

國立政治大學經濟學系碩士論文

指導教授： 饒秀華 博士

徐士勛 博士



台灣外匯市場風險報酬抵換關係

研究生：許紹偉

中華民國一〇二年六月

謝誌

時光如梭，轉眼間兩年的碩士生涯接近結尾，在撰寫論文的過程中困難重重，面臨許多考驗及壓力，如今論文完成而我也即將畢業踏入職場，一路上有許多人支持及幫助我，我由衷的感謝上天賜予我的一切。

首先，我由衷的感謝我的指導老師饒秀華教授，以及共同指導老師徐士勛教授，謝謝你們給予我論文上的建議以及引導我人生的方向。在撰寫論文的過程中，兩位指導教授的教導對學生有莫大的幫助，很榮幸的能成為兩位教授的指導學生，這份恩情學生沒齒難忘。同時，我也要感謝口試委員王耀輝教授，感謝您撥冗指導，給予學生許多寶貴的意見與指正，使得本論文更加完善。

另外，我要感謝我的家人，你們是我強而有力的後盾，感謝你們提供一個心靈富裕的家庭環境讓我快樂的成長。謝謝你們在我求學的路途上，適時的給予我意見，讓我學習自己有興趣的事物，並且在我遇到瓶頸及喪失鬥志時，給予我最大的支持與幫助，我由衷的謝謝你們。我還要感謝我的碩班同學，謝謝你們總是在我最艱難的時候給予我幫助，很慶幸班上同學人數少，讓我們的感情更為融洽，也因為有你們讓我的碩士生涯更精采。其中特別感謝摯友團，你們的陪伴給予我巨大的力量。還有三位同門的朋友，感謝你們在這艱難的道路上扶持我。

最後我將本論文獻給我摯愛的家人、師長及朋友，願你們與我分享這份喜悅與榮耀。回首既往，點滴心頭，我將帶著這段珍貴的回憶開起另一段旅程。

許紹偉 謹誌於政治大學經濟研究所

中華民國一零二年六月

摘要

風險與報酬的抵換關係一直是廣為討論的議題，以往的文獻中大多以股票市場為探討對象，但實證研究上股票市場的風險報酬抵換關係並無一致的結果。有別於以往文獻，本研究以外匯市場為主，並以美元、英鎊及日幣三種外匯做為探討對象，採用的樣本期間從 1990 年 7 月至 2012 年 12 月的外匯日資料，經過計算後求得超額報酬、實際波動度、實際偏態係數絕對值及風險價值。本研究採用 GARCH(1,1)模型探討三種風險衡量指標與外匯超額報酬的抵換關係。研究結果顯示，同時使用三種風險衡量指標的模型，其配適度優於只使用一種風險衡量指標的模型，並發現在多變數風險抵換報酬模型中，三種外匯的實際波動度及風險價值呈現顯著，其中實際波動度為負向抵換關係，風險價值為正向抵換關係，實際偏態係數絕對值只有美元些微顯著，英鎊及日幣則是不顯著。除此之外，本研究更利用加入金融風暴虛擬變數及將時間分段兩種方式，探討金融風暴對台灣外匯市場的風險報酬抵換關係影響，推論出金融風暴後美元的風險報酬抵換程度上升，而英鎊及日幣的風險報酬抵換程度則是下降。

關鍵字：外匯市場、風險報酬抵換關係、實際波動度、實際偏態係數、風險價值

目錄

謝誌.....	I
摘要.....	II
目錄.....	III
圖表目錄.....	IV
第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究架構.....	3
第二章 文獻回顧.....	5
第一節 風險與報酬的文獻探討.....	5
第二節 GARCH 模型的文獻探討.....	7
第三節 變數的文獻探討.....	8
第三章 研究介紹與方法.....	13
第一節 研究介紹.....	13
第二節 研究方法.....	20
第四章 實證結果與分析.....	27
第一節 資料分析.....	27
第二節 單變數風險報酬抵換模型.....	35
第三節 多變數風險報酬抵換模型.....	37
第四節 加入金融風暴的多變數風險報酬抵換模型.....	39
第五節 時間分段之多變數風險報酬抵換模型.....	42
第五章 結論與建議.....	46
參考文獻.....	47

圖表目錄

圖 1-1 研究架構流程圖	4
圖 4-1 美元、英鎊、日幣超額報酬率趨勢圖	29
圖 4-2 美元、英鎊、日幣實際波動度趨勢圖	29
圖 4-3 美元、英鎊、日幣實際偏態係數絕對值趨勢圖	30
圖 4-4 美元、英鎊、日幣風險價值趨勢圖誌	30
表 4-1 美元、英鎊及日幣中三種風險測量指標敘述統計表	28
表 4-2 美元、英鎊及日幣中三種風險測量指標相關係數表	32
表 4-3 美元、英鎊及日幣單根檢定表	33
表 4-4 美元、英鎊及日幣序列自我相關檢定表	34
表 4-5 單變數風險報酬抵換模型整理表	36
表 4-6 多變數風險報酬抵換模型整理表	38
表 4-7 加入金融風暴的多變數風險報酬抵換模型整理表	40
表 4-8 金融風暴後風險衡量指標變化整理表	41
表 4-9 時間分段之多變數風險報酬抵換模型整理表之一	43
表 4-10 時間分段之多變數風險報酬抵換模型整理表之二	45

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

隨著時代的進步，金融市場逐漸從封閉體系轉變為開放體系，各國的金融市場互動較以往頻繁且國際間的投資行為也更為盛行。因此投資人在投資任何標的時所做的決策，需要同時考量國內的與國外的資訊。並且隨著傳播科技的進步，投資人也只需花費低成本就可獲取這些相關資訊。近年來已有許多學者探討各種風險與報酬的關係，其中又以股票市場(stock market)為討論主軸。然而，在以往的實證文獻中，其所得到的風險與報酬關係結論，並非完全一致，有些文獻認為風險與報酬存在正相關，如 Merton(1973)、French et al.(1987)、Baillie & Ramon (1990)以及 Bali(2008)等；也有文獻指出風險與報酬存在負相關，如 Ang(2006)、Glosten et al.(1993)；也有學者認為風險與報酬不一定存在絕對關係，可能會受到不同因素影響而使得風險與報酬無固定的關係，如 Poterba & Summers(1988)。

在現實的生活中，不論投資何種市場，「高風險高報酬」及「天下沒有白吃的午餐」似乎是普遍成立的定律，亦即在追求報酬的同時，投資者必須承擔一定的風險，才能追求報酬，一旦追求的報酬越多，所需承擔的額外風險越大。風險可分為系統風險(Systematic Risk)與非系統風險(Nonsystematic Risk)。其中，系統風險又稱市場風險(Market Risk)及不可分散風險(Undiversifiable Risk)，指的是投資標的價格受企業外部因素影響，如政治、經濟、社會因素等，由於企業無法控制這種風險，所以系統風險無法透過投資組合來有效分散；非系統風險又稱非市場風險(Non-Market Risk)及可分散風險 (Diversifiable Risk)，指的是投資標的價格受特定企業或產業影響，如經營、財務因素等，由於此種風險是受個別可控制因素影響，因此投資人可透過投資多樣化來解決非系統風險。

在探討風險報酬抵換關係的文獻中，大多都是以 Sharpe(1964)所提出的資產定價模型(Capital Asset Pricing Model, CAPM)加以延伸討論，但 CAPM 只討論單期的情況，表示投資人在決定投資需求時，只局限於當期的資產報酬及市場報酬影響。Merton (1973) 提出 International Capital Asset Pricing Model 模型(簡稱 ICAPM)，來捕捉整體市場風險與報酬之動態關係。他認為投資人在決定投資需求時，並非只考慮單期的影響因素，也將未來的投資機會列入考量的因素，所以風險不僅受當期資產報酬和市場報酬影響，也受到未來市場變動的風險影響。

在以往探討風險報酬抵換關係的文獻中，大多數以股票市場做為探討主軸，外匯市場(Foreign Exchange Market)則著墨較少。由於不論在投資任何投資標的時，風險的掌握將影響最後報酬的結果，因此在投資外匯市場的時候，風險的控管也是重要的一環。本研究以探討外匯市場是否存在風險報酬抵換關係為主軸，參考 Christiansen(2011)的文獻，採用實際波動度(Realized Volatility)、實際偏態係數絕對值(Absolute Realized Skewness)及風險價值(Risk at Value)三種風險衡量指標，試圖了解不同的風險衡量指標其個別與報酬是否存在抵換關係，當不同風險衡量指標同時存在時其外匯市場的風險報酬抵換關係又為何，最後將金融風暴(Financial Crisis)列入考量因素，試圖了解金融風暴前後的抵換關係大小為何。

第二節 研究架構

本研究共分為緒論、文獻回顧、研究介紹與方法、實證結果與分析以及結論與建議五個部分，其各別說明如下：

第一章 緒論：本章將介紹研究背景及動機，說明欲探討之範圍與問題，並介紹研究架構，說明本研究的整體流程。

第二章 文獻回顧：本章將探討有關於本研究之文獻，總共分為風險與報酬、GARCH 模型及變數三小節，透過本章可瞭解基礎理論與各文獻的研究結果，將其加以結合至本研究中。

第三章 研究介紹及方法：本章將針對研究內容選擇適合的方法，並分為研究介紹及研究方法兩小節，加以說明使用的變數與模型以及本研究預使用之計量實證方法，包含單根檢定、序列自我相關檢定以及 GARCH 模型設定。

第四章 實證結果與分析：本章將先說明資料的敘述統計，並透過各項檢定處理可能存在的資料問題，最後分別探討單變數風險報酬抵換迴歸模型、多變數風險報酬抵換迴歸模型、加入金融風暴因素的多變數風險報酬抵換迴歸模型，最後在將時間分段探討金融風暴對外匯風險報酬抵換關係的影響。

第五章 結果與建議：本章將根據實證結果，加以分析其可能帶來的資訊，並提出合理的解釋，最後在根據本研究結果提供給後續研究者建議。



圖 1-1 研究架構流程圖

第二章 文獻回顧

第一節 風險與報酬的文獻探討

在以往探討風險與報酬是否具有抵換關係的文獻中，主要討論的市場多半為股票市場，鮮少討論到外匯市場。學術的世界中，直覺認為若要賺取更多的超額報酬，則須承受更高的風險，但在實證研究上，結果並非一致，不但具有正相關的風險報酬抵換關係，亦有負相關。

首先本研究先探討關於股票市場的風險報酬抵換關係的文獻，Merton(1973)長期專注於股票市場，其研究發現股票市場的風險報酬之抵換關係呈現正相關，表示風險增高則預期收益將隨之增高。French et al.(1987)使用 1928 年至 1984 年標準普爾(St&ard & Poor's)的日資料探討股票市場中的風險報酬抵換關係，其實證結果發現股票市場的風險報酬抵換關係為正；同年 Campbell(1987)調查美國 1956 年 2 月至 1983 年 11 月的美國股票市場，發現其股票的風險報酬抵換關係為負相關。Poterba & Summers(1988)研究指出由於金融市場變化劇烈，使得波動大小與期望報酬並無固定的連動關係，表示風險報酬抵換關係不存在絕對關係。Baillie & DeGennaro (1990)的研究中使用 GARCH-M 模型研究股票市場是否存在抵換關係，其研究顯示風險與報酬具有微弱的正相關，但他認為變異數並不是一個恰當的風險衡量指標。Glosten et al.(1993)使用 GARCH-M 模型探討美國股票市場的抵換關係，發現其股票的超額報酬與實際波動度為負相關，亦即風險報酬抵換關係為負相關。Ang(2006)在探討波動風險與橫斷面股票收益研究中，發現波動風險越大的股票其收益越小，波動風險越小的股票其收益越大，表示風險報酬抵換關係為負相關。Lundblad(2007)認為以往的文獻由於採用的時間期數過少，使得其風險抵換關係只有微弱地顯著，因此他使用較長的時間資料，從 1936 年

