

# 美國與國際股市之極值相依行爲： 極值連鎖理論的應用\*

高子荃\*\*、林楚雄\*\*\*、高偉舜\*\*\*\*

## 摘 要

本文應用極值連鎖理論提出一個可同時捕捉報酬分配之極值相依與異質波動特性並降低估計偏誤的兩階段無母數估計方法，實證衡量 1991 年至 2013 年間美國股市與國際股市間極端報酬的相依行爲。首先實證研究發現，在負面衝擊部分，美國與亞洲、拉丁美洲及歐洲股市間存在高度共移或者相互依存的現象，但不存在尾部相依；在正面衝擊部分，美國與歐洲大規模股市如英國、德國及法國等股市則具有尾部相依現象。其次，美國與各國股市間左、右尾部相依函數並無差異，但若考慮滾動樣本分析，則左、右尾部相依效應會隨時間變化，而且互有消長。再者從全球地理位置分析，無論是聯合報酬分配的左尾或右尾，越靠近美國的股市其尾部相依效應越大。最後，本文發現美國與各國股市之相依效應與傳染路徑會因不同的金融危機而有差異，但 2007 年美國次級房貸危機所引發的金融大海嘯及接踵而至的歐洲債信危機，這一連串嚴峻的危機已經成爲涵蓋

---

\* 作者感謝編輯委員及兩位匿名審查委員的指導與建議。本研究爲國科會補助研究案部分成果，計畫編號：NSC 98-2410-H-168-005，謹致謝忱。

\*\* 崑山科技大學財務金融系副教授。本文聯繫作者。聯絡電話：(06)2050622。Email：[tzuchuan@mail.ksu.edu.tw](mailto:tzuchuan@mail.ksu.edu.tw)。

\*\*\* 國立高雄第一科技大學財務管理系教授。

\*\*\*\* 國立高雄第一科技大學財務金融研究所博士。

市場風險、信用風險與流動性風險的綜合風險，其影響範圍不再侷限於某特定區域，而是蔓延到全球金融市場。

關鍵詞：極值連鎖理論、二元極值分析、尾部相依函數、極值相依、極值共移、蔓延

JEL 分類代號：F30, G10, G15, C10

# 美國與國際股市之極值相依行爲： 極值連鎖理論的應用

高子荃、林楚雄、高偉舜

## 壹、前言

在全球金融自由化的趨勢下，金融市場間關聯性日益密切，當一國金融市場劇烈變動時，其影響性便可能直接或間接傳導到其他國家。自二十世紀以來國際間接踵而至的金融災難影響全球股市甚巨，尤其是美國於 2007 年 8 月所引發的金融危機像骨牌般迅速地延伸至歐洲，再影響到亞洲及全球，造成全球經濟動盪不安，突顯全球金融市場間存在巨幅波動的相依效應 (interdependence effect)。因此投資人在進行國際金融資產投資時，必須有效掌握國際股市間潛在之極值相依效應，以利分散投資風險。

過去文獻有關探討金融資產報酬關聯性的研究方法最被廣泛使用的是線性相關係數 (linear correlation coefficient)，例如 King and Wadhvani (1990)、Lee and Kim (1993)、Longin and Solnik (1995)、Forbes and Rigobon (2002)、Boyer et al. (2006)、Lee et al. (2007) 及 Dajcman (2013) 等，他們以相關係數或修正後的相關係數來探討金融市場間資產報酬的共移 (co-movement) 程度或蔓延效應<sup>1</sup> (contagion effect)。然而 Embrechts et al. (1999) 指出若報酬聯合機率分配服從多元常態，則線性相關係數可以很容易去探討實際的經濟意涵 (例如相關係數已知，給定  $X$ ，則可以很容易衡量  $Y$  的條件機率)，但實證顯示許多資

---

<sup>1</sup> 廣義的蔓延效應係指國與國之間衝擊的傳導機制或國與國之間相互的外溢效果，蔓延效果可能同時存在於景氣好與景氣不好的時期，並不需要危機的發生來引導。(王冠閔，2007)

產報酬並非常態分配，所以當資產報酬的實際聯合機率分配非常態時，線性相關係數將失去其經濟意涵。Hartmann et al. (2004) 則指出報酬在二元常態分配假設下，將會低估極端報酬同時發生的次數 (即  $X$  報酬與  $Y$  報酬同時呈現巨幅下跌或上漲的次數)。此外，Boyer et al. (1997) 及 Bekiros and Georgoutsos (2008) 指出即使報酬間存在很高的外溢機率 (spill-over probability)，但線性相關係數卻可能是零，隱含線性相關係數為零並不表示邊際報酬分配是為獨立。因此，線性相關係數無法精確衡量極端報酬變動下的相關性與共移行爲。最近，Støve et al. (2014) 則假設報酬服從局部常態分配，先以 GARCH 模型過濾報酬序列的異質波動性，再據以計算局部常態相關係數 (local Gaussian correlation) 檢定市場間是否存在蔓延效應，此法優點是能夠檢測複雜、非線性變化或不對稱的尾部相依結構 (tail dependence structure)。

另外有文獻如 Ramchand and Susmel (1998)、Ang and Bekaert (2002) 及 Gallo and Otranto (2008) 以馬可夫轉換模型 (Markov switching model) 來檢驗金融市場間資產報酬的蔓延效應，並侷限於兩種狀態進行探討。Guidolin and Timmermann (2006) 則在多元常態分配的假設下，提出多元馬可夫轉換自我迴歸異質變異模型 (multivariate Markov switching intercept autoregressive heteroscedasticity, MSIAH)，容許有二個以上的狀態來衡量不同狀態下資產報酬間的相關係數，並用以檢驗蔓延效應。Chan et al. (2011) 採用 Guidolin and Timmermann (2006) 的 MSIAH 模型，同時探討五種不同金融資產間在金融危機期間蔓延效應的變化。Rodriguez (2007) 亦在二元常態分配的假設下提出具狀態參數的 copula 模型來探討資產報酬的蔓延效應，並指出蔓延效應呈現非線性現象，尤其在金融災難期間報酬分配的尾部相依行爲會非常普遍。據此，雖然 MSIAH 模型可以隨時間改變估計不同狀態的平均數、自我迴歸係數及相關係數等多個重要參數；具狀態參數的 copula 模型可以估計尾部相依行爲，但這些模型卻都受限於多元常態分配的假設，因此若資產報酬分配不服從常態，將造成估計偏誤 (McNeil and Frey, 2000)。

Hamao et al. (1990)、Susmel and Engle (1994)、Kanas (2000)、Candelon et al. (2005)、Fujii (2005) 及 Tai (2007) 等人，以 GARCH-Type 模型探討在金融災難期間金融市場間的

共移程度是否較非金融災難期間有增加的現象；同時也研究金融市場間波動外溢 (volatility spillover) 的現象。Arestis et al. (2005)、王冠閔 (2007)、Cho and Parhizgari (2008)、Celik (2012) 及 Ahmad et al. (2013) 等人則進一步以動態條件相關雙變量 GARCH (Dynamic Conditional Correlation GARCH, DCC-GARCH) 模型，估計資產報酬之間的動態條件相關係數，檢定市場間是否存在波動外溢現象。其中 Arestis et al. (2005) 與王冠閔 (2007) 另外考慮外生衝擊會造成市場結構改變，分別以虛擬變數檢定法、ICSS法 (iterated cumulative sums of squares algorithm) 找出衝擊發生的結構改變點，再將其加入 DCC-GARCH 模型中來估計條件相關係數。然而 Straetmans et al. (2008) 指出以 GARCH-Type 模型來衡量金融市場間資產報酬的共移性或波動外溢效果，其估計值將受限於必須對實際報酬分配做假設而無法獲得穩健 (robust) 的估計結果。Danielsson and de Vries (2000)、Cotter (2001) 以及 Poon et al. (2004) 則指出 GARCH-Type 模型可以捕捉報酬分配波動群聚的現象但無法捕捉分配尾部 (或極端值) 的特性，由此可知 GARCH-Type 模型適合檢驗一般波動水準的外溢效果，但無法精準檢驗巨幅波動水準的外溢效果。

爲了避免上述文獻產生的問題，有少數研究運用極值理論 (extreme value theory) 來探討金融市場間極端資產報酬的相關性。由於極值理論所探討的極值漸進分配僅與原母體分配的尾部厚度有關，不需事先設定報酬分配的情況下，直接針對報酬分配的尾部極端觀察值求其極值分配，因此多元極值理論 (multivariate extreme value theory) 的使用一方面可避免報酬聯合機率分配模型設定錯誤的問題，另一方面適於估計極端事件發生的聯合機率。對於多元極值分配的參數估計，一般可分爲參數法與無母數法。Stărică (1999)、Longin and Solnik (2001) 及 Bekiros and Georgoutsos (2008) 以參數法估計二元極值分配的參數，並以極值相關係數衡量國際股市間的相關性，藉以瞭解股市間會發生極端同漲 (co-boom) 與極端同跌 (co-crash) 的強度。Poon et al. (2003, 2004) 則指出兩變數之間若爲漸近獨立，以尾部相依結構來配適二元極值分配將會產生高估極端事件同時發生的風險，因此針對兩變數之間是否爲漸近獨立提出不同的尾部相依函數 (tail dependence function) 並以無母數法估計尾部相依函數來探討股市間會發生極端同漲與極端同跌的相

關強度，然而 Poon et al. (2003, 2004) 的方法在隨機變數之尾部邊際機率不相等時，會產生結果不一致的現象。Hartmann et al. (2004) 則認為要瞭解資本市場間的關連性，僅以極值相關之強弱程度來衡量是不夠的，所以利用 Hill (1975) 無母數法以極值連鎖理論 (extreme linkage theory) 來衡量兩市場中至少有一市場發生巨幅變動的情況下，則兩個市場同時發生巨幅變動的機率與期望次數。其中值得一提的是 Hartmann et al. (2004) 的方法並不會有 Poon et al. (2003) 因為隨機變數的尾部邊際機率不相等，產生結果不一致的問題。隨後 Straetmans et al. (2008) 以 Hartmann et al. (2004) 的極值連鎖理論，採用 Poon et al. (2004) 的無母數估計法衡量 9/11 恐怖攻擊前後美國各類股報酬與大盤報酬極端同漲與同跌的機率與期望次數。Herrera and Eichler (2011) 則延續 Hartmann et al. (2004) 極值連鎖理論的概念，先以 GARCH 模型過濾報酬序列的異質波動性，再以不同於 Hartmann et al. (2004) 的無母數估計法進行估計，此法容許以非對稱的門檻值來篩選極端事件，並據以估計尾部相依函數，其實證結果證明忽略尾部相依函數的不對稱性，將低估股市間極端同漲或同跌的機率。

由於 Jansen and de Vries (1991)、Koedijk et al. (1992) 及 Danielsson and de Vries (1997) 指出無母數估計法因不須假設極值正確來自何種極限分配而較參數估計法穩健 (robust)<sup>2</sup>。因此為避免模型設定偏誤，本文延續 Hartmann et al. (2004) 的研究，應用極值連鎖理論採用兩階段無母數估計方法衡量極端報酬之相依效應，但估計過程中則做兩項修正：第一採用 Barone-Adesi et al. (1998)、McNeil and Frey (2000)、Herrera and Eichler (2011) 及 Støve et al. (2014) 等人的方法，先以 GARCH 模型過濾報酬序列的異質波動特性 (heteroscedastic volatility)，再以符合 i.i.d. 的標準化殘差序列進行兩階段無母數法衡量極端報酬之相依效應，降低模型估計結果的偏誤進而正確捕捉極值相依的特性。第二在定義極端價格變動的門檻部分，以極值理論估計各股市不同機率水準的風險值作為門檻

---

<sup>2</sup> 穩健(robust)係指一般在進行估計時，若可以確實知道母體的分配，利用參數法可以獲得最有效的估計量，若母體分配假設錯誤，則產生的估計量將產生 breakdown。所以採用無母數估計法，將不會產生母體分配假設錯誤的問題，估計量將比參數法穩健。

取代作者採用固定比例的方式，如此可避免不同股市因漲跌幅設定標準的差異，使極端價格變動的定義失真。

據此，本文以美國、英國、法國、德國、俄羅斯、希臘、葡萄牙、義大利、愛爾蘭、西班牙、日本、香港、新加坡、台灣、中國、韓國、印尼、馬來西亞、菲律賓、泰國、印尼、阿根廷、巴西與墨西哥等 24 個國際股市為實證對象，採全樣本與滾動樣本方式衡量 1991 年至 2013 年間美國與國際股市間極端報酬的相依效應，並且進一步檢驗正、負極端報酬之相依效應的變化是否存在差異。實證期間涵蓋 1994 年墨西哥通貨危機、1997 年亞洲金融危機、1998 年俄羅斯債信危機與美國長期資本管理公司 (LTCM) 倒閉事件、1999 年巴西金融危機、2000 年美國網絡泡沫、2001 年美國 911 恐怖攻擊、2003 年美伊戰爭、2007 年 8 月至 2008 年 10 月全球金融危機、2009 年 12 月至 2010 年 5 月歐洲債務危機等重大事件，本文希望透過歷史上的各次危機，檢視危機傳導的渠道是否具一致性，並藉由實證結果，提供有關美國與歐、亞、拉丁美洲等諸國股價指數之極端報酬相依行為資訊，俾使投資人有效地規避投資風險。

本文共分為四部份，第一部分為前言，說明研究動機與文獻探討，第二部份介紹研究方法，第三部份為實證研究，最後為結論。

## 貳、研究方法

本文研究方法主要應用 Hartmann et al. (2004) 提出之極值連鎖理論衡量極端報酬的相依效應，以下先介紹極值連鎖理論，並進一步說明兩階段無母數估計法。

### 一、極值連鎖理論

假設隨機變數  $X$ 、 $Y$  分別為兩個不同市場的資產報酬，而  $x$ 、 $y$  分別為門檻值，此門

檻值用來界定極端事件的發生，如果以負報酬率取絕對值後的資產報酬  $X > x$  表示該股市大跌，反之如果正報酬率  $X > x$  表示該股市大漲。以下本文以負報酬率取絕對值的情況進行說明，令  $k$  為極端事件發生的次數（即股市大跌的次數），即已知在兩個股市中至少有一個股市發生大跌的情況下，兩個股市會同時發生大跌的機率可表示如下：

$$P\{k = 2 | k \geq 1\} = \frac{P\{X > x, Y > y\}}{P\{X > x \text{ or } Y > y\}} \quad (1)$$

根據 (1) 式經過簡單的代數運算可求出期望次數（以下本文稱為極值相依效應）為：

$$E[k | k \geq 1] = P\{k = 2 | k \geq 1\} + 1 = \frac{P\{X > x\} + P\{Y > y\}}{1 - P\{X \leq x, Y \leq y\}} \quad (2)$$

為了能精確估計極值相依效應，並避免對隨機變數  $X$ 、 $Y$  做錯誤的分配設定，本文利用極值分析的半參數估計法定義隨機變數  $X$ 、 $Y$  的上分位數函數 (upper quantile function) 如下：

$$\begin{aligned} x &= Q_1(tu) = (1 - F_1)^{-1}(tu) \\ y &= Q_2(tv) = (1 - F_2)^{-1}(tv) \end{aligned} \quad (3)$$

