

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

外匯投資組合之風險值研究

The Study on the Value at Risk of
Foreign Exchange Portfolio

指導教授：王凱立 博士

研究生：巫育姍

中華民國 102 年 6 月

謝辭

兩年的研究生生活，說長不長說短不短，終於在 2013 年 6 月 21 日順利的完成論文口試，在七月完成論文修改，完成兩年的學業，在這期間感謝許多人在這過程中給予我很多的幫助，不是兩三句就可以說明我對您們的感謝。

感謝口試委員楊踐為、顏盟峯、林豐智與郭一棟老師，百忙之中抽空來學校對於我論文提供寶貴的建議與修正方向，謝謝您們。感謝我的指導教授王凱立老師，我們有任何問題只要一通電話您馬上就會趕來為我們解答，想起大家在大半夜裡趕論文時，除了研究室就只剩下老師您那間的燈還亮著，就算大家都已經到了精疲力盡快要放棄時，您還是一直鼓勵著我們，就快到終點站了，大家加油，您的每一句話對於我們都有相當大的衝擊與影響，謝謝老師您的栽培與指導，您永遠是我的導師兼朋友。

感謝安琪學姊，做論文時有您的陪伴，讓我覺得很安心與放心，謝謝您為了我的論文不眠不休的陪伴在身邊，謝謝您的付出；感謝研究所同窗兩年的朋友們，在我做論文時煩心時，陪我聊天與鼓勵，謝謝您們；感謝許多曾經幫忙過我的朋友，不管是在臉書、Line、簡訊都給予我鼓勵，沒有你們的支持，我想我也沒有辦法撐到論文結束，有您們真好，謝謝您們。

最後，感謝我的家人們，謝謝父母讓我們來讀研究所，謝謝我的兄弟姐妹們，時常都會來關心我論文的進度如何，在我回家時，給予我大大的擁抱與歡笑聲，讓我可以暫時忘記寫論文時的壓力，謝謝您們。

巫育姍 謹誌於

2013 年 07 月

中文摘要

本文擬針對成熟市場與新興外匯市場所形成之投資組合，分析影響風險值(Value at Risk)之因素，改善變異數與共變異數矩陣估計方式，提出妥適動態條件相關係數(DCC)模型，並以 J.P Morgan 所提倡指數權重移動法(Exponential Weighted Moving Average)為比較對象，探討本文提出之動態條件相關係數(DCC)模型是否有效提升風險管理績效。與過去研究不同在於本文投資組合以外匯為主，並針對不同市場與不同模型風險值作比較。實證結果顯示，在 2005 年 8 月 1 日至 2013 年 2 月 27 日期間，成熟市場形成之外匯投資組合而言，以美元與歐元相關性最高，而先進新興市場形成之投資組合而言，以韓圓與新台幣之相關性較高，次級新興市場則以印尼盾與菲律賓披索相關性較高。不管是在 EWMA 模型或是 DCC 模型中，成熟市場皆比新興市場穿透比率較低，DCC 模型穿透次數較 EWMA 模型一致來得小，指出 DCC 模型較 EWMA 模型更能有效提高風險值預測模式之精準度。再者，根據概似比檢定法，DCC 模型風險值之信賴水準與獨立性，明顯優於 EWMA 模型；新興市場的估計相較成熟市場來的準確，顯示本文所使用的 DCC 模型在預測新興市場外匯投資組合有較佳的準確性。

關鍵字：新興市場、風險值、指數權重移動平均模型(EWMA)、動態條件相關模型(DCC)、GARCH 模型

Abstract

This paper attempts to improve the performance of Value at Risk (VaR) of exchange rate portfolio for mature and emerging markets by proposing a dynamic variance and covariance matrix estimation method. We proposed the appropriate Dynamic Conditional Correlation (DCC) Model to compare with Exponential Weighted Moving Average by J.P Morgan. This paper discusses whether the DCC model can enhance the effectiveness of risk management performance. Relative to most literatures studying the portfolio in stock markets, our work focus on the performance of VaR in currency portfolio for mature and emerging markets.

The empirical results show that in August 1, 2005 to February 27, 2013, the portfolio of mature market containing the dollar and the euro have the highest correlation. The advanced emerging markets portfolio including KRW and TWD show the highest correlation and the other secondary emerging markets portfolio of the Philippine peso and Indonesian rupiah display the highest positive correlation. Our results show that the failure times of DCC model is lower than that of EWMA model, suggesting DCC model is more effective than that of EWMA model in improving the accuracy of risk prediction model. Besides, basis on likelihood ration test shows that DCC model has better level of confidence and independence than that of EWMA mode. Our results also indicates the VaR estimation of emerging markets is better than that of mature market. Overall, our study exhibits the evidence that the DCC model provides better accuracy in predicting emerging markets foreign exchange portfolio.

Keywords : Emerging Market, Value at Risk, Exponential Weighted Moving Average, Dynamic Conditional Correlation, GARCH Model

目錄

第一章 緒論	1
第一節 背景動機	1
第二節 研究目的	4
第二章 文獻探討	5
第一節 外匯投資組合相關文獻	5
第二節 風險值(VaR)模型相關文獻	6
第三章 研究方法	8
第一節 風險值涵義	8
第二節 投資組合風險值	9
第三節 風險值估算	12
一、完全評價法	12
二、局部評價法	13
第四節 變異數預測模型	13
一、指數加權移動平均法	13
二、動態條件相關係數模型	16
第五節 風險值模型的檢定	18
一、準確性	18
二、有效性	20
第六節 實證模型	21
第四章 實證結果與分析	25
第一節 資料來源與資料描述	25
第二節 實證結果分析	35
第三節 小結	48
第五章 結論與建議	49

第一節 結論	49
第二節 後續研究建議	50
參考文獻	51

表目錄

表 4.1 主要變數資料型態與來源.....	26
表 4.2 單根檢定.....	32
表 4.3 基本敘述統計量(%).....	33
表 4.4 條件平均式參數估計結果.....	36
表 4.5 條件變異數之參數估計結果.....	39
表 4.6 跨市場波動估計.....	40
表 4.7 相關係數參數估計.....	42
表 4.8 動態相關係數統計表.....	42
表 4.9 風險值回溯測試.....	46
表 4.10 概似比檢定法.....	47

圖目錄

圖 4.1 外匯成交量	27
圖 4.2 成熟市場原始趨勢圖與報酬率圖	29
圖 4.3 先進新興市場原始趨勢圖與報酬率圖	30
圖 4.4 次級新興市場原始趨勢圖與報酬率圖	31
圖 4.5 模組一(成熟市場)	43
圖 4.6 模組二(先進新興市場)	44
圖 4.7 模組三(次級新興市場)	45

第一章 緒論

第一節 背景動機

現今市場在全球化及經濟自由化環境之下，各國間資金流動效率相較過去提高，使得各國貨幣在市場上快速流通。其中以外匯市場為大宗，根據國際清算銀行(BIS)每三年調查數據顯示，全球外匯市場平均每日交易量估計為 3.98 萬億美元，比 2007 年 4 月的 3.21 萬億美元增加了大約 20%，顯示外匯市場交易量有逐年上升趨勢。對台灣及其他以貿易為主的國家而言，進出口廠商持有較多的貨幣是一種投資行為，受匯率波動性影響甚大，所以對其風險的掌控即為主要關注的議題。全球經濟的不確定風險提高，使得短期世界經濟的成長趨向新興經濟體帶動，突顯了新興市場在世界貿易的重要性。為避免過度依賴單一國家市場，應拓展新興市場，規避並降低其投資風險。以 2011 年國際清算銀行每三年央行調查顯示，新興市場貨幣在全球外匯市場重要性日益上升，由於新興市場的吸引力日益增加，特別在美國等重要國家寬鬆貨幣政策降息趨勢下，新興國家利率普遍高於已開發國家，一籃子新興國家貨幣回報率普遍優於美國國債和公司債等成熟國家資產及股市。事實上，世界的經濟結構正面臨了重大轉變，新興市場在世界經貿重要性增加，加上新興市場的快速發展、信用評等的上升、資產報酬回報率高、穩定性不斷提升以及經濟更快發展前景下，投資者將新興市場納入投資組合的興致日益濃厚，同時實務界對於新興市場貨幣投資組合日益增加。然而，過去一般國際投資者持有新興市場貨幣資產比例仍然不大，當投資者尋求多元化組合時，目光多放在美元、日元、歐元等貨幣，而不是其他新興市場貨幣，理由在於新興市場資產上有著一定程度上的限制，而其流動性相對於成熟市場來說較低，其交易和搜索上成本較高，依 MSCI(Morgan Stanley Captain International，摩根史丹利資本國際公司)與 FTSE(FTSE International，英國富時指數公司)將國家區分為已開發成熟國家(Developed)、先進新興國家(Advanced Emerging Markets)與次級新興市場(Secondary Emerging Markets)。因此，本文嘗試將新興市場貨幣納入考量，並與成熟市場比較，分析不同市場型態報酬波動的動態關係，此為本文研究目的之一。

Markowitz(1952)首次提出投資組合理論(Portfolio Theory)，透過建立均方標準差模型(Mean-Variance Model)，提出最佳資產組合的基本模型，使投資組合在期望報酬率下，風險降到最低，成為現代投資組合的開端，說明投資組合對於風險控管的重要性。外匯市場有是全世界最大、流通最快的市場，也因此保證價格穩定性與執法的公平性，24小時交易、交易成本低等特性，使得投資者在做投資組合時，會將外匯當成投資組合的標的之一，過去文獻都以股票、債券當作投資組合，鮮少以外匯當投資組合，本文將以外匯作投資組合。

國際資金移動迅速與經濟結構變化的影響，持有多種幣別資產的投資行為將面對更多匯率不確定性與匯率波動風險，如何衡量外幣資產風險的高低，必要參考相關的風險指標。從巴塞爾資本協定以來，風險值(Value at Risk,簡稱 VaR)廣泛用來測量市場投資組合風險。J.P. Morgan 的 VaR 其簡易性讓投資人直接估量及預測風險，進而迅速地採取適當避險策略，以達到風險控管之目的。依照 Jorion(2000)定義，VaR 是在給定的信賴水準下，經過某一時間之後，持有資產最大可能損失超過的值。風險值除了可以用來估計資產在未來的一段期間內的最大可能損失，在其動態投資組合下的風險控管績效評估方面也扮演核心的角色。對於一個持有多資產部位的投資人來說，如果可以提早得到未來整體投資組合可能損失以提早準備時，如能同時得到各資產對於投資組合整體風險的程度，可以此為標準調整各風險部位，進而達到風險控管的目的。

由於風險值計算涉及目標期間以及信賴區水準選擇，也就是說與未來資產報酬之條件分佈(Conditional Distribution)上給定某比例百分位數(Quantile)相關。對於未來投資組合報酬條件分佈之設定，便會影響到 VaR 之計算。除了其各資產之間報酬條件分佈會影響之外，還會涉及到投資組合報酬之變異數與共變異數矩陣之間的估計。過去文獻較多應用 GARCH 模型於單一資產之風險值，對於多資產組合之 VaR 與變異數矩陣之關係，鮮少做深入討論。Alexander and Leigh(1997)體認到此嚴重問題，應用 Component GARCH 模型，卻忽略了資產之間變異數與共變異數，甚至相關係數，會隨時間而變動的可能性，因此對於變異數與共變異數矩陣的預測相對來說可以提高風險值的準確性。Engle(2002)年提出多變量一般化自我迴歸異質變異數-動態相關係數模型(Dynamic Conditional Correlation Model, 簡稱 DCC)，採用二階段準概似函數估計法(Two-stage Quasi-Maximum

Estimation, QMLE), 簡化了條件變異式的運算, 使異質變異矩陣估計更為精簡。林淑容(2006)認為 DCC 模型估計的風險值, 準確性與效率性相較於其他四種模型好。由於 GARCH 模型在資產報酬率上的波動估計較容易捕捉到波動的叢聚效果, 對於報酬分配的厚尾現象較容易被模型做解釋。本文結合變異數與共變異數隨時間改變之 DCC-GARCH 模型來捕捉投資組合之風險值。

針對投資組合變異數與共變異數矩陣, J. P. Morgan(1995)開發風險矩陣(Risk Metric)方法, 風險矩陣是由 J. P. Morgan 所發展出一套測度資產組合報酬之風險程度簡單方法。假設資產報酬分配為常態分配, 直接估算不同資產報酬之間的條件變異數與條件共變異數, 即可直接求得風險值, 在計算風險矩陣的過程中, J. P. Morgan 運用指數加權移動平均法(Exponential Weighted Moving Average, 簡稱 EWMA)預測報酬變異數矩陣。然而其方法雖然簡單, 但卻有嚴重的問題。EWMA 是針對資訊遠近作權數的調整, 以反應每日波動性變化, 但依舊沒有辦法解決波動性的群聚與均值負歸的現象。過去文獻發現許多金融資產並非常態分配, 是具有高峽峰且厚尾的分配。因此常態分配的假設並不符合現實狀況, 可能會造成低估風險值。Alexander and Leigh(1997)實證結果發現, 指數加權有移動平均法有低估風險值的現象, 而 GARCH 模型在回溯測試與向前測試方面, 較能正確的估算出 99% 信賴水準下的風險值估計。以 J. P. Morgan 所提 EWMA 為比較基礎, 分析本文所提之 DCC-GARCH 模型是否有效提升風險值估計績效, 此為本文研究目的之二。

綜合上述, 鑒於新興市場貨幣在市場上的重要性逐漸上升, 投資人投資在新興市場貨幣日益濃厚。對於投資人而言, 將新興市場貨幣當作投資標的是否能得到較高利潤亦或著能將投資風險降低, 所以本文嘗試將新興市場貨幣當作投資組合的標的, 並與成熟市場做比較, 分析不同市場型態報酬波動的動態關係。再者, 針對成熟與新興外匯市場, 分析本文提出之三元 DCC-GARCH 模型, 並以 J.P Morgan 所提倡 EWMA 為比較基礎, 驗證本文 DCC-GARCH 模型是否能有效提升風險值估計績效。

第二節 研究目的

相對過去多以單資產估算投資組合之各別風險值，本文採用多變量 GARCH 模型設定投資組合，設定條件變異式，以妥適的評估隨時間改變的波動特性，並考量不同市場下幣別間的動態關聯性，採用隨時間改變之動態條件相關係數模型計算投資組合之相關性，分析本文提出之三元 DCC-GARCH 模型，並以 J.P Morgan 所提倡 EWMA 為比較基礎，驗證本文 DCC-GARCH 模型是否有效提升風險值估計績效。

本文研究探討之三個研究目的簡述如下：

1. 針對外匯市場資料特性與影響風險值(VaR)估計因素，包括條件變異數、條件共變異數等特性，提出妥適的模型設計。
2. 本文擬針對成熟與新興外匯市場，分析本文提出之三元 DCC GARCH 模型，在不同市場結構風險值績效頑強性的比較。
3. 本文擬針對 J.P Morgan 所提倡的指數加權移動法(EWMA)為比較基礎，分析本文之 DCC GARCH 模型是否有效提升風險值估計績效。

第二章 文獻探討

第一節 外匯投資組合相關文獻

黃博怡、林卓民、洪瑞成與鄭婉秀(2004)，利用對稱 GARCH 模型和不對稱波動 GJR-GARCH、NGARCH、QGARCH、VGARCH 模型來估算以日本、新加坡、與台灣等匯率投資組合風險值。實證結果發現，以台幣、日幣與新加坡幣外匯投資組合中，台幣不對稱特性並不明顯，使用對稱與不對稱模型來估測外匯風險值，其效果差異不大。

許傑翔(2004)，採用單變量 GARCH 模型和多變量 CCC 模型，考慮不同之誤差修正項分配下分別估算資產報酬率之波動度和風險值。以美元兌新台幣與歐元匯率之投資組合為例，比較各種風險值估算方法的表現，實證的結果發現，多變量 CCC 模型配合高峰或厚尾等特性分配之風險值計算法表現較好。

李沃牆與柯中偉(2011)，將 Koenker and Bassett (1978)所提出的分量迴歸(Quantile Regression)進一步放入風險值模型，再經 Markowitz 投資組合理論篩選出最佳的外匯投資組合，透過人民幣、美元、日圓及港幣的所組成的外匯投資組合，比較其多變量 CCC-GARCH 及 DCC-GARCH 模型在變異數-共變異數法下估計風險值與分量迴歸模型風險值差異，並透過 Kupiec 與 Christofferson 二種回溯測試方法檢定風險值模型績效。實證發現，以分量迴歸結合多變量 GARCH-type 模型所求出組合平均風險值較多變量的變異數-共變數組合風險低，動態變異數模型較固定係數為低。

