

金融風險管理季刊
民96，第三卷，第二期，31-58

外匯極值行為之研究*

A Study on the Behavior of Extreme Value for Foreign Exchange Rate

林楚雄**

Chu-hsiung Lin

國立高雄第一科技大學風險管理與保險系教授
Professor, Department of Risk Management and
Insurance, National Kaohsiung First University of
Science and Technology

王雅玲

Ya-Ling Wang

國立高雄第一科技大學財務管理系碩士
Department of Finance, National Kaohsiung First
University of Science and Technology

王韻怡

Yun-yi Wang

國立中央大學財務金融所博士候選人
Ph.D. Candidate, Graduate Institute of Finance,
National Central University

王立勳

Richard L. Wang

國立高雄第一科技大學管理研究所博士候選人
Ph.D. Candidate, College of Management, National
Kaohsiung First University of Science and Technology

陳賢名

Hsien-Ming Chen

國立高雄第一科技大學管理研究所博士生

College of Management, National Kaohsiung First University of Science and Technology

摘要

極值行為的研究對於財務風險管理的許多領域有重要的應用，例如風險值、保證金水準、波動的估計以及資本適足額等。本文運用極值理論估計非條件與條件尾部指數以提供風險管理者掌握並預測外匯極值行為的型態與變化。本文實證研究1992年至2002年英鎊、瑞士法郎、德國馬克、日圓以及台幣5種外匯報酬率的極值行為以及估計不同頻率(日、週與月)外匯尾部指數的變化情形。實證結果為：1.匯率報酬率為Frechet極值分配(Fisher and Tippett (1928))，其中以台幣、日圓以及英鎊的極值風險較大。2.外匯日報酬率極值行為具有與時變化的胖尾分配特性，而週報酬率極值行為呈現固定的胖尾分配。3.條件尾部指數較非條件尾部指數應於風險值的估計上更為準確，因此建議風險管理應進行動態尾部指數的預測以掌握外匯的極值風險。

關鍵詞：外匯、尾部指數、修正Hill估計式、VaR-x法。

JEL分類代號：F31, C14, C53

* 感謝三位匿名審稿人寶貴的建議，使本文的內容更為充實。

** 作者通訊：林楚雄，國立高雄第一科技大學風險管理與保險系，
TEL: 886-07-6011000#4015, 1400，E-mail: chusiung@ccms.nkfust.edu.tw

Abstract

The role of extreme value has several important applications in risk management, such as Value-at-Risk, margin level, the estimate of volatility, and capital requirement. This paper uses extreme value theory in estimating unconditional and conditional tail index of five exchange rate returns. We explore three questions concerning exchange rate returns: the amount of tail-fatness, the structural change of tail index and the effects of time aggregation. The sample period is from 1992 to 2002. Our empirical results present that: (1) the five major exchange rate returns follow a Frechet extreme value distribution. (2) The daily tail index is time varying and tail index of weekly is constant over time. (3) The conditional tail index is more accurate in estimating Value-at-Risk than unconditional tail index. The results here suggest that the manager should consider conditional tail index to further control extreme exchange rate risk.

Key Words: Foreign Exchange Rate, Tail Index, Modified Hill Estimator, VaR-x.

JEL Classification: F31, C14, C53

1. 前言

近年來，隨著金融的自由化以及國際間交易活動的日趨頻繁，使得全球金融市場更加動盪不安，尤其頻繁的跨國投資活動使得企業承擔相當高的匯兌風險，因此如何了解匯率市場的極值行為以規避匯率報酬極端波動的風險，就成為學術界與實務界研究風險管理的重要課題。

根據極值理論，可在不需了解極值的正確分配下，藉由尾部指數的估計而了解金融資產極值的機率分配型態以及極值行為。此外，由於極值理論已經發展完備的極值分配統計理論以及極值漸進分配獨立於原始母體的分配的特色，使得應用極值理論於金融資產極值行為的研究更加的容易(Jansen and de Vries, 1991 ; Longin, 1996)。目前許多財務的研究更將金融資產

的極值行為應用到風險管理的議題上，例如風險值的計算、保證金水準設定、漲跌幅限制設定、波動的估計以及資本適足額等議題的探討，都可以藉由極值分配型態的估計而加以計算求得。Danielsson and de Vries(1997)、Huisman et al. (1998) 以及 Bali (2003)運用極值理論估計金融資產的極值行為以及提升風險值估計的準確性。Longin (1999)、Booth et al. (1997)、Dewachter and Gielens (1999)以及 Cotter (2001)等利用極值理論研究期貨的極值行為以求得最適保證金的水準。Bali (2003)提出應用極值理論來估計美國國庫券的利率波動。

本文運用極值理論估計尾部指數以提供風險管理者掌握並預測外匯極值行為的型態與變化。本文應用 Huisman et al. (2001) 所提出的修正 Hill 估計式估計條件尾部指數以預測未來資產價格尾部機率分配型態的

變化，並應用到最新風險管理工具－風險值的估計上。本文的研究有三點特色：第一，不僅估計非條件尾部指數以了解匯率報酬的極值行爲，並且估計條件尾部指數以預測資產未來極值行爲的動態變化，而利於進行動態的風險管理。根據 Quintos et al. (2001) 的研究指出，在進行動態風險管理時(例如風險值估計)，隱含極值行爲具有與時變化的特性。換言之，若金融資產極值行爲隨著時間經過而改變時，則表示資產價格的極值分配產生變化，此時資產部位所承擔的極值風險是與時變動的。因此當進行風險管理時，除了正確衡量金融資產極值行爲的型態之外，尚必須進行與時變化極值行爲的估計，才能掌握金融資產尾部分配型態的變化以進行動態風險的控管。第二，本文應用修正 Hill 估計式估計與時變化的尾部指數，不僅避免有母數法必須對分配進行假設以及資料不足的估計問題 (Jansen and de Vries, 1991 以及 Danielsson and de Vries, 1997)，此外也解決了無母數法 Hill 估計式在進行條件尾部指數估計時，可能面臨小樣本估計的偏誤問題以及避免在估計尾部指數時必須面臨事前如何決定最適尾部觀察數目的問題 (Huisman et al., 2001)，尤其當進行條件尾部指數估計時，事前決定最適尾部觀察數目的問題將更爲繁重。第三，本文分析不同頻率(日與週資料)下，外匯資產價格的尾部行爲是否具有與時變化的特性，爲了分析亞洲金融風暴對國際上主要匯率報酬率尾部指數是否具有結構性的影響，本文在樣本的選擇上以

1992 年至 2002 年爲分析期間，並以 Quintos et al. (2001) 提出的 recursive 檢定法，檢定亞洲金融風暴前後國際上主要匯率報酬率尾部指數是否具有結構性的改變。除此之外，本文亦分別估計資產報酬率的左右尾部極值行爲，以提供風險管理者完整掌握並預測外匯極值行爲的型態與變化。本文其餘的內容如下：第二節主要回顧研究金融資產尾部指數相關之文獻；第三節爲研究方法的說明；第四節爲實證研究；最後爲結論與建議。

2. 文獻回顧

本節主要回顧應用極值理論於金融資產極值行爲研究議題上的相關文獻，包括探討極值行爲的尾部型態、尾部指數的穩定性以及尾部指數估計方法等相關文獻，據以建立本文研究極值行爲的議題以及研究方法的基礎。

由於極值理論已經發展完備的極值分配統計理論以及極值漸進分配獨立於原始母體的分配的特色，使得應用極值理論於金融資產極值行爲的研究更加的容易。目前已有許多的文獻運用極值理論於金融資產極值分配或尾部指數的探討上，例如 Koedijk et al. (1990), Hols and de Vries (1991), Jansen and de Vries (1991), Koedijk et al. (1992), Danielsson and de Vries (1997) 以及 Huisman et al. (2001) 等利用極值理論探討外匯的極值分配與型態。Loretan and Phillips (1994), Longin (1996), Lux (1998), Jondeau

and Rockinger (2003)以及 Longin (2001)等則探討股市的極值行爲。以上這些的實證結果證實金融資產的極值分配爲具有胖尾的分配型態。

此外，許多學者進一步研究金融資產的尾部指數是否具有結構性改變的特性。當尾部指數發生結構性的改變甚至具有與時變化的特性時，動態尾部指數的估計對於風險值的估算有著相當重要的涵義。當尾部指數發生結構性改變或是具有與時變化的特性，隱含未來所承受的極端風險會改變，此時應根據不同的尾部指數進行動態的風險衡量與控管，如此才能隨時認知其持有部位在極端市場波動下的可能損失額度。Koedijk et al. (1992)針對8個主要西歐國家貨幣兌換美元之即期匯率週報酬資料進行結構性改變檢定，實證結果發現大部分西歐國家的匯率尾部指數並沒有發生結構性的變化。Longin (1996)應用極值理論研究1885年至1906年美國股票之日報酬資料，檢定尾部極值之漸進分配是否具有時間穩定性(time stability)的特性，實證結果亦發現尾部指數並無顯著性地改變。此外，Phillips and Loretan (1994)以及 Boothe and Glassman (1987)也獲得尾部指數是穩定的結論。Jondeau and Rockinger (2003)利用最大概似估計法針對已開發市場、亞洲市場、東歐市場以及拉丁美洲等二十個國家之股價指數日資料以概度比檢定法進行實證研究，研究發現各個市場內國家間左右尾之報酬分配是爲相似並且尾部指數是固定值，雖然所有國家的實證結果發現尾部指

數的位置參數與規模參數是會隨著時間經過而改變的。以上這些學者的實證結果皆發現金融資產尾部指數並未發生結構性改變的現象。然而 Phillips and Loretan (1990)研究匯率制度的改變是否會影響尾部指數的特性以及 Pagan and Schwert (1990)研究股價的極值行爲，卻發現尾部指數發生結構性改變的事實。最近 Quintos et al. (2001)檢定亞洲地區三個國家之股價指數日資料於釘住匯率轉變成浮動利率制度前後期的尾部指數是否有改變，檢定結果發現馬來西亞與印度尼西亞支持了尾部指數有結構性的變化。此外，Quintos et al. (2001)進一步檢定1995年至1997年期間泰國、馬來西亞以及印度尼西亞股價指數日資料的尾部指數動態變化，研究結果指出了馬來西亞股價指數與印度尼西亞股價指數之尾部型態於1997年的亞洲金融風暴發生的期間開始呈現向下的趨勢，亦即尾部型態呈現更爲厚尾的現象，隱含極端事件在這時期中發生的可能性增加。

文獻上在估計尾部指數的方法分爲參數法與無母數法兩種。參數法包含最大概似估計法(the maximum likelihood method)與迴歸估計法(regression method)兩種(Longin, 1996)。Jansen and de Vries (1991)指出無母數估計法因爲不需假設極值是正確來自於某種極限分配而較最大概似估計式有效率。Koedijk et al. (1992)延續 Akgiray et al. (1988)針對12個拉丁美洲國家極值行爲之研究，亦發現無母數法相較於最大概似估計法來得有效率。Danielsson and de Vries

