金融風險管理季刊
民95，第二卷，第一期，1-27

銀行投資組合風險值模型之測試與應用－個案分析*

The Testing and Application of the VaR Model for Bank Portfolio - A Case Study

劉美纓**
Mei-Ying Liu
東吳大學企管系
Soochow University
Department of Business Administration

摘 要

金融機構建構內部風險管理模型對外可因應金融監理單位的管制需求，對內則可用以進行風險控管、績效評估。本研究旨在以(一)變異數－共變異數法、(二)歷史模擬法、(三)蒙地卡羅法，就國內特定金融機構建構風險值模型，以保守性、準確度及效率性進行回顧測試評估模型績效，並就其投資組合風險值結構進行分析、績效評估，以資瞭解銀行投資組合風險分散效果及評估各類資產的投資績效，最後則比較標準法與內部模型法的資本計提。實證結果顯示：國內多數金融資產報酬呈非常態分配且具厚尾特質，無常態分配假設的歷史模擬法之保守性、準確度及效率性均為最高，亦即，無論是從外部金融監理角度，或是銀行因應資本管制與內部風險管理立場，三種模型中，歷史模擬法均是較佳模型。各類別資產以權益證券的風險調整效率最高，各類別資產間的風險分散效益大於類別資產內的風險分散效益，顯示資產配置策略在銀行風險管理的重要性，傳統銀行投資行為較保守，在景氣衰退的空頭市場中整體投資績效優於市場水準，本研究所採三種內部風險值模型所衡量之應計提資本均高於標準法之應計提資本，此一情況可能降低銀行自行發展內部模型之誘因。

關鍵詞：風險值、回顧測試、投資績效評估、適足資本要求。

---

* 本文承蒙三位匿名審稿者的細心審閱，並提供寶貴的建議，使本文內容更爲充實，特此致謝。此外，本文得以完成，感謝普訊創投經理吳奇曄、金融聯合徵信中心專案經理敬永康、萬泰銀行楊佳寧小姐、金鼎證券叢興瑜小姐及匿名提供資料銀行各部門相關人員在電腦程式、資料處理方面的鼎力相助。

** 作者通訊：劉美纓，台北市100中正區貴陽街一段56號東吳大學企管系副教授，TEL：886-2-2311-1531#3602，FAX：886-2-2382-2326，E-mail：meiying@scu.edu.tw

Abstract

Given their function both as internal risk management tools and as potential regulatory measures of risk exposure, it is important to quantify the accuracy of an institution's VaR estimates. The purpose of this study is to set up the market risk measurement models for a bank in Taiwan. First, three popular methods: the variance-covariance method, the historical simulation method and Monte Carlo simulation method are used to construct the VaR models. Next, we employ backtesting to verify the accuracy of VaR models for day to day risk management. Finally, we apply the various VaR measures to evaluate the investment performance of the bank portfolio. Our results suggest that financial asset returns are found to be nonnormal and leptokurtic with fat tails. The historical simulation method without normality assumption yields more conservative, accurate and efficient measures of tail probabilities than parametric and Monte Carlo simulation VaR model. The portfolio diversified effect between asset classes is larger than that within asset class which demonstrates the importance of asset allocation in bank risk management. During the economic recession period, the more conservative investment strategy of the bank outperforms the benchmark portfolios of market indexes. Unexpectedly, the VaRs calculated by the three internal VaR models are substantially less than the capital requirement under the standard method. This may discourage the banks to develop their own internal models.

Key Words: VaR, backtesting, performance measure, capital requirement.

1. 緒論

傳統上銀行的業務以授信放款爲主要利潤來源，因此，風險管理多著重在信用風險上，而1980年代以來的金融國際化、自由化風潮以及科技的快速發展，業務競爭日益激烈，經營風險亦隨之擴大，促使銀行進行金融創新以爲因應，尤其是各種衍生性金融商品的交易日趨活絡，藉此擴大營運空間並增加非利息收入，同時也讓銀行暴露於更高的市場風險之中，相對銀行的風險控管也就更形重要，高風險性資產若管理不當，極易造成銀行鉅額虧損而損及存款人權益，甚至危及銀行永續經營，著名的英國霸菱銀行即是一例。因此，如何規劃資產負債管理(Asset and Liability Management, ALM)系統以有效控管市場風險，已成爲當代銀行經營管理刻不容緩的首要課題。

銀行ALM的內涵隨金融環境的變遷而有所差異，傳統的ALM重視利率風險的管理，從餘額、期間、利率型態別三方面來分析銀行資產與負債間的不配合(mismatch)問題，亦即著眼於現金之流入與流出，利息之收入與支出的差異分析。所使用的方法爲缺口分析(gap analysis)及平均存續期間分析(duration analysis)。其主要的缺失在於偏重特定分析期間內的短期淨利息收益，

而忽略了資產、負債市值波動所產生的市場風險，以及分析期間外的風險。近年來銀行的ALM已由著重利率風險的管理擴展爲全面整合性的風險管理。主要的趨勢包括：信用風險與市場風險的整合、採經風險調整報酬(risk-adjusted return)的績效評估、低流動性資產的證券化、信用衍生性商品(credit derivatives)的推展等。採用的分析方法爲：選擇權調整利差(Option-Adjusted Spread, OAS)、模擬分析(simulation analysis)並引進風險值(Value-at-Risk, VaR)爲測度風險的方式。

銀行的風險控管由傳統的信用風險而擴及於市場風險後，紛紛開始尋找可以正確衡量市場風險的共同標準，此時，VaR乃應運而生，於八〇年代由美國銀行提出。VaR的特點在於其概念簡單易懂，能將複雜投資組合中不同類型的市場風險予以融合而彙整成一個簡單的數字來表達。並可立即反應市價波動進行逐日的風險控管(day-to-day risk management)。金融市場上盛行的「釘市」(mark to market)制度即是促成VaR蓬勃發展的重要原因。VaR已成爲近年來風險管理實務最熱門的課題之一，國際清算銀行(Bank for International Settlement, BIS)下之巴塞爾銀行監管委員會(the Basel Committee on Banking Supervision)爲有效監管銀行市場風險，乃於1996年發布「涵蓋市場風險之資本協定修正案」(Amendment to The Capital Accord to Incorporate Market Risks)，該辦法對銀行風險衡量的範圍包括信用風險與市場風險。其中市場風險的衡量除了所定之標準化風險衡量方法(簡稱標準法)外，亦使用內部模型(internal model)，如風險值模型來衡量。標準法下銀行適足資本的計提係將各類資產按其風險分別求算其應計提資本後，再予以加總而得，其主要缺失在於忽略各類資產間報酬的相關性所可能產生的沖險效果，而可能高估銀行整體投資組合風險(Dimson & Marsh, 1995)，由於各銀行的投資組合均不相同，從而由銀行提出個別量身裁定的內部風險評估模型即有其必要性。

將風險值方法應用於特定金融資產，例如：外匯、股票、固定收益證券之風險值衡量的文獻相當多(Beder, 1995; Hendricks, 1996; Alexander & Leigh, 1997; Guermat & Harris, 2002 etc.)，以金融機構實際投資組合建構風險值模型的研究相對較少。由於個人資料程式處理能力短期內僅能完成銀行投資組合單日風險值估計，單日非連續逐日估計，無法進行回測，僅以單日風險值與之後的實際損益進行比較(書國鳳, 2003; 翟慧雯, 2003; 吳村銘, 2003)。進行回顧測試須借助廠商的風險值系統，關於銀行實際投資組合風險值模型的建構與測試，僅陳芬薇(2001)，其回顧測試結果顯示：歷史模擬法與變異數—共變異數法(EWMA)較佳。國外方面則有Jackson, Maude and Perraudin (1997)檢視銀行不同的風險值模型計算資本適足性的正確性問題。結果發現無母數系統下模擬的方法會比有母數方法來的正確，原因在於資料的非常態性；但是在有母數系統下，預測波