李命志與陳志偉(2006)，利用 DCC 多變量 GARCH 模型估計八國貨幣(歐元、英鎊、日圓、加拿大元、新台幣、韓元、新加坡元及澳元)所組成外匯投資組合風險值。比較 SMA、EWMA、CCC-GARCH 及 DCC-GARCH 等四種模型對風險值之預測能力，回溯測試採用 Kupiec PF 檢定與 RMSE 資金運用效率之評估準則下，實證結果發現 DCC-GARCH(1,1) t 模型因較能捕捉厚尾及波動群聚現象，其風險管理績效較為優異，為估算外匯投資組合風險值的較佳選擇。

第二節 風險值(VaR)模型相關文獻

依照 Jorion(2000)定義，VaR 是在給定的信賴水準下，經過某一時間之後，持有資產最大可能損失超過的值。風險值與未來資產報酬之條件分佈(Conditional Distribution)上給定某比例百分位數(Quantile)有相關。對於未來投資組合報酬條件分佈設定，便會影響到 VaR 之計算。一般在 VaR 的計算過程中，除了其各資產之間報酬條件分佈會影響之外，還會涉及到投資組合報酬之變異數與共變異數矩陣之間的估計，因此對於變異數與共變異數矩陣的預測相對可以提高風險值準確性。

Hendricks(1996)，分析八種貨幣，包括英鎊、加幣、馬克、義大利里拉、法朗、日圓以及瑞朗匯率資料，使用均等加權移動平均法(Equally Weighted Moving Average Approaches, EQMA)、指數加權移動平均法(Exponentially Weighted Moving Average Approach, EWMA)、歷史模擬法三種風險值估計方法，根據不同衰退因子(Decay Factor)、估計期間等參數。實證結果發現，市場波動狀況存在條件變異數於外匯市場中，且外匯資產報酬資料具有厚尾特性，三種風險值估計方法，對於風險值預測效果，指數加權移動平均法優於均等加權移動平均法，此結果與國內研究的文獻中亦可看見。

Hung, Lee and Liu (2008)，使用1996年9月9日到2006年8月31日五個能源市場商品：西德州原油、布蘭特原油、熱燃油、丙烷以及天然氣，利用三個GARCH模型(GARCH-N、GARCH-T以及GARCH-HT)模型，針對有效性與準確性，實證結果發現，GARCH-HT模型相對其他兩個模型在準確性與有效性來說，有比較好的表現。

McAleer and Veiga (2008)，分析考慮溢出效應，討論預測金融動盪時之重要性。使用四個國際指標：美國S&P500、英國FUSE100、法國CAC40以及瑞士所組成新溢出GARCH (PS-GARCH) 模型來預測金融動盪時風險值，實證結果發現呈現顯著的溢出效應，而風險值預測通常會在列入溢出效應不敏感多變量模型所發現。

Gordon, John and Liam(2011)，利用變異數-共變異數 VaR 方法，考慮投資組合及外匯之間相互關係，將阿根廷、巴西、中國、印度、墨西哥以及俄羅斯投資組合的風險作分解，並以美國投資組合當作對照組。實證發現，新興市場外匯風險有顯著變化。

周業熙與林建甫(2002)，以台塑、中鋼及台積電股票資產投資組合，利用不同

GARCH-type 模型推估變異數與共變異數矩陣是否可以改進傳統 VaR 計算方法可能性，並使用回溯測試與均方根誤等方法驗證不同模型之 VaR 何者較具有準確性。實證結果發現持有單一個別股票時 GARCH-type 模型對於變異數有比較佳的預測能力，有助於提升 VaR 的準確性；在投資組合方面，則以 GARCH(1,1)-M 與 AR(1)-EGARCH(1,0)的績效最好。

高櫻芬與謝家和(2002)，針對英鎊(BP)、德國馬克(DM)、日圓(YEN)之外匯投資組合，分析多變量變異數預測模型對風險值預測準確度影響。比較指數權數移動平均法(EWMA)、單變量(univariate)GARCH模型與多變量(multivariate) GARCH模型之差異。實證結果顯示，較具效率性多變量變異數模型能夠有效的提高風險值預測之精確度，較利於投資者或者是市場參與者更能有效的控管風險性資產。

李命志、李彥賢與張智超(2005)，以美國西德州原油現貨價格當研究對象，結合 GARCH 模型與拔靴法兩種方式來提升風險值預測效果。另外，驗證原油商品在風險值估計期間發生結構性轉變時，使用拔靴法應用於風險預估模型上，是否能提升預測效果。實證結果發現，透過拔靴法修正 GARCH 模型，確實有較佳的預測效果；在風險值預估期間發生結構性變化時，拔靴法亦能使風險值的模型有較穩定的表現。

柯博倫與雷立芬(2011)，使用 2007 年 1 月 2 日至 2010 年 3 月 31 台灣股票市場八大類股股價指數，評估 GARCH、EGARCH 與 TGARCH 等估計類股風險值之績效，並採用二元損失函數(Binary Loss Function, BLF)與二次損失函數(Quadratic Loss Function, QLF)比較各模型準確性。實證結果發現，造紙類股以對稱型 GARCH 為最適模型，其餘七大類股均以不對稱 GARCH 為最適模型。

許英麟、陳弘吉與許孟資(2012)，探討匯率風險值與報酬率之間的關係，以辛喬利與孫兆東(2009)所提到次貸風暴發生時間點 2007 年 3 月 12 日為分界點，探討 2000 年 1 月 4 日至 2011 年 12 月 30 日美元兌英鎊、歐元、日圓與新台幣之匯率風險值關係。運用不同風險值估算方式以及 ARMA-GARCH 模擬法，比較次貸風暴前後風險值影響。實證結果發現，ARMA-GARCH 法所估計之匯率最具保守性與準確性，穿透率與條件覆蓋檢定最佳；以效率性而言，以蒙地卡羅最佳。

第三章 研究方法

本研究的目的是在於比較不同方式的變異數預測模式，探討對於 VaR 值的預測，何者具有較高精確度，本文以三元 DCC GARCH 模型下不同變異數預測方式下，對於 VaR 值作預測。再根據不同市場(成熟市場、新興市場)之投資組合 VaR 值之比較。假設我們持有的是一組完全以外匯部位所組成的投資組合，並使用 GARCH 條件變異數模型進行預測，由於所持有的匯率資產不只有一種，亦將對於不同匯率間的共變異數矩陣進行預測。

第一節 風險值涵義

風險值(VaR)的定義：根據所有已知資訊，在給定的信賴水準下，經過某一時間之後，持有資產最大可能損失超過的值。整理相關文獻，得出計算 VaR 通則¹：

- (1)假設資產組合報酬為每日計算，即使是持有 m 天期的投資組合，其報酬率通常會簡化為單日報酬×m。
- (2)先估計資產組合報酬之分配函數。
- (3)依據(2)所估計出來分配函數，計算 $\Pr (W_{t+1} < -VaR_{t+1} | \Omega_t) = 1 - \alpha\%$ ，其中 W_{t+1} 為投資組合在 t+1 期價值， VaR_{t+1} 為該投資組合在 t+1 期時所預測之信賴係數 $\alpha\%$ 下最大可能損失， Ω_t 代表到當期(或第 t 期)為止所有可用訊息集合，信賴區間為(1- $\alpha\%$)，評估期間為 m 天。

VaR 之定義說明如果要估計 VaR 時須考量兩個主要且重要因素，分別為信賴水準(given confidence level)與目標期間(target time horizon)。信賴水準選擇介於 95%~99%；信賴水準選取決定未來投資組合可以控制 VaR 最大損失下機率，信賴水準越高代表 VaR 值越高；反之，信賴水準越低代表 VaR 值越低。本研究中將探討 90%、95%及 99%之信賴水準下，各個 VaR 估計模型所估計之每日 VaR 值的績效。

¹ 高櫻芬、謝家和(2002)，「涉險值之衡量-多變量 GARCH 模型之應用」

第二節 投資組合風險值

計算投資組合風險的方法有兩種，第一種為先求出個別資產的 VaR 值，再求出整個投資組合的 VaR，也就是所謂的因子模型分析法(Factor Model)法，利用各別資產估計報酬變異數與共變異數矩陣，將其整合後估計資產投資組合內所有個別資產之變異數矩陣，在假設投資組合報酬是呈現常態狀況下，根據求出投資組合變異數與標準差，將投資組合標準差與常態分配下所對應之臨界值(Critical Value)相乘得出 VaR 預測值；另一種方式則直接求出投資組合 VaR 值，也就是所謂投資組合模型(Portfolio Model)分析法。並非透過分析個別資產報酬之分配，而是根據投資組合過去的實際報酬，來建立投資組合報酬的機率分配，接著找出其分配相對應的百分位(Quantile)，而算出相對應之 VaR 值，例如歷史百分位數法(Historical Quantile method)。

假設一投資部門在 t 期所的资金為 W_t ， X_i 代表該資金在第 i 項資產之配置， $i=1,2,\dots,n$ ，則總資金可表示為

$$W_t = X_{1,t} + X_{2,t} + \dots + X_{n,t} = \sum_{i=1}^n X_{i,t} \quad (3-1)$$

令 $\omega_{i,t} = \frac{X_{i,t}}{W_t}$ ，代表總資產在第 i 個資產之權重， $i=1,2,\dots,n$ ，則

$$\sum_{i=1}^n \omega_{i,t} = 1 \quad (3-2)$$

$$W_t = \sum_{i=1}^n X_{i,t} = \sum_{i=1}^n \omega_{i,t} W_t$$

如果利用矩陣的概念，可以將 t+1 期的投資組合的報酬率表示為

$$\begin{aligned} R_{p,t+1} &= \sum_{i=1}^n \omega_{i,t} R_{i,t+1} \\ &= \begin{bmatrix} \omega_{1,t} & \omega_{2,t} & \dots & \omega_{n,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t+1} \\ R_{2,t+1} \\ \vdots \\ R_{n,t+1} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (3-3)$$

其中 $R_{p,t+1}$ 代表在 t+1 期投資組合的報酬率， $R_{i,t+1}$ 代表在 t+1 期第 i 項資產的報酬率， $\omega_{i,t}$

代表在第 t 期時投資組合中第 i 項資產之權重。如將(3-3)式簡化為

$$R_p = \sum_{i=1}^n \omega_i R_i = [\omega_1 \ \omega_2 \ \dots \ \omega_n] \begin{bmatrix} R_1 \\ R_2 \\ \vdots \\ R_n \end{bmatrix} = \theta' R \quad (3-4)$$

投資組合的期望報酬值為

$$\begin{aligned} \mu_p &= E_t(R_p) \\ &= E_t\left(\sum_{i=1}^n \omega_i R_{i,t+1}\right) = \sum_{i=1}^n \omega_i E_t(R_{i,t+1}) \\ &= \sum_{i=1}^n \omega_i \mu_i \end{aligned} \quad (3-5)$$

投資組合的報酬率變異數為

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= \text{Var}(R_p) \\ &= \text{Var}\left(\sum_{i=1}^n \omega_i R_{i,t+1}\right) \\ &= \sum_{i=1}^n \omega_i^2 \text{Var}(R_{i,t+1}) + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n \omega_i \omega_j \text{Cov}_t(R_{i,t+1}, R_{j,t+1}) \\ &= \sum_{i=1}^n \omega_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n \omega_i \omega_j \sigma_{ij} \end{aligned} \quad (3-6)$$

其中， μ_i 代表第 i 項資產投資報酬率之期望值， σ_i^2 代表第 i 項資產報酬率之變異數， σ_{ij} 為第 i 項資產與第 j 項資產間報酬率之共變異數。將(3-6)以矩陣表示，

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= [\omega_1, \dots, \omega_n] \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \dots & \sigma_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n1} & \dots & \sigma_n^2 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \vdots \\ \omega_n \end{bmatrix} \\ &= \theta' \Sigma \gamma \end{aligned} \quad (3-7)$$

其中 θ 為資產持有權重向量， Σ 為變異數與共變異數矩陣。

求出投資組合報酬率期望值與變異數後，接著計算 VaR，假設 W_t 為投資組合在第 t 期初的價值， W_{t+1} 代表投資組合在 t+1 期時的價值，在給定信賴水準 $\alpha\%$ 之下，求出 $\Pr(R_p \leq R_p^*) = 1 - \alpha\%$ ，則 R_p 最低值為 R_p^* 所對應 W_{t+1} 最低值 $W^* = W_t(1 + R_p^*)$ ，則

$$\text{VaR} = E(W_{t+1}) - W^* = -W_t(R_p^* - \mu_p) \quad (3-8)$$

對 R_p 標準化之後，得到

$$\Pr\left(\frac{R_p - \mu_p}{\sigma_p} \leq \frac{R_p^* - \mu_p}{\sigma_p}\right) = 1 - \alpha\% \quad (3-9)$$

若將 Z_α 定義為一標準常態分配下所對應之信賴水準 $(1-\alpha\%)$ 下之臨界值，則

$$Z_\alpha = \frac{R_p^* - \mu_p}{\sigma_p}, \text{ 則}$$

$$\begin{aligned} VaR &= -W_t Z_\alpha \sigma_p \\ &= -W_t Z_\alpha (\theta' \sum \gamma)^{1/2} \end{aligned} \quad (3-10)$$

假設 $W_t = 1$ ，則只要估算 $Z_\alpha \sigma_p$ 就可以求得投資組合的風險值，由此可知，計算一投資組合之風險值的關鍵在於 Z_α 與投資組合在 $t+1$ 期的報酬率 R_p 的標準差 σ_p ，而 Z_α 與 R_p 的分配函數有關； σ_p 則除了與投資組合中所包含所有個別資產報酬率之條件變異數有關之外，並與個別資產彼此之間的條件變異數或條件相關係數有關。

第三節 風險值估算

最常見風險值估算方法可以三種，分別為歷史模擬法(Historical Simulation)、蒙地卡羅模擬法(Monte Carlo Simulation)以及變異數-共變異數法(Variance-Covariance Approach)，近年來亦有極端理論被應用於風險值之估計上。根據 Jorion(1996)認為在風險值模型上主要可以分為兩大類：一為完全評價法(Full Valuation)，以歷史模擬法與蒙地卡羅法為代表。另一類局部評價法(Local Valuation)，以變異數-共變異數法為代表；每種估算方法都有其適用的範圍及優缺點，瞭解不同方法假設條件，並相互搭配使用，才能夠較精確估計投資組合的風險值。

一、完全評價法(Full Valuation)

1. 歷史模擬法(Historical Simulation)

歷史模擬法主要是重新建構資產價值的分配，假設過去資產報酬率在未來有可能會實現，對其收益分配不做任何的假設，以各風險因子之歷史觀察值變數為樣本，藉此產生投資組合損益變化的分配，並計算風險值。其優點為簡單，不須對資產報酬的波動性及相關性做假設，由實際過去歷史資料來推估未來可能的變動情形，可以免除估計誤差的問題。再者，較能描繪出資產報酬分配常見的厚尾、偏態及峰態等情形，反映了各種不同風險因子下機率分配，對於線性與非線性損益商品的風險值皆適用；缺點也是因為使用歷史資料選取，在大量歷史資料下才可以精確的描述在極端狀況下(信賴水準 99%)的風險，至於期間的選取，期間太長容易造成權重沒有辦法反應現在市場的變動；要是期間過短，造成估計出來的風險值不穩定。

2. 蒙地卡羅法(Monte Carlo Simulation)

蒙地卡羅法假設投資組合價格變化服從某種隨機過程的形態，通常蒙地卡羅法風險因子的變動常設為幾何布朗運動(Geometric Brownian Motion, GBM)的資產價格隨機變化過程，可以藉由電腦計算，模擬幾百次、幾千次、甚至幾萬次可能路徑，藉此建構其投資組合的報酬分配，進而推估其風險值。基於其大數法則的實證方法，當模擬的次數越多，模擬出來的數值也會越趨近於理論值。優點在於可以解決複雜且龐大的計算問題，並可以解決路徑相依、厚尾、偏態與非線性問題，適用複雜衍生性商品。與歷史模擬法