其中  $F_1$  與  $F_2$  為累積機率分配函數； $u$ 、 $v$  為很小的正數， $t$  為規模參數 (scaling parameter)， $tu$  (或  $tv$ ) 代表的是隨機變數  $X$  (或  $Y$ ) 會超過  $x$  (或  $y$ ) 的機率或顯著水準，所以  $t$  的改變可以用來界定資產報酬巨幅下跌之門檻值的改變。令極限函數  $l(u, v) = \lim_{t \rightarrow 0^+} t^{-1} (1 - P\{X \leq Q_1(tu), Y \leq Q_2(tv)\})$ ， $l(u, v)$  稱為穩定尾部相依函數 (stable tail dependence function, STDF)。透過多元極值理論的概念將 (3) 式代入 (2) 式求其極限值則可獲得下式：



$$\lim_{t \rightarrow 0^+} E[k|k \geq 1] = \lim_{t \rightarrow 0^+} \frac{t^{-1}P\{X > Q_1(tu)\} + t^{-1}P\{Y > Q_2(tv)\}}{t^{-1}[1 - P\{X \leq Q_1(tu), Y \leq Q_2(tv)\}]} = \frac{u+v}{l(u,v)} \quad (4)$$

Huang (1992) 及 de Hann and de Ronde (1998) 根據多元極值理論證明  $l(u, v)$  可以完全決定隨機變數  $X$ 、 $Y$  之分配尾部的相依結構，其具有以下不等性：

$$\max(u, v) \leq l(u, v) \leq u + v \quad (5)$$

隨機變數  $X$ 、 $Y$  之分配尾部完全相依，則 (5) 式的左邊等式成立；若隨機變數  $X$ 、 $Y$  之分配尾部是獨立的，則 (5) 式的右邊等式成立。值得注意的是隨機變數  $X$ 、 $Y$  為二元常態分配，即使  $\rho \neq 0$ ，且  $\rho \in (-1, 1)$  則 (5) 式的右邊等式仍成立。

現在將與尾部相依函數有關的邊際機率與聯合機率定義為  $p_1 = P\{X > x\}$ 、 $p_2 = P\{Y > y\}$ 、 $p_{12} = 1 - P\{X < x, Y < y\}$ 。對一極小的  $t > 0$ ，極限函數為：

$$l(u, v) \approx t^{-1}(1 - P\{X \leq Q_1(tu), Y \leq Q_2(tv)\}) \quad (6)$$

根據 (6) 式選擇  $tu = p_1$ 、 $tv = p_2$ ，則  $l(u, v) = l(t^{-1}p_1, t^{-1}p_2)$ 。利用尾部相依函數線性齊次性<sup>3</sup>，可獲得  $tl(t^{-1}p_1, t^{-1}p_2) = l(p_1, p_2)$ ，因此對很小的  $p_1$ 、 $p_2$ ， $l(p_1, p_2)$  可獲得一近似值：

$$l(p_1, p_2) \approx p_{12} \quad (7)$$

由 (7) 式可知，聯合機率  $p_{12}$  的決定僅取決於邊際機率  $p_1$ 、 $p_2$  以及尾部相依函數  $l(\cdot, \cdot)$ <sup>4</sup>，則相依效應的衡量可簡化為：

<sup>3</sup> 齊次性為  $l(tu, tv) = tl(u, v)$ ， $t, u, v > 0$ 。

<sup>4</sup> 本文之尾部相依函數  $l(\cdot, \cdot)$  定義為  $l(u, v) = \lim_{t \rightarrow 0^+} t^{-1}(1 - P\{X \leq Q_1(tu), Y \leq Q_2(tv)\})$ 。

$$E[k|k \geq 1] = (p_1 + p_2)/p_{12} \approx (p_1 + p_2)/l(p_1 + p_2) \quad (8)$$

根據 (8) 式，假設  $p_1 = p_2 = p$ ，則  $E[k|k \geq 1] = 2p/l(p, p) \approx 2/l(1, 1)$ ，當  $l(1, 1) = \max(1, 1)$  時， $E[k|k \geq 1] \approx 2$ ，表示完全極值相關，意即兩個資產報酬的分配尾部完全相依，隱含兩個資產報酬有共同大跌的情況發生；當  $l(1, 1) = 2$  時， $E[k|k \geq 1] \approx 1$ ，表示無極值相關，意即兩個資產報酬的分配尾部完全獨立，隱含兩個資產報酬沒有共同大跌的情況發生。

## 二、極值相依效應的估計

本文為避免極值分配模型錯誤設定造成估計偏誤的問題，以兩階段無母數法估計 (2) 式，亦即以兩階段無母數法估計已知在兩個股市中至少有一個股市發生大跌的情況下，兩股市會發生大跌之條件期望次數，做為評估極端報酬相依效應的指標。第一階段利用 Hill (1975) 所提出之 Hill 估計量估計尾部指數 (tail index)，進而分別求算  $p_1$  與  $p_2$ ；第二階段則利用 Huang (1992) 及 Straetmans (1998) 所提出的無母數法估計尾部相依函數  $l(p_1, p_2)$ 。另外，由於兩階段估計法係假設觀察值  $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$  為 i.i.d.，此條件在實證上不易成立，真實報酬資料通常具有異質波動性，因此本文依據 Barone-Adesi et al. (1998)、McNeil and Frey (2000)、Herrera and Eichler (2011) 與 Støve et al. (2014) 的方法，以 GARCH 模型過濾實證資料的異質波動性，再以符合 i.i.d. 的標準化殘差序列進行兩階段無母數法計算  $E[k|K \geq 1]$ ，降低模型估計偏誤並正確捕捉極值相依的特性。以下說明兩階段無母數法估計過程及過濾資料異質波動性的方法：

### (一)第一階段估計 $p_1$ 與 $p_2$

因為估計邊際機率  $p_1 = P\{X > x\}$  與  $p_2 = P\{Y > y\}$  的方法是相同的，以下僅針對  $p_1 = P\{X > x\}$  的部分進行說明。假設有一平穩的隨機序列  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是獨立且服從某一累積機率分配  $F_x$ ，定義  $n$  個隨機變數中的極大值與極小值分別為  $\text{Max}_n$  與  $\text{Min}_n$ ，以極大值  $\text{Max}_n$  為例說明其尾部的分配為：

$$1 - F(x) = P\{X > x\} \approx ax^{-\alpha}, \quad a > 0, \quad \alpha > 0 \quad (9)$$

其中， $a$  為常數，參數  $\alpha$  為尾部指數，用來衡量分配尾部的厚度。令  $X_{(i)}$  為第  $i$  個次序統計量而且  $X_{(1)} \leq \dots \leq X_{(m)} \leq \dots \leq X_{(n)}$ ， $i = 1, 2, \dots, n$ 、 $X_{(n-m)}$  為門檻值、 $m$  為極端資料值的數目或稱尾部觀察數目，則累積機率的估計式如下（詳細內容請參考 Danielsson and de Vries, 1997）：

$$\hat{F}(x) = q = 1 - p_1 = \frac{m}{n} \left( \frac{X_{(n-m)}}{x_q} \right)^{\hat{\alpha}}, \quad x > X_{(n-m)} \quad (10)$$

其中  $x_q = \inf\{x \in \mathfrak{R} : F(x) \geq q\}$ ，由 (10) 式可知，在  $q$  已知下的風險值可透過反轉  $\hat{F}(x)$  求得：

$$\hat{VaR}_q = \hat{x}_q = X_{(n-m)} \left( \frac{q}{m/n} \right)^{-1/\hat{\alpha}} \quad (11)$$

Hill (1975) 提出無母數 Hill 估計量來估計 (11) 式的尾部指數  $\alpha$ ， $\alpha$  是用來衡量極值分配尾部的厚度，數值越小尾部越厚，代表極端事件發生的機率越大。Hill 估計量如下：

$$\frac{1}{\hat{\alpha}} = \frac{1}{m} \sum_{j=0}^{m-1} \ln \left( \frac{X_{(n-j)}}{X_{(n-m)}} \right) \quad (12)$$

在實證中先透過 (11) 式給定不同機率水準求出  $\hat{VaR}_q$  當作極端價格變動的門檻值，接著以實際觀察值來計算超越門檻的數目佔所有觀察數目的比重來估計  $p_1$ ，其中尾部觀察數目  $m$  參考 Quintos et al. (2001) 以子區間內樣本數的 10% 來決定。本文以不同機率水準的  $\hat{VaR}_q$  當作極端價格變動的門檻值，可避免不同股市漲跌幅設定標準的差異，不讓極端價格變動的定義失真，當機率水準越大所求得之風險值也越大，因此給定的機率水準越大代表所欲衡量的是兩股市間極端價格波動的相依效應，相反的機率水準越小則所衡量的是兩股市間價格波動幅度較小的相依效應。

## (二) 第二階段估計尾部相依函數 $l(p_1, p_2)$

本文以 Huang (1992) 及 Straetmans (1998) 的無母數法進行尾部相依函數  $l(p_1, p_2)$  的估計<sup>5</sup>，令 (6) 式中的  $t = \eta/n$ ，使得  $\lim_{n \rightarrow \infty} [1/\eta(n)] = 0$ ，同時  $\eta = o(n)$ ，其中  $\eta$  與  $m$  的意義相同， $\eta$  為次序統計量  $X$ 、 $Y$  的聯合極端資料值的數目<sup>6</sup>。將 (11) 式獲得的  $\hat{p}_1$  與  $\hat{p}_2$  代入 (6) 式則尾部相依函數的估計式如下：

$$l(\hat{p}_1, \hat{p}_2) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n}{\eta} P \{ X \geq Q_1(\eta \hat{p}_1/n) \text{ or } Y \geq Q_2(\eta \hat{p}_2/n) \} \quad (13)$$

對  $P$ 、 $Q_1$  與  $Q_2$  以無母數的計數方式計算即可以下式求得尾部相依函數的估計值：

<sup>5</sup> 假設  $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$  為 i.i.d. 的隨機變數。

<sup>6</sup> 為簡化實證程序，本文進行全樣本與滾動樣本實證分析時，設定  $\eta$  為所有樣本數的 10%。

$$\hat{l}(\hat{p}_1, \hat{p}_2) \approx \frac{n}{\eta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I \left\{ X_i > X_{(n-[n\hat{p}_1])} \text{ or } Y_i > Y_{(n-[n\hat{p}_2])} \right\} \quad (14)$$

其中  $I\{\cdot\}$  為指示函數 (indicator function)。最後 Huang (1992) 再對 (14) 式進行 polar transform，即可以下式來估計尾部相依函數：

$$\begin{aligned} \hat{l}(\hat{p}_1, \hat{p}_2) &= \hat{p}_{12} \approx \hat{r} \hat{l}(\cos \hat{\theta}, \sin \hat{\theta}) \\ &= \frac{1}{\eta} \hat{r} \sum_{i=1}^n I \left\{ X_i > X_{(n-[n\cos \hat{\theta}])} \text{ or } Y_i > Y_{(n-[n\sin \hat{\theta}])} \right\} \end{aligned} \quad (15)$$

其中， $\hat{\theta} = \arctan(\hat{p}_2/\hat{p}_1)$ 、 $\hat{r} = \sqrt{\hat{p}_1^2 + \hat{p}_2^2}$ 。

根據上述兩階段的估計，將可獲得已知在兩個股市中至少有一個股市發生大跌的情況下，兩個股市會同時發生大跌的機率，如 (16) 式；同時也可衡量已知在兩個股市中至少有一個股市發生大跌的情況下，兩股市會同時發生大跌之條件期望次數，如 (17) 式。本文將以 (17) 式做為評估金融市場間極端報酬之相依效應的指標。

$$\hat{P}\{k=2|k \geq 1\} = \frac{\hat{p}_1 + \hat{p}_2}{\hat{l}(\hat{p}_1, \hat{p}_2)} - 1 = \frac{\cos \hat{\theta} + \sin \hat{\theta}}{\hat{l}(\cos \hat{\theta}, \sin \hat{\theta})} - 1 \quad (16)$$

$$\hat{E}[k|k \geq 1] = \frac{\hat{p}_1 + \hat{p}_2}{\hat{l}(\hat{p}_1, \hat{p}_2)} = \frac{\cos \hat{\theta} + \sin \hat{\theta}}{\hat{l}(\cos \hat{\theta}, \sin \hat{\theta})} \quad (17)$$

在進行實證時，本文遵循 Quintos et al. (2001) 的方法加入 rolling 的概念進行估計，首先以兩股市樣本資料的起始日報酬率至時點  $T$  的報酬率資料  $(x_1, x_2, \dots, x_T)$ 、 $(y_1, y_2, \dots, y_T)$  作為估計區間來估計時點  $T+1$  同時發生大跌 (或大漲) 次數條件期望值  $E[k|k \geq 1]$ ，並每次增加 1 筆資料並刪除最前面 1 筆資料固定樣本數為  $T$  來估計下一期的  $E[k|k \geq 1]$ ，依此類推，即可動態估計出每一天的  $E[k|k \geq 1]$ 。

### (三) 過濾觀察值異質波動性

本文先以 AR(1)-GARCH (1, 1) 模型估計異質波動性，則 AR(1)-GARCH(1, 1) 之標準化殘差項將符合 i.i.d. 性質，接著以標準化殘差項進行上述兩階段估計 (Barone-Adesi et al., 1998; McNeil and Frey, 2000; Herrera and Eichler, 2011; Støve et al., 2014) 的方法，茲簡單以隨機變數  $X$  說明如下。

假設資產報酬  $X_t$  的動態模型為：

$$X_t = \mu_t + \sigma_t Z_t \quad (18)$$

其中，條件期望值  $\mu_t = E(X_t | I_{t-1})$ ，條件變異數  $\sigma_t^2 = \text{Var}(X_t | I_{t-1})$ ， $t = 1, 2, 3, \dots, n^7$ ， $Z_t$  為 i.i.d. 隨機變數，具有平均數為 0，變異數為 1，且機率分配為  $F_Z(z)$ 。令  $X_t$  的累積機率分配為  $F_X(x)$ ：

$$F_{X_{t+1}|I_t}(x) = P\{\sigma_{t+1} Z_{t+1} + \mu_{t+1} \leq x | I_t\} = F_Z((x - \mu_{t+1}) / \sigma_{t+1}) \quad (19)$$

經由上述的推導，可將  $X_t$  的累積機率分配  $F_X(x)$  轉換為  $Z_t$  的累積機率分配  $F_Z(z)$ ，其中  $z = (x - \mu_{t+1}) / \sigma_{t+1}$ 。根據風險值的定義，我們可先透過  $F_Z(z)$  來決定標準化殘差序列  $Z_t$  的第  $q$  百分位數  $z_q$ ，再透過  $z_q$  以求得  $x_q$ 。因此第  $t$  日報酬率的風險值  $x_q^t$  如下式：

$$x_q^t = \mu_{t+1} + \sigma_{t+1} z_q \quad (20)$$

由 (20) 式可知，估計  $x_q^t$  時必須先估計條件期望值  $\mu_{t+1}$  與條件標準差  $\sigma_{t+1}$  以及標準化殘差值的第  $q$  個百分位數  $z_q$ 。在估計  $\mu_{t+1}$  與  $\sigma_{t+1}$  的部分，本文採取 AR(1)-GARCH (1, 1) 模

---

<sup>7</sup> 此處的  $t$  為時間，與 (7) 式中的  $t$  定義不同。

型估計條件期望值  $\mu_{t+1}$  與標準差  $\sigma_{t+1}$ ：

$$X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (22)$$

其中， $\varepsilon_t = X_t - \mu_t$ ， $a_0, a_1, \alpha_0, \alpha_1, \beta$ <sup>8</sup>為待估計參數，參數限制為  $\alpha_0 > 0$ ， $\alpha_1 \geq 0$ ， $\beta \geq 0$ 。本文估計 GARCH 模型時，係採用 Gouriéroux (1997) 的準最大似估計法 (pseudo-maximum-likelihood, PML) 進行估計，以避免資產報酬不符合常態分配的假設時，仍能求出具有一致性並近似常態分配的估計式。在模型參數估計完成後，即可根據 (21) 式與 (22) 式求得報酬率的條件期望值序列  $(\hat{\mu}_{t-n+1}, \dots, \hat{\mu}_t)$  與標準差序列  $(\hat{\sigma}_{t-n+1}, \dots, \hat{\sigma}_t)$ ，並將其代入 (23) 式以求得符合 i.i.d. 的標準化殘差序列  $(z_{t-n+1}, \dots, z_t)$ ：

$$(z_{t-n+1}, \dots, z_t) = \left( \frac{x_{t-n+1} - \hat{\mu}_{t-n+1}}{\hat{\sigma}_{t-n+1}}, \dots, \frac{x_t - \hat{\mu}_t}{\hat{\sigma}_t} \right) \quad (23)$$