(1997)實證結果亦指出在非常態分配下無母數估計法相較於參數估計法可獲得較低的偏誤程度與較小的均方誤 (mean squared error)。此外，Longin (1996)指出利用最大概似估計法進行實證研究時，必須所選取之樣本區間超過半年，如此所估計出來的尾部指數才能描述尾部分配的極值行爲。Jondeau and Rockinger (2003)更進一步指出若從金融序列資料存在高階相依特性的觀點來看，所選取之樣本區間必須足夠長才能滿足所選取之樣本符合獨立同態分配 (independently identical distribution, i.i.d.)。然而，當要滿足選取樣本區間長度時，可能因爲樣本資料太少而使得參數估計法在實際應用上受到限制。

在無母數法的估計式中，很多的研究文獻證明Hill估計式爲一個較好的尾部指數估計法。Mason (1982)證明Hill估計式具有漸進不偏與一致性。Longin (1996)指出Hill尾部指數估計式較Pickands尾部指數估計式更具有效性。Kearns and Pagan (1997)實證亦發現在無母數方法中，以Hill估計式具有最佳的估計特性。然而，許多的文獻也指出Hill估計式存在兩個問題。Pictet et al. (1996)以及Huisman et al. (2001)指出在小樣本下，Hill估計式容易產生偏誤的問題。此外，如何決定尾部觀察數目以進行尾部指數的估計是無母數估計法中的一個重要的問題，許多文獻提出如何決定最適尾部觀察數目的方法，例如DuMouchel (1983), Jansen and de Vries (1991), Koedijk and Kool (1994), Beirlant et al. (1996)以及Reiss and

Thomas (1997)等。

Huisman et al. (2001)以及Quintos et al. (2001)指出Hill估計式的問題在於決定一最適尾部觀察數目。當選取過多之尾部觀察數目時，雖然會降低尾部指數估計值的變異程度，但卻會造成尾部指數估計值之偏誤；反之，尾部觀察數目不足會減少尾部指數之偏誤，卻會造成尾部指數之變異程度。Quintos et al. (2001)則進一步指出不適之尾部觀察數目將導致檢定尾部指數是否存在結構性改變時得到錯誤的結果。由上述分析可知，當要進行動態尾部指數估計時，運用Hill估計式進行尾部指數的估計，可能會造成小樣本估計偏誤以及如何決定尾部觀察數目的兩難問題。Huisman et al. (2001)針對Hill估計式的兩個問題，提出一個在小樣本下具有不偏的特性以及不須在求算尾部指數時事先決定尾部觀察數目的修正Hill尾部指數估計式。因此當進行動態風險管理時，Huisman et al. (2001)的估計式便可免除須事先決定一最適尾部觀察數目之繁雜的程序，而且對於樣本不足或是必須將資料切割成爲小樣本時，也提供一個尾部指數不偏估計值。

3. 研究方法

本文主要利用極值理論來研究外匯資產的極值行爲，並採取無母數估計法估計尾部指數以研究外匯資產的極值分配型態以及與時變化的情形。極值理論主要探討極大值或極小值的極限分配，亦即描述尾

部觀察值的行爲，而非極值的真正分配型態。根據 Gumbel (1958) 的證明，若價格變動 X_1, X_2, \dots, X_n 來自於同分配的統計獨立隨機變數，其中， $l \leq X_i \leq u$ 。極大值與極小值分別為 n 個隨機變數 X_i 之最大報酬與最小報酬。令 f_x 為隨機變數 X 之機率密度函數； F_x 為隨機變數 X 之累積機率密度函數。以極大值為例說明： Y_n 代表 n 個交易日之最大報酬，則極大值的真正分配為：

$$F_{Y_n}(x) = [F_x(x)]^n \quad (1)$$

由(1)式可知，極大值的累積分配函數 $F_{Y_n}(x)$ 主要視母體累積分配函數隨機變數 X 值之非常大的正值而定。因此，有關於極值分配的資訊主要在於分配的尾端。然而，極值分配的真正型態並非極值理論所關心的問題。因為實際上母體的分配 F 並未明確的獲知，所以極值分配的真正型態亦無從獲悉。因此極值理論著重於極大值與極小值的漸進分配型態的研究。

極大值與極小值的極限分配型態為何，可透過 Fisher and Tippett (1928) 導出極值行爲的三種極限分配型態而了解。利用 Fisher and Tippett (1928) 定理，可知經過標準化的極大值統計量 $\frac{Y_n - \beta_n}{\alpha_n}$ 會弱收斂 (weakly converge)。其中， β_n 為位置參數，相當於平均數； α_n 為規模參數，相當於標準差， $\alpha_n > 0$ 表示離散程度。Fisher and Tippett (1928), Gnedenko (1943), Hols and de

Vries (1991) 指出標準化之統計量 $\frac{Y_n - \beta_n}{\alpha_n}$ 漸進分配必定屬於 Gumbel 分配、Frechet 分配以及 Weibull 分配等三種極限分配 (asymptotic distribution) 中之一種：

Gumbel 分配：

$$F_Y(y) = \exp(-e^{-y})$$

當 $y \in \mathfrak{R}$ ， \mathfrak{R} 表示實數。 (2)

Frechet 分配：

$$F_Y(y) = \begin{cases} \exp(-y^\alpha) & \text{當 } y > 0 \ (\gamma > 0) \\ = 0 & \text{當 } y \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

Weibull 分配：

$$F_Y(y) = \begin{cases} \exp(-(-y)^{-\alpha}) & \text{當 } y < 0 \ (\gamma < 0) \\ = 1 & \text{當 } y \geq 0 \end{cases} \quad (4)$$

其中 α 稱為形狀參數，主要決定尾部的分配型態，其數值表示有限動差的最大階數。Jenkinson (1955) 導出可涵蓋上述三種分配的一般化極值分配的模型。令標準化極大值統計量之極限分配定義為：

$$F_Y(y) = \begin{cases} \exp\left[-(1 + \gamma \cdot y)^{\frac{1}{\gamma}}\right] & \text{若 } 1 + \gamma y > 0 \text{ 且 } \gamma \neq 0 \\ = \exp(-\exp(-y)) & \text{若 } \gamma = 0 \end{cases} \quad (5)$$

其中， $\alpha = -1/\gamma$ ， γ 稱為尾部指數(tail index)。若 $\gamma > 0$ ，表示為第二類型 Frechet 分配，例如柯西分配及 t 分配屬之。若 $\gamma < 0$ ，則為第三類型 Weibull 分配。若 $\gamma = 0$ ，表示為第一類型 Gumbel 分配，其尾部形狀呈現指數遞減的特徵例如常態及 Gamma 分配等。

本研究應用 Huisman et al. (2001)所提出修正 Hill 估計式估計不同頻率下外匯資產的非條件尾部指數以探討外匯的極值行為，並應用此法估計條件尾部指數以進行風險值的估計。以下說明 Huisman et al. (2001)估計尾部指數的方法：

假設從一未知的厚尾分配抽取一組 n 個正的彼此獨立之樣本。令 $X(i)$ 為第 i 個順序統計量並且 $X(i) \geq X(i-1)$ ， $i = 2, \dots, n$ 。假設從分配之右尾選擇 k 個觀察值以估計尾部指數，則 Hill (1975)的尾部指數估計式 (7)如下：

$$\gamma(k) = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \ln(X(n-j+1)) - \ln(X(n-k)) \quad (6)$$

其中， γ 為條件柏拉圖(Pareto)分配之最大似估計式， n 為資料總個數， k 為尾部資料總數目。根據 Hall (1982)以及 Goldie and Smith (1987)的推導結果，Hill 估計式具有平均數為零，變異數為 γ^2 的漸近常態分配；亦即， $\frac{\gamma - E(\gamma)}{k^{\frac{1}{2}}} \xrightarrow{w} N(0, \gamma^2)$ 。

然而，Hill 估計式之困難處在於最適尾部觀察數目 k 的決定。Hall (1990)證明在某一尾部觀察數目 (k) 下，Hill 尾部指數估計值之漸進期望值估計式與漸進變異數估計

式為：

$$E(\gamma(k)) \approx \frac{1}{\alpha} - \frac{b\beta}{\alpha(\alpha + \beta)} a^{-\frac{\beta}{\alpha}} \left(\frac{k}{n}\right)^{\frac{\beta}{\alpha}} \quad (7)$$

$$Var(\gamma(k)) = \frac{1}{k\alpha^2} \quad (8)$$

由式 (7) 與式 (8) 可以清楚地了解當選取過多的尾部觀察數目時，會降低尾部指數之變異程度，但卻會造成尾部指數之偏誤。反之，尾部觀察數目不足會減少尾部指數之估計偏誤，但卻會增大尾部指數之變異程度。由此可知，Hill 估計式的 k 值的選擇會面臨尾部指數的不偏性與效率性的兩難問題。

Huisman et al. (2001) 提出修正式解決 Hill 估計式的 k 值選擇問題，並證明修正式適用在小樣本情況下仍為不偏。為了解決不偏性與效率性的兩難問題，Huisman et al. (2001)以式(7)為基礎，並假設 $\alpha = \beta$ ，而將式(7)轉換如下：

$$\gamma(k) = \beta_0 + \beta_1 k + \varepsilon(k), \quad k = 1, \dots, n/2 \quad (9)$$

其中， β_0 與 β_1 為迴歸參數， $\varepsilon(k)$ 為迴歸殘差項，最適尾部觀察數目 $k = n/2$ 。Huisman et al. (2001) 定義尾部指數之最適估計值為式 (9) 的截距項參數 β_0 。此外，Huisman et al. (2001) 證明當資產報酬服從 Burr 分配、Cauchy 分配或是 t 分配時，(9)式仍可得到一無偏誤的尾部指數估計值。Huisman et al.