相似，兩者不同之處在於歷史模擬法是依據過去歷史確實已發生價格資料來重製其情境；蒙地卡羅則是依據選擇隨機程序隨機製造不同情境，此情境不一定是過去所發生過的情境。

二、局部評價法(Local Valuation)

變異數-共變異數法 (Variance-Covariance Approach)

Morgan(1995)所提出變異數-共變異數法，又稱為 delta-normal 估算法，此方法為目前較常被使用的風險值模型，為使簡單方便計算會先假設未來資產自然對數報酬率符合聯合常態分配，且具有序列獨立之特性。由於這些資產所構成線性組合資產，一定會服從常態分配，藉由常態分配的特性計算出資產波動性，並估計出給定一定信賴水準與期間風險值。所以需要期投資組合部位的權重與各資產報酬率的共變異數矩陣相關資訊。

第四節 變異數預測模型

本文是以外匯投資組合為研究標的，屬於線性損益的商品，所以適用於變異數-共變異數法來做估算。而此方法之中的變異數又可以分為二種方法加以估算，分別為指數加權移動平均以及動態條件相關係數模型，下面簡單介紹變異數預測模型：

一、指數加權移動平均法

J.P. Morgan 所提供 Risk Metrics 模型是利用指數加權移動平均法(EWMA)來估計變異數與共變異數矩陣。此法改良等量加權移動平均法(SMA)採用固定權數缺點，而指數加權移動平均法(EWMA)給予近期觀察有之權數較高，也就是當時的波動性估計為前一期波動性估計與當期報酬率平方的加權值。

假設在已知的過去資訊 Ω_{t-1} 下，t 期以前的報酬率 $R_{i,t}$ ， $i=1,2,\dots,n$ ， $t=1,2,\dots,m$ 之情況下，亦即 $R_{i,t}|\Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_{i,t}^2)$ ，則 EWMA 模型可設定為

$$\begin{aligned} R_{i,t} &= a_{i,t} \\ a_{i,t} &= s_{i,t} e_{i,t} \\ \sigma_{i,t}^2 &= \lambda \sigma_{i,t-1}^2 + (1-\lambda) R_{i,t-1}^2 \end{aligned} \quad (3-11)$$

其中，權數 λ 的選取使得波動性估計值誤差最小化， $\{e_{i,t}|\Omega_{t-1}\}$ 服從常態分配，

$0 \leq \lambda \leq 1$ ，(3-11)式為沒有飄移項(drift)的 IGARCH(1,1)模型，通常 λ 值介於 0.9~1 之間。根據 J.P. Morgan 建議 $\lambda = 0.94$ ，所以本文設定 $\lambda = 0.94$ 。

以此 EWMA 模型來預測波動，則模型波動方程式得

$$\begin{aligned}\sigma_{i,1}^2 &= \lambda\sigma_{i,0}^2 + (1-\lambda)R_{i,0} \\ \sigma_{i,2}^2 &= \lambda\sigma_{i,1}^2 + (1-\lambda)R_{i,1} \\ &\vdots \\ \sigma_{i,n}^2 &= \lambda\sigma_{i,n-1}^2 + (1-\lambda)R_{i,n}\end{aligned}\quad (3-12)$$

其中 $R_{i,t}^2$ 為已知，接著需要估計全部樣本變異數的起始值(full sample variance initial value)，亦即求出 $\sigma_{i,0}^2$ 的估計量為 $\hat{\sigma}_{i,0}^2$ ，再由估計出來的 $\hat{\sigma}_{i,0}^2$ 求得 $\hat{\sigma}_{i,1}^2$ ，...，經由遞迴方式的計算過程，我們可以得到資產 i 之報酬率於 t+1 期之條件變異估計式為

$$\sigma_{i,t+1|t}^2 = \lambda\sigma_{i,t|t-1}^2 + (1-\lambda)R_{i,t} \quad (3-13)$$

假設資產報酬可以無限取得，且假設資產報酬樣本平均數為 0 之下，將上式循環帶入後，可導出一遞迴(recursive form)資產 i 之報酬率於 t 期時的變異數估計式 $\hat{\sigma}_{i,t}^2$ ：

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{i,t+1|t}^2 &= \hat{\sigma}_{i,t|t-1}^2 + (1-\lambda)R_{i,t} \\ &= (1-\lambda)R_{i,t}^2 + (1-\lambda)\lambda(R_{i,t-1}^2 + \lambda R_{i,t-2}^2 + \dots) \\ &= (1-\lambda)(R_{i,t}^2 + \lambda R_{i,t-1}^2 + \lambda^2 R_{i,t-2}^2 + \dots) \\ &= (1-\lambda)\sum_{s=0}^{\infty} \lambda^s R_{i,t-s}^2\end{aligned}\quad (3-14)$$

其中， $\hat{\sigma}_{i,t+1|t}^2$ 代表在給定 t 期之前的所有資訊下，對 t+1 其所做的報酬率波動性預測值； λ 為遞延因子(decay factor)，而且 $\lambda < 1$ ，根據 J.P. Morgan 所訂定之風險矩陣建議，適當的 λ 值應該要隨著不同資料周期而改變，如果是日資料的話，應取 $\lambda = 0.94$ ，月資料則應取 $\lambda = 0.97$ 。因本文資料為日資料，故本文 $\lambda = 0.94$ ； $R_{i,t-s}^2$ 則代表在第 t-s 期的資產 i 的報酬率。

同樣地，由於

$$\begin{aligned}\sigma_{ij,1} &= \lambda\sigma_{ij,0} + (1-\lambda)R_{i,0} \cdot R_{j,0} \\ \sigma_{ij,2} &= \lambda\sigma_{ij,1} + (1-\lambda)R_{i,1} \cdot R_{j,1} \\ &\vdots \\ \sigma_{ij,n} &= \lambda\sigma_{ij,n-1} + (1-\lambda)R_{i,n-1} \cdot R_{j,n-1}\end{aligned}\quad (3-15)$$

其中， $R_{i,t}$ 與 $R_{j,t}$ 為已知，接著需要估計全部樣本變異數的起始值，即求算 $\sigma_{ij,0}$ 的估計量為 $\hat{\sigma}_{ij,0}$ ，再經由 $\hat{\sigma}_{ij,0}$ 求出 $\hat{\sigma}_{ij,1}$ ，...，經由遞迴方式的計算過程，我們可以得到資產 i 與資產 j 之報酬率於 t 期之條件共變異數估計為

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{ij,t+1|t} &= \lambda \hat{\sigma}_{ij,t|t-1} + (1-\lambda)R_{i,t}R_{j,t} \\ &= (1-\lambda) \sum_{s=0}^{\infty} R_{i,t-s}R_{j,t-s}\end{aligned}\quad (3-16)$$

最後，依據(3-15)與(3-16)兩個式子，求出投資組合變異數與共變異數矩陣

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \cdots & \sigma_{1,n}^2 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n,1}^2 & \cdots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \text{ 的估計量為 } \hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_1^2 & \cdots & \hat{\sigma}_{1,n}^2 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\sigma}_{n,1}^2 & \cdots & \hat{\sigma}_n^2 \end{bmatrix}\quad (3-17)$$

$$\begin{aligned}\sigma_p^2 &= \sum_{i=1}^n \omega_i^2 \text{Var}(R_{i,t+1}) + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n \omega_i \omega_j \text{Cov}_t(R_{i,t+1}, R_{j,t+1}) \\ \rightarrow &= [\omega_1 \cdots \omega_n] \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_1^2 & \cdots & \hat{\sigma}_{1,n}^2 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\sigma}_{n,1}^2 & \cdots & \hat{\sigma}_n^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \vdots \\ \omega_n \end{bmatrix} \\ &= \theta' \hat{\Sigma} \gamma\end{aligned}\quad (3-18)$$

則投資組合風險值預測值為

$$\text{VaR} = -W_t Z_\alpha \sigma_p = -W_t Z_\alpha (\theta' \hat{\Sigma} \gamma)^{1/2}\quad (3-19)$$

二、動態條件相關係數模型

EWMA 模型仍是有其缺點，因其將 λ 參數視為固定的，以致不能迅速反應市場狀況。在過去傳統的時間序列模型，假設變異數為一常數下去估計，但過去許多文獻指出，許多金融資產的變異數會隨時間而有所改變。Engle(1982)提出 ARCH 模型，設定其條件變異數是包含過去所有誤差平方向的函數，條件變異數是可以隨時間而有所變動。Bollerslev(1986)由 ARCH 模型延伸 GARCH 模型，當期條件變異數會受到前一期報酬誤差平方向及前一期條件變異數的影響。因 GARCH 模型比起 ARCH 模型來說，更能掌握報酬率資料波動度叢聚效果(經歷高波動度與低波動度期間交替出現)與高峽峰(leptokurtosis, 亦即比常態分配還要厚尾的尾部)的現象。此分配基本上是條件常態分配，且可以在報酬率中產生高峽峰現象，本文估計多變量 GARCH 模型並與指數加權移動平均法做比較，假設在已知的過去資訊 Ω_{t-1} 下，匯率報酬為 AR(1)過程²，根據 Bollerslev (1986)，GARCH(1,1)模型設定為

$$\begin{aligned}R_{i,t} &= \omega + \rho R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{i,t} | \Omega_{t-1} &\sim N(0, \sigma_{i,t}^2) \\ \sigma_{i,t}^2 &= \omega + \alpha \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta \sigma_{i,t-1}^2\end{aligned}\tag{3-20}$$

其中， $R_{i,t}$ 為第 t 期時匯率 i 之變動率， i 為不同市場三個國家之匯率， $t=1,2,\dots,m$ ， $|\rho| < 1, \omega \geq 0, 0 \leq \alpha, \beta < 1, \alpha + \beta < 1$ 。

此模型在應用上較為容易，因使用的數目很少的參數，所以通常能將資料配適得很好。高的 β 值代表者波動度具有「持續性(Persistence)」，是需要較長時間才能改變；高的 α 值則指的是「尖銳(Spiky)」，會迅速的反應市場的變動。通常會估計出高於 0.7 的 β 值，但 α 值通常會小於 0.25。

而多變量 GARCH 模型會因其條件變異數或條件相關係數矩陣，而發展出不同形式，如 Bollerslev et al. (1988)提出 VECH³模型，說明條件共變異數矩陣每個元素除了會受到

² 與其他設定比較 AIC(Akaike information criterion)與 SC(Schwarz information criterion)之後，其結果顯示均數方程式(mean equation)設定為 AR(1)過程，為本文所分析之匯率報酬資料之最適設定。

³ VECH 是下三角形的堆疊矩陣，專門用來處來對稱矩陣的方式，由 Bollerslev et al. (1988)所提出。

前q期誤差平方項的影響與誤差交乘項的影響，同時也受到前p期條件共變異數所影響。以及 Engle and Kroner(1995)所應用之 BEKK⁴模型，Bollerslev(1990)提出固定條件相關模型(Constant Conditional Correlation, CCC)，假設條件相關係數 ρ_{ij} 為一固定的常數，且條件變異數與共變異數皆為正定，以減少許多需估計的參數。以概似函數求取最大概似估計式(Maximum Likelihood Estimator, MLE)之估計值，其中條件變異數 h_{ij} 為兩者相關係數乘以個別變數之條件變異數乘積平方根。⁵

$$h_{ij} = \rho_{ij} \sqrt{h_{i,t} h_{j,t}} \quad (3-21)$$

Engle(2002)改進 CCC 條件相關係數固定的假設，提出相關係隨時變動的共變異數矩陣(Time-Varying Covariance Matrices)，允許條件相關係數可以在正負之間自由的轉變。DCC 模型設定如下：

$$\begin{aligned} \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\sim MN(0, H_t) \\ D_t = \text{diag} \left\{ \left[\sqrt{h_{kk,t}} \right] \right\} &= \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11}} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \sqrt{h_{kk,t}} \end{pmatrix} \\ H_t &= D_t R_t D_t \end{aligned} \quad (3-22)$$

$$R_t = (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} \times Q_t \times (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}}$$

$$Z_t^i = D_t^{-1} \varepsilon_t$$

$$Q_t = (1-a-b) \times \bar{Q} + a \times (Z_{t-1}' Z_{t-1}) + b \times Q_{t-1}$$

其中， D_t 為 $k \times k$ 對角線矩陣(Diagonal Matrix)， R_t 為動態條件相關性矩陣(DCC Matrix)， Q_t 為共變異數矩陣。 a 為觀察前期標準化殘差項的交乘項對下期共變異程度影響，參數 b 則衡量前期共變異數資訊對下期市場共變異程度之影響。

⁴ BEKK 最早由 Baba, Engle, Kraft and Kroner(1991)所提，Kraft and Kroner(1991)一文以此四人姓名命名為 BEKK 模型。

⁵ 李沃牆與柯中偉 (2011)，「外匯投資組合之風險值評估-分量迴歸的應用」。中原企管評論，第九卷，第一期，頁 97-116。

第五節 風險值模型的檢定

對於本文各個模型預測能力的評估，針對模型的準確性與有效性來做檢測，準確性方面(Engel and Gizycki, 1999)⁶，主要以二元損失函數(Binary Loss Function, BLF)、二次損失函數(Quadratic Loss Function, QLF)、非條件覆蓋檢定法(LR Test of Unconditional Coverage)、條件覆蓋檢定法(LR Test of Conditional Coverage)來檢測模型是否有準確性，有效性則是以方均根誤差(Root Mean Squared Error)為主要的檢定方法。

一、準確性

1. 二元損失方程式(Binary Loss Function)

$$BL_{i,t+1} = \begin{cases} 1, & \text{if } R_{i,t+1} < VaR_{i,t} \\ 0, & \text{if } R_{i,t+1} \geq VaR_{i,t} \end{cases} \quad (3-23)$$

二次損失方程式(Quadratic Loss Function)

$$QL_{i,t+1} = \begin{cases} 1 + (r_{i,t+1} - VaR_{i,t}), & \text{if } r_{i,t+1} < VaR_{i,t} \\ 0, & \text{if } r_{i,t+1} \geq VaR_{i,t} \end{cases} \quad (3-24)$$

2. 概似比檢定-非條件覆蓋(Likelihood Ration Test, LR_{uc} 檢定法)

Kupiec(1995)提出概似比檢定(Likelihood Ration test)，若投資組合損失超過風險值，則視為失敗，反之則為成功，假設總樣本數為 n ，則失敗次數設為 x ，其機率為

$$\Pr(x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} \quad (3-25)$$

其中 x 代表實際報酬率小於預測的 VaR 之次數， n 為總次數， p 代表信賴係數，此機率分配服從失敗率 p 的二項式分配，在 $100(1-\alpha)\%$ 信賴區間下，虛無假設檢定為 $H_0: p = \alpha$ v.s $H_1: p \neq \alpha$ ，檢定穿越次數是否異於 α 的檢定統計量為

$$LR_{uc} = -2 \ln \left[\frac{p^{n_1} (1-p)^{n_0}}{(\hat{\pi})^{n_1} (1-\hat{\pi})^{n_0}} \right] \sim \chi^2(1) \quad (3-26)$$

⁶ Engel, J., Gizycki, M., 1999. Conservatism, accuracy and efficiency: comparing value-at-risk models. Working Paper Series Number wp0002. Australian Prudential Regulation Authority.