動標準差的能力會較強。然而在龐大且多角化投資組合下，有母數、無母數方法下的計算結果，相差其實不大，在乘數爲3的資本要求下，不會產生任何的超額損失，顯示巴塞爾委員會的資本要求可能有過於保守的傾向。Engel & Gizycki (1999)在多模型、多樣本、多評估準則情況下，無法得特定模型最佳的結論。關於銀行實際投資組合風險值模型的應用方面，吳俊賢(2000)首先以國內實際銀行投資組合資料，建構風險值模型，探討銀行市場風險與適足資本，實證結果顯示：內部模型法所衡量之應計提資本均高於標準法之應計提資本。陳芬薇(2001)產生標準法應計提資本爲內部模型法應計提資本數十倍之高的不合理現象。書國鳳(2003)、翟慧雯(2003)、吳村銘(2003)同樣以國內銀行之實際資產組合進行市場風險值之估算，並比較內部模型法與標準法下之應計提資本，其實證結果同樣顯示三種內部模型法所估計之風險值均大幅低於標準法之應計提資本，與吳俊賢(2000)；劉美纓、吳俊賢與吳壽山(2003)之研究相異。Crouhy et al. (1998) 以模擬之投資組合比較標準法與內部模型之資本計提，發現風險分散效果越佳的投資組合，依內部模型法計提資本較有利，而風險分散效果不佳之投資組合，使用標準法進行資本計提反而有利。Csaba SOCZO (2001)研究結果顯示內部模型之計提資本相對高於標準法。以上相關實證研究顯示：「標準法與內部模型法計提資本的相對高低與金融機構的投資組合結構有關。」

金融機構與金融監理單位風險管理的目標並不一致，金融機構建構風險管理模型的目的，對內在於進行風險管理，對外則須因應金融監理單位的管制要求。就內部風險管理需求而言，如果模型愈具準確度，金融機構愈能有效掌握本身之風險狀況；但是若考慮外部管制要求時，理想模型的條件是在滿足管制需求之下，計提最少的風險資本儲備，以降低資金成本，亦即，風險管理模型要求的是效率性。對於金融監理單位而言，其目的在於規範業者具備完善的風險管理機制及能力，且要能有效因應風險變動所可能遭受的衝擊，因此金融監理單位所重視的是，模型所估計的風險值能否有效涵蓋實際損失，此時，要求的是保守性(吳方聖, 2003)。由此可知，金融機構及金融監理單位對於模型的要求各異，因此如何從保守性、準確度、效率性提供適當評估指標，以爲金融相關機構建構風險管理模型之評估參考訊息，即成爲本研究所欲探討的另一重要課題。

準此以觀，建構金融機構風險管理模型對外可因應金融監理單位的管制需求，對內則可用以進行風險控管、績效評估。本研究旨在以(一)變異數－共變異數法(variance-covariance method)；(二)歷史模擬法(historical simulation method)；(三)蒙地卡羅模擬法(Monte Carlo simulation method)，就國內特定銀行實際投資組合量身建構風險值模型，以保守性、準確度及效率性進行回顧測試評估模型績效，並就其投資組合風險值結構進行分析、績效評估，以資

瞭解銀行投資組合風險分散效果及評估各類資產的投資績效，最後則比較標準法與內部模型法的資本計提。

本文以下即依序說明本研究之研究範圍、期間、資料來源與處理方式、研究方法以及實證結果，最後則依據實證結果發現提出本研究之結論與建議。

2. 研究範圍、期間及資料來源與處理

2.1 研究範圍

銀行投資組合依法僅就交易簿[1]計提市場風險[2]，包括利率商品與權益證券之個別風險與一般市場風險以及商品、外匯之一般市場風險，但利率商品個別風險受限於市場風險因子資料無法衡量，故僅就上述其餘部分進行A銀行市場風險之估計。

2.2 研究期間

國內新制資本適足性規範係自民國八十七年年底開始實施，故本研究以八十七年年底日爲基準日，進行A銀行風險值之衡量與投資組合風險結構分析。實證期間爲八十七年一月一日至九十一年十二月三十日，共計1,195個「有效」營業日[3]。

2.3 資料來源

(一) 資產組合之明細[4]資料及標準法應計資本的計提係由A銀行提供。

(二) 票券次級市場利率、權益證券價格、基金淨值、匯率及有效匯率指數資料取自台灣經濟新報 (Taiwan Economic Journal, TEJ)。

(三) 債券各天期利率、大華公債指數 (Grand Cathay Government Bond Index) 資料取自TEJ資料庫，前者原始資料來源爲路透社，後者原始資料來源爲大華證券公司。

2.4 資料處理

銀行投資組合相關風險因子部分資料或因上市時間較晚或中途下市、變更[5]等因素，致使市場歷史資料不完整，本研究的

---

1 銀行「交易簿」(trading book)部位定義可參閱Basel II的相關規範。1996年版的「涵蓋市場風險之資本協定修正版」內容與目前的BaseI II是有相當大幅度的修正，惟Basel II主要的修正內容是信用風險允許銀行採行內部評等法 (IRB)、增加作業風險、三大支柱架構。本文所涉市場風險的內涵，除交易簿的定義有局部修正更動外，標準法風險權數的訂定、內部模型法的質、量要求等規範於1996年版的「涵蓋市場風險之資本協定修正版」大體已完成，於Basel II中無重大結構變化。

2 在此市場風險係指資產市場價格發生不利變動所產生的風險，可分爲個別風險與一般市場風險，其中一般市場風險即爲一般財務上所稱之市場風險(系統風險)。

3 不同類別的資產因其交易日存在些許差異，造成在少數日期中並非所有已篩選出之資產皆同時具有市場歷史資料，爲顧及本研究操作之一致性，故將該等日期予以排除，所選取之營業日即爲有效營業日。

4 整理銀行市場風險有關資產組合，首先面臨的問題即是銀行會計科目分類與財政部風險性資產分類方式的差異，而須逐一核對進行必要的轉換，此一部分的核對、查證工作相當耗時費事。

5 例如，基金公司購併、股票下市、金融機構合併爲金控公司，以及2002年初歐元上市，許多歐洲國家貨幣改採歐元等原因，均會造成價格時間序列資料中斷。

處理方式為：市場歷史資料無法取得者其風險因子以性質相似、系統風險最接近資產來取代，交易資料不完整時則以市場法取代個股法，關於各類資產資料的處理方式依序說明如下：

2.4.1 利率相關金融商品

A銀行持有利率相關金融商品包括公債及票券兩大類，且可進一步區分為買斷(outpurchase, OP)、附買回 (repurchase, RP)及附賣回 (resale, RS) 三種交易型式。依規定買斷及附賣回交易應計為長部位，而附買回交易則計為短部位，故本研究即先依(1)式求算出利率相關金融商品之淨部位。

淨部位＝OP部位＋RS部位－RP部位(1)

其次，依市場利率風險因子期限結構到期日的長短，劃分成若干時間帶，再將利率相關金融商品所產生的現金流量分配至各時間帶，就其時間帶所對應利率風險因子求折現值，進而估計出利率相關金融商品的價值、風險值。

2.4.2 權益證券

A銀行持有權益證券包括開放型基金、封閉型基金、上市股票及上櫃股票四大類。其中，開放型基金係採用個別基金淨值做為市場風險因子，而封閉型基金及上市上櫃股票則均以其個別市價為市場風險因子。

2.4.3 外匯

A銀行持有19種幣別外匯資產，所提供部位資料中並無天期上之區別，故本研究不區分即期或遠期部位，而皆以即期匯率進行估計。

資料經由上述處理過程後，即可得本研究所界定A銀行有關市場風險之資產組合計770種資產，市場風險因子105個，各項資產之部位及其相對市場風險因子彙總如表1所示。

2.5 風險值系統與程式

本研究所採用風險值系統是TEJ風險值系統[6]，回顧測試各項模型績效評估指標值之估計，係以MATLAB軟體進行程式撰寫。

3. 研究方法

3.1 銀行風險值模型之建構

3.1.1 變異數－共變異數法(variance-covariance method)

本研究所採模型為Delta-Normal模型，其假設投資組合中各項資產報酬率皆呈常態分配，且其資產間的相關係數及每項資產的Delta值(即資產價格對市場風險因子變化的敏感度)皆為固定。則在既定信賴水準下，銀行資產組合金額表示的風險值[7]為：

---

[6] 詳細技術方法說明可參閱該公司的技術手冊說明。

[7] Jorion (1995)研究指出，在進行變異數與共變異數之估計時，由於一日報酬率接近0，令其平均值μ為0，變異數估計結果不致產生顯著偏誤，故實務上為求計算的便利性，亦多直接假設$\mu=0$。