接著以 (12) 式估計標準化殘差序列  $(z_{t-n+1}, \dots, z_t)$  的尾部指數，再用 (11) 式求得  $\hat{z}_q$ ，將  $\hat{z}_q$ 、 $\hat{\mu}_{t+1}$  與  $\hat{\sigma}_{t+1}$  等估計值代入 (20) 式，即可獲得風險值的估計值  $\hat{x}_q^t$ 。據此，在取得 i.i.d. 標準化殘差序列  $(z_{t-n+1}, \dots, z_t)$  後，後續依照前述兩個章節的兩階段估計過程即可得到極值相依效應之估計值。

### 三、尾部相依性與差異性檢定

本文分別應用 Peng (1999) 與 Huang (1992) 提出的檢定方法，進行聯合報酬分配尾部相依性與差異性檢定。

---

<sup>8</sup> 此處的  $\alpha_0, \alpha_1$  為 GARCH(1,1) 模型中之參數，非 (11) 式中之尾部指數  $\alpha$ 。

## (一) 尾部相依性檢定

本文以 Peng (1999) 的方法檢定兩股市間正報酬率 (或負報酬率) 的尾部相依函數是否具相依性。Peng (1999) 定義尾部相依係數 (tail dependence coefficient)  $\phi$  之估計式：

$$\hat{\phi} = \log 2 / \log \frac{\sum_{i=1}^n I(X_i > X_{(n-2\eta\hat{p}_1)} \text{ and } Y_i > Y_{(n-2\eta\hat{p}_2)})}{\sum_{i=1}^n I(X_i > X_{(n-\eta\hat{p}_1)} \text{ and } Y_i > Y_{(n-\eta\hat{p}_2)})} \quad (24)$$

根據 (24) 式，若尾部相依係數  $\phi = 1$  表示聯合報酬分配尾部具相依性；若  $\phi < 1$  表示聯合報酬分配尾部近似獨立，據此，Peng (1999) 進一步推導出服從標準常態分配的  $W$  檢定統計量，用來檢定聯合報酬分配尾部是否具相依性，虛無假設與對立假如分別為：  
 $H_0: \phi = 1$ ； $H_1: \phi < 1$ 。

$$W = \frac{\hat{\phi} - 1}{\sigma(\hat{\phi})} \quad (25)$$

## (二) 左、右尾部函數差異性檢定

本文以 Huang (1992) 的方法檢定兩股市間正、負報酬率的尾部相依函數是否存在差異。Huang (1992) 指出根據 (15) 式，尾部指數相依函數估計值近似常態分配，要檢定二個不同尾部相依函數是否存在差異，可透過  $Z$  統計量進行檢定，即  $H_0: l_{LEFT}(\eta_1) = l_{RIGHT}(\eta_2)$ ，表示左、右尾部相依函數沒有差異； $H_1: l_{LEFT}(\eta_1) \neq l_{RIGHT}(\eta_2)$ ，表示左、右尾部相依函數有差異。

$$Z = \frac{\hat{l}_{LEFT}(\eta_1) - \hat{l}_{RIGHT}(\eta_2)}{\sigma[\hat{l}_{LEFT}(\eta_1) - \hat{l}_{RIGHT}(\eta_2)]} \quad (26)$$



其中， $\hat{l}_{LEFT}(\eta_1)$  與  $\hat{l}_{RIGHT}(\eta_1)$  分別為左尾（負報酬率）與右尾（正報酬率）相依函數估計值， $\sigma[\hat{l}_{LEFT}(\eta_1) - \hat{l}_{RIGHT}(\eta_2)]$  為標準差，可透過拔靴法進行估計<sup>9</sup>，本文設定拔靴次數為 1000 次。Z 統計量在大樣本下為標準常態分配。

## 參、實證研究

### 一、資料來源與資料統計分析

本文以美國、英國、法國、德國、俄羅斯、希臘、葡萄牙、義大利、愛爾蘭、西班牙、日本、香港、新加坡、台灣、中國、韓國、印尼、馬來西亞、菲律賓、泰國、印尼、阿根廷、巴西與墨西哥等國際股市為實證對象，實證比較美國與國際股市間正、負報酬率極端變動之相依效應。實證資料為各國加權股價指數<sup>10</sup>日資料，來源為 DataStream 資

---

<sup>9</sup> 參考 Peng (1999)。

<sup>10</sup> 各國股價指數名稱：美國為 Dow Jones Industrial Average Price Index、英國為 FTSE 100 Price Index、法國為 France CAC 40 Price Index、德國為 DAX Frankfurt Price Index、俄羅斯為 Russian RTS Price Index、中國為 Shanghai Composite Price Index、日本為 Nikkei225 Price Index、印尼為 Jakarta Composite Price Index、印度為 India BSE National Price Index、台灣為 Taiwan Weighted Price Index、香港為 Hang Seng Price Index、南韓為 Korea Composite Price Index、泰國為 Bangkok S.E.T. Price Index、馬來西亞為 KLCI Composite Price Index、菲律賓為 Philippine I (PSEi) Price Index、新加坡為 Singapore Straits Times Price Index、阿根廷為 Argentina Merval Price Index、巴西為 Brazil BOVESPA Price Index、墨西哥為 Mexico IPC (BOLSA) Price Index、希臘 Athens Stock Exchange General Index (ASE)、葡萄牙為 Portuguese Stock Index (PSI)、義大利為 Milan Mibtel Stock Index、西班牙為 Madrid Stock Indexes。

料庫，採用日資料進行分析是因為相對於低頻率資料，日資料能更適切的反應僅持續幾天的重大衝擊效應。由於各國股市交易日及休市日不盡相同，在刪除日期不一致而無法對應的觀察值後，所有樣本實證期間涵蓋 1991 年 9 月 2 日至 2013 年 12 月 31 日共 4902 筆觀察資料；阿根廷、俄羅斯、義大利、葡萄牙與愛爾蘭因資料庫提供資料長度較短，實證期間分別自 1993 年 8 月 2 日、1995 年 9 月 4 日、1997 年 12 月 31 日、2005 年 3 月 10 日、1997 年 7 月 10 日至 2013 年 12 月 31 日共 4432、3917、3345、1590 與 3459 筆觀察資料。股價指數報酬率的計算方式為  $R_T = \ln(p_T/p_{T-1})$ ，其中  $R_T$  為第  $T$  天的報酬率， $p_T$  為第  $T$  天股價指數。另外，在進行極端報酬相依效應之估計時，因歐、美及拉丁美洲等股市開盤時間較亞洲股市晚，且交易時間沒有重疊，故在樣本配對時，本文僅能以歐、美及拉丁美洲等股市的觀察資料落後亞洲股市一期進行配對，時差問題所產生的實證結果偏誤為本文研究限制。

表 1 為 24 國股價指數日報酬之敘述統計摘要，包括平均值、中位數、極大值、極小值、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarque-Bera 檢定統計量。由表 1 可知，除日本與義大利外，各國股價指數報酬率平均值皆為正，其中最高的幾個國家是巴西、墨西哥、俄羅斯、阿根廷、中國與印尼等新興市場，分別為 0.0025、0.0007、0.0007、0.0006、0.0005 與 0.0005，最低的是日本與義大利均為 -0.0001。股價指數報酬率的標準差也以屬於新興市場的俄羅斯、巴西與中國較高，分別為 0.0291、0.0275、0.0262，最低的是美國為 0.0111。由此顯示巴西、俄羅斯與中國股市的日報酬率平均值與標準差較其他樣本市場高出許多，最具新興市場高風險高報酬的特性。股價指數報酬率之中位數，歐洲及拉丁美洲各股市均呈現正值，介於 0.0003~0.0013，表示在樣本期間內有超過一半以上的交易日屬於正報酬，多頭時期較長；而亞洲股市之中位數除印尼、香港與南韓外，其他股市均為 0，表示亞洲股市在樣本期間內，正、負報酬出現的機會各佔一半，多頭時期較歐洲及拉丁美洲股市短。由偏態與峰態係數來看，顯示各國股價指數日報酬率顯著呈現偏態以及高狹峰厚尾分配的特性；另外，Jarque-Bera 統計量的檢定結果，亦顯示所有股價指數日報酬率序列在顯著水準 1% 下拒絕常態分配的假設。由於各國股價指數報酬分配均不

屬於常態分配，因此過去研究以常態分配為假設前提的方法並不適宜採用，本文避免模型設定錯誤的問題以無母數法估計兩股市報酬分配之尾部相依函數，相信可以提升衡量股市間極端報酬相依效應的準確性。

## 二、實證結果與分析

本文針對美國與國際股市間正、負報酬率極端變動的相依效應進行全樣本與滾動樣本分析。全樣本分析係根據 (17) 式以實證期間所有觀察值來估計美國與國際股市間長期均衡的相依效應。滾動樣本分析則以固定 1300<sup>11</sup>筆觀察值 (約當五年交易日資料) 為移動窗口根據 (17) 式來估計下一交易日發生大跌 (或大漲) 的條件期望次數，依此移動窗口估計可動態衡量不同時點美國與國際股市間短期極端價格變動的相依效應。

### (一)全樣本分析

本文首先以 AR(1)-GARCH(1, 1) 模型過濾實證資料之異質波動性，求得各國股市之左、右尾部指數如表 2。由表 2 可知，各國股市均呈現左尾部指數估計值小於右尾部指數，表示各國極端負報酬發生之機率高於極端正報酬。此結果顯示，長期而言任一股市負面衝擊發生極端價格波動的情況多於正面衝擊。另外，平均而言，亞洲股市之左、右尾部指數估計值最小，其次為拉丁美洲，最後是歐洲，表示亞洲股市發生極端正、極端負報酬的機率高於歐洲股市。此結果顯示已開發國家如美國、英國、法國、德國、日本等股市相較於其他亞洲及拉丁美洲等股市，其極端價格波動的頻率較低，股市相對較為穩定。

---

<sup>11</sup> 目前以移動視窗的方式進行極值相依的實證研究並不多，僅有 Chan-Lau et al. (2004) 應用 Poon et al. (2003) 的方法，以 5 年移動視窗的方式動態檢驗新興股市間發生極端同漲與極端同跌的相關強度。因此本文參考 Chan-Lau et al. (2004) 以 1300 筆觀察值 (約當五年交易日資料) 作為移動視窗的長度。

表 1 各國股價指數日報酬率資料之統計檢定量摘要

洲	別	國	家	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差	偏態係數	峰態係數	Jarque-Beta	觀察值數目
北美洲		美國		0.0003	0.0004	0.0837	-0.0889	0.0111	-0.2749	9.2288	7986.21***	4902
歐洲		英國		0.0002	0.0003	0.0847	-0.0783	0.0118	-0.1278	7.3740	3921.00***	4902
		法國		0.0002	0.0003	0.1113	-0.0893	0.0147	-0.0670	6.7417	2863.19***	4902
		德國		0.0004	0.0008	0.1094	-0.0958	0.0152	-0.1764	7.0586	3389.88***	4902
		俄羅斯		0.0007	0.0009	0.2020	-0.2110	0.0291	-0.5024	13.2058	17164.25***	3917
		希臘		0.0000	0.0000	0.1273	-0.1274	0.0188	0.0220	8.9507	7232.97***	4902
		葡萄牙		0.0001	0.0008	0.0912	-0.1171	0.0140	-0.6186	11.5471	4941.13***	1590
		義大利		-0.0001	0.0007	0.1062	-0.0925	0.0168	-0.1867	6.8664	2102.99***	3345
		愛爾蘭		0.0001	0.0007	0.1328	-0.1785	0.0153	-0.6195	16.2033	25346.21***	3459
		西班牙		0.0003	0.0009	0.1188	-0.1044	0.0142	-0.1610	8.3531	5874.01***	4902
亞洲		中國		0.0005	0.0000	0.7192 <sup>a</sup>	-0.2552	0.0262	4.7966	132.1122	3423638.00***	4902
		日本		-0.0001	0.0000	0.1659	-0.1292	0.0159	-0.2347	10.8575	12655.30***	4902
		印尼		0.0005	0.0002	0.1313	-0.1475	0.0164	-0.2394	12.3896	18054.23***	4902
		印度		0.0004	0.0000	0.1664	-0.1194	0.0195	-4.0532	121.9308	2902443.00***	4902
		台灣		0.0001	0.0000	0.0683	-0.0698	0.0164	-0.1143	6.4208	2400.79***	4902
		香港		0.0004	0.0001	0.1448	-0.1228	0.0171	0.0583	9.6449	9021.49***	4902
		南韓		0.0002	0.0002	0.1128	-0.1281	0.0192	-0.1572	10.0690	10226.57***	4902
		泰國		0.0001	0.0000	0.1255	-0.1606	0.0173	-0.0065	10.4299	11275.36***	4902
		馬來西亞		0.0002	0.0000	0.2082	-0.2415	0.0147	0.1496	46.8232	392274.30***	4902
		菲律賓		0.0004	0.0000	0.1618	-0.0974	0.0155	0.1959	11.6590	15345.50***	4902

表 1 各國股價指數日報酬率資料之統計檢定量摘要 (續)

洲別	國家	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差	偏態係數	峰態係數	Jarque-Bera	觀察值數目
	新加坡	0.0002	0.0000	0.1547	-0.1293	0.0138	0.2322	18.1228	46755.93***	4902
拉丁美洲	阿根廷	0.0006	0.0005	0.2124	-0.1430	0.0234	0.0113	8.5603	5709.34***	4432
	巴西	0.0025	0.0013	0.2882	-0.1723	0.0275	0.3628	9.7374	9378.85***	4902
	墨西哥	0.0007	0.0006	0.1215	-0.1267	0.0165	-0.0283	7.7767	4661.09***	4902

註：1. \*\*\*表示在1%顯著水準下顯著。

2. a 中國股市於1992年5月21日，上海交易所全面放開股價漲跌停板限制，不再實行每天1%的漲幅限制，當日從616.99點漲到1266.49點 (Gao et al., 2014)。

表 2 各國股市全樣本尾部指數比較表

洲別	國家	左尾 $\hat{\alpha}_L$	右尾 $\hat{\alpha}_R$	
美洲	美國	2.697 <sup>#</sup>	3.019	
歐洲	英國	2.880	3.363	
	法國	2.881	3.255	
	德國	3.069	3.295	
	俄羅斯	2.446	2.607	
	希臘	2.825	2.563 <sup>#</sup>	
	葡萄牙	2.585	2.352 <sup>#</sup>	
	義大利	2.883	3.486	
	愛爾蘭	2.339	2.884	
	西班牙	2.745	3.062	
	平均數		2.747 <sup>#</sup>	3.000
亞洲	中國	2.321	2.326	
	日本	2.860	2.952	
	印尼	2.273	2.545	
	印度	2.505	2.418 <sup>#</sup>	
	台灣	2.494	2.827	
	香港	2.687	2.806	
	南韓	2.783	2.895	
	泰國	2.615	2.593 <sup>#</sup>	
	馬來西亞	2.448	2.409 <sup>#</sup>	
	菲律賓	2.482	2.498	
	新加坡	2.726	2.486 <sup>#</sup>	
	平均數		2.563 <sup>#</sup>	2.614
	拉丁美洲	阿根廷	2.452	2.515
巴西		2.830	3.263	
墨西哥		2.552	2.727	
平均數			2.611 <sup>#</sup>	2.835