其中， $\hat{\pi}$ 為 $\frac{n_1}{n_0+n_1}$ ， p 為風險值模型的信賴水準， n_0 、 n_1 分別代表實際報酬率未超

過模型估算風險值的次數與超過模型估算的風險值。

3. 概似比檢定-獨立性 (Independence, LR_{ind} 檢定法)

Christofferson(1998)將相關檢定分為三個 LR 的檢定，包含 Kupiec(1995)所提出的非條件覆蓋檢定 (LR_{uc})、獨立性檢定法 (LR_{ind}) 以及條件覆蓋檢定法 (LR_{cc})。Christofferson(1998)認為模型上雖然考慮其穿透率，但還需要考慮穿透的隨機過程中穿透的次數是否具有波動叢聚的效果，因 LR_{uc} 為非條件覆蓋檢定，無法有效的捕捉有條件或是時間上的特性，所以提出條件覆蓋率模型，此模型能夠捕捉到條件的分佈與動態之特性，用來改善此缺點。首先，先定義指標變數 I_t ：

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{if } r_{t+1} < VaR_t \\ 0, & \text{if } r_{t+1} \geq VaR_t \end{cases} \quad (3-27)$$

其中，實際損失超過風險值時， $I_t (r_{t+1} < VaR_t)$ 代表 1，相反地，實際損失未超過風險值時 $I_t (r_{t+1} \geq VaR_t)$ 則為 0。序列獨立的虛無假設檢定為 H_0 : 序列 $\{I_t\}$ 為獨立的機率分配 v.s. H_1 : 序列 $\{I_t\}$ 為序列相關。檢定統計量為:

$$LR_{ind} = -2 \ln \left[\frac{(1-\hat{\pi}_2)^{(n_{00}+n_{10})} (\hat{\pi}_2)^{(n_{01}+n_{11})}}{(1-\hat{\pi}_{01})^{n_{00}} (\hat{\pi}_{01})^{n_{01}} (1-\hat{\pi}_{11})^{n_{10}} (\hat{\pi}_{11})^{n_{11}}} \right] \sim \chi^2(1) \quad (3-28)$$

其中 n_{ij} 為前一期為 i 本期間 j 之各數， n_0 代表實際報酬率超過模型估算風險值的次數， n_1 未超過模型估算的風險值， π_{ij} 代表 $p\{I_t = j | I_{t-1} = i\}$, ($i, j=0,1$)， $\hat{\pi}_{01} = \frac{n_{01}}{n_{00}+n_{01}}$ ，

$$\hat{\pi}_{11} = \frac{n_{11}}{n_{10}+n_{11}}, \quad \hat{\pi}_2 = \frac{n_{01}+n_{11}}{n_{00}+n_{01}+n_{10}+n_{11}}$$

4. 概似比檢定-條件覆蓋 (LR_{cc} 檢定法)

LR_{cc} 同時考慮失敗過程之隨機特性與其發生的機率。其檢定統計量為:

$$LR_{cc} = -2 \ln \left[\frac{p^{n_1} (1-p)^{n_0}}{(1-\hat{\pi}_{01})^{n_{00}} (\hat{\pi}_{01})^{n_{01}} (1-\hat{\pi}_{11})^{n_{10}} (\hat{\pi}_{11})^{n_{11}}} \right] \sim \chi^2(2) \quad (3-29)$$

由此可以推論出：

$$LR_{uc} + LR_{ind} = LR_{cc} \quad (3-30)$$

LR_{cc} 的檢定統計量是服從 $\chi^2(2)$ ，若 LR_{cc} 大於其臨界值(99%信賴水準 9.21，95%信賴水準 5.99)則表示拒絕其虛無假設，代表此風險值模型較不夠精確；反之，若小於臨界值，則表示此風險值模型有一定的精確度。

5. 回溯測試法(Back Testing)

根據巴賽爾銀行的管理委員會在 1996 年所提出的回溯測試法(Back Testing)，針對過去一段期間內，實際報酬率是否超出各模型之風險值的範圍來計算穿越次數，若實際的報酬率落入到風險值之外的話，則稱之為穿透力(Violation)。即將過去所估計出來的風險值與實際產生出來的報酬率來做其比較，如果實際損失超過其估算的風險值，則為失敗計為 1，反之為成功計為 0。當次數越多，代表該模型所對應之風險值越不準。公式如下：

$$V = n_1 / N \quad (3-31)$$

其中， V 為穿透力， n_1 為實際估計損失超過風險值的累積次數， N 為總樣本數。

二、有效性

1. 均方根誤差(Root Mean Squared Error，稱 RMSE)

不經由回溯測試法的檢定，能夠得到的訊息只能包含風險值對於報酬的預測的最大損失的準確性，但是以市場投資者而言，報酬多寡也是一項重要的訊息，所以除考慮回數測試法之外，還需考慮其它的衡量方法。其 RMSE 不論虧損或獲利情形，變異數預測值和實際報酬率平方之平均距離，值越小表示變異數的預測值越接近實際報酬之波動，因此 RMSE 值越小代表模型預測能力越佳。若 R_t 表示實際投資組合報酬，則

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{M} \sum_{s=1}^M \left(\hat{\sigma}_{t+s|t+s-1}^2 - R_{t+s}^2 \right)^2} \quad (3-32)$$

其中， $\hat{\sigma}_{t+s|t+s-1}^2$ 為對 $t+s$ 期投資組合報酬的變異數 1 期樣本外的預測， $s=1,2,\dots,M$ ， M 為預測樣本的個數。

第六節 實證模型

各國匯率動態相關性之 DCC-GARCH 模型

1、條件平均方程式

$$R_t^i = \alpha_0^i + \sum_{m=1}^{l_1^i} \alpha_m^i R_{t-m}^i + \sum_{m=1}^{l_2^i} \alpha_m^{j-i} R_{t-m}^j + \sum_{m=1}^{l_3^i} \alpha_m^{k-i} R_{t-m}^k + \varepsilon_t^i \quad (3-33)$$

$$R_t^j = \alpha_0^j + \sum_{m=1}^{l_1^j} \alpha_m^j R_{t-m}^j + \sum_{m=1}^{l_2^j} \alpha_m^{i-j} R_{t-m}^i + \sum_{m=1}^{l_3^j} \alpha_m^{k-j} R_{t-m}^k + \varepsilon_t^j \quad (3-34)$$

$$R_t^k = \alpha_0^k + \sum_{m=1}^{l_1^k} \alpha_m^k R_{t-m}^k + \sum_{m=1}^{l_2^k} \alpha_m^{i-k} R_{t-m}^i + \sum_{m=1}^{l_3^k} \alpha_m^{j-k} R_{t-m}^j + \varepsilon_t^k \quad (3-35)$$

其中， R_t^i 、 R_t^j 、 R_t^k 分別為成熟市場與新興市場 i、j、k 國即期匯率取對數計算報酬率的資料； α_0^i 、 α_0^j 、 α_0^k 為條件平均數之常數項； α_m^i 、 α_m^j 、 α_m^k 分為 i、j、k 國落後期數變動對本國即期匯率之影響參數； α_m^{j-i} 為第 j 國前期匯率變動對 i 國當期匯率之影響參數； α_m^{k-i} 為第 k 國前期匯率變動對 i 國當期匯率之影響參數，此方程式主要在探討成熟市場與新興市場三個國家即期匯率落後期數對於即期匯率的是否存在預測能力。當 α_m^i 、 α_m^{j-i} 、 α_m^{k-i} 顯著異於零時，表示各變數對於即期匯率是個重要的解釋變數。

2、條件變異方程式

$$h_t^i = \omega_0^i + \sum_{m=1}^{p^i} \delta_m^i h_{t-m}^i + \sum_{m=1}^{q^i} \tau_m^i (\varepsilon_{t-m}^i)^2 + \tau_{shock}^i D_{t-1}^i (\varepsilon_{t-1}^i)^2 + \mu_1^{j-i} (\varepsilon_{t-1}^j)^2 + \mu_2^{j-i} (\varepsilon_{t-1}^j)^2 D_{t-1}^j + \mu_1^{k-i} (\varepsilon_{t-1}^k)^2 + \mu_2^{k-i} (\varepsilon_{t-1}^k)^2 D_{t-1}^k \quad (3-36)$$

$$h_t^j = \omega_0^j + \sum_{m=1}^{p^j} \delta_m^j h_{t-m}^j + \sum_{m=1}^{q^j} \tau_m^j (\varepsilon_{t-m}^j)^2 + \tau_{shock}^j D_{t-1}^j (\varepsilon_{t-1}^j)^2 + \mu_1^{i-j} (\varepsilon_{t-1}^i)^2 + \mu_2^{i-j} (\varepsilon_{t-1}^i)^2 D_{t-1}^i + \mu_1^{k-j} (\varepsilon_{t-1}^k)^2 + \mu_2^{k-j} (\varepsilon_{t-1}^k)^2 D_{t-1}^k \quad (3-37)$$

$$h_t^k = \omega_0^k + \sum_{m=1}^{p^k} \delta_m^k h_{t-m}^k + \sum_{m=1}^{q^k} \tau_m^k (\varepsilon_{t-m}^k)^2 + \tau_{shock}^k D_{t-1}^k (\varepsilon_{t-1}^k)^2 + \mu_1^{i-k} (\varepsilon_{t-1}^i)^2 + \mu_2^{i-k} (\varepsilon_{t-1}^i)^2 D_{t-1}^i + \mu_1^{j-k} (\varepsilon_{t-1}^j)^2 + \mu_2^{j-k} (\varepsilon_{t-1}^j)^2 D_{t-1}^j \quad (3-38)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} D_{t-1}^i=1 \text{ as } \varepsilon_{t-1}^i < 0 \\ D_{t-1}^i=0 \text{ as } \varepsilon_{t-1}^i \geq 0 \end{array} \right. ; \left\{ \begin{array}{l} D_{t-1}^j=1 \text{ as } \varepsilon_{t-1}^j < 0 \\ D_{t-1}^j=0 \text{ as } \varepsilon_{t-1}^j \geq 0 \end{array} \right. ; \left\{ \begin{array}{l} D_{t-1}^k=1 \text{ as } \varepsilon_{t-1}^k < 0 \\ D_{t-1}^k=0 \text{ as } \varepsilon_{t-1}^k \geq 0 \end{array} \right.$$

其中， h_t^i 、 h_t^j 、 h_t^k 分別為 i、j、k 三國市場即期匯率之條件變異數； ω_0^i 為條件變異數之常數項；此方程式遵循 GJR-GARCH 模型架構，會受到自身遞延期條件變異數(h_{t-m}^i 、 h_{t-m}^j 、 h_{t-m}^k)與前期誤差平方項(ε_{t-m}^i 、 ε_{t-m}^j 、 ε_{t-m}^k)影響之外，同時還受到前期未預期負向變動的衝擊($D_{t-1}^i(\varepsilon_{t-1}^i)^2$ 、 $D_{t-1}^j(\varepsilon_{t-1}^j)^2$ 、 $D_{t-1}^k(\varepsilon_{t-1}^k)^2$)的影響。其中 D_{t-1}^i 為自我波動不對稱的虛擬變數，當未預期衝擊(ε_{t-1}^i)為負值，則 $D_{t-1}^i=1$ ；若未預期衝擊(ε_{t-1}^i)為正值，則 $D_{t-1}^i=0$ 。根據 GJR-GARCH 模型架構， ω_0^i 、 ω_0^j 、 ω_0^k 為常數項； δ_m^i 、 δ_m^j 、 δ_m^k 為 GARCH 參數，代表 i、j、k 國市場即期價格之條件變異數的 GARCH 效果； τ_m^i 、 τ_m^j 、 τ_m^k 為第自身市場前期匯率衝擊對於條件變異數之影響參數，代表 ARCH 效果之影響程度； τ_{shock}^i 、 τ_{shock}^j 、 τ_{shock}^k 為自身市場波動不對稱性； μ_1^{j-i} 、 μ_1^{k-i} 為波動外溢效果，當 μ_1^{j-i} 顯著時，隱含 j 國匯率的波動會造成 i 國匯率波動增加或減少；當 μ_1^{k-i} 顯著時，隱含 k 國匯率的波動會造成 i 國匯率波動增加或減少； μ_2^{j-i} 、 μ_2^{k-i} 為跨市場波動不對稱參數， μ_2^{j-i} 顯示當 j 國匯率下降時，j 國對於 i 國資訊外溢的效果； μ_2^{k-i} 顯示當 k 國匯率下降時，k 國對於 i 國資訊外溢的效果。

3. 條件共變異數方程式

本文採用 Engle(2002)之條件變異共變異矩陣估計中的多變量 GARCH 模型為動態條件相關係數(Dynamic conditional correlation GARCH，簡稱 DCC GARCH)模型，將相關係數隨時間有變動特性納入考量，並且允許隨外在的資訊變化而調整，採用兩階段估計方法：第一階段先估計個別單變量模型 GARCH 模型參數，接著再藉由單變量 GARCH 模型所產生之標準化殘差(standardized residual)進行動態相關係數估計。此模型與固定相關係數(Constant conditional correlation GARCH，簡稱 CCC GARCH)模型相似，而此兩模型最大的差異在於 DCC 模型其相關係數可以隨時間改變而變動。

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim MN(0, H_t) \quad , \quad H_t = D_t R_t D_t$$

$$D_t = \begin{pmatrix} \sqrt{h_t^i} & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_t^j} & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{h_t^k} \end{pmatrix} \quad (3-39)$$

$$Z_t^i = D_t^{-1} \varepsilon_t$$

$$Q_t = (1-a-b) \times \bar{Q} + a \times (Z_{t-1}^i Z_{t-1}^i) + b \times Q_{t-1}$$

$$R_t = (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} \times Q_t \times (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}}$$

除了上述報酬與波動外溢傳導效果的探討外，三國匯率之間隨變化共變異數矩陣也是重要影響因素之一，其中， $H_t = D_t R_t D_t$ 為 3×3 條件變異數-共變異數矩陣； R_t 為報酬條件相關係數矩陣； D_t 為 $\text{diag}(\sqrt{h_t^i}, \sqrt{h_t^j}, \sqrt{h_t^k})$ 為估計單變量 GARCH 模型得到之條件標準差對角線矩陣； Q_t 為利用標準化殘差向量 Z_t 所得到的動態相關共變異數矩陣，其估計參數 a 、 b 及須為正且符合 $(a+b) < 1$ ，才能使得 Q_t 為正定及滿足回復(mean-reverting)的要求；藉由參數 a 觀察前期標準化殘差項的交乘項對下期共變異程度影響，參數 b 則衡量前期共變異數資訊對下期市場共變異程度之影響， \bar{Q} 為兩市場之非條件共變異數矩陣； $\text{diag}\{Q_t\}$ 代表 Q_t 矩陣只保留對角線部分的矩陣。

4. 變數選擇方式

在進行單根檢定前，確定變數的最適落後期數是有其必要性，尤其當落後期數選擇過長，往往會因過度參數化(Over-Parameterization)的問題，造成自由度減少、解釋能力降低，估計不具一致性；落後期數過短，則易形成無法確定殘差項為一白噪音的困擾。根據 Saikkonen(1992) 的證明，一般常用的 AIC(Akaike Information Criterion) 或 SBC(Schwartzs Bayesian Criterion) 等選擇模型的準則，都適合用作決定落後期數，加上 Tsay(1984) 證明，原本用在定態時間數列模型的 AIC 判斷準則，同樣適用於非定態模型，Engle and Yoo(1987) 亦建議使用 AIC 準則選取最適落後期數，因此本研究最適落後期數選取以 AIC 當作準則，將 AIC 值最小者視為最適落後期數。而當變數在此適切的落後

期數下，若接受有單根的虛無假設時，則此變數為非定態的數列，並再將此變數取一階差分，視其在適當的落後期數下，是否拒絕有單根的虛無假設，若拒絕，表示此變數為經過一階差分後即成為定態，稱其為 $I(1)$ 數列；當所選的所有變數皆具有 $I(1)$ 數列的特性時，則繼續進行後續模型。

第四章 實證結果與分析

第一節 資料來源與資料描述

一、資料來源與研究期間

本文為研究成熟市場與新興市場外匯投資組合，提出三元GARCH模型，不同市場結構風險值績效頑強性的比較。針對投資組合標的選擇，本文考量外匯市場成交量大小以及經濟結構屬性，參考國際清算銀行(BIS)每三年調查54個國家外匯市場成交量資訊，其排名如圖4.1；MSCI(Morgan Stanley Captain International，摩根史丹利資本國際公司)與FTSE(FTSE International，英國富時指數公司)探討國家屬性區分投資標的為已開發成熟國家(Developed)、先進新興國家(Advanced Emerging Markets)與次級新興市場(Secondary Emerging Markets)。首先選取成熟市場投資標的為美元⁷、歐元及日圓；其次關於先進新興投資組合標的為新加坡幣、韓圓與新台幣；次級新興市場投資組合標的為印度盧比、印尼盾與菲律賓披索。在考慮中國與亞洲新興國家之間的貿易關係密切，將此變數當作外生變數一起考慮。本文資料主要來自Datastream，因中國匯率制度在2005年8月前為固定匯率制度，因此本文研究期間從2005年8月1日至2013年2月27日，為日資料。求算各匯率在第t期之報酬率公式為，在不考慮利差成本的情況下：

$$R_{i,t} = \ln \left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right) \times 100 \quad (4-1)$$