至 2003 年的美國股票市場，結果顯示美國股票市場其超額報酬與條件變異數存在正相關，並且其抵換關係檢定結果較以往文獻顯著。Bali(2008)在他的研究中利用 International Capital Asset Pricing Model(簡稱 ICAPM)研究股票市場，推論出風險報酬抵換關係具有正相關。Nam & Krausz(2008)認為由於在探討風險報酬抵換關係時可能忽略未預期波動的衝擊，因此使得風險與報酬存在負向關係。

國內的文獻中，李春旺等(1989)在探討台灣股票市場中，認為在考慮風險效果時，只需探討系統性風險，並認為當時台灣股市的背景尚未成熟，致使其研究結果顯示抵換關係呈現負相關。卓泰佑(2009)的研究結果顯示風險與報酬間存在一種複雜的微妙關係，利用分量迴歸探討出，在不同分量的報酬下，風險值對其的影響也不同，並指出在報酬率分配的左尾呈現負相關，而右尾則呈現正相關。

有別於以往以股票市場為主的風險報酬探討文獻中，也有文獻是探討外匯市場，許多文獻中比較股票及外匯市場的差異，如 Park & Irwin(2004)蒐集了以往的文獻，比較股票市場及匯率市場，發現匯率市場較能以技術分析策略來獲利，這也表示匯率市場的運作較無效率。Sweeney (2007)認為匯率市場與股票市場受中央銀行干預的程度不同，匯率市場因較易受中央銀行影響使得其系統風險較高。Bali & Wu(2010)的研究中探討不同國家下的跨期外匯風險報酬抵換關係，發現不同國家的外匯抵換關係大小不同，其中以日本抵換關係最大，歐洲抵換關係最小。近幾年也有許多文獻探討匯率利差交易策略 Christiansen et al(2011)使用平滑轉換迴歸(Smooth Transition Regression model，簡稱 STR)研究典型的外匯利差交易策略，發現典型的外匯套利交易策略較股票市場具有更高風險，其中匯率利差交易是指在一自融資組合中，多頭的貨幣具有較高的利率，空頭的貨幣具有較低的利率，透過借入低利率的貨幣以購買高收益的投資標的，進而賺取中間的利差及匯差。

Christiansen(2011)蒐集十種美元兌換的外匯，以實際波動度、偏態係數絕對值及風險價值三種風險衡量指標，探討美國外匯市場中的風險與報酬抵換關係，其研究結果顯示同時將三種風險衡量指標納入迴歸的解釋能力較只納入一個風險衡量指標的迴歸模型好，並發現美國外匯市場的確存在著強烈的風險報酬抵換關係，其中實際波動度與外匯超額報酬呈現負相關，風險價值則與外匯超額報酬呈現正相關，且風險價值的抵換程度較實際波動度來的大。研究最後探討金融風暴對外匯市場風險報酬抵換關係的影響，並發現金融風暴後使得外匯市場的風險報酬抵換關係更為強烈。

第二節 GARCH 模型的文獻探討

時間序列資料(time series data)是一種隨著時間而改變的資料類型，凡舉股價、利率、匯率等皆屬於時間序列資料。在最初的時間序列相關研究中，學者假設時間序列資料的條件變異數不會隨時間改變，且誤差項服從常態分配。但事實上時間序列資料存在著異質變異(Heteroscedasticity)的特性，且誤差項也時常不服從常態分配。

Markowitz(1952)提出的平均數-變異數投資組合模型(mean-variance portfolio model，簡稱 MV 模型)中，以投資組合報酬率的變異數做為衡量風險的指標，並假定投資組合報酬率服從常態分配，但此種假設並不合理。Mandelbrot(1963)與Fama(1965)提出時間序列資料具有波動群聚現象(volatility clustering)，所謂的波動群聚現象是指由於變異數隨著時間改變，且具有不穩定的情況，因此導致當有大波動出現時便伴隨著大波動，小波動出現時便伴隨著小波動，並認為股價分配具有的厚尾(fat tail)特性與波動群聚現象有關。Morgan(1976)率先提出異質變異的概念，研究結果顯示股票報酬率的變異數會隨著時間而改變。

為了解決異質變異的問題並描繪波動群聚的現象，Engle(1982)提出廣為人知的自我迴歸條件變異數模型(Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model，ARCH)，假設條件變異數會受前期誤差項平方的影響。其學生 Bollerslev (1986) 將 ARCH 模型加以延伸，假設條件變異數除了受前期誤差項平方的影響，也受前期條件變異數的影響，提出了 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)模型，修正 ARCH 模型線性結構的問題，並提升模型的解釋能力。

實證研究上，採用 GARCH 模型解決異質變異的文獻為數眾多，其中有許多文獻認為採用 GARCH(1,1)模型，即可有效捕捉異質變異的現象。外國文獻中如 Bollerslev (1987)、Akgiray (1989)、Baillie & DeGennaro (1990)、Lamoureux & Lastrapes (1990)、Bollerslev et al. (1992)、Naj& & Yung (1994) 及 Hiraki et al. (1995) 皆認為 GARCH(1,1) 模型足以描述資產報酬異質變異特性。國內文獻中，林建甫與張焯然 (1996) 也認為 GARCH (1, 1) 模型足以描述台灣股票報酬異質變異特性。

第三節、變數的文獻探討

壹、實際波動度(Realized Volatility)

在正式介紹實際波動度前本研究先介紹何謂波動度(Volatility)，波動度在財務的世界中將它定義為持有一金融商品時，其報酬在一段時間內的標準差，亦表示持有一資產期收益在一段時間內市場價格的變動幅度，藉此可反應買賣雙方力量消長所產生的偏離現象，波動度越大則代表市場價格變動速度越快，持有該資

產的風險越大；反之，波動度越小則代表市場價格變動速度越慢，持有該資產的風險越小。以往的文獻中衡量波動率的方法可大致分為參數法及非參數法兩種，參數法是採用計量模型如 ARMA、ARCH、GARCH 等來衡量波動度，而非參數法則是利用歷史日資料，以特定方式計算出能加以說明數據波動程度的估計值。

在探討波動度的文獻中，許多文獻取一固定時距內的資產報酬平方和來衡量波動度，後來有研究發現，使用高頻率的波動資料估計能力較使用低頻率的波動資料好，並隨著資訊發達以及資料記錄技術的發展，近期已可採用高頻率的日內資料來進行分析。

French et al. (1987)採用月內的日報酬率平方總和作為衡量股價波動程度的估計量，但此種計算方法並無建構在任何理論基礎下，因此學術界也未廣泛的使用。Merton (1980) 及 Nelson (1991) 認為使用時間間距小的高頻率資料，能良好地描繪連續時間資料的擴散過程，他們的研究中顯示資產報酬會隨著時間有顯著的改變，表示在使用時間序列資料估計報酬時，必須考慮到變異數異質性的問題，並發現即便在估計時間序列資料時設置了具有誤差的 ARCH 模型時，仍可透過使用高頻率的資料使其估計條件變數的能力良好。Andersen & Bollerslev (1997)的研究指出，時間序列型態的報酬資料中，存在著許多雜訊，若是未考慮到這些雜訊的影響則可能使誤差過高，進而影響研究結果的真實性及模型的解釋能力，並證實使用報酬率平方總合來解釋波動度其受到雜訊的影響大於資料傳遞的訊息。

Andersen, Bollerslev, Diebold & Labys (簡稱 ABDL)(2001)根據理論的基礎，提出嶄新且廣為學界接受的評估波動度方法—實際波動度，並發現匯率間的相關性與實際波動度呈現正相關。ABDL 率先探討外匯資料，利用非參數法外來描繪

外匯實際波動度的特徵。他們的研究結果顯示，高頻率的日內資料所捕捉的動態資訊較多，其解釋波動度的能力也較佳。實際波動度在日頻率選取適當的情形下，能有效包含波動中的訊息，且估計量符合不偏性、一致性及有效性，因此如何選取適當的頻率成為一項重要的課題。ABDL 研究指出，樣本頻率過大會使得報酬受到市場微結構雜訊的影響，造成結果產生誤差；反之，若是樣本頻率過小，則估計出來的估計量不符合一致性。因此，他們建議在選取最適樣本頻率時，最好取在上述兩種狀況的某個中間值，使其受到兩方面的限制進而取得平衡。另外，Christiansen et al. (2011) 在採用平滑轉換迴歸來預測交易報酬的模型下，認為實際波動度是一個有用的狀態變數。Christiansen(2011)在探討十種美元兌換的外匯風險報酬的抵換關係研究中，也建議使用實際波動度做為衡量風險的工具。

貳、實際偏態系數絕對值(Absolute Realized Skewness)

偏態係數(Skewness)在統計學中為衡量隨機變數機率分配不對稱性的工具，偏度可以為正偏態(Positive Skewness)、負偏態(Negative Skewness)及對稱分配(Symmetric Distribution)。當偏度值大於零時稱為正偏態，也可稱為右偏態，表示機率密度函數圖中的右側尾部較長，因此大部分的數值分佈在右側；反之，當偏度值小於零時稱為負偏態，也可稱為左偏態，表示機率密度函數圖中的左側尾部較長，因此大部分的數值分佈在左側；當偏度值為零時，表示數值均勻的分布在平均值的兩側，但不一定為對稱分配，必須當平均數等於中位數這個條件成立時才可稱為對稱分配。當我們使用歷史資料來計算偏態係數值，則稱其為實際偏態係數(Realized Skewness)。

Brunnermeier et al.(2008)發現由於受到投資者的資金限制影響，匯率的突然變動會影響套利交易中的利差交易平倉(carry trade unwind)決策，並認為做套利決策時風險的控管極為重要，因此在他們的研究中利用外國利率與美國利率所計算的利差及外匯超額報酬來預測未來的實際偏態係數。此外，透過使用歷史外匯日資料計算出外匯實際偏態係數，其發現正利差與負的外匯偏態係數有關，因此研究最後建議將實際偏態係數做為風險衡量指標。Christiansen(2011)在探討十種美元兌換的外匯風險報酬的抵換關係研究中，也將實際偏態係數視為風險衡量指標之一，由於外匯的負偏態係數與美元的正偏態係數的值相等，反之亦然，因此他將實質偏態係數取絕對值後視為風險衡量指標。

參、風險價值(Value at Risk)

隨著金融業的蓬勃發展，許多金融商品如雨後春筍般的增加，在追求報酬的同時，風險的控管也是重要的一環。近年來，風險價值已成為重要的衡量金融風險工具之一，風險價值的概念為考慮資產損失的尾部特性，衡量極端事件發時最大的可能損失，進而採取防範措施及降低損失。

風險價值的源由可自 1988 年說起，所屬於國際清算銀行(Bank for International Settlements, BIS)的巴賽爾銀行管理及監督委員會(The Basel Committee Banking Supervision, BCBS)提出的資本協定方案《巴賽爾委員會統一國際銀行資本衡量和資本標準協定》(International Convergence of Capital Measurement & Capital Standards)中，為加強對商業銀行資本及風險資產的監管，使銀行有足夠的承擔風險能力，規定銀行必須保有足夠的資本適足率。1993 年巴賽爾銀行管理及監督委員會更推出以基礎模式 (Building Block approach) 計算風險價值，進而衡量各銀行的總風險及決定其資本適足率。

J.P.Morgan(1994)率先將風險價值應用於實務上，Morgan 銀行以著名的「4:15 報告書」(4:15 Report)來衡量自身銀行投資標的在未來可能面臨的最大損失，並發產出廣為接受的風險指標(Risk Metrics)。1995 年風險價值已成為美國證券管理委員會(Securities & Exchange Commission)要求公開上市公司揭露所持有的衍生性金融商品資訊的揭露方式之一，並於接下來幾年風險價值快速的受到關注，也成為廣為接受且使用的風險衡量工具。

風險價值的定義在以往的文獻中無太大差異，Beder(1995)定義風險價值為「在給定某一段期間及信心水準下，可能發生的最大潛在損失。」，Hull & White(1998)定義風險價值為「在未來的 N 天內，有 X 的機率確信其持有的資產最大損失不會超過 V 元。」。