註：尾部指數  $\hat{\alpha}$  係根據 (13) 式計算而得，該數值用來衡量分配尾部的厚度，數值越大尾部越薄，代表極端事件發生的機率越低；數值越小尾部越厚，代表極端事件發生的機率約高。# 表示左、右尾指數估計值進行比較後，數值較小者。

接著本文以機率水準 95% 與 99% 估計各國股市報酬率的 VaR 並當作極端價格變動的門檻值，以全樣本估計美國與國際股市間在不同機率水準下（或不同程度的極端價格波動）的正、負報酬率相依效應，並進行兩股市聯合報酬分配尾部相依性檢定，實證結果整理於表 3。另外，本文亦檢定兩股市聯合報酬分配的左、右尾部<sup>12</sup>相依函數是否存在差異，檢定結果整理於表 4。根據表 3，本文發現在不同程度的極端價格波動（或 95%與 99%信賴水準）下，以極值連鎖理論估計美國與各國股市間同時發生大跌（或大漲）的條件期望次數均大於 1。但是依據尾部相依性檢定結果，在 95% 與 99% 的信賴水準下，除右尾部分之英國、法國、德國、西班牙愛爾蘭等股市以及左尾部分之阿根廷股市（99%信賴水準）外，所有樣本均在 10% 顯著水準以下拒絕尾部具相依性的假設，顯示不論是左尾或右尾，美國與亞洲、拉丁美洲、俄羅斯、義大利、希臘及葡萄牙等股市之聯合報酬分配的尾部近似獨立。換言之，在過濾美國與各國股市間報酬之異質波動性後，對於利空消息，美國與歐洲、亞洲、拉丁美洲等股市並不存在極值相依效應，亦即不存在極端同跌的情況。相對的，只有美國與英國、法國、德國、西班牙及愛爾蘭等股市，在利多消息部分存在極值相依效應，亦即存在極端同漲的情況。綜上所述，套用 Forbes and Rigobon (2002) 的結論，長期而言，在左尾負面衝擊部分，美國與亞洲、拉丁美洲及歐洲股市間存在高度共移或者相互依存 (interdependence) 的現象，但不存在尾部相依；在右尾正面衝擊部分，美國與歐洲較大規模的股市如英國、德國及法國等股市則具有尾部相依現象。

另外，由表 3 可發現整體平均而言，在 95% 與 99% 的信賴水準下，美國與各國股市的左尾相依效應略高於右尾。經由兩股市間聯合報酬分配之左、右尾部相依函數差異性檢定，檢定結果呈現在 1% 顯著水準下美國與各國股市間左、右尾部相依函數並無差異（請參閱表 4）。此結果再次顯示在過濾了股市間之報酬的異質波動性後，長期而言各

---

<sup>12</sup> 在報酬聯合分配中，分配的左尾係指負報酬率，分配的右尾則為正報酬率，爾後實證結果說明本文將以報酬聯合分配的左尾與右尾替代負報酬率與正報酬率。

國與美國股市間之利多消息與利空消息的傳染路徑是相同的。最後由表 3 可知在二元常態分配假設下，美國與歐洲、拉丁美洲等股市之平均 Pearson 相關係數分別為 0.448、0.444，呈現中度相關，顯示美國與歐洲及拉丁美洲股市間的關聯性平均而言是比較高，但以過濾異質變異後之尾部相依性檢定來看，卻呈現尾部近似獨立，幾乎不具相關性。據此可知在二元常態分配假設下會錯估股市間的關聯性，此發現與 Hartmann et al. (2004) 相同。

從全球地理位置分析，本文證實在 95% 與 99% 信賴水準下，無論是左尾或右尾，美國與歐洲的極值相依程度最大，其次是拉丁美洲，最後是亞洲，顯示與美國地理位置較接近的國家 (請參閱圖 1)，極值相依效應會較高。從與美國貿易往來的角度分析，由表 5 可知，自 1991 年至 2013 年各國出口至美國之平均貿易總額佔美國總貿易額比重最多的前幾國依序為中國 11.56%、日本 11.20%、墨西哥 10.15%、德國 4.99%、英國 3.28%、台灣 2.91%、南韓 2.84%、法國 2.30%。對照右尾極端價格波動較劇烈之 99% 信賴水準門檻，本文發現德國、英國、法國與美國為經濟貿易關係較為密切的國家，彼此間存在右尾相依效應。但長期而言，美國與中國、日本股市間的尾部相依程度則並不因保有高額貿易交易而有顯著影響。



表 3 美國與各國股市極端報酬相依效應比較表

洲別	國家	Pearson 相關係數	機率水準																																																																																																																																																																																	
			95%				99%																																																																																																																																																																													
			左尾(負報酬) 相依 <sup>a</sup> 效應	W檢定 <sup>b</sup> 統計量	右尾(正報酬) 相依 效應	W檢定 統計量	左尾(負報酬) 相依 效應	W檢定 統計量	右尾(正報酬) 相依 效應	W檢定 統計量	左尾(負報酬) 相依 效應	W檢定 統計量	右尾(正報酬) 相依 效應	W檢定 統計量																																																																																																																																																																						
歐洲	英國	0.529	1.274	-2.027**	1.259	-0.993	1.265	-2.449***	1.261	0.436	法國	0.537	1.248	-4.190***	1.267	-0.062	1.249	-2.877***	1.264	-0.136	德國	0.562	1.276	-2.619***	1.298	0.339	1.277	-2.039**	1.299	0.809	俄羅斯	0.276	1.137	-2.071**	1.116	-5.365***	1.126	-1.879**	1.103	-3.031***	希臘	0.222	1.132	-1.968**	1.102	-2.287**	1.132	-1.817**	1.102	-1.61-2*	葡萄牙	0.469	1.205	-3.336***	1.194	-2.016**	1.205	-4.652***	1.195	-2.198**	義大利	0.546	1.216	-4.732***	1.234	-2.675***	1.210	-3.189**	1.247	-2.163**	愛爾蘭	0.411	1.209	-3.634***	1.182	-0.760	1.204	-4.055***	1.183	-0.781	西班牙	0.482	1.225	-3.423***	1.236	0.194	1.206	-3.193***	1.214	0.000	平均數	0.448	1.214 <sup>#</sup>	1.210	1.208 <sup>#</sup>	1.064	-6.685***	1.057	-4.253***	亞洲	中國	0.067	1.069	-5.367***	1.063	-3.589***	1.064	-6.685***	1.057	-4.253***	日本	0.410	1.161	-2.696***	1.143	-3.381***	1.137	-1.865**	1.098	-3.239***	印尼	0.279	1.160	-2.113**	1.103	-6.221***	1.163	-2.116**	1.092	-5.936***	印度	0.159	1.108	-4.578***	1.095	-3.145***	1.110	-4.464***	1.088	-3.184***	台灣	0.291	1.124	-5.897***	1.128	-4.494***	1.125	-4.846***	1.119	-4.606***	香港	0.422	1.187	-5.169***	1.185	-2.942***	1.182	-5.122***	1.183	-3.051***	南韓	0.313	1.158	-2.330***	1.134	-3.679***	1.129	-3.348**	1.127	-2.891***	泰國	0.239	1.114	-5.624***	1.099	-3.503***	1.115	-3.963***	1.096	-3.201***

表 3 美國與各國股市極端報酬相依效應比較表 (續)

洲別	國家	Pearson 相關係數	機率水準											
			95%				99%							
			左尾(負報酬)		右尾(正報酬)		左尾(負報酬)		右尾(正報酬)		左尾(負報酬)		右尾(正報酬)	
			相依 效應	W 檢定 <sup>a</sup> 統計量	相依 效應	W 檢定 <sup>b</sup> 統計量	相依 效應	W 檢定 統計量	相依 效應	W 檢定 統計量	相依 效應	W 檢定 統計量	相依 效應	W 檢定 統計量
	馬來西亞	0.254	1.144	-4.255***	1.086	-5.482***	1.118	-4.578***	1.085	-5.158***	1.123	-3.482***	1.151	-4.378***
	菲律賓	0.319	1.132	-2.672***	1.114	-4.426***	1.139	-1.524*	1.123	-3.482***	1.151	-4.378***	1.151	-4.378***
	新加坡	0.397	1.195	-3.948***	1.149	-4.591***	1.190	-2.798***	1.151	-4.378***	1.151	-4.378***	1.151	-4.378***
	平均數	0.286	1.141 <sup>#</sup>		1.118		1.134 <sup>#</sup>		1.111		1.111		1.111	
	拉丁美洲	0.395	1.177	-2.200**	1.134	-3.136***	1.147	-1.062	1.126	-1.417*	1.126	-1.417*	1.126	-1.417*
	巴西	0.397	1.165	-5.925***	1.119	-5.682***	1.157	-3.664***	1.112	-4.358***	1.112	-4.358***	1.112	-4.358***
	墨西哥	0.538	1.244	-3.320***	1.205	-2.926***	1.241	-3.044***	1.211	-2.604***	1.211	-2.604***	1.211	-2.604***
	平均數	0.444	1.195 <sup>#</sup>		1.153		1.182 <sup>#</sup>		1.150		1.150		1.150	

註：1. a：相依效應係根據 (17) 式計算而得。

2.：W 檢定統計量係根據 (25) 式計算而得。

3.  $H_0$ ：聯合報酬分配尾部具相依性； $H_1$ ：聯合報酬分配尾部近似獨立。

4. #表示左、右尾相依效應估計值進行比較後，數值較大者。

5. \*表示在 10% 顯著水準下顯著，\*\*表示在 5% 顯著水準下顯著，\*\*\*表示在 1% 顯著水準下顯著。

表 4 美國與各國股市左右尾部相依函數估計值與差異性檢定結果比較表

洲別	國家	機率水準					
		95%			99%		
		左尾相依函 <sup>a</sup> 數估計值	右尾相依函 <sup>a</sup> 數估計值	Z檢定 <sup>b</sup> 統計量	左尾相依函 數估計值	右尾相依函 數估計值	Z檢定 統計量
歐洲	英國	0.154	0.163	-0.038	0.045	0.058	-0.228
	法國	0.146	0.153	-0.028	0.040	0.049	-0.180
	德國	0.150	0.155	-0.018	0.045	0.051	-0.102
	俄羅斯	0.231	0.233	-0.006	0.080	0.085	-0.089
	希臘	0.152	0.148	0.020	0.042	0.044	-0.062
	葡萄牙	0.188	0.188	0.002	0.065	0.065	-0.001
	義大利	0.148	0.158	-0.031	0.042	0.050	-0.118
	愛爾蘭	0.172	0.174	-0.008	0.050	0.055	-0.080
	西班牙	0.137	0.127	0.038	0.034	0.038	-0.080
	平均數	0.164	0.167	0.049	0.055	0.055	
	亞洲	中國	0.182	0.189	-0.038	0.053	0.058
日本		0.135	0.142	-0.026	0.032	0.039	-0.162
印尼		0.144	0.169	-0.106	0.040	0.048	-0.183
印度		0.170	0.182	-0.048	0.047	0.050	-0.066
台灣		0.212	0.214	-0.012	0.064	0.078	-0.268
香港		0.182	0.185	-0.019	0.056	0.059	-0.074
南韓		0.229	0.232	-0.014	0.086	0.090	-0.075
泰國		0.186	0.186	0.002	0.049	0.056	-0.146
馬來西亞		0.225	0.252	-0.123	0.082	0.091	-0.141

表 4 美國與各國股市左右尾部相依函數估計值與差異性檢定結果比較表 (續)

洲別	國家	機率水準							
		95%				99%			
		左尾相依函 數估計值 <sup>a</sup>	右尾相依函 數估計值 <sup>a</sup>	Z 檢定 <sup>b</sup> 統計量	左尾相依函 數估計值	右尾相依函 數估計值	Z 檢定 統計量		
	菲律賓	0.134	0.174	-0.144	0.035	0.042	-0.151		
	新加坡	0.199	0.192	0.031	0.063	0.058	0.069		
	平均數	0.182	0.192		0.055	0.061			
拉丁美洲	阿根廷	0.139	0.152	-0.064	0.036	0.044	-0.197		
	巴西	0.202	0.216	-0.061	0.065	0.090	-0.462		
	墨西哥	0.186	0.183	0.016	0.053	0.060	-0.166		
	平均數	0.176	0.184		0.051	0.065			

註：1.  $a$ ：左、右尾部相依函數估計值係依據 (15) 式計算而得。

2.  $b$ ：Z 檢定統計量係依據 (26) 式計算而得。Z 檢定之

3.  $H_0$ ：左、右尾部相依函數沒有差異； $H_1$ ：左、右尾部相依函數有差異。

4. \*\*\*表示在 1% 顯著水準下顯著。

表5 1991年~2013年各國出口至美國之平均貿易額比較表

洲別	國家	1991-2013年各國出口至美國之平均貿易額 (單位:美元)	百分比
歐洲	英國	40,818,394,270	3.28%
	法國	29,220,728,329	2.30%
	德國	65,496,285,108	4.99%
	俄羅斯	12,459,718,029	0.77%
	希臘	671,899,268	0.05%
	葡萄牙	1,761,895,959	0.13%
	義大利	25,019,886,537	1.99%
	愛爾蘭	19,113,048,753	1.25%
	西班牙	6,805,695,550	0.51%
亞洲	中國	183,540,541,772	11.56%
	日本	124,860,556,981	11.20%
	印尼	11,081,645,159	0.85%
	印度	16,254,568,111	1.08%
	台灣	33,111,627,221	2.91%
	香港	8,355,840,420	0.85%
	南韓	36,578,050,340	2.84%
	泰國	16,596,311,996	1.30%
	馬來西亞	22,607,769,412	1.79%
	菲律賓	8,853,226,638	0.76%
	新加坡	16,605,173,641	1.49%
拉丁美洲	阿根廷	3,167,343,001	0.24%
	巴西	17,596,747,865	1.30%
	墨西哥	143,518,781,095	10.15%
全球合計		1,333,479,442,576	

