	-0.2708* (6.75E-19)	0.2208 (1.08E-01)
2%	0.4461* (3.48E-02)	0.0786* (1.04E-11)	-0.0539* (4.42E-16)	0.3505* (1.74E-03)	0.0380* (4.32E-25)	-0.2532* (8.42E-26)	0.1854* (5.12E-02)
4%	0.3750* (1.46E-02)	0.0627* (1.62E-11)	-0.0627* (1.49E-15)	0.2010* (1.86E-03)	0.0297* (5.64E-08)	-0.1868* (2.55E-18)	0.1963* (6.13E-02)
6%	0.2843* (1.12E-02)	0.0563* (2.90E-17)	0.1426* (2.00E-11)	0.0980* (1.09E-02)	0.0247* (4.88E-06)	-0.1491* (2.90E-17)	0.1699* (1.43E-03)
8%	0.1936* (2.87E-03)	0.0660* (3.86E-09)	-0.0724* (6.62E-09)	0.0417* (3.90E-03)	0.0251* (3.86E-09)	-0.2800* (3.41E-16)	0.1132* (3.43E-03)
10%	0.1274* (1.50E-02)	0.0964* (2.53E-06)	-0.1698* (4.48E-07)	0.0171* (2.26E-02)	0.0151* (9.21E-06)	0.0151* (5.39E-06)	0.1532* (1.37E-02)
12%	0.0955* (8.36E-02)	0.1123* (2.16E-09)	-0.2913* (1.75E-04)	0.0073* (4.09E-03)	0.0123* (9.20E-05)	-0.0010* (7.62E-17)	0.1511* (2.15E-02)

註：1. p^{TW} 、 p^{US-D} 代表台灣與美國道瓊指數之尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{US-D} 台灣與美國道瓊指數之規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{US-D} 台灣與美國道瓊指數之形狀參數。

2. ρ :市場間之相關性。3. 括弧內為變異數。

4. [*]代表在0.01的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。

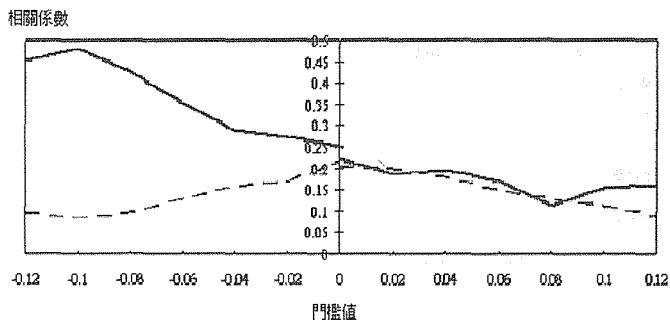
表4 台灣和美國那斯達克指數在雙變量極端值分配下之參數估計值(月報酬)

門檻值	模型參數值						
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{US-N}	σ^{US-N}	ξ^{US-N}	ρ
超過負的門檻值							
-12%	0.0841*	0.0413*	-0.1484*	0.0688*	0.0348*	0.0523*	0.4292*
	(7.48E-04)	(1.55E-27)	(1.12E-29)	(2.26E-05)	(2.17E-27)	(1.61E-30)	(1.83E-03)
-10%	0.1214*	0.0361*	-0.0829*	0.1694*	0.0346*	0.0125*	0.4123*
	(5.15E-04)	(3.55E-32)	(4.73E-35)	(1.48E-05)	(4.96E-31)	(2.19E-37)	(9.09E-04)
-8%	0.1966*	0.0343*	0.0035*	0.2076*	0.0254*	0.2381*	0.3914*
	(1.22E-08)	(1.04E-30)	(3.61E-34)	(1.83E-09)	(1.01E-39)	(1.04E-30)	(3.89E-16)
-6%	0.2909*	0.0266*	0.0606*	0.2319*	0.0325*	0.0573*	0.3582*
	(2.28E-08)	(1.24E-42)	(4.46E-38)	(1.17E-09)	(2.06E-44)	(1.03E-39)	(8.04E-16)
-4%	0.3034*	0.0298*	0.0357*	0.2964*	0.0341*	0.0127*	0.3212*
	(2.90E-08)	(6.53E-44)	(2.52E-41)	(1.92E-08)	(5.16E-45)	(1.44E-44)	(3.07E-15)
-2%	0.3532*	0.0304*	-0.0434*	0.3488*	0.0373*	-0.0314*	0.2908*
	(8.52E-09)	(1.58E-50)	(2.82E-50)	(4.50E-12)	(1.92E-52)	(9.15E-52)	(2.02E-19)
0%	0.4754*	0.0372*	-0.0931*	0.5018*	0.0459*	-0.1093*	0.2406*
	(7.31E-11)	(2.63E-56)	(1.35E-56)	(6.77E-14)	(1.14E-58)	(1.18E-56)	(3.63E-25)
超過正的門檻值							
0%	0.5246*	0.0330*	-0.0723*	0.4982*	0.0413*	-0.0666*	0.2394*
	(7.36E-10)	(7.27E-69)	(1.69E-58)	(3.45E-16)	(4.89E-62)	(5.48E-58)	(3.04E-25)
2%	0.4126*	0.0243*	-0.0656*	0.3096*	0.0356*	-0.0047*	0.2121*
	(1.83E-10)	(2.16E-13)	(4.83E-34)	(4.61E-13)	(6.59E-55)	(1.82E-55)	(8.84E-24)
4%	0.3035*	0.0223*	-0.2115*	0.2886*	0.0265*	0.1851*	0.1941*
	(1.20E-10)	(3.00E-48)	(1.87E-43)	(7.27E-12)	(3.00E-48)	(1.11E-45)	(1.17E-23)
6%	0.2712*	0.0321*	0.0457*	0.2790*	0.0395*	-0.0138*	0.1678*
	(1.20E-10)	(3.00E-48)	(1.87E-43)	(7.27E-12)	(3.00E-48)	(1.11E-45)	(1.17E-23)
8%	0.2399*	0.0346*	-0.0132*	0.2491*	0.0403*	-0.0356*	0.1331*
	(4.47E-12)	(3.73E-47)	(2.70E-41)	(2.68E-13)	(6.29E-51)	(1.04E-42)	(5.30E-26)
10%	0.1642*	0.0261*	0.1896*	0.1916*	0.0251*	0.1905*	0.1236*
	(2.79E-04)	(3.37E-30)	(8.21E-31)	(3.00E-04)	(8.37E-31)	(4.06E-31)	(6.27E-04)
12%	0.0709*	0.0327*	-0.0906*	0.0897*	0.0379*	-0.0133*	0.1345*
	(1.69E-05)	(8.91E-30)	(9.01E-31)	(2.00E-05)	(8.13E-29)	(9.12E-35)	(5.37E-06)

註：1. p^{TW} 、 p^{US-N} 分別代表台灣與美國那斯達克指數之尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{US-N} 台灣與美國那斯達克指數之規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{US-N} 台灣與美國那斯達克指數之形狀參數。

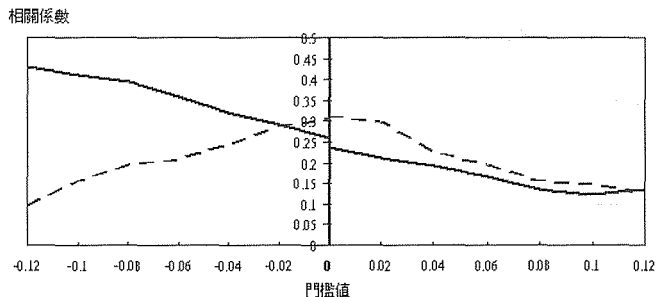
2. ρ ：市場間之相關性。 3. 括弧內為變異數。

4. [*]代表在 0.01 的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。



註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極端值模型所算出之相關性。

圖 1 台灣和美國道瓊指數在不同門檻值下之相關係數(月報酬)

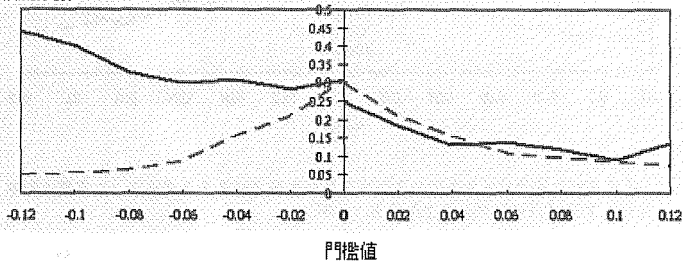


註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極端值模型所算出之相關性。

圖 2 台灣和美國那斯達克指數在不同門檻值下之相關係數(月報酬)

同樣的，若假設兩個市場間為多元常態下，探討在不同門檻值時，台灣股市和日本日經225之相關性大小，如圖3所示，其中可知不論在正或者負報酬率下，門檻值愈高時，其相關性就會愈小。此時，在正的門檻值下，和本文使用雙變量極值分配所求得之相關性程度，有相同的趨勢；但在負的門檻值時，卻有著相反之情況。

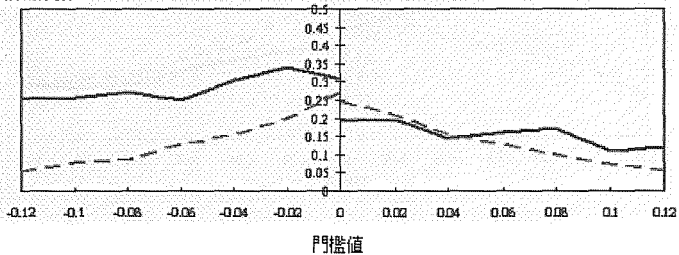
相關係數



註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極端值模型所算出之相關性。

圖3 台灣和日經225指數在不同門檻值下之相關係數(月報酬)

相關係數



註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極端值模型所算出之相關性。

圖4 台灣和香港恆生指數在不同門檻值下之相關係數(月報酬)

表5 台灣和日經225指數在雙變量極端值分配下之參數估計
(月報酬)