風險價值快速地竄升是有目共睹的，Hull & White(1998)認為促使風險價值地位快速竄升的原因有三：免費的 Risk Metrics 資料庫、金融風暴促使企業了解風險控管的重要性、美國中央銀行將風險價值做為評估銀行資本適足率的工具。周大慶等人(2007)也提出六點風險價值受到注重視的原因：簡單而高密度的觀念節省交易成本、風險值量化及標準化使之容易使用、廣受不同領域應用、法令規範與管制、資訊科技的快速發展促使資料取得容易、金融事件的發生促使風險控管的重要性不斷提升。Burnside et al.(2011)發現當發生機率極小的極端事件時，利用套利交易策略可得到更多的報酬，由於風險價值正是衡量極端事件發生時的損失，故此文獻隱含風險價值是一個適合的風險衡量指標。

第三章 研究介紹與方法

第一節 研究介紹

本節分為資料介紹與研究介紹兩部份，第一部分的資料介紹將簡介樣本的來源、期間等相關資訊，並介紹美元、英鎊及日幣三種不同外匯超額報酬率、實質波動度、實質偏態系數絕對值及風險價值的計算方法。第二部分的研究介紹將先從自我迴歸條件異質變異模型 ARCH 開始說明，再將其演化為 GARCH 模型。

壹、資料介紹

一、資料來源與期間

本研究的目的是探討台灣外匯市場是否存在風險與報酬抵換關係。本研究所採用的資料頻率均為月資料，原始資料的取得來源皆從資料庫 DataStream。探討的外匯包含美元、日幣及英鎊，選取的樣本期間皆從 1990 年 6 月 1 日至 2012 年 12 月 31 日，每種外匯原始資料皆有 4173 筆日資料，經計算後將 4173 筆的外匯日資料，轉換成三種各 270 筆的月風險衡量指標作為解釋變數，被解釋變數超額報酬則經由外國利率、本國利率及外匯每月日報酬率總合計算而得。由於一個月期銀行同業拆息為貨幣市場短期利率指標之一，且 Christiansen(2011)在研究中建議使用一個月期銀行同業拆息，因此本研究也採用一個月期銀行同業拆息做為代表利率。

二、變數介紹

本研究採用三種風險衡量指標，包括實質波動度(Realized Volatility)、實質偏態係數(Realized Skewness)的絕對值及風險價值(Value at Risk)，透過這三種風險衡量指標來探討不同的風險與美元、英鎊及日幣三種不同外匯超額報酬間的關係。

(一) 每日外匯報酬率

在介紹三種風險測量值前，必須事先計算出美元、英鎊及日幣三種不同外匯的每日外匯報酬率，才能進一步求得風險衡量指標。本研究先將美元、英鎊及日幣三種不同外匯的日資料取自然對數，再計算本期與上期的差額，即為每日外匯報酬率，計算公式如下：

$$r_{j\tau} = \Delta s_{j\tau} = \ln(P_{j\tau}) - \ln(P_{j\tau-1})$$

其中 τ 表示日資料的下標， t 表示月資料的下標， j 表示外匯種類的下標， $P_{j\tau}$ 表示每一臺幣可在第 τ 天兌換第 j 種外匯的價格，為取得報酬率我們將其取自然對數以 $s_{j\tau} = \ln(P_{j\tau})$ 表示，再行相減即可求得 $r_{j\tau}$ 表示 j 幣在第 τ 天的日報酬率。

求得美元、英鎊及日幣三種不同外匯的日報酬率後，即可開始計算各種外匯下的三種風險衡量指標：實質波動度、實質偏態係數及風險價值。

(二) 實質波動度

第一項風險衡量指標為實質波動度，透過實質波動度我們可了解資料的波動性，波動性越大代表持有該資產的風險越大；反之，波動性越小代表市持有該資產的風險越小。先取當月交易日的每日報酬率平方和 (Sum of Square Daily Return, SDDR)，再將其開更號即可求得實質波動度。計算公式如下：

$$RV_{jt} = \sqrt{\sum_{\tau=1}^{n_t} r_{j\tau}^2}$$

其中 n_t 表示第 t 個月有 n 個營業日， RV_{jt} 表示第 j 種外匯在第 t 個月的實質波動度。

(三) 實質偏態系數絕對值

第二項風險衡量指標為實質偏態系數的絕對值，透過實質偏態系數的絕對值，我們可以了解資料的偏斜程度，若偏態系數的絕對值越大，則表示偏斜程度及風險越大；反之，偏態系數的絕對值越小，則表示偏斜程度越及風險越小。計算公式如下：

$$Skew_{jt} = \left| \frac{1}{n_t - 1} \sum_{\tau=1}^{n_t} \left(\frac{r_{j\tau} - \bar{r}_{jt}}{\sigma_{jt}} \right)^3 \right|$$

其中 $Skew_{jt}$ 表示第 j 種外匯在第 t 個月的偏態係數絕對值， \bar{r}_{jt} 表示第 j 種外匯在第 t 個月的平均報酬率， σ_{jt} 表示第 j 種外匯在第 t 個月的標準差。

(四) 風險價值

第三項風險衡量指標為風險價值，其透過下方風險(Downside risk)來衡量風險的大小，主要是考慮資產損失的尾部特徵。其定義為給定一固定信心水準下，持有一金融資產或投資組合，在未來特定一段時間內，發生最大的可能損失。風險價值越高表示持有該資產的風險越高；反之，風險價值越低表示持有該資產的風險越低。本研究中將信心水準設在 $\alpha = 0.1$ ，表達式子如下：

$$\Pr(r_{jt} < -VaR_{jt}) = \alpha = 0.1$$

$$\Pr(r_{jt} > VaR_{jt}) = 1 - \alpha = 0.9$$

其中 VaR_{jt} 表示在信心水準 $\alpha = 0.1$ 下第 j 種外匯在第 t 個月最大的可能損失。

(五) 外匯超額報酬

外匯超額報酬指的是將現金投資到外國貨幣所獲得的報酬，超過將現金投資在本國貨幣所獲得的報酬與外匯報酬之部分。意思是外國利率減掉本國利率，即可得到投資外幣的利差，但其中包含了外匯的報酬率，所以必須再扣掉外匯的報酬率，才能計算出投資外國幣的超額外匯報酬。計算方法採用 Christiansen (2011) 所使用的公式如下：

$$Z_{jt} = i_{jt-1} - i_{t-1} - r_{jt}$$

其中 Z_{jt} 表示超額報酬， i_{jt-1} 表示取自然對數的第 j 種外匯在第 $t-1$ 個月的一月期銀行同業拆息， i_{t-1} 表示取自然對數的在第 $t-1$ 個月的本國一月期的銀行同業拆息， r_{jt} 表示第 j 種外匯在第 t 個月的日報酬總和。

(六) 虛擬變數金融風暴

為了探討金融風暴發生後對於美元、英鎊及日幣的風險報酬抵換關係之影響，本研究加入一金融風暴虛擬變數 $Crisis_t$ 。Melvin & Taylor (2009) 的研究顯示，金融風暴對外匯市場的影響是從 2007 年 8 月開始，Christiansen(2011) 的研究中也是以 2007 年 8 月做為分界點，因此本研究以此作為時間的分水嶺，將 2007 年 8 月後的金融風暴 $Crisis_t$ 設定為 1，2007 年 8 月前則設定為 0。

$$Crisis_t = \begin{cases} 0 & t < 2007M08 \\ 1 & t \geq 2007M08 \end{cases}$$

除了加入虛擬變數金融風暴 $Crisis_t$ 外，本研究在美元、英鎊及日幣三種匯率下額外加入金融風暴與超額報酬落後項、實質波動度、實質偏態係數絕對值及風險價值的交叉項。在探討完金融風暴對三種外匯風險報酬抵換關係的影響後，進一步將時間區分探討，探討金融風暴前後的風險抵換關係是否存在差異。

貳、模型介紹

一、ARCH 模型

Robert Engle(1982)所提出的自我迴歸條件異質變異模型(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model, ARCH),有效改善傳統模型假條件設變異數為固定的缺失,為了使條件變異數存在異質變異的特性,Engle 假設條件變異數會受 t 期以前誤差項平方的影響,ARCH(q)即表示條件變異數會受到 t 期前 q 項誤差項平方的影響,亦可稱誤差項 ε_t 服從一 ARCH(q)過程,完整 ARCH(q)模型設定如下:

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t \quad v_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, 1)$$

$$\begin{aligned} h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \\ &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 = E_{t-1}(\varepsilon_t^2) \end{aligned}$$

其中 h_t : 異質條件變異數

為了確保 $\sigma_t^2 > 0$, 令 $\alpha_0 \geq 0, \alpha_i \geq 0$

對於所有的 $i > 0, i = 1, 2, \dots, q$ 。

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 < 1$$

v_t 與 ε_{t-i} 為獨立

二、GARCH 模型

Bollerslev(1986)提出了 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)模型，其假設條件變異數除了受前期誤差項平方的影響，也受前期條件變異數的影響，使參數設定更加的精簡。GARCH(p, q)即表示條件變異數會受到 t 期前 p 項條件變異數及前 q 項誤差項平方的影響，亦可稱誤差項 ε_t 服從一 GARCH(p, q)過程，完整 GARCH(p, q)模型設定如下：

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t \quad v_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, 1)$$
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p}$$
$$= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} = E_{t-1}(\varepsilon_t^2)$$

其中 h_t ：異質條件變異數

為了確保 $\sigma_t^2 > 0$ ，令 $\alpha_0 \geq 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$

對於所有的 $i, j > 0$ ， $\begin{cases} i = 1, 2, \dots, q \\ j = 1, 2, \dots, p \end{cases}$

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} < 1$$

v_t 與 ε_{t-i} 為獨立

第二節 研究方法

本節預分析美元、英鎊及日幣三種不同外匯下的單變數風險報酬抵換模型、多變數風險報酬抵換模型、加入金融風暴的多變數風險報酬抵換模型及將時間分段討論的多變數風險報酬抵換模型。在正式設定模型前，本研究先對美元、英鎊及日幣三種不同外匯的超額報酬率及三種風險衡量指標做單根檢定，確保本研究所使用的資料為定態資料，使研究結果更為準確。確定資料為定態資料後，由於時間序列資料通常存在序列自我相關的問題，因此本研究先檢定是否存在自我序列相關，透過加入落後項來解決自我相關的問題。另外，時間序列資料通常存在異質變異的問題，為解決異質變異所帶來的影響，本研究透過配適 GARCH 模型來解決此問題。

壹、單根檢定(unit root test)

傳統的模型下假設序列資料為定態(stationary)，定態指的是當發生衝擊事件時，時間序列資料所受的影響只是暫時的，隨著時間干擾，便會回到原來的均值，Granger & Newbold(1974)研究結果顯示直接對非定態資料進行迴歸分析，將造成虛假迴歸(spurious regression)，使得判定細數過高且因檢定統計量過高致使過度拒絕虛無假設，為了避免此種情況發生在開始分析前本研究先檢定各資料是否為定態。此外，許多文獻中認為大部分資料並非與傳統假設為定態資料一致，如 Nelson & Plosser(1982)利用美國的總體資料研究，發現大多數的總體資料具有單根(unitroot)性質且為非定態(nonstationary)資料。

單根檢定最早發源是由 Dickey & Fuller(1979)所提出的 DF 檢定，此檢定只能應用在一階自我迴歸模型 AR(1)，並假設誤差項符合白噪音(White noise)，因此忽略了誤差項可能存在自我相關的問題。有鑑於此，Said & Dickey(1984)提出 ADF 檢定法(Augmented Dickey Fuller Test)，突破了 DF 檢定只能使用在一階自我迴歸模型的限制，ADF 檢定不但可使用於 P 階自我迴歸模型，並透過額外差分落後期數的調整使得誤差項不存在自我相關，解決了誤差項可能不符合白噪音的問題。

為使研究分析更加準確，本研究將採用 ADF 檢定來判定美國、英國及日本的超額報酬、實質波動度、實質偏態係數絕對值及風險值是否為定態資料，ADF 檢定說明如下：

假設檢定：

H_0 ：序列非定態且具有單根 ($\beta = 0$)