(2001) 也指出當金融資產具有 GARCH 效果時，修正 Hill 估計式仍可適用於尾部指數的估計。

本文除了估計外匯報酬率之厚尾程度之外，更進一步探討匯率報酬率的極值行為是否會隨著時間經過而有所不同，亦即尾部指數是否具有與時變化 (time varying) 的特性。一般的情形之下，如果匯率變動之極值行為是穩定的，則可估計出單一的尾部指數以提供管理外匯風險時的簡便參考；但是如果匯率變動之極值行為是會隨著時間經過而改變，則表示所面臨的匯率風險是不穩定的，此時應根據不同的尾部指數進行動態的外匯風險控管，如此才能隨時認知其持有部位在極端市場波動下的可能損失額度。本文採用 Quintos et al. (2001) 所提出的 recursive 檢定法¹，來檢定匯率報酬率的尾部行為是否存在結構性的改變。recursive 檢定法為單邊檢定，其虛無假設與對立假設為： $H_0 : \alpha_t \leq \alpha_T$ vs. $H_1 : \alpha_t > \alpha_T$ 。其中， α_T 是以樣本期間內 $[0, T]$ 所有樣本資料所估計出的修正 Hill 尾部指數，因此可以將其視為一長期穩定的尾部指數。而 α_t 是以 $[0, t]$ (即初始日至時點 t) 的資料來估計時點 t 的修正 Hill 尾部指數，其檢定統計量為：

$$Y_T^2(t) = \left(\frac{tk_t}{T} \right) \left(\frac{\hat{\alpha}_t}{\hat{\alpha}_T} - 1 \right)^2 \quad (10)$$

(10) 式中的時點 t 亦可表示成所有樣本數 T 的某一比例 r ，亦即 $t = [Tr]$ ， $r \in (0, 1)$ 、 k_t 為樣本子區間 $w_t = t = [Tr]$ (或者可以看做是 $[0, t]$) 內的最適尾部觀察數目。此外，根據 (10) 式可以找到一個 r 使檢定統計量 $Y_T^2(t)$ 的值最大，則透過找到的 $[Tr]$ 所對應的時點 t 即可定義為結構性轉折點：

$$Q_{r \in [0, 1]} = \sup Y_T^2(t) \xrightarrow{d} \sup \bar{W}(r)^2, \quad t = [Tr] \quad (11)$$

其中， $\bar{W}(r) = W(r) - rW(1)$ ， $W(r)$ 為一標準的 Wiener process， \xrightarrow{d} 表示收斂於某一分配。而提供檢定的臨界值表是由 Quintos et al. (2001) 根據 (11) 式中的極限分配所制定。

4.1 實證研究

4.1.1 資料來源與資料統計分析

由於本文的研究目的為探討國際上主要外匯市場的極值行為 (包括匯率報酬率的極值分配型態、檢定尾部指數是否有結構性的改變以及估計條件尾部指數並應用到風險值的估計等)，以提供國內風險管理者掌握並預測外匯極值行為的型態與變化，因此在研究樣本的選擇上，本文以國際間主要貨幣 (包括英鎊、瑞士法郎、德國馬克、日圓) 以及台幣兌美元等 5 種即期

¹ Quintos et al. (2001) 的實證結果證實 recursive 檢定法優於其他檢定法，因此本文採用 recursive 檢定法。

匯率²為研究樣本，以達到提供國內管理者掌握並預測國際外匯市場極值行為的目的。

本文收集5種匯率的日、週與月資料，研究期間皆為1992年1月至2002年5月為止。匯率資料是取自於教育部AREMOS經濟統計資料庫的「國際金融市場統計資料庫」以及PACIFIC Exchange Rate Service資料庫。本文在計算匯率變動的方法為 $R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ ，其中 R_t 表第 t 期匯率報酬率， P_t 表第 t 期匯率。

表1到表4為5種貨幣兌美元即期匯率報酬資料的統計檢定結果摘要，包括平均數、標準差、偏態係數、峰態係數以及Jarque-Bera檢定等。由表1至表3的平均報酬率檢定結果，顯示5種匯率的平均日、週與月報酬率皆接近為0。此外，由偏態係數、峰態係數以及Jarque-Bera統計量的檢定結果，顯示5種匯率報酬率在日與週資料皆不符合常態分配而呈現厚尾的高狹峰分配。英鎊、日圓與台幣在月報酬率上也呈現非常態分配的情形。Ljung and Box(1978)的Q統計量檢定結果顯示匯率報酬率與匯率報酬率平方序列資料具有序列相關。

本文應用Engle(1982)的LM(Lagrange Multiplier)檢定ARCH效果是否存在，在虛無假設 H_0 ：沒有ARCH效果($\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q$)，檢定統計量為 $TR^2 \sim \chi_q^2$ 。由表1與表2的日與週報酬率的 χ_5^2 統計值顯示，5種匯率報酬率波動具有隨時間經過而改變的

特性。而在表3的月報酬率波動檢定上，除了瑞士法郎與德國馬克外，其餘的匯率月報酬率波動亦呈現ARCH的效果。雖然Ljung-Box與Engle的檢定結果顯示外匯報酬率具有ARCH效果，然而Huisman et al. (2001)證明了修正Hill估計式仍可適用於報酬具有ARCH效果的尾部指數估計。此外，欲利用時間序列資料進行估計與預測時，必須先確認該時間序列資料為定態(stationary)，若資料呈現為非定態(non-stationary)，尚須進行轉換(例如，差分)使資料呈現定態(stationary)方可進行進一步的時間序列資料的估計與預測。因此，本文接著分別以擴展型Dickey and Fuller (1979, 1981)、Phillips and Perron (1988)以及Kwiatkowski et al. (1992)等三種單根檢定法，檢定本文的匯率報酬序列資料是否為定態(stationary)，以進行尾部指數的估計以及預測。由表4的ADF與PP檢定結果顯示所有匯率報酬率序列皆拒絕非定態(non-stationary)的虛無假說，而由KPSS檢定結果顯示所有匯率報酬率序列皆無法拒絕定態(stationary)的虛無假說，以上結果皆顯示本文的所有匯率報酬率序列皆為定態(stationary)序列。因此，以下本文將可以利用修正的Hill估計式進行不同頻率下外匯報酬率的非條件與條件尾部指數估計，並將尾部指數的估計結果應用到風險值的估計上。

² 本文的匯率定義是採用間接報價(又稱為歐式報價或收進報價)，即一單位本國貨幣兌換多少單位的外國貨幣。

表 1 各國貨幣兌換美元即期匯率日報酬率統計檢定量摘要

資料	英鎊	瑞士法郎	德國馬克	日圓	台幣
平均數	-0.00009318	-0.00005379	-0.00011962	0.00000018	-0.00010420
標準差	0.00569017	0.00762333	0.00647725	0.00750360	0.00261198
最小值	-0.04532224	-0.04479218	-0.03120484	-0.03953728	-0.03385480
最大值	0.03050402	0.04384766	0.02709631	0.07164867	0.02558328
觀察值個數	2656	2654	2638	2654	2671
偏態	-0.38062	0.1272	0.0523	0.8550	-2.2377
峰態	4.23155	2.7661	1.5221	7.1137	41.3262
Jarque-Bera	2045.73**	853.25**	255.89**	5919.31**	192299.30**
Ljung-Box	Q(8)=7.40* Q ² (8)=463.32*	Q(8)=21.38* Q ² (8)=102.59*	Q(8)=6.46 Q ² (8)=176.45*	Q(8)=14.53* Q ² (8)=409.94*	Q(8)=138.77* Q ² (8)=366.01*
ARCH檢定	$\chi^2_{5}=190.39**$	$\chi^2_{5}=71.20**$	$\chi^2_{5}=79.04**$	$\chi^2_{5}=252.12**$	$\chi^2_{5}=267.21**$

註：**表示在1%顯著水準下顯著，*表示在5%的顯著水準下顯著。Q與Q²分別表示報酬率序列資料與報酬率平方項序列資料Ljung-Box統計檢定量。 χ^2_q 表檢定q階的ARCH效果的卡方檢定量。

表 2 各國貨幣兌換美元即期匯率週報酬率之統計檢定量摘要

資料	英鎊	瑞士法郎	德國馬克	日圓	台幣
平均數	-0.00044719	-0.00044719	-0.00058909	0.00001250	-0.00052008
標準差	0.01062204	0.01327138	0.01209601	0.01317887	0.00578960
最小值	-0.08021622	-0.04286381	-0.05426228	-0.05028575	-0.05089321
最大值	0.02946998	0.05750540	0.04438508	0.08009169	0.03293686
觀察值個數	542	542	542	542	543
偏態	-1.5905	0.1617	-0.0347	0.8908	-1.8319
峰態	8.7086	1.0778	1.1608	4.2364	20.0589
Jarque-Bera	1941.24**	28.60**	30.54**	476.98**	9407.12**
Ljung-Box	Q(8)=41.25* Q ² (8)=118.35*	Q(8)=35.21* Q ² (8)=17.64*	Q(8)=34.42* Q ² (8)=37.34*	Q(8)=43.91* Q ² (8)=114.68*	Q(8)=91.91* Q ² (8)=75.58*
ARCH檢定	$\chi^2_{5}=64.45**$	$\chi^2_{5}=12.68$	$\chi^2_{5}=29.07**$	$\chi^2_{5}=89.98**$	$\chi^2_{5}=59.71**$

註：符號同表1

表 3 各國貨幣兌換美元即期匯率月報酬率之統計檢定量摘要

資料	英鎊	瑞士法郎	德國馬克	日圓	台幣
平均數	-0.00172596	-0.00100068	-0.00242364	-0.00006110	-0.00252850
標準差	0.02177955	0.02744554	0.02437215	0.02923392	0.01388291
最小值	-0.10743426	-0.08149763	-0.06734774	-0.08206610	-0.06908723
最大值	0.05535536	0.08175199	0.06518634	0.10425582	0.04590904
觀察值個數	124	124	124	124	124
偏態	-1.3659	0.3885	0.4086	0.6506	-0.9320
峰態	5.3125	0.2014	-0.0675	1.2988	5.2492
Jarque-Bera	184.37**	3.33	3.47	17.46**	160.31**
Ljung-Box	Q(8)=23.33* Q ² (8)=42.72*	Q(8)=27.91* Q ² (8)=3.11	Q(8)=22.48* Q ² (8)=3.79	Q(8)=39.28* Q ² (8)=23.64*	Q(8)=29.96* Q ² (8)=18.75*
ARCH檢定	$\chi^2_5 = 35.55^{**}$	$\chi^2_5 = 3.24$	$\chi^2_5 = 2.20$	$\chi^2_5 = 11.46^{**}$	$\chi^2_5 = 20.05^{**}$

註：符號同表1。

4.2 實證結果分析

4.2.1 非條件尾部指數估計結果的分析

本節說明英鎊、瑞士法郎、德國馬克、日圓以及台幣兌美元即期匯率之日、週與月報酬率資料非條件尾部指數的估計結果。表5為日、週與月的5種匯率報酬率在全樣本期間的非條件尾部指數的估計結果。整體而言，在全樣本期間無論是日資料、週資料與月資料，所有匯率報酬率的尾部指數估計值皆大於0，顯示匯率報酬率極值資料屬於具有厚尾特性的Frechet分配，亦即匯率報酬率極值分配較常態分配的兩端來的胖。進一步分析5種匯率報酬率的極值風險，在全部樣本期間日資料與週資料尾部指數的估計結果顯示以台幣的尾

部指數估計值為最高，而日圓、英鎊、瑞士法郎與德國馬克則為次之。一般會認為台幣相較於其他四種貨幣是較受到央行干預的，因此其極端風險應該較低，然而此處的實證結果顯示事實並不然，其可能的原因為受央行干預的台幣容易偏離市場的正常預期，因此一但變動反而成為極端變動。其次，在月資料的估計結果上，則以英鎊的尾部指數估計值為最高，而台幣、日圓、瑞士法郎與德國馬克則為次之。由全樣本期間的估計結果上，隱含台幣、日圓以及英鎊的極值風險較瑞士法郎與德國馬克為大。