門 檻 值	模 型 參 數 值						
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{JA}	σ^{JA}	ξ^{JA}	ρ
超過負的門檻值							
-12%	0.0763* (2.16E-03)	0.0708* (5.39E-16)	0.3140* (1.63E-04)	0.0290* (1.63E-04)	0.0381* (1.58E-05)	-0.0062* (8.44E-13)	0.4382* (1.73E-01)
-10%	0.1200* (4.90E-03)	0.0463* (1.01E-16)	0.4780* (5.42E-16)	0.0581* (3.76E-05)	0.0271* (7.91E-11)	0.1540* (4.90E-13)	0.3999* (5.75E-02)
-8%	0.1455* (4.24E-03)	0.0658* (5.22E-10)	0.2175* (7.94E-11)	0.1018* (1.17E-02)	0.0340* (1.06E-06)	0.0171* (1.15E-11)	0.3277* (3.38E-03)
-6%	0.2145* (1.61E-02)	0.0521* (8.43E-10)	0.2988* (2.16E-10)	0.1382* (5.94E-02)	0.0515* (1.77E-08)	-0.2223* (2.27E-09)	0.2977* (9.28E-02)
-4%	0.2873* (6.02E-02)	0.0548* (9.96E-07)	0.2347* (3.50E-09)	0.2364* (3.18E-02)	0.0477* (2.88E-06)	0.1405* (5.39E-08)	0.3071* (2.28E-02)
-2%	0.3855* (9.40E-02)	0.0587* (2.48E-07)	0.1646* (4.46E-10)	0.3127 (1.81E-01)	0.0566* (4.21E-06)	0.1978* (2.98E-08)	0.2817* (6.35E-06)
0%	0.4691* (6.64E-08)	0.0719* (1.45E-25)	0.0545* (1.43E-24)	0.4618* (5.52E-02)	0.0567* (9.44E-27)	-0.1654* (3.74E-13)	0.2976* (1.21E-04)
超過正的門檻值							
0%	0.5309* (4.90E-03)	0.0914* (2.69E-12)	-0.0902* (8.61E-16)	0.5382* (1.95E-03)	0.0545* (1.32E-19)	-0.2440* (7.11E-21)	0.2481* (1.11E-01)
2%	0.4400* (5.11E-03)	0.0835* (1.35E-09)	-0.0520* (3.04E-14)	0.3964* (6.68E-03)	0.0421* (1.41E-15)	-0.1636* (5.30E-18)	0.1827* (6.67E-02)
4%	0.3709* (8.63E-03)	0.0681* (7.22E-07)	0.0625* (1.93E-11)	0.2655* (3.19E-02)	0.0311* (3.90E-10)	-0.0482* (3.82E-15)	0.1329* (8.50E-04)
6%	0.2764* (1.77E-02)	0.0718* (2.63E-05)	0.0360* (5.35E-11)	0.1309* (4.10E-02)	0.0239* (2.35E-07)	0.1574* (1.60E-10)	0.1396* (1.05E-02)
8%	0.1964* (3.50E-02)	0.0868* (1.48E-06)	-0.0817* (1.24E-07)	0.0618* (9.66E-05)	0.0320* (5.34E-04)	-0.0027* (2.40E-18)	0.1201* (1.44E-03)
10%	0.1381* (1.71E-02)	0.1126* (4.04E-09)	-0.2586* (1.55E-03)	0.0290* (1.76E-04)	0.0382* (7.29E-03)	-0.0036* (2.51E-17)	0.0917* (5.48E-03)
12%	0.1090* (3.53E-02)	0.1214* (1.98E-06)	-0.3351* (3.54E-03)	0.0218* (9.91E-04)	0.0256* (1.34E-03)	0.0042* (2.24E-16)	0.1376* (2.41E-02)

註：1. p^{TW} 、 p^{JA} 分別代表台灣與日經225指數之尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{JA} 台灣與日經225指數之規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{JA} 台灣與日經225指數之形狀參數。

2. ρ :市場間之相關性。3. 括弧內為變異數。
4. [*]代表在 0.01 的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。

4.2.3 台灣和香港

台灣和香港恆生股價指數之相關性結果，如表6所示，其中可以發現在負的門檻值下，會比正的門檻值下所得之相關性來的大；而且在正的門檻值時，當門檻值愈大，相關性愈小。不過在負的門檻值下，隨著門檻值提高，兩個市場相關性反而略呈下降走勢，這顯示在好、壞消息的程度愈嚴重時，兩個市場的連動性反而下跌。在假設兩個市場間為多元常態下，台灣和香港恆生指數之相關性大小，可由圖4中之虛線看出，其中不論在正的或者負報酬率下，門檻值愈高時，其相關性會愈小。

4.2.4 台灣和新加坡

本文研究台灣和新加坡股價指數之相關性時，從表7中，發現在正的門檻值時，當門檻值愈大，相關性愈小；但若為負的門檻值下，門檻值（絕對值）愈大時，相關性卻反而愈大；而且在負的門檻值下，所得到的相關程度皆會比任一個正的門檻值下所得之相關性來的大。

若假設兩個市場間為多元常態下，探討在不同門檻值時，台灣股價和新加坡股價指數之相關性大小，結果顯示在圖5中之虛線。而從圖中可得到，在正的或者負的報酬率下，門檻值愈高時，其相關性就會愈小。

4.2.5 台灣和南韓

研究台灣和南韓綜合股價之相關性大小，如表8所示，其中可發現在正的門檻值時，當門檻值愈大，相關性愈小；但若為負的門檻值下，門檻值（絕對值）愈大時，相關性卻反而愈大；而且在負的門檻值下，所得到的相關程度皆會比任一個正的門檻值下，所得之相關性來的大。台灣和南韓之相關性結果，正如台灣和美國、日本之相關性趨勢是一致的，同樣代表著在空頭市場時，台灣與國際股市間之相關性增加；在多頭市場時，台灣與國際股市間之相關性反而下降。

在假設兩個市場間為多元常態下，探討台灣和南韓綜合指數在不同門檻值時之相關性大小，而從圖6中可得知，不論在正的或者負報酬率下，門檻值愈高時，其相關性就會愈小。

表6 台灣和香港恆生指數在雙變量極端值分配下之參數估計值
(月報酬)

門 檻 值	模 型 參 數 值						
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{HK}	σ^{HK}	ξ^{HK}	ρ
超 過 負 的 門 檻 值							
-12%	0.0893* (1.90E-02)	0.0712* (2.74E-17)	0.2981* (2.35E-17)	0.0509* (7.72E-03)	0.0405* (1.84E-18)	0.5229* (1.08E-17)	0.2413* (1.22E-03)
-10%	0.1310* (4.34E-02)	0.0474* (1.34E-19)	0.4834* (2.63E-18)	0.0981* (9.81E-03)	0.0263* (4.52E-22)	0.5581* (1.13E-20)	0.2534* (9.80E-03)
-8%	0.1535* (1.30E-02)	0.0698* (2.11E-20)	0.2321* (4.49E-21)	0.1455* (1.55E-01)	0.0379* (1.45E-25)	0.2805* (6.31E-25)	0.2718* (4.25E-03)
-6%	0.2193* (3.20E-03)	0.0532* (2.31E-23)	0.2876* (3.35E-24)	0.1782* (1.11E-01)	0.0528* (6.71E-26)	0.1337* (6.49E-28)	0.2501* (2.07E-02)
-4%	0.2743* (9.83E-02)	0.0612* (1.08E-23)	0.2432* (2.03E-25)	0.2364* (4.57E-02)	0.0578* (1.12E-26)	0.0881* (3.04E-30)	0.3027* (1.51E-02)
-2%	0.3715* (4.82E-02)	0.0594* (1.37E-27)	0.1785* (2.86E-30)	0.3309* (8.40E-03)	0.0563* (1.98E-27)	0.0903* (1.08E-30)	0.3377* (9.53E-02)
0%	0.4531* (4.15E-02)	0.0721* (1.76E-29)	0.0587* (6.69E-34)	0.4255* (3.26E-03)	0.0639* (6.56E-32)	0.0325* (1.37E-37)	0.3083* (9.18E-02)
超 過 正 的 門 檻 值							
0%	0.5429* (1.56E-01)	0.0942* (2.60E-18)	-0.0922* (1.41E-21)	0.5745* (5.55E-02)	0.0766* (6.57E-23)	-0.2116* (1.78E-24)	0.1924* (2.63E-02)
2%	0.4560* (1.36E-01)	0.0843* (8.57E-17)	-0.0560* (6.16E-21)	0.4618* (8.51E-02)	0.0661* (3.15E-21)	-0.1668* (7.43E-23)	0.1970* (1.05E-01)
4%	0.3629* (2.13E-02)	0.0670* (1.05E-15)	0.0693* (1.28E-19)	0.3600* (2.52E-02)	0.0565* (1.84E-19)	-0.1159* (2.90E-21)	0.1461* (1.18E-03)
6%	0.2544* (9.07E-03)	0.0819* (5.19E-11)	0.0398* (4.34E-17)	0.2727* (2.86E-02)	0.0447* (1.12E-14)	-0.0132* (2.16E-21)	0.1613* (8.30E-02)
8%	0.1874* (1.64E-02)	0.0878* (4.27E-13)	-0.0843* (3.01E-18)	0.1709* (3.08E-03)	0.0446* (1.28E-13)	-0.0096* (3.20E-22)	0.1733* (5.09E-02)
10%	0.1412* (1.77E-02)	0.1324* (4.29E-09)	-0.2654* (3.61E-10)	0.1127* (1.77E-02)	0.0383* (1.00E-11)	0.0863* (8.97E-16)	0.1115* (1.30E-02)
12%	0.1090* (2.11E-02)	0.1123* (3.23E-12)	-0.3432* (7.83E-13)	0.0727* (8.64E-06)	0.0199* (5.29E-13)	0.6217* (2.95E-11)	0.1125* (7.77E-03)

註：1. p^{TW} 、 p^{HK} 分別代表台灣與香港恆生指數之尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{HK} 台灣與香港恆生指數之規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{HK} 台灣與香港恆生指數之形狀參數。

