

南華大學

財務管理研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS
ADMINISTRATION
INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT
NAN HUA UNIVERSITY

臺灣主要貿易國家匯率風險值之探討

Investigation of the Value-at-Risk of Foreign Exchange Rate
in the Main Trading Nations of Taiwan

指導教授：張瑞真 博士

ADVISOR: PH.D. JUI-CHEN CHANG

研究生：黃元甫

GRADUATE STUDENT: YUAN-FU HUANG

中華民國九十七年六月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

台灣主要貿易國家匯率風險值之探討

Investigation of the Value-at-Risk of Foreign Exchange Rate in the

Main Trading Nations of Taiwan

研究生： 黃元甫

經考試合格特此證明

口試委員： _____

邱 鈺 坤
張 瑞 真
張 國 龍

指導教授： 張 瑞 真

系主任(所長)： 邱 魏 頌 正

口試日期：中華民國 九十七 年 六 月 廿 日

謝辭

隨著論文完成的這一刻，研究所生涯就將結束，回顧這幾個不算短的日子，酸甜苦辣一一在腦海中浮現，像極了棋盤上的人生。無論如何，總是要向下一階段邁進了。

這段日子裡，首先我要感謝我的長輩，也是我的指導教授—張瑞真博士。老師除了在學業上對我的熱心指導外，在平日的生活及為人處事上也提供我許多的幫助。在遇到挫折與困境時，老師不厭其煩的給我鼓勵及關心，永遠不會放棄我這個學生，總是在最危急的關頭拉我一把，對於老師亦師亦母的偉大情操，學生永遠感激在心頭。未來的日子裡，學生會懷著感恩的心，學習老師那無私、分享、奉獻及提攜後輩的菩薩心腸，在這社會上做個積極向上的人，它日若有能力，也能付出同樣關心給需要的人，以感謝老師對學生滿滿的愛。

在論文口試方面，感謝張瑞真老師、張簡彰程老師及許鈺珮老師給予的寶貴意見，依據口試委員的意見修改後，使本論文能夠更加完整，在此表達謝意。同時也感謝邱魏所長及所辦素英姐給予的協助，謝謝你們。

最後，我要謝謝我的家人，謝謝你們對我的付出與關愛。希望在未來的日子裡，福大家都能開心、平安且順利的過每一天。

黃元甫 謹誌於 嘉義大林

中華民國九十七年七月

南華大學財務管理研究所九十六學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：臺灣主要貿易國家匯率風險值之探討

研究生：黃元甫

指導教授：張瑞真 博士

論文摘要內容：

綜合國內外有關匯率報酬風險值的文獻研究，大部分都是以單一模型來討論匯率報酬其尾部指數的估計及風險值，但甚少考量報酬序列存在波動叢聚與自我相關特性。本文採用1993年1月2日至2007年9月30日六個臺灣主要貿易國家匯率日資料，在考慮報酬序列具有GARCH效果下，搭配極值理論來估計報酬序列尾部指數及其風險值。實證結果顯示，使用極值理論估計尾部指數與風險值時，若能將原始序列加入GARCH效果，則風險值估計將更為準確。

關鍵詞：匯率、極值理論、GARCH 效果、 $VaR-x$ 法

Title of Thesis : Investigation of the Value-at-Risk of Foreign Exchange Rate
in the Main Trading Nations of Taiwan

Name of Institute: Institute of Financial Management, Nan Hua University

Graduate date: July 2008

Degree Conferred: M.B.A.

Name of student: Yuan-Fu Huang

Advisor: Ph.D. Jui-Chen Chang

Abstract

A majority of the previous studies about VaR of foreign exchange rate were using simple model to estimate the tail index and VaR of exchange rate return while very little consideration was paid to the volatility clustering and the autoregressive errors of financial asset returns. This research analyzed the foreign exchange rate of six main trading nations of Taiwan from January 2, 1993 to September 30, 2007 by VaR. We estimate the exchange rate returns and evaluate the tail index of exchange rate return through EVT method. The empirical result shows that the unconditional tail index estimate under GARCH effect is smaller than that ignoring GARCH effect; in other words, the tail distribution of financial asset returns with GARCH effect is more accurate than that without GARCH effect.

Keywords : Foreign Exchange Rate, Extreme Value Theory, GARCH effect, *VaR-x*

目 錄

論文口試委員審定書	i
謝辭	ii
中文摘要	iii
英文摘要	iv
目錄	v
表目錄	vi
圖目錄	vii
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	2
第三節 研究目的	4
第四節 論文架構	5
第二章 文獻探討	7
第一節 風險值觀念的介紹與估計方法	7
第二節 金融資產的極值行為	10
第三節 金融資產的尾部指數估計方法	11
第四節 文獻小結	14
第三章 研究方法	16
第一節 極值理論介紹	18
第二節 條件ARCH/GARCH模型	20
第三節 單根檢定	22
第三節 修正Hill估計式	23
第四節 風險值的估計	25
第五節 風險值績效之檢測	26
第四章 實證結果與分析	27
第一節 資料來源	27
第二節 資料初步分析	28
第三節 匯率日報酬的基本敘述統計量	30
第四節 匯率日報酬之單根檢定	32
第五節 匯率日報酬尾部指數估計結果的分析	33
第六節 尾部指數應用於匯率日報酬風險值的分析	34
第五章 結論與後續研究建議	38
第一節 結論	38
第二節 後續研究建議	39
參考文獻	40

表目錄

表 1-1	臺灣近年進出口貿易額	3
表 4-1-1	各匯率日報酬統計檢定量摘要	30
表 4-1-2	標準化殘差統計檢定量摘要：GARCH-n 模型	31
表 4-1-3	標準化殘差統計檢定量摘要：GARCH-t 模型	31
表 4-2	單根檢定表	32
表 4-3	非條件尾部指數估計值	34
表 4-4	失敗率統計表	36
表 4-5	平均失敗誤差之統計	37

圖目錄

圖 1-1	論文架構圖	6
圖 3-1	研究流程圖	17
圖 4-1-1	臺幣兌美元日報酬率	28
圖 4-1-2	臺幣兌歐元日報酬率	28
圖 4-1-3	臺幣兌人民幣日報酬率	28
圖 4-1-4	臺幣兌日圓日報酬率	28
圖 4-1-6	臺幣兌韓元日報酬率	28
圖 4-1-5	臺幣兌港幣日報酬率	28
圖 4-2-1	臺幣兌美元日報酬率之常態 QQ-plot 圖	29
圖 4-2-2	臺幣兌歐元日報酬率之常態 QQ-plot 圖	29
圖 4-2-3	臺幣兌人民幣日報酬率之常態 QQ-plot 圖	29
圖 4-2-4	臺幣兌日圓日報酬率之常態 QQ-plot 圖	29
圖 4-2-5	臺幣兌港幣日報酬率之常態 QQ-plot 圖	29
圖 4-2-6	臺幣兌韓元日報酬率之常態 QQ-plot 圖	29
圖 4-3-1	臺幣兌美元之風險值估計	35
圖 4-3-2	臺幣兌歐元之風險值估計	35
圖 4-3-3	臺幣兌人民幣之風險值估計	35
圖 4-3-6	臺幣兌韓元之風險值估計	35
圖 4-3-4	臺幣兌日圓之風險值估計	35
圖 4-3-5	臺幣兌港幣之風險值估計	35

第一章 緒論

第一節 研究背景

近年來，在金融商品不斷的創新之下，金融市場的交易行為越來越自由，國際間的貿易活動也日漸頻繁，這些商業化的行為都與匯率風險有極大的關係。此外，因為金融市場的國際化與自由化，國際間的金融市場往往牽一髮而動全身，有著高度的互動整合關係。還有在衍生性金融商品的蓬勃發展之下，雖然本意是提供了規避風險的另一種管道，但是往往淪為投機客炒作的工具，操作不當之下也會大幅的增加財務風險，增加鉅額損失的機會。

自 1990 年以來，各國陸續傳出政府、企業與金融機構因為風險控管不當而造成鉅額虧損甚至是倒閉的重大事件。例如 1992 年英國金融風暴、1993 年日本昭和蠟殼石油公司操作外匯衍生性商品失敗而產生重大虧損、1994 年墨西哥金融風暴及美國加州橘郡（Orange Country）操作利率衍生性商品而產生重大虧損、1995 年英國霸菱銀行（Baring Bank）因操作利率衍生性商品造成損失而宣告倒閉、1997 年亞洲金融風暴、1998 年美國長期資本管理基金因俄羅斯金融風暴而產生鉅額虧損、以及 2006 年泰國防止投機客炒作外匯而實施外匯管制導致股市暴跌，以上事件均顯示企業、金融機構與政府若是無法有效並妥善的控制風險，很可能導致機構發生財務危機甚至倒閉，並且會對金融市場與經濟體系造成連鎖效應。

臺灣的經濟體系自古以來就是以貿易進出口導向為大宗，所以匯率變動的風險控管對企業在國際貿易方面扮演非常重要的角色。在匯率風險方面，企業除了考慮外匯變動來訂定商品價格以外，更要利用衍生性商品來進行避險或是套利的行為，顯示風險控管是一個相當重要的課題。

第二節 研究動機

風險管理的重要性近年來受到重視的程度越來越高，而衡量風險的方法以風險值（Value at Risk, VaR）最常使用。VaR 的簡單定義是，持有某資產的一段期間內，在特定的信賴水準下，未來一段期間內可能發生的最大損失期望值。因為極端事件的發生通常發生在報酬分配的尾端部分，所以管理當局衡量了資產報酬分配的尾部行為，就能夠進一步下定決策控制風險並且避免之。

自 1988 年開始，國際組織及各國政府就開始針對金融機構訂定風險控管的相關規範。1988 年，G10（Group of Ten）央行共同擬定巴賽爾協定，規範會員國之銀行有關信用風險之資本適足率必須達到百分之八，並於 1993 年將市場風險納入規範。1993 年，G30（Group of Thirty）提出了以 VaR 做為市場風險衡量的新工具。1994 年，美國 J.P.Morgan 要求其內部人員衡量商品可能發生的風險部位，即是近年來廣為人知的 RiskMetrics 方法。而在 2001 年公布的「新巴賽爾資本協定草案」中，除了提高對資本適足率和風險係數的要求外，還增列了信用風險及作業風險的相關規範，並預計於 2006 年開始施行。新巴賽爾資本協定的實施，使得風險管理達到一個更新的里程碑。

自從 2002 年臺灣正式加入世界貿易組織（World Trade Organization, WTO）以後，臺灣地區的進出口貿易值自 2002 年至 2007 年大幅成長了將近 60%，貿易總值達約 14 兆新臺幣（參見表 1-1）。此外，國家對於外匯管制雖然已經開放數十年，僅在匯率波動較為劇烈或是貿易政策改變下會稍做干預，但在全球化的影響下，國外如有遭遇無關匯率之重要金融政策改變，依舊會影響臺灣之匯率市場。例如日本於 2006 年以來兩度調升利率，造成日圓兌美元急速升值，連動影響到臺幣兌美元的升值，出口產品到美國的企業因此遭受到匯差損失。由此可見，企業面對的匯率風險將更無法避免，所以控制風險將成為企業當務之急必做的選項。

表 1-1 臺灣近年進出口貿易額 單位：新臺幣百萬元

西元年	出口	進口	進出口總額
2002	4670404	3918415	8588819
2003	5172958	4409978	9582936
2004	6097235	5656672	11753907
2005	6374496	5877163	12251659
2006	7278766	6604864	13883612
2007	8087934	7211791	15299725