根據Koedijk et al. (1990)的研究，當尾部型態(尾部指數的倒數)介於0~2時屬於帕拉圖穩定(pareto stable)分配；當尾部型態大

表4 匯率報酬率序列單根檢定表

時間序列 \ 檢定方法	ADF	PP	KPSS
日資料			
英鎊	-50.7989**	-50.8181**	0.0942
瑞士法郎	-54.5395**	-54.5603**	0.0685
德國馬克	-50.3762**	-50.3954**	0.0751
日圓	-50.6130**	-50.6321**	0.1310
台幣	-41.7474**	-41.7630**	0.0970
週資料			
英鎊	-18.1753**	-18.2090**	0.0885
瑞士法郎	-18.7516**	-18.7864**	0.0693
德國馬克	-18.7342**	-18.7731**	0.0729
日圓	-17.8776**	-17.9392**	0.1251
台幣	-9.8694**	-17.4612**	0.0712
月資料			
英鎊	-8.3461**	-8.4148**	0.0794
瑞士法郎	-8.0067**	-8.0727**	0.1189
德國馬克	-7.8881**	-7.9530**	0.1321
日圓	-7.4803**	-7.5418**	0.1539
台幣	-7.7381**	-7.8018**	0.0605

- 註：(1) ADF 為 Dickey and Fuller (1979,1981)方法；PP 表示 Phillips and Perron (1988)方法。ADF 與 PP 檢定落後階數是依 AIC 與 SBC 值之最小值所決定。ADF 與 PP 檢定的虛無假設為存在單根。
- (2) KPSS 為 Kwiatkowski et al. (1992)所提出的方法，其虛無假設為不存在單根。
- (3) ** 表示在 1% 顯著水準下顯著。

於 2 時則屬於 t 分配。由日資料、週資料與月資料的尾部指數估計結果，在全樣本期間以及兩各子樣本期間中，所有匯率報酬率資料的尾部分配型態漸進於 t 分配，除台幣匯率報酬在金融風暴之後的日資料估計

結果較接近柏拉圖穩定分配之外。

4.2.2 條件尾部指數估計結果的分析

本研究除了應用 Huisman et al. (2001)的修正 Hill 估計式進行非條件尾部指數的估計

表 5 非條件尾部指數估計結果

外 匯	尾部指數(γ)	尾部觀察個數(k)	
日資料			
英鎊	0.241526	1	328
瑞士法郎	0.227360	1	327
德國馬克	0.182455	1	327
日圓	0.271844	1	327
台幣	0.475121	1	335
週資料			
英鎊	0.261123		271
瑞士法郎	0.183180	2	71
德國馬克	0.198611	2	71
日圓	0.291969	2	71
台幣	0.417671	2	71
月資料			
英鎊	0.443991		62
瑞士法郎	0.200831	6	2
德國馬克	0.137898	6	2
日圓	0.257206	6	2
台幣	0.330646	6	2

外，也進行日與週資料³條件尾部指數的估計以預測尾部指數的未來變化並應用到風險值的計算。在條件尾部指數的估計上，本文除了估計單一的條件尾部指數以探討極值行為的變化之外，又分別估計左尾以及右尾的條件尾部指數以了解匯率升值與貶值的極值行為；其中，估計左尾尾部指

數的樣本的資料是指全部樣本中低於平均數之負報酬資料，而右尾尾部指數的樣本資料是指超過平均數之正報酬率資料。

本文在估計條件尾部指數的方式，是採取前 500 筆的報酬率為移動窗口來預測下一期的尾部指數。5 種貨幣兌換美元匯率報酬率的條件尾部指數的估計值繪置於圖 1 到

³ 進行條件尾部指數的估計時，需保留一定長度的資料為移動窗口，月資料由於樣本點不足保留移動窗口，而無法進行條件尾部指數的估計，因此本文在條件尾部指數部份只估計日資料與週資料。

圖6。觀察圖1至圖6的條件尾部指數估計的變化情形，我們可以發現(1)就日資料而言，5種匯率報酬率的尾部指數呈現隨著時間經過而改變，顯示日報酬率的極值變化的風險具有與時改變的現象。此外，從日資料的尾部指數估計圖形中，可發現匯率報酬率的尾部指數變化情形具有巨幅變動的特性，例如台幣兌美元的尾部指數的最大值與最小值兩者差異高達0.4112。以投資者的投資金額為100萬美元為例，若今

天與明天的尾部指數相差0.4，則在未來一天中，在95%信賴機率水準下，可能的損失將為1萬多美元。由此可知，若沒有進行條件尾部指數的估計，可能將無法準確的預測未來可能面臨極值風險的變化以進行風險的規避。(2)就週資料而言，條件尾部指數的估計值不同於日報酬具有與時變化的特性，而是呈現較為固定的數值，顯示匯率週報酬率的極值風險呈現較平穩的狀態。

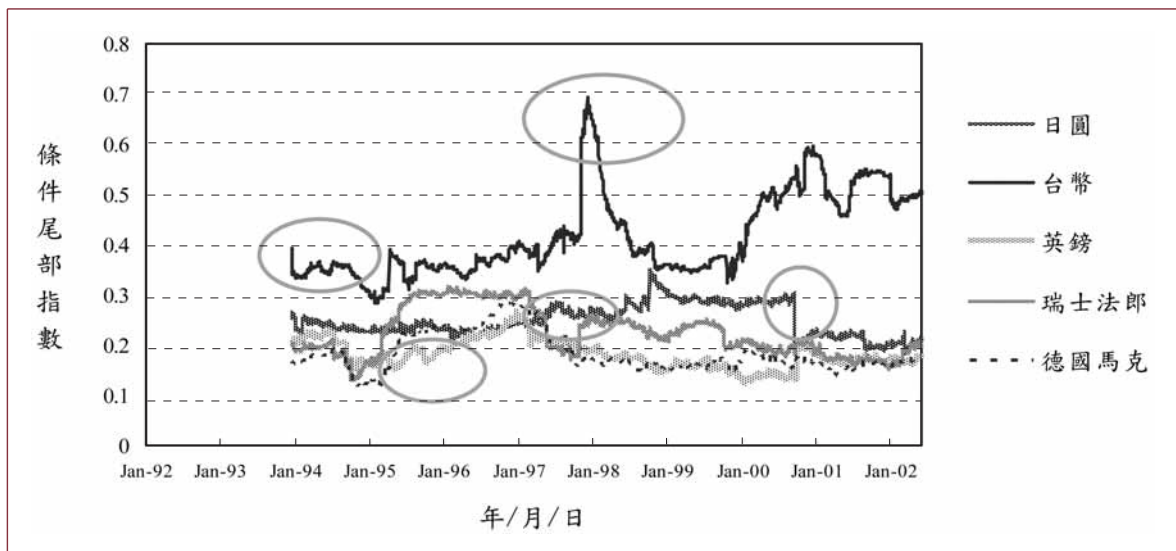


圖1 條件尾部指數變化情形：日資料

5種貨幣兌換美元匯率報酬率之條件尾部指數統計結果摘要列於表6。表6為5種匯率報酬率的單一與左右尾的條件尾部指數估計結果。英鎊、瑞士法郎、德國馬克與日圓日資料的尾部指數估計值介於0.1166~0.3485之間，平均數為0.2089。台幣的尾部指數估計值介於0.2820~0.6932之

間，平均數為0.4172，標準差為0.0833。比較五國匯率日報酬率的條件尾部指數估計結果發現：以台幣兌美元的尾部指數波動程度最大且其尾部指數最大值與最小值差距達0.4112之高。就週資料而言，英鎊、瑞士法郎、德國馬克與日圓的條件尾部指數估計值介於0.1448~0.3038之間，平