2. ρ ：市場間之相關性。3. 括弧內為變異數。

4. 「*」代表在 0.01 的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。

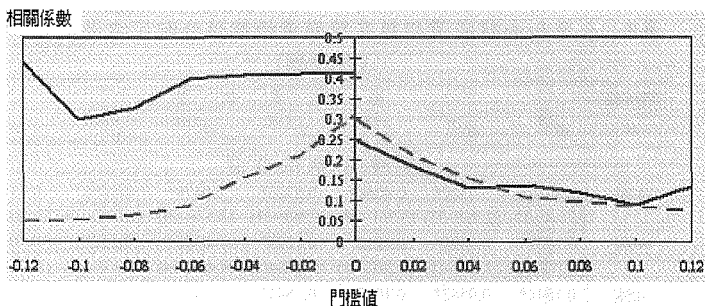
表7 台灣和新加坡股價指數在雙變量極端值分配下之參數估計
值(月報酬)

門檻值		模型參數值					
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{SIN}	σ^{SIN}	ξ^{SIN}	ρ
超過負的門檻值							
-12%	0.0624*	0.0723*	0.2940*	0.0400*	0.0405*	0.5229*	0.4892*
	(6.62E-03)	(3.07E-21)	(4.21E-23)	(7.72E-03)	(4.97E-22)	(1.81E-20)	(7.58E-02)
-10%	0.1312*	0.0445*	0.4891*	0.0509*	0.0263*	0.5581*	0.3458*
	(3.00E-03)	(1.01E-23)	(9.05E-21)	(9.47E-04)	(1.32E-21)	(2.91E-20)	(3.96E-02)
-8%	0.1545*	0.0848*	0.2235*	0.0800*	0.0592*	0.2248*	0.3851*
	(1.15E-02)	(3.31E-19)	(1.49E-20)	(1.18E-03)	(3.75E-19)	(3.05E-21)	(4.29E-02)
-6%	0.2298*	0.0611*	0.2878*	0.1127*	0.0598*	0.1680*	0.3639*
	(7.71E-03)	(9.60E-23)	(5.88E-23)	(8.76E-03)	(2.47E-21)	(1.27E-24)	(1.13E-02)
-4%	0.2734*	0.0513*	0.2447*	0.1818*	0.0421*	-0.3112*	0.3329*
	(8.52E-02)	(2.71E-26)	(1.21E-27)	(9.58E-03)	(1.23E-26)	(1.66E-26)	(4.06E-02)
-2%	0.3789*	0.0628*	0.1516*	0.3164*	0.0366*	0.2780*	0.3156*
	(9.07E-02)	(9.90E-27)	(8.85E-30)	(1.85E-02)	(7.29E-30)	(1.50E-29)	(1.20E-01)
0%	0.4481*	0.0759*	0.0515*	0.4800*	0.0410*	0.1713*	0.3471*
	(9.11E-02)	(1.29E-28)	(1.19E-33)	(2.55E-02)	(1.49E-33)	(4.82E-34)	(1.02E-01)
超過正的門檻值							
0%	0.5639*	0.0924*	-0.1012*	0.5200*	0.0591*	-0.1271*	0.3352*
	(1.19E-01)	(1.03E-13)	(6.16E-17)	(7.17E-04)	(9.94E-14)	(1.57E-16)	(9.39E-02)
2%	0.4356*	0.0931*	-0.0610*	0.4073*	0.0446*	-0.0083*	0.3625*
	(5.24E-02)	(5.03E-12)	(1.61E-16)	(6.07E-03)	(1.00E-08)	(1.30E-16)	(1.05E-01)
4%	0.3679*	0.0791*	-0.0725*	0.2691*	0.0407*	0.0383*	0.3463*
	(9.13E-02)	(8.90E-13)	(4.20E-17)	(1.08E-02)	(3.30E-08)	(9.21E-14)	(1.09E-01)
6%	0.2564*	0.0782*	0.0410*	0.1673*	0.0397*	0.0671*	0.2788*
	(2.86E-03)	(2.66E-10)	(7.66E-16)	(1.55E-02)	(3.32E-06)	(4.00E-11)	(4.59E-02)
8%	0.1835*	0.0789*	-0.0737*	0.0945*	0.0509*	-0.0657*	0.2479*
	(4.23E-03)	(8.59E-11)	(3.91E-15)	(1.60E-03)	(1.74E-04)	(8.86E-10)	(2.95E-02)
10%	0.1324*	0.0136*	-0.2196*	0.0581*	0.0383*	-0.0865*	0.1814*
	(8.62E-03)	(2.31E-09)	(5.30E-10)	(5.63E-03)	(3.41E-03)	(2.57E-07)	(6.25E-03)
12%	0.1274*	0.1324*	-0.3251*	0.0436*	0.0199*	0.6217*	0.1732*
	(1.07E-02)	(5.81E-08)	(1.61E-07)	(8.78E-02)	(6.59E-05)	(1.14E-03)	(1.23E-02)

註：1. p^{TW} 、 p^{SIN} 分別代表台灣與新加坡股價指數之尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{SIN} 台灣與新加坡股價指數規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{SIN} 為台灣與新加坡股價指數形狀參數。

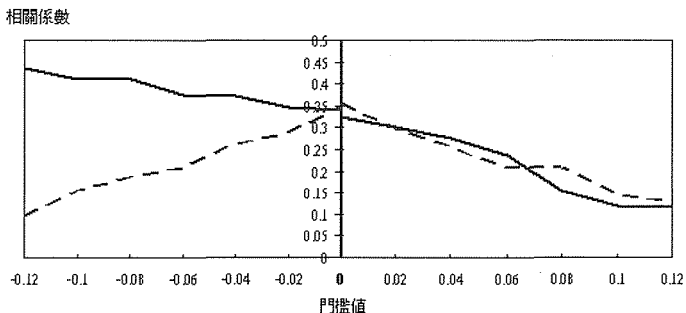
2. ρ ：市場間之相關性。 3. 括弧內為變異數。

4. 「*」代表在0.01的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。



註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極端值模型所算出之相關性。

圖5 台灣和新加坡股價指數在不同門檻值下之相關係數(月報酬)



註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極端值模型所算出之相關性。

圖6 台灣和南韓股價指數在不同門檻值下之相關係數(月報酬)

表8 台灣和南韓股價指數在雙變量極端值分配下之參數估計值
(月報酬)

門檻值	模 型 參 數 值						
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{KOR}	σ^{KOR}	ξ^{KOR}	ρ
超過負的門檻值							
-12%	0.0838* (5.49E-01)	0.0527* (2.95E-03)	0.4064* (3.35E-04)	0.0726* (5.49E-01)	0.0479* (3.57E-09)	0.0550* (2.00E-14)	0.4348* (5.68E-03)
-10%	0.1453* (1.27E-02)	0.0390* (2.03E-11)	0.4215* (8.29E-13)	0.1229* (5.00E-02)	0.0382* (4.46E-14)	0.1575* (2.70E-17)	0.4096* (8.82E-03)
-8%	0.1844* (3.86E-02)	0.0542* (1.21E-19)	0.1988* (2.03E-14)	0.1844* (1.71E-01)	0.0450* (4.19E-14)	0.0417* (1.21E-19)	0.4099* (2.74E-03)
-6%	0.2682* (1.52E-02)	0.0509* (5.04E-13)	0.1927* (9.12E-16)	0.2514* (4.08E-02)	0.0534* (1.64E-15)	-0.0370* (5.66E-21)	0.3743* (1.12E-03)
-4%	0.3520* (7.25E-01)	0.0568* (1.56E-13)	0.1228* (7.44E-17)	0.3352* (4.23E-02)	0.0603* (5.30E-17)	0.0817* (7.81E-21)	0.3717* (1.45E-04)
-2%	0.4413* (1.85E-01)	0.0671* (4.25E-13)	0.0348* (2.30E-18)	0.4302* (1.03E-02)	0.0682* (1.41E-17)	0.1212* (1.78E-20)	0.3464* (1.33E-04)
0%	0.5196* (2.00E-01)	0.0814* (2.69E-15)	-0.0482* (9.35E-20)	0.5475* (4.72E-02)	0.0750* (2.93E-19)	-0.1461* (1.35E-21)	0.3399* (2.77E-04)
超過正的門檻值							
0%	0.4804* (9.79E-07)	0.0866* (4.04E-11)	-0.1375* (5.60E-14)	0.4525* (2.00E-02)	0.0880* (7.15E-10)	-0.1107* (1.60E-13)	0.3255* (2.36E-03)
2%	0.3966* (5.57E-06)	0.0761* (1.79E-08)	-0.0830* (2.04E-12)	0.3687* (1.47E-02)	0.0812* (4.41E-08)	-0.0856* (2.80E-12)	0.3004* (3.12E-03)
4%	0.3240* (3.12E-05)	0.0635* (6.78E-05)	0.0089* (6.06E-13)	0.3073* (2.49E-02)	0.0690* (2.04E-04)	-0.0184* (2.28E-11)	0.2761* (6.82E-06)
6%	0.2402* (6.20E-05)	0.0605* (2.67E-05)	0.0421* (1.74E-10)	0.2346* (4.55E-02)	0.0664* (2.49E-02)	-0.0065* (7.69E-14)	0.2403* (9.76E-05)
8%	0.1620* (2.02E-02)	0.0741* (2.35E-11)	-0.0844* (1.04E-02)	0.1676* (4.57E-04)	0.0690* (7.22E-06)	-0.0179* (1.13E-08)	0.1547* (3.94E-03)
10%	0.1173* (5.98E-04)	0.0850* (2.24E-08)	-0.2009* (2.11E-06)	0.1229* (5.37E-03)	0.0684* (7.72E-03)	-0.0083* (1.01E-14)	0.1212* (2.40E-02)
12%	0.0838* (1.50E-03)	0.1079* (1.77E-04)	-0.4145* (5.92E-03)	0.0782* (3.23E-03)	0.0905* (1.23E-02)	-0.1423* (1.26E-04)	0.1165* (9.75E-03)