資料來源：財政部網站

本論文的研究動機主要想了解與臺灣主要貿易往來國家外匯之即期匯率的尾部指數與風險值。關於匯率報酬的風險值文獻已相當多，如Hendrick(1996)、Danielsson and de Vries(2000)及Longin and Solnik(2001)等。也有不少的文獻指出匯率報酬存在厚尾，如Koedijk, Stork and de Vries(1992)，Danielsson and de Vries(2000)、Deo(2002)及Wrgner與Marsh(2005)等。然而，金融資產報酬序列已經廣泛的被證明存在自我相關、條件異質變異與波動叢聚等特性。因此，本研究希望先將外匯報酬的序列資料先加入GARCH(Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedasticity Model，以下簡稱GARCH)效果後得到符合i.i.d. (Identically and Independently Distributed)型態的標準化殘差序列後，在搭配極值理論估計其尾部指數，以比較原始序列與加入GARCH效果之序列所估計的尾部指數數值與極值分配。此外，本研究並加以比較兩序列間所求得的尾部指數應用在風險值估計的準確性，以說明尾部指數估計的差異對風險值的影響。

第三節 研究目的

本研究目的是針對臺灣主要貿易國，其貿易額於2007年佔總貿易額比重前六強之國家為大陸、日本、美國、歐洲、香港和韓國等¹之貨幣，分別是人民幣、日圓、美元、歐元、港幣、韓元等外幣兌換臺幣的即期匯率為研究對象，探討其匯率日報酬資料之尾部指數與風險值。本研究希望達到的目的如下：

一、運用極值理論中的修正Hill估計式，比較原始序列與加入GARCH效果之序列，來探討臺灣主要貿易國匯率報酬尾部指數估計的結果並分析之。

- a. 比較兩者序列之匯率報酬序列是否存在高峰厚尾之特性，並比較其大小。
- b. 比較兩者序列左右尾的分配有無顯著差異。
- c. 比較兩者序列後之尾部指數估計值的大小。

二、將尾部指數的估計結果運用於風險值分析，藉由比較加入GARCH效果之日報酬序列及原始日報酬序列何者的風險值估計孰能逼近真實的風險值。

¹大陸、日本、美國、歐洲、香港和韓國，其貿易額佔總貿易額比重分別為 16.73%、16.05%、13.19%、11.95%、9.48%和 5.02%。(資料來源：財政部網站)

第四節 論文架構

本論文共有五章，其架構如下所示：

第一章 緒論

本章主要是敘述本文的研究背景與動機、研究目的及研究架構。

第二章 文獻探討

本章主要是針對與臺灣主要貿易國之匯率的尾部指數與風險值相關之文獻作一簡要之回顧及摘要，以定位本研究之方向。

第三章 研究方法

本章主要是介紹研究理論架構與方法，包含了極值理論，標準化殘差之估計，修正Hill估計式，風險值的估計與風險值估計的驗證。

第四章 實證結果與分析

本章使用S-PLUS計量軟體，依資料來源、資料初步分析、基本敘述統計量、單根檢定、尾部指數估計結果分析與尾部指數估計結果應用於風險值的分析等順序，求得實證之結果，並藉由表格的整理及文字的敘述進行分析。

第五章 結論與建議

本章歸納本研究主題實證結果與分析之重要結論，及本研究結果對後續研究者之建議。

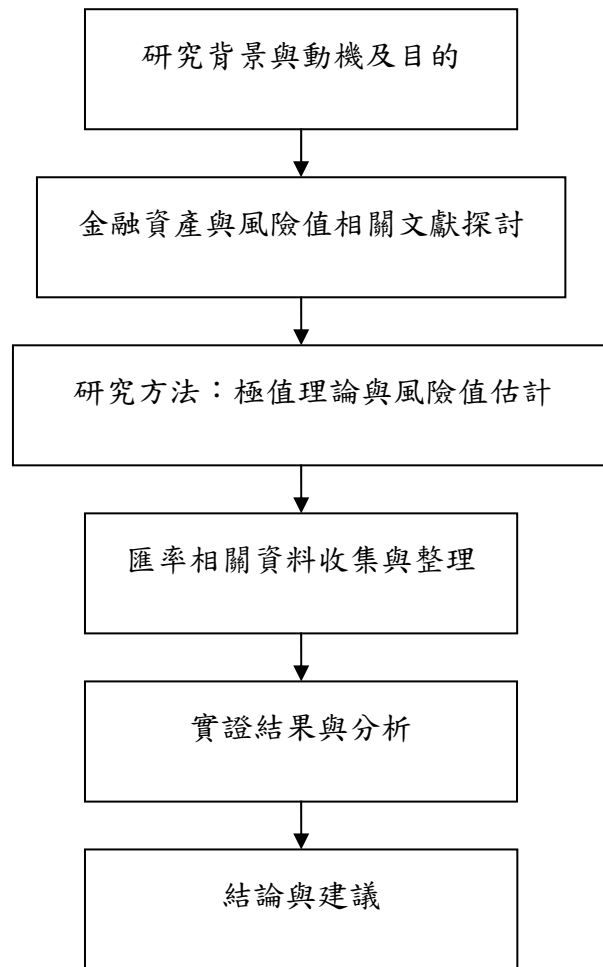


圖1-1 論文架構圖

第二章 文獻回顧

近年來，由於政府實施自由化與國際化的貿易政策，對外貿易值日漸增高，除了原本和美國、日本、歐洲等地區傳統上固有的貿易往來以外，在亞洲地區的大陸、香港、韓國的貿易值增加的幅度更是大幅度的成長。因此，對於政府或企業而言，在匯率風險上的處理必須要更為慎重與精確，以避免匯率的波動造成損失。本研究主要是針對與臺灣貿易往來密切的國家有關的匯率尾部指數與風險值來作為探討，故將以下文獻回顧分成四個部分來作為探討，第一節為風險值觀念的介紹與估計方法。第二節為金融資產的極值行為的文獻回顧。第三節為金融資產的尾部指數估計方法的相關研究。第四節為文獻小結。

第一節 風險值觀念介紹與估計方法

近年來風險值在風險控管上的應用相當廣泛，提供了在大量的金融商品發展以及金融市場波動的一種新興風險的管理工具。它的定義為持有某資產一段期間，在一定的信賴水準下，所有可能遭受的最大損失金額。風險值有量化風險的優點，金融機構為了內部控管及調整，已經將風險值視為衡量市場風險的標準。它不但可以衡量下方風險，表現出風險偏好，更可以跨資產、部門做比較。對企業的管理當局而言，風險值還能使企業正視其未來因市場波動可能造成企業價值的減損，進而促使其採取適當的避險策略以降低可能的鉅額損失。此外，還提供了量化、客觀的風險衡量方法和將最大估計損失額予以量化，用以輔助在現場交易的前線作業人員，瞭解本身部位變化的情形，也提供管理人員監控前線作業人員交易結果的有效依據。

所謂的風險值，Beder (1995)簡單定義為在某一特定時間內，在某一機率水準下，所預期產生的最大可能損失的估計。Jorion (1997)則定義為在既定的信賴區間下，某段時間中，預期在一目標區間內，當市場的走勢不利變動時之預期最大損失估計值。

Morgan (1996)則認為風險值是一個表示在某一段時間某一個機率下，資產投資組合價值潛在變化的數值，因此，用風險值表示達某一期間某一機率下，資產投資組合的可能損失。綜合而言，詳細定義風險值表示在給定持有期間T與一個給定的信賴水準值(1-α)%下，可以衡量一個投資組合或單一資產投資部位若發生一些極端事件所可能發生的最大損失之估計。例如：管理者手上有N元的投資組合，在信賴水準(1-α)%下的風險值為VaR，則其最可能的最大損失金額為N×VaR的金額。風險值的表示方式如下：

$$\Pr(R < VaR) = \int_{-\infty}^{VaR} r(x)dx = P^*$$

其中，R為投資組合在某一特定時點的報酬率。

風險值不但擁有動態管理、量化風險、可跨資產比較的優點，也因此其估計方法、應用範圍也愈加周延、廣泛。此外，風險值對於資產報酬分配的假設、選擇及參數的估計隨著資產特性、樣本而有所不同，若不能把資產報酬率分配有正確的描述，則所估計的風險值、資產配置會出現錯估、不具效率性的問題發生。

以下文獻將介紹風險值估計的估算方法：

Beder (1995)以八種常見之VaR衡量法來預測三種不同投資組合，以分析在運用VaR衡量法進行風險控管時的模型風險。結果顯示，在相同投資組合的情況下，各種不同VaR方法衡量之結果差異極大，得知VaR衡量法相當依賴各種參數之設定、資料集之取得、投資組合部位之型態與資產之種類、統計與數理之推算方法。實證結果並未確定RiskMetrics、加權移動平均法等、歷史模擬法、蒙地卡羅模擬法何者為最佳估測風險值方法。

Hendrics (1996)以八種外幣匯率資料為樣本，使用簡單移動平均法、指數加權

移動平均法與歷史模擬法，共計十二種不同之參數設定，隨機抽取組合成一千個投資組合，計算出十二組的風險值。結果顯示，在風險會隨時間變化的情況之下，指數加權移動平均法之風險值預測效果會優於簡單移動平均法，但並未明確指出何種方式為最佳的衡量方式；而實證結果亦顯示當資料的極端值出現愈多與存在著厚尾現象時，則實際損失就愈有可能大於常態假設所預估的風險值，因此 Hendrics 認為後續研究者可針對上述現象加以研究改進。

林楚雄與陳宜玫(2002)以臺灣股票市場為樣本，評估參數法(簡單移動平均法、指數加權移動平均法、GARCH-normal 法、波動轉換 GARCH-normal 法、GARCH-t 法、波動轉換 GARCH-t 法)、極值法(VaR-x 法)以及蒙地卡羅模擬法在估計風險值(Value at Risk, VaR)之預測能力。結果顯示，簡單移動平均法與指數加權移動平均法之表現不甚理想，因為它們不能捕捉波動的行為；VaR-x 法、GARCH 族模型與蒙地卡羅法因為較能捕捉尾部機率分配與波動的行為，估計的 VaR 較準確而增進市場風險的管理效能。此結果表示資產價格機率分配與波動行為的掌握，是估計 VaR 的關鍵。

觀察上述文獻發現風險值的估計方法有許多種，較常見的有：簡單移動平均法、指數加權移動平均法、蒙地卡羅模擬法、極值理論法…等等。在不同的研究目的下，使用的時機也各有不同。但綜合而言，能夠估算尾部指數的機率分配與波動叢聚行為的風險值估算方法較佳。

第二節 金融資產的極值行為

Goorbergh and Vlaar (1999) 以荷蘭 AEX 股價指數與道瓊工業股價指數為研究對象，在比較靜態模型(包括假設報酬分配分別為常態分配、Student-t 分配、與混合常態分配)、GARCH 族模型 (包括假設殘差項為常態分配、Student-t 分配、混合常態與 J.P Morgan 的 RiskMetric)、歷史模擬法與極值法後，結果顯示，GARCH-t 分配法所衡量之 VaR 值經 Kupiec (1995) 事後檢測發現，在任一機率水準下其管理績效遠優於其他衡量法，且其失敗率亦最接近理論失敗率。因此能捕捉厚尾現象又可估測到波動叢集現象的 GARCH-t 分配之風險管理績效方能如此優越。

Bali (2003) 運用極值理論來估計美國國庫券的利率波動，結果顯示，利率的上生與下降會隨著時機的改變向尾部靠近，利用極值理論可以更精確的估計利率的極值行為及風險值估計的準確性。