資料來源：Trade Stats Express，取自<http://tse.export.gov/>。

註：1. 中國出口至美國的貿易額比重由2002年開始已超過10%以上，且逐年遞增，至2013年為比重遞增至19.42%。

2. 日本出口至美國的貿易額比重由2003年開始低於10%，且逐年遞減，至20013年比重遞減為6.11%。

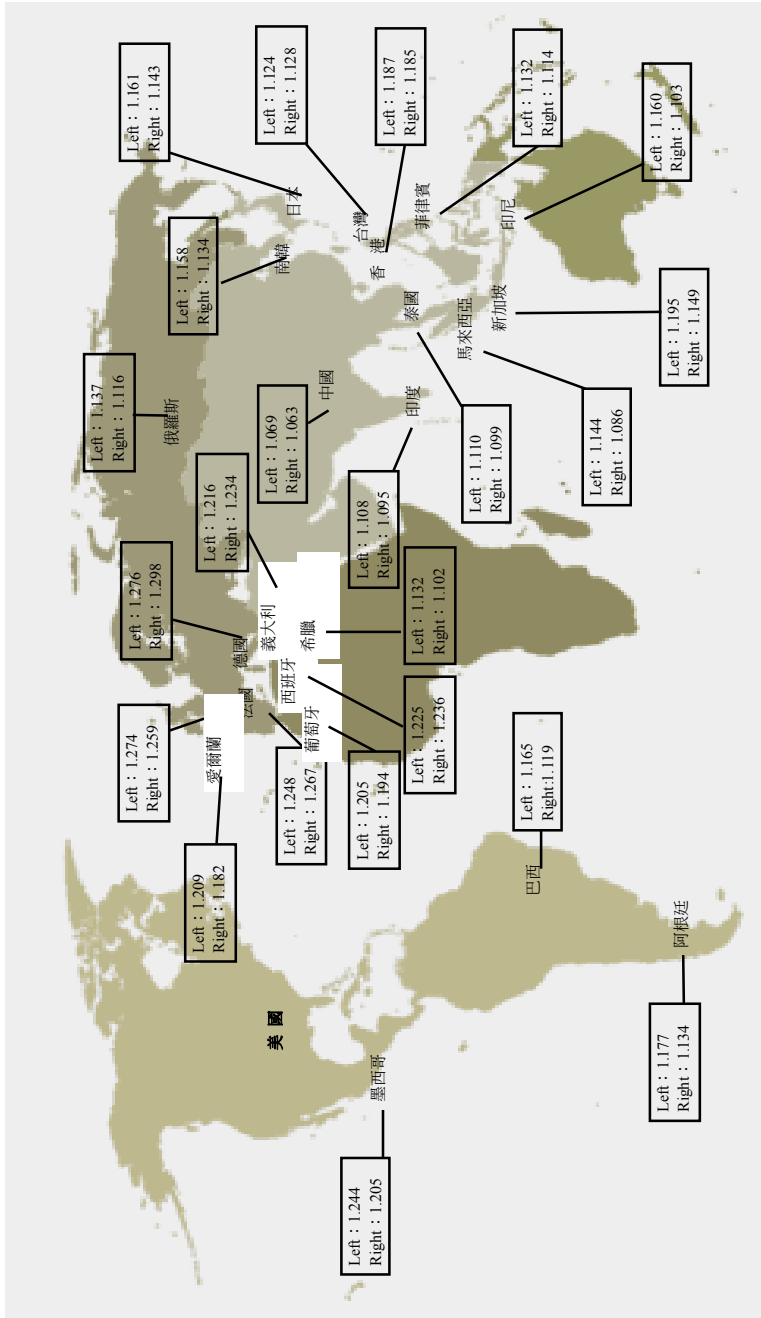


圖 1 美國與各國股市極值相依效應地理位置圖：極端價格波動為信賴水準 95%

## (二)滾動樣本分析

由於全樣本之 95% 與 99% 信賴水準的左、右尾部相依效應之實證結果並無太大差異，故本文選擇以 95% 的機率水準採滾動樣本方式，估計美國與國際股市間極端報酬的相依效應。由於滾動樣本分析必須先選取前 1300 筆觀察值進行估計，因此可獲得 1996 年 12 月 11 日至 2013 年 12 月 19 日間每日發生大跌 (或大漲) 的條件期望次數。此外阿根廷、俄羅斯、義大利、愛爾蘭因為實證資料起始點與其他國家不同，可獲得的估計值起始日期分別為 1998 年 11 月 13 日、2001 年 1 月 2 日、2003 年 5 月 9 日、2002 年 11 月 15 日、而結束日期皆為至 2013 年 12 月 19 日。另外因葡萄牙之滾動樣本估計值自 2011 年 11 月 30 日開始，區間不涵蓋本文所探討之金融危機事件，因此不列入探討範圍。實證結果繪製於圖 2 至圖 24。

由圖 2 至圖 24，本文發現在過濾了股市間報酬之異質波動性後，美國與各國股市之聯合報酬分配的左尾與右尾之每日相依效應估計值大於 1 並且會隨時間改變，而且左、右尾部相依效應的強度互有消長，並非絕對的左尾相依效應高於右尾。較具一致性的現象是自 2007 年 8 月美國次級房貸風暴所掀起的金融大海嘯，美國與各國股市間之左尾相依效應都有明顯遞增向上的趨勢，2010 年初再爆發歐洲債務危機，致使美國與多數股市之左尾相依效應居高不下直至 2013 年底。再者，美國引發的全球金融大海嘯，歷時約 2 年的期間，美國與各國股市之左尾相依效應明顯高於右尾，但美國與俄羅斯、印度 (2007 年及 2009 年) 股市間則出現右尾相依效應高於或等於左尾，顯示在全球金融危機的衝擊下，新興市場挾持其特有的優勢，助長其與美國股市間同時大漲的機會超越或等於同時大跌的機會。

關於美國與各國股市之右尾相依效應的強度與趨勢變化，本文發現大約於 2002 年底至全球金融危機發生前，英國、法國、德國與美國股市間右尾相依效應遠高於左尾；而俄羅斯、西班牙、義大利、愛爾蘭、中國、香港、日本、台灣、墨西哥與美國股市亦有部分時間區間右尾相依效應遠高於左尾，此結果顯示美國在歷經網絡泡沫化與 911 恐怖

攻擊等重大衝擊後，約有 5 年的時間與多數股市共同呈現景氣復甦的榮景。隨後，於 2007 年 8 月起美國次級房貸風暴再次掀起波瀾，全球度過嚴峻的金融風暴後，自 2009 年起美國與多數股市間之右尾相依效應再次呈現遞增趨勢。

最後，本文針對實證期間涵蓋的金融危機事件，依據圖 2~24 分析這些災難事件如何影響美國與各股市間之左尾相依效應：

### 1. 亞洲金融危機

亞洲金融危機發生於 1997 年 8 月整個風暴至 1998 年底為止。本文發現亞洲股市中的印尼、香港、南韓、泰國、馬來西亞、菲律賓、新加坡等股市與美國股市發生同時大跌的機會超過 0.1 未達 0.2<sup>13</sup>，其中美國與香港、新加坡股市間之左尾相依效应有短暫時期超過 1.2，顯示亞洲金融危機對美國及亞洲股市同時大跌的衝擊是有限的。另外，中國、日本、台灣等股市與美國股市之左尾效應均在 1.1 左右或以下，顯示發生同時大跌的機會並沒有因亞洲金融危機的發生而大幅增加。雖然危機發生在亞洲，但美國與歐洲、拉丁美洲多數股市之左尾相依效應維持或遞增在 1.1~1.2 的水準，此數據小於等於全樣本之 95% 信賴水準的左尾相依效應 (美國對歐洲、拉丁美洲股市之平均左尾極值效應分別為 1.214、1.195)，據此亞洲金融危機對美國與歐洲、拉丁美洲等多數股市的負面衝擊極其有限。

### 2. 俄羅斯債信危機

俄羅斯債信危機發生於 1998 年 8 月，本文發現歐洲股市中的英國、法國與美國股市發生同時大跌的機會有增加的趨勢，其左尾相依效应有遞增並超過 1.2 的情況。較令人意

---

<sup>13</sup> 本文將左尾相依效應的強度分為三級，第一級為左尾相依效應接近 1.2，表示已知在兩個股市中至少有一個股市發生大跌的情況下，兩個股市會同時發生大跌的條件機率為 0.2；第二級為左尾相依效應超過 1.2 小於等於 1.3，表示已知在兩個股市中至少有一個股市發生大跌的情況下，兩個股市會同時發生大跌的條件機率介於 0.2~0.3；第三級為左尾相依效應超過 1.3，表示已知在兩個股市中至少有一個股市發生大跌的情況下，兩個股市會同時發生大跌的條件機率超過 0.3。



外的是德國是俄羅斯最大的債權國，當俄羅斯因債信問題瀕臨破產時，德國應首當其衝受到波及，但實證結果卻顯示德國與美國股市間發生同時大跌的機會並沒有因債信危機的發生而大幅增加至 0.2，但由圖 4 可看到其左尾相依效應自 1998 年 9 月有遞增向上的趨勢。另外，由於俄羅斯債信危機引發國際債信利率的風險加碼急劇擴大，導致同屬新興市場的阿根廷、墨西哥等外債高的國家債務利息負擔加重，財政赤字高漲，經濟衰退，因此阿根廷、墨西哥與美國股市之左尾相依效應遞增至 1.2~1.3，發生同時大跌的機會介於 0.2~0.3。

### 3. 巴西金融危機

巴西金融危機發生於 1999 年 1 月，本文發現受衝擊較大的是地理位置同屬拉丁美洲的阿根廷、巴西與墨西哥，其與美國股市之左尾相依效應介於 1.2~1.3，此乃因拉丁美洲是美國經濟的後院，拉丁美洲市場占美國出口的三分之一，而巴西是拉丁美洲最大經濟體，所以當巴西金融情勢不穩，導致經濟衰退，將影響美國的出口，同時亦影響拉丁美洲其他國家如阿根廷與墨西哥。另外，本文發現歐洲股市中英國、法國、德國與美國股市發生同時大跌的機會達 0.2~0.3。

### 4. 美國網絡泡沫化

美國網路泡沫化發生於 2000 年 3 月，本文發現受衝擊較大的是美國經濟的後院拉丁美洲，阿根廷、巴西、墨西哥與美國股市之左尾相依效應有遞增並介於 1.2~1.3。另外，本文發現歐洲股市中英國、法國、德國與美國股市受網絡泡沫化影響，發生同時大跌的機會介於 0.2~0.3。亞洲股市則沒有受到明顯衝擊。

### 5. 全球金融危機

全球金融危機發生於 2007 年 8 月的美國次級房貸違約，後來演變成市場風險、信用風險與流動性風險綜合而成的全球金融風暴，截至 2009 年底止，本文發現前述金融危機事件影響層面或多或少有地域性、金融經貿關係上的限制，但全球金融危機蔓延影響各國股市的路徑，不僅不受地域性與金融經貿關係的限制，還加上各國投資人恐慌氛圍的影響，使得美國與各國股市間之左尾相依效應劇烈上升，其中英國、法國、德國、西班牙

牙、義大利、愛爾蘭、日本、印尼、台灣、香港、南韓、馬來西亞、菲律賓、新加坡、阿根廷、巴西及墨西哥等 17 國股市之左尾相依效應遞增至 1.3 或以上，而其中又以英國、法國、德國、日本、香港等規模較大的股市與美國股市的左尾相依效應最強，其與美國股市發生同時大跌的機會高達 0.4 左右。

## 6. 歐洲債信危機

歐洲債信危機接續全球金融危機發生於 2009 年 12 月至 2010 年 4 月底止，共有希臘、愛爾蘭、西班牙、葡萄牙與義大利等歐豬五國發生債信危機，主權信用評等被降等。此期間，本文發現美國與各國股市間之左尾相依效仍然跟全球金融危機時期一樣，多數停留在樣本期間內的高點 1.3 以上，並沒有稍稍喘息下降的空間。歐洲股市部分，債信危機地主國中之義大利與美國股市發生同時大跌的機會一度高達 0.4 以上；英國、法國、德國、西班牙、愛爾蘭與美國股市發生同時大跌的機會則在 0.3~0.4；最先引發債信危機之希臘與美國股市發生同時大跌的機會則僅在 0.1~0.2。會有這樣的結果，乃因義大利、西班牙屬於規模較大的經濟體，國債減值具有相當大的殺傷力，連動影響到歐元區主要核心國法國與德國，此外美國銀行業持有的義大利與西班牙高額國債，因此義大利、西班牙、法國、德國與美國股市之間發生同時大跌的機會高達 0.3~0.4。而希臘經濟規模較小，國債減值並不直接影響美國股市。

綜合前述分析，本文實證顯示美國與各國股市之左尾相依效應的強度與傳染路徑會因不同的金融危機而有差異，但 2007 年 8 月美國次級房貸危機所引發的金融大海嘯，及接踵而至的歐洲債信危機，這一連串的嚴峻衝擊，如同 Brière et al. (2012) 所言，為結合市場風險、信用風險與流動性風險的綜合風險，其影響範圍不再侷限於某特定區域，而是蔓延到全球金融市場。