H_1 ：序列定態不具有單根 ($\beta < 0$)

檢定統計量：

$$ADF-t = \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{Var(\hat{\beta})}}$$

模型一：無截距項及時間趨勢之模型

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{t=1}^n \gamma_t \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots$$

模型二：有截距項無時間趨勢之模型

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta Y_{t-1} + \sum_{t=1}^n \gamma_t \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots$$

模型三：有截距項及時間趨勢之模型

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \beta Y_{t-1} + \sum_{t=1}^n \gamma_t \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots$$

其中 Y_t 為一時間序列， β 為自我迴歸係數， T 為時間趨勢

ε_t 為誤差項， n 為最適若後期數， $\sum_{t=1}^n \gamma_t \Delta Y_{t-1}$ 為 ADF 檢定的增廣項

貳、自我相關檢定(autocorrelation test)

傳統的時間序列模型中，假設誤差項服從白噪音，亦即 $\varepsilon_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma^2)$ 。透過序列自我相關檢定可了解估計模型之殘差是否存在自我相關(autocorrelation)的特性。本研究所採用的檢定方法為 Ljung-Box 檢定(1978)，使用 Ljung-Box Q 統計量來判定 $Q(p)$ 是否顯著，若在 $Q(p)$ 下拒絕虛無假設，則表示誤差項與誤差項第一項至誤差項第 P 項存自我相關的特性，此時我們必須修正模型，檢定假設與 Q 統計量的說明如下：

假設檢定：

H_0 ：此變數從 1 至 p 階不存在自我相關

H_1 ：此變數從 1 至 p 階存在自我相關

檢定統計量：

$$Q(p) = T(T+2) \sum_{i=1}^p \frac{\hat{\rho}(i)^2}{T-i} \sim \chi^2(p)$$

其中 $\hat{\rho}(i)$ 為迴歸所得之誤差的第 i 階自我相關係數。

參、單變數風險報酬抵換模型

首先為了瞭解外匯市場的風險報酬關係，本研究先設定美元、英鎊及日幣三種外匯的單變數風險報酬抵換模型，探討美元、英鎊及日幣三種不同外匯下的三種風險衡量指標對於超額報酬的抵換關係。為去除序列相關，透過自我相關檢定本研究決定加入美元、英鎊及日幣三種不同外匯的超額報酬率的落後三項，並考量到時間序列資料存在異質性將誤差項 ε_{jt} 配適 $GARCH(1,1)$ 模型，模型表示如下：

$$Z_{jt} = \alpha_j + \phi_1 Z_{jt-1} + \phi_2 Z_{jt-2} + \phi_3 Z_{jt-3} + \beta_j Risk_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$$\varepsilon_{jt} = \sqrt{h_{jt}} v_t \quad v_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, 1)$$

$$h_{jt} = c_0 + c_1 h_{jt-1} + c_2 \varepsilon_{jt-1}^2$$

其中 Z_{jt} 表示外匯超額報酬率， Z_{jt-1} 、 Z_{jt-2} 及 Z_{jt-3} 分別表示外匯超額報酬率的落後項， $Risk_{jt} = \{RV_{jt}, Skew_{jt}, VaR_{jt}\}$ 表示三種不同的風險衡量指標， β_j 表示風險衡量指標的係數，若 β_j 顯著，則表示外匯的某種風險衡量指標與報酬存在抵換關係， h_{jt} 表示 j 外匯的異質條件變異數，為確保異質條件變異存在， c_0 、 c_1 及 c_2 恆不小於零， $c_1 + c_2 < 1$ 且 v_t 與 ε_{t-i} 為獨立。

肆、多變數風險報酬抵換模型

為了研究在同一時間三種不同風險衡量指標對美元、英鎊及日幣三種不同外匯下的超額報酬的影響，本研究設定多變數風險報酬抵換模型，藉此美元、英鎊及日幣三種不同外匯下的超額報酬，與同時存在三種不同風險衡量指標時的關係。為去除序列相關，透過自我相關檢定本研究仍加入美元、英鎊及日幣三種不同外匯的超額報酬率的落後三項，並考量到時間序列資料存在異質性將誤差項 ε_{jt} 配適 $GARCH(1,1)$ 模型，模型表示如下：

$$Z_{jt} = \alpha_j + \phi_1 Z_{jt-1} + \phi_2 Z_{jt-2} + \phi_3 Z_{jt-3} + \beta_{jRV} RV_{jt} + \beta_{jSkew} Skew_{jt} + \beta_{jVaR} VaR_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$$\varepsilon_{jt} = \sqrt{h_{jt}} v_t \quad v_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, 1)$$

$$h_{jt} = c_0 + c_1 h_{jt-1} + c_2 \varepsilon_{jt-1}^2$$

其中 Z_{jt} 表示外匯超額報酬率， Z_{jt-1} 、 Z_{jt-2} 及 Z_{jt-3} 分別表示外匯超額報酬率的落後項， RV_{jt} 、 $Skew_{jt}$ 及 VaR_{jt} 分別表示實質波動度、偏態係數絕對值及風險價值， β_{jRV} 、 β_{jSkew} 及 β_{jVaR} 分別表示三種不同風險衡量指標的係數，若 β_{jRV} 、 β_{jSkew} 及 β_{jVaR} 顯著，則分別表示外匯的三種風險衡量指標與報酬存在抵換關係， h_{jt} 表示 j 外匯的異質條件變異數，為確保異質條件變異存在， c_0 、 c_1 及 c_2 恆不小於零， $c_1 + c_2 < 1$ 且 v_t 與 ε_{t-i} 為獨立。

伍、加入金融風暴的多變數風險報酬抵換模型

為了探討金融風暴對外匯風險報酬抵換關係是否有影響，本研究加入一金融風暴的虛擬變數 $Crisis_t$ ，藉此我們可以觀察金融風暴前後的外匯風險報酬抵換關係是否有差異。在加入金融風暴 $Crisis_t$ 的同時，為了探討三種風險衡量指標是否會受金融風暴 $Crisis_t$ 的影響，因此我們加入了金融風暴與風險衡量指標的交互項，其模型延續多變數風險報酬抵換模型，設定如下：

$$Z_{jt} = \alpha_j + \phi_1 Z_{jt-1} + \phi_2 Z_{jt-2} + \phi_3 Z_{jt-3} + \beta_{jRV} RV_{jt} + \beta_{jSkew} Skew_{jt} + \beta_{jVaR} VaR_{jt} \\ + \gamma_0 Crisis_t + \gamma_1 Crisis_t Z_{jt-1} + \gamma_2 Crisis_t Z_{jt-2} + \gamma_3 Crisis_t Z_{jt-3} + \delta_1 Crisis_t RV_{jt} \\ + \delta_2 Crisis_t Skew_{jt} + \delta_3 Crisis_t VaR_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$$\varepsilon_{jt} = \sqrt{h_{jt}} v_t \quad v_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, 1)$$

$$h_{jt} = c_0 + c_1 h_{jt-1} + c_2 \varepsilon_{jt-1}^2$$

其中 Z_{jt} 表示外匯超額報酬率， Z_{jt-1} 、 Z_{jt-2} 及 Z_{jt-3} 分別表示外匯超額報酬率的落後項， RV_{jt} 、 $Skew_{jt}$ 及 VaR_{jt} 分別表示實質波動度、偏態係數絕對值及風險價值， β_{jRV} 、 β_{jSkew} 及 β_{jVaR} 分別表示三種不同風險衡量指標在金融風暴發生前的係數， $\beta_{jRV} + \delta_1$ 、 $\beta_{jSkew} + \delta_2$ 及 $\beta_{jVaR} + \delta_3$ 分別表示三種不同風險衡量指標在金融風暴發生後的係數， γ_0 表示金融風暴對超額報酬的影響係數， h_{jt} 表示j外匯的異質條件變異數，為確保異質條件變異存在， c_0 、 c_1 及 c_2 恆不小於零， $c_1 + c_2 < 1$ 且 v_t 與 ε_{t-i} 為獨立。

陸、時間分段之多變數風險報酬抵換模型

為探討不同時間區段的外匯市場風險報酬抵換關係，本研究參考 Christiansen(2011)的做法，將原本採用的時間軸 1990 年 7 月至 2012 年 12 月均分為兩部份，第一部份為 1990 年 7 月至 2001 年 10 月，第二部份為 2001 年 11 月至 2012 年 12 月。在探討完這兩區段時間的風險報酬抵換關係後，進一步探討金融風暴前後的外匯市場風險報酬抵換關係，將第二部份 2001 年 11 月至 2012 年 12 月區分為金融風暴前後，金融風暴前為 2001 年 11 月至 2007 年 7 月，金融風暴後為 2007 年 8 月至 2012 年 12 月，最後與加入金融風暴的多變數風險報酬抵換模型進行比較，其模型採用多變數風險報酬抵換模型，設定如下：

$$Z_{jt} = \alpha_j + \phi_1 Z_{jt-1} + \phi_2 Z_{jt-2} + \phi_3 Z_{jt-3} + \beta_{jRV} RV_{jt} \\ + \beta_{jSkew} Skew_{jt} + \beta_{jVaR} VaR_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$$\varepsilon_{jt} = \sqrt{h_{jt}} v_t \quad v_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, 1)$$

$$h_{jt} = c_0 + c_1 h_{jt-1} + c_2 \varepsilon_{jt-1}^2$$

其中 Z_{jt} 表示外匯超額報酬率， Z_{jt-1} 、 Z_{jt-2} 及 Z_{jt-3} 分別表示外匯超額報酬率的落後項， RV_{jt} 、 $Skew_{jt}$ 及 VaR_{jt} 分別表示實質波動度、偏態係數絕對值及風險價值， β_{jRV} 、 β_{jSkew} 及 β_{jVaR} 分別表示三種不同風險衡量指標的係數，若 β_{jRV} 、 β_{jSkew} 及 β_{jVaR} 顯著，則分別表示外匯的三種風險衡量指標與報酬存在抵換關係， h_{jt} 表示 j 外匯的異質條件變異數，為確保異質條件變異存在， c_0 、 c_1 及 c_2 恆不小於零， $c_1 + c_2 < 1$ 且 v_t 與 ε_{t-i} 為獨立。

第四章 實證結果與分析

第一節 資料分析

本節將分為敘述統計量、趨勢圖分析、相關係數、單根檢定、序列自我相關檢定五個部分，透過敘述統計量來初步判定資料性質，並從趨勢圖看出是否存在群聚效果，最後加以探討變數間的相關性。初步判定完資料型態後，開始配適模型的相關檢定，首先透過單根檢定確認資料為定態資料，避免假回歸的情形發生。再透過自我相關檢定判定資料是否具有自我相關性質，並配適適當的落後期使得自我相關的問題得以解決。

壹、敘述統計量

本研究所採用的外匯分別為美元(USD)、英鎊(GBP)及日幣(JPY)，使用的解釋變數為超額報酬率(excess return)、實際波動度(realized volatility)、實際偏態係數絕對值(absolute skewness)及風險價值(value at risk)，其美元、英鎊、日幣的各項變數趨勢圖將整理於本節。

首先介紹美元、英鎊及日幣三種不同外匯的超額報酬率、實際波動度、實際偏態係數絕對值及風險價值的敘述統計量，統計結果顯示於表 4-1。超額報酬中美元及英鎊的平均數皆為正數，但日幣的平均數為負數，其變異數中以日幣的變異程度最大，美元的變異程度最小，三者的偏態係數皆為負數表示三種外匯皆為左偏態，其三種峰態係數皆大於三表示三種外匯皆為高狹峰。實際波動度中日幣的平均數及標準差皆最大，美元則最小，且三種外匯的實際波動度皆為右偏態及

高峽峰。實際偏態係數絕對值中，美元的平均值及變異數最大，英鎊及日圓的平均數及變異數皆差異不大，且三種外匯的實際偏態係數絕對值皆為右偏態及高峽峰。風險價值中，日幣的平均數及變異數皆最大，美元的平均數及變異數則最小，且三種外匯的風險價值皆為右偏態及高峽峰。