Bystrom and Hans (2005) 運用極值理論來探討電費價格的波動，結果顯示，使用一般化的柏拉圖分配 (GPD) 搭配上利用 AR-GARCH 模型過濾，可以準確的估計尾部指數的改變及風險值。此外，運用極值理論也可以處理電費價格的投資組合還有波動性。

周恆志與陳勝源 (2004) 以臺灣期交所的臺指期貨，與新加坡期交所的摩根臺指期貨市場為樣本，運用極值理論來探討期貨的保證金比例之設定，及漲跌幅限制影響。結果顯示，漲跌限制截斷了期貨日內價格的極端變化，因此報酬率分配的峰態減緩，對極值分配的參數估計、保證金不足的機率估計與保證金比例設定均有影響。維持期貨漲跌幅限制與保證金對於降低期貨價格波動性有替代效果。較窄小的漲跌幅限制可以降低期貨價格的波動性，有助於控制期貨的違約風險。

觀察上述文獻發現，不僅是股價、匯率、利率…等金融資產可以應用極值理論來瞭解其機率分配型態與極值行為之外，也可以應用到風險管理的議題，例如：風險值的計算、保證金水準的設定、漲跌幅限制、波動的估計…等等，都可以藉由極值分配型態的估計而加以計算求得。

第三節 金融資產的尾部指數估計方法

Danielson and de Vries (1997) 針對極端事件會造成資產報酬分配厚尾之現象，因此運用半參數化的極值理論來估計VaR值，此模型結合了尾部指數與歷史模擬法，計算出極端事件發生之機率。此外，Kearns and Pagan (1997)實證發現無母數方法中，Hill尾部指數估計式具有最佳的估計特性。

Huisman, Koedijk and Pownall (1998) 為解決厚尾問題與提昇參數化 VaR 法之準確度，提出 VaR- x 衡量法。他們認為雖然運用極值理論可求得尾部指數估計值，如 Danielson and de Vries (1997)運用極端值理論來估計 VaR 值，但是其最大缺點就是所需的樣本觀察必須超過十萬個。因此若在小樣本下，則此估計法容易發生偏誤的問題。因此 Huisman et. al.(1998)提出在小樣本中的尾部指數不偏估計量。由於 Huisman et. al.(1998)的 VaR- x 法不但有可以在不同累積機率衡量數量方法和持有期間進行簡單轉換的參數化方法之優點，還可以處理厚尾分配的問題，因此可精確衡量市場之風險值。

Danielsson,de Vries (2000) 以各國的股價或匯率資料為樣本，分別利用半參數的 Hill估計法與歷史模擬法和J.P Morgan 的RiskMetrics 分別估計出來的風險值進行比較，其尾端指數的估計是採用最近Danielsson,de Vries (1997b) 與Danielsson,de Haan,Peng and deVries (2000) 所提出的有效、半參數的方法所估計最適的資料個數

選擇，但是前提是資料必須為i.i.d.的資料，並強調大樣本。結論可得在1%顯著水準下，條件模型下使用RiskMetrics方法計算的風險值下會低估股價報酬，歷史模擬法預測VaR是較佳的，但歷史模擬無法衡量歷史以外的樣本是它的缺點。此外，在尾部指數方面，極值的估計方法是比RiskMetrics 的方法與歷史模擬法表現的更好。

McNeil and Frey (2000) 為了同時解決金融資產具有厚尾及異質性的問題，使用極值理論去估算由GARCH 所配適剩下來的標準化殘差的尾部指數，極值理論是以一般化的柏拉圖分配 (Generalized Pareto distribution, GPD) 的模型進行風險值估計，然後估計風險值與計算超過風險值的理論個數，然後以回溯測試 (backtesting) 比較各種方法的優劣。結果顯示此模型比忽略了厚尾分配與忽略了隨機波動的估計方法還要更好。

Huisman, et al. (2001) 以及Quintos, Fan and Phillips (2001) 指出Hill 估計式的問題在於決定一個最適合的尾部觀察數目。過多與不足的尾部指數觀察數目皆會造成估計值上些許的偏誤。此外，Quintos, Fan and Phillips (2001) 則進一步指出不適合的尾部觀察數目將導致檢定尾部指數可能會出現錯誤的結果。所以當要進行動態尾部指數估計的時後，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問題。爾後，Huisman et al. (2001)並針對Hill估計式的兩個問題，提出一個修正Hill尾部指數估計式(VaR-x法)。VaR-x法除了小樣本下具有不偏的特性之外，而且也不須在求算尾部指數時事先決定尾部觀察數目的優點。因此運用此法進行動態風險管理時，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為小樣本時，提供一個良好的不偏估計的特性。並證明VaR-x法對資產報酬服從Burr分配、Cauchy分配或是Student -t分配來說，仍可得到一無偏誤的尾部指數估計值。此外，當資料具有GARCH效果時，修正Hill估計式仍能夠適用尾部指數的估計。

林楚雄、高子荃與邱瓊儀（2005）以六個股價指數做為樣本，延續McNeil與Frey（2000）所提出的結合GARCH模型與極值理論的風險值估計方法，並針對其應用極值理論估計標準化殘差項的極值分配法加以改進，以簡化風險值的估計過程並提升估計的準確性。並且應用Huisman, Koedijk and Pownall（1998）及Huisman, Koedijk, Kool and Plam（2001）的VaR-x法來修正McNeil and Frey（2000）的極值估計方法。結果顯示，在高信賴水準下，結合GARCH模型與極值理論相較於GARCH模型以及指數加權移動平均法的估計更為準確。且建立的模型較McNeil and Frey（2000）的模型更具有容易以及準確估計動態風險值的特性。顯示同時掌握條件異質波動數以及厚尾分配的特性，在高信賴水準下能提升風險值估計的準確性。

江明珠、連春紅與李政峰（2006）以臺灣商業本票為樣本，運用極值理論來估計商業本票報酬率的尾部。結果顯示，臺灣商業本票報酬率具有厚尾與不對稱的特性，表示常態分配的假設對於風險值的計算並不恰當。回溯測試的結果指出，應用非參數法時不能忽略利率資料的相依性與條件異質性；相較於其它模型，結合GARCH與非參數法的方式在風險值的預測績效，有較佳的表現。GARCH模型適合預測較低信賴水準的風險值，而極值理論模型預測較高信賴水準的風險值時則表現優異。

林楚雄與王韻怡（2006）以6種外國股價指數為樣本，應用修正Hill估計式估計尾部指數並應用於風險值的估計。結果顯示考慮GARCH 效果的尾部指數估計值較不考慮GARCH效果者為小，亦即金融資產的極值分配事實上並非如同不考慮GARCH 效果下所估計的胖尾。再將考慮GARCH效果所求得的尾部指數應用到風險值的估計，結果顯示較不考慮GARCH效果者以及Risk Metrics 方法為準確。結果說明研究者在運用極值理論估計尾部指數與風險值時，若先將具有GARCH 效果的資料轉換符合i.i.d.，則可以提高估計的準確性。

觀察上述文獻發現，假設金融資產為常態分配下的風險值估計較不能貼近現實情況。因為金融資產大部分具有波動叢聚的現象與厚尾特質，所以使用GARCH模型來估計金融資產的波動性，再使用極值理論模型來估計GARCH干擾項的尾部較能準確預估風險值。若資料為小樣本，則使用Huisman et al. (2001) 提出的修正Hill估計式來預測較佳。

第四節 文獻小結

一、風險值觀念介紹與估計

- a. 風險值擁有許多的優點，因此其估計方法也更加周延、廣泛，成為許多研究者估算風險的重要工具與指標。
- b. 風險值估計的方法有許多種，但實證結果顯示，能夠考慮到金融資產尾部指數與波動行為的模型較能逼近現狀。

二、金融資產的極值行為

- a. 運用極值理論可以瞭解金融資產的機率分配型態與極值行為。
- b. 風險管理的議題上也可以利用極值分配型態的估計而求得。

三、金融資產的尾部指數估計方法

- a. 假設金融資產為常態分配下的風險值估計較不精確。
- b. 金融資產具有波動聚集與厚尾的特質，因此結合 GARCH 模型與極值理論來估計風險值能夠提高準確性。
- c. 考慮觀察指數為小樣本的情況之下，使用修正 Hill 估計式較佳。

由於相關的參考文獻中，在各研究中大抵已採用各項研究方法，例如在風險值的估計方面，各種測試及檢定包括：簡單移動平均法、指數加權移動平均法、蒙地卡羅

模擬法、極值理論法…等各種方法。在 GARCH 模型上的運用則相當的廣泛，包括了：GARCH-normal 法、波動轉換 GARCH-normal 法、GARCH-t 法、波動轉換 GARCH-t 法…等等。以上各項方法依不同的研究目的，在使用上各有所長。

本研究觀察相關文獻都顯示匯率資產存在高峰厚尾現象時，採用極值理論來估計尾部指數與風險值是一個較適當的方法，如 Koedijk, Stork and de Vries (1992)、Huisman, Koedijk and Pownall (1998)、Danielsson and de Vries (2000) 及 Huisman et al. (2001) 等。此外，金融資產普遍存在波動叢聚現象，利用 GARCH 模型配適解決資產報酬變異數異質性以獲得符合 i.i.d 型態之標準化殘差序列也是一個常用的方法，如 Danielsson, de Vries (2000)、McNeil and Frey (2000) 及林楚雄、高子荃與邱瓊儀 (2006) 等。因此，本研究運用極值理論搭配加入 GARCH 效果之序列與原始序列的影響，並比較何者較能貼近真實的風險值。由於本研究以匯率日報酬序列為研究標的，因此使用與台灣主要貿易往來較為密切國家之匯率作為研究標的，較為貼近現實狀況。

在極值理論方面，大部分探討金融資產以有母數的參數估計方法為大宗，無母數法估計的相關文獻並不多；再者，本研究的匯率資產之研究期間從 1993 年 1 月 2 日至 2007 年 9 月 30 日，僅有 3670 筆日資料，雖然過去文獻仍使用傳統極值理論的有母數方法估計，但傳統有母數估計的樣本數必須高達數十萬筆以上日資料，為了避免本研究小樣本造成的偏誤，因此使用極值理論中的無母數法之修正 Hill 估計式來作為本研究的研究方法。綜合而言，本研究使用極值理論之修正 Hill 估計式並比較加入 GARCH 效果前後之報酬序列，來探討臺灣主要貿易國匯率報酬尾部指數估計結果與風險值，以定位本研究之論文方向。

第三章 研究方法

根據先前的研究動機與文獻探討後，本章將對本研究之流程、使用的研究方法、實證模型的建立加以說明。(參見圖3-1 研究流程圖)

本研究為瞭解匯率的尾部指數與風險值。主要是利用了極值理論的無母數法來估計尾部指數以及應用到風險值的計算。為了解決報酬波動具有條件異質性的行為，本研究首先估計GARCH模型，以獲得符合i.i.d.型態之標準化殘差序列，然後應用Huisman et al. (2001) 修正Hill估計式分別估計標準化殘差序列以及原始報酬序列，比較估計這兩種序列資料所求得尾部指數值的差異。最後再應用Huisman et al. (1998) 提出的風險值估計方法，比較標準化殘差序列與原始報酬序列所估計的尾部指數應用在風險值計算的準確性，得出實證結果，以瞭解我國主要貿易國家匯率的尾部指數與風險值。