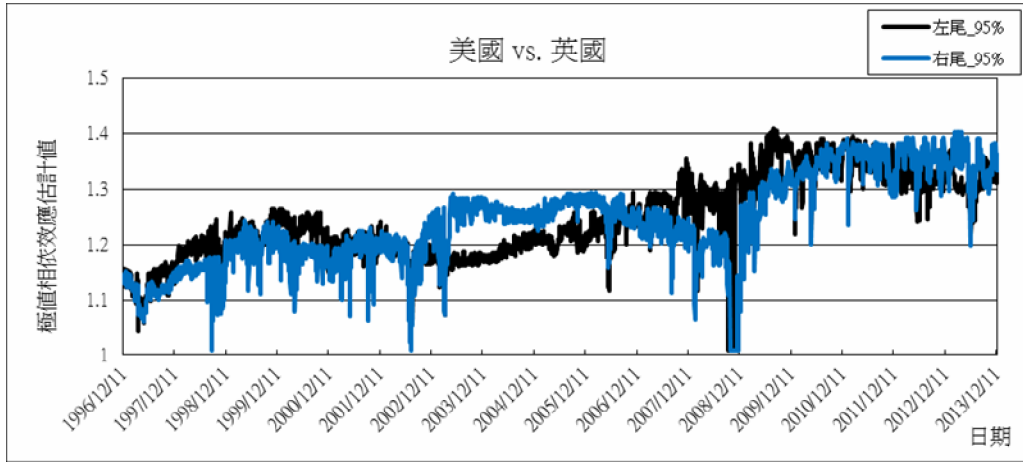


圖 2 美國與英國極端報酬相依效應

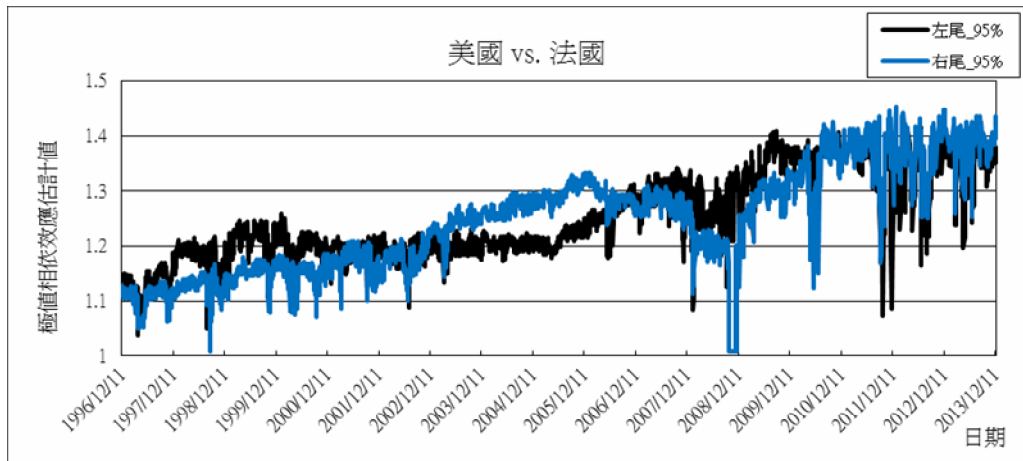


圖 3 美國與法國極端報酬相依效應

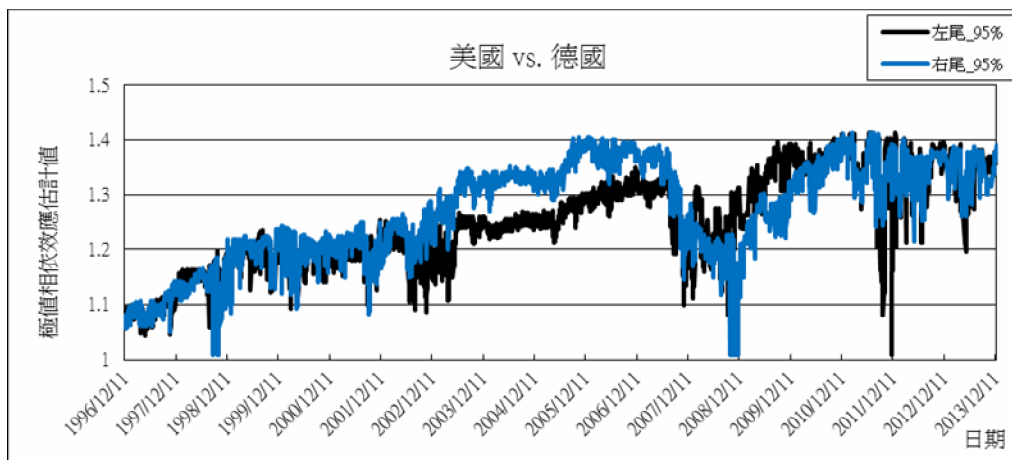


圖 4 美國與德國極端報酬相依效應

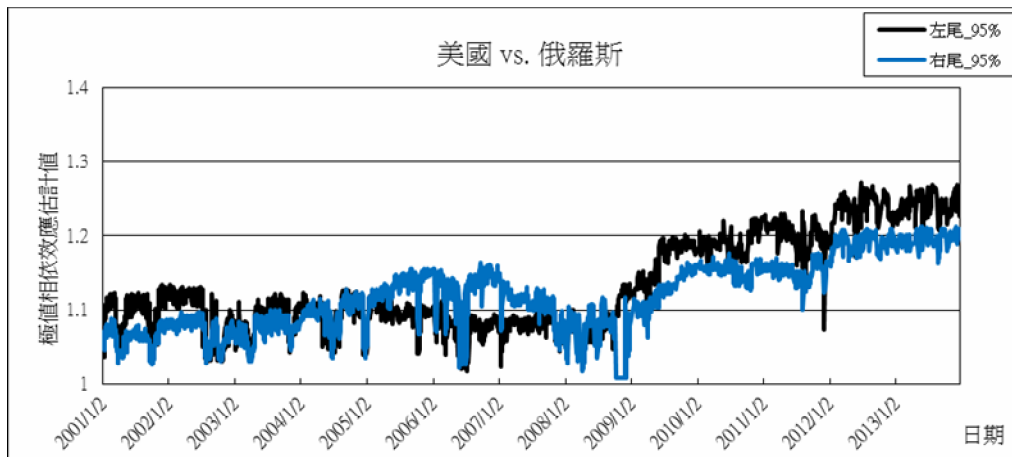


圖 5 美國與俄羅斯極端報酬相依效應

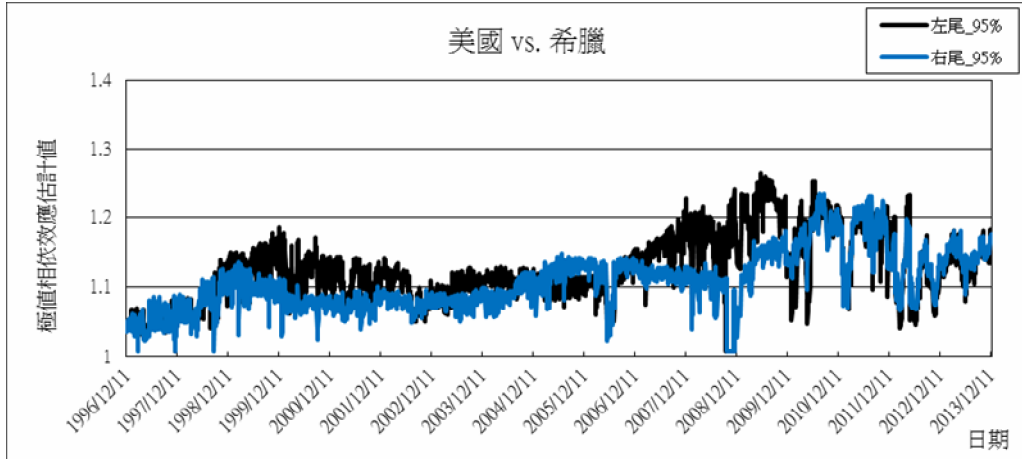


圖 6 美國與希臘極端報酬相依效應

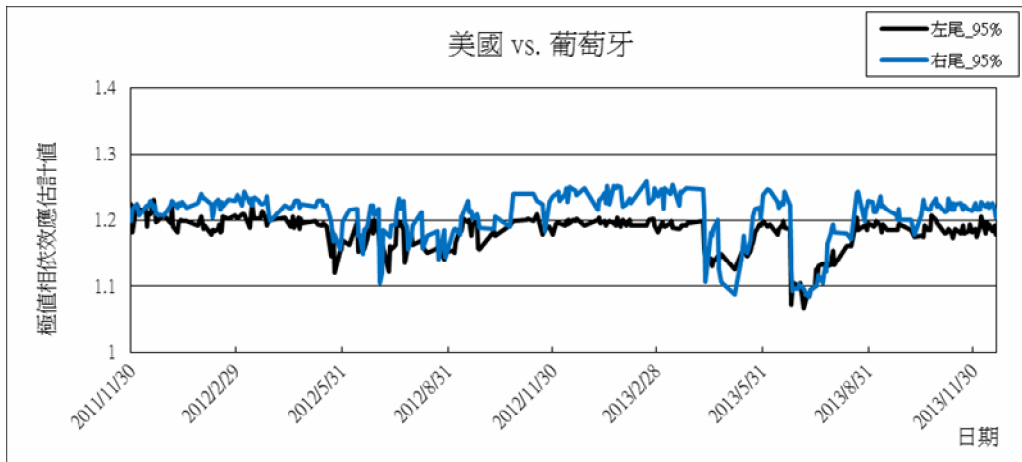


圖 7 美國與葡萄牙極端報酬相依效應

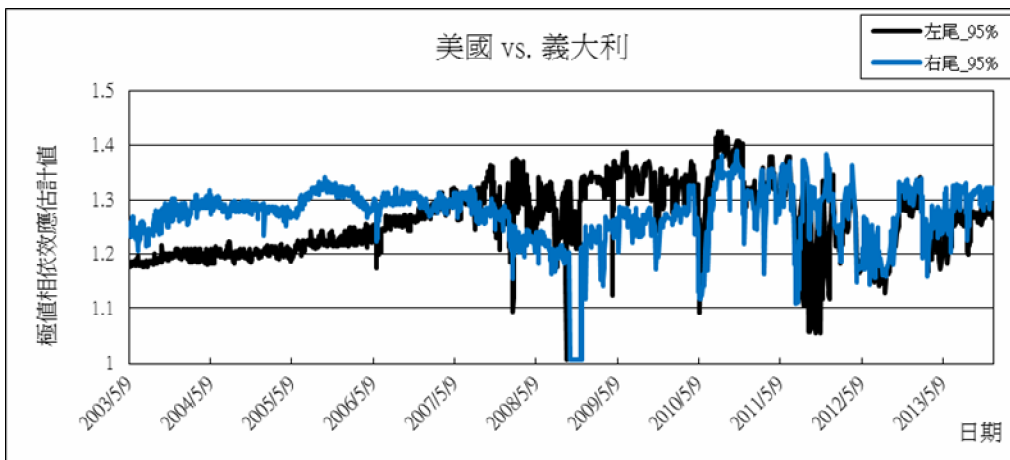


圖 8 美國與義大利極端報酬相依效應

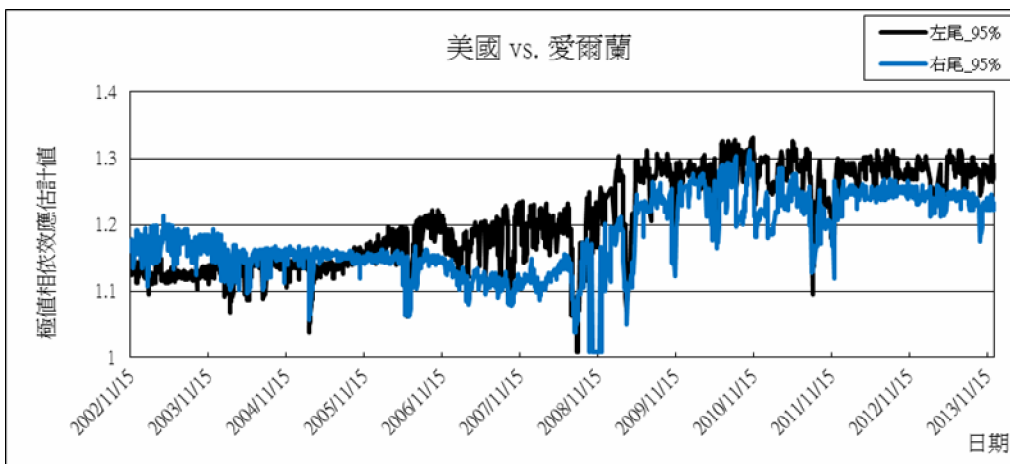


圖 9 美國與愛爾蘭極端報酬相依效應

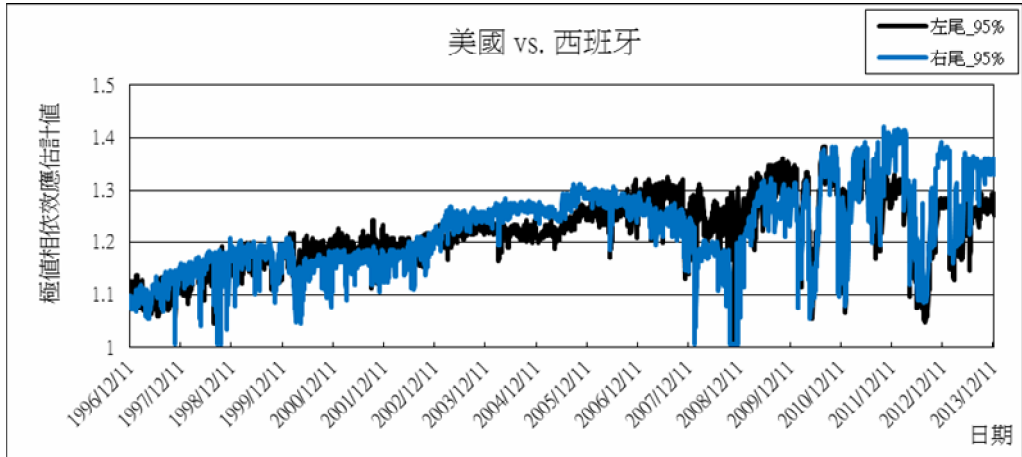


圖 10 美國與西班牙極端報酬相依效應

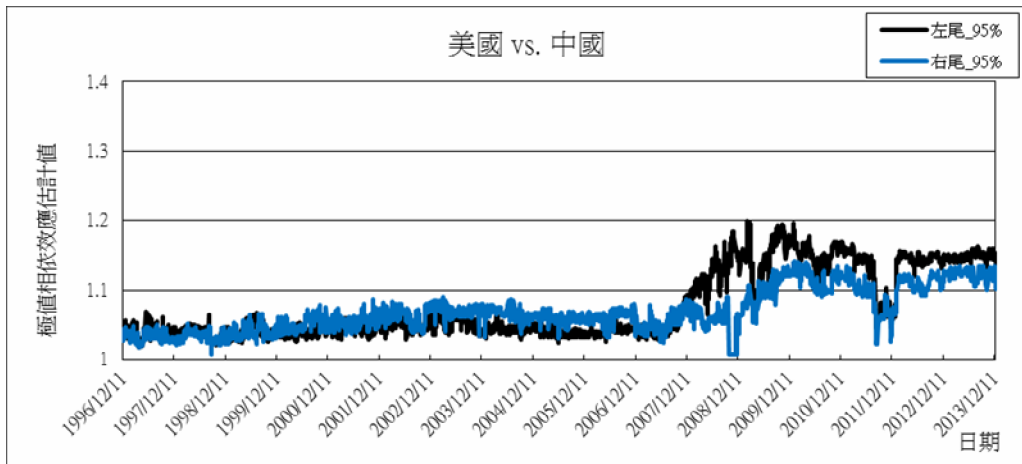


圖 11 美國與中國極端報酬相依效應

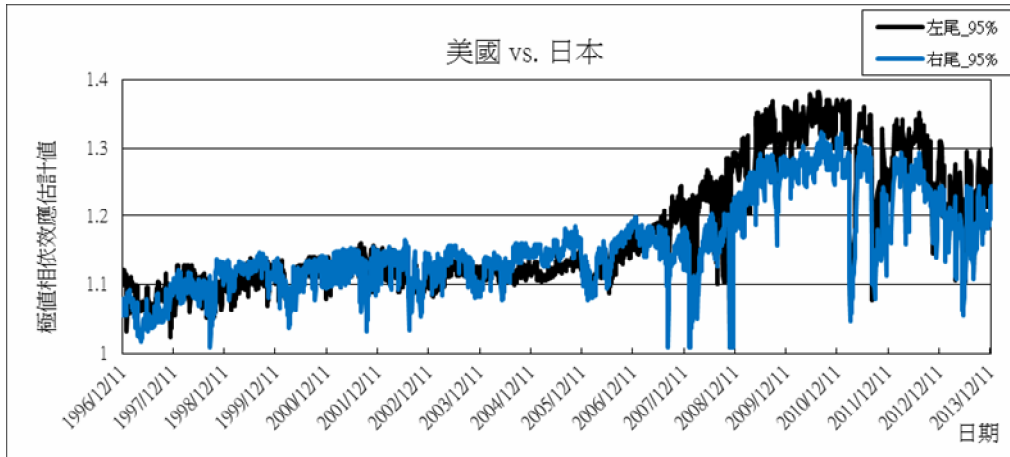


圖 12 美國與日本極端報酬相依效應

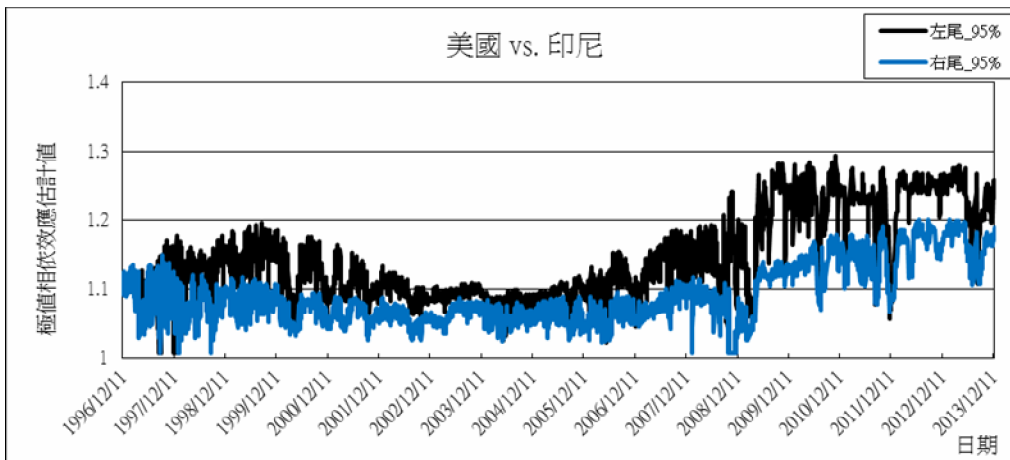


圖 13 美國與印尼極端報酬相依效應



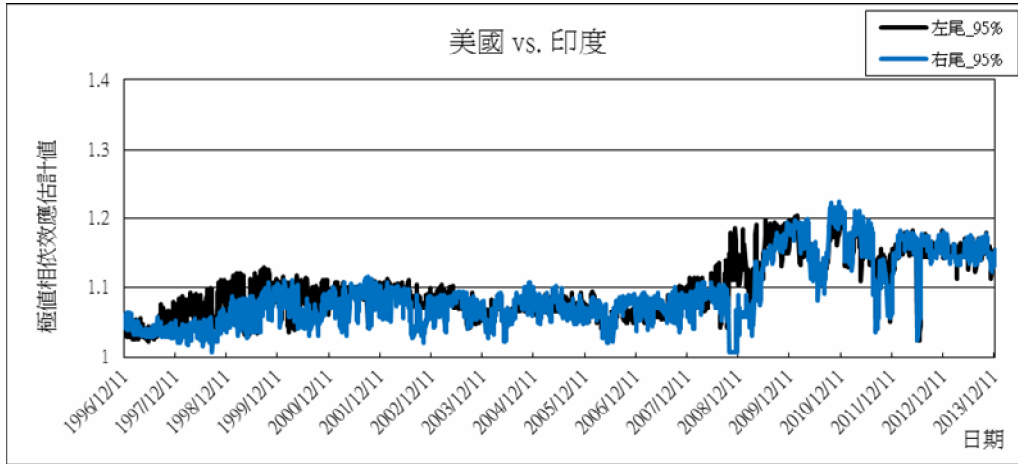


圖 14 美國與印度極端報酬相依效應