表1 銀行投資組合部位、風險因子與績效指標標的

單位：新台幣千元

資產類別	部位	風險因子	績效指標標的
權益證券 股票(42項) 基金(31項)	7,543,617 5,031,832 2,511,785	個股股價、 基金淨值	台灣加權股價指數
利率商品 票券(668項) 公債(29項)	46,099,787 43,824,065 2,275,722	各天期利率(1日、10日、90日、180日、1年、2年、3年、5年、7年、8年、10年、13年、15年)	大華債券指數
外匯資產(19項)	1,342,817	各幣別匯率	有效匯率指數
合計(770項)	54,986,221		

$$VaR_p = Z(\alpha)\sigma_P V_p = Z(\alpha)\sqrt{\mathbf{w'\Sigma w}}\, V_p = Z(\alpha)\sqrt{\mathbf{V'\Sigma V}} \tag{2}$$

式中，σ_P：表示銀行資產組合報酬率標準差。

w ：表示銀行各項資產持有比率向量。

$\mathbf{\Sigma}$ ：表示銀行資產組合報酬率的變異數/共變異數矩陣。

V ：表示銀行各項資產持有部位向量。

V^P：表示銀行資產組合部位金額。

本研究依規定採信賴水準爲99%，在單尾檢定下，標準常態變量$Z(\alpha)$值爲2.33。並採指數加權移動平均法來進行資產報酬變異數σ_i^2及共變異數σ_{ij}的估計，亦即：

$$\sigma_i^2 = (1-\lambda)\sum_{k=1}^{T}\lambda^k r_{i,\ t-k}^2$$

$$i = 1, 2, \ldots, n \tag{3}$$

$$\sigma_{ij} = (1-\lambda)\sum_{k=1}^{T}\lambda^k r_{i,\ t-k}\ r_{j,\ t-k}$$

$$j = 1, 2, \ldots, n \quad i \neq j \tag{4}$$

式中，$r_{i,t}$：第 i 種資產 t 期之報酬率。

λ ：衰退因子(decay factor), $0<\lambda<1$。

t ：觀察天數。

此方法的特點在於給予近期資料較重的權數，以捕捉短期性波動的變化。λ 值小，表示衰退的速度愈快，亦即近期資料具有愈大之影響力。本研究參考J. P. Morgan銀行所發展RiskMetrics的作法而設立 λ 值爲0.94[8]。考量投資組合證券數目龐大，將造成變異數—共變異數矩陣過大，所須估計參數太多，計算繁瑣，且影響參數估計的有效性，故以個別證券系統風險 β 值的估計，即對角矩陣(diagonal matrix)來取代變異數—共變異數矩陣，簡化參數

[8] J.P.Morgan之RiskMetrics之處理方式爲：採月資料時 λ 值訂爲0.97，而使用日資料時 λ 值則訂爲0.94。

之估計。

3.1.2 歷史模擬法(historical simulation method)

歷史資料模擬法係假設未來的價格變動趨勢與過去相同，不作任何統計分配的假設，利用過去價格變動趨勢估計未來價格可能狀況。歷史資料模擬法投資組合一日風險值估計的進行步驟如下：

(一)依下式計算各資產過去t天之歷史價格變動量。

$$\Delta P_{i,-\tau} = P_{i,-\tau} - P_{i,-(\tau+1)}$$

$$i = 1, 2, \ldots, n \qquad \tau = 1, 2, \ldots, t \tag{5}$$

式中，$P_{i,-\tau}$，$P_{i,-(\tau+1)}$：表示第i 項資產過去 τ 與 $\tau+1$時點的價格。

(二)利用步驟1所得各資產過去t天發生的各種歷史價格變動量 $\Delta P_{i,-\tau}$，依下式模擬各資產於未來一天各種可能的價格 $P_{i,\tau}$ 如下：

$$P_{i,-1} = P_{i,-1} + \Delta P_{i,-2}$$

$$P_{i,-2} = P_{i,-2} + \Delta P_{i,-3}$$

$$P_{i,-t} = P_{i,-t} + \Delta P_{i,-(t+1)}$$

$$i = 1, 2, \ldots, n \tag{6}$$

(三)將步驟2所估計各資產之未來價格各種可能狀況，就A銀行投資組合部位，估計其資產組合之未來一日價值、報酬各種可能狀況。

(四)將銀行資產組合未來一日報酬估計值各種可能狀況依序排列，模擬報酬機率分配圖，取其第一個百分位數即是持有期間爲一日之風險值。

3.1.3 蒙地卡羅模擬法(Monte Carlo simulation method)

蒙地卡羅模擬法與歷史模擬法相似，差異之處在於 $\Delta P_{i,-\tau}$ 以隨機過程產生。本研究所採用幾何布朗運動 (Geometric Brownian Motion, GBM) 隨機模型，假設目前投資組合內n項資產報酬服從聯合標準常態分配，進行步驟如下：

(一) 採用幾何布朗運動描述各項資產價格變動的隨機模式。

設定資產價格P_t的隨機行程爲幾何布朗運動如下：

$$dP_t = \mu_t P_t dt + \sigma_t P_t dz_t \tag{7}$$

式中，隨機變數 dz 服從平均數爲0變異數爲 dt 的常態分配，描述不確定性報酬的來源。使得資產變動價格行徑與過去的市場訊息無關。μ_t、σ_t 代表在 t 時點瞬間變化趨勢與波動。

爲簡化分析，假設 μ_t、σ_t 與時不變而爲 μ、σ，實務上，無限制細分的微小變動dt可以間斷時間Δt取代，定義t爲目前時

點，T爲目標時點，$\tau = T-1$ 即爲VaR持有期間，爲產生 τ 期間內的波動的系列隨機變數P_{t+1}，可將期間 τ 切割成n段而使 $\Delta t = \tau/n$，並對 dP/P 積分一期間後，可得：

$$\Delta P_t = P_{t-1}(\mu\Delta t + \sigma\varepsilon\sqrt{\Delta t}) \tag{8}$$

式中，ε 爲一標準常態變量，而此一隨機過程將產生平均數 $E(\frac{\Delta P}{P}) = \mu\Delta t$，變異數 $V(\frac{\Delta P}{P}) = \sigma^2\Delta t$ ，如此，即可模擬得依此隨機過程波動特定期間後的價格爲：

$$P_{t+1} = P_t + P_t(\mu\Delta t + \sigma\varepsilon_1\sqrt{\Delta t})$$

$$P_{t+2} = P_{t+1} + P_{t+1}(\mu\Delta t + \sigma\varepsilon_2\sqrt{\Delta t})$$

直到 $P_{t+n} = P_T$ (9)

(二)以樣本期間資料估計投資組合內n項資產報酬的相關係數矩陣Σ。

(三)利用Cholesky分解法分解相關係數矩陣 Σ，求得一個Lower Triangular矩陣A，使得 $\Sigma = AA'$ 。

令

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & \rho_{1j} & \cdots & \rho_{1n} \\ \vdots & \ddots & & \ddots & \vdots \\ \rho_{i1} & & 1 & & \rho_{in} \\ \vdots & \ddots & & \ddots & \vdots \\ \rho_{n1} & \cdots & \rho_{nj} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

且 $\Sigma = AA'$ 則

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & 0 & & \vdots \\ a_{i1} & & a_{ij} & 0 & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & 0 \\ a_{n1} & \cdots & a_{nj} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix} A' = \begin{bmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1j} & \cdots & a_{1n} \\ 0 & \ddots & & & \vdots \\ \vdots & 0 & a_{ij} & & a_{in} \\ \vdots & & 0 & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & 0 & a_{nn} \end{bmatrix} \tag{10}$$

矩陣A的元素可經由下列公式求出：

$$a_{ii} = \left(\rho_{ii} - \sum_{k=1}^{i-1} a_{ik}^2\right)^{0.5} \quad a_{ij} = \frac{1}{a_{ii}}\left(\rho_{ij} - \sum_{k=1}^{i-1} a_{ik}a_{jk}\right) \tag{11}$$

(四)就標準常態分配N(0,1)進行隨機抽樣取出n x 1個隨機變數，將A矩陣與該n x 1的隨機常態變數矩陣相乘，即可求得 n 個多變量相關常態隨機變數，將之代入價格變動行徑。

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_i \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = A \times \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_i \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \tag{12}$$