註：1. p^{TW} 、 p^{KOR} 分別代表台灣與南韓股價指數尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{KOR} 台灣與南韓股價指數規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{KOR} 台灣與南韓股價指數形狀參數。

2. ρ : 市場間之相關性。 3. 括弧內為變異數。

4. [*]代表在 0.01 的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。

4.2.6 月報酬綜合討論

為了更清楚了解各市場間之相關性,本文將不同門檻值下所求得之相關性加以整理,如表9與表10所示,其中股市在負報酬時的相關性,皆比正報酬下之相關性來的大;例如台灣與美國道瓊工業指數,在門檻值為-12%下之相關係數為0.4502(表9),遠大於門檻值為12%下之相關係數為0.1511(表10);此一結果與Longin and Solnik (2001)認為在空頭市場時,國際股市間之相關性增加,在多頭市場時,國際股市間之相關性反而下降的結論一致。換句話說,研究結果顯示台灣與其它國際股市間的股價指數報酬波動,有顯著的不對稱性現象,亦即壞消息(負報酬)所帶來的衝擊,將比好消息(正報酬)來的大。另外使用極端值理論之優點,不但可知股市間壞消息的報酬波動性,會比好消息的影響來的大,而且當壞消息的程度愈嚴重時,所帶來之衝擊也將會愈大;但對好消息而言,卻得相反之結論。

表9 台灣和國際股市間在門檻值為負值下之相關係數(月報酬)

國 家	在門檻值為負值下之相關係數						
	-12%	-10%	-8%	-6%	-4%	-2%	0%
美國道瓊工業指數 (Dow Jones)	0.4502	0.4806	0.4272	0.3512	0.2870	0.2745	0.2532
美國那斯達克指數 (Nasdaq)	0.4292	0.4123	0.3914	0.3582	0.3212	0.2908	0.2406
日本日經 225 指數 (JA)	0.4382	0.3999	0.3277	0.2977	0.3071	0.2817	0.2976
香港恆生指數 (HK)	0.2413	0.2534	0.2718	0.2501	0.3027	0.3377	0.3083
新加坡海峽指數 (SIN)	0.4892	0.3458	0.3851	0.3639	0.3329	0.3156	0.3471
南韓綜合指數 (KOR)	0.4348	0.4096	0.4099	0.3743	0.3717	0.3464	0.3399

表10 台灣和國際股市間在門檻值為正值下之相關係數(月報酬)

國 家	在門檻值為正值下之相關係數						
	0%	2%	4%	6%	8%	10%	12%
美國道瓊工業指數 (Dow Jones)	0.2208	0.1854	0.1963	0.1699	0.1132	0.1532	0.1511
美國那斯達克指數 (Nasdaq)	0.2394	0.2121	0.1941	0.1678	0.1331	0.1236	0.1345
日本日經 225 指數 (JA)	0.2481	0.1827	0.1329	0.1396	0.1201	0.0917	0.1376
香港恆生指數 (HK)	0.1924	0.1970	0.1461	0.1613	0.1733	0.1115	0.1125
新加坡海峽指數 (SIN)	0.3352	0.3625	0.3463	0.2788	0.2479	0.1814	0.1732
南韓綜合指數 (KOR)	0.3255	0.3004	0.2761	0.2403	0.1547	0.1212	0.1165

此外由表9與表10可知，不論在正或負的門檻值下，香港和台灣之相關性皆比其它的國家小；其可能原因因香港自1997年回歸中國，台灣對於投資香港股市有諸多管制，加上台灣投資人較重視美日股市之走勢，因此台灣和香港股市間之相關性較其它股市為低。

4.3 台灣與國際股市之相關性(週報酬率)

在探討台灣和其它國際股市間在週報酬率下之相關性時，門檻值之選取為 $\pm 0\%$ 、 $\pm 2\%$ 、 $\pm 4\%$ 、 $\pm 6\%$ 、 $\pm 8\%$ ，原因在於週報酬率下之樣本值大於 $\pm 8\%$ ，已經相當有限，故將門檻值最大值取到 $\pm 8\%$ 。

4.3.1 台灣和美國

表11與表12為台灣和美國道瓊、那斯達克指數間，利用極端值理論所估計出來的參數值，其中從所估計出的尾部機率（ p ），與單純利用報酬率高於門檻值的個數占總觀察值比例，兩者相較並沒有太大之差異，例如表11中，台灣和美國道瓊指數為例，在門檻值為 -6% 時，對台灣市場而言，超過門檻值之個數為92個，又總觀察值個數為1636，因此把超過門檻值 -6% 的個數除以總觀察值，所算出之值為 $0.0562(92/1636)$ ，而若用模型所算出之值為 0.0543 ，兩者十分接近。接著，從表11與表12之相關係數 ρ ，可觀察到在超過正的門檻值方面，門檻值愈大時，其相關性會愈小；至於負的門檻值方面，當門檻值（絕對值）愈大時，其相關性也是愈小，亦即不論是正或負的門檻值下，門檻值之絕對值愈大，則相關性就會愈小。這顯示不管在多頭或空頭市場，台灣與美國股市間之相關性，在短期間(週資料)會隨著消息之嚴重性下降。

而從表11和表12可發現那斯達克指數對台灣的影響，比道瓊指數來的大，可能原因是台灣經濟發展方向，正朝向資訊電子等高科技產業，並已在全世界高科技產業中佔有舉足輕重的地位，故那斯達克指數對台灣的影響，比以傳統產業為主要組成份子的道瓊指數來的大。

此外利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，在週資料下，台灣和美國道瓊、台灣和那斯達克指數之相關性，如圖7和圖8中之虛線所示，而從圖中可知，不論在正的或者負報酬率下，當門檻值愈高時，其相關性會愈小，此一結果與前述利用極端值模型中的週資料分析結果相近。

表11 台灣和美國道瓊指數在雙變量極端值分配下之參數估計值
(週報酬)

門 檻 值		模 型 參 數 值					
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{US}	σ^{US}	ξ^{US}	ρ
超 過 負 的 門 檻 值							
-8%	0.0254* (4.28E-04)	0.0361 (2.72E-02)	-0.0007* (1.25E-20)	0.0048* (2.00E-03)	0.0371* (8.53E-04)	-0.0015* (1.01E-10)	0.0893* (3.75E-02)
-6%	0.0543* (5.90E-03)	0.0232* (2.55E-05)	0.1203* (4.36E-07)	0.0172* (5.10E-02)	0.0246* (4.76E-05)	0.1179* (7.73E-06)	0.1037* (1.99E-02)
-4%	0.1426* (1.24E-01)	0.0198* (3.17E-11)	0.1617* (4.40E-13)	0.0468* (1.57E-02)	0.0134* (1.33E-07)	0.2983* (3.08E-09)	0.1292* (2.67E-02)
-2%	0.2658* (9.27E-02)	0.0272* (2.58E-10)	-0.0216* (2.93E-16)	0.1786* (1.65E-04)	0.0212* (1.44E-08)	0.1765* (6.96E-11)	0.2329* (1.64E-02)
0%	0.4629* (1.38E-02)	0.0353* (9.67E-17)	-0.1204* (6.60E-20)	0.4362* (3.56E-06)	0.0209* (5.98E-23)	-0.0449* (1.02E-26)	0.2746* (3.46E-03)
超 過 正 的 門 檻 值							
0%	0.5381* (7.65E-03)	0.0304* (5.99E-19)	-0.0830* (9.67E-22)	0.5681* (1.37E-02)	0.0220* (5.33E-19)	-0.1846* (5.79E-21)	0.2600* (2.25E-02)
2%	0.2982* (2.77E-02)	0.0215* (1.31E-16)	0.0561* (3.33E-21)	0.2128* (4.77E-05)	0.0156* (4.79E-10)	-0.0719* (1.74E-14)	0.1900* (8.83E-03)
4%	0.1278* (2.28E-02)	0.0163* (4.16E-15)	0.2594* (2.38E-15)	0.0531* (6.91E-03)	0.0191* (1.52E-07)	-0.2246* (5.28E-08)	0.1712* (1.71E-03)
6%	0.0431* (2.28E-02)	0.0320* (4.16E-15)	-0.0471* (2.38E-15)	0.0145* (6.91E-03)	0.0111* (1.52E-07)	0.0002* (5.28E-08)	0.0831* (2.17E-02)
8%	0.0179* (2.28E-03)	0.0402* (4.16E-03)	-0.1625* (4.34E-15)	0.0044* (8.99E-03)	0.0021* (1.52E-07)	-0.0004* (5.28E-08)	0.0429* (1.31E-03)

註：1. p^{TW} 、 p^{US-D} 代表台灣與美國道瓊指數之尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{US-D} 台灣與美國道瓊指數之規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{US-D} 台灣與美國道瓊指數之形狀參數。

2. ρ ：市場間之相關性。 3. 括弧內為變異數。

4. 「*」代表在 0.01 的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。

表12 台灣和美國那斯達克指數在雙變量極端值分配下之參數估計值(週報酬)