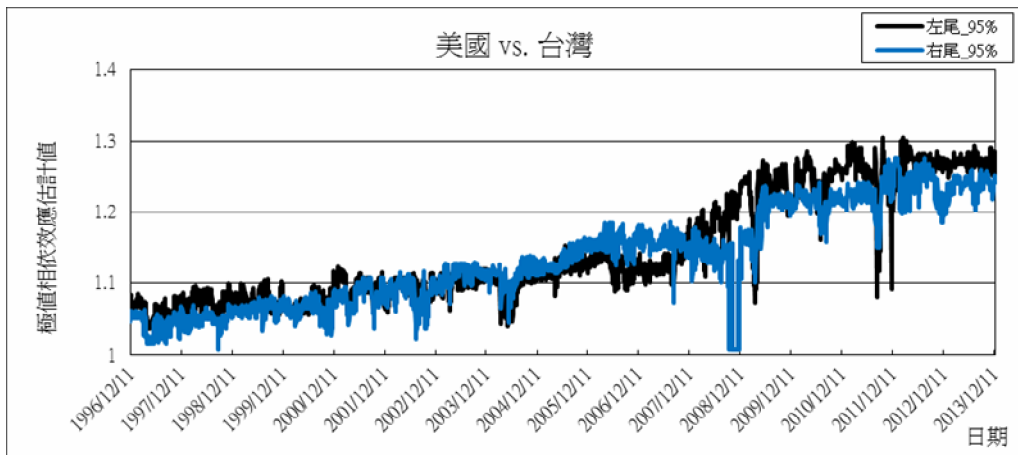


圖 15 美國與台灣極端報酬相依效應

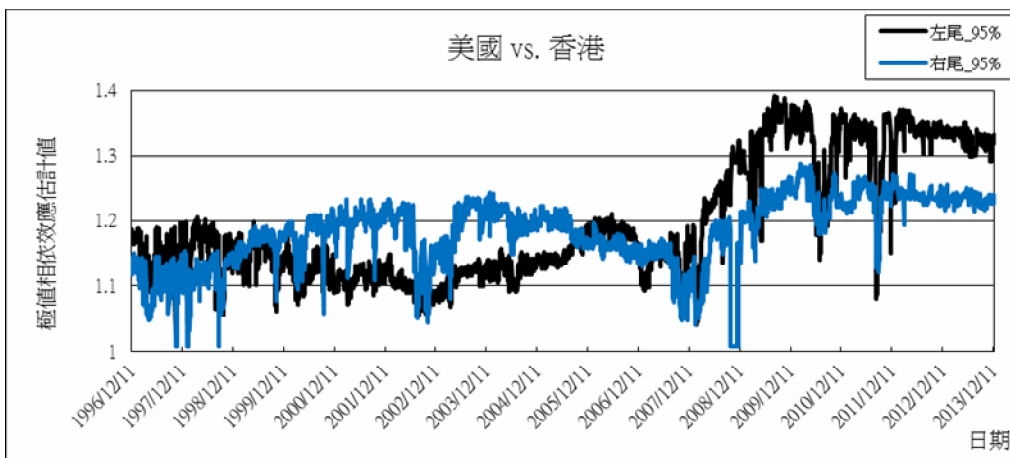


圖 16 美國與香港極端報酬相依效應

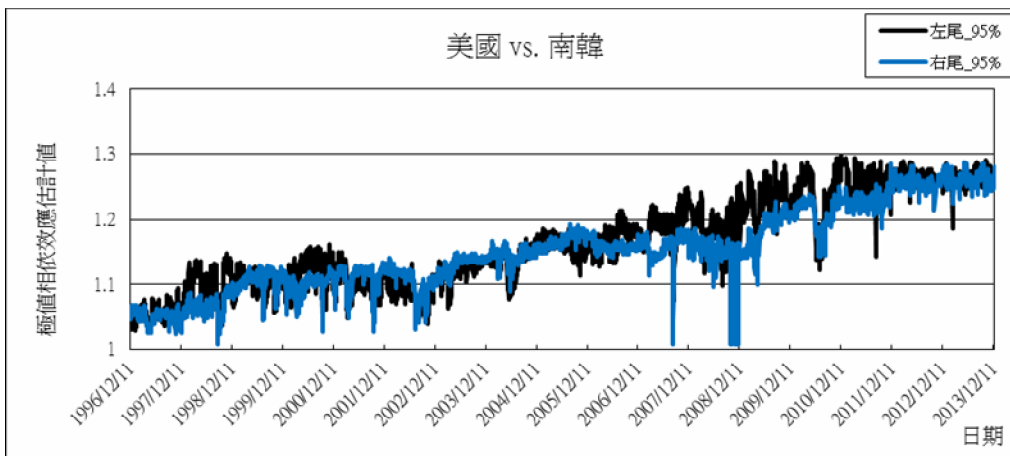


圖 17 美國與南韓極端報酬相依效應

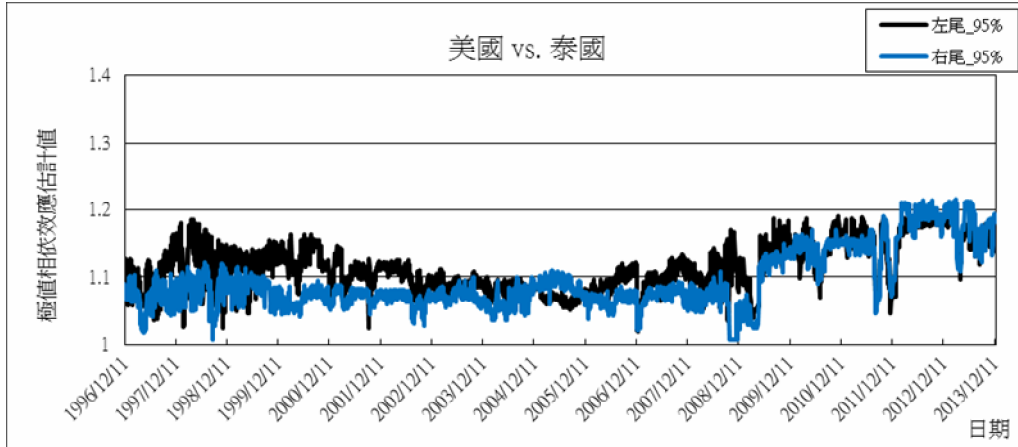


圖 18 美國與泰國極端報酬相依效應

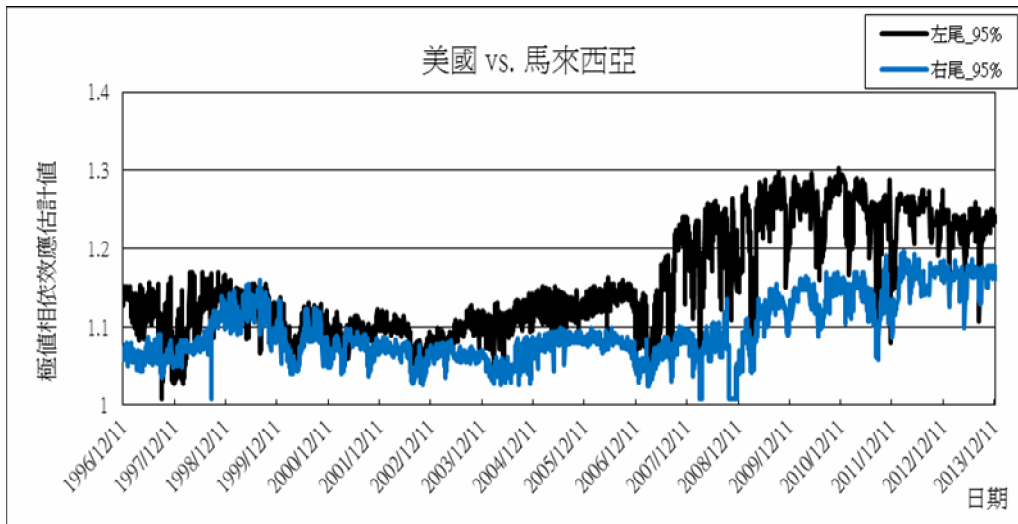


圖 19 美國與馬來西亞極端報酬相依效應

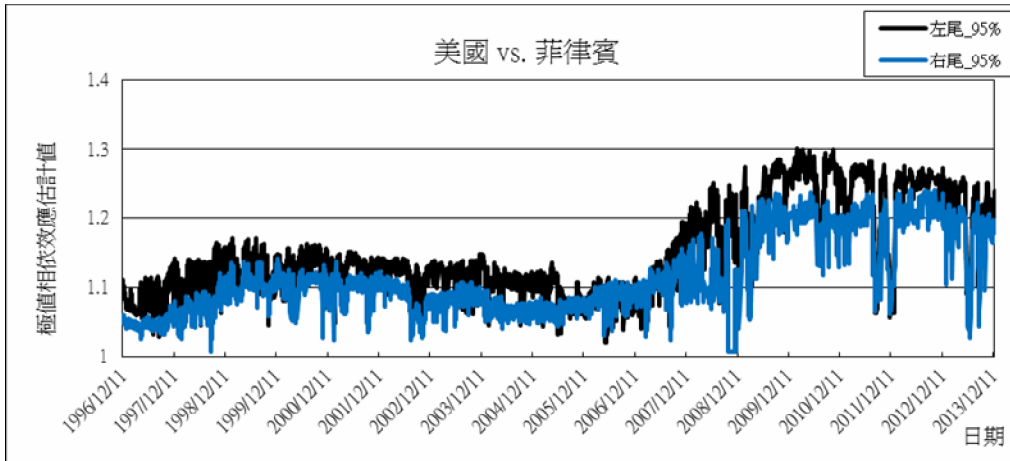


圖 20 美國與菲律賓極端報酬相依效應

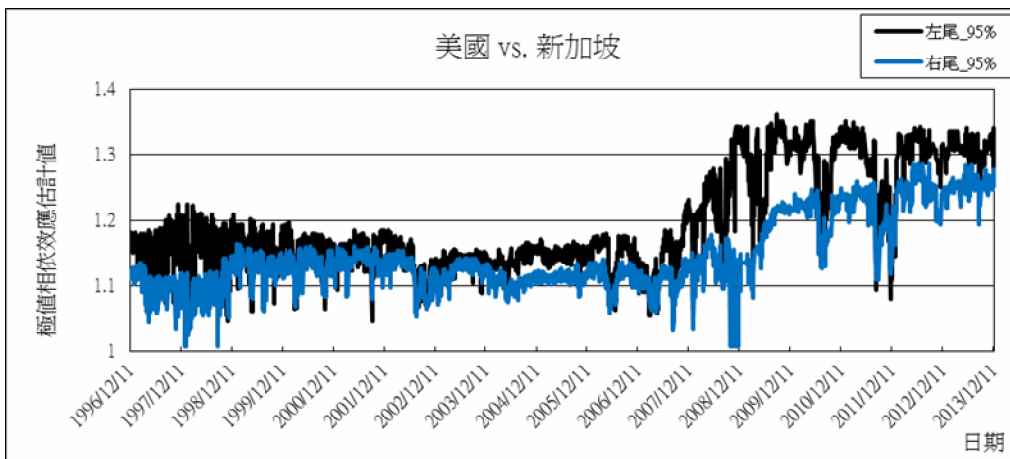


圖 21 美國與新加坡極端報酬相依效應

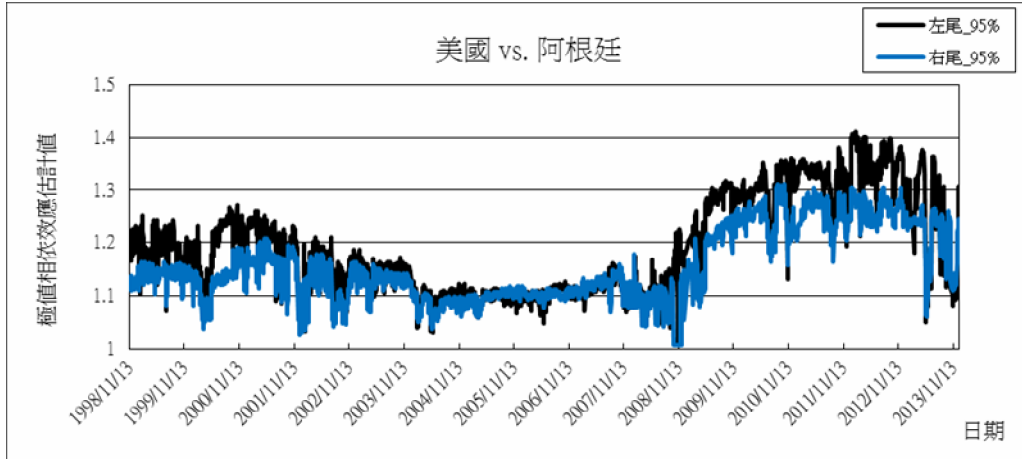


圖 22 美國與阿根廷極端報酬相依效應

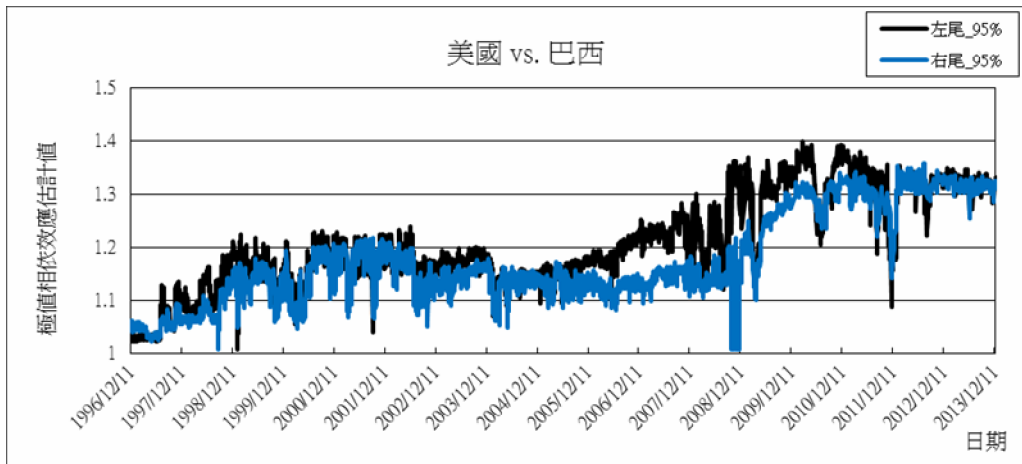


圖 23 美國與巴西極端報酬相依效應

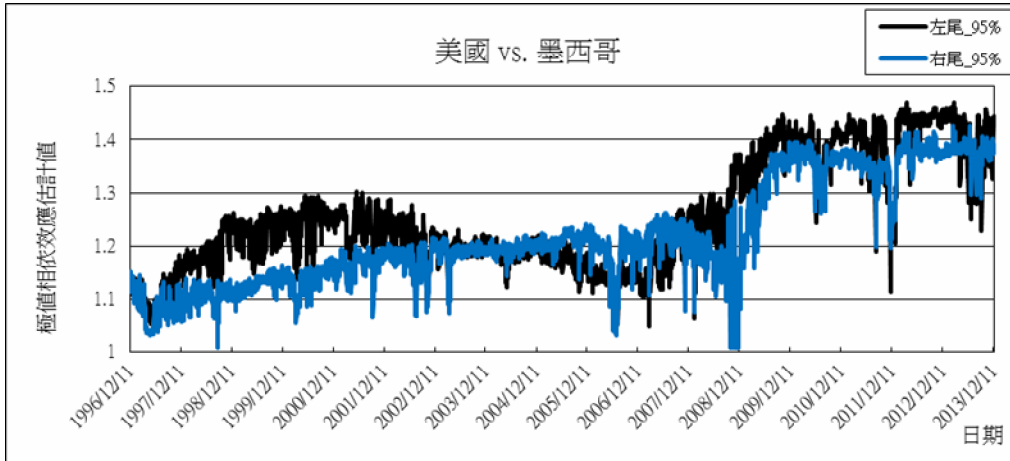


圖 24 美國與抹西哥極端報酬相依效應

## 肆、結論

為瞭解金融資產報酬尾部相依行為，及其在金融災難期間的變化以規避金融市場極端波動的風險，本文應用極值連鎖理論提出一個同時捕捉報酬分配之極值相依與異質波動特性，並降低估計偏誤的兩階段無母數估計方法，以全樣本及滾動樣本衡量 1991 年至 2013 年間美國股市與國際股市間極端報酬的相依效應行為，並且進一步比較正、負極端報酬之相依效應的行為變化是否存在差異。