(五)重複進行上述步驟，則可得到不同情境各資產報酬率的估計值，據此模擬投資組合報酬機率分配，取其第一個百分位數即是持有期間爲一天之風險值。

3.2 風險值模型之回顧測試－模型績效評估

依據BIS資本適足性規範，若銀行係採用內部模型來衡量市場風險，則必須定期進行回顧測試以評估其模型之正確性，而回顧測試(backtesting)即在於比較銀行採用內部模型所估計每日風險值與資產組合實際損益的差異，計算過去一年(約250個營業日)實際損失超過風險值的次數，稱之爲穿越次數[9](或失敗次數)。本研究進一步擴大BIS的規範內容，採用Engel & Gizycki (1999)所提出的三個評估準則—保守性、準確度及效率性爲依據，建構多向度評估指標進行各風險值模型在一般情況下的績效評估(吳方聖, 2003; Liu, 2005)，以下依序說明各績效評估指標的操作性定義與意涵。

3.2.1 保守性

所謂保守性係指相對於其他模型，是否能夠產生出較高的風險估計值，使其在預測損失風險上較不會產生例外(失敗)事件的能力。本研究採Hendricks(1996)提出之平均相對偏差來評估風險值模型的保守性。

● 平均相對偏差(Mean Relative Bias, MRB)

可用以估計模型間的相對風險值偏差，給定 T 個時間區間與 N 個 VaR模型，模型 i 的平均相對偏差可依下式估計：

$$MRB_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\frac{VaR_{it} - \overline{VaR_t}}{\overline{VaR_t}} \qquad (13)$$

式中， $\overline{VaR_t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}VaR_{it}$

MRB值愈大，表示模型VaR估計值相對其他模型較高而愈保守。

3.2.2 準確度

準確度主要在於評估模型的正確性—衡量實際損失超越VaR估計值所產生預測失敗的次數。模型的準確度對所有風險值使用者來說均十分重要，例如，依BIS對銀行資本管制規定，模型準確度將影響銀行爲因應市場風險所計提適足資本之懲罰性成本的高低。然而，不同的風險值使用者對於準確度會有不同程度的要求，一般而言，金融機構基於內部風險管理的需求將會力求模型預測的正確，以確實有效掌握風險狀況。亦即，實際損失超越VaR估計值的失敗率應與模型在估算VaR時所預設的顯著水準相等；相對金融監理單位立場則是要求VaR模型估計值能有效涵蓋實際損失，換言之，實際損失超越VaR估計值的失敗率應小於或等於VaR模型所預設的顯著水準。因而沒有一個放諸四海皆準，能滿足於所有使用者需求的準確度指標。準此，本研究嘗試參考相關文獻 (Engel & Gizycki, 1999; Christoffersen, 1998) 建構以下六個準確度參考指標，詳細內容說明如下：

(一) 二元損失函數 (Binary Loss Function, BLF)

[9] 依BIS 規定，銀行採內部模型法計提資本爲風險值乘以乘數因子(multiplication factor)，最低基準乘數因子(multiplication factor)爲3，失敗次數4次以下屬綠區，附加因子爲零，失敗次數5-9次以下屬黃區，附加因子爲0.45至0.85之間，失敗次數10次以上屬紅區，附加因子高達1。

此一損失函數所衡量的是實際損益超過VaR估計值的次數。依據Lopez (1998) 所提出之一般損失函數(General Loss Function)來測度管制者所關注的金融機構風險監控變數。在 t 時點，VaR模型 i 的損失函數可設定如下：

$$L_{i,t+1}=\begin{cases} f(\Delta V_{i,t+1},VaR_{i,t}) & if -\Delta V_{i,t+1} > VaR_{i,t} \\ g(\Delta V_{i,t+1},VaR_{i,t}) & if\ -\Delta V_{i,t+1} \le VaR_{i,t} \end{cases} \tag{14}$$

式中，損失函 $f(\cdot)$和$g(\cdot)$滿足$f(\cdot) \ge g(\cdot)$條件，其中 ΔV表示實際損益，就此一般損失函數 $f(\cdot)$與$g(\cdot)$函數，我們可進一步設定二元損失函數，用以衡量特定時日的實際損益超越VaR估計值的次數。二元損失函數之虛擬變數設定方式如下：

$$L_{i,t+1}=\begin{cases} 1 & if\ \ -\Delta V_{i,t+1} > VaR_{i,t} \\ 0 & if\ \ -\Delta V_{i,t+1} \le VaR_{i,t} \end{cases} \tag{15}$$

此虛擬變數表示，當實際損失超過VaR ($-\Delta V_{i,t+1} > VaR_{i,t}$)時，即記離位(outlier)一次，每個離位不論損失多寡，權重均相同，實際損失未超過VaR ($-\Delta V_{i,t+1} \le VaR_{i,t}$)者，權重即爲零。將離位點總次數除上總樣本數，即爲失敗率，亦是平均二元損失函數值。倘若VaR模型能滿足其所定的信賴水準，例如95%，則平均BLF應該等於0.05；若爲99%，則平均BLF應該等於0.01。

(二) 覆蓋風險乘數 (Multiple to Obtain Coverage, MOC)

當VaR模型的失敗率不等於所設定之顯著水準時，意謂VaR估計值有估計偏誤，如果失敗率大於顯著水準，表示VaR估計值低估；反之，失敗率小於顯著水準，表示VaR估計值高估。爲進一步瞭解VaR估計值相對於實際損失的偏誤程度，我們可以將VaR估計偏誤改以相對應的等量乘數(equivalent multiplier)來表示，之後再經由乘數大小的比較，來判定VaR模型估計的精確度。此乘數即爲覆蓋風險乘數 MOC_i，其轉化求算方式如下：

$$F_i = T_i\alpha \tag{16}$$

式中

$$F_i=\sum_{t=1}^{T_i}\begin{cases} 1 & if\ \ -\Delta V_{i,t+1} > MOC_iVaR_{i,t} \\ 0 & if\ \ -\Delta V_{i,t+1} \le MOC_iVaR_{i,t} \end{cases},$$

T_i ：樣本數目。

α ：VaR模型的顯著水準。

當乘數大於1時，代表VaR估計值低估，乘數小於1，表示VaR估計值高估，乘數愈接近1，風險值模型的精確度愈高。

(三)平均未覆蓋損失比率(Average Uncovered Losses to VaR Ratio, AUL)

當損失超過VaR此一門檻時，VaR便無法進一步提供任何量化資訊告知可能發生的損失有多大。而AUL指標即可用於分析VaR預估值無法涵蓋實際損失時，實際損失的平均值狀況，藉以提供極端風險的量化資訊給風險管理者。其衡量方式爲：當發

生實際損失超越VaR估計值時，先將實際損失除以VaR估計值，此即VaR欲完全覆蓋損失所需的乘數。接著再求該所有乘數的平均值。概念上等同於估算條件風險值(Conditional VaR, CVaR)[10]與VaR之比率的估計值，其計算方式如下：

$$AUL_i = \frac{1}{M}\sum_{m=1}^{M} X_m = \frac{CVaR_{i,t}}{VaR_{i,t}} \qquad (17)$$

式中 $X_m = \frac{\Delta V_{i,t+1}}{VaR_{i,t}}$，當 $-\Delta V_{i,t+1} > VaR_{i,t}$

M：實際損失大於VaR的次數。

AUL特性在於捕捉高狹峰分配的尾部極端風險，可應用於發生極端重大事件情況，進行壓力測試(stress testing)時資產價值變動幅度的衡量。值得注意的是，VaR估計的正確性將影響AUL指標的有效性。如果資產報酬率服從常態分配，且VaR模型能完全正確捕捉資產市值波動風險，則在VaR模型顯著水準5%之下，其AUL指標值(benchmark)應爲1.25；在顯著水準1%之下，其AUL指標值應爲1.14 (Engel & Gizycki, 1999)。若所求得的AUL值大於上述的指標值，即可推論資產的損益分配具有厚尾特性。反之，若AUL值小於指標值，則資產損益分配的尾端較常態分配薄。

(四) 最大未覆蓋損失比率 (Maximum Uncovered Loss to VaR Ratio, MUL)