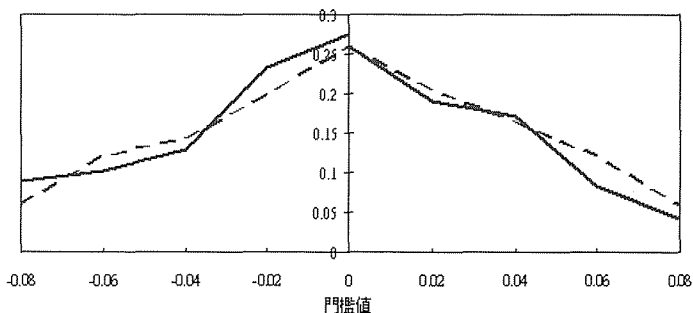
門檻值	模型參數值						
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{US-N}	σ^{US-N}	ξ^{US-N}	ρ
超過負的門檻值							
-8%	0.0356* (2.14E-05)	0.0371* (3.79E-19)	0.0093* (2.19E-26)	0.0498* (8.63E-04)	0.0354* (2.58E-23)	-0.1061* (1.08E-25)	0.2190* (8.65E-05)
-6%	0.0819* (7.72E-05)	0.0287* (5.64E-27)	0.0606* (4.92E-30)	0.0854* (6.94E-05)	0.0355* (9.81E-25)	-0.0046* (1.78E-34)	0.2780* (2.47E-04)
-4%	0.1601* (8.57E-06)	0.0289* (9.01E-35)	0.0396* (2.02E-37)	0.1601* (1.22E-04)	0.0369* (4.13E-33)	-0.0819* (1.53E-35)	0.3114* (1.13E-06)
-2%	0.2989* (3.56E-05)	0.0330* (2.97E-39)	-0.0403* (6.22E-41)	0.3203* (9.74E-06)	0.0306* (2.76E-38)	0.0271* (6.22E-41)	0.4091* (3.77E-06)
0%	0.4875* (2.77E-06)	0.0387* (2.25E-46)	-0.0953* (1.92E-45)	0.5018* (6.54E-06)	0.0396* (1.91E-49)	-0.0920* (3.62E-45)	0.4689* (3.53E-08)
超過正的門檻值							
0%	0.5125* (2.76E-06)	0.0343* (2.39E-49)	-0.0701* (8.59E-47)	0.4947* (6.02E-07)	0.0389* (6.42E-50)	-0.0735* (4.60E-47)	0.4724* (7.84E-08)
2%	0.3060* (1.30E-04)	0.0251* (1.52E-36)	0.0636* (2.39E-38)	0.3416* (1.61E-05)	0.0240* (8.90E-39)	0.1447* (5.23E-38)	0.4297* (5.90E-05)
4%	0.1423* (2.44E-04)	0.0210* (5.72E-31)	0.2221* (1.33E-31)	0.1673* (3.49E-04)	0.0241* (1.57E-31)	0.1880* (3.97E-32)	0.3501* (1.76E-03)
6%	0.0605* (2.29E-04)	0.0312* (6.05E-24)	0.0468* (5.17E-29)	0.0712* (1.37E-04)	0.0333* (5.04E-25)	0.0961* (2.39E-27)	0.2964* (9.59E-03)
8%	0.0320* (3.14E-05)	0.0339* (7.03E-21)	0.0125* (5.03E-02)	0.0427* (2.75E-05)	0.0361* (4.24E-23)	0.0360* (2.25E-27)	0.1985* (2.47E-04)

註：1. p^{TW} 、 p^{US-N} 分別代表台灣與美國那斯達克指數之尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{US-N} 台灣與美國那斯達克指數之規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{US-N} 台灣與美國那斯達克指數之形狀參數。

2. ρ :市場間之相關性。3. 括弧內為變異數。

4. 「*」代表在 0.01 的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。

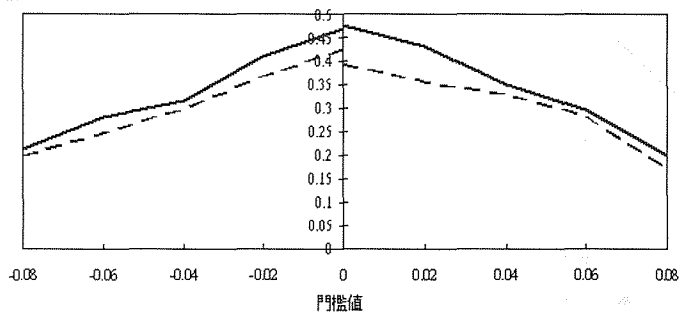
相關係數



註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極端值模型所算出之相關性。

圖7 台灣和美國道瓊指數在不同門檻值下之相關係數(週報酬)

相關係數



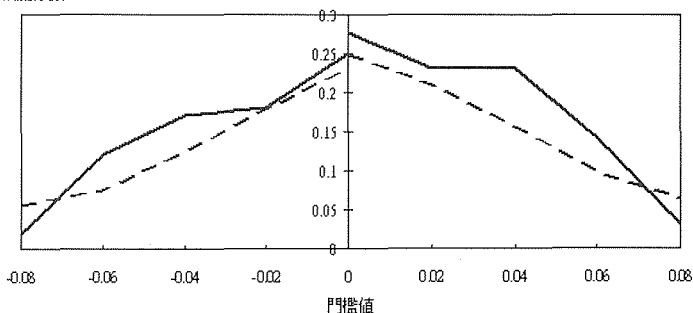
註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極端值模型所算出之相關性。

圖8 台灣和美國那斯達克指數在不同門檻值下之相關係數(週報酬)

4.3.2 台灣和日本

在研究台灣和日本Nikkie 225指數週報酬之相關性時，從表13中發現，不論是正或者負的門檻值下，門檻值之絕對值愈大，則相關性就會愈小；而此結果和以月報酬為樣本資料下，所求得之相關性是不同的，這顯示不管在多頭或空頭市場，台灣與日本股市間之相關性，在短期間內會隨著消息之嚴重性而下降。同樣的，本文也將假設兩個市場間為多元常態下，探討在不同門檻值時，台灣股市和日本日經225在週報酬下之相關性，從圖9中得知，不管在正或負報酬率下，當門檻值愈高時，其相關性就會愈小。

相關係數



註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極值模型所算出之相關性。

圖9 台灣和Nikkie 225指數在不同門檻值下之相關係數(週報酬)

表13 台灣和Nikkie225指數在雙變量極端值分配下之參數估計值(週報酬)

門 檻 值	模 型 參 數 值						
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{JA}	σ^{JA}	ξ^{JA}	ρ
超 過 負 的 門 檻 值							
-8%	0.0224* (4.27E-03)	0.0349* (1.50E-03)	-0.0087* (1.14E-05)	0.0135* (8.28E-03)	0.0187* (9.27E-06)	0.2683* (1.52E-03)	0.0236* (4.76E-03)
-6%	0.0583* (1.19E-03)	0.0230* (3.98E-07)	0.1932* (6.03E-05)	0.0224* (1.66E-04)	0.0273* (3.98E-07)	-0.0209* (4.17E-12)	0.1415* (6.94E-02)
-4%	0.1413* (5.08E-41)	0.0196* (4.74E-09)	0.1122* (7.20E-13)	0.0830* (4.93E-03)	0.0135* (1.05E-53)	-0.1836* (8.36E-52)	0.1993* (7.29E-21)
-2%	0.2758* (5.27E-03)	0.0198* (1.44E-16)	-0.0279* (1.24E-21)	0.2623* (2.05E-06)	0.0190* (7.05E-16)	0.0087* (7.47E-24)	0.2107* (1.02E-03)
0%	0.4672* (1.93E-05)	0.0425* (3.16E-16)	-0.1904* (4.93E-18)	0.5067* (9.91E-04)	0.0296* (6.42E-20)	-0.1836* (5.79E-22)	0.2913* (4.71E-03)
超 過 正 的 門 檻 值							
0%	0.5312* (1.08E-02)	0.0336* (1.23E-14)	-0.0901* (1.43E-17)	0.4933* (1.32E-01)	0.0233* (6.55E-06)	0.0181* (1.20E-12)	0.2713* (9.21E-02)
2%	0.2920* (1.60E-03)	0.0250* (8.90E-15)	0.0698* (4.21E-19)	0.2534* (1.52E-03)	0.0157* (4.86E-10)	0.0408* (1.69E-15)	0.2310* (1.39E-02)
4%	0.1318* (2.50E-03)	0.0156* (8.31E-15)	0.2941* (3.13E-14)	0.0673* (1.70E-02)	0.0175* (4.97E-06)	0.0549* (4.19E-10)	0.2357* (9.38E-02)
6%	0.0446* (2.15E-04)	0.0326* (2.33E-05)	-0.0770* (1.22E-08)	0.0247* (1.71E-03)	0.0190* (2.14E-03)	0.0328* (8.32E-08)	0.1431* (6.72E-02)
8%	0.0180* (4.27E-04)	0.0330* (5.04E-03)	-0.1845* (1.14E-05)	0.0112* (8.28E-03)	0.0148* (9.27E-06)	0.0016* (1.52E-03)	0.0687* (4.76E-03)

註：1. p^{TW} 、 p^{JA} 分別代表台灣與Nikkie 225指數之尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{JA} 台灣與Nikkie 225指數規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{JA} 台灣與Nikkie 225指數之形狀參數。

2. ρ ：市場間之相關性。 3. 括弧內為變異數。

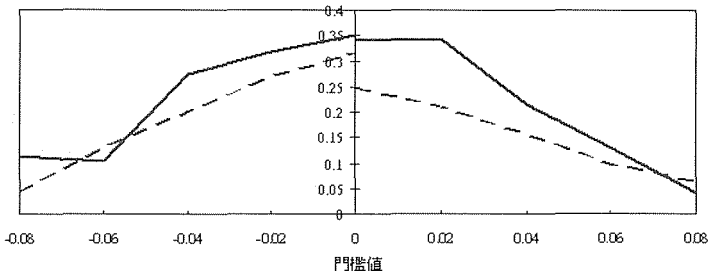
4. 「*」代表在 0.01 的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。

4.3.3 台灣和香港

台灣和香港恆生指數之相關性大小，如表14所示，其中可以發現不論是正或者負的門檻值下，門檻值之絕對值愈大，則相關性就會愈小。此外在週資料下，台灣與香港股市之相關性，與美日相近，這與使用月資料，得到台灣與香港股市之相關性偏低的結果不同。

利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，台灣和香港恆生指數之相關性，如圖10中之虛線所示，其中可知，不論在正的或者負報酬率下，當門檻值愈高時，其相關性會愈小。

相關係數



註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極端值模型所算出之相關性。

圖10 台灣和香港恆生指數在不同門檻值下之相關係數(週報酬)

4.3.4 台灣和新加坡

台灣和新加坡股價指數之相關性大小，如表15所示，其中發現不論是正或者負的門檻值下，門檻值之絕對值愈大，則相關性就會愈小；而此一結果和以月報酬為樣本資料所求得之相關性，是不一致的。