綜合全樣本與滾動樣本分析之實證結果，首先本文發現在過濾報酬資料之異質波動性後，長期而言，在左尾負面衝擊部分，美國與亞洲、拉丁美洲及歐洲股市間存在高度共移或者相互依存 (interdependence) 的現象，但是卻不存在尾部相依；在右尾正面衝擊部分，美國與歐洲較大規模的股市如英國、德國及法國等股市則具有尾部相依現象，此發現與 Forbes and Rigobon (2002) 雷同。其次，本文發現美國與各國股市間左、右尾部相依函數並無差異，但若考慮滾動樣本分析，則左、右尾部相依效應會隨時間變，而且

左、右尾部相依效應的強度互有消長。例如自 2007 年 8 月美國次級房貸風暴所掀起的金融大海嘯，美國與各國股市間之左尾相依效應都有明顯遞增向上的趨勢，2010 年初再爆發歐洲債務危機，致使美國與多數股市之左尾相依效應居高不下直至 2013 年底。又如美國在 2002 年歷經網絡泡沫化與 911 恐怖攻擊等重大衝擊後，約有 5 年的時間與多數股市呈現右尾相依效應遠高於左尾的情況。再者，從全球地理位置分析，無論是聯合報酬分配的左尾或右尾，美國與歐洲股市的相依效應最大，其次是拉丁美洲，最後是亞洲，顯示美國與地理位置較接近的國家，極值相依效應會較高。最後，根據近十多年來陸續發生的金融災難分析，美國與各國股市之左尾相依效應的強度與傳染路徑會因不同的金融危機而有差異，但近期美國次級房貸危機所引發的金融大海嘯，及接踵而至的歐洲債信危機，這一連串的嚴峻的危機如同 Brière et al. (2012) 所言，已經成爲一結合市場風險、信用風險與流動性風險的綜合風險，其影響範圍不再侷限於某特定區域，而是蔓延到全球金融市場。

根據實證結果與金融危機事件的驗證，本文以全樣本與滾動樣本方式來衡量報酬資料之極值相依效應，能有效考慮金融危機對各國股市間的連動影響。另外，建議未來可利用本文所提出之滾動樣本極值連鎖理論延伸討論國際股市、匯市與債市的極值相依效應。此外，更可進一步研究有哪些總體經濟因素或其他因素會顯著影響股市間之極值相依效應。

(收件日期爲民國 102 年 10 月 13 日，接受日期爲民國 104 年 5 月 10 日)

## 參考文獻

### 一、中文部分

王冠閔，2007，「不對稱訊息下台灣股匯市與美國股市蔓延效果之預測檢定」，人文暨社會科學期刊，3：69-80。

### 二、英文部分

Ahmad, W., S. Sehgal, and N. R. Bhanumurthy, 2013, "Eurozone Crisis and BRIICKS Stock Markets: Contagion or Interdependence?" *Economic Modeling*, 33: 209-225.

Ang, A. and G. Bekaert, 2002, "International Asset Allocation with Regime Shifts," *The Review of Financial Studies*, 15: 1137-1187.

Arestis, P., G. M. Caporale, A. Cipollini, and N. Spagnolo, 2005, "Testing for Financial Contagion between Developed and Emerging Markets during the 1997 East Asian Crisis," *International Journal of Finance and Economics*, 10: 359-367.

Barone-Adesi, G., F. Bourgoin, and K. Giannopoulos, 1998, "Market Risk: Don't Look Back," *Risk*, 11: 100-103.

Bekiros, S. D. and D. A. Georgoutsos, 2008, "The Extreme-value Dependence of Asia-Pacific Equity Markets," *Journal of Multinational Financial Management*, 18: 197-208.

Boyer, B. H., M. S. Gibson, and M. Loretan, 1997, *Pitfalls in Tests for Changes in Correlation*, Washington, D. C.: Federal Reserve Board International Finance Division.

Boyer, B. H., T. Kumagai, and K. Yuan, 2006, "How Do Crises Spread? Evidence from Accessible and Inaccessible Stock Indices," *Journal of Finance*, 61: 957-1003.



- Brière, M., A. Chappelle, and A. Szafarz, 2012, "No Contagion, Only Globalization and Flight to Quality," *Journal of International Money and Finance*, 31: 1729-1744.
- Candelon, B., A. Hecq, and W. F. C. Verschoor, 2005, "Measuring Common Cyclical Features during Financial Turmoil: Evidence of Interdependence not Contagion," *Journal of International Money and Finance*, 24: 1317-1334.
- Celik, S., 2012, "The More Contagion Effect on Emerging Market: The Evidence of DCC-GARCH Model," *Economic Modelling*, 29: 1946-1959.
- Chan-Lau, J. A., D. J. Mathieson, and J. Y. Yao, 2004, "Extreme Contagion in Equity Markets," *IMF Staff Papers*, 51: 386-408.
- Chan, K. F., S. Treepongkaruna, R. Brooks, and S. Gray, 2011, "Asset Market Linkages: Evidence from Financial, Commodity and Real Estate Assets," *Journal of Banking and Finance*, 35: 1415-1426.
- Cho, J. H. and A. M. Parhizgari, 2008, "East Asian Financial Contagion Under DCC-GARCH," *International Journal of Banking and Finance*, 6: 17-30.
- Cotter, J., 2001, "Margin Exceedences for European Stock Index Futures Using Extreme Value Theory," *Journal of Banking and Finance*, 25: 1475-1502.
- Dajcman, S., 2013, "Forbes and Rigobon's Method of Contagion Analysis with Endogenously Defined Crisis Periods-An Application to Some of Eurozone's Stock Markets," *Engineering Economics*, 24: 291-299.
- Danielsson, J. and C. G. de Vries, 1997, "Tail Index and Quantile Estimation with Very High Frequency Data," *Journal of Empirical Finance*, 4: 241-257.
- Danielsson, J., and C. G. de Veries, 2000, "Value-at-Risk and Extreme Returns," *Annales d'Économie et de Statistique*, 60: 239-270.
- De Haan, L. and J. de Ronde, 1998, "Sea and Wind: Multivariate Extreme at Work," *Extreme*, 1: 7-45.
- Embrechts, P., A. McNeil, and D. Straumann, 1999, "Correlation: Pitfalls and Alternatives," *Risk Magazine*, May: 67-71.
- Forbes, K. J. and R. Rigobon, 2002, "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements," *Journal of Finance*, 57: 2223-2261.

- Fujii, E., 2005, "Intra and Inter-regional Causal Linkages of Emerging Stock Markets: Evidence from Asia and Latin America in and out of Crises," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15: 315-342.
- Gallo, G. M. and E. Otranto, 2008, "Volatility Spillovers, Interdependence and Comovements: a Markov Switching Approach," *Computational Statistics & Data Analysis*, 52: 3011-3026.
- Gao, X., H. An, W. Fang, X. Huang, H. Li and W. Zhong, 2014, "Characteristics of the Transmission of Autoregressive Sub-Patterns in Financial Time Series," *Scientific Report*, 4: 19.
- Gouriéroux, C., 1997, *ARCHModel and Financial Applications*, NY: Springer Press.
- Guidolin, M. and A. Timmermann, 2006, "An Econometric Model of Nonlinear Dynamics in the Joint Distribution of Stock and Bond Returns," *Journal of Applied Econometrics*, 21: 1-22.
- Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. Ng, 1990, "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 3: 281-307.
- Hartmann, P., S. Straetmans, and C. G. de Vries, 2004, "Asset Market Linkages in Crisis Periods," *Review of Economics and Statistics*, 86: 313-326.
- Herrera, R. and S. Eichler, 2011, "Extreme Dependence with Asymmetric Thresholds: Evidence for the European Monetary Union," *Journal of Banking and Finance*, 35: 2916-2930.
- Hill, B. M., 1975, "A Simple General Approach to Inference about the Tail of a Distribution," *The Annals of Statistics*, 3: 1163-1174.
- Huang, X., 1992, *Statistics of Bivariate Extreme Value*, Ph. D. thesis, Erasmus University Rotterdam.
- Jansen, D. W. and C. G. de Vries, 1991, "On the Frequency of Large Stock Returns: Putting Booms and Busts into Perspective," *Review of Economics and Statistics*, 73: 18-24.
- Kanas, A., 2000, "Volatility Spillovers between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence," *Journal of Business Finance and Accounting*, 27: 447-467.
- King, M. A. and S. Wadhvani, 1990, "Transmission of Volatility between Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 3: 5-33.

- Koedijk, K. G., P. A. Stork, and C. G. de Vries, 1992, "Differences between Foreign Exchange Rate Regimes: The View from the Tails," *Journal of International Money and Finance*, 11: 462-473.
- Lee, S. B. and K. J. Kim, 1993, "Does the October 1987 Crash Strengthen the Co-movements among National Stock Markets," *Review of Financial Economics*, 3: 89-102.
- Lee, H. Y., H. C. Wu, and Y. J. Wang, 2007, "Contagion Effect in Financial Markets after the South-East Asia Tsunami," *Research in International Business and Finance*, 21: 281-296.
- Longin, F. and B. Solnik, 1995, "Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990?" *Journal of International Money and Finance*, 14: 3-26.
- Longin, F. and B. Solnik, 2001, "Extreme Correlation of International Equity Markets," *Journal of Finance*, 56: 649-676.
- McNeil, A. J. and R. Frey, 2000, "Estimation of Tail-related Risk Measures for Heteroscedastic Financial Time Series: An Extreme Value Approach," *Journal of Empirical Finance*, 7: 271-300.
- Peng, L., 1999, "Estimation of the Coefficient of Tail Dependence in Bivariate Extremes," *Statistics and Probability Letters*, 43: 399-409.
- Poon, S. H., M. Rockinger, and J. Tawn, 2003, "Modeling Extreme Value Dependence in International Stock Markets," *Statistica Sinica*, 13: 929-953.
- Poon, S. H., M. Rockinger, and J. Tawn, 2004, "Extreme Value Dependence in Financial Markets: Diagnostics, Models, and Financial Implications," *Review of Financial Studies*, 17: 581-610.
- Quintos, C., Z. Fan, and P. C. B. Phillips, 2001, "Structural Change Tests in Tail Behavior and the Asian Crisis," *Review of Economic Studies*, 68: 633-663.
- Ramchand, L. and R. Susmel, 1998, "Volatility and Cross Correlation across Major Stock Markets," *Journal of Empirical Finance*, 5: 397-416.
- Rodriguez, J. C., 2007, "Measuring Financial Contagion: A Copula Approach," *Journal of Empirical Finance*, 14: 401-423.
- Stărică, C., 1999, "Multivariate Extremes for Models with Constant Conditional Correlations," *Journal of Empirical Finance*, 6: 515-553.

- Støve, B., D. Tjøstheim, and K. O. Hufthammer, 2014, "Using Local Gaussian Correlation in a Nonlinear Re-examination of Financial Contagion," *Journal of Empirical Finance*, 25: 62-82.
- Straetmans, S., 1998, *Extreme Financial Returns and their Comovements*, Ph. D. thesis, Erasmus University Rotterdam.
- Straetmans, S. T. M., W. F. C. Verschoor, and C. C. P. Wolff, 2008, "Extreme US Stock Market Fluctuations in the Wake of 9/11," *Journal of Applied Econometrics*, 23: 17-42.
- Susmel, R. and R. F. Engel, 1994, "Hourly Volatility Spillovers between International Equity Markets," *Journal of International Money and Finance*, 13: 3-25.
- Tai, C. S., 2007, "Market Integration and Contagion: Evidence from Asian Emerging Stock and Foreign Exchange Markets," *Emerging Markets Review*, 8: 264-283.

# Extreme Dependence Behavior between US and International Equity Markets: Application of Extreme Linkage Theory\*

Tzu-Chuan Kao\*\*, Chu-Hsiung Lin\*\*\*, and Wei-Shun Kao\*\*\*\*

## Abstract

The study applies extreme linkage theory to measure the tail dependence behavior of returns distribution between US and international stock markets from 1991 to 2013. The proposed method is a two stage non-parametric estimation method which can efficiently measure the extreme dependence of the conditional distribution of the heteroscedastic returns series and minimize estimation bias. Firstly the empirical analysis demonstrates that when negative shocks occur there are high level market co-movements or interdependence between

---

\* We would like to thank the editors and two anonymous referees for helpful suggestions and excellent comments. The corresponding author is grateful to the financial support from the National Science Foundation of Taiwan (NSC 98-2410-H-168-005).

\*\* Associate professor, Department of Finance and Banking, Kun Shan University. Corresponding Author. TEL:+88662050622, Email: [tzuchuan@mail.ksu.edu.tw](mailto:tzuchuan@mail.ksu.edu.tw).

\*\*\* Professor, Department of Finance, National Kaohsiung First University of Science and Technology.

\*\*\*\* Ph.D., Graduate Institute of Finance and Banking, National Kaohsiung First University of Science and Technology.

US and Asian, Latin American and European stock markets, but there are no tail dependence. When positive shocks occur there are tail dependence between US and European larger stock markets such as Britain, Germany and France. Secondly the left and right tail dependence function of return distribution between the US and international stock markets are not different, but rolling sample estimation finds the left and right tail dependence time-varying. Thirdly countries geographically near US have high left and right tail dependence with US. Finally we find that the impacts of financial crisis on dependence and contagion pattern vary across different financial crises. In particular, the US subprime mortgage crisis in 2007 triggered the financial tsunami and the European debt crisis, and spillover its effects on market, credit, and liquidity risks, from local financial market to the global financial markets.

**Key Words:** Theory of Extreme Linkage, Bivariate Extreme Value Analysis, Tail Dependence Function, Extreme Dependence, Extreme O-movement, Contagion

**JEL Classification:** F30, G10, G15, C10