上述平均未覆蓋損失比率AUL是衡量實際損失超越VaR的平均損失情況；而最大未覆蓋損失比率MUL則是考量樣本觀察期間發生最壞情況，所產生的最大損失金額，亦即衡量VaR估計值無法涵蓋損失的最大界限。MUL指標求算方式如下：

$$MUL_i = \max\left(\frac{\Delta V_{i,t+1}}{VaR_{i,t}}\right)$$

$$當 \quad -\Delta V_{i,t+1} > VaR_{i,t} \qquad (18)$$

對此衡量指標而言，樣本期間較長所估計出來的MUL會較爲保守、準確，且如同AUL指標，MUL也能檢知損益分配的尾端厚薄程度提供壓力測試的參考訊息。

(五) 絕對覆蓋性概似比率檢定 (LR Test of Unconditional Coverage, LRuc)

假設每日估計的風險值與投資組合的實際損益皆爲獨立序列，在觀察T天後，實際損失超過風險值的累積失敗次數N將服從二項分配。Kupiec (1995)以此一概念導出概似比率檢定(likelihood ratio test)，以虛無假

[10] 風險值(VaR)是一個彙總金融資產投資組合整體風險的數字，它好比一個門檻(threshold)，可以協助我們了解未來損失超過此門檻的機率爲多少，但當損失超過此一門檻時，VaR便無法進一步提供任何量化資訊告知可能發生的損失有多大，因此Artzner et al. (1997)以及Rockafellar & Uryasev (2000)提出修正風險值的模型，稱之條件風險值(Conditional VaR, CVaR)(或稱爲超越風險值(Beyond VaR))，係指當損失超過風險值時，所可能發生的損失期望值，以數學式可表示爲 $CVaR_\alpha(x) = E[-X|-X \ge VaR_\alpha(x)]$ 式中，X代表一特定投資組合的損益金額，該值爲隨機變數。$VaR_\alpha(x)$則代表投資組合在$(1-\alpha)$信賴水準下所預估的VaR風險值。

說“ $H_0: p=\alpha$”爲頁限制下之概似函數極大值和未受限制下概似函數極大值的相對比率，建構概似比統計量，以之進行卡方檢定，即爲絕對覆蓋性概似比率檢定LR_{uc}。

LR_{uc}檢定的虛無假說如下所示：

$$H_0: p=\alpha$$

P :VaR模型的失敗機率。

α:VaR模型所設定失敗機率的期望值。

LR_{uc}檢定統計量如下所示：

$$LR_{uc}=-2\ln\left[(1-p)^{T-N}p^{N}\right]+2\ln\left[\left(1-\frac{N}{T}\right)^{T-N}\left(\frac{N}{T}\right)^{N}\right]\sim\chi^2_{1,\alpha} \quad (19)$$

(六) 獨立性LR檢定(LR Test of Independence, LRind)

假設模型能準確地捕捉投資組合報酬的條件分配，以及隨時間變動的變異性，那麼實際損失超過VaR估計值的例外事件應該是不可預測且獨立地分佈在測試區間。因此我們利用Christoffersen (1998)所提出的獨立性 LR_{ind} 統計量，來檢定各VaR模型所發生例外事件的獨立性，以資判定模型的準確度。

LR_{ind} 檢定的虛無假說及檢定統計量分別如下所示：

$$H_0: \pi_{01}=\pi_{11}=\pi$$

$$LR_{ind}=2(\ln L_A-\ln L_0)\sim x^2_{1,\alpha} \quad (20)$$

上式中，$L_A=(1-\pi_{01})^{T_{00}}\pi_{01}^{T_{01}}(1-\pi_{11})^{T_{10}}\pi_{11}^{T_{11}}$

$$L_0=(1-\pi)^{T_{00}+T_{10}}\pi^{T_{01}+T_{11}}$$

$$\pi_{01}=T_{01}/(T_{00}+T_{01})$$

$$\pi_{11}=T_{11}/(T_{10}+T_{11})$$

$$\pi=(T_{01}+T_{11})/(T_{00}+T_{01}+T_{10}+T_{11})$$

T_{ij}：狀態i後跟隨狀態j所發生的次數；狀態可分爲二類，狀態1表示投資組合的實際損失超過VaR估計值(例外事件)，狀態0則表示實際損失未超過VaR估計值。

α：LR_{ind}檢定統計量的顯著水準。

3.2.3 效率性

VaR模型的效率性係指既定的準確度下(VaR估計值能涵蓋實際損失的程度)，其所需提撥的成本(決定於所估計的風險值)的大小。既定的準確度下，所需提撥的成本愈小，效率性愈高，而建構以下平均相對規模偏差來衡量VaR模型的效率性。

- 平均相對規模偏差 (Mean Relative Scaled Bias, MRSB)

此指標乃融合了準確度的第二個指標MOC及衡量保守性的MRB指標而成。其求算方式是先將各模型所估計的風險值分別乘上各自的MOC，再以MRB方式計算各模型風險值的相對偏差，以此指標來檢視模

型的效率性。平均相對規模偏差的求算公式設定如下：

$$MRSB_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\frac{MOC_i \cdot VaR_{i,t} - \overline{MOC \cdot VaR_t}}{\overline{MOC \cdot VaR_t}} \tag{21}$$

式中， $\overline{MOC \cdot VaR_t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} MOC_i \cdot VaR_{i,t}$

當模型的平均相對規模偏差愈小，意謂在既定的準確度之下，所需提撥的成本愈少(VaR估計值愈小)，效率性即愈佳。

3.3 銀行投資組合風險與績效評估

在完成銀行風險值模型之建構與測試之後，接著，本研究參酌Gaman(1996, 1997) 投資組合風險結構(risk profile)分析方法，來檢視樣本銀行投資組合之風險結構特徵，並進行績效評估，以提供銀行投資組合風險管理的策略參考。以下介紹變異數－共變異數法下各種風險值測度[11]與績效指標之內涵。

3.3.1 投資組合風險值 (portfolio VaR) 與單一風險值 (individual VaR)

由前面第(2)式知，投資組合風險值如下：

$$VaR_p = Z(\alpha)\sqrt{\mathbf{V}'\Sigma\mathbf{V}}$$

而單一風險值即是不考慮該資產與投資組合內其他資產報酬的相關性，而就該單一資產單獨進行估計的風險值。其算式如下：

$$VaR_i = Z(\alpha)\sigma_i |V_i| \tag{22}$$

式中，VaR_i ：第 i 種資產的單一風險值。

$|V_i|$ ：第 i 種資產持有部位金額的絕對值，之所以取絕對值的原因在於部位金額有可能為負，而本研究風險值以正值表示。

多種資產形成投資組合後將產生風險分散效果 (diversified effect) 或沖險效果 (hedge effect)。風險分散效果的決定因素，除投資組合內資產數目多寡外，更重要的是，資產報酬間的相關性，為簡化分析，以下即就兩種資產情況，說明資產報酬相關性對整體投資組合風險值與單一資產風險值之關聯性的影響效果，兩種資產投資組合的風險值即可由(2)式推得：

$$VaR_P = Z(\alpha)\sqrt{V_1^2\sigma_1^2 + V_2^2\sigma_2^2 + 2V_1V_2\rho_{12}\sigma_1\sigma_2} \tag{23}$$

---

[11] 如同風險值能以三種方式估計，邊際風險值、成份風險值等測度亦能以三種方式估計，惟僅變異數－共變異數法能以數學式呈現，考量篇幅，本文僅說明變異數－共變異數法的數學結構式，其他兩種方法的測度方式可參閱該系統的技術說明。

式中， ρ_{12}爲兩種資產報酬之相關係數

當 $\rho=1$時 $$VaR_P = VaR_1 + VaR_2 \quad (24)$$

(24)式表示當資產間的報酬爲完全正相關時，整體投資組合風險值等於組合內個別資產單一風險值的加總，投資組合風險不具任何風險分散效果，風險分散利益爲零。

當 $\rho=-1$時 $$VaR_P = \left| VaR_1 - VaR_2 \right| \quad (25)$$

(25)式表示當資產間的報酬爲完全負相關時，整體投資組合風險值等於組合內個別資產單一風險值差額絕對值，此時，投資組合風險分散效果達到最大。

當 $\rho=0$ 時 $$VaR_P = Z(\alpha)\sqrt{V_1^2\sigma_1^2 + V_2^2\sigma_2^2} \quad (26)$$