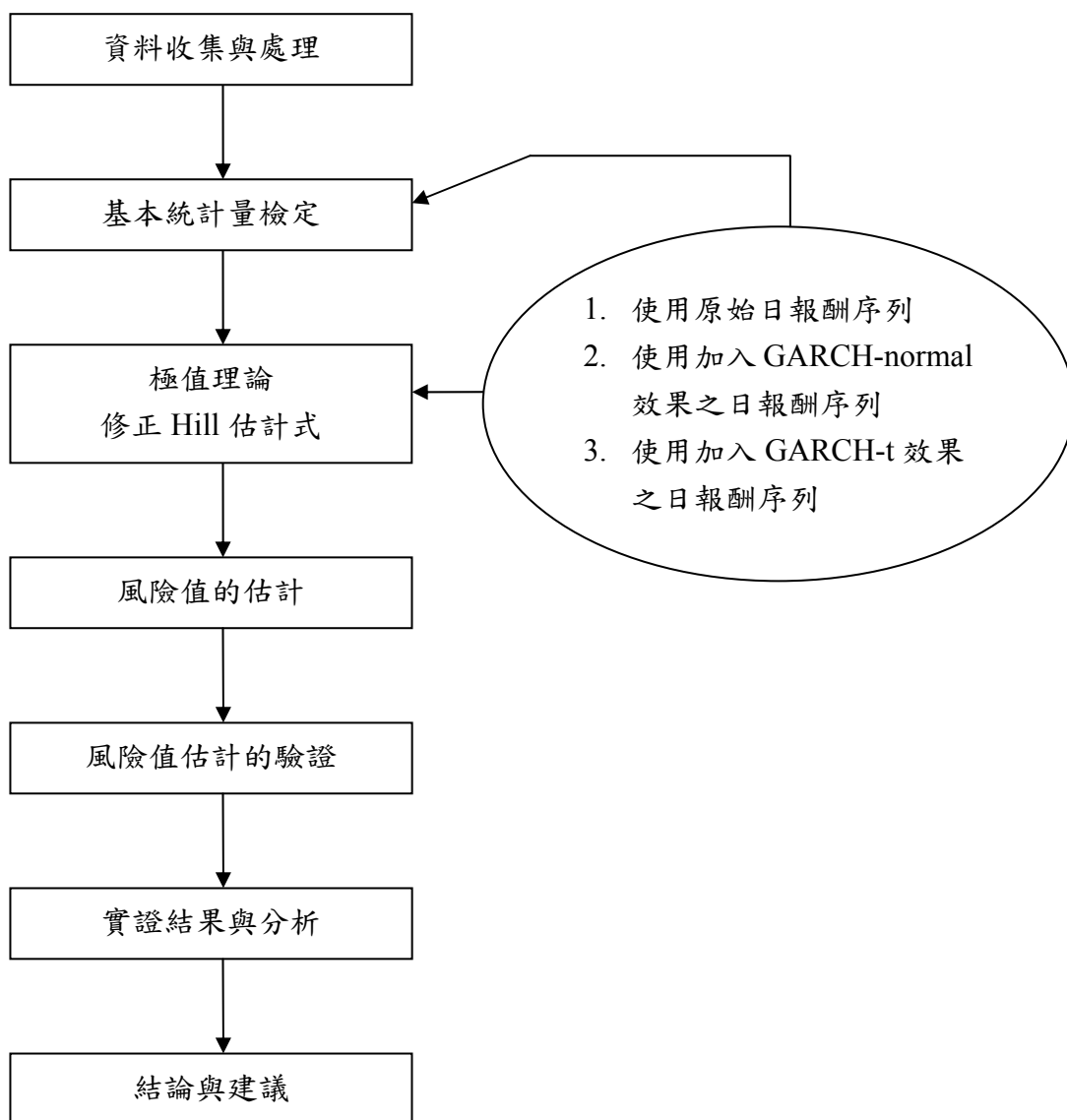


圖3-1 研究流程圖

第一節 極值理論介紹

極值理論起源於 1920~1940 年，主要在探討事件的隨機過程。大部份應用於氣象學（洪水、旱災、火災...等）及製造業的品質控管，直到 90 年代起，才逐漸應用到財務領域並漸漸增加，直到今日已經發展的相當成熟。極值理論並不討論其分配型態，其主要探討的是極大值或極小值的極限分配，也就是尾部觀察值的行為。根據 Gumbel (1958) 的證明，若匯率日報酬價格變動 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：

$$F_{Y_n}(x) = [F_x(x)]^n \quad (3-1)$$

由(3-1)式可知觀察重點在於極值分配的尾端，有鑑於極值分配的真正型態無從得知，因此極值理論主要觀察重點在於極大值與極小值的漸近分配。

Fisher and Tippett (1928) 指出，極值分配的型態，與中央極限定理雷同，樣本平均數必須收斂至母體平均數，得出標準化的極大值統計量 $\frac{Y_n - \beta_n}{\alpha_n}$ ，並透過標準化的程序，可以得到一個非退化(Non-degenerate)的極限分配。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。因此，若報酬是一 i.i.d. 的隨機數列，表示為 X_1, X_2, \dots, X_n ，在此假設 M_n 為所有資料中，第 n 筆資料中的最大值，表示為 $M_n = \max[X_1, X_2, \dots, X_n]$ ，當 $x \rightarrow \infty$ ，若有一固定數列 a_n 和 b_n 都是使 M_n 標準化的數列，則 $\frac{M_n - b_n}{a_n}$ 的極限分配會趨近於一非退化的 $H(x)$ 分配：

$$\lim_{x \rightarrow \infty} P \left[\frac{M_n - b_n}{a_n} \leq x \right] = \lim_{x \rightarrow \infty} F^n(a_n x + b_n) = H(x), x \in R \quad (3-2)$$

上述假設乃極大值的分配方法，若是要假設極小值的分配，只要將 M_n 假設為

$M_n = \min[X_1, X_2, \dots, X_n]$ 即可。若此方程式成立，則 Fisher and Tippet (1928)、Gnedenko (1943) 及 Hols and de Vries (1991) 並指出此 $H(x)$ 分配必定屬於下列三者分配的其中之一：

$$\text{Gumble 分配} : F_Y(y) = \exp(-e^{-y}) \quad \text{當 } y \in R \quad (3-3)$$

$$\text{Frechet 分配} : \begin{matrix} F_Y(y) = \exp(-y^\alpha) & \text{當 } y > 0 \\ = 0 & \text{當 } y \leq 0 \end{matrix} \quad (3-4)$$

$$\text{Weibull 分配} : \begin{matrix} F_Y(y) = \exp(-(-y)^{-\alpha}) & \text{當 } y < 0 \\ = 1 & \text{當 } y \geq 0 \end{matrix} \quad (3-5)$$

此外，由於上述三種極值分配的型態對於統計上的計算較為複雜，因此 VonMises (1954) 和 Jenkinson (1955) 推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：

$$F_{Y_n}(y) = \begin{cases} \exp[-(1 + \gamma \cdot y)^{\frac{1}{\gamma}}] & \text{若 } 1 + \gamma y > 0 \quad \text{且 } \gamma \neq 0 \\ \exp(-\exp(-y)) & \text{若 } \gamma = 0 \end{cases} \quad (3-6)$$

其中， $F_{Y_n}(y)$ 為標準化極大值統計量的累積分配函數； γ 為尾部指數。若 $\gamma > 0$ ，表示為第二類型 Frechet 分配，也是厚尾分配，例如柯西分配及 student-t 分配屬之。若 $\gamma < 0$ ，則為第三類型 Weibull 分配，如 Uniform 和 Beta 分配。若 $\gamma = 0$ 或趨近於 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。例如常態分配或對數分配等。

第二節 條件ARCH/GARCH模型

多數的匯率報酬序列具有波動叢聚及異質性等現象，亦即隨著時間點的改變，其條件變異數也並非是一成不變，因此直接以極值理論來估計尾部指數及風險值可能會造成偏誤，解決方法大多採用ARCH/GARCH模型。Engle (1982) 首先提出自我迴歸條件下異質變異數模型 (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity, ARCH)，爾後Bollerslev (1986) 則提出修正Engle模型的一般化自我迴歸條件下異質變異數模型 (Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity; GARCH)，此方法運用相當廣泛，本研究亦採用此方法。所以為了解決匯率報酬序列異質變異數的問題，先利用GARCH(p,q)模型配適匯率報酬序列的產生過程以解決匯率報酬序列變異數異質性的問題以符合i.i.d.型態之標準化殘差序列，再進行尾部指數的估計。

假設匯率日報酬率(X_t)的動態模型為：

$$\begin{aligned} X_t &= \mu_t + \varepsilon_t & \varepsilon_t &= \sigma_t Z_t & Z_t &\sim N(0,1) \\ \mu_t &= \phi_0 X_{t-1} \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \\ \alpha_0 > 0, \alpha_1 > 0, \beta_1 > 0 \end{aligned} \tag{3-7}$$

其中， X_t 為第t日的資產報酬率；條件期望值 $\mu_t = \phi_0 X_{t-1}$ ；條件變異數 $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$ ； ε_t 表第t日的標準化殘差。

本研究首先以GARCH(1,1)的條件預測模型Bollerselve et al. (1992) 為基礎，主要採用林楚雄、王韻怡(2006)之研究結果以LR (Likelihood Ratio) 檢定統計量 $LR = -2(L_{null} - L_{alternative}) \sim \chi_k^2$ 來判斷多引進的解釋變數個數是否比GARCH(1,1)模型還來的好，其中 L_{null} 表示GARCH (1,1)模型的概似函數值， $L_{alternative}$ 表示GARCH(p,q)模型的概似函數值，K表示在對立假設下多引進的解釋變數個數，LR統計值結果顯示，以

GARCH(1,1)條件預測模型來估計較佳。

本文之模型設定以ARMA(1,1)-GARCH(1,1)模型來估計 σ_t 與 Z_t ：

$$X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + b_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-8)$$

$$\sigma_t^2 = \phi_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (3-9)$$

其中， ϕ_0 、 ϕ_1 與 ϕ_2 皆為 ≥ 0 的參數。

在估計ARMA(1,1)-GARCH(1,1)模型的參數時，本研究採用Gouri'eroux(1997)的準最大概似估計法(pseudo-maximum-likelihood, PML)來進行估計，以避免匯率報酬不符合常態分配的假設時，仍能求出具有一致性且趨近於常態分配的估計式。在模型參數估計完成後，即可根據(3-8)與(3-9)求得標準化殘差序列

$(z_{t-n+1}, \dots, z_t) = \left(\frac{x_{t-n+1} - \hat{\mu}_{t-n+1}}{\hat{\sigma}_{t-n+1}}, \dots, \frac{x_t - \hat{\mu}_t}{\hat{\sigma}_t} \right)$ ，若此模型配適得當，此標準化的殘差應該為

i.i.d。

第三節 單根檢定

由於Bollerslev (1986)提出之GARCH模型要求樣本的時間序列資料必須呈定態 (Stationary)，所以在利用GARCH模型進行風險值的估計前，必須先對樣本資料進行單根檢定(unit root test)，以了解樣本資料是否呈現定態。本研究先對實證資料進行單根檢定，若非定態，則進行差分(difference)至定態為止，再放入GARCH模型估算變異數。以下分別就單根檢定及變異數估算加以說明。

一、ADF檢定(Augmented Dickey-Fuller test)

Said and Dickey (1980)、Phillips (1987)、Phillips and Perron (1988)修正由Dickey and Fuller (1979) 提出之DF檢定 (Dickey-Fuller test) 中誤差項不為白噪音(自我相關現象)，提出在DF模型中加入時間序列本身落後期的差分值，使誤差項為白噪音，這種方法稱之為ADF檢定，有以下三種模型：