其中， $R_{i,t}$ 為匯率i在t-1期末到第t期末收盤價之變動， $i=DXY$ 、EUR、JPY、SGD、KRW、TWD、CNY、INR、IDR與PHP， $P_{i,t}$ 則代表匯率i在第t期的收盤價。

綜合上述，本文成熟市場形成之投資組合以美元、歐元與日圓，稱作模組一；而就進新興投資組合標的以新加坡幣、韓圓與新台幣，稱作模組二；次級新興市場投資組合標的則以印度盧比、印尼盾與菲律賓披索為投資組合，稱作模組三。

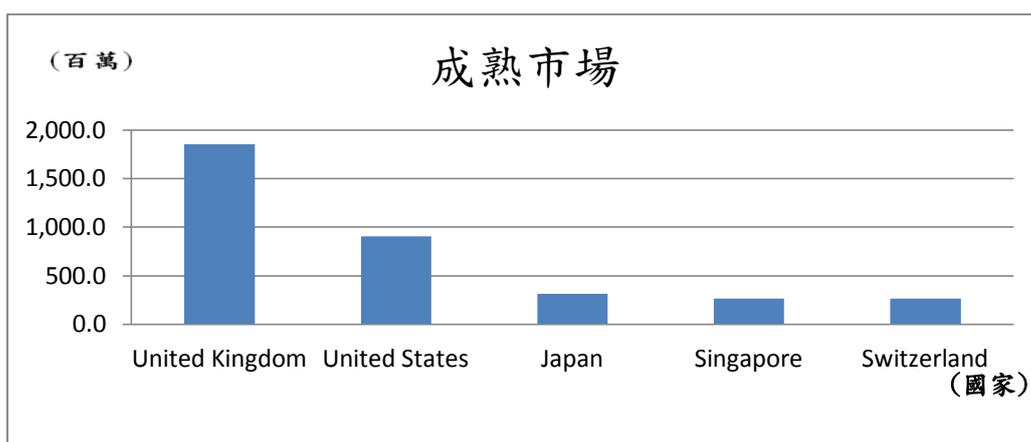
⁷ 美元以美元指數作代表，其分別為歐元(EUR)、英鎊(GBP)、瑞士法郎(CHF)、瑞典克朗(SEK)、加拿大元(CAD)和日元(JPY)。

本研究採用的資料來源及變數名稱整理如表 4.1。

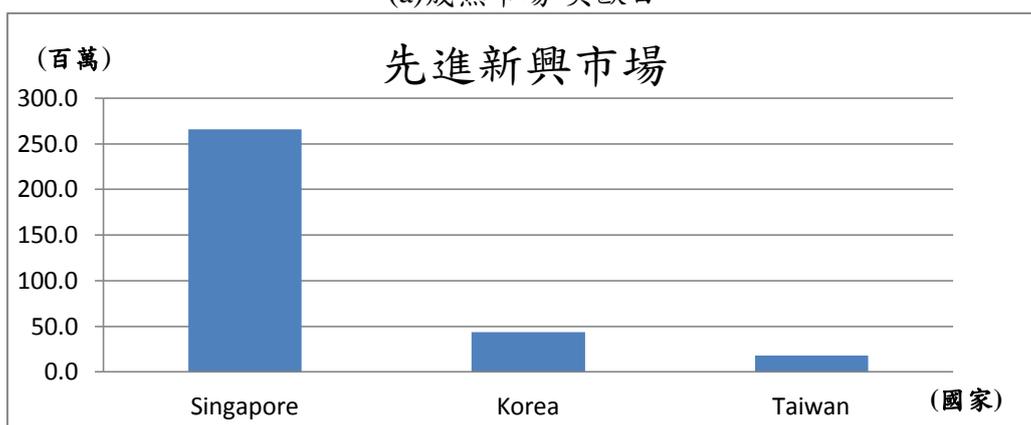
表 4.1 主要變數資料型態與來源

組別	幣別	代碼	資料庫	研究期間	資料筆數	頻率
Panel A:成熟市場						
模組一	美元指數	DXY	Datastream	2005/8/1~2013/2/27	1978	日資料
	歐元	EUR				
	日圓	JPY				
Panel B:先進新興市場						
模組二	新加坡幣	SGD	Datastream	2005/8/1~2013/2/27	1978	日資料
	韓圓	KRW				
	新台幣	TWD				
Panel C:次級新興市場						
模組三	印度盧比	INR	Datastream	2005/8/1~2013/2/27	1978	日資料
	印尼盾	IDR				
	菲律賓披索	PHP				

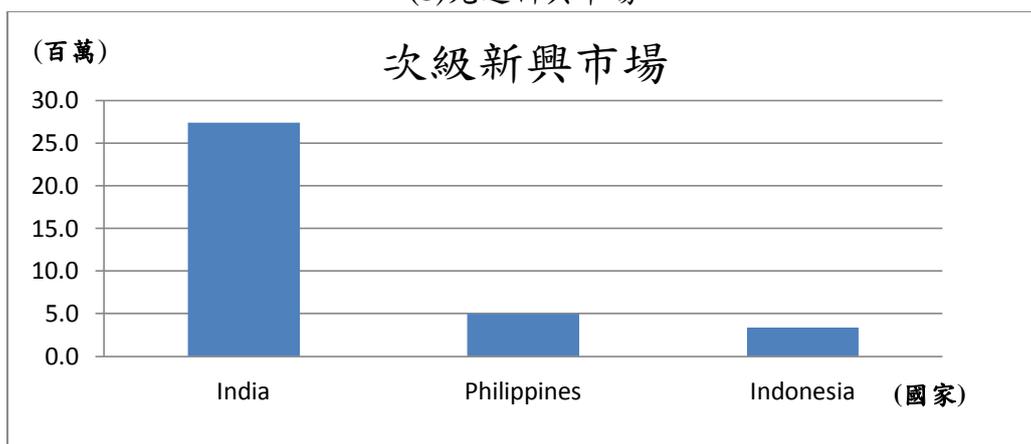
註：本研究整理



(a)成熟市場-美歐日



(b)先進新興市場



(c)次級新興市場

圖 4.1 外匯成交量

註：國際清算銀行(BIS)每三年調查 54 個國家外匯市場成交量資訊，本文以近期 2010 年全球外匯市場交易量為研究對象，其單位為百萬。

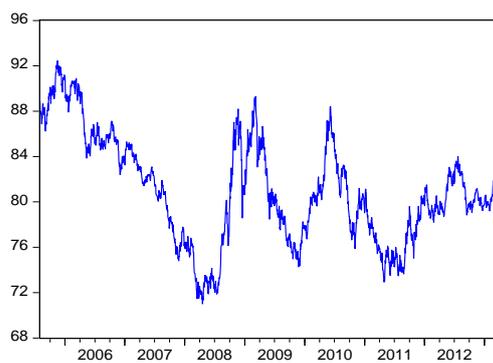
二、時間序列趨勢圖

圖 4.4、4.5、4.6 分別為成熟市場(美元指數、歐元、日元)、先進新興市場(韓圓、新加坡幣、新台幣)、次級新興市場(印度盧比、印尼盾、菲律賓披索)趨勢圖與報酬率圖。從圖 4.4 成熟市場可以看出，美元指數與歐元在貨幣走勢呈現負向關係，當美元指數貶值時，歐元則呈現升值狀況；反之亦然，而日圓則呈現持續升值狀況，近期在安倍經濟下，有逐漸貶值的趨勢，促進日本經濟。在金融風暴期間，成熟市場貨幣變動幅度較為大；歐債危機時則沒有較大的變動幅度。圖 4.5 先進新興市場來看，韓圓、新加坡與新台幣在次貸危機期間，各貨幣都呈現貶值趨勢，在金融風暴過後逐漸轉為升值；在金融風暴與歐債危機期間，貨幣變動相較有較大的幅度。圖 4.6 說明次級新興市場趨勢圖，同樣在金融風暴期間，呈現貶值趨勢，變動幅度也較為大，顯示在重大金融事件中，匯率波動會較大，隱含著有較大的風險。

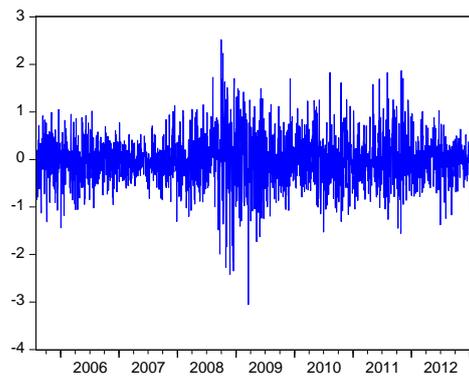
三、單根檢定

基於日常生活中財務資料、變數多存在單根的現象，因此在進行時間序列實證研究前，需採用單根檢定，來決定實證的模型變數型態。故在進行模型估計之前，必須先確認資料是否具有穩定(Stationary)特性，若資料具有非穩定的性質，則會使得傳統 t 分配與 F 分配過度拒絕虛無假設，導致不正確統計推論，產生所謂「虛假迴歸」(Spurious Regression)的現象，此時一切統計推論就不具有任何的意義。基於上述的原因，在做任何統計推論及迴歸分析時，必須檢定資料的穩定性。

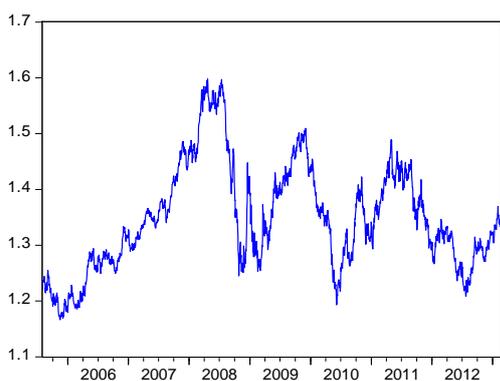
本文採用 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller test，簡稱 ADF Test)，對所有變數之時間序列資料進行單根檢定，並根據 AIC (Akaike Information Criterion)選取最適落後期數。在表 4.2 的 Panel A 可以看出，不管是成熟市場或是外匯市場的匯率資料，皆無法拒絕有單根的假設，表示資料為非定態；在 Panel B 經過一階對數差分即變動率轉換後，所有變動率序列在 1%的顯著水準下，皆拒絕有單根的假設，表示序列資料已成定態，以下將以變動率資料當作樣本，進行後續分析。



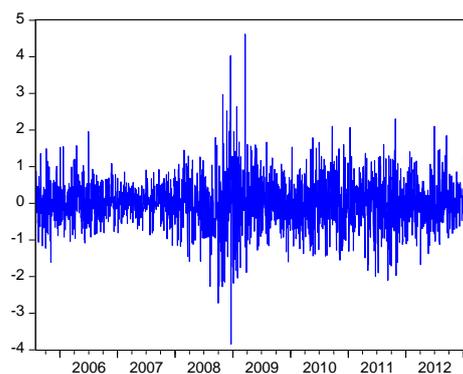
(1a)美元指數原始趨勢圖



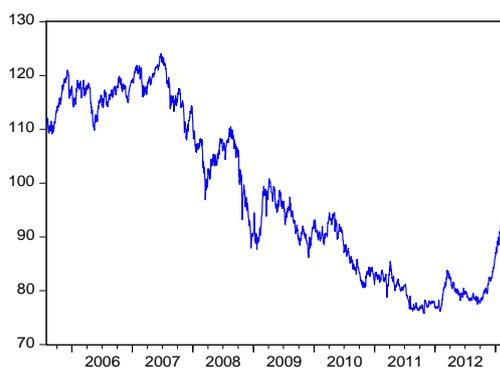
(2a)美元指數報酬率趨勢圖



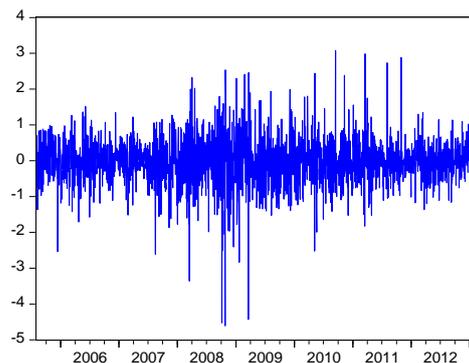
(1b)歐元原始趨勢圖



(2b)歐元報酬率趨勢圖



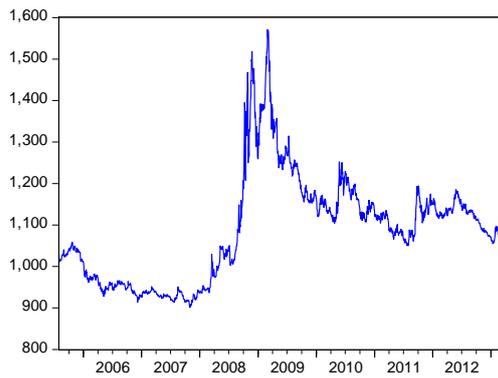
(1c)日圓原始趨勢圖



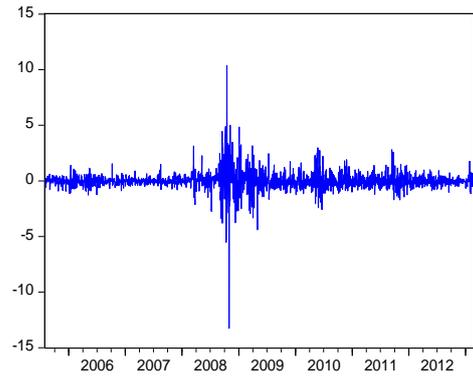
(2c)日圓報酬率趨勢圖

圖 4.2 成熟市場原始趨勢圖與報酬率圖

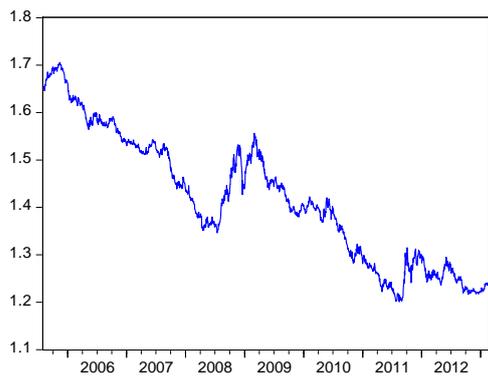
註：Datastream 資料庫，期間為 2005/8/1~2013/2/27，資料為日資料，相對於美元匯率。



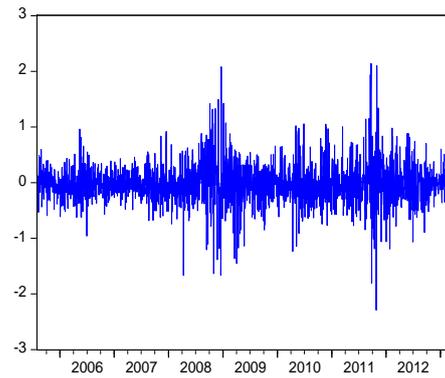
(1a)新加坡幣原始趨勢圖



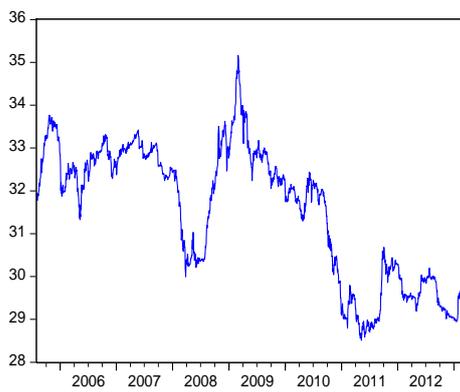
(2a)新加坡幣報酬率趨勢圖



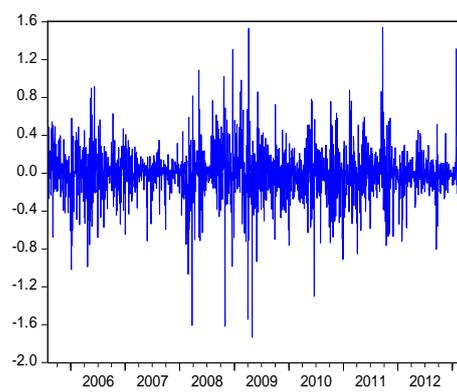
(1b)韓圜原始趨勢圖



(2b)韓圜報酬率趨勢圖



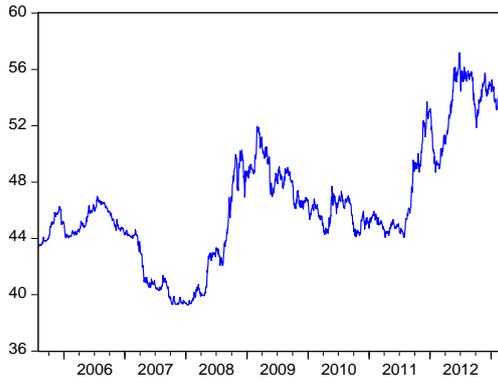
(1c)新台幣原始趨勢圖



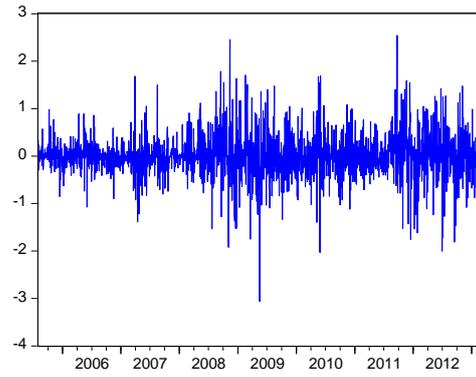
(2c)新台幣報酬率趨勢圖

圖 4.3 先進新興市場原始趨勢圖與報酬率圖

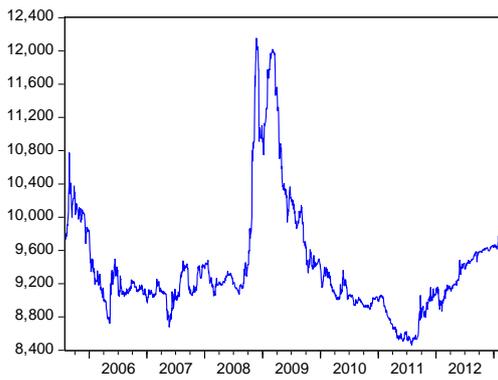
註：Datastream 資料庫，期間為 2005/8/1~2013/2/27，資料為日資料，相對於美元匯率