表 4-1 美元、英鎊及日幣中三種風險測量指標敘述統計表

	USD	GBP	JPY
Mean			
Z	0.048528	1.63396	-2.14575
RV	1.064398	2.627788	3.052409
ABSKEW	0.706847	0.442253	0.474657
VaR	0.29092	0.722431	0.852338
Std. Dev.			
Z	2.33557	3.237311	3.687108
RV	0.728524	1.052168	1.171095
ABSKEW	0.700037	0.357803	0.405216
VaR	0.220468	0.29382	0.380299
Skewness			
Z	-0.13702	-0.05073	-0.139
RV	1.829169	1.620503	1.788932
ABSKEW	1.907085	1.441394	1.340429
VaR	2.304067	1.401299	1.789259
Kurtosis			
Z	3.382837	3.78298	3.100729
RV	8.330497	6.518737	8.84732
ABSKEW	7.063397	5.514258	4.575325
VaR	11.95942	6.264107	9.153663

資料來源：本研究整理

註：本表三種外匯縮寫為美元(USD)、英鎊(GBP)及日幣(JPY)，且各項變數縮寫分別為超額報酬(Z)、實際波動度(RV)、實際偏態係數絕對值(ABSKEW)及風險價值(VaR)。

貳、趨勢圖分析

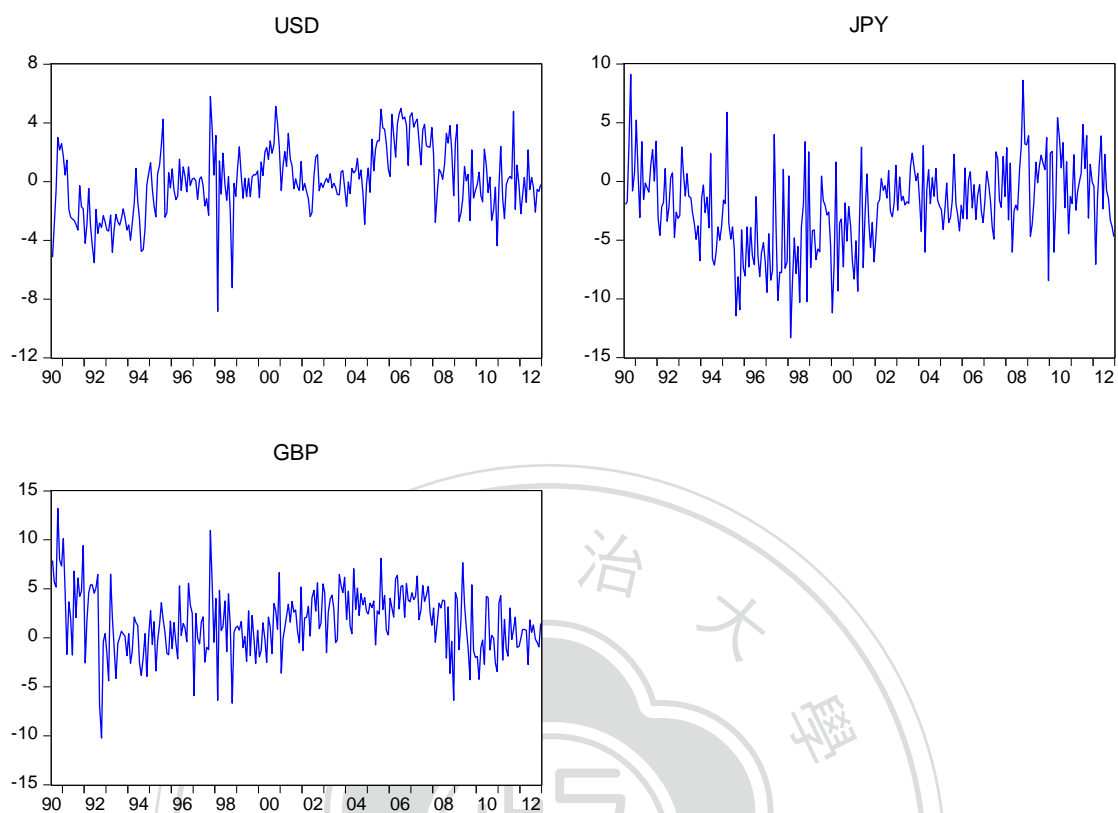


圖 4-1 美元、英鎊、日幣超額報酬率趨勢圖

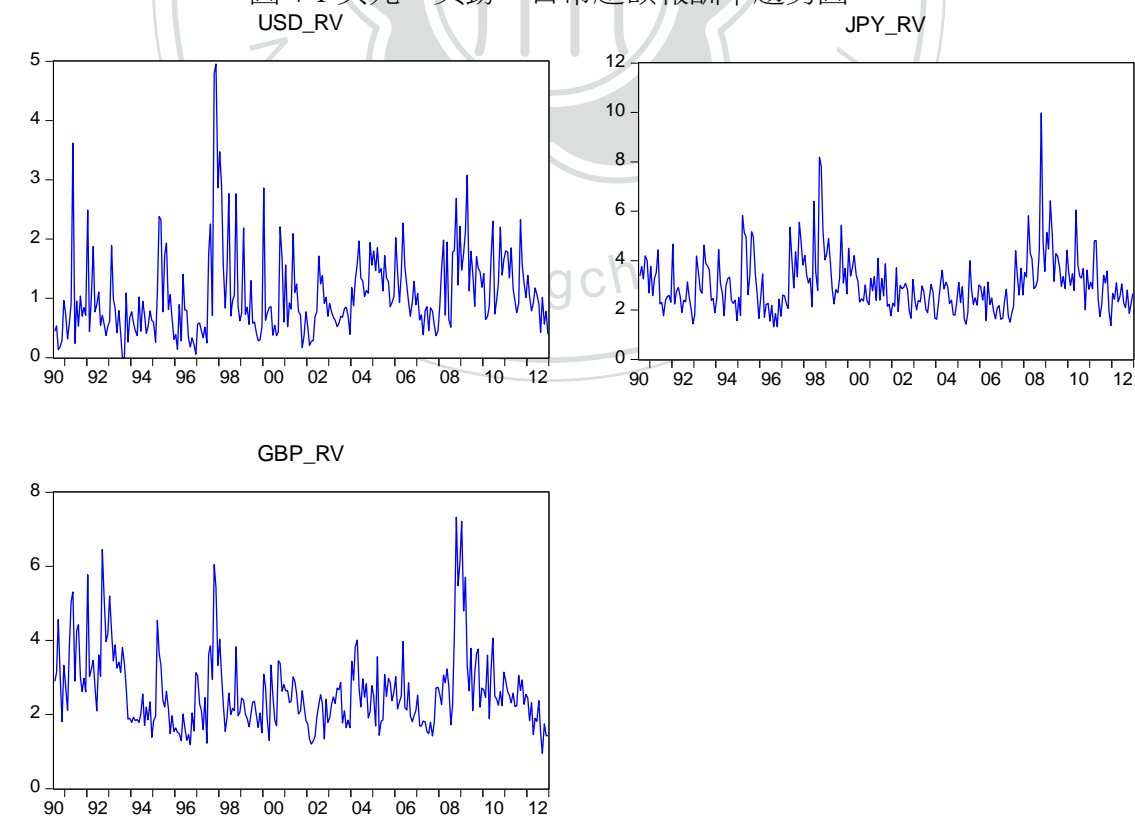


圖 4-2 美元、英鎊、日幣實際波動度趨勢圖

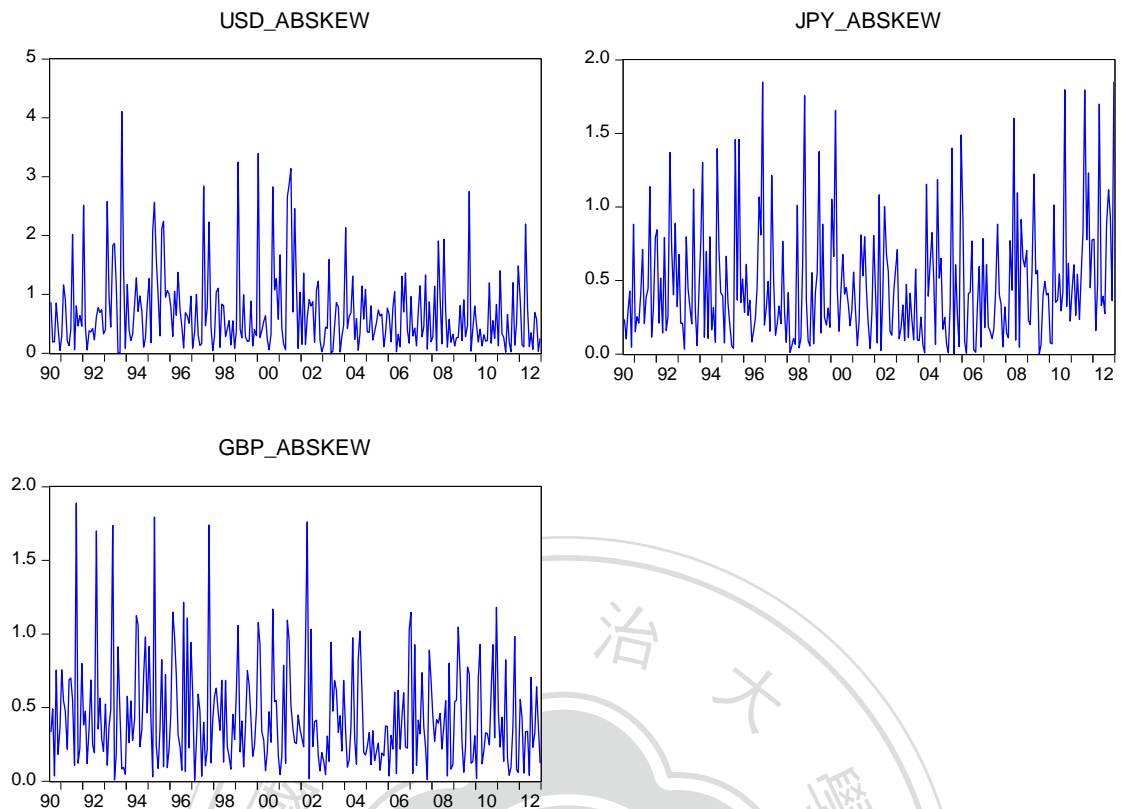


圖 4-3 美元、英鎊、日幣實際偏態係數絕對值趨勢圖

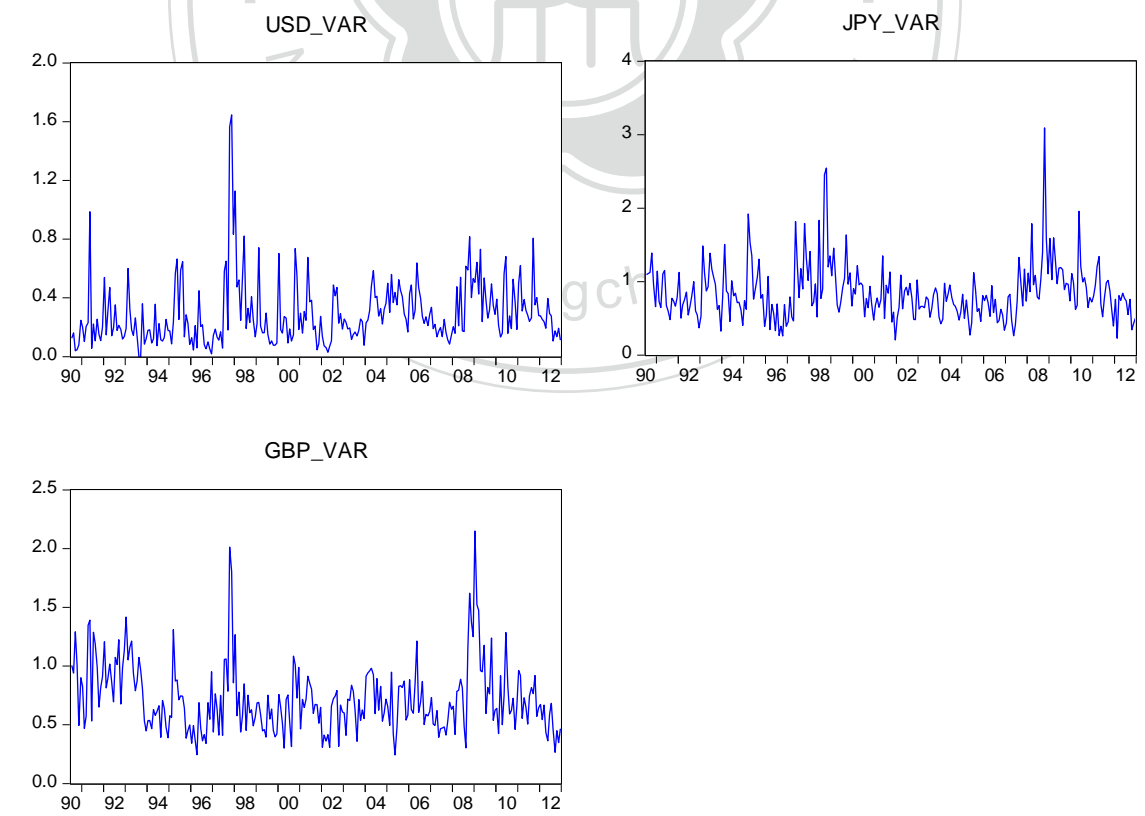


圖 4-4 美元、英鎊、日幣風險價值趨勢圖

由圖 4-1 可看出美元、英鎊、日幣三種外匯的超額報酬趨勢圖，其皆呈現不穩定且無規律的狀態，可從中發現有波動群聚的現象，尤其美元最為明顯。另外從圖中我們可得知美元與日幣在 1998 年有劇烈的向下趨勢，這種現象可能歸咎於 1997 年六月左右發生的亞洲金融風暴，更發現日幣在 1998 年前整體的超額報酬有逐年遞減的趨勢，本研究推測是受到日本 1991 年經濟泡沫破滅的影響。由圖 4-2 可看出美元、英鎊、日幣三種外匯的實際波動度趨勢圖，其中美國的實質波動最大，三種外匯皆可看出在 1998 年及 2008 年看出驟升，1998 年仍可推斷是受亞洲金融風暴影響，2008 年則可推斷是受全球金融風暴影響，但在 2008 年後三種外匯的實質波動程度逐漸遞減，尤其以英鎊及日幣較為明顯。

由圖 4-3 可看出美元、英鎊、日幣三種外匯的實際偏態係數絕對值趨勢圖，其變動皆非常劇烈，並呈現不穩定且無規律的狀態，也無法從中看出亞洲金融風暴及世界金融風暴對三種外匯共通的影響關係。由圖 4-4 可看出美元、英鎊、日幣三種外匯的風險價值趨勢圖，從圖中可看出在 1998 年三種外匯皆有顯著的驟升現象，但在 2008 年時只有英鎊及日幣有驟升的現象。

綜合以上，本研究從四種趨勢圖可看出亞洲金融風暴對外匯的超額報酬、實際波動度及風險價值有顯著的影響，也可從中看出世界金融危機對實質波動及風險價值造成影響，唯獨實際偏態係數絕對值無法從圖中看出這兩件經濟事件對其的影響。

參、相關係數

表 4-2 整理出美元、英鎊及日幣的實際波動度、實際偏態係數絕對值及風險價值之間的相關係數。由表 4-2 可得知，三種外匯下的實際波動度與風險價值皆為正值且有極高的相關性，並介於 0.89 至 0.95 之間。實際波動度與實際偏態係數絕對值的相關性雖為正值但相關係數不高，其介於 0.07 至 0.2 之間。實際偏態係數絕對值與風險價值的相關性也仍為正值但相關係數也不高，其介於 0.1 至 0.21 之間。

Christiansen(2011)的研究中利用美元兌換十種外幣研究風險報酬抵換關係，其研究顯示實際波動度與風險價值有極高的正相關性，且實際波動度與實際偏態係數絕對值具有低的正相關性，這兩部分與本研究相同，但他也指出實際偏態係數絕對值與風險價值具有低的負相關性，此部分則與本研究不同。

表 4-2 美元、英鎊及日幣中三種風險測量指標相關係數表

	USD			GBP			JPY		
	RV	Skew	VaR	RV	Skew	VaR	RV	Skew	VaR
RV	1	0.202	0.944	1	0.078	0.893	1	0.169	0.937
Skew	0.2029	1	0.201	0.078	1	0.102	0.169	1	0.155
VaR	0.944	0.201	1	0.893	0.102	1	0.937	0.155	1

資料來源：本研究整理

肆、單根檢定

為確保使用的資料為定態(stationary)資料，避免出現假迴歸(spurious regression)的現象，本研究對美元、英鎊及日幣三種不同外匯的被解釋變數及解釋變數進行單根檢定，所採用的單根檢定法為 Said & Dickey(1984)提出的 ADF 檢定法 (Augmented Dickey Fuller Test)，結果整理於表 4-3。

結果顯示所有變數在 5%的顯著水準下皆為拒絕虛無假設，表示變數不具有單根且為定態資料，在 1%的顯著水準下除了美元外匯超額報酬外皆為拒絕虛無假設，表示變數不具有單根且為定態資料。

表 4-3 美元、英鎊及日幣單根檢定表

	USD	GBP	JPY
Z	-2.93059** (0.0432)	-12.4073*** (0.0000)	-5.22059*** (0.0000)
RV	-5.72475*** (0.0000)	-5.80523*** (0.0000)	-9.91319*** (0.0000)
Skew	-15.3672*** (0.0000)	-17.6278*** (0.0000)	-16.339*** (0.0000)