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3-10)$$

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3-11)$$

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \beta_t + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3-12)$$

在(3-10)式與(3-11)式中，其虛無假設為 $H_0: \rho = 1$ ，對立假設為 $H_1: \rho < 1$ ；

而(3-12)式中，其虛無假設為 $H_0: \rho = 1, \beta = 0$ ，對立假設為 $H_1: \rho < 1$ 。檢定結果若拒絕 H_0 ，則無單根存在，時間序列為定態；反之，若不拒絕 H_0 ，則有單根存在，時間序列為非定態。

二、P-P檢定(Phillips-Perron test)

Phillips and Perron (1988) 修正DF 檢定中假設誤差項為常數的問題，其允許誤差項自我相關與變異數異質變異，稱之為P-P檢定。P-P檢定需先計算下列DF 統計檢定量：

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \beta t + \varepsilon_t \quad (3-13)$$

再利用無母數(non-parametric)統計法，對DF值進行調整轉換以得到P-P統計檢定量的臨界值，查DF表進行檢定。

第四節 修正Hill估計式

Hill在1975年提出Hill估計式(Hill Estimator)，此法不需使用參數估計，而是利用順序統計量的性質，將樣本資料 $[X_i]_{i=1}^T$ 排序如下：

$$X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq X_{(3)} \leq \dots \leq X_{(T)} \quad (3-14)$$

Hill estimator只適用於 $\gamma > 0$ 的情況，也就是當資料具有厚尾現象時，雖然僅能運用在Frèchet 分配，但在估計財務資料的 γ 上仍是不錯的方法，應用其估計式如下：

$$\gamma^H(q) = \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q [\ln X_{(i)} - \ln X_{(q+1)}] \quad (3-15)$$

其中 q 是一整數， $X_{(q)}$ 是第 q 大的順序統計量。

Huisman, et al.在2001年提出一個修正Hill估計式，此法除了在小樣本下具有不偏的特性之外，也有不須求算尾部指數要先決定尾部觀察數目的優點，以改良Hill估計式。本研究採用其所提出的修正Hill估計式來估計匯率日報酬的尾部指數以探討其極值行為，並應用此法估計尾部指數以進行匯率日報酬原始序列與加入GARCH效果之匯率日報酬序列之風險值估計。

以下說明Huisman et al. (2001) 估計尾部指數的方法：

假設從一未知的匯率日報酬序列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 $X(i) \geq X(i-1)$ ， $i=2, L, n$ 。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(γ)如下：

$$\gamma(k) = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \ln(X(n-j-1)) - LN(X(n-k)) \quad (3-16)$$

其中 γ 為條件柏拉圖 (Pareto) 分配之最大概似估計式， 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，也就是：

$$\frac{\gamma - E(\gamma)}{k^{\frac{1}{2}}} \xrightarrow{w} N(0, \gamma^2) \quad (3-17)$$

即使如此，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近期望值估計式與漸近變異數估計式為：

$$E(\gamma(k)) \approx \frac{1}{\alpha} - \frac{b\beta}{\alpha(\alpha + \beta)} a^{\frac{\beta}{\alpha}} \left(\frac{k}{n}\right)^{\frac{\beta}{\alpha}} \quad (3-18)$$

$$\text{Var}(\gamma(k)) = \frac{1}{k\alpha^2} \quad (3-19)$$

由式(3-18)與式(3-19)可以得知選取過多的尾部觀察數目時，雖降低尾部指數之變異程度，但卻造成尾部指數之偏誤；尾部觀察數目不足時則恰好相反。可了解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。

最終，Huisman et al. (2001) 提出修正Hill估計式解決Hill估計式的 k 值選擇問題，並證明此法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(3-18)式為基礎，假設 $\alpha = \beta$ ，並轉換如下：

$$\gamma(k) = \beta_0 + \beta_1 k + \varepsilon(k), \quad k=1, L, \frac{n}{2}$$

其中， β_0 與 β_1 為迴歸係數， $\varepsilon(k)$ 為迴歸殘差項，最適尾部觀察數目 $k = \frac{n}{2}$ ，截距項參數 β_0 。

第五節 風險值的估計

本文將臺灣主要貿易國家之匯率日報酬原始序列與加入GARCH效果之匯率日報酬序列所求得的匯率日報酬的尾部指數，運用Huisman et al. (1998)的VaR-x法以進行風險值的估計，並比較其大小。Huisman et al. (1998)的VaR-x的作法為先利用(3-12)式求取尾部指數，再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。以下說明VaR-x法估計風險值的步驟(王雅玲、林楚雄,2003)：

步驟一、以(3-12)式估計法求出報酬分配左尾的尾部指數估計值 $\hat{\beta}_0$ 。同時估計報酬分配平均數 μ 和變異數 σ^2 值。

步驟二、尾部指數估計值 $\hat{\beta}_0$ 的倒數等於t分配的自由度。 $\hat{\beta}_0 = \frac{1}{\alpha}$ ，其中 α 為為t分配中之自由度。

步驟三、1-q%信賴水準與自由度為 α 下，估計t分配的臨界值 S^* 。

步驟四、 S^* 轉換成實際報酬率的臨界值 $R_q = -S^*\theta + \mu$ ，其中 $\theta = \frac{\sigma}{\sqrt{\alpha/(\alpha-2)}}$ 。

步驟五、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。本文以下的實證研究皆假設 $W_0 = 1$ 。

第六節 風險值績效之檢測

風險值估計的驗證方法大致上可以分成兩類，第一種驗證方法是直接計算出損失值超過估計風險值的次數，如失敗率或比較成功率；而另一種方法是統計上的驗證方法，例如平均失敗誤差法，它主要是比較實際損失值和風險估計值之間的誤差量。為了衡量本研究風險值估計的準確性，使用了兩種檢測方法，敘述如下：

一、失敗率檢定 (Kupiec,1995)

定義為在期間中實際損失超過估計風險值的百分比，可衡量風險值的準確性。本研究以實際損失大於風險值估計值則登記為失敗，失敗一次則給定數值為1，其他則為0，再加總整個樣本期間每日實際發生損失值超過風險值估計的失敗次數，求得總失敗次數與失敗率。若估計的失敗率越接近所訂之顯著水準，則表示風險測試越正確。

二、平均失敗誤差檢定 (林楚雄、王韻怡,2006)

失敗次數或失敗率的誤差大小也是影響風險值估計準確度的重要指標之一。對風險控管者來說，除了準確的預測失敗次數或失敗率外，也要讓失敗發生誤差較小，如此風險值預測才能降低未預期損失。所以本研究亦比較當失敗發生時，估計風險值與實際損失的平均誤差。當平均誤差越小，表示失敗時的未預期損失較小。

第四章 實證結果與分析

本章乃根據第三章研究方法所敘述的樣本選取、檢定方法、實證模型等設計，將實證結果分成下列6節進行分析。第一節為資料來源及處理。第二節為匯率日資料初步分析結果。第三節為基本統計量檢定。第四節為測試是否有單根。第五節為尾部指數估計結果的分析。最後第六節再將尾部指數運用至風險值的分析。

第一節 資料來源

本研究之實證主要是研究與臺灣主要貿易國之匯率的尾部指數與風險值。本研究之匯率所使用之資料為臺幣兌美元、臺幣兌歐元、臺幣兌人民幣、臺幣兌日圓、臺幣兌港幣、臺幣兌韓元外匯之即期匯率為主要研究對象。資料來源取自於AREMOS經濟統計資料庫與財政部網站，資料期間的選取考慮到臺幣兌歐元的匯率資料是從1993年開始，因此研究期間取自1993年1月2日至2007年9月30日止，其中扣除非營業日及部分交易資料之遺缺，共計有3670筆日資料。對於資料遺缺的處理方式，是以當日遺漏資料的前一天以及後一天的平均來當做當日遺漏的資料。匯率報酬是以 $R_t = \ln(P_t - P_{t-1})$ 來定義， P_t 表示第t日的匯率收盤價格。

第二節 資料初步分析

匯率報酬日資料如圖 4-1-1 至圖 4-1-6 (橫軸表示年度, 縱軸表示匯率報酬率)。

其中臺幣兌美元、臺幣兌歐元、臺幣兌港元、臺幣兌日圓日報酬波動較小(正報酬與負報酬介於 0.04~-0.06 之間), 顯示這些國家相對於臺灣的匯率較為穩定; 至於臺幣兌人民幣、臺幣兌韓元的日報酬波動較大(正報酬與負報酬介於 0.1~-0.3 之間), 顯示這些國家的匯率較不穩定。其中由於人民幣是採行固定匯率政策, 因此匯率由政府決定, 導致匯率波動較大; 韓國則是因為在亞洲金融風暴期間, 匯率貶值嚴重, 但亞洲金融風暴過後, 又隨之升值, 因此匯率波動也較為劇烈。

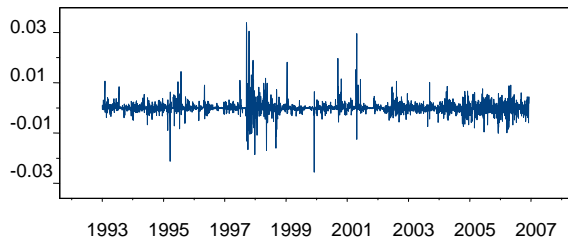


圖 4-1-1 臺幣兌美元日報酬率

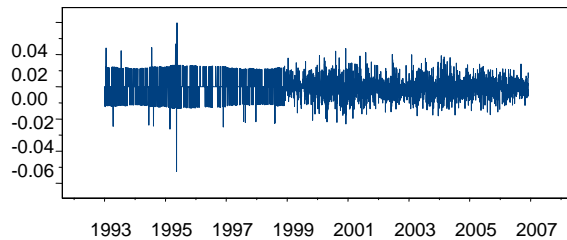


圖 4-1-2 臺幣兌歐元日報酬率

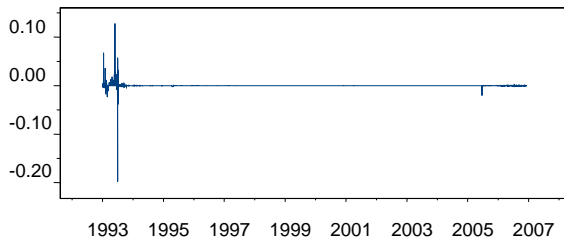


圖 4-1-3 臺幣兌人民幣日報酬率

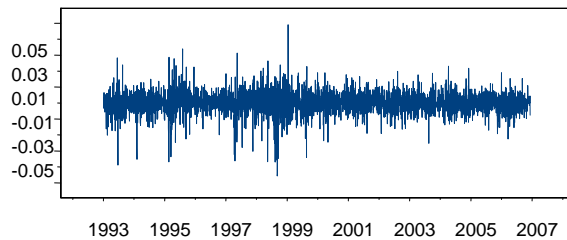


圖 4-1-4 臺幣兌日圓日報酬率

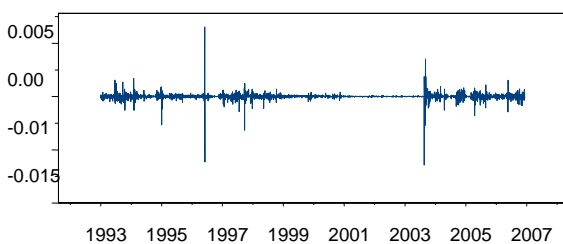


圖 4-1-5 臺幣兌港幣日報酬率

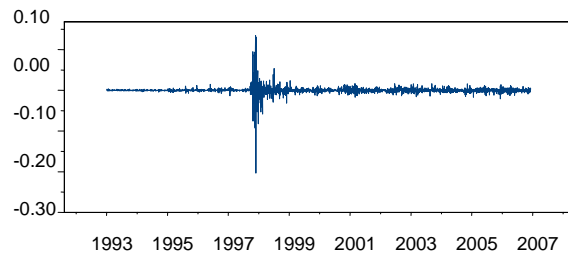


圖 4-1-6 臺幣兌韓元日報酬率

圖 4-2-1 至 4-2-6 為匯率日報酬之常態機率圖 (Quantile-Quantile plot, QQ-plot)，若圖形中之樣本直線與常態直線重合時，表示符合常態分配，表示若樣本資料不為常態分配時，則樣本分配會偏離常態直線。圖表中顯示的樣本直線可以發現皆偏離常態直線許多。因此，可以發現本研究之匯率日報酬率匯率皆不服從常態分配。