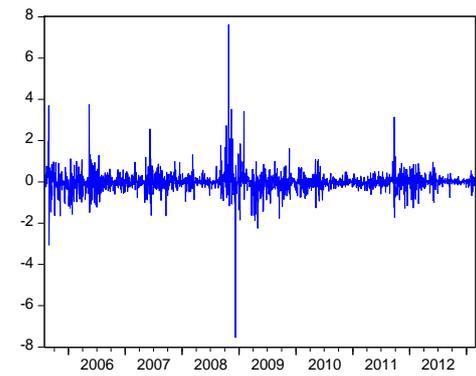
(1a) 印度盧比原始趨勢圖



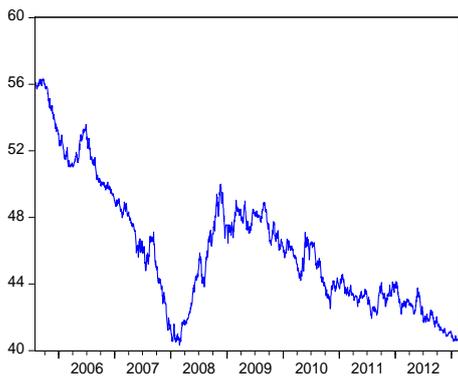
(2a) 印度盧比報酬率趨勢圖



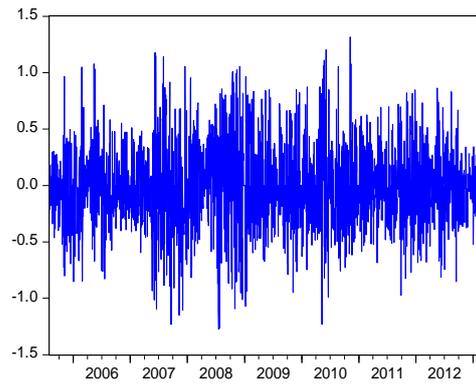
(1b) 印尼盾原始趨勢圖



(2b) 印尼盾報酬率趨勢圖



(1c) 菲律賓披索原始趨勢圖



(2c) 菲律賓披索報酬率趨勢圖

圖 4.4 次級新興市場原始趨勢圖與報酬率圖

註：Datastream 資料庫，期間為 2005/8/1~2013/2/27，資料為日資料，相對於美元匯率。

表 4.2 單根檢定

Panel A：原始資料單根檢定結果				
	美元指數	歐元	日圓	
t-statistic	-2.3076	-2.1976	-1.8900	
(n)	(0)	(0)	(0)	
	韓圓	新加坡幣	新台幣	人民幣
t-statistic	-1.9987	-2.3817	-2.3760	-0.3641
(n)	(0)	(0)	(0)	(1)
	印度盧比	印尼盾	菲律賓披索	
t-statistic	-1.6353	-1.6945	-2.2220	
(n)	(1)	(0)	(0)	
Panel B：變動率單根檢定結果				
	美元指數	歐元	日圓	
t-statistic	-43.7029***	-43.5697***	-46.1262***	
(n)	(0)	(0)	(0)	
	韓圓	新加坡幣	新台幣	人民幣
t-statistic	-27.5234***	-46.2503***	-41.3928***	-47.5036***
(n)	(2)	(0)	(0)	(0)
	印度盧比	印尼盾	菲律賓披索	
t-statistic	-41.7123***	-43.3876***	-43.4674***	
(n)	(0)	(0)	(0)	

註：1. *, **, *** 分別代表 10%、5% 及 1% 的顯著水準。

2. 括號內為在 AIC 準則下選取之最適落後期數。

四、敘述統計量

表 4.3 為各個變數之基本敘述統計量，根據研究整體期間(2005/8/1~2013/2/27)不同市場下投資組合變數敘述統計量，包括平均數、中位數、最小值、最大值、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarque-Bera 常態分配檢定(JB)，以增加對本文資料特性了解。本文以報酬率資料來做判斷，就標準差而言，大部分新興國家市場相對成熟市場波動幅度都較小，其中波動幅度最大與最小分別為韓圓與新台幣，此外，各變數之偏態都明顯異於 0，峰態係數亦顯著大於常態分佈峰態係數值(3)，代表成熟市場與新興市場各國家皆呈現顯著偏態及厚尾分佈現象。最後，J-B 值(Jarque-Bera)常態分配檢定結果，皆顯著拒絕常態分配。

表 4.3 基本敘述統計量(%)

Panel A:成熟市場			
	美元指數	歐元	日圓
平均數	-0.0044	0.0035	-0.0102
標準差	0.5359	0.6575	0.6773
最小值	-3.0564	-3.8445	-4.6098
最大值	2.5199	4.6174	3.0770
偏態	-0.1032	0.1672	-0.4001
峰態	5.0332	6.4413	7.5027
J-B 值	344.04 【0.0000】	984.72 【0.0000】	1722.82 【0.0000】
Panel B：先進新興市場			
	新加坡幣	韓圓	新台幣
平均數	-0.0148	0.0029	-0.0037
標準差	0.3660	0.8538	0.2686
最小值	-2.2902	-13.2646	-1.7325
最大值	2.1395	10.3506	1.5396
偏態	0.1999	-0.7467	-0.2718
峰態	7.6615	48.9339	8.5306
J-B 值	1803.11 【0.0000】	173988.30 【0.0000】	2543.98 【0.0000】
Panel C:次級新興市場			
	印度盧比	印尼盾	菲律賓披索
平均數	0.0112	-0.0004	-0.0162
標準差	0.4661	0.5171	0.3776
最小值	-3.0639	-7.5383	-1.2740
最大值	2.5434	7.6165	1.3153
偏態	0.0497	0.7148	0.1567
峰態	6.7218	56.4562	3.4498
J-B 值	1141.86 【0.0000】	235559 【0.0000】	24.75 【0.0000】

註：

- 1.偏態等於0為對稱分配，大於0為傾向為右偏，小於0傾向為左偏。
- 2.峰態等於3為常態峰，大於3為高峽峰，小於3為低闊峰。
- 3.J-B 值為 Jarque-Bera Normality 常態分配檢定；【】為 P 值。

五、投資組合風險值

假設一外匯投資組合包括美元指數(DXY)、歐元(EUR)與日圓(YEN)，先求出個別匯率之 VaR 值，得出 VaR_{DXY} 、 VaR_{EUR} 以及 VaR_{JPY} ，接著再求出投資組合之 $VaR = -W_t Z_\alpha \sigma$ 。

令投資組合的總報酬率為 R，則

$$R = \sum_{i=1}^3 \omega_{i,t} R_{i,t+1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{DXY,t+1} \\ R_{EUR,t+1} \\ R_{JPY,t+1} \end{bmatrix} = \theta' R \quad (4-2)$$

條件期望值為

$$\mu_p = \sum_{i=1}^3 \omega_i E_t(R_{i,t+1}) = \sum_{i=1}^3 \omega_i \mu_i = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{DXY} \\ \mu_{EUR} \\ \mu_{JPY} \end{bmatrix} = \theta' \mu \quad (4-3)$$

條件變異數為

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= Var_t \left(\sum_{i=1}^3 \omega_i R_{i,t+1} \right) \\ &= \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{DXY}^2 & \sigma_{DXY,EUR} & \sigma_{DXY,JPY} \\ \sigma_{EUR,DXY} & \sigma_{EUR}^2 & \sigma_{EUR,JPY} \\ \sigma_{JPY,DXY} & \sigma_{JPY,EUR} & \sigma_{JPY}^2 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} \end{bmatrix} \\ &= \theta' \Sigma \gamma \end{aligned} \quad (4-4)$$

投資組合 VaR 值為

$$VaR = -W_t Z_\alpha \sigma_p = -W_t Z_\alpha \left(\begin{aligned} &\omega_{DXY}^2 \sigma_{DXY}^2 + \omega_{EUR}^2 \sigma_{EUR}^2 + \omega_{JPY}^2 \sigma_{JPY}^2 \\ &+ 2\omega_{DXY} \omega_{EUR} \rho_{DXY,EUR} \sigma_{DXY} \sigma_{EUR} \\ &+ 2\omega_{DXY} \omega_{JPY} \rho_{DXY,JPY} \sigma_{DXY} \sigma_{JPY} \\ &+ 2\omega_{EUR} \omega_{JPY} \rho_{EUR,JPY} \sigma_{EUR} \sigma_{JPY} \end{aligned} \right)^{1/2} \quad (4-5)$$

$$VaR = \left(\begin{aligned} &VaR_{DXY}^2 + VaR_{EUR}^2 + VaR_{JPY}^2 \\ &+ 2\rho_{DXY,EUR} VaR_{DXY} VaR_{EUR} \\ &+ 2\rho_{DXY,JPY} VaR_{DXY} VaR_{JPY} \\ &+ 2\rho_{EUR,JPY} VaR_{EUR} VaR_{JPY} \end{aligned} \right)^{1/2} \quad (4-6)$$

第二節 實證結果分析

一、各市場條件平均式

表 4.4 為條件平均式參數估計結果，模組一實證結果顯示，美元指數變化並不受其他貨幣(歐元、日圓)影響，說明歐元與日圓影響美元程度不大；歐元變化受到美元強弱及自身市場過去變動影響，呈現高度顯著負相關，說明兩者為反向變動，隱含當美元指數上升時，歐元呈現升值；美元指數下降時，歐元則呈現貶值。此外，日圓變化會受到其他貨幣(美元指數、歐元)變動的影響，呈現高度顯著正相關，說明兩者為正向變動，隱含當美元指數(歐元)貶值時，日圓也跟著貶值，代表美元指數與日圓為避險貨幣的功能。綜合上述，美元指數相對於歐元與日圓有領先關係，為主要主導貨幣。

其次，模組二實證結果顯示，新加坡幣變化並不受其他貨幣(韓圓、新台幣)影響，只受到日圓強弱之影響，呈現高度顯著正相關，隱含當日圓貶值時，新加坡幣也跟著貶值；在韓圓方面，變化則受到新加坡幣強弱及自身市場過去變動影響，呈現高度顯著正相關，說明當新加坡幣貶值時，韓圓也會跟著貶值；新加坡幣升值時，韓圓也會跟著升值；以新台幣來說，其變化受到新加坡幣與人民幣強弱之影響，呈現高度顯著正相關，表示當兩者貨幣都貶值時，新台幣也跟著貶值；兩者貨幣都升值時，新台幣也跟著升值。總體而言，韓圓與新台幣都會受到新加坡幣升貶值影響，顯示新加坡幣在模組二中為主要領導貨幣。

模組三結果顯示，印度盧比變化除受自身市場過去的變動也受到菲律賓披索影響，呈現高度顯著正相關，說明當菲律賓貶值時，印度盧比也受到影響跟著貶值；當菲律賓升值時，印度盧比則會升值；接著，從印尼盾來看，其變化僅受到印度盧比變動影響，呈現高度顯著正相關。最後，菲律賓披索受到印度盧比影響，呈現高度顯著正相關。上述結果顯示，印尼盾與菲律賓披索受印度盧比影響程度較大，都呈現高度正向關係，顯示印度盧比在模組三中有領先關係，為主要貨幣。

表 4.4 條件平均式參數估計結果

Panel A：模組一(成熟市場)				
變數	參數	美元指數	歐元	日圓
Const.	α_0	-0.1032 (0.1020)	0.0948 (0.1154)	0.0038 (0.0356)
R_{t-1}^{DXY}	α_1^{DXY}		-0.6214*** (0.0416)	0.3158*** (0.0462)
R_{t-3}^{DXY}	α_3^{DXY}	-0.0133 (0.0235)		
R_{t-4}^{DXY}	α_4^{DXY}			-0.0395 (0.0283)
R_{t-1}^{EUR}	α_3^{EUR}	0.0033 (0.0194)	-0.3942*** (0.0341)	0.2098*** (0.0366)
R_{t-1}^{JPY}	α_1^{JPY}			-0.0484*** (0.0248)
R_{t-3}^{JPY}	α_3^{JPY}	0.0074 (0.0181)	-0.0167 (0.0199)	
Panel B：模組二(先進新興市場)				
變數	參數	新加坡幣	韓圓	新台幣
Const.	α_0	-0.2080*** (0.0658)	-0.1919** (0.0935)	0.0125 (0.0471)
R_{t-1}^{SGD}	α_1^{SGD}	-0.0222 (0.0269)	0.4833*** (0.0396)	0.1877*** (0.0167)
R_{t-1}^{KRW}	α_1^{KRW}	-0.0140 (0.0140)	-0.1465*** (0.0268)	-0.0126 (0.0101)
R_{t-3}^{KRW}	α_3^{KRW}		0.0282 (0.0230)	
R_{t-2}^{TWD}	α_2^{TWD}		0.0619 (0.0450)	0.0397 (0.0256)
R_{t-4}^{TWD}	α_4^{TWD}	0.0341 (0.0278)		
R_{t-1}^{CNY}	α_1^{CNY}	-0.0467 (0.0765)	-0.1833 (0.1037)	
R_{t-5}^{CNY}	α_5^{CNY}			0.1360*** (0.0469)
R_{t-1}^{JPY}	α_1^{JPY}	0.0408*** (0.0112)	-0.0133 (0.0174)	0.0097 (0.0078)
R_{t-4}^{JPY}	α_4^{JPY}		-0.0031 (0.0174)	

Panel C：模組三(次級新興市場)

變數	參數	印度盧比	印尼盾	菲律賓披索
Const.	α_0	0.0271 (0.0828)	-0.0274 (0.0621)	-0.1935 (0.0748)
R_{t-1}^{INR}	α_1^{INR}		0.0466*** (0.0123)	0.0619*** (0.0180)
R_{t-3}^{INR}	α_3^{INR}		0.0292** (0.0143)	
R_{t-5}^{INR}	α_5^{INR}	0.0871*** (0.0240)		
R_{t-1}^{IDR}	α_1^{IDR}	-0.0126 (0.0198)		0.0077 (0.0173)
R_{t-3}^{IDR}	α_3^{IDR}		0.0322 (0.0300)	
R_{t-1}^{PHP}	α_1^{PHP}	0.0721*** (0.0253)		
R_{t-3}^{PHP}	α_3^{PHP}			0.0409 (0.0229)
R_{t-4}^{PHP}	α_4^{PHP}		0.0257 (0.0161)	
R_{t-1}^{CNY}	α_1^{CNY}	-0.1949 (0.0890)		-0.1203 (0.0817)
R_{t-3}^{CNY}	α_3^{CNY}		0.0363 (0.0592)	
R_{t-1}^{JPY}	α_1^{JPY}	0.0209 (0.0132)	-0.0006 (0.0116)	-0.0026 (0.0118)