同樣的，本文也將假設兩個市場間為多元常態下，探討在不同門檻值時，台灣股市和新加坡股價指數在週報酬下之相關性，從圖11中可知，不論在正或負報酬率下，門檻值愈高時，其相關性就會愈小。

表14 台灣和香港恆生指數在雙變量極端值分配下之參數估計值
(週報酬)

門檻值	模 型 參 數 值						
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{HK}	σ^{HK}	ξ^{HK}	ρ
超過負的門檻值							
-8%	0.0214* (8.30E-03)	0.0327* (3.81E-01)	-0.0007* (3.92E-14)	0.0292* (5.70E-06)	0.0231* (2.53E-05)	0.3376* (3.25E-07)	0.1140* (3.76E-02)
-6%	0.0574* (9.31E-03)	0.0203* (4.25E-06)	0.1103* (2.50E-07)	0.0426* (8.62E-03)	0.0224* (2.43E-03)	0.2924* (1.18E-03)	0.1024* (3.32E-03)
-4%	0.1456* (1.19E-03)	0.0179* (1.62E-09)	0.1455* (5.28E-13)	0.1256* (2.94E-03)	0.0173* (7.08E-12)	0.2450* (1.43E-14)	0.2724* (2.06E-02)
-2%	0.2597* (1.18E-04)	0.0260* (2.06E-10)	-0.0216* (7.72E-17)	0.2691* (5.15E-04)	0.0231* (5.37E-14)	0.0624* (2.24E-18)	0.3185* (2.30E-03)
0%	0.4588* (3.49E-08)	0.0380* (3.18E-14)	-0.1443* (1.24E-16)	0.4730* (2.62E-01)	0.0309* (2.50E-18)	-0.0505* (1.78E-22)	0.3506* (5.10E-04)
超過正的門檻值							
0%	0.5396* (1.36E-06)	0.0336* (3.45E-18)	-0.0763* (1.49E-21)	0.5269* (1.38E-01)	0.0315* (6.32E-21)	-0.1433* (3.92E-23)	0.3590* (6.03E-03)
2%	0.2806* (3.68E-04)	0.0220* (2.69E-15)	0.0783* (2.97E-19)	0.3161* (7.70E-02)	0.0185* (7.75E-17)	0.0738* (5.58E-21)	0.3383* (2.66E-02)
4%	0.1321* (6.90E-04)	0.0199* (1.04E-09)	0.2971* (1.87E-09)	0.1166* (2.38E-01)	0.0184* (4.30E-13)	0.1181* (5.97E-17)	0.3415* (1.22E-01)
6%	0.0476* (1.06E-02)	0.0360* (1.31E-03)	-0.0492* (4.54E-07)	0.0448* (4.72E-03)	0.0227* (1.47E-03)	0.0082* (3.21E-12)	0.2119* (1.88E-01)
8%	0.0180* (3.04E-03)	0.0462* (6.74E-03)	-0.1242* (1.97E-05)	0.0157* (7.42E-03)	0.0274* (3.39E-04)	0.1362* (1.66E-04)	0.1302* (1.35E-02)

註：1. p^{TW} 、 p^{HK} 分別代表台灣與香港恆生指數之尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{HK} 台灣與香港恆生指數之規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{HK} 台灣與香港恆生指數之形狀參數。

2. ρ ：市場間之相關性。 3. 括弧內為變異數。

4. 「*」代表在 0.01 的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。

表15 台灣和新加坡股價指數在雙變量極端值分配下之參數估計
值(週報酬)

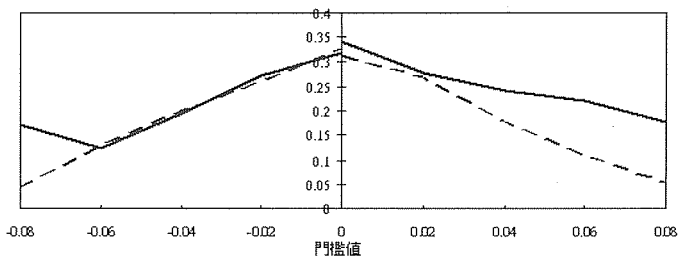
門 檻 值	模 型 參 數 值						
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{SIN}	σ^{SIN}	ξ^{SIN}	ρ
超過負的門檻值							
-8%	0.0224* (9.18E-05)	0.0349* (1.98E-02)	-0.0087* (7.70E-11)	0.0135* (1.70E-03)	0.0505* (1.57E-05)	0.0570* (1.11E-07)	0.1712* (8.28E-02)
-6%	0.0583* (1.14E-03)	0.0230* (3.03E-09)	0.1932* (6.67E-10)	0.0404* (6.76E-02)	0.0163* (8.13E-09)	0.4886* (9.56E-08)	0.1238* (4.51E-03)
-4%	0.1413* (1.21E-01)	0.0196* (3.22E-15)	0.1122* (2.66E-18)	0.0897* (1.02E-03)	0.0207* (2.50E-13)	0.2213* (1.37E-15)	0.1964* (6.97E-02)
-2%	0.2758* (2.53E-04)	0.0198* (3.21E-14)	-0.0279* (6.70E-18)	0.2332* (1.02E-03)	0.0188* (2.75E-10)	0.1785* (4.19E-14)	0.2710* (5.00E-03)
0%	0.4672* (4.02E-03)	0.0425* (5.68E-19)	-0.1904* (8.97E-21)	0.5224* (4.63E-02)	0.0221* (7.38E-22)	0.0676* (1.14E-25)	0.3182* (3.18E-01)
超過正的門檻值							
0%	0.5409* (4.62E-04)	0.0380* (7.71E-13)	-0.1443* (1.07E-13)	0.0135* (1.19E-02)	0.0456* (2.25E-05)	-0.0582* (1.51E-04)	0.3390* (2.12E-05)
2%	0.2597* (3.31E-04)	0.0260* (1.83E-17)	-0.0216* (8.19E-23)	0.0448* (2.29E-02)	0.0156* (2.96E-06)	0.3947* (1.43E-06)	0.3118* (1.81E-03)
4%	0.1456* (1.53E-02)	0.0179* (2.93E-20)	0.1455* (1.05E-21)	0.0852* (8.34E-04)	0.0269* (7.20E-16)	0.0504* (8.92E-21)	0.3398* (4.12E-02)
6%	0.0574* (1.36E-02)	0.0203* (1.32E-18)	0.1103* (1.07E-22)	0.2108* (4.54E-05)	0.0241* (8.36E-25)	0.0520* (2.23E-29)	0.2780* (2.37E-02)
8%	0.0214* (7.93E-04)	0.0327* (4.41E-07)	-0.0007* (1.95E-20)	0.4776* (1.85E-06)	0.0251* (7.22E-28)	0.0117* (2.96E-34)	0.1760* (4.83E-03)

註：1. p^{TW} 、 p^{SIN} 分別代表台灣與新加坡股價指數之尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{SIN} 台灣與新加坡股價指數規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{SIN} 為台灣與新加坡股價指數形狀參數。

2. ρ ：市場間之相關性。 3. 括弧內為變異數。

4. 「*」代表在 0.01 的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。

相關係數



註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極端值模型所算出之相關性。

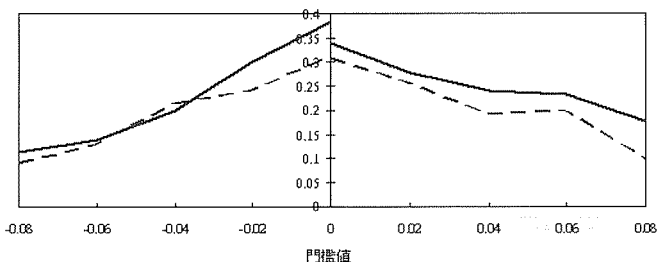
圖11 台灣和新加坡股價指數在不同門檻值下之相關係數(週報酬)

4.3.5 台灣和南韓

台灣和南韓綜合股價指數之相關性，如表16所示，其中發現不論是正或者負的門檻值下，門檻值之絕對值愈大，則相關性就會愈小。此一結果與台灣和其它國際股市之相關性，具有相同樣之趨勢。

利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，台灣和南韓綜合股價指數之相關性，可由圖12中之虛線中得知，不論在正的或者負報酬率下，當門檻值愈高時，其相關性會愈小。

相關係數



註：虛線為利用原始資料的平均數及共變異數來模擬資料為多元常態下，市場間之相關性；實線代表以極端值模型所算出之相關性。

圖12 台灣和南韓股價指數在不同門檻值下之相關係數(週報酬)

表16 台灣和南韓股價指數雙變量極端值分配下之參數估計值
(週報酬)