(26)式表示當資產間的報酬爲零相關時，整體投資組合風險值與風險分散效果均介於 $\rho=\pm1$之間。

一般情況下，資產間報酬的相關性應介於 $\rho=\pm1$之間，亦即，整體投資組合風險值應小於個別資產單一風險值之加總：

$$VaR_P < \sum_{i=1}^{n} VaR_i$$

而風險分散利益 (diversified benefit, DB) 即整體投資組合未分散風險值 $\sum VaR_i$ (投資組合內資產個別估計後再予加總的風險值)與已分散風險值 VaR_P (整體投資組合一起估計的風險值)的差距值：

$$DB = \sum_{i=1}^{n} VaR_i - VaR_P \quad (27)$$

在個別資產持有部位爲正 (long position) 情況下，風險分散利益將隨組合內資產報酬相關係數值 ρ_i 的增加而遞減。

3.3.2邊際風險值 (marginal VaR，MVaR)

邊際風險值即在於衡量第 i 種資產持有部位金額增加所引起整體投資組合風險值變動的金額[12]。

$$MVaR_i = \frac{\partial VaR_P}{\partial V_i} = Z(\alpha)\frac{\sigma_{iP}}{\sigma_P} \quad (28)$$

其與系統風險 β 值密切相關，

$$\beta_i = \frac{\sigma_{iP}}{\sigma_P^2} \quad (29)$$

將(29)式代入(28)式即可得到以 β_i 表示的MVaR如下：

$$MVaR_i = Z(\alpha)(\beta_i \cdot \sigma_P) = \frac{VaR_P}{V_P}\beta_i \quad (30)$$

[12] 更詳細的推導過程可參閱Jorion (2000)頁154-157。邊際風險值是連續微量變動的觀念，若取較大變動量，則連續(continuous)即變成間斷(discrete)，既定部位的變動所引起投資組合風險值的變動量，則稱之增額風險值(incremental VaR)。

(30)式表示決定特定資產邊際風險值的關鍵因素爲其系統風險 β 值，據此我們即可發現邊際風險值與系統風險 β 值概念上有其相通之處。而更值得我們關注的是邊際風險值在風險管理的策略意涵在於：「風險管理者欲以既定金額部位來沖銷整體投資組合風險值時，選擇邊際風險值最大的資產來進行沖險，其沖險效果會最大。」

3.3.3成份風險值(component VaR，CVaR)

所謂成份風險值即衡量個別資產在已分散風險的整體投資組合風險值中所占的部分。即其在整體投資組合中的風險貢獻值(risk contribution)。其可經由邊際風險值乘以該資產的部位金額而得如下[13]：

$$CVaR_i = MVaR_i V_i = VaR_P \beta_i W_i \tag{31}$$

式中，W_i 爲第 i 種資產的持有比率。

(31)式表示特定資產的成份風險值決定於整體投資組合風險值以及該資產的系統風險與持有比率，其可以用來衡量投資組合增加特定資產時，所引起整體投資組合風險值變動的金額。而所有成份風險值的總合即會等於整體投資組合的風險值，如下式所示：

$$CVaR_1 + CVaR_2 + \cdots + CVaR_n = VaR_P(\sum_{i=1}^{n} W_i \beta_i) = VaR_P \tag{32}$$

式中，$\sum_{i=1}^{n} W_i \beta_i = \beta_P = 1$

3.3.4銀行投資組合績效評估

風險值調整的報酬績效 (VaR adjust return on capital, VARC)，是一個類似於夏普比率的績效評比指標，其定義式爲：

$$VARC = \frac{R}{VaR} \tag{33}$$

式中，R 爲檢視樣本期間的資產報酬，VaR爲資產風險值。

VARC與夏普比率相同之處在於兩者均以單位風險的報酬來衡量投資之績效，單位風險報酬愈高表示投資績效愈佳。本研究在衡量資產風險上，考量投資組合內資產間的相關性所造成的沖險效果，採前述成份風險值爲風險值之衡量，而建構以下二個投資績效評估指標：

(一)絕對投資績效評估指標(absolute VARC, AVARC)一用以衡量各類資產的投資績效，其定義爲：

$$AVARC_i = \frac{R_i}{CVaR_i} \tag{34}$$

(二)相對投資績效評估指標 (relative VARC, RVARC) 用以檢視各類資產相對於

---

[13] 可就增額風險值以泰勒展開式(Taylor's expansion)推估而得，詳細的推導過程可參閱Garman (1996,1997)。

其市場基準標的 (benchmark) 投資績效，而以二者的差異值來衡量。

$$RVARC_i = AVARC_i - AVARC_b \quad (35)$$

式中，$AVARC_b$爲基準標的絕對投資績效值。

本研究分別以台灣加權股價指數、大華公債指數與有效匯率指數爲權益證券，利率商品以及外匯資產的市場基準績效標的，分別就一年、三年、五年投資期間進行銀行投資組合績效評估。

4. 實證結果

4.1 銀行市場風險值之估計

A 銀行各種風險值模型之市場風險值估計結果彙整如表2所示。先就銀行各類資產之風險結構而言，其風險來源大小依序爲權益證券、利率商品與外匯資產。其中最大風險來源之權益證券，持有部位雖僅占全體投資組合的13.72%，惟其風險值在三種估計模型下，風險值所估比率卻平均高達79.92%；而相對持有比率最高的利率商品，持有比率爲83.84%，而其風險值所占比率卻平均僅達16.07%，由此可知，權益證券風險爲該銀行市場風險的主要風險來源。其次，不同金融資產形成投資組合後將產生風險分散效益，由表2可知，平均而言A 銀行的資產配置效果所產生的風險分散效益，讓該行的風險值由276,069千元

表2 銀行市場風險值估計結果

單位：新台幣千元

	權益證券(1)	利率商品(2)	外匯資產(3)	類別資產總合(4)	整體投資組合(5)	DB_b(6)
部位	7,543,617 (13.72)	46,009,787 (83.84)	1,342,817 (2.44)	54,986,221 (100)	54,986,221 (100)	–
變異–共變異數法	205,643 (28.84)	47,318 (18.14)	7,871 (3.02)	260,832 (100)	216,667 (83.07)	44,165 (16.93)
歷史模擬法	232,239 (81.12)	37,790 (13.20)	16,253 (5.68)	286,282 (100)	245,576 (85.78)	40,706 (14.22)
蒙地卡羅法	224,044 (29.70)	47,948 (17.06)	12,832 (4.57)	281,094 (100)	217,069 (77.22)	64,025 (22.78)
平均風險值	220,642 (79.92)	44,352 (16.07)	11,075 (4.01)	276,069 (100)	226,437 (82.02)	49,632 (17.98)

註：1. DB_b爲類別資產間風險分散效益，()內數字爲百分比率。
2. (4) = (1) + (2) +(3)
3. (6) = (4) - (5)

降為226,437千元，類別資產間風險分散效益為56,771千元，風險值降幅達17.98%。

若就三種模型之估計結果加以比較，可發現歷史模擬法的權益證券、外匯資產風險值均最高，而利率商品的風險值最低。在本研究中的Delta Normal Model與蒙地卡羅法，均有常態分配的假設[14]，因而上述結果似可某程度顯示：台灣權益證券與外匯資產報酬的機率分配較之常態分配呈現厚尾(fat-tailed)現象[15]。

4.2 風險值模型之回顧測試

A 銀行各模型風險值估計結果與實際損益比較之走勢圖如圖1所示，觀察圖形可發現變異數－共變異數法與蒙地卡羅模擬法兩者的風險值走勢頗為類似，而與歷史模擬法有顯著差異，推測其原因應也是本研究中Delta Normal Model與蒙地卡羅模擬法均有常態分配假設所致。

各風險值模型進行回顧測試所估計之各向度評估指標值結果如表3所示(Liu, 2005)。首先觀察評估保守性之平均相對偏差值大小依序為歷史模擬法、變異－共變異數法及蒙地卡羅模擬法，顯示歷史模擬法保守性最高，其次為變異－共變異數法，而以蒙地卡羅模擬法的保守性最低。接著，由評估準確度的各項指標值可發現：失敗率以歷史模擬法最接近風險值模型顯著水準1%，覆蓋風險乘數最接近1，LR_{uc}檢定值以歷史模擬法為最小，其次均依序為變異－共變異數法以及蒙地卡羅模擬法。而歷史模擬法因為無發生連續失敗事件，致無法估計LR_{ind}檢定值[16]故無法比較各風險值模型LR_{ind}檢定結果。綜合言之，準確度以歷史模擬法保守性最高，其次為變異－共變異數法，而以蒙地卡羅模擬法的保守性最低。此外，平均未覆蓋損失比率估計結果，顯示銀行平均未覆蓋損失約為VaR的1.23倍至1.35倍之間，三者均高於1.14，顯示國內金融資產報酬分配具有厚尾特質。而最大未覆蓋損失比率估計結果，則顯示銀行未覆蓋最大損失金額為VaR的1.84倍至2.12倍之間。最後，觀察評估效率性之平均相對規模偏差值大小依序為歷史模擬法、變異數－共變異數法及蒙地卡羅模擬法，顯示歷史模擬法效率性最高，其