註：

1. DXY、EUR、JPY、SGD、KRW、TWD、INR、IDR、PHP 分別代表美元指數、歐元、日圓、新加坡幣、韓圓、新台幣印度盧比、印尼盾以及菲律賓披索。

2.()為參數估計值之標準差。

3.*、**、***分別表示 10%、5%、1%水準下顯著。

二、各市場條件變異式

表 4.5 為條件變異數參數估計結果，描述自身波動持續性之條件變異數參數(δ_m)，模組一到三都呈現高度顯著正向關係，代表成熟市場與新興市場國家都存在 GARCH 效果。而描述自身波動是否會迅速反應市場變動之條件變異數參數(τ_m)只有在模組二與三呈現高度顯著正向關係，顯示新興市場存在 ARCH 效果。最後，報酬波動不對稱效果，在模型一呈現顯正相關，說明負向衝擊比正向未預期衝擊對這成熟市場更具影響，隱含成熟市場於空頭時期面對更大市場波動的可能性。

三、跨市場波動外溢傳導估計

表 4.6 為跨市場波動外溢效果傳導，對模組一而言，大部分皆不存在跨市場波動傳導與跨市場不對稱現象，只有歐元對美元指數有跨市場傳導效果，呈現顯著負向關係，說明當歐元波動程度大時，將導致美元波動隨之減少，隱含當歐元波動增加，則會造成美元指數波動減少；模組二中跨市場波動傳導參數，部分呈現高度顯著正向關係，說明當新加坡幣波動程度大時，將導致韓圓與新台幣更大的波動；當韓圓波動程度大時，將導致新加坡幣波動隨增加；由此可知，新加坡變化加大時，韓圓與新台幣價格波動隨之增加；模組三之跨市場波動傳導參數，部分呈現顯著正向關係，說明當菲律賓披索波動程度大時，將導致印度盧比與印尼盾更大的波動；由此可知，當菲律賓披索變化加大時，印度盧比與印尼盾價格波動隨之增加。

跨市場波動不對稱參數，在模組一中，呈現高度顯著正向關係，說明負向衝擊比正衝擊會造成更大波動，當歐元升值波動將導致美元指數更大的波動；對於模組二與三，部分呈現顯著負向關係，說明負向衝擊比正向衝擊造成更小波動，當貨幣升值波動將導致另一個貨幣更小的波動。

表 4.5 條件變異數之參數估計結果

Panel A：模組一(成熟市場)								
	參數	常數項	參數	GARCH	參數	ARCH	參數	波動不對稱效果
美元指數	ω_0^{DXY}	0.0000 —	δ_m^{DXY}	0.0977*** (0.0005)	τ_m^{DXY}	0.0000 —	τ_{shock}^{DXY}	0.0019 (0.0011)
歐元	ω_0^{EUR}	0.4002 (0.6599)	δ_m^{EUR}	0.0963*** (0.0008)	τ_m^{EUR}	0.0005 (0.0009)	τ_{shock}^{EUR}	0.0030** (0.0013)
日圓	ω_0^{JPY}	17.66655*** (5.7772)	δ_m^{JPY}	0.0846*** (0.0030)	τ_m^{JPY}	0.0025 (0.0016)	τ_{shock}^{JPY}	0.0081*** (0.0026)
Panel B：模組二(先進新興市場)								
	參數	常數項	參數	GARCH	參數	ARCH	參數	波動不對稱效果
新加坡幣	ω_0^{SGD}	1.0874*** (0.3750)	δ_m^{SGD}	0.0936*** (0.0010)	τ_m^{SGD}	0.0044*** (0.0008)	$\mu_2^{TWD_SGD}$	0.0027 (0.0018)
韓圓	ω_0^{KRW}	2.4994*** (1.1130)	δ_m^{KRW}	0.0847*** (0.0020)	τ_m^{KRW}	0.0128*** (0.0017)	$\mu_2^{TWD_KRW}$	0.0153*** (0.0063)
新台幣	ω_0^{TWD}	3.0019*** (0.8416)	δ_m^{TWD}	0.0734*** (0.0041)	τ_m^{TWD}	0.0144*** (0.0030)	$\mu_2^{KRW_TWD}$	0.0008 (0.0009)
Panel C：模組三(次級新興市場)								
	參數	常數項	參數	GARCH	參數	ARCH	參數	波動不對稱效果
印度盧比	ω_0^{INR}	2.0324*** (0.7575)	δ_m^{INR}	0.0911*** (0.0018)	τ_m^{INR}	0.0082*** (0.0018)	τ_{shock}^{INR}	0.0000 —
印尼盾	ω_0^{IDR}	1.7201** (0.7638)	δ_m^{IDR}	0.0835*** (0.0026)	τ_m^{IDR}	0.0164*** (0.0026)	τ_{shock}^{IDR}	0.0000 —
菲律賓披索	ω_0^{PHP}	3.1635*** (1.0326)	δ_m^{PHP}	0.0877*** (0.0019)	τ_m^{PHP}	0.0087*** (0.0019)	τ_{shock}^{PHP}	0.0028 (0.0024)

註: 1. DXY、EUR、JPY、SGD、KRW、TWD、INR、IDR、PHP 分別代表美元指數、歐元、日圓、新加坡幣、韓圓、新台幣、印度盧比、印尼盾以及菲律賓披索。2.()為參數估計值之標準差。

3.*、**、***分別表示 10%、5%、1%水準下顯著。4.-表示參數估計已達下限。

表 4.6 跨市場波動估計

Panel A：模組一(成熟市場)								
	參數	外溢傳導	參數	波動不對稱	參數	外溢傳導	參數	波動不對稱
美元指數	$\mu_1^{EUR_DXY}$	-0.0012** (0.0006)	$\mu_2^{EUR_DXY}$	0.0031*** (0.0008)	$\mu_1^{JPY_DXY}$	0.0003 (0.0003)	$\mu_2^{JPY_DXY}$	0.0004 (0.0005)
歐元	$\mu_1^{DXY_EUR}$	0.0004 (0.0007)	$\mu_2^{DXY_EUR}$	0.0016 (0.0022)	$\mu_1^{JPY_EUR}$	0.0008 (0.0005)	$\mu_2^{JPY_EUR}$	-0.0005 (0.0008)
日圓	$\mu_1^{DXY_JPY}$	0.0034 (0.0046)	$\mu_2^{DXY_JPY}$	0.0109** (0.0055)	$\mu_1^{EUR_JPY}$	-0.0040 (0.0025)	$\mu_2^{EUR_JPY}$	0.0058 (0.0040)
Panel B：模組二(先進新興市場)								
	參數	外溢傳導	參數	波動不對稱	參數	外溢傳導	參數	波動不對稱
新加坡幣	$\mu_1^{KRW_SGD}$	0.0006*** (0.0002)	$\mu_2^{KRW_SGD}$	-0.0008** (0.0004)	$\mu_1^{TWD_SGD}$	-0.0012 (0.0011)	$\mu_2^{TWD_SGD}$	0.0027 (0.0018)
韓圀	$\mu_1^{SGD_KRW}$	0.0163*** (0.0039)	$\mu_2^{SGD_KRW}$	-0.0191*** (0.0041)	$\mu_1^{TWD_KRW}$	-0.0066 (0.0050)	$\mu_2^{TWD_KRW}$	0.0153*** (0.0063)
新台幣	$\mu_1^{SGD_TWD}$	0.0006 (0.0006)	$\mu_2^{SGD_TWD}$	0.0008 (0.0009)	$\mu_1^{KRW_TWD}$	0.0009*** (0.0003)	$\mu_2^{KRW_TWD}$	0.0010*** (0.0003)
Panel C：模組三(次級新興市場)								
	參數	外溢傳導	參數	波動不對稱	參數	外溢傳導	參數	波動不對稱
印度盧比	$\mu_1^{IDR_INR}$	-0.0001 (0.0002)	$\mu_2^{IDR_INR}$	0.0001 (0.0003)	$\mu_1^{PHP_INR}$	0.0028*** (0.0009)	$\mu_2^{PHP_INR}$	-0.0050*** (0.0012)
印尼盾	$\mu_1^{INR_IDR}$	-0.0001 (0.0003)	$\mu_2^{INR_IDR}$	-0.0005 (0.0005)	$\mu_1^{PHP_IDR}$	0.0051*** (0.0016)	$\mu_2^{PHP_IDR}$	-0.0057*** (0.0016)
菲律賓披索	$\mu_1^{INR_PHP}$	0.0006 (0.0005)	$\mu_2^{INR_PHP}$	-0.0011 (0.0007)	$\mu_1^{IDR_PHP}$	0.00004 (0.0002)	$\mu_2^{IDR_PHP}$	0.0002 (0.0004)

註: 1. DXY、EUR、JPY、SGD、KRW、TWD、INR、IDR、PHP 分別代表美元指數、歐元、日圓、新加坡幣、韓圀、新台幣、印度盧比、印尼盾以及菲律賓披索。

2.()為參數估計值之標準差。

3.*、**、***分別表示 10%、5%、1%水準下顯著。

四、動態相關係數

表 4.7 為相關係數參數估計結果，大致都呈現正向顯著的估計結果，其中代表前幾期殘差交乘項影響之參數 a 呈現正向顯著的結果；而代表前期共變異數之參數 b 同樣呈現一致正向的估計結果。

圖 4.7 至 4.9 為各投資組合每日動態相關係數，可以看出不同市場投資組合中，動態相關係數會隨著時間而有所不同。新興市場波動幅度都大於成熟市場，其中模組一中以歐元與日圓相關係數波動幅度較大；模組二以韓圓與新台幣波動程度較大；模組三則以印度與印尼變動幅度大。在金融風暴時期，各市場相關係有明顯的提高；日圓持續貶值期間，也有同樣的現象，說明在重大事件下，投資組合各資產之間的相關係數相對來說會增加。

表 4.8 為投資組合動態相關係數表，將各投資組合每日動態相關係數取平均數與標準差，從相關係數來看，模組一以美元指數與歐元相關性最高，呈現負相關係，此為全世界主要兩大經濟體，分別為美國、歐盟，所以在經濟貿易關係較為密切，兩者之間的相關性相較於其它高；新興市場而言，模組二以韓圓與新台幣相對來說，相關性較高，呈現正相關係，兩國不管在國際環境還是發展模式、歷程都有太多相似之地，都是以出口導向的經濟體制，同身為亞洲經濟四小龍之一員，所以兩者之間的相關係數較其他國家高；模組三則以印尼與菲律賓相關性較高，呈現正向關係，同為東協創始國之一，在經濟體系上較為相似，根據世界經濟論壇(WEF)之全球競爭力報告，在金磚六國中，印尼係僅次於中國大陸最值得重視的市場，其人口紅利高、中高端消費人口眾多，是東協最大經濟體。就菲律賓而言，近年來經濟成長快速，2012 年高達 6.6%，在東協排名第一，人口結構為完美的正三角型金字塔，人力資源充沛、高成長且年輕，極具市場開發潛力，所以兩者相關係數較高。從標準差來看，成熟市場較新興市場較大；模組一以歐元與日圓之間較大；模組二以韓圓與新台幣較大；模組三則以印尼盾與印度盧比較大。

表 4.7 相關係數參數估計

		模組一	模組二	模組三
動態相關係數	a	0.0035**** (0.0007)	0.0011**** (0.0003)	0.0010 —
	b	0.0814**** (0.0045)	0.0954**** (0.0012)	0.0960**** (0.0008)

註:

1.()為參數估計值之標準差

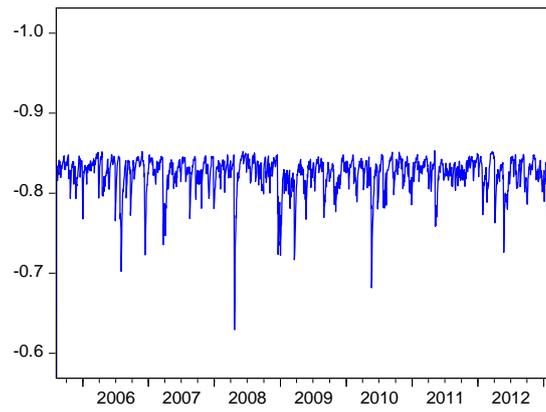
2.. *、**、***分別表示 10%、5%、1%水準下顯著

3.—表示參數估計達下限。

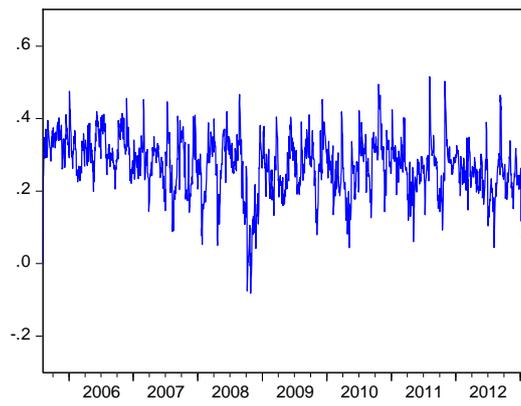
表 4.8 動態相關係數統計表

模組一			
	美元與歐元	美元與日圓	歐元與日圓
平均值	-0.8229	0.2697	-0.1869
模組二			
	韓圓與新加坡幣	韓圓與新台幣	新加坡幣與新台幣
平均值	0.4686	0.5436	0.4491
模組三			
	印尼盾與印度盧比	印尼盾與菲律賓披索	印度盧比與菲律賓披索
平均值	0.3695	0.4742	0.4419

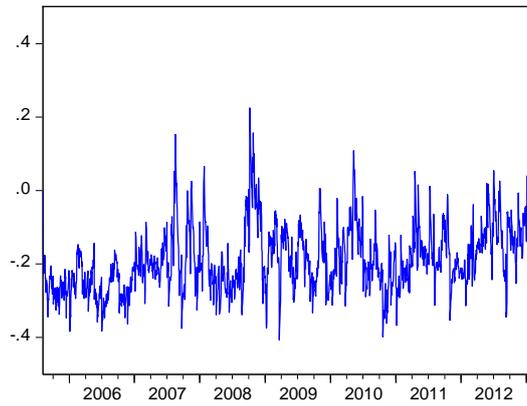
註：平均值公式， $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ ， \bar{x} 為平均值，n 為樣本總數。



(a) 美元指數與歐元動態相關係數

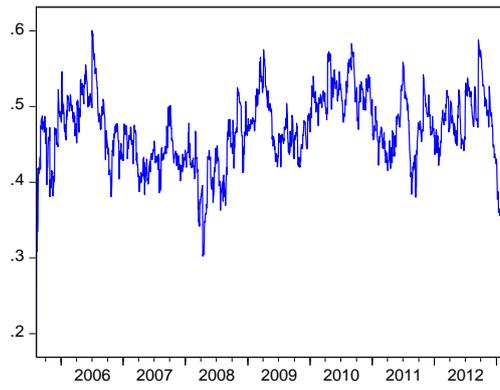


(b) 美元指數與日圓動態相關係數

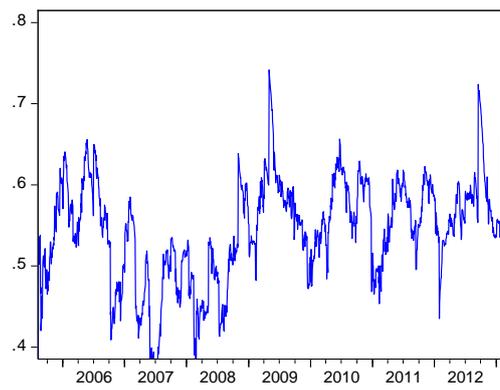


(c) 歐元與日圓動態相關係數

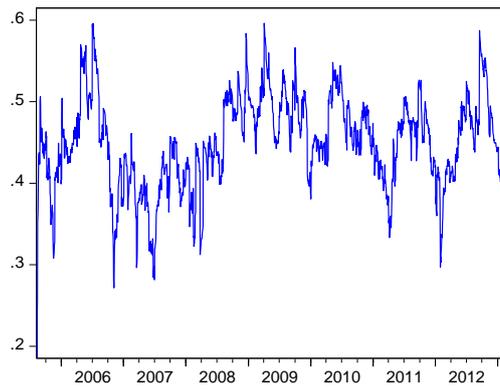
圖 4.5 模組一(成熟市場)