VaR	-7.18386*** (0.0000)	-6.69286*** (0.0000)	-10.392*** (0.0000)

資料來源：本研究整理

註：1.表格中數值為 t 統計量。

2.括弧中的數字為 p-value。

3.其中**表示 5%的顯著水準下，拒絕虛無假設；***表示 1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

伍、序列自我相關檢定

為防止時間序列資料中存在序列自我相關，使得估計示標準差失真，進而影響模型檢定及結果，本研究將美元、英鎊及日幣的超額報酬落後項逐一加入迴歸式，並做序列自我相關檢定，採用的檢定方法為 Ljung & Box(1978)提出的 Ljung-Box 檢定，又稱為 Q 檢定，其檢定結果表示於表 4-4。結果顯示美元、英鎊及日幣加入第一期落後項後，不論是顯著水準在 1%或 5%的情況下皆顯著地拒絕虛無假設，表示誤差項存在自我相關。加入第二期落後項後，美元及英鎊在 Q(5)下且顯著水準在 1%或 5%的情況下，皆顯著地不拒絕虛無假設，表示第一階至第 5 階不存在自我相關，而日幣在顯著水準在 1%下不拒絕虛無假設，但在 5%的情況下仍顯著的拒絕虛無假設，表示第一階至第五階仍存在自我相關。加入第三期落後項後，美元、英鎊及日幣在顯著水準在 1%或 5%的情況下顯著地不拒絕虛無假設，表示第一階至第五階不存在自我相關。雖然美元及英鎊在 Q(10)下且顯著水準為 1%時仍有些許的拒絕虛無假設，但本研究以是否受到前五期落後項的影響為主，並認為第一階至第十階存在自我相關的影響極小，因此最後配適模型決定取至第三期落後項。

表 4-4 美元、英鎊及日幣序列自我相關檢定表

		AR(1)	AR(2)	AR(3)
USD	Q(5)	0.000	0.298	0.295
	Q(10)	0.000	0.024	0.041
GBP	Q(5)	0.000	0.098	0.66
	Q(10)	0.000	0.003	0.026
JPY	Q(5)	0.000	0.024	0.897
	Q(10)	0.000	0.007	0.233

資料來源：本研究整理

註：1.表格中數值為 p-value。

2.Q(P)為 Ljung-Box Q 統計量，若接受虛無假設則表示第一階至第 P 階不存在序列自我相關。

第二節 單變數風險報酬抵換模型

本節將分別以美元(USD)、英鎊(GBP)及日幣(JPY)的超額報酬做為被解釋變數，再分別利用實際波動度、實際偏態係數絕對值及風險價值做為解釋變數，探討不同外匯下三種不同風險衡量變數分別對超額報酬的影響，迴歸結果整理於表 4-5。

由表中 4-5 可得知，實際波動度在美元及英鎊中皆不顯著，表示無足夠證據顯示美元及英鎊的實際波動度與美元及英鎊的超額報酬存在抵換關係。唯獨日幣是顯著的，表示有足夠證據顯示日幣的實際波動度與日幣的超額報酬存在抵換關係。三種外匯的超額報酬第一項落後項皆為顯著，第二及第三項落後項部份顯著，三種外匯的調整後判定係數介於 11%至 35%，其中以英鎊最大日幣最小。實際偏態係數絕對值在三種外匯下皆呈現不顯著，表示無足夠證據顯示三種外匯的實際偏態係數絕對值與三種外匯的超額報酬存在抵換關係。三種外匯的超額報酬第一項、第二及第三項落後項雖顯著程度不同但皆為顯著，三種外匯的調整後判定係數介於 12%至 36%，其中以美元最大英鎊最小。風險價值在三種外匯下皆呈現非常顯著，表示有足夠證據顯示三種外匯的風險價值與三種外匯的超額報酬存在抵換關係，其中風險報酬抵換關係以美元最大(4.555)日幣最小(3.408)。三種外匯的超額報酬第一項、第二及第三項落後項雖顯著程度不同但皆為顯著，三種外匯的調整後判定係數介於 19%至 40%，其中以英鎊最大日幣最小。

表 4-5 單變數風險報酬抵換模型整理表

	USD	GBP	JPY
C	-1.93768	-0.13808***	1.313535***
Z(-1)	0.17614***	0.456255***	0.168167***
Z(-2)	0.179981**	0.184723	0.121943***
Z(-3)	0.186841	0.104525***	0.18229***
RV	0.376043	0.151763	-0.19528***
Adj R²	0.217852	0.346482	0.11875
C	-1.02691	0.107781**	0.714223***
Z(-1)	0.199846***	0.452154***	0.169167***
Z(-2)	0.183944***	0.180566*	0.125904***
Z(-3)	0.180623*	0.118734***	0.183543**
Skew	0.465089	-0.10987	0.208179
Adj R²	0.356302	0.127102	0.220764
C	-4.51289***	-0.96167***	-1.58201***
Z(-1)	0.093807***	0.442795**	0.164077*
Z(-2)	0.167304**	0.168565**	0.142298***
Z(-3)	0.221815**	0.113971***	0.18674***
VaR	4.555422***	3.567606***	3.408042***
Adj R²	0.328988	0.39384	0.197452

資料來源：本研究整理

註：1.表格中數值為係數。

2.C 表示常數項；Z(-1)表示超額報酬落後項第一項；Z(-2)表示超額報酬落後項第二項；Z(-3)表示超額報酬落後項第三項。

3.其中*表示 10%的顯著水準下，拒絕虛無假設；**表示 5%的顯著水準下，拒絕虛無假設；***表示 1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

第三節 多變數風險報酬抵換模型

本節將分別以美元(USD)、英鎊(GBP)及日幣(JPY)的超額報酬做為被解釋變數，並同時使用實際波動度、實際偏態係數絕對值及風險價值三種風險衡量指標做為解釋變數，探討不同外匯下同時存在三種風險衡量變數對超額報酬的影響，迴歸結果整理於表 4-6。