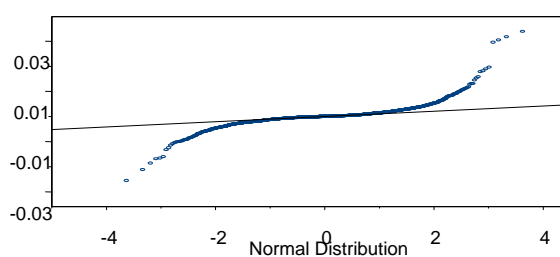


圖 4-2-1 臺幣兌美元日報酬率之常態 QQ-plot 圖

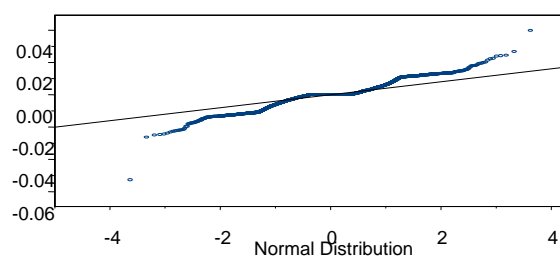


圖 4-2-2 臺幣兌歐元日報酬率之常態 QQ-plot 圖

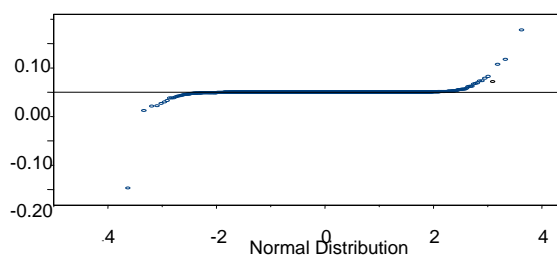


圖 4-2-3 臺幣兌人民幣日報酬率之常態 QQ-plot 圖

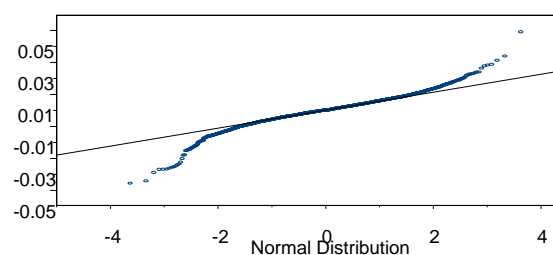


圖 4-2-4 臺幣兌日圓日報酬率之常態 QQ-plot 圖

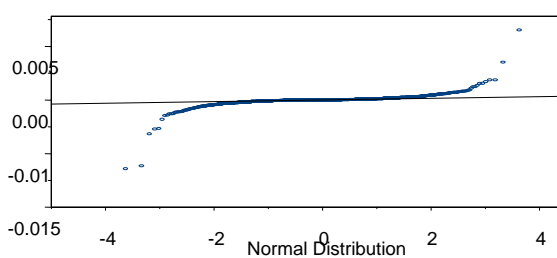


圖 4-2-5 臺幣兌港幣日報酬率之常態 QQ-plot 圖

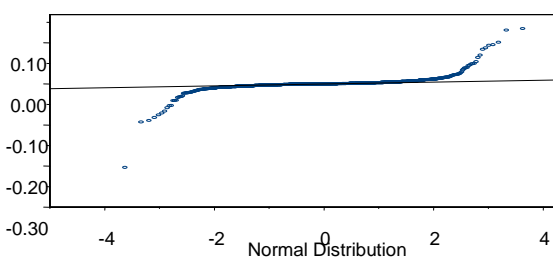


圖 4-2-6 臺幣兌韓元日報酬率之常態 QQ-plot 圖

第三節 匯率日報酬的基本敘述統計量

表4-1-1為6種匯率日報酬率之統計檢定量摘要，包括平均數、標準差、偏態係數、峰態係數以及Jarque-Bera檢定等。由平均報酬率檢定結果，顯示6種匯率中的臺幣兌美元、臺幣兌港元、臺幣兌韓元之現貨報酬率的平均日報酬均略高於0；其他略小於0。又由偏態係數、峰態係數以及Jarque-Bera統計量的檢定結果，顯示6種匯率日報酬資料皆不符合常態分配而呈現厚尾的高狹峰分配，隱含資料型態正適合以極值理論探討尾部行為。此外，Ljung-Box (1978) 的Q統計量檢定結果，顯示匯率日報酬率與匯率日報酬率平方序列資料具有自我相關的特性，即報酬與報酬波動呈現序列相關。

表4-1-1 各匯率日報酬統計檢定量摘要

資料	臺幣兌美元	臺幣兌歐元	臺幣兌人民幣	臺幣兌日圓	臺幣兌港幣	臺幣兌韓元
平均數	0.0000679	-0.000081	-0.0000076	-0.000021	0.0000647	0.0004078
標準差	0.0002588	0.0613	0.0004523	0.000688	0.0003017	0.008644
最小值	-0.002558	-0.0231	-0.1974	-0.0456	-0.000641	-0.02034
最大值	0.03385	0.02384	0.1278	0.04917	0.0006530	0.1345
偏態	0.18873**	0.00787**	-1.503**	-0.4829**	-0.2748**	-0.09033**
峰態	3.542460**	7.7847**	118.9234**	4.7611**	17.898**	14.9174**
Jarque-Bera	113.76*	569.01*	19.764**	839.13*	163.61*	250.30**
Ljung-Box	Q(12)=42.694*	Q(12)=9.4340*	Q(12)=247.10*	Q(12)=7.7845*	Q(12)=38.049*	Q(12)=272.27*
	Q ² (12)=622.2*	Q ² (12)=108.6*	Q ² (12)=493.83*	Q ² (12)=362.3*	Q ² (12)=273.4*	Q ² (12)=6090.8*

註：1.偏態係數檢定顯著，表示拒絕偏態係數為0的假設，亦即報酬分配呈現偏態分佈；峰態係數檢定顯著，表示拒絕峰態係數為3的假設。

2.**表示在1%顯著水準下顯著，*表示在5%顯著水準下顯著。

3.Q與Q²分別表示報酬序列資料與報酬平方項序列資料Ljung-Box統計檢定量。

表4-1-2及表4-1-3分別為假設報酬為常態分配(n)及t分配下，加入GARCH模型所獲得標準化殘差值之統計檢定量摘要。由偏態與峰態係數的檢定值，顯示各匯率報酬序列經過GARCH-n及GARCH-t兩種模型過濾後的標準化殘差值，依舊顯著呈現偏態以及高狹峰厚尾分配的特性；在Jarque-Bera統計量的檢定結果，亦顯示所有序列過濾後標準化殘差值序列拒絕常態分配的假設。比較表4-1-1至表4-1-3，發現過濾後標準化殘差值與原報酬分配皆呈現顯著高狹峰厚尾之非常態分配的特性。進一步比較過濾前後的偏態與峰態絕對數字，顯示過濾後的偏態變大、峰態變小。此外，過濾後的Q統計量檢定結果皆呈現不顯著，顯示過濾後股價指數標準化殘差與過濾後股價指數標準化殘差平方序列資料已經不具有序列相關的特性。

表 4-1-2 標準化殘差統計檢定量摘要：GARCH-n 模型

資料	臺幣兌美元	臺幣兌歐元	臺幣兌人民幣	臺幣兌日圓	臺幣兌港幣	臺幣兌韓元
偏態	0.1678**	0.0074**	-1.4437**	-0.4635**	-0.2542**	-0.07584**
峰態	3.3986**	7.2493**	97.3212**	4.1231**	15.1347**	12.1323**
Jarque-Bera	76.92*	356.44*	17.76**	312.56*	90.467*	178.022*
Ljung-Box	Q(12)=12.705	Q(12)=8.7699	Q(12)=22.71	Q(12)=7.2391	Q(12)=15.278	Q(12)=22.41
	Q ² (12)=13.6	Q ² (12)=10.4	Q ² (12)=45.2	Q ² (12)=33.9	Q ² (12)=23.8	Q ² (12)=56.4

註：GARCH-n表示假設報酬為常態分配下的GARCH模型。本文在估計此模型時，是以Berndt et al. (1974)的BHHH演算法求解參數。

表 4-1-3 標準化殘差統計檢定量摘要：GARCH-t 模型

資料	臺幣兌美元	臺幣兌歐元	臺幣兌人民幣	臺幣兌日圓	臺幣兌港幣	臺幣兌韓元
偏態	0.1754**	0.00793**	-1.4957**	-0.4426**	-0.2437**	-0.0786**
峰態	3.4386**	7.3246**	103.6521**	4.3984**	16.1478**	12.9865**
Jarque-Bera	82.43*	378.67**	17.98*	289.63**	120.437*	230.123*
Ljung-Box	Q(12)=11.149	Q(12)=8.3125	Q(12)=20.80	Q(12)=6.6978	Q(12)=17.064	Q(12)=23.27
	Q ² (12)=12.14	Q ² (12)=11.654	Q ² (12)=42.54	Q ² (12)=31.9	Q ² (12)=23.5	Q ² (12)=52.8

註：GARCH-t表示假設報酬為t分配下的GARCH模型。本文在估計此模型時，是以BHHH演算法求解參數。

第四節 匯率日報酬之單根檢定

表 4-2 是利用擴展型 Dickey&Fuller (1979)以及 Phillips&Perron (1988)兩種單根檢定結果，顯示原始報酬序列及使用 GARCH-n 及 GARCH-t 過濾後標準化殘差資料皆為平穩序列。

表4-2 單根檢定表

檢定方法 時間序列	ADF	PP
匯率日報酬原始序列		
臺幣兌美元	-50.9264 **	-51.6774 **
臺幣兌歐元	-48.7580 **	-48.7533 **
臺幣兌人民幣	-17.9214 **	-56.1144**
臺幣兌日圓	-59.1008 **	-59.0717 **
臺幣兌港幣	-49.3834 **	-74.0394 **
臺幣兌韓元	-8.6358 **	-45.4740 **
匯率日報酬GARCH-n過濾後標準化殘差序列		
臺幣兌美元	-47.3615 **	-48.0559 **
臺幣兌歐元	-45.3449 **	-45.3405 **
臺幣兌人民幣	-16.6669 **	-52.1836**
臺幣兌日圓	-54.9637 **	-54.9366 **
臺幣兌港幣	-45.9265 **	-68.8203 **
臺幣兌韓元	-8.0312 **	-41.8541 **
匯率日報酬GARCH-t過濾後標準化殘差序列		
臺幣兌美元	-44.3056 **	-44.9589 **
臺幣兌歐元	-42.4215 **	-42.4215 **
臺幣兌人民幣	-15.5904 **	-48.8195**
臺幣兌日圓	-51.4176 **	-51.3293 **
臺幣兌港幣	-42.9606 **	-64.3803 **
臺幣兌韓元	-7.5081 **	-39.5589 **