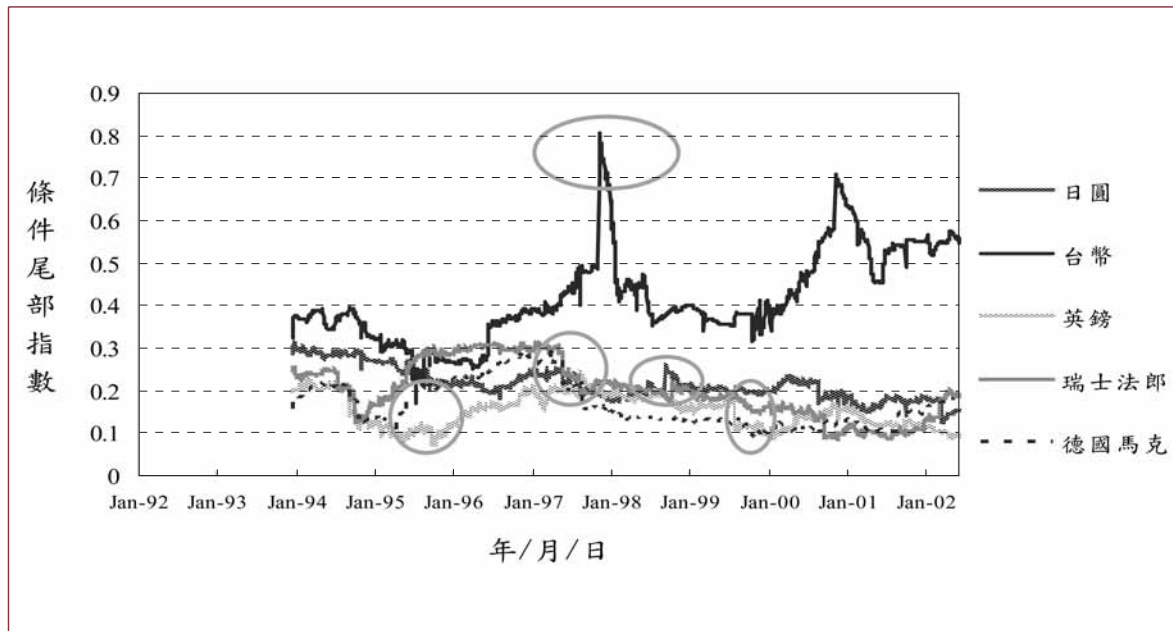


圖2 條件左尾尾部指數變化情形：日資料

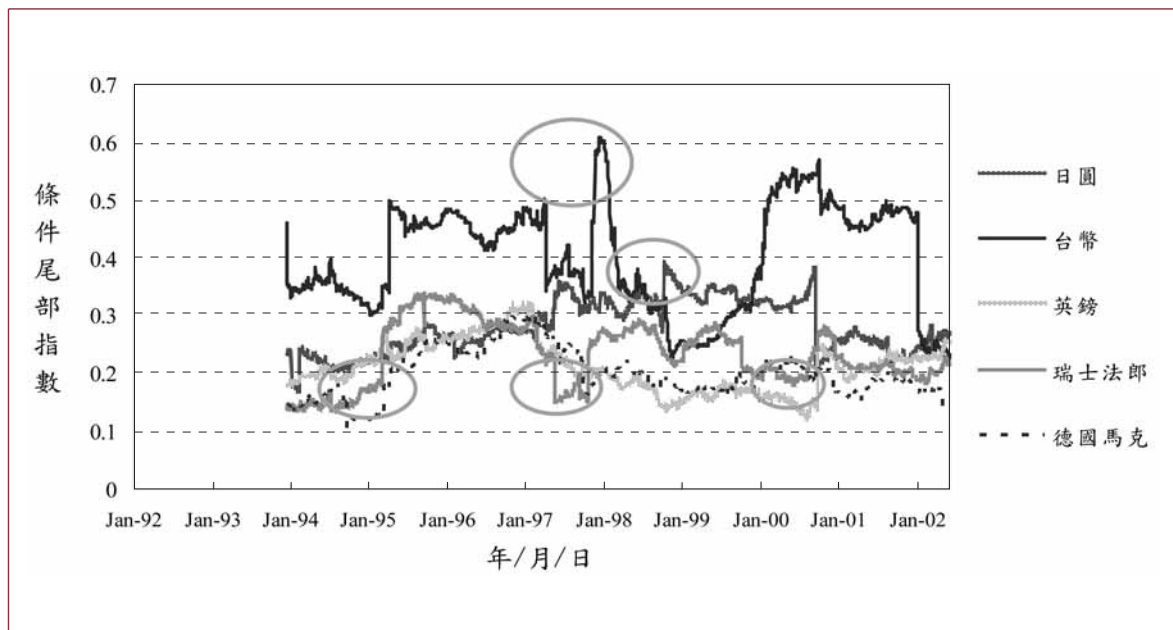


圖3 條件右尾尾部指數變化情形：日資料

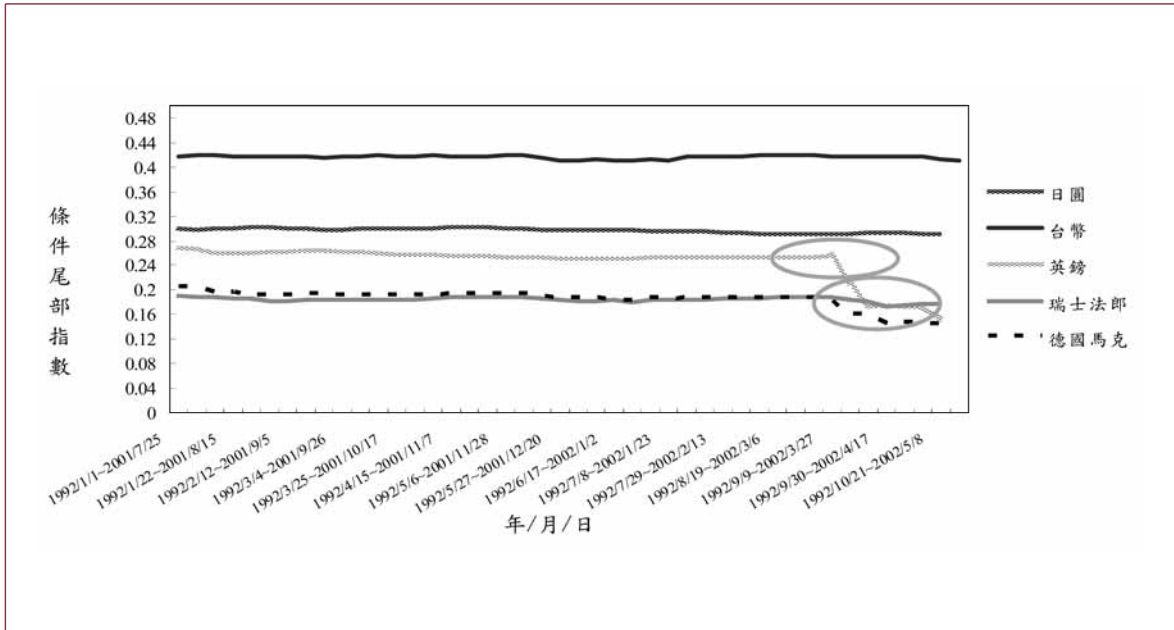


圖 4 條件尾部指數變化情形：週資料

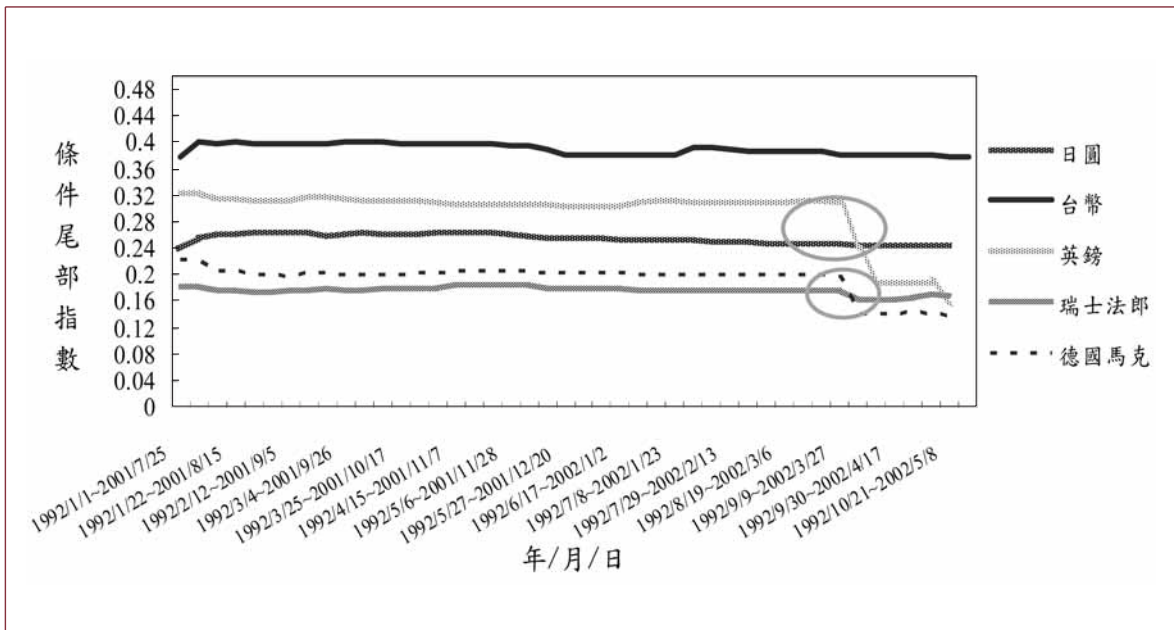


圖 5 條件左尾尾部指數變化情形：週資料

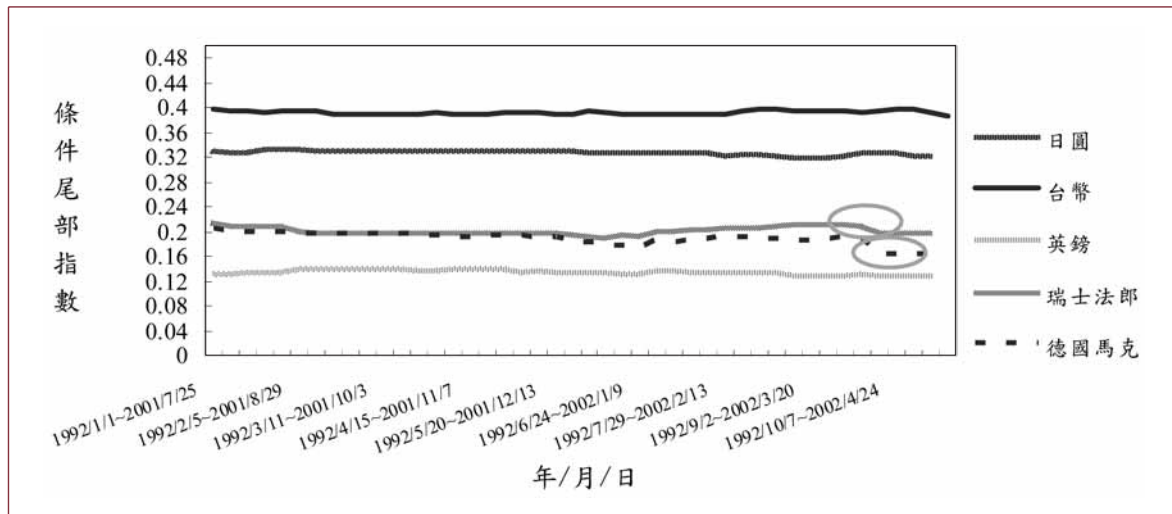


圖 6 條件右尾尾部指數變化情形：週資料

均數為 0.229。台幣的條件尾部指數估計值介於 0.4202~0.4098 之間，平均數為 0.4165。比較五國匯率週報酬率的條件尾部指數估計結果發現：以台幣兌美元匯率報酬率極值分配的胖尾程度最大，而以英鎊兌美元的尾部指數波動程度為最大。

其次，5 種匯率報酬率左尾樣本的條件尾部指數估計結果分析如下：英鎊、瑞士法郎、德國馬克與日圓日資料的尾部指數估計值介於 0.0730~0.3137 之間，平均數為 0.1837。台幣的尾部指數估計值介於 0.1699~0.8079 之間，平均數為 0.4191，標準差為 0.1067。比較五國匯率日報酬率的左尾條件尾部指數估計結果發現：仍以台幣兌美元的尾部指數波動程度最大且其尾部指數極大值與極小值差距最大，兩者皆較全部樣本所求的尾部指數估計值來得更大，顯示台幣貶值的幅度很大。就週資料而言，英鎊、瑞士法郎、德國馬克與日圓

的條件尾部指數估計值介於 0.1390~0.3259 之間，平均數為 0.231。台幣的條件尾部指數估計值介於 0.3783~0.4013 之間，平均數為 0.3899。比較 5 國匯率週報酬率的條件尾部指數估計結果發現：以台幣兌美元匯率報酬率的胖尾程度最大，而以英鎊兌美元的尾部指數的波動程度最大。

此外，5 種匯率報酬率條件右尾尾部指數估計結果說明如下：英鎊、瑞士法郎、德國馬克與日圓日資料的尾部指數估計值介於 0.1073~0.3911 之間，平均數為 0.2315。台幣的尾部指數估計值介於 0.2109~0.6074 之間，平均數為 0.3986，標準差為 0.0927。比較 5 國匯率日報酬率的右尾條件尾部指數估計結果亦發現：其中以台幣兌美元尾部指數的波動程度最大且其尾部指數極大值與極小值差距最大。就週資料而言，英鎊、瑞士法郎與德國馬克的條件尾部指數估計值介於 0.1292~0.2147 之

間，平均數為0.1755。日圓與台幣的條件尾部指數估計值介於0.3210~0.3984之間，平均數為0.3606。其中以德國馬克兌美元的尾部指數波動程度最大。

由表6所計算的5種貨幣兌換美元匯率報酬率的條件尾部指數估計結果發現，發現幾個有趣的現象：(1)就日資料而言，僅有台幣兌美元所求得的左尾部指數大於右尾的尾部指數，隱含台幣貶值的幅度較升值的幅度來得大。(2)就週資料而言，僅有英鎊與德國馬克所求得的左尾尾部指數大