---

[14] 本研究就105個風險因子進行Kolomgorov- Smirnovt常態分配檢定，基於篇幅考量無法全部列出，彙整結果僅有22個資產報酬服從常態分配，其中21種全部是基金類資產，顯示國內多數金融資產報酬不服從常態分配。

[15] 關於國內金融資產報酬厚尾問題，本研究另就台灣加權股價指數、美元匯率、180天票券利率，5年期公債利率及大華公債指數為權益證券、外匯及利率商品等各類金融資產報酬風險因子代表，進行風險因子報酬分配尾部指數之估計，估計結果顯示均有厚尾現象，厚尾程度大小依序為公債利率、美元匯率、大華公債指數、票券利率及台灣加權股價指數，同樣基於篇幅考量未予全部列出。關於尾部指數之定義式及估計方法之介紹，可參閱Hill(1975)以及Huisman, Koedijk, Kool & Palm (2001)。

[16] 在求算LR_{ind}時，必須先行計算T_{11}值(即所謂連續失敗次數)，一般來說發生實際損失超過VaR的例外事件機率不高，發生連續失敗的事件機率將更小，若遇連續失敗的事件次數為0情況，則T_{11}亦等於0而使得公式(3.5.8)中L_A為0，進而造成無法計算lnL_A及LR_{ind}檢定統計值的結果。

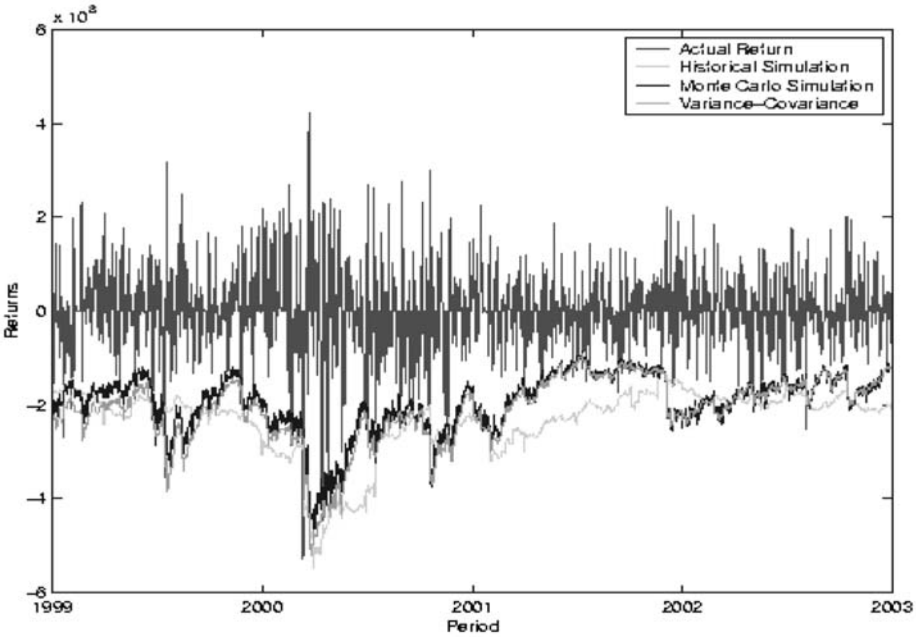

圖1 各模型風險值與實際損益走勢比較圖

表3 VaR模型之績效評估結果

VaR 預測數：1,195 $x^2_{1,0.05} = 3.8414$ $x^2_{1,0.01} = 6.6349$		變異數－共變異數法	歷史模擬法	蒙地卡羅模擬法
保守性	平均相對偏差	-0.0197	0.1095	-0.0898
準確度	失敗次數	19	10	26
	失敗率	1.5743%	0.7529%	2.1903%
	覆蓋風險乘數	1.1532	0.9332	1.2714
	平均未覆蓋損失比率	1.2303	1.3499	1.2804
	最大未覆蓋損失比率	1.9657	1.8451	2.1164
	概似比率檢定LR_{uc}	4.1430	0.9851	15.6078**
	概似比率檢定LR_{ind}	0.7916	NaN	1.7047
效率性	平均相對規模偏差	0.0194	-0.0630	0.0435

註：1.本表資料引自Liu (2005)表7部分內容。
2.NaN表示檢定統計值無法計算。
3.*表示顯著水準5%下，LR值顯著；**表示顯著水準1%下，LR值顯著。

次為變異數－共變異數法，而以蒙地卡羅模擬法的效率性最低。

歸納以上實證結果發現，無常態分配假設的歷史模擬法保守性、準確度及效率性均為最高，亦即，無論是從外部金融監理角度，或是銀行因應資本管制與內部風險管理立場，三種模型中，歷史模擬法均是較佳模型。分析其原因應是國內多數金融資產報酬率非服從常態分配且具厚尾特質緣故，致使本研究中有常態分配假設的變異數－共變異數法與蒙地卡羅模擬法失敗率過高，準確度與效率性均落後於歷史模擬法。若從圖1仔細觀察、比較各模型風險值與實際損益的走勢，當可發現變異數－共變異數法與蒙地卡羅模擬法風險值較為貼近實際損益的走勢，歷史模擬法或有過度保守之虞，從而尋求較之常態分配更能捕捉金融資產報酬高峰、厚尾的機率分配，例如，次方指數分配，應是另一值得嘗試的研究方向。

4.3 銀行投資組合風險結構分析

A銀行投資組合風險結構解析如表4所示，首先觀察單一風險值與成份風險值的關係，單一風險值表示個別資產單獨估計的風險值，不含任何風險分散利益，而成份風險值則是形成投資組合資產間已產生風險分散的風險值，故單一風險值必然大於成份風險值，表4的估計結果均符合此一推論。而兩者的差距值即為總風險分散效益，三種風險值模型估計結果，以絕對量而言，總風險分散效益均以利率商品為最高，其次依序是權益證券與外匯資產。若將之除以其相對的部位金額，即總風險分散效益/部位，即可得外匯資產$8.008*10^{-3}$ (=10,753/1,342,817)最高，其次權益證券$1.489*10^{-3}$ (=11,231/7,543,617)，利率商品$1.384 *10^{-3}$ (=63,807/46,099,787)最低，值得注意的是：在Delta Normal Model中外匯資產與蒙地卡羅的利率商品成份風險值的估計結果均為負；表示就A 銀行的投資組合增加外匯資產、利率商品後，反而使整體投資組合風險值不增反減，顯示外匯資產、利率商品對整體投資組合具有沖險效果。接著，由表4可發現各類資產邊際風險值均以權益證券為最高，其次為利率商品與外匯資產。此一訊息在銀行風險管理所顯示的意涵為：銀行在調整風險值工具的選擇上，權益證券的風險調整效率將是最高。

將表2所示類別資產間風險分散效益與表4中的總風險分散效益進一步彙整，可得銀行風險分散效益之結構分析如表5所示。將總風險分散效益拆解成類別資產間風險分散效益與類別資產內風險分散效益後，加以觀察比較，可發現不同類別資產間的風險分散效益遠大於同一類別資產內的風險分散效益，平均而言，兩者所估的比率分別為57.85%與42.15%，此一訊息顯示，資產配置策略所產生的風險分散效益，將大於同一類別中資產選擇組合的風險分散