註：1.ADF 為Dickey與Fuller (1979, 1981)方法。PP表Phillips與Perron (1988)方法。ADF與PP檢定落後階數是以SBC(Schwartz Bayesian Criterion)值之最小值所決定。

2.**表示在1%顯著水準下顯著。

第五節 匯率日報酬尾部指數估計結果的分析

表4-3為6種原始日報酬序列及加入GARCH效果之日報酬序列的資料，利用修正的Hill估計式來估計兩者匯率日報酬左右尾部指數的實證結果。本文估計左尾尾部指數的樣本資料是指全部樣本資料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資料。整體而言，無論是原始日報酬序列或是加入GARCH效果之日報酬序列的資料，所有尾部指數估計值皆大於0，顯示匯率日報酬極值資料屬具有厚尾特性的Frechet分配，也就是匯率報酬極值分配較常態分配的兩端為胖。此外，根據Koedijk et al. (1990)的研究，尾部型態（尾部指數的倒數）介於0~2時屬於柏拉圖穩定(Pareto Stable)分配；尾部型態大於2時則屬於t分配。因此，由尾部指數的估計結果可知，臺幣兌美元、臺幣兌歐元、臺幣兌港幣、臺幣兌日圓屬於t分配；臺幣兌人民幣、臺幣兌韓元屬於柏拉圖穩定分配，結果隱含人民幣和韓元的極值風險較其他匯率高。此外，比較兩者的左右尾分配型態，發現原始序列的右尾尾部指數大部分大於左尾尾部指數（臺幣兌日圓、臺幣兌韓元例外）。另外一方面，比較有無加入GARCH效果之序列的尾部指數估計值，發現6種匯率日報酬加入GARCH效果後的非條件尾部指數皆較原始序列為小，表示去除序列相關的標準化殘差值的尾部變得較不胖，但仍然都呈現厚尾的Frechet分配。

表 4-3 非條件尾部指數估計值

資料	臺幣兌 美元	臺幣兌 歐元	臺幣兌 人民幣	臺幣兌 日圓	臺幣兌 港幣	臺幣兌 韓元
匯率日報酬原始序列						
單一	0.3092	0.0887	0.9098	0.6141	0.3463	0.6960
左尾	0.1749	0.0857	0.8687	0.2391	0.3573	0.7727
右尾	0.4124	0.0923	1.2635	0.1265	0.3774	0.6689
GARCH-n過濾後匯率日報酬序列						
單一	0.18	0.07813	0.7312	0.4587	0.3358	0.6745
左尾	0.0938	0.0802	0.9078	0.2023	0.2034	0.7542
右尾	0.2578	0.08324	0.9546	0.1065	0.3789	0.6432
GARCH-t過濾後匯率日報酬序列						
單一	0.1837	0.0789	0.7984	0.4789	0.3389	0.6785
左尾	0.1056	0.0854	0.9524	0.2268	0.2846	0.7324
右尾	0.2643	0.0897	0.9875	0.1068	0.3754	0.5962

第六節 尾部指數應用於匯率日報酬風險值的分析

本文採用 Huisman et al. (1998) 的 VaR-x 法，比較原始日報酬序列及加入 GARCH 效果之日報酬序列所求得的尾部指數估計值應用於風險值的計算，並比較兩者估計一日風險值的準確性。此外，根據林楚雄與王韻怡(2006)之建議，進行動態尾部指數估計時，以 500 筆資料為移動窗口預測較佳。圖 4-3-1 至圖 4-3-6 表示在 99% 信賴水準下，加入 GARCH 效果前後的 6 種匯率日報酬的風險值估計序列圖。在這 6 種匯率日報酬序列的圖形中顯示，原始日報酬序列的風險值估計較為平坦，無法反應實際的損益情況；但是加入 GARCH 效果後的風險值估計卻比較能夠捕捉到匯率日報酬序列的極端波動風險。因此，加入 GARCH 效果後的風險值估計比原始日報酬序列的風險值估計更能貼近真實的損益情形。

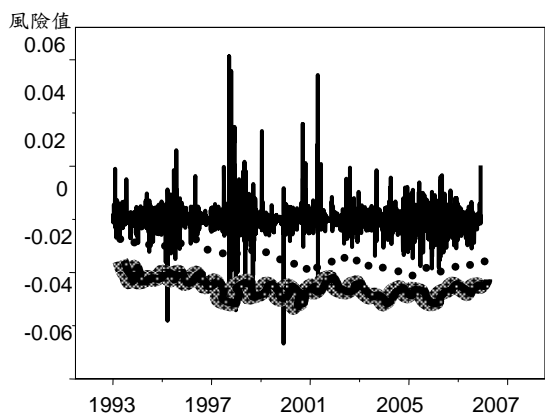


圖 4-3-1 臺幣兌美元之風險值估計

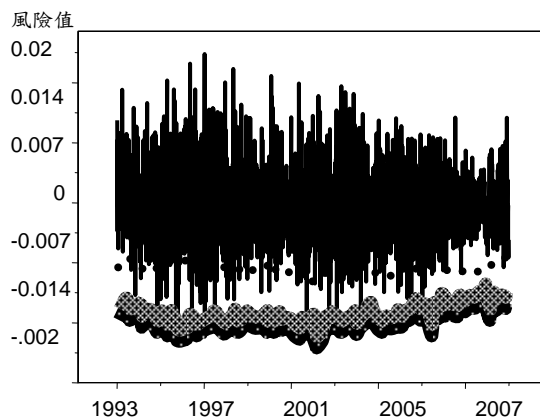


圖 4-3-2 臺幣兌歐元之風險值估計

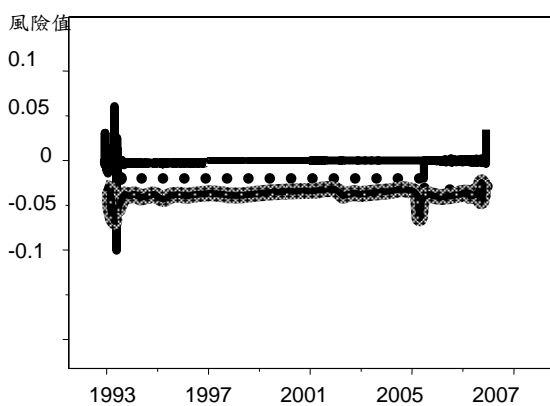


圖 4-3-3 臺幣兌人民幣之風險值估計

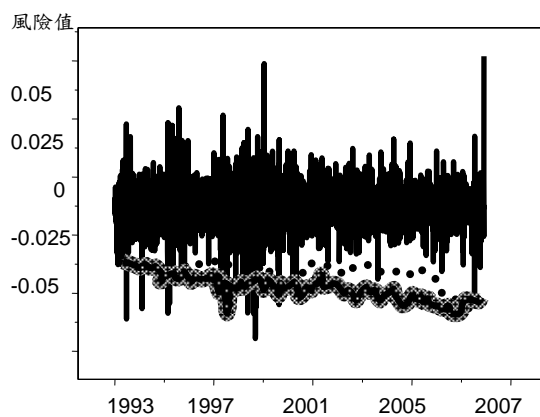


圖 4-3-4 臺幣兌日圓之風險值估計

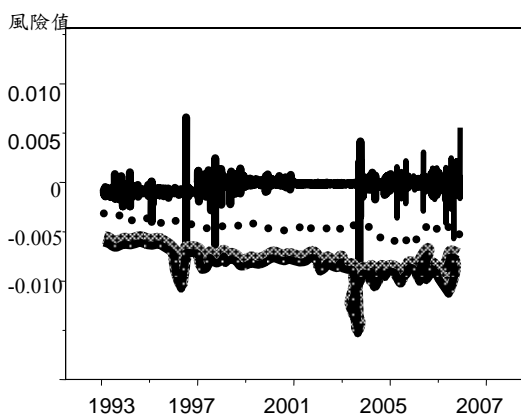


圖 4-3-5 臺幣兌港幣之風險值估計

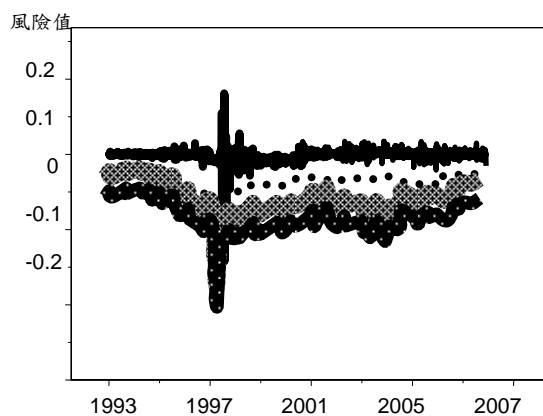


圖 4-3-6 臺幣兌韓元之風險值估計

註：——表實際損益 ●●●●表匯率原始日報酬序列
 ▨▨▨▨表 GARCH-n 過濾後匯率日報酬序列
 ———表 GARCH-t 過濾後匯率日報酬序列

表4-4及表4-5分別是以失敗率及平均失敗誤差等兩項指標評估模型的實證結果。由表4-4的6種匯率日報酬失敗次數的統計結果，顯示在97.5%、99%以及99.5%三種信賴水準下，所有匯率日報酬在加入GARCH效果後之極值理論模型都較為準確。特別是在99%和99.5%兩種高信賴水準下，過濾後尾部指數的失敗率幾乎與理論失敗率一致。表4-5表示平均失敗誤差的分析，指標越小代表模型越佳，結果顯示，加入GARCH效果後之匯率日報酬之平均失敗誤差較小。

表 4-4 失敗率統計表

匯率報酬序列	極值理論 估計方法	失敗率=0.025 (97.5%信賴水準)		失敗率=0.01 (99%信賴水準)		失敗率=0.005 (99.5%信賴水準)	
		失敗總次數	失敗率	失敗總次數	失敗率	失敗總次數	失敗率
臺幣兌美元	原始序列	132	0.036	72	0.0198	33	0.009
	加入GARCH-n	88	0.024	48	0.0132	22	0.006☆
	加入GARCH-t	86	0.023☆	45	0.0127☆	22	0.006☆
臺幣兌歐元	原始序列	74	0.031	41	0.0115	18	0.0052
	加入GARCH-n	49	0.0137	24	0.0077☆	12	0.0035
	加入GARCH-t	45	0.0120☆	25	0.0079	10	0.0033☆
臺幣兌人民幣	原始序列	243	0.0675	133	0.037	60	0.016
	加入GARCH-n	162	0.044	89	0.024	40	0.0112
	加入GARCH-t	157	0.043☆	85	0.023☆	39	0.011☆
臺幣兌日圓	原始序列	21	0.0058	11	0.0031	6	0.0014
	加入GARCH-n	14	0.0039	8	0.0021☆	4	0.0012
	加入GARCH-t	13	0.0036☆	8	0.0021☆	3	0.0011☆
臺幣兌港幣	原始序列	27	0.0075	15	0.0041	7	0.0018
	加入GARCH-n	18	0.0050	10	0.0027	3	0.0009☆
	加入GARCH-t	16	0.0049☆	9	0.0026☆	3	0.0009☆
臺幣兌韓元	原始序列	123	0.034	67	0.0187	30	0.0085
	加入GARCH-n	82	0.0227	45	0.0125☆	17	0.0057
	加入GARCH-t	79	0.0220☆	47	0.0128	16	0.0056☆