門 檻 值		模 型 參 數 值					
θ	p^{TW}	σ^{TW}	ξ^{TW}	p^{KOR}	σ^{KOR}	ξ^{KOR}	ρ
超 過 負 的 門 檻 值							
-8%	0.0224*	0.0362*	-0.0060*	0.0538*	0.0329*	0.0033*	0.1121*
	(8.35E-04)	(7.71E-04)	(6.98E-08)	(6.97E-04)	(7.70E-04)	(1.11E-04)	(8.28E-04)
-6%	0.0583*	0.0264*	-0.0043*	0.0987*	0.0322*	0.0032*	0.1392*
	(1.14E-04)	(2.16E-07)	(6.75E-07)	(6.45E-04)	(8.13E-13)	(9.79E-05)	(4.51E-03)
-4%	0.1413*	0.0198*	0.1617*	0.2085*	0.0280*	0.0502*	0.1978*
	(1.21E-04)	(3.16E-05)	(5.66E-10)	(1.93E-03)	(9.53E-10)	(2.37E-12)	(6.97E-04)
-2%	0.2758*	0.0272*	-0.0216*	0.3274*	0.0388*	-0.1106*	0.2999*
	(5.34E-04)	(1.21E-10)	(6.66E-08)	(1.93E-03)	(2.06E-06)	(4.22E-02)	(5.00E-04)
0%	0.4619*	0.0353*	-0.1204*	0.5032*	0.0447*	-0.1465*	0.3816*
	(4.16E-04)	(5.23E-12)	(2.97E-14)	(4.63E-03)	(1.38E-12)	(3.14E-05)	(3.18E-04)
超 過 正 的 門 檻 值							
0%	0.5381*	0.0304*	-0.0830*	0.5000*	0.0477*	-0.2439*	0.3223*
	(9.31E-04)	(1.41E-04)	(1.39E-18)	(1.47E-05)	(7.39E-13)	(2.63E-03)	(4.33E-03)
2%	0.2982*	0.0215*	0.0561*	0.3386*	0.0371*	-0.1538*	0.2780*
	(1.36E-04)	(1.32E-14)	(1.07E-15)	(4.25E-05)	(8.36E-17)	(2.62E-14)	(3.65E-04)
4%	0.1278*	0.0163*	0.2594*	0.1839*	0.0371*	-0.2087*	0.2401*
	(5.31E-04)	(2.93E-16)	(1.48E-11)	(9.83E-04)	(7.98E-19)	(8.40E-21)	(1.18E-04)
6%	0.0426*	0.0304*	0.0051*	0.0874*	0.0540*	-0.5900*	0.2312*
	(3.07E-04)	(1.32E-17)	(8.19E-13)	(8.90E-03)	(2.60E-06)	(4.31E-06)	(1.81E-04)
8%	0.0179*	0.0342*	0.0057*	0.0561*	0.0265*	0.0044*	0.1608*
	(4.09E-04)	(1.21E-08)	(6.62E-13)	(9.47E-04)	(4.97E-05)	(1.57E-04)	(2.91E-05)

註：1. p^{TW} 、 p^{KOR} 分別代表台灣與南韓股價指數尾部機率； σ^{TW} 、 σ^{KOR} 台灣與南韓股價指數規模參數； ξ^{TW} 、 ξ^{KOR} 台灣與南韓股價指數形狀參數。

2. ρ :市場間之相關性。 3. 括弧內為變異數。

4. 「*」代表在 0.01 的顯著水準下，所得之估計結果為顯著。

4.3.6 週報酬綜合討論

為了更清楚知道各市場間週報酬之相關程度，我們將不同門檻值下所求得的相關性，以表17與表18來表示。其中，日本因在1980年代末期經濟泡沫化至今，經濟發展仍未見起色，所以對台股的影響力，在週報酬率資料上，並不如其它國家股市，然而日本對台灣而言，仍為主要的貿易國家，故以月報酬作分析時，發現彼此間之相關性仍然很高。

以週資料得到的極端值相關性之結果，在負報酬方面和月資料結果，即有明顯之不同；因為在負的門檻值愈大時(例如-2%變成-4%)，其相關性卻是愈小，亦即以週資料為樣本時，不論是正的或者負的報酬率下，當門檻值愈高時，其相關性就會愈小。其可能原因為台灣政府經常受到外在因素³，造成股市重挫時，因擔心會對經濟成長產生負面影響，會經常介入股市作人為的干預操作，會使得短期國內股市未能完全反應外在的資訊。

由以上實證結果得知，在正的門檻值下，不論資料是月報酬或週報酬時，當門檻值愈大，市場間相關性皆愈小；但若在負的門檻值時，月報酬與週報酬之結果卻有明顯之差異；以週報酬為樣本資料時，門檻值和市場間相關係數為呈現負相關，但若採用月報酬時，門檻值和相關性卻是正相關。此一發現對投資者的啟示為：在面對長短期的國際投資組合配置時，必須要考慮到台灣和國際股市間的相關性，會因為投資時間之長短而有所差異，因此應考慮選擇不同的股市投資，才能有效的分散投資組合風險。

³當國內股市受到外在因素影響，造成股市重挫時，政府經常採用之干預措施，包括縮小跌幅限制、擴大法人參與比率、調整信用交易制度及國安基金進場護盤及實施庫藏股等政策，舉例如下：(1). 縮小跌幅限制：1999年9月之921大地震、2000年3月之政黨首次輪替、2000年10月之核四停建引起政局動盪不安、2001年9月之911美國受恐怖份子攻擊事件，均縮小跌幅至3.5%。(2). 擴大法人參與比例：2000年5月新政府成立後政局動盪、2001年9月之911美國受恐怖份子攻擊事件，政府採取放寬外資投資比率與金額措施，以提高法人參與國內股市之比例。(3). 調整信用交易制度：1997年7月亞洲金融風暴，政府將融券保證金成數由6成調高至9成。1998年8月俄羅斯及香港金融風暴，政府將融資保證金成數由5成調高至6成。2000年5月新政府成立後政局動盪不安，政府將融券保證金成數由9成調高至120%。(4). 國安基金進場護盤：1996年2月之台海危機、1998年10月國內金融風暴、1999年7月之兩國論事件、2000年3月之政黨首次輪替、2000年10月之核四停建，政府動用國安基金進場護盤。

表17 台灣和國際股市間在門檻值為負值下之相關係數(週報酬)

國 家	在門檻值為負值下之相關係數				
	-8%	-6%	-4%	-2%	0%
美國道瓊工業指數 (Dow Jones)	0.0893	0.1037	0.1292	0.2329	0.2746
美國那斯達克指數 (Nasdaq)	0.2190	0.2780	0.3114	0.4091	0.4689
日本日經 225 指數 (JA)	0.0236	0.1415	0.1993	0.2107	0.2913
香港恆生指數 (HK)	0.1140	0.1024	0.2724	0.3185	0.3506
新加坡海峽指數 (SIN)	0.1712	0.1238	0.1964	0.2710	0.3182
南韓綜合指數 (KOR)	0.1121	0.1392	0.1978	0.2999	0.3816

表18 台灣和國際股市間在門檻值為正值下之相關係數(週報酬)

國 家	在門檻值為正值下之相關係數				
	0%	2%	4%	6%	8%
美國道瓊工業指數 (Dow Jones)	0.2600	0.1900	0.1712	0.0831	0.0429
美國那斯達克指數 (Nasdaq)	0.4724	0.4297	0.3501	0.2964	0.1985
日本日經 225 指數 (JA)	0.2713	0.2310	0.2357	0.1431	0.0687
香港恆生指數 (HK)	0.3590	0.3383	0.3415	0.2119	0.1302
新加坡海峽指數 (SIN)	0.3390	0.3118	0.3398	0.2780	0.1760
南韓綜合指數 (KOR)	0.3223	0.2780	0.2401	0.2312	0.1608

本文主要以極端值理論來驗證台灣與國際股市之報酬相關性，另外亦使用原始資料的平均數及共變異數，來模擬多元常態分配，以計算不同門檻值下之股市間相關性，多元常態分配之實證結果與 Longin and Solnik (2001)相同，不管在門檻為正或負值，多元常態下之相關性卻隨著消息之嚴重性而遞減；例如故從圖 1~圖 12 中可以發現，不管在週報酬或月報酬資料下，發現當報酬為正值且門檻值越大時(例如 2%變成 6%時)，台灣和國際股市間相關性越小；當報酬為負值且門檻值越小時(例如-2%變成-6%時)，台灣和國際股市間相關性亦是越小。

此外為進一步比較一般相關係數與極端值相關性之不同，現將台灣與國際股市在週資料與月資料報酬率下，利用計算樣本相關係數公式，所得之結果，如表 19 所示，其中可以發現台灣和國際股市之一般相關係數，僅為某一

特定數值，其代表兩個股市間報酬序列的相關性，涵蓋整體樣本所計算之結果，例如台灣與美國道瓊工業指數，在月資料下之相關係數為 0.2868，但是比較表 9 與表 10 之數字，可將報酬相關性分成不同門檻下之結果，這比單一數值，可以提供投資人更多之資訊，例如負報酬之相關性遠大於正報酬之相關性；此外負面消息所帶來之衝擊將更加劇烈。因此以極端值理論所計算之相關性，不僅可以反應國際股市不同變化幅度(門檻值)，對台灣股市所產生之影響，亦符合金融市場對好壞消息反應程度不一之現象。

表 19 台灣和國際股市之一般相關係數

	月資料相觀係數	週資料相觀係數
美國道瓊工業指數	0.2868	0.2417
美國那斯達克指數	0.2893	0.2903
日本日經 225 指數	0.3408	0.3538
香港恆生指數	0.3299	0.2411
新加坡海峽指數	0.4175	0.390
南韓綜合指數	0.3372	0.2339

註：一般相關係數之定義如下： $r_n = \frac{S_{xy}}{S_x S_y}$ ；其中 S_{xy} 為樣本共變數， S_x 、 S_y 分別為 X 與 Y 變數之樣本標準差。

5. 結論

本文為國內首篇採用極端值理論，來驗證台灣股價指數與美國紐約道瓊、美國那斯達克、日本日經225、香港恆生、新加坡海峽及南韓綜合指數間關聯性之實證論文。由於極端值理論不需假定股市間報酬相關性是否為多元常態分配，僅利用少數參數，即可有效描述漸近之尾部分配；此外其不需考慮股市報酬是否具有自我相關特性，即能有效估算極端事件發生之機率，與股市間在不同門檻值下的相關性。

經由實證結果發現，在月報酬下，台灣與國際股市不論負的門檻值為何，其相關係數都比任一個正的門檻值來的大，此一結果與其它學者利用不

對稱 GARCH 模型，得出各指數間報酬波動具有顯著的不對稱性現象，亦即壞消息所帶來的衝擊，會比好消息還要大的結果一致。但使用極端值理論不但得知各指數壞消息的報酬波動性比好消息的影響來的大，而且當壞消息的程度愈嚴重時，所帶來之衝擊也將會愈大；但對好消息而言，卻得相反之結果，亦即愈好消息之衝擊將會下降。另外在週報酬時，本研究卻有不同的發現，當正負門檻值愈高時，股市間之相關性都是愈小；其可能原因是政府在在面對台股崩盤危機時，往往會採用縮小跌停板及國安基金護盤之措施，但跌停板幅度縮小與基金護盤的時間，需要持續一段時間，這會造成台灣股市短期內未能真實的反應國際股市資訊，故會得到與月報酬不同之結論。