於右尾的尾部指數。(3)無論是單一、左尾與右尾所估計的條件尾部指數，整體而言，週資料的尾部指數較日資料的尾部指數來得大但週資料的波動程度較小。

從5種匯率報酬率條件尾部指數的估計值皆大於0並且尾部型態介於2~8之間的估計結果可知，匯率報酬率極值分配的變化仍為厚尾特性的Frechet分配。進一步觀察條件尾部指數的變化，顯示英鎊、瑞士法郎、德國馬克與日圓的尾部分配型態在研究期間，極值分配的變化皆漸進於 t 分配。

表6 條件尾部指數統計量摘要

外匯	統計量	日資料			週資料		
		單一	左尾	右尾	單一	左尾	右尾
英鎊	平均數	0.1813	0.1513	0.2113	0.2465	0.2952	0.1360
	標準差	0.0282	0.0385	0.0439	0.0293	0.0432	0.0004
	最大值	0.2617	0.2399	0.3229	0.2695	0.3259	0.1419
	最小值	0.1233	0.0730	0.1210	0.1521	0.1574	0.1292
瑞士法郎	平均數	0.2229	0.2007	0.2340	0.1857	0.1782	0.2024
	標準差	0.0480	0.0655	0.0549	0.0035	0.0054	0.0062
	最大值	0.3107	0.3137	0.3397	0.1919	0.1859	0.2147
	最小值	0.1305	0.0840	0.1361	0.1751	0.1648	0.1911
德國馬克	平均數	0.1836	0.1677	0.1998	0.1853	0.1946	0.1881
	標準差	0.0391	0.0528	0.0420	0.0150	0.0220	0.0101
	最大值	0.2867	0.2952	0.3022	0.2046	0.2244	0.2050
	最小值	0.1166	0.0928	0.1074	0.1448	0.1390	0.1623
日圓	平均數	0.2478	0.2153	0.2808	0.2983	0.2560	0.3287
	標準差	0.0317	0.0372	0.0466	0.0039	0.0074	0.0037
	最大值	0.3485	0.3114	0.3912	0.3038	0.2658	0.3335
	最小值	0.1830	0.1248	0.1684	0.2916	0.2415	0.3210
台幣	平均數	0.4172	0.4191	0.3986	0.4165	0.3899	0.3924
	標準差	0.0833	0.1067	0.0927	0.0029	0.0084	0.0029
	最大值	0.6932	0.8079	0.6074	0.4202	0.4013	0.3984
	最小值	0.2820	0.1699	0.2109	0.4098	0.3783	0.3878

4.2.3 檢定尾部指數是否具有結構性的轉變

文獻上，Quintos et al. (2001)檢定1995年至1997年間受亞洲金融風暴影響嚴重國家（泰國、馬來西亞以及印度尼西亞）的股價指數報酬的尾部指數，實證結果顯示馬來西亞與印度尼西亞股價指數報酬之尾部型態於金融風暴發生期間存在結構性的改變，尾部型態變的更加厚尾。雖然亞洲金融風暴暴風圈內的各國（泰國、馬來西亞、印度尼西亞以及南韓）的相關議題並非本文欲探討的重點，但在亞洲金融風暴期間全球無不籠罩在風暴可能由亞洲持續擴散蔓延至已開發歐美市場的悲觀預期中，使得不在亞洲金融風暴暴風圈範圍內的歐美市場亦呈現混亂與不安 (Diao et al. (2002))。因此，本文亦採用Quintos et al. (2001)的Recursive檢定方法，檢定在亞洲金融風暴前後共十年間匯率報酬率的尾部指

數是否發生結構性的改變，以了解國際上主要匯率在亞洲金融風暴前後極值行為的風險變化情形。

圖7至圖11為五種匯率日報酬率的Recursive檢定結果，圖中的虛線為檢定統計量在顯著水準5%的臨界值，而超過臨界值的最高檢定量所對應的時點，即為Quintos et al. (2001)所謂發生結構性轉變的時點。由圖7至圖11的結果，我們可以發現所有國家匯率均存在結構性的改變（除了英鎊外），瑞士法郎為1998/05/07、德國馬克為1998/11/10、日圓為1998/04/09以及台幣為1997/05/20。值得注意的是各匯率發生結構性改變的時點均在亞洲金融風暴期間(1997、1998年間)，顯示亞洲金融風暴對國際上主要匯率報酬率尾部指數確實具有結構性的影響。