美元、英鎊及日幣三種外匯的實際波動度皆呈現顯著，表示有足夠證據顯示三種外匯的實際波動度與三種外匯的超額報酬存在抵換關係，其中三種外匯的實際波動度皆與超額報酬呈現負相關，以日幣的抵換程度最大(-5.904)英鎊最小(-5.311)。三種外匯的風險價值也皆呈現顯著，表示有足夠證據顯示三種外匯的風險價值與三種外匯的超額報酬存在抵換關係，其中三種外匯的風險價值皆與超額報酬呈現正相關，以日幣的抵換程度最大(20.746)美元最小(19.719)，另外發現三種外匯的風險價值抵換程度皆較實際波動度大。實際偏態係數絕對值只有美元呈現顯著，表示有足夠證據顯示美元的實際偏態係數絕對值與美元的超額報酬存在抵換關係，但英鎊及日幣皆呈現不顯著，表示無足夠證據顯示英鎊及日幣的實際偏態係數絕對值與英鎊及日幣的超額報酬存在抵換關係。三種外匯的超額報酬第一項、第二及第三項落後項皆為顯著。本研究以 Wald Test 檢定來判不同外匯下三種風險衡量指標的係數是否顯著地異於零，結果顯示三種外匯皆能拒絕虛無假設 $H^0 : \beta_{jRV} = \beta_{jSkew} = \beta_{jVaR} = 0$ ，表示三種外匯的三種風險衡量指標顯著地異於零，其中日幣最能拒絕虛無假設。三種外匯的調整後判定係數介於 69%至 81%，其中以日幣最大美元最小。另外，從表 4-5 與表 4-6 可發現，同時加入三種風險衡量變數可大幅度提升判定係數。

表 4-6 多變數風險報酬抵換模型整理表

	USD	GBP	JPY
C	0.178475**	0.166958	-0.525749**
Z(-1)	0.172311***	0.177892***	0.203602***
Z(-2)	0.162952***	0.161734***	0.196412***
Z(-3)	0.081784**	0.199879***	0.195967***
RV	-5.327593***	-5.31145***	-5.903574***
Skew	-0.152613**	-0.12968	0.155133
VaR	19.7187***	20.26374***	20.74557***
Adj R²	0.690566	0.797386	0.812633
Wald Test F 值	493.9937	558.5411	576.445
H⁰ : $\beta_{jRV} = \beta_{jSkew} = \beta_{jVaR} = 0$	(0.000)	(0.000)	(0.000)

資料來源：本研究整理

註：1.表格中數值為係數。

2.C 表示常數項；Z(-1)表示超額報酬落後項第一項；Z(-2)表示超額報酬落後項第二項；Z(-3)表示超額報酬落後項第三項。

3.其中*表示 10%的顯著水準下，拒絕虛無假設；**表示 5%的顯著水準下，拒絕虛無假設；***表示 1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

4. Wald Test F 值為檢定虛無假設為 $\beta_{jRV} = \beta_{jSkew} = \beta_{jVaR} = 0$ 的統計量，括號內為 p-value。

第四節 加入金融風暴的多變數風險報酬 抵換模型

本節將延續第三節的多變數風險報酬抵換模型，並加入一虛擬變數金融風暴及金融風暴與三種風險衡量指標的交互項，試圖從中了解金融風暴對風險抵換關係的影響，其迴歸結果整理於表 4-7。

從表4-7可得知美元、英鎊及日幣三種外匯的實際波動度皆呈現顯著，表示有足夠證據顯示三種外匯的實際波動度與三種外匯的超額報酬存在抵換關係，其中三種外匯的實際波動度皆與超額報酬呈現負相關，以日幣的抵換程度最大(-6.477)美元最小(-5.191)。三種外匯的風險價值也皆呈現顯著，表示有足夠證據顯示三種外匯的風險價值與三種外匯的超額報酬存在抵換關係，其中三種外匯的風險價值皆與超額報酬呈現正相關，以日幣的抵換程度最大(21.699)美元最小(19.375)，另外發現三種外匯的風險價值抵換程度皆較實際波動度大，此部份與第三節的結論相同。實際偏態係數絕對值只有美元呈現顯著，表示有足夠證據顯示美元的實際偏態係數絕對值與美元的超額報酬存在抵換關係，但英鎊及日幣皆呈現不顯著，表示無足夠證據顯示英鎊及日幣的實際偏態係數絕對值與英鎊及日幣的超額報酬存在抵換關係。本研究以Wald Test檢定來判不同外匯下金融風暴與三種風險衡量指標交互項的係數是否顯著地異於零，結果顯示美元及日幣能拒絕虛無假設 $H^0 : \delta_{jRV} = \delta_{jSkew} = \delta_{jVaR} = 0$ ，英鎊則不能拒絕虛無假設。三種外匯的調整後判定係數介於72%至84%，其中以日幣最大美元最小。

表4-7 加入金融風暴的多變數風險報酬抵換模型整理表

	USD	GBP	JPY
C	0.298015***	0.515536**	0.119365
Z(-1)	0.289794***	0.145034***	0.196621***
Z(-2)	0.224702***	0.151651***	0.120765***
Z(-3)	0.138397***	0.189272***	0.183301***
RV	-5.19125***	-5.52302***	-6.47695***
Skew	-0.33174***	-0.14205	0.062621
VaR	19.37541***	20.88465***	21.69869***
Crisis	-0.45311**	-0.75566***	-0.17063
Crisis*Z(-1)	-0.23204***	-0.12535***	-0.15265***
Crisis*Z(-2)	-0.14312*	-0.12106***	-0.0858*
Crisis*Z(-3)	-0.11428*	-0.229***	-0.19818***
Crisis*RV	-0.36813	0.333074**	1.263747***
Crisis*Skew	0.453983**	-0.00992	-0.25385
Crisis*VaR	1.651158*	-1.16259**	-2.74526***
Adj R ²	0.729061	0.750544	0.834135
Wald Test F 值	3.2541	1.6418	5.894
H ⁰ : $\delta_{jRV} = \delta_{jSkew} = \delta_{jVaR} = 0$	(0.0223)	(0.1802)	(0.0007)

資料來源：本研究整理

註：1.表格中數值為係數。

2.C 表示常數項；Z(-1)表示超額報酬落後項第一項；Z(-2)表示超額報酬落後項第二項；Z(-3)表示超額報酬落後項第三項；Crisis 表示為金融風暴虛擬變數；Crisis*Z(-1)為金融風暴與第一項超額報酬之交互項；Crisis*Z(-2)為金融風暴與第二項超額報酬之交互項；Crisis*Z(-3)為金融風暴與第三項超額報酬之交互項；Crisis*RV 為金融風暴與實際波動度之交互項；Crisis*Skew 為金融風暴與實際偏態係數絕對值之交互項；Crisis*VaR 為金融風暴與風險價值之交互項。

3.其中*表示 10%的顯著水準下，拒絕虛無假設；**表示 5%的顯著水準下，拒絕虛無假設；***表示 1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

4. Wald Test F 值為檢定虛無假設為 $\delta_{jRV} = \delta_{jSkew} = \delta_{jVaR} = 0$ 的統計量，括號內為 p-value。

美元及英鎊的虛擬變數金融風暴呈現顯著，日幣則呈現不顯著，表金融風暴對美元及英鎊的外匯超額報酬有顯著的負影響，日幣則不顯著。英鎊及日幣的金融風暴與實際波動度交互項顯著且為正，表示金融風暴後會使英鎊及日幣的實際波動度係數上升，與原本實際波動度的係數相加後，發現金融風暴後英鎊及日幣實際波動度與超額報酬的抵換關係變小且仍為負相關，美元的金融風暴與實際波動度交互項則不顯著。美元的金融風暴與實際偏態係數絕對值交互項顯著且為正，表示金融風暴後會使美元的實際偏態係數絕對值係數上升，在與原本實際波動度的係數相加後，發現金融風暴後美元實際偏態係數絕對值與超額報酬的抵換關係，從原本的負相關變為正相關，英鎊及日幣的實際偏態係數絕對值則不顯著。美元、英鎊及日幣的金融風暴與風險價值交互項皆顯著，其中美元的金融風暴與風險價值交互項係數為正數，英鎊及日幣為負數，表示金融風暴後會使美元的風險價值係數上升，英鎊及日幣的風險價值係數下降，與原本實際波動度的係數相加後，發現金融風暴後三種外匯風險價值與超額報酬的抵換關係仍為正相關，但美元的抵換關係變大，英鎊及日幣的抵換關係變小，本研究將加入金融風暴後風險衡量指標變化情況整理於表4-8。

表4-8 金融風暴後風險衡量指標變化整理表

	USD	GBP	JPY
RV	不顯著	負向，抵換關係下降	負向，抵換關係下降
Skew	由負向轉正向	不顯著	不顯著
VaR	正向，抵換關係上升	正向，抵換關係下降	正向，抵換關係下降

第五節 時間分段之多變數風險報酬抵換模型

本節將探討不同時間分段的外匯市場風險報酬抵換關係，首先將原始資料時間1990年7月至2012年12月均分為A時間與B時間兩部份，A時間為1990年7月至2001年10月，B時間為2001年11月至2012年12月。進一步探討金融風暴前後的外匯市場風險報酬抵換關係，將B時間區分為金融風暴前後，金融風暴前設定為C時間從2001年11月至2007年7月，金融風暴後設定為D時間從2007年8月至2012年12月，最後與上節加入金融風暴的多變數風險報酬抵換模型進行比較。

從表4-9可看出A時間與B時間三種外匯的實際波動度皆為顯著，並與外匯超額報酬存在負向抵換關係，在A時間中以日幣的實際波動度與超額報酬的抵換關係最大(-6.5885)英鎊最小(-5.4045)，在B時間中以美元的實際波動度與超額報酬的抵換關係最大(-5.6064)日幣最小(-5.1929)。A時間與B時間三種外匯的風險價值皆為顯著，並與外匯超額報酬存在正向抵換關係，在A時間中以日幣的風險價值與超額報酬的抵換關係最大(22.727)英鎊最小(20.2091)，在B時間中以英鎊的風險價值與超額報酬的抵換關係最大(20.7811)日幣最小(19.669)。另外，在A時間中美元及日幣的實際偏態係數絕對值呈現些微的顯著，而B時間則只有美元呈現顯著。在A時間美元實際偏態係數絕對值與外匯超額報酬存在負向抵換關係，但在B時間美元實際偏態係數絕對值與外匯超額報酬存在正向抵換關係。本研究以Wald Test檢定來判不同外匯下三種風險衡量指標的係數是否顯著地異於零，結果顯示A時間及B時間下，三種外匯皆能拒絕虛無假設 $H^0 : \beta_{jRV} = \beta_{jSkew} = \beta_{jVaR} = 0$ ，表示A時間及B時間下三種外匯的三種風險衡量指標顯著地異於零，其中日幣最能拒絕虛無假設。本研究發現三種外匯在B時間的判定係數皆比A時間大。

表4-9 時間分段之多變數風險報酬抵換模型整理表之一

	USD	GBP	JPY
A 時間：1990M7-2001M10			
C	-0.05038	0.443866	-2.10825***
Z(-1)	0.328688***	0.023609	0.13712***
Z(-2)	0.267525***	0.070793*	0.109343***
Z(-3)	0.093157	0.083547*	0.107458**
RV	-6.04994***	-5.40445***	-6.58845***
Skew	-0.25121*	-0.2238	0.502382*
VaR	21.86057***	20.2091***1	22.72693***
Adj R ²	0.6767	0.6565	0.7758
Wald Test F 值	162.973	200.6951	415.5482
$H^0 : \beta_{jRV} = \beta_{jSkew} = \beta_{jVaR} = 0$	(0.000)	(0.000)	(0.000)
B 時間：2001M11-2012M12			
C	0.133504	0.211944	-1.54914***
Z(-1)	0.204465***	0.215403***	0.053052*
Z(-2)	0.227924***	0.152665***	0.047295
Z(-3)	0.169798***	0.186684***	0.032134
RV	-5.60641***	-5.43101***	-5.19293***
Skew	0.192662**	0.061177	-0.22715
VaR	20.5368***	20.78106***	19.6693***
Adj R ²	0.8396	0.8447	0.8947
Wald Test F 值	633.564	352.3825	677.4189
$H^0 : \beta_{jRV} = \beta_{jSkew} = \beta_{jVaR} = 0$	(0.000)	(0.000)	(0.000)

資料來源：本研究整理

註：1.表格中數值為係數。

2.C 表示常數項；Z(-1)表示超額報酬落後項第一項；Z(-2)表示超額報酬落後項第二項；Z(-3)表示超額報酬落後項第三項。

3.其中*表示 10%的顯著水準下，拒絕虛無假設；**表示 5%的顯著水準下，拒絕虛無假設；***表示 1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