由於國際經濟變化的相關程度提高，導致不同金融市場間趨於整合，加上國內金融市場已逐步邁向國際化與自由化，國內股市將更加容易受到其它國家股市漲跌的影響。國內投資人面對國際化之金融投資環境時，除了應考慮國內市場本身之動態外，亦須掌握台灣與其他國家股市間之關聯性，才能提高投資獲利，並降低投資組合之風險。對投資人而言，股票價格的極端值變動已經成為投資組合風險管理之重大挑戰，例如在1987年10月，許多國家股市一天下跌之幅度，就超過20%之巨，這可以視為國際股價的極端值變動。因此投資者若能對台灣與國際股市的極端值關聯性加以了解，必能從中獲取台股未來的走勢與股市發展的脈動，將有助於選擇不同的市場進行投資，並能真正分散投資組合風險。此外，本文對投資人的實務涵義，是在進行較長期投資期間時(數月)，面對其它國際股市之正負訊息時，其帶來的衝擊是不一致的，尤其在愈嚴重的負面衝擊下，台灣與國際股市之相關性反而愈高。因此投資人不能忽略股市間此項特性，以免高估正面訊息的衝擊，而低估負面訊息所帶來之影響，導致投資組合風險上升而遭受損失。相反的，投資人在進行較短期投資期間時(數週)，其它股市之所帶來的衝擊，不管訊息為正或負，對國內股市之影響力將會隨著消息之嚴重性而降低。

對政府而言，歷年來政府對股市是抱持偏多之心態，因此在股國內股市受到外來之衝擊時，往往採取護盤之措施。本文以短期週資料來分析，政府的政策應屬有效，會使得台灣股市與國際股市之極端值報酬相關性下降，可以降低國際股市對國內市場之衝擊。然而在長期月資料分析上，本文之研究結果，與Longin and Solnik (2001)相同，政府干預股市之成效仍屬有限，壞消息所帶來之影響力仍然越大。因此長期而言，股市仍必須回歸市場經濟，透過價格機能來作調整，政府對股市所應採取之措施，應為強化我國金融監理

機制，健全國內股市體質，擴大法人與外資的參與，鼓勵投資人從事國際化投資組合，才能有效的降低投資風險。

6. 參考文獻

- 王君文(民 90)，*極端值理論風險值評估模式之探討*，中正大學財務金融研究所碩士論文。
- 古永嘉、萬文隆(民 91)，「兩岸三地連動之研究-狀態空間模型之應用」，*證券櫃檯月刊*，48-65 頁。
- 汪曉雯(民 89)，*美國與台灣股市外溢效果之研究-金融風暴前後之探討*，私立淡江大學國際貿易系碩士論文。
- 邱建良、邱哲修、黃紀風(民 89)，「國際股票市場共整合與動態關聯性之實證研究」，*企銀季刊*，二十三卷第四期，155-177 頁。
- 林于文(民 92)，*股價、匯價、利率傳遞效果之分析-多變量 VAR-EGARCH 的應用*，逢甲大學經濟學研究所碩士論文。
- 周恆志、曹懋錯(民 93)，「極端值理論於指數期貨保證金設定上之應用」，*亞太社會科技學報*，第四卷第一期，50-75 頁。
- 周建新、于鴻福、廖盈秋(民 93)，「極值理論與台股指數期貨合理保證金之估計」，*交大管理學報*，第二十四卷第一期，23-53 頁。
- 黃博怡、陳達新、陳君達(民 92)，「亞太地區股市動態不對稱性之研究」，*中原企管評論*，第一卷第二期，147-174 頁。
- 徐守德(民 84)，「亞洲股市間共整合之實證研究」，*證券市場發展季刊*，第七卷第四期，33-57 頁。
- 徐守德、林恩右(民 82)，「台灣與國際股價互動關係之研究」，*管理科學學報*，第十卷第二期，179-222 頁。
- 陳柏翰(民 91)，*價格極端波動下之謹慎保證金政策*，國立中央大學財務金融研究所碩士論文。
- 張巧宜(民 92)，「美國與台灣股價共移程度研究-分數共整合之應用」，*東吳經濟商學學報*，99-120 頁。
- 楊踐為(民 88)，「A Study of Stock Indices Co-movement - the Case of U.S., Japan,

- Hong Kong, and Taiwan」, *亞太管理評論*, 第 4 卷第 2 期, 97-107 頁。
廖珮真(民 82), 美、日、英、港、臺五國股市報酬率多元時間數列關聯性之研究, 台灣大學商學研究所碩士論文。
- 謝金星(民 93), 大宗穀物期貨投資組合風險值研究-結合 GARCH 與極端值理論模型之應用, 國立屏東科技大學農企業管理系碩士論文。
- Bac, K. H. and Karolyi, G. A. (1994), "Good News, Bad News and International Spillovers of Stock Return Volatility between Japan and the U.S.," *Pacific-Basin Finance Journal*, 2(4), 405-438.
- Ball, C. A. and Torous, W. N. (2000), "Stochastic Correlation Across International Stock Markets," *Journal of Empirical Finance*, 7(3), 373-388.
- Becker, K. G., Finnerty, J. E. and Tucker, A. L. (1992), "The Intraday Interdependence Structure between U.S. and Japanese Equity Markets," *Journal of Financial Research*, 15(1), 27-37.
- Bennett, P. and Kelleher, J. (1988), "The International Transmission of Stock Price Disruption in October 1987," *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 13(2), 17-33.
- Black, F. (1976), "The Pricing of Commodity Contracts," *Journal of Financial Economics*, 3(2), 167-179.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Booth, G. G., Broussard, J. P., Martikainen, T. and Puttonen, V. (1997), "Prudent Margin Levels in the Finnish Stock Index Futures Market," *Management Science*, 43(8), 1177-1188.
- Broussard, J. P. and Booth, G. G. (1998), "The Behavior of the Extreme Values in Germany's Stock Index Futures: An Application to Intradaily Margin Setting," *European Journal of Operational Research*, 104(3), 393-402.
- Broussard, J. P. (2001), "Extreme Value and Margin Setting With and Without Price Limits," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(3), 365-385.
- Burridge, L. C. (2000), "Value at Risk: Applying the Extreme Value Approach to Asian Markets in the Recent Financial Turmoil," *Pacific-Basin Finance Journal*, 8(2), 249-275.

- Christie, A. A. (1982), "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage, and Interest Rate Effects," *Journal of Financial Economics*, 10(4), 407-432.
- Chowdhury, A.R. (1994), "Stock Market Interdependencies: Evidence from the Asian NIEs," *Journal of Macroeconomics*, 16(4), 629-651.
- Darbar, S. M. and Deb, P. (1997), "Co-movements in International Equity Markets," *Journal of Financial Research*, 20(3), 305-322.
- Dewachter, H. and Gielen, G. (1999), "Setting Futures Margins: the Extremes Approach," *Applied Financial Economics*, 9(2), 173-181.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrics*, 50(4), 987-1007.
- Engle, R. F. (1990), "Discussion : Stock Market Volatility and the Crash of '87," *Journal of Financial Studies*, 3(1), 103-106.
- Eun, C. and Shim, S. (1989), "International Transmission of Stock Market Movement," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), 241-256.
- Fisher, K. P. and Palasvirta, A. P. (1990), "High Road to a Global Market Place: the International Transmission of Stock Market Fluctuation," *The Financial Review*, 25(3), 371-394.
- Gruble, H. G. (1968), "Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows," *American Economic Review*, 58(5), 1299-1314.
- Gumbel, E.J. (1961), "Multivariate Extremal Distributions," *Bulletin de Institut International de Statistiques*, Session ,33, Book 2.
- Huang, B. N., Yang, C. W. and Hu, John W. S. (2000), "Causality and Cointegration of Stock Market among the United States, Japan, and the South China Growth Triangle", *International Review of Financial Analysis*, 9(3), 281-297.
- Jorion, P. (2000), *Value at Risk*, New York, NY: McGraw- Hill.
- King, M., Sentana, E. and Wadhwani, S. (1994), "Volatility and Links Between National Stock markets," *Econometrica*, 62(4), 901-934.
- Knif, J. and Pynnönen, S. (1999), "Local and Global Price Memory of

- International Stock Markets," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9(2), 129-147.
- Kristin, J. F. and Menzie D. C. (2004), "A Decomposition of Global Linkages in Financial Markets Over Time," *The Review of Economics and Statistics*, August, 86(3), 705-722.
- Ledford, A. W. and Tawn, J. A. (1997), "Statistics for Near Independence in Multivariate Extreme Values," *Biometrika*, 83(1), 169-187.
- Longin, F.M. (1996), "The Asymptotic Distribution of Extreme Returns," *Journal of Business*, 69(3), 383-408.
- Longin, F. M. (1999), "Optimal Margin Level in Futures Markets: Extreme Price Movements," *The Journal of Futures Markets*, 19(2), 127-152.
- Longin, F. M. (2000), "From Value at Risk to Stress Testing: the Extreme Value Approach," *Journal of Banking and Finance*, 24(7), 1097-1130.
- Longin, F. M. and Solnik, B. (2001), "Extreme Correlation of International Equity Market," *The Journal of Finance*, 56(2), 649-676.
- Makridakis, S. G. and Wheelwright, S. C. (1974), "An Analysis of the Interrelationships Among the Major World Stock Exchange," *Journal of Business Finance and Accounting*, 1(2), 195-216.
- Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometric*, 59(2), 347-370.
- Rabemananjara, R. and Zakoian, J. M. (1993), "Threshold ARCH Models and Asymmetric in Volatility," *Journal of Applied Econometrics*, 8(1), 31-49.
- Vilasuso, J. and Katz, D. (2000), "Estimates of the Likelihood of Extreme Returns In International Stock Markets," *Journal of Applied Statistics*, 27(1), 119-130.
- Warshawsky, M. J. (1989), "The Adequacy and Consistency of Margin Requirements: the Cash, Futures, and Options Segments of the Equity Markets," *Review of Futures Markets*, 8(3), 420-437.