(a) 韓圀與新加坡幣動態相關係數

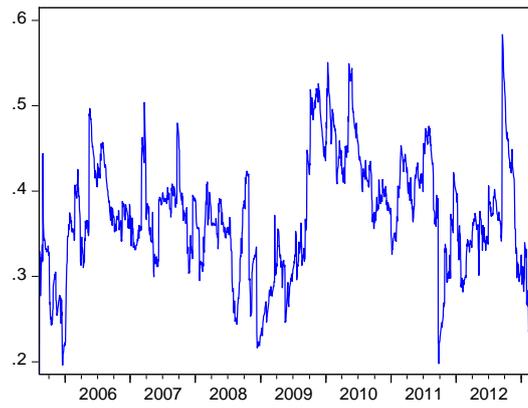


(b) 韓圀與新台幣動態相關係數

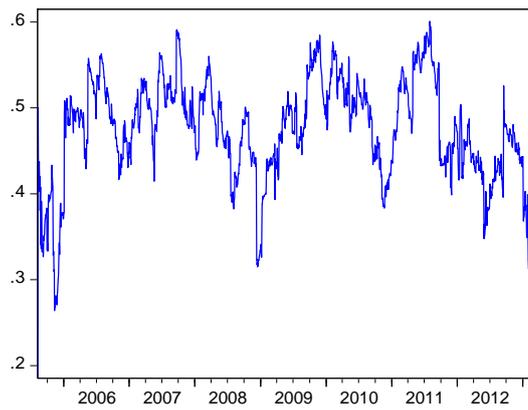


(c) 新加坡幣與新台幣動態相關係數

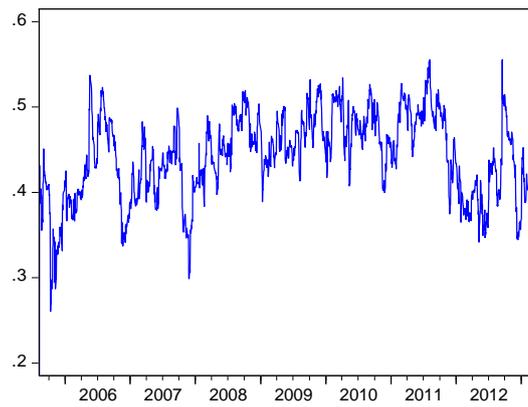
圖 4.6 模組二(先進新興市場)



(a) 印度盧比與印尼盾動態相關係數



(b) 印度盧比與菲律賓披索動態相關係數



(c) 印尼盾與菲律賓披索動態相關係數

圖 4.7 模組三(次級新興市場)

五、風險值回溯測試

表 4.9 為風險值回溯測試結果，針對所估算出來的風險值做回溯測試，以利用過去一段時間內投資組合報酬真實質與模型預測的投資組合 VaR 來做比較，若實際報酬是落在預測的範圍內，表示其為正確的預測；反之，若實際報酬未落在預測的範圍內，則表示為不正確的預測。利用穿透次數除以總樣本數，計算出風險值穿透率，若穿透率越接近其顯著水準，表示該穿透率較能反應風險值。實證結果顯示，針對不同市場型態與不同模型做比較，依照風險值回溯測驗之穿透次數由小到大排列，不管是在 EWMA 模型或是 DCC 模型中，成熟市場較新興市場穿透比率較低，其中又 DCC 模型穿透次數較 EWMA 模型來得小，指出 DCC 模型比起 EWMA 較能有效的提高風險值預測模式之精準度。

表 4.9 風險值回溯測試

		市場種類	成熟市場		先進新興市場		次級新興市場	
		模型設定	EWMA	DCC	EWMA	DCC	EWMA	DCC
信賴水準	99%	次數	51	46	75	66	61	55
		穿透比率	0.026	0.023	0.038	0.033	0.031	0.028
	95%	次數	117	93	123	110	116	94
		穿透比率	0.059	0.047	0.062	0.056	0.059	0.048
90%	次數	211	192	195	190	200	181	
	穿透比率	0.107	0.097	0.099	0.096	0.101	0.092	

註：期間為每日，穿透次數為實際報酬是否超出個模型之風險值的範圍，穿透比率公式為 $V=n_1 / N$ 。

六、概似比檢定法

表 4.10 為概似比檢定，在 95%信賴水準下大部分的模型可通過未條件覆蓋之準確性檢定，即風險值模型所訂之信賴水準與實際報酬率超過風險值的比率相同，除了在模組二 EWMA 模型外。而獨立性檢定，大部分模型通過，即表示實際報酬率超過模型估計的風險值為獨立，除了模組一為序列相關的模型。在條件覆蓋檢定發現大部分的模型均可通過，即表示實際報酬超過估計的風險值為獨立，且發生的機率等於風險值模型所定的信賴水準，除了模組一與模組二 EWMA 模型之外。綜合上述，DCC 模型在概似比檢定法中，風險值模型所定信賴水準與獨立性，明顯優於 EWMA 模型；新興市場的估計相較成熟市場來的準確，顯示本文所使用的 DCC 模型在預測新興市場外匯投資組合有較佳的準確性。

表 4.10 概似比檢定法

	EWMA			DCC		
	LR_{uc}	LR_{ind}	LR_{cc}	LR_{uc}	LR_{ind}	LR_{cc}
成熟市場 (模組一)	3.3996	5.0247	8.4244	0.3530	4.3301	4.6831
新興市場 (模組二)	5.9130	2.5022	8.4152	1.3400	0.1495	1.4890
新興市場 (模組三)	3.0665	0.0091	3.0756	0.2342	0.5703	0.8045

註：顯著水準為 5% 下，計算公式為(3-28)、(3-29)、(3-30)，Kupeic 檢定臨界值為 3.84，Christofferson 檢定臨界值為 5.99。

第三節 小結

綜合上述結果，可以歸納出幾個現象，分別列為下面幾點：

(1)針對成熟市場與新興市場條件平均式參數估計，成熟市場方面，美元指數變化並不受其他貨幣(歐元、韓圓)的影響。歐元變化受到美元強弱及自身市場過去變動的影響，日圓與美元呈現同向關係，代表著這兩者有避險貨幣的功能；新興市場方面，新台幣變化受到新加坡與人民幣強弱之影響，印尼盾與菲律賓披索都會受到印度盧比強弱之影響，顯示相較其他兩者而言，印度屬於較強勢貨幣，弱勢貨幣會受到強勢貨幣之影響。

(2)針對跨市場波動傳導估計，成熟市場方面，部分呈現顯著負向關係，說明當歐元波動程度大時，將導致美元波動隨之減少；當歐元波動程度大時，將導致美元波動隨增加；新興市場方面，跨市場波動不對稱參數大部分呈現顯著負向關係，說明負向衝擊比正衝擊會造成更小波動，當貨幣升值波動將導致另一個貨幣更小的波動。

(3)動態相關係數圖形中，不同市場投資組合中，動態相關係數會隨著時間而有所不同。成熟市場而言，以美元指數與歐元相關性最高，呈現負相關係；新興市場而言，先進新興市場以韓圓與新台幣相對來說，相關性較高，呈現正相關係，次級新興市場則以印尼與菲律賓相關性較高。

(4)針對風險值回溯測試驗證，依照風險值回溯測驗之穿透次數由小到大排列，依序為成熟市場、次級新興市場與先進新興市場，不管是在 EWMA 模型或是 DCC 模型中，成熟市場較新興市場穿透比率較低，其中又以 DCC 模型穿透次數較 EWMA 模型來得小，指出 DCC 模型比起 EWMA 較能有效的提高風險值預測模式之精準度。

(5)針對概似比檢定驗證風險值模型是否準確，DCC 模型在概似比檢定法中，風險值模型所定信賴水準與獨立性，明顯優於 EWMA 模型；新興市場的估計相較成熟市場來的準確，顯示本文所使用的 DCC 模型在預測新興市場外匯投資組合有較佳的準確性。

第五章 結論與建議

第一節 結論

本文為研究成熟市場與新興市場外匯投資組合，提出三元 GARCH 模型，不同市場結構風險值績效頑強性的比較，並探討其投資組合風險值(VaR)是否有所差異，針對 J.P Morgan 所提倡的指數權重移動法(EWMA)為比較基礎，分析本文之 DCC-GARCH 模型使否有效提升風險值估計績效。

實證結果顯示，成熟市場美元指數並不會受到其他貨幣之影響，說明美元指數為領先指標；而新興市場，以新加坡幣與印度盧比較不受其他貨幣之影響，也說明這兩個國家為主導貨幣。針對成熟市場與新興市場條件變異式參數估計，成熟市場與新興市場國家都存在 GARCH 效果，說明兩市場都有波動叢聚的效果，跨市場波動外溢傳導效果，以成熟市場投資組合而言，大部分皆不存在跨市場波動傳導與跨市場不對稱現象。

對於動態相關係數來看，不同市場投資組合中，動態相關係數會隨著時間而有所不同。成熟市場而言，以美元指數與歐元相關性最高，兩者在國際經貿關係較為密切；新興市場而言，先進新興市場以韓圓與新台幣相對來說，相關性較高，兩者都以出口導向為主，經濟型態較為相似；次級新興市場則以印尼與菲律賓相關性較高，兩國都屬於東協國家中成長幅度大，為未來看好的國家，導致相關性高。

最後，針對各市場不同模型下風險值檢測，依照風險值回溯測驗之穿透次數由小到大排列，依序為成熟市場、次級新興市場與先進新興市場，其中又以 DCC 模型穿透次數較 EWMA 模型來得小，指出 DCC 模型比起 EWMA 較能有效的提高風險值預測模式之精準度。另外，增加概似比檢定來再次驗證本文所提出 DCC 模型是否有比 EWMA 更有效提升風險值模型準確度，DCC 模型在概似比檢定法中，風險值模型所定信賴水準與獨立性，明顯優於 EWMA 模型；新興市場的估計相較成熟市場來的準確，顯示本文所使用的 DCC 模型在預測新興市場外匯投資組合有較佳的準確性。說明不管是回溯測試之穿透率檢定與概似比檢定，DCC 模型都比 EWMA 更能有效估計外匯投資組合風險值之準確度。

第二節 後續研究建議

針對本文提出後續研究與建議，分為三個部分：

(一)在模型設定上假設為常態分佈，但過去許多研究中說明很多高頻率的資料都不是呈現常態，而多以厚尾與高峽峰的分佈，所以在未來可以考慮使用不同分佈模型可以增加對風險值預測的精準度。

(二)投資組合中的投資標的權重本文以均等權重，事實上在投資時，會根據其標的物的報酬、成長機會、未來發展等因素來決定各標的之投資比重，因此未來可考慮不同權重下去做考量。

(三)本文研究期間包含重大金融事件，是否為因為其事件而導致後續結果，建議未來可將其納入考量之因素作探討。

參考文獻

- 辛喬利與孫兆東 (2008),「次貸風暴—撼動世界經濟的金融危機,剖析次貸風暴的前因後果」。台北,梅森文化事業有限公司,頁 268。
- 李沃牆與柯中偉 (2011),「外匯投資組合之風險值評估-分量迴歸的應用」。中原企管評論,第九卷,第一期,頁 97-116。
- 李命志與陳志偉 (2006),「外匯投資組合風險值之估計-DCC 多變量 GARCH 模型之應用」。創新與管理,第三卷,第一期,頁 41-69。
- 李命志、李彥賢與張智超 (2005),「原油價格風險值的估計-拔靴法的應用」,風險管理季刊,第一卷,第二期,頁 57-74。
- 林淑容 (2006),「風險值與風險管理策略之研究」。碩士論文,國立中央大學財務金融研究所。
- 周業熙與林建甫(2002),「GARCH-type 模型在 VaR 之應用」,碩士論文,東吳大學經濟系研究所。
- 柯博倫與雷立芬(2011),「GARCH 估測風險值(VaR)績效之探討」。臺灣銀行季刊,第六十二卷,第四期,頁 234-243。
- 高櫻芬與謝家和 (2002),「涉險值之衡量-多變量 GARCH 模型之應用」。經濟論文叢刊,第三十卷,第三期,頁 273-312。
- 許英麟、陳弘吉與許孟資 (2012),「次貸風暴前後外匯匯率風險值之比較分析-以美元兌英鎊、歐元、日圓與新台幣為例」。企業管理學報,第九十三卷,頁 15-46。
- 許傑翔 (2004),「多變量財務時間數列模型之風險值計算」。碩士論文,東吳大學商用數學研究所。

黃博怡、林卓民、洪瑞成與鄭婉秀 (2004), 「外匯投資組合不同風險值模型之比較」。華岡經濟論叢, 第四卷, 第一期, 頁 1-25。

Alexander, C.O. and C. Leigh (1997), On The Covariance Matrices Used In Value-at-Risk Models, *Journal of Derivatives* 4(3), 50-62

Berndt E., B. Hall, and J. Hausman (1974), Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models, *Annals of Social Measurement* 3, 653-665.

Bollerslev T. (1986), Generalized Autoregressive Condition Heteroskedasticity, *Journal of Economic* 31, 307-327.

Bollerslev, T., Engle, R. F. and J. MA Wooldridge (1988), Capital Asset Pricing Model With Time-Varying Covariances, *Journal of Political Economy* 96, 116-131.

Christofferson, P.F. (1998), Evaluating Interval Forecasts, *International Economic Review* 39, 64-67.

Engel, J. and M. Gizycki (1999), Conservatism, Accuracy And Efficiency: Comparing Value-at-Risk models, Australian Prudential Regulation Authority, *Working Paper Series Number wp0002*.

Engle, R. F. and B. S. Yoo (1987), Forecasting And Testing In Co-integrated Systems, *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.

Engle, R.F. (2002), Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class Of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Models. *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 339-350.

Engle, R.F. and K.F. Kroner (1995), Multivariate Simultaneous Generalized ARCH, *Econometric Theory*, Cambridge University 11, 122-150.

- Engle, R.F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates Of The Variance Of U.K. Inflation, *Econometrica* 50, .987-1008.
- Hendricks, D. (1996), Evaluation of Value at Risk Models Using Historical Data, *Economic Policy Review*, 2(1), 39-69.
- Hicks J. R. (1935), Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Monopoly, *Econometrica* 3(1), 1-20.
- Huang S. C., Chien Y. H. and R. C. Wang (2011), Applying GARCH-EVT-Copula Models for Portfolio Value-at-Risk on G7 Currency Markets, *International Research Journal of Finance and Economics*, 74, 136-151.
- Hung J. C., Lee M. C. and H. C. Liu (2008), Estimation of Value-at-Risk for Energy Commodities Via Fat-Tailed GARCH Models, *Energy Economics*, 30(3), 1173-1191.
- Jorion P. (1996), Risk: Measuring The Risk In Value at Risk, *Financial Analysis Journal* 47-56.
- Jorion P. (2000), Risk Management Lesson From Long-Term Capital Management, *European Financial Management*, 6(3), 277-300.
- Kupiec, P. H. (1995), Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models, *Journal of Derivatives* 2, 73-84.
- Lee W. C. and H. N. Lin (2011), Portfolio Value at Risk With Copular ARMAX GJR GARCH Model: Evidence From The Gold And Silver Futures, *African Journal of Business Management*, 5(4), 1650-1662.
- Markowitz, H. (1952), Portfolio Selection, *The Journal of Finance* 7, 77-91.

- McAleer, M. and B. Da Veiga (2008), Forecasting Value-at-Risk With A Parsimonious Portfolio Spillover GARCH (PS-GARCH) Model, *Journal of Forecasting* 27,1-19.
- McAleer, M. and B. Da Veiga (1995), Single Index And Portfolio Models For Forecasting Value-at-Risk Thresholds. *Journal of Forecasting* 27, 217–235.
- Morgan, J. P. (1995), Risk Metrics Technical Manual, *New York*: J. P. Morgan.
- Saikkonen, P. (1992), Estimation And Testing Of Cointegrated Systems By An Autoregressive Approximation, *Econometric Theory* 8(1),1-27.
- Tsay, R.S. (1984),Order Selection in Nonstationary Autoregressive Models, *The Annals of Statistics*,12(4),1425-1433.
- Wang Z. R., X. C. Chen, Y. B. Jin, and Y. J. Zhou(2010), Estimating Risk Of Foreign Exchange Portfolio: Using VaR And CVaR Based On GARCH-EVT Copula Model, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 389(21),4918-4928.