圖7 Recursive test：英鎊

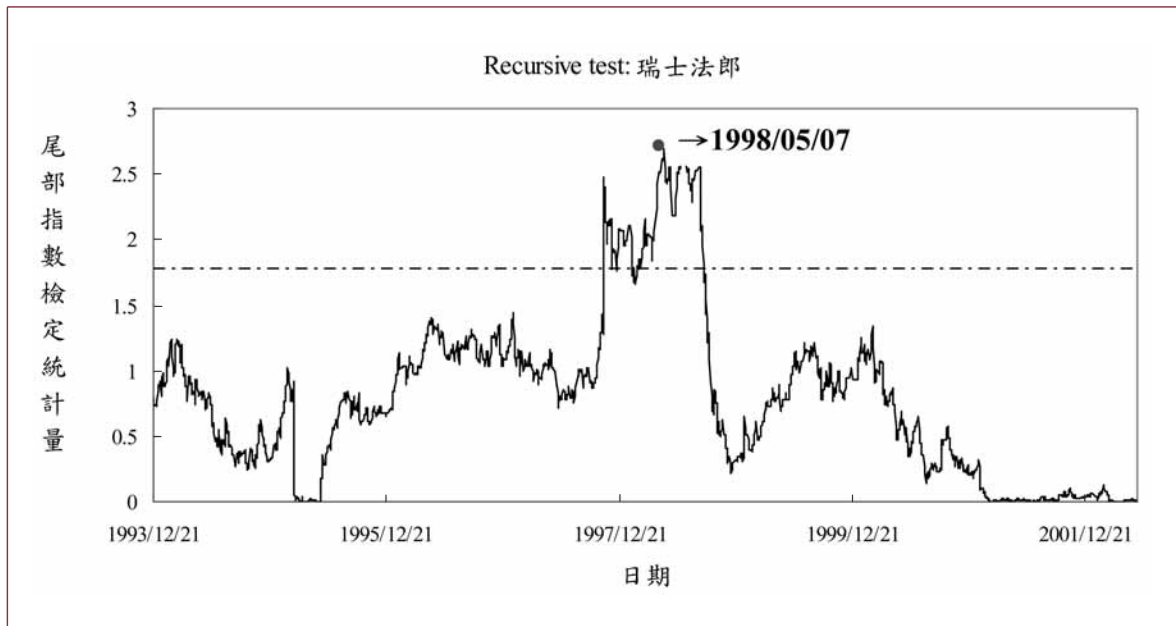


圖8 Recursive test : 瑞士法郎

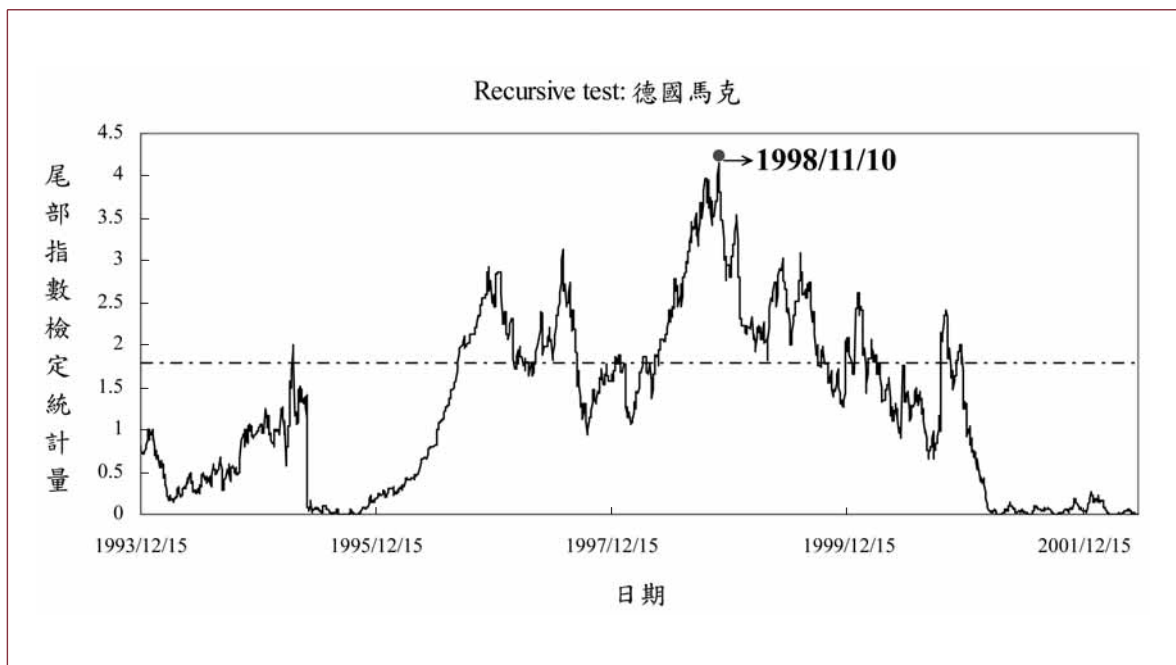


圖9 Recursive test : 德國馬克

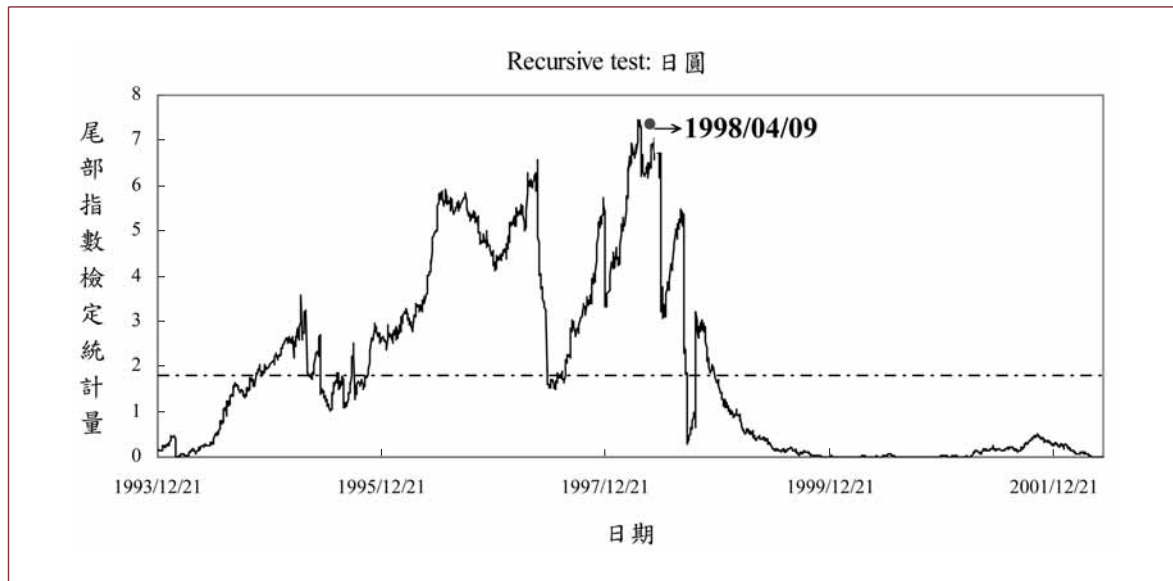


圖 10 Recursive test : 日圓

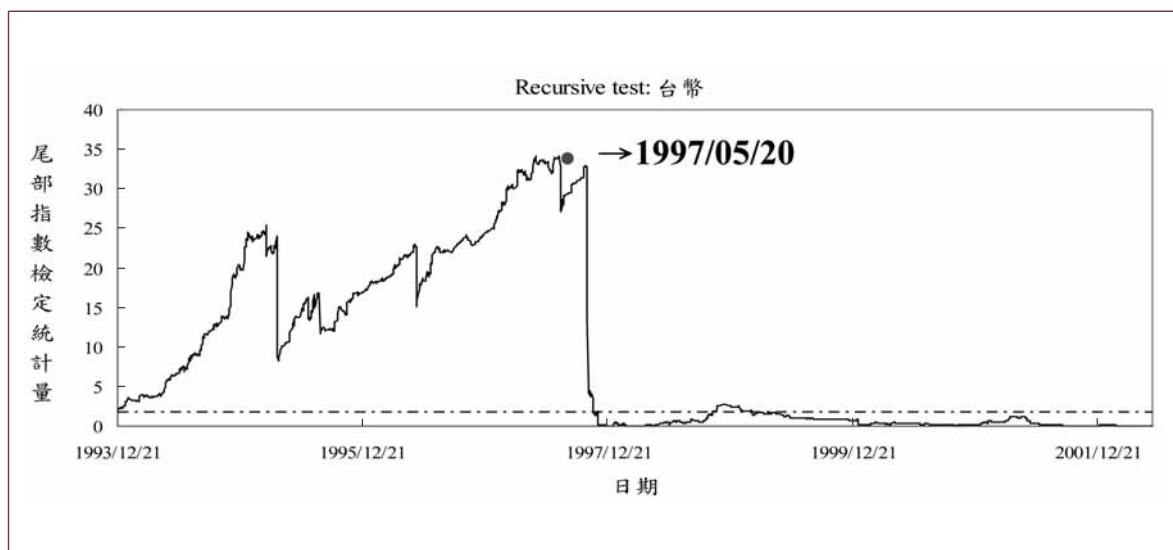


圖 11 Recursive test : 台幣

4.2.4 非條件與條件尾部指數應用於風險值的分析

最後，本文應用 Huisman et al. (1998)的

$VaR-x$ 法，將所求得的尾部指數估計目前最新風險管理工具-風險值，並採回溯測試法比較條件尾部指數與非條件尾部指數兩者

在估計風險值的準確性。Huisman et al. (1998)估計風險值的 $VaR-x$ 法說明如下：首先利用本文(9)式求取尾部指數，然後利用尾部指數與自由度之倒數關係而求得 t 分配之自由度與 t 分配的尾部機率分配，進而計算出風險值。風險值估計的步驟詳細說明如下：

1. 先以(9)式估計法求出報酬分配左尾的尾部指數估計值 $\hat{\beta}_0$ 。同時估計報酬分配之平均數 μ 和變異數 σ^2 值。
2. 令尾部指數估計值 $\hat{\beta}_0$ 等於 t 分配的自由度。
3. 在 $1-q$ 信賴水準與自由度 $\hat{\beta}_0$ 為下，估計 t 分配的臨界值 S^* 。
4. 將 S^* 轉換成實際報酬率的臨界值 $R_q = -S^* \theta$

$$+\mu, \text{ 其中 } \theta = \frac{\sigma}{\sqrt{\alpha/(\alpha-2)}}。$$

假設期初投資金額為 1 元，在 $1-q\%$ 的信心水準下，報酬率的風險值估計值為 $VaR-x = W_0 S^* \theta$ ，其中 W_0 為期初投資金額。

本文分別比較在 97.5%、99% 以及 99.5% 等三種高信賴水準下，條件尾部指數估計風險值與非條件尾部指數估計風險值的失敗率。此外，本文在進行匯率日報酬率條件尾部指數估計時，同時採取 250 日、500 日以及 1000 日三種移動窗口估計條件風險值。本文回溯測試 250(500, 1000) 天的每日風險值與每日實際發生損失值，累計此 250(500, 1000) 天中每日實際發生損失值超過每日風險值估計的失敗次數，分別求得條件尾部指數估計風險值與非條件尾部

指數估計風險值的失敗率。實際失敗率愈接近理論失敗率的模型，表示預測風險愈正確。

除此之外，本文並進而以 Kupiec(1995) 的條件與非條件涵蓋比率檢測模型的正確性。Kupiec(1995) 非條件涵蓋比率的檢定方法是基於二項分配所導求的一個概似比統計量 LR_{PF} ，檢定實際失敗比率是否符合事前設定的信賴水準。在樣本數為 T ，失敗次數為 x 的二項機率 $\binom{T}{x} (1-c)^{T-x} c^x$ 下，風險值的估計必須滿足非條件涵蓋比率 c 等於事先設定的涵蓋水準 c_0 ，即檢定虛無假設 $H_0 : c = c_0$ ，概似比統計量 LR_{PF} 為服從自由度為 1 之 χ^2 分配：

$$LR_{PF} = -2 \ln \left[(1-c_0)^{T-x} c_0^x \right] + 2 \ln \left[(1-(x/T))^{T-x} (x/T)^x \right] \quad (12)$$

Kupiec(1995) 條件涵蓋比率是檢定到達第一次失敗的觀測次數(the time until first failure) 是否與理論次數相符合的條件檢定法。在虛無假設失敗率 $c = c_0$ ，檢定統計量 LR_{TUFF} 為：

$$LR_{TUFF} = -2 \ln \left[(x/T)(1-x/T)^{\tilde{T}-1} \right] + 2 \ln \left[(1/\tilde{T})(1-1/\tilde{T})^{\tilde{T}-1} \right] \quad (13)$$

其中， \tilde{T} 表第一次出現失敗前的觀測數

目， LR_{TUFF} 統計量服從自由度為 1 之 χ^2 分配。

表 7 與表 8 為 5 種匯率日報酬率回溯測試的統計結果。由表 7 的失敗率統計數字顯示，在 97.5%、99% 以及 99.5% 三種信賴水準以及不同的移動窗口下，所有幣別的條件尾部指數較非條件尾部指數所估計的風險值較為準確(日圓除外)。又由表 8 的 Kupiec 檢定結果顯示，在三種信賴水準以及不同移動窗口下，條件尾部指數估計的風險值通過條件與非條件涵蓋比率檢測的比率皆較非條件尾部指數估計風險值通過檢測的比率為高。例如：在移動窗口 250、500 以及 1000 下，條件尾部指數估計的風險值通過檢測的比率分別為 93%(28/30)、100%(30/30) 以及 97%(29/30)，而非條件尾部指數估計風險值通過檢測的比率在三種移動窗口下只有 67%(20/30)。上述結果說明了在進行極值風險的控管時，條件尾部指數確實較可以捕捉匯率市場極值行為的變化而具有較準確的風險預測。

5. 結論

近年來金融的自由化以及國際間交易活動的日趨頻繁，使得全球金融市場更加動盪不安，而頻繁的跨國投資活動使得企業承擔相當高的匯兌風險，因此如何了解匯率市場的極值行為以規避匯率報酬極端波動的風險，是目前研究風險管理的重要課題。

本文應用 Huisman et al. (2001) 所提出的

修正 Hill 估計式估計非條件與條件尾部指數以掌握與預測匯率報酬率尾部機率分配型態的變化，並應用到動態風險管理的風險值估計。實證結果顯示，英鎊、瑞士法郎、德國馬克與日圓與台幣等 5 種匯率的日、週與月報酬率皆符合 Frechet 極值分配，顯示匯率報酬率的極值分配較常態分配的兩端為胖，其中又以台幣、日圓與英鎊匯率的極值風險較大。此外，本文也發現由 Quintos et al. (2001) 的 Recursive 檢定結果，顯示所有匯率的極值報酬率行為具有結構性的改變(英鎊除外)。其次，5 種匯率報酬率的條件尾部指數估計結果，亦指出匯率日報酬率的極值行為具有與時變化的胖尾分配型態，而週報酬率的極值行為呈現固定的胖尾分配。

最後，本文實證比較條件尾部指數與非條件尾部指數兩者應用在每日風險值估計的準確性，研究結果顯示條件尾部指數較非條件尾部指數在風險值的估計上更為準確。因此本文建議當風險管理者或投資者在評估每日持有外匯資產部位的風險值時，採逐日動態尾部指數的預測較能掌握外匯的極值風險。

表 7 條件與非條件尾部指數估計風險值的失敗率統計結果

研究方法		失敗率=0.025 (信賴水準為97.5%)		失敗率=0.01 (信賴水準為99%)		失敗率=0.005 (信賴水準為99.5%)	
		失敗總次數	失敗率	失敗總次數	失敗率	失敗總次數	失敗率
移動窗口=250							
英鎊	條件	19	0.019 α	4	0.004 α	3	0.003 α
	非條件	7	0.007	0	0	0	0
瑞士法郎	條件	21	0.021 α	7	0.007 α	3	0.006 α
	非條件	13	0.013	3	0.003	2	0.002
德國馬克	條件	25	0.025 α	6	0.006	4	0.004 α
	非條件	27	0.027	6	0.006	1	0.001
日圓	條件	16	0.016	4	0.004	3	0.003
	非條件	26	0.026 α	7	0.007 α	5	0.005 α
台幣	條件	46	0.046 α	21	0.021 α	10	0.01 α
	非條件	82	0.082	52	0.052	29	0.029
移動窗口=500							
英鎊	條件	17	0.017 α	6	0.006 α	4	0.004 α
	非條件	7	0.007	0	0	0	0
瑞士法郎	條件	19	0.019 α	4	0.004 α	3	0.003 α
	非條件	13	0.013	3	0.003	2	0.002
德國馬克	條件	27	0.027	6	0.006 α	4	0.004 α
	非條件	27	0.027	5	0.005	1	0.001
日圓	條件	19	0.019	5	0.005	1	0.001
	非條件	24	0.024 α	7	0.007 α	5	0.005 α
台幣	條件	34	0.034 α	15	0.015 α	3	0.003 α
	非條件	82	0.082	52	0.052	29	0.029
移動窗口=1000							
英鎊	條件	20	0.020 α	5	0.005 α	1	0.001 α
	非條件	7	0.007	0	0	0	0
瑞士法郎	條件	20	0.020 α	4	0.004 α	3	0.003 α
	非條件	13	0.013	3	0.003	2	0.002
德國馬克	條件	35	0.035	9	0.009 α	4	0.004 α
	非條件	27	0.027 α	6	0.006	1	0.001
日圓	條件	15	0.015	6	0.006	1	0.001
	非條件	24	0.024 α	7	0.007 α	5	0.005 α
台幣	條件	21	0.021 α	16	0.016 α	14	0.014 α
	非條件	82	0.082	52	0.052	29	0.029