註：符號☆表最接近理論失敗率的估計方法

表4-5 平均失敗誤差之統計

匯率報酬序列	極值理論 估計方法	信賴水準		
		97.5%	99%	99.5%
臺幣兌美元	原始序列	0.007833	0.010118	0.011913
	加入GARCH-n	0.006854	0.009542	0.007792
	加入GARCH-t	0.006574	0.008494	0.008746
臺幣兌歐元	原始序列	0.009246	0.012927	0.013708
	加入GARCH-n	0.008238	0.010702	0.009971
	加入GARCH-t	0.008349	0.010573	0.011685
臺幣兌人民幣	原始序列	0.009065	0.012089	0.016686
	加入GARCH-n	0.008864	0.010544	0.013862
	加入GARCH-t	0.008412	0.010987	0.012475
臺幣兌日圓	原始序列	0.010204	0.010281	0.013451
	加入GARCH-n	0.006768	0.007915	0.009231
	加入GARCH-t	0.007454	0.007985	0.008412
臺幣兌港幣	原始序列	0.011680	0.013281	0.014503
	加入GARCH-n	0.009065	0.009742	0.010473
	加入GARCH-t	0.008449	0.008631	0.008582
臺幣兌韓元	原始序列	0.009412	0.009448	0.009540
	加入 GARCH-n	0.007482	0.008124	0.007954
	加入 GARCH-t	0.008147	0.008569	0.008864

綜合以上的實證結果。運用極值理論中之修正Hill估計式來比較原始日報酬序列及加入GARCH 效果之匯率日報酬序列之風險值，並使用失敗率及平均失敗誤差等兩項評估指標檢定後，顯示加入GARCH 效果之匯率日報酬序列資料並搭配極值理論中之修正Hill估計式來估計風險值時，能夠得到較為準確的估計值。

第五章 結論與後續研究建議

臺灣自從加入世界貿易組織以來，進出口貿易額與日俱增，對臺灣進出口貿易商來看，維持匯率穩定是頗為重要的課題。此外，新金融商品的蓬勃發展，投機客炒作各國匯率，造成重大危機也時有所聞。因此，匯率的風險管理也越來越重要。本研究即是運用極值理論來探討臺灣主要貿易國家匯率的風險值，並比較加入GARCH效果之日報酬序列與原始日報酬序列、何者對風險值的估計較為準確。

第一節 結論

在基本統計分析方面，由偏態係數、峰態係數以及Jarque-Bera統計量的檢定結果，顯示6種匯率日報酬資料皆不符合常態分配而呈現厚尾的高狹峰分配，顯示有厚尾行為。

此外，本文的實證結果顯示不論有無加入GARCH效果之日報酬序列，其極值分配仍都呈現厚尾的Frechet分配，然而其厚尾的程度為加入GARCH效果之日報酬序列較原始日報酬序列為小。另外在尾部指數的估計方面，臺幣兌美元、臺幣兌歐元、臺幣兌港幣、臺幣兌日圓屬於 t 分配；臺幣兌人民幣、臺幣兌韓元屬於柏拉圖穩定分配，隱含人民幣和韓元的極值風險較高。在左右尾分配型態，發現原始序列的右尾尾部指數皆大於左尾尾部指數（臺幣兌日圓、臺幣兌韓元例外）；加入GARCH效果後的非條件尾部指數皆較原始序列為小，表示去除序列相關的標準化殘差值的尾部變較不胖，但依舊呈現厚尾的Frechet 分配。

在尾部指數應用於風險值的分析方面，原始日報酬序列的風險值估計較為平坦，無法反應實際的損益情況；但是加入 GARCH 效果後之日報酬序列的風險值估計較能夠捕捉到匯率日報酬序列的極端波動風險。因此，加入 GARCH 效果後的風險值比原始日報酬序列的風險值估計更能貼近真實的損益。經回溯測試結果，證明使用搭配極值理論及 GARCH 模型配置下，較能夠得出真實的風險值。

最後，如何避免匯率風險對臺灣進出口貿易造成衝擊，對政府機構而言：維持國家匯率的穩定，同時建立完善的貨幣市場與資本市場以便與國際接軌；對企業經營者而言：制訂匯率避險政策、培養風險控管專門人才。如此一來，面對匯率風險時便能有效因應之。

第二節 後續研究建議

本研究以臺灣主要貿易國家匯率日資料為研究標的，使用極值理論之修正Hill估計式並加入GARCH效果得出之風險值較為準確，後續研究者可採用週資料或月資料，比較不同頻率的資料所產生的結果是否有差異，亦可將總體因素加入其中。

此外，由於近年來石油、貴金屬及農產品價格飆漲且價格波動劇烈，後續研究者建議可以採用石油期貨、金屬期貨及農產品期貨等非金融之商品期貨為研究標的，並搭配本研究所採用之理論與模型來估計其風險值。亦可比較金融類商品與非金融商品兩者之間是否有所不同之處，使研究更趨完整。

參考文獻

中文部份

林楚雄、陳宜玫 (2002), 「台灣股票市場風險值估測模型之實證研究」, 管理學報, 第十九卷第二期, 737-758頁。

王雅玲、林楚雄(2003), 「外匯極值行為」, 高雄第一科技大學財務管理所碩士論文。

周恆志、陳勝源(2004), 「漲跌幅限制與極值理論在期貨保證金設定上之應用」, 風險管理學報, 第六卷第二期, 207-228頁。

林楚雄、高子荃與邱瓊儀(2006), 「結合GARCH模型與極值理論的風險值模型」, 管理學報, 第二十二卷第四期, 133-54頁。

江明珠、連春紅、李政峰(2006), 「台灣短期利率的厚尾性質與風險值分析--極值理論的應用與比較」, 台灣經濟學會與北美華人經濟學會 2006 年聯合年會研討會論文。

林楚雄、王韻怡(2006), 「考慮 GARCH 效果下的尾部指數與風險值應用」, 風險管理學報, 第八卷第一期, 49-70 頁

吳明隆(2006), 「SPSS統計應用學習實務--問卷分析與應用統計」, 知城出版社。

西文部份

Bali, Turan G (2003), "An Extreme Value Approach to Estimating Volatility and Value at Risk," *Journal of Business*, Vol.76, pp.83-108.

Beder, T. S. (1995), "VAR: Seductive but Dangerous," *Financial Analysts Journal*, September-October, pp. 12-24.

Berndt, B.H. Hall, R.E. Hall, J.A. Hausman(1974), "Estimation and inference in nonlinear structural models," *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol.3, , pp.167-179.

Bollerslev, T., R. Chou, and K. Kroner (1992), "ARCH Modeling in Finance: A Selective Review of Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, Vol.52, pp.5-59.

Bystrom, Hans N. E (2005), "International Review of Economics and Finance, "Vol.14, pp. 41-55

Danielsson, J., and C. G. de Vries (1997a), "Tail Index and Quantile Estimation with very high Frequency Data," *Journal of Empirical Finance*, Vol.4, pp.241-257.

Danielsson, J., and C. G. de Vries (1997b), "Beyond the Sample: Extreme Quantile and Probability Estimation," working papers, *Erasmus University ,Rotterdam*.

Danielsson, J. and C.G. de Vries (1997c), "Value at Risk and Extreme Returns," *Manuscript, London School of Economics*,pp.711-720.

Danielsson, J., and C. G. de Vries (2000), "Value-at-Risk and Extreme Returns" *London School of Economics, Financial Markets Group Discussion Paper*,No.273, pp.239-270.

Deo, R. S. (2002), "On Testing the Adequacy of Stable Processes Under Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Empirical Finance*, Vol.9, pp.257-270..

Dickey, D.A. and Fuller W.A (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of Future American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431

Fisher, R. and Tippett, L., (1928)"Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample." *Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, Vol. 24, pp.180-190

Goorbergh, R.V.D. and P. Vlaar (1999) , "Value-at-Risk : Analysis of Stock Returns Historical Simulation, Variance Techniques or Tail Index Estimation?," *Econometric Research and Special Studies*, Dept. De Nederlandsche Bank.

Gnedenko, B. V.(1943) ,"Sur la distribution limit du terme maximum of d'une se'rie Alea'torie," *Annals of Mathematics*," Vol.44, pp.423-453

Goldie, C. M. and R. L. Smith (1987),"Slow Variation with Remainder: Theory and Applications," *Quarterly Journal of Mathematics*,Vol.38, pp.45-71.

Gouri'eroux(1997)."ARCH-Model and Financial Application," *Springer Series in Statistics* .Spring, New York.

- Gumbel, E.J. (1958), "Statistics of Extremes," *Columbia University Press*, New York.
- Hall, P. (1982), "On Some Simple Estimates of an Exponent of Regular Variation," *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.44(1), pp.37-42.
- Hendrics, D. (1996), "Evaluation of Value-at-Risk Models Using Historical Data," *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, pp.39-70.
- Hendricks,D.(1996), "Evaluation of Value-at-Risk Models Using Historical-Data," Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy Review*, April, pp.39-69
- 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 de Vries,C.G.,(1991),"The Limiting Distribution of Extremal Exchange Rate Returns," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 482, pp.287-302.
- Huisman,R.,K.G. Koedijk, and R.A.J.Pownall(1998),"VaR-x : Fat Tails in Financial Risk Management," *Journal of Risk*, Vol.1, pp.47-61.
- Huisman, R., K. Koedijk, C. Kool and F. Palm (2001), "Tail-Index Estimates in Small Samples," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.19, pp.208-216.
- Jenkinson,A.F.(1955), "The Frequency Distribution of the Annual Maximum (or minimum) Values of Meteorological elements," *Quarterly Journal of the Royal Meteorology Society*, Vol.87, pp.145-158.
- Jorion(1996), "Risk: Measuring the Risk in Value at Risk," *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, No. 6, pp. 47-56.
- Kearns, P. and A. Pagan (1997), "Estimating the Density Tail Index for Financial Time Series," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.79, pp.171-175.
- Koedijk, K., M. Schafgans and Casper G. de Vries (1990),"The Tail Index of Exchange Rate Returns," *Journal of International Economics*, Vol.29, pp.93-108.
- Koedijk, K., P. Stork and Casper G. de Vries (1992), "Differences Between Foreign Exchange Rate Regimes: the View from the Tails," *Journal of International Money and Finance*, Vol.11, pp.462-473.

Kupiec, P.(1995), "Technique for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models," *Journal of Derivative*, Vol. 3, pp.73-84.

Ljung&Box,G.(1978),"On a measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, Vol.65, pp.297-303.

Longin, F.M. and B. Solnik (2001), "Extreme Correlation of International Equity Markets," *Journal of Finance*, Vol.56, pp.649-676.

McNeil A.J. and Frey R. (2000), "Estimation of Tail-related Risk Measures for Hetero Scedastic Financial Time Series: an Extreme Value Approach," *Journal of Empirical Finance*, Vol.7, pp.271-300.

Morgan, J. P.(1996), "Risk Metrics TM- Technical Document," New York, Morgan Guaranty Trust Company.

Phillips, P.C.B.and P.Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.75, pp. 335-346.

Quintos, C., Z. Fan, and Peter C. B. Phillips (2001), "Structural Change Tests in Tail Behavior and the Asian Crisis," *Review of Economic Studies*, Vol.68, pp.633-663.

Wagner, N. and T. A. Marsh (2005), "Measuring Tail Thickness under GARCH and an Application to Extreme Exchange Rate Changes," *Journal of Empirical Finance*, Vol.12, pp.165-185.

Von Mises (1954) , "Studies in Mathematics and Mechanics", New York.