4. Wald Test F 值為檢定虛無假設為 $\beta_{jRV} = \beta_{jSkew} = \beta_{jVaR} = 0$ 的統計量，括號內為 p-value。

從表4-10可看出B時間與C時間三種外匯的實際波動度皆為顯著，並與外匯超額報酬存在負向抵換關係，在C時間中以英鎊的實際波動度與超額報酬的抵換關係最大(-5.6219)美元最小(-4.6322)，在D時間中以中美元的實際波動度與超額報酬的抵換關係最大(-5.7623)日幣最小(-5.1958)。C時間與D時間三種外匯的風險價值皆為顯著，並與外匯超額報酬存在正向抵換關係，在C時間中以英鎊的風險價值與超額報酬的抵換關係最大(21.1215)美元最小(19.6472)，在D時間中以美元的風險價值與超額報酬的抵換關係最大(21.5843)日幣最小(19.669)。在C時間與D時間中，美元、英鎊及日幣的實際偏態係數絕對值皆不顯著。本研究以Wald Test檢定來判不同外匯下三種風險衡量指標的係數是否顯著地異於零，結果顯示C時間及D時間下，三種外匯皆能拒絕虛無假設 $H^0: \beta_{jRV} = \beta_{jSkew} = \beta_{jVaR} = 0$ ，表示C時間及D時間下三種外匯的三種風險衡量指標顯著地異於零，其中日幣最能拒絕虛無假設。本研究發現美元及英鎊在C時間的判定係數皆比D時間大，但日幣在C時間的判定係數較D時間大。

另外，從表4-10中可發現美元實際波動度與外匯超額報酬的抵換關係在C時間與D時間中皆呈現負向關係，但在D時間中其抵換程度較C時間大，亦即金融風暴後美元實際波動度與外匯超額報酬的抵換程度上升，英鎊及日幣實際波動度與外匯超額報酬的抵換關係在C時間與D時間中皆呈現負向關係，但在C時間中其抵換程度較D時間大，亦即金融風暴後英鎊及日幣實際波動度與外匯超額報酬的抵換程度下降。美元風險價值與外匯超額報酬的抵換關係在C時間與D時間中皆呈現正向關係，但在D時間中其抵換程度較C時間大，亦即金融風暴後美元風險價值與外匯超額報酬的抵換程度上升，英鎊及日幣風險價值與外匯超額報酬的抵換關係在C時間與D時間中皆呈現正向關係，但在C時間中其抵換程度較D時間大，亦即金融風暴後英鎊及日幣風險價值與外匯超額報酬的抵換程度下降，以上的結論與第四節所整理的結論表4-7幾乎一致。

表4-10 時間分段之多變數風險報酬抵換模型整理表之二

	USD	GBP	JPY
C 時間：2001M11-2007M07			
C	-0.25901	1.977397***	-1.27231***
Z(-1)	0.231781***	0.107717**	0.060139*
Z(-2)	0.275468***	-0.01047	-0.00484
Z(-3)	0.215997***	0.070367	0.023035
RV	-4.63224***	-5.62189***	-5.56527***
Skew	-0.15454	0.00575	-0.28553
VaR	19.6472***	21.12152***	20.40757***
Adj R ²	0.8854	0.8667	0.8986
Wald Test F 值	132.8207	145.0615	269.2078
$H^0 : \beta_{jRV} = \beta_{jSkew} = \beta_{jVaR} = 0$	(0.000)	(0.000)	(0.000)
D 時間：2007M08-2012M12			
C	-0.16624	-0.18528	0.01064
Z(-1)	0.081367***	-0.0025	0.044152
Z(-2)	0.070393***	0.030285	0.033351
Z(-3)	0.05106*	-0.06062	-0.02133
RV	-5.76227***	-5.12938***	-5.19581***
Skew	0.130011	-0.1401	-0.22445
VaR	21.58438***	19.34543***	18.89128***
Adj R ²	0.7649	0.5689	0.9079
Wald Test F 值	560.007	874.8631	660.9
$H^0 : \beta_{jRV} = \beta_{jSkew} = \beta_{jVaR} = 0$	(0.000)	(0.000)	(0.000)

資料來源：本研究整理

註：1.表格中數值為係數。

2.C 表示常數項；Z(-1)表示超額報酬落後項第一項；Z(-2)表示超額報酬落後項第二項；Z(-3)表示超額報酬落後項第三項。

3.其中*表示 10%的顯著水準下，拒絕虛無假設；**表示 5%的顯著水準下，拒絕虛無假設；***表示 1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

4. Wald Test F 值為檢定虛無假設為 $\beta_{jRV} = \beta_{jSkew} = \beta_{jVaR} = 0$ 的統計量，括號內為 p-value。

第五章 結論與建議

本研究發現當迴歸式只加入一風險衡量變數時，只有風險價值是美元、英鎊及日幣三種外匯皆呈現顯著的，實際波動度則只有日幣是顯著，美元及英鎊不顯著，而實際偏態係數絕對值則是全部皆呈現不顯著。在同時加入三種不同的風險衡量指標後，模型解釋能力大幅提升，並且實際波動度與風險價值在三種外匯下皆呈現顯著，而實際偏態係數絕對值只有美元呈現顯著，英鎊及日幣仍不顯著。

為探討金融風暴對台灣外匯市場風險報酬抵換關係的影響，本研究加入金融風暴虛擬變數，發現在金融風暴後，英鎊及日幣的實際波動度與超額報酬抵換關係呈現下降且負向的抵換關係，美元的實際偏態係數絕對值則是出現抵換關係反轉的情形，美元的風險價值與超額報酬抵換關係呈現上升且正向的抵換關係，而英鎊及日幣的風險價值與超額報酬抵換關係則是下降且正向的抵換關係。

進一步本研究將時間分段討論，從 A 時間與 B 時間的比較中發現美元的實際偏態係數絕對值與超額報酬的抵換關係，呈現由負轉正的反轉的關係，與上段結論相同，但無法推論出上一段實際波動度及風險價值對超額報酬抵換關係的變化情形，本研究推論可能是因為受到 B 時間其他年份的稀釋效果所影響，使得金融風暴的影響變小。因此，本研究將 B 段時間再區分為金融風暴前後兩個時段，發現實際波動度中三種外匯皆為負向風險報酬抵換關係，其中美元抵換程度上升，英鎊及日幣則是下降。風險價值中三種外匯皆為正向風險報酬抵換關係，其中美元抵換程度上升，英鎊及日幣則是下降。此部份結果與上一段顯著的結果皆為相符，因此本研究認為金融風暴使美元的風險報酬抵換程度上升，而使英鎊及日幣的風險報酬抵換程度下降，最後本研究建議使用實際波動度與風險價值作為風險衡量指標，並可透過研究模型延伸加以探討外匯市場風險報酬抵換關係。

參考文獻

一、國外文獻

- Akgiray, V. (1989). Conditional heteroscedasticity in time series of stock returns: evidence and forecasts. *Journal of business*, 55-80.
- Andersen, T. G., & Bollerslev, T. (1997). Intraday periodicity and volatility persistence in financial markets. *Journal of empirical finance*, 4(2), 115-158.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Labys, P. (2001). The distribution of realized exchange rate volatility. *Journal of the American statistical association*, 96(453), 42-55.
- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *The Journal of Finance*, 61(1), 259-299
- Baillie, R. T., & DeGennaro, R. P. (1990). Stock returns and volatility. *Journal of financial and quantitative analysis*, 25(2), 203-214.
- Bali, T. G., & Cakici, N. (2008). Idiosyncratic volatility and the cross section of expected returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1), 29.
- Bali, T. G. (2008). The intertemporal relation between expected returns and risk. *Journal of Financial Economics*, 87(1), 101-131.
- Bali, T. G., & Wu, L. (2010). The role of exchange rates in intertemporal risk–return relations. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1670-1686.
- Beder, T. S. (1995). VaR: Seductive but dangerous. *Financial Analysts Journal*, 12-24.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.

- Bollerslev, T. (1987). A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *The review of economics and statistics*, 542-547.
- Bollerslev, T., & Wooldridge, J. M. (1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric reviews*, 11(2), 143-172.
- Brunnermeier, M. K., Nagel, S., & Pedersen, L. H. (2008). *Carry trades and currency crashes* (No. w14473). National Bureau of Economic Research.
- Burnside, C., Eichenbaum, M., Kleshchelski, I., & Rebelo, S. (2011). Do peso problems explain the returns to the carry trade?. *Review of Financial Studies*, 24(3), 853-891.
- Campbell, J. Y. (1987). Stock returns and the term structure. *Journal of financial economics*, 18(2), 373-399.
- Christiansen, C. (2011). Intertemporal risk-return trade-off in foreign exchange rates. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(4), 535-549.
- Christiansen, C., Rinaldo, A., & Söderlind, P. (2011). The time-varying systematic risk of carry trade strategies. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(04), 1107-1125
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.

- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The journal of Business*, 38(1), 34-105.
- French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of financial Economics*, 19(1), 3-29.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.
- Hiraki, T., Maberly, E. D., & Takezawa, N. (1995). The information content of end-of-the-day index futures returns: International evidence from the Osaka Nikkei 225 futures contract. *Journal of Banking & Finance*, 19(5), 921-936.
- Hull, J., & White, A. (1998). Incorporating volatility updating into the historical simulation method for value-at-risk. *Journal of Risk*, 1(1), 5-19.
- Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Persistence in variance, structural change, and the GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(2), 225-234.
- Lundblad, C. (2007). The risk return tradeoff in the long run: 1836–2003. *Journal of Financial Economics*, 85(1), 123-150.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection*. *The journal of finance*, 7(1), 77-91.
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, 36(4), 394-419.
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 867-887.
- Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of Financial Economics*, 8(4), 323-361.

- Melvin, M., & Taylor, M. P. (2009). The crisis in the foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1317-1330.
- Morgan, I. G. (1976). Stock prices and heteroscedasticity. *The Journal of business*, 49(4), 496-508.
- Morgan, J. P.(1994).*RiskMetrics-Technical Document*.New York:J. P. Morgan Bank.
- Najand, M., & Yung, K. (1994). Conditional heteroskedasticity and the weekend effect in S&P 500 index futures. *Journal of Business Finance & Accounting*, 21(4), 603-612.
- Nam, K., & Krausz, J.(2008) Unexpected Volatility Shock, Volatility Feedback Effect, and Intertemporal Risk-Return Relation.
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of monetary economics*, 10(2), 139-162.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.
- Park, C. H., & Irwin, S. (2004). The profitability of technical analysis: a review.
- Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of Financial Economics*, 22(1), 27-59.
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in Autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Sweeney, R. J. (2007). Fed intervention, dollar appreciation, and systematic risk. *Journal of International Money and Finance*, 26(2), 167-192.

二、國內文獻

李春旺、劉維琪、高孔廉，1989。「股價行為與規模效應：台灣股票市場實證研究」，管理評論,8, 99-121.

林建甫、張焯然，1996。「ARCH 族模型估計與檢定的問題」，經濟論文叢刊，24 卷 3 期，339-355。

陳佩鈴，2002。「匯率條件風險值之估計與比較」，中原大學國際貿易學系碩士學位論文。

廖偉真、雷立芬，2009。「不同樣本頻率之股市波動性估計—GARCH、TGARCH 與 EGARCH 之比較」，台灣銀行季刊，第六十一卷，第四期，294-307。

林建甫，2009。「GARCH 模型對匯率風險值之估計」，台灣大學經濟學系在職專班碩士學位論文。

卓泰佑，2009。「報酬與風險抵換關係之分量迴歸分析」，交通大學經營管理研究所碩士學位論文。

沈大白、周大慶、柯瓊鳳、張大成、敬永康，2007。「風險管理新標竿—風險值理論與應用—The Benchmark for Risk Management」

呂湘君，2010。「亞洲單一貨幣化與風險值之相關研究」，中原大學企業管理學系碩士學位論文。