註：符號 α 表示較接近理論失敗率的估計方法。

表 8 條件與非條件尾部指數估計風險值的 Kupiec 統計結果

研究方法		信賴水準=97.5% (卡方值為5.02)		信賴水準=99% (卡方值為6.63)		信賴水準=99.5% (卡方值為7.88)	
		條件 涵蓋比率	非條件 涵蓋比率	條件 涵蓋比率	非條件 涵蓋比率	條件 涵蓋比率	非條件 涵蓋比率
移動窗口=250							
英鎊	條件	1.34 α	1.61 α	0.10 α	4.71 α	0.00 α	0.94 α
	非條件	1.01 α	18.51	NA	NA	NA	NA
瑞士法郎	條件	0.02 α	0.69 α	0.56 α	1.02 α	1.77 α	0.94 α
	非條件	0.14 α	7.15	1.77 α	6.83	2.46 α	2.34 α
德國馬克	條件	0.84 α	0.00 α	0.34 α	1.89 α	0.80 α	0.22 α
	非條件	1.08 α	0.16 α	1.29 α	1.89 α	0.04 α	4.80 α
日圓	條件	0.60 α	3.80 α	2.05 α	4.71 α	2.55 α	0.94 α
	非條件	1.12 α	0.04 α	1.80 α	1.02 α	1.68 α	0.00 α
台幣	條件	0.18 α	14.55	0.22 α	9.28	1.07 α	3.89 α
	非條件	0.00 α	84.21	0.14 α	89.27	0.64 α	54.54
移動窗口=500							
英鎊	條件	1.79 α	2.95 α	0.63 α	1.89 α	0.10 α	0.22 α
	非條件	1.88 α	18.51	NA	NA	NA	NA
瑞士法郎	條件	0.06 α	1.61 α	1.34 α	4.71 α	1.80 α	0.94 α
	非條件	0.15 α	7.15	1.80 α	6.83	2.49 α	2.34 α
德國馬克	條件	1.01 α	0.16 α	0.35 α	1.89 α	0.36 α	0.22 α
	非條件	1.01 α	0.16 α	0.77 α	3.09 α	0.04 α	4.80 α
日圓	條件	1.77 α	1.61 α	2.44 α	3.09 α	4.64 α	4.80 α
	非條件	1.40 α	0.04 α	1.86 α	1.02 α	0.84 α	2.60 α
台幣	條件	2.27 α	2.99 α	0.29 α	2.19 α	0.49 α	0.94 α
	非條件	0.01 α	84.21	0.20 α	89.27	0.74 α	54.54
移動窗口=1000							
英鎊	條件	1.38 α	1.10 α	0.33 α	3.09 α	1.27 α	4.80 α
	非條件	1.00 α	18.51	NA	NA	NA	NA
瑞士法郎	條件	0.03 α	1.10 α	1.32 α	4.71 α	1.77 α	0.94 α
	非條件	0.15 α	7.15	1.80 α	6.83	2.46 α	2.34 α
德國馬克	條件	1.04 α	0.16 α	0.05 α	0.10 α	0.36 α	0.22 α
	非條件	1.91 α	3.66 α	1.27 α	1.89 α	0.04 α	4.80 α
日圓	條件	2.00 α	4.78 α	2.06 α	1.89 α	4.59 α	4.80 α
	非條件	1.40 α	0.04 α	1.86 α	1.02 α	1.72 α	0.00 α
台幣	條件	1.26 α	0.69 α	0.57 α	3.08 α	0.35 α	10.91
	非條件	0.01 α	84.21	0.20 α	89.27	2.60 α	54.54

註：符號 α 表示於各信賴水準之虛無假設下，檢定結果認為可準確評估風險值者。

參考文獻

- Akgiray, V., G. G. Booth, and B. Seifert (1988), "Distribution Properties of Latin American Black Market Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, 7, 37-48.
- Bali, T. G. (2003), "An Extreme Value Approach to Estimating Volatility and Value at Risk," *Journal of Business*, 76, 83-108.
- Beirlant, J., P. Vynckier and J. Teugels (1996), "Tail- Index Estimation: Pareto Quantile Plots and Regression Diagnostics," *Journal of the American Statistical Association*, 91, 1659-1667.
- Booth, G. G., J. P. Broussard, T. P. Martikainen, and V. Puttonean (1997), "Prudent Margin Levels in the Finnish Stock Index Futures Market," *Management Science*, 43, 1177-1188.
- Boothe, P. and D. Glassman (1987), "The Statistical Distribution of Exchange Rate: Empirical Evidence and Economic Implications," *Journal of International Economics*, 22, 297-320.
- Cotter, J. (2001), "Margin Exceedences for European Stock Index Futures Using Extreme Value Theory," *Journal of Banking and Finance*, 25, 1475-1502.
- 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.
- Dewachter, H. and G. Gielens (1999), "Setting Futures Margins: The Extreme Approach," *Applied Financial Economics*, 9, 173-181.
- Diao, X., W. Li, and E. Yeldan (2002), "On the Differential Impact of the Asian Crisis on the World Economy: A General Equilibrium Perspective," *Pacific Economic Review*, 7, 519-543.
- Dickey, D. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimations for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. and W.A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- DuMouchel, W. H. (1983), "Estimating the Stable Index α in Order to Measure Tail Thickness: A Critique," *Annals Statistics*, 11, 1019-1031.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation," *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Fisher, R. and L. Tippett (1928), "Limiting Forms of the Frequency Distribution of the Largest or Smallest Member of a Sample," *Proceedings of the Cambirdge Philosophical Society*, 180-190.
- Gnedenko, B. V. (1943), "Sur La Distribution Limite Du Terme Maximum d'une Serie Aleatorire," *Annals of Mathematics*, 44, 423-453.
- Goldie, C. M. and R. L. Smith (1987), "Slow Variation with Remainder: Theory and Applications," *Quarterly Journal of Mathematics*, 38, 45-71.
- Gumbel, E. J. (1958), "Statistics of Extremes," Columbia University Press, New York.
- Hall, P. (1990), "Using the Bootstrap to Estimate Mean Square Error and Select Smoothing Parameters in Non-parametric Problems,"

- Journal of Multivariate Analysis, 32, 177-203.
- Hall, P. (1982), "On Some Simple Estimates of an Exponent of Regular Variation," *Journal of the Royal Statistical Society*, 44(1), 37-42.
- Hill, B. M. (1975), "A Simple General Approach to Inference about the Tail of a Distribution," *Annals of Statistics*, 3, 1163-1174.
- Hols, M. C. A. B. and C. G. de Vries (1991), "The Limiting Distribution of Extremal Exchange Rate Returns," *Journal of Applied Econometrics*, 6(3), 287-302.
- Huisman, R., K. Koedijk, C. Kool, and F. Palm (2001), "Tail-Index Estimates in Small Samples," *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(1), 208-216.
- Huisman, R., K. Koedijk, and R. A. J. Pownall (1998), "VaR-x: Fat Tails in Financial Risk Management," *Journal of Risk*, 1(1), 47-61.
- Jansen, D. W. and C. G. de Vries (1991), "On the Frequency of Large Stock Returns: Putting Booms and Busts into Perspectives," *Review of Economics and Statistics*, 73, 18-24.
- Jenkinson, A. F. (1955), "The Frequency Distribution of the Annual Maximum (or Minimum) Values of Meteorological Elements," *Quarterly Journal of the Royal Meteorology Society*, 81, 145-158.
- Jondeau, E. and M. Rockinger (2003), "Testing for Differences in the Tails of Stock-Market Returns," *Journal of Empirical Finance*, 10, 559-581.
- Kearns, P. and A. Pagan (1997), "Estimating the Density Tail Index for Financial Time Series," *The Review of Economics and Statistics*, 79, 171-175.
- Koedijk, K. and C. Kool (1994), "Tail Estimates and the EMS Target Zone," *Review of International Economics*, 2, 153-165.
- Koedijk, K., P. 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.
- Koedijk, K., M. Schafgans, and C. G. de Vries (1990), "The Tail Index of Exchange Rate Returns," *Journal of International Economics*, 29(1), 93-108.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Kupiec, P. (1995), "Technique for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Model," *Journal of Derivative*, 3, 73-84.
- Ljung C. M. and G. E. P. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65, 297-303.
- Longin, F. M. (1996), "The Asymptotic Distribution of Extreme Stock Market Returns," *Journal of Business* 69(1), 383-408.
- Longin, F. M. (1999), "Optimal Margin Levels in Futures Markets: Extreme Price Movements," *Journal of Futures Markets* 19, 127-152.
- Longin, F. M. and B. Solnik (2001), "Extreme Correlation of International Equity Markets," *Journal of Finance*, 56, 2, 649-676.
- Loretan, M. and P. C. B. Phillips (1994), "Testing the Covariance Stationarity of Heavy-Tailed Time Series," *Journal of Empirical Finance*, 1, 211-248.
- Lux, T. (1998), "The Limiting Extremal Behavior

- of Speculative Returns: An Analysis of Intra-Daily Data from the Frankfurt Stock Exchange,” University of Bonn Discussion Paper, B/436.
- Mason, D. M. (1982), “Laws of Large Numbers for Sums of Extreme Values,” *Annals of Probability*, 10, 754-764.
- Pagan, A. R. and G. W. Schwert (1990), “Testing for Covariance Stationarity in Stock Market Data,” *Economics Letters*, 33, 165-170.
- Pictet, O., M. Dacorogan, and U. Muller (1996), “Hill, Bootstrap and Jackknife Estimators for Heavy Tails,” Working Paper, Olsen & Associates.
- Phillips, P. C. B. and M. Loretan (1990), “Testing Covariance Stationarity under Moment Condition Failure with an Application to Common Stock Returns,” Cowles Foundation Discussion Paper, No. 947.
- Phillips, P. C. B. and M. Loretan (1994), “On the Theory of Testing Covariance Stationary Under Moment Condition Failure,” *Econometrics Festschrift for C. R. Rao*.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75, 335-346.
- Phillips, P. C. B. and M Loretan (1990), “Testing Covariance Stationarity under Moment Condition Failure with an Application to Common Stock Returns,” Cowels Foundation Discussion Paper 947.
- Quintos, C., Z. Fan, and Peter C. B. Phillips (2001), “Structural Change Tests in Tail Behaviour and the Asian Crisis,” *Review of Economic Studies*, 68, 633-663.
- Reiss, R. D. and M. Thomas (1997), *Statistical Analysis of Extreme Values*, Birkhauser-Verlag, Basel.