表4 銀行投資組合風險結構解析表

單位：新台幣千元

	部位 (1)	單一風險值 (2)	邊際風險值 (3)	成份風險值 (4) = (1)*(3)	DB_t (5) = (2)- (4)
			變異數–共變異數法		
權益證券	7,543,617 (13.72)	212,458 (70.85)	0.26649	201,028 (92.78)	14,337 (13.74)
利率商品	46,099,787 (83.84)	76,202 (25.41)	0.00036	16,369 (7.55)	78,671 (71.92)
外匯資產	1,342,817 (2.44)	11,203 (3.74)	-0.00054	-730 (-0.34)	10,118 (14.34)
合計	54,986,221 (100)	299,863 (100)		216,667 (100)	103,126 (100)
			歷史模擬法		
權益證券	7,543,617 (13.72)	240,165 (75.85)	0.03079	232,239 (94.57)	7,926 (11.16)
利率商品	46,099,787 (83.84)	54,961 (17.36)	4.43E-05	2,044 (0.83)	52,917 (74.48)
外匯資產	1,342,817 (2.44)	21,501 (6.79)	0.00841	11,293 (4.60)	10,208 (14.37)
合計	54,986,221 (100)	316,627 (100)		245,576 (100)	71,051 (100)
			蒙地卡羅模擬法		
權益證券	7,543,617 (13.72)	233,292 (72.86)	0.02903	218,955 (100.87)	14,337 (13.90)
利率商品	46,099,787 (83.84)	75,630 (23.62)	-6.6E-050.0	-3,041 (-1.4)	78,671 (76.29)
外匯資產	1,342,817 (2.44)	11,274 (3.52)	-0.00086	1,156 (0.53)	10,118 (9.81)
合計	54,986,221 (100)	320,196 (100)		217,070 (100)	103,126 (100)

效益，此一結果與直覺相符，而在銀行風險管理策略所顯示的意涵爲：資產配置策略重要性大於同一類別中資產組合策略。

表4 銀行投資組合風險結構解析表 (續)

單位：新台幣千元

	部位 (1)	單一風險值 (2)	邊際風險值 (3)	成份風險值 (4) = (1)*(3)	DB_t (5) = (2)- (4)
全體平均					
權益證券	7,543,617 (13.72)	228,638 (73.19)	0.1088	217,407 (96.07)	11,231 (12.93)
利率商品	46,099,787 (83.84)	68,931 (22.13)	0.0000	5,124 (2.33)	63,807 (74.23)
外匯資產	1,342,817 (2.44)	14,659 (4.68)	0.0023	3,906 (1.60)	10,753 (12.84)
合計	54,986,221 (100)	312,229 (100)		226,438 (100)	85,791 (100)

註：1.DB_t：總風險分散效益。
2.表中各類別資產單一風險值係由個別資產的單一風險值分類加總而得。
3.（）內的數字表示百分比率。

表5 銀行風險分散效益結構分析表

單位：新台幣千元(%)

	類別資產間 DB_b (1)	類別資產內 DB_w (2)	總風險分散效益 DB_t (3) = (1) + (2)
變異數-共變異數法	44,165 (53.09)	39,031 (46.91)	83,196 (100)
歷史模擬法	40,706 (57.29)	30,345 (42.71)	71,051 (100)
蒙地卡羅模擬法	64,025 (62.08)	39,101 (37.92)	103,126 (100)
平均	49,632 (57.85)	36,159 (42.15)	85,791 (100)

註：（）內的數字表示百分比率。

4.4銀行投資組合績效評估

在分別估計出三種風險值模型績效評估指標值之後，本研究接著再依不同期間分別計算其平均值，即可得A銀行投資組合

表6 銀行投資組合績效評估表

單位：%

	絕對績效 (1)	基準績效 (2)	相對績效 (3) = (1) - (2)	基準指標 (4)
一年(1998)				
權益證券	-4.86	-9.56	4.71	加權股價指數
利率商品	2.20	14.56	-12.35	大華公債指數
外匯資產	-0.51	-2.12	1.61	有效匯率指數
三年(1998-2000)				
權益證券	-2.58	-4.88	2.30	加權股價指數
利率商品	10.25	5.55	4.71	大華公債指數
外匯資產	-0.44	-0.51	0.07	有效匯率指數
五年(1998-2002)				
權益證券	-1.96	-3.22	1.25	加權股價指數
利率商品	12.31	7.22	5.09	大華公債指數
外匯資產	-0.43	-0.40	-0.03	有效匯率指數

不同期間績效評估結果如表6所示。由表6可知，在一年評估期間下，就絕對績效而言，A銀行各類資產的投資績效以利率商品為最佳，其次為外匯資產，權益證券的投資績效最差。但我們若考慮與市場基準指標相比較的相對績效，則將產生排序正好相反的結果：權益證券的投資績效最佳，其次為外匯資產，利率商品的投資績效最差。其中權益證券與外匯資產的相對績效值均為正，表示該兩類的投資績效優於市場基準指標；絕對投資績效最佳的利率商品，其相對績效值為負，投資績效比市場基準指標差。

三年、五年期評估結果相似，就絕對績效而言，A銀行各類資產的投資績效以利率商品為最佳，其次為外匯資產，權益證券的投資績效最差。相對績效依然以利率商品的投資績效最好，其次為權益證券，外匯資產的投資績效最差。各類資產相對績效值除五年期外匯資產為負外，其餘均為正，投資績效優於市場基準指標。

整體言之，可以發現近年來全球性景氣衰退，股市呈空頭市場，資金流進債市，利率節節走低，債市呈多頭市場，股市、債市多空走勢相反，凸顯資產配置策略在風險管理的重要性。此外，由於A銀行為國內大型傳統銀行，投資、持股策略較保守，在景氣衰退期間整體投資績效優於市場水準。

表7 風險值、應計資本與實際損失涵蓋率

單位：新台幣千元

	1日風險值	10日風險值	應計資本	應計資本對實際損失涵蓋率
內部模型法				
變異–共變異數法	216,667	685,161	2,055,484	100
歷史模擬法	245,576	776,579	2,329,738	100
蒙地卡羅法	217,069	686,432	2,059,297	100
標準法				
標準法	–	–	1,369,821	100

註：內部模型法應計資本為10日風險值乘以乘數3。

4.5 銀行投資組合適足資本計提

銀行投資組合適足資本計提標準法[17]與內部模型法比較結果如表7所示。標準法與內部模型法適足資本計提均可有效涵蓋銀行投資組合實際損失。惟三種內部模型所衡量出之資本計提均大幅高於標準法下之應計提額度。此一研究結果與部分國外實證結果相符，國際換約與衍生性金融商品協會(International Swap and Derivatives Association，ISDA)提出實證資料顯示：「設定乘數為1所提列資本即可安然度過重大危機時期，如1987年股市大崩盤、1990年波灣戰爭、1992年歐洲貨幣系統崩潰等。設定乘數為3，可能會使銀行投入高成本採行的內部模型法所需提列資本相較於標準法多出許多，而不利銀行內部模型之發展。」ISDA對BIS內部模型之資本提列乘數提出強烈質疑，甚至建議廢除之。針對此一問題之解決方案，巴塞爾委員會目前尚無明確決議。正如ISDA、Jackson, Maude & Perraudin (1997)以及劉美纓、吳俊賢與吳壽山(2003)對於該乘數因子之批評，本研究亦顯示在現行規定中其最小值訂為3或有過高之虞，而降低銀行花費鉅額資金自行發展內部模型之誘因。亦即，銀行不會為了因應資本管制而發展內部模型，其建構內部模型的動機僅是內部進行風險管理所需，金融監理無法提供外部誘因鼓勵銀行發展內部模型[18]。建議管理當局宜多進行、鼓勵參考相關之實證研究對該乘數因

[17] 標準法下銀行適足資本的計提係將各類資產按其部位與風險程度(以金融監理單位訂定的風險權數來衡量)分別求算其應計提資本後，再予以加總而得。關於標準法下之風險權數的訂定、部位認定以及內部模型法對於風險值模型質與量要求的規定細節，限於篇幅無法詳細說明，可參閱財政部金融局（1988）「銀行自有資本與風險性資產之範圍計算方法及未達標準之限制盈餘分配辦法修正條文」或巴塞爾協定相關規定。

[18] 內部模型法適足資本乘數宜滿足條件：(1)銀行之資本計提應足以涵蓋其潛在的可能損失；(2)銀行採用內部模型法之資本計提不應大於標準法之資本計提。

子或風險權數之規定進行檢討，以提供國內銀行自行發展內部模型之相關資訊與誘因。

5. 結論與建議

本研究以(一)變異數－共變異數法；(二)歷史模擬法；(三)蒙地卡羅模擬法，就國內特定銀行實際資料量身建構風險值模型，並以回顧測試來評估VaR模型的績效，最後則應用所建構之風險值模型檢視其風險結構、進行投資績效評估，以提供銀行風險管理策略參考。主要貢獻在於突破資料取得、龐大資料處理、動態估計的困難，採用銀行實際資料進行風險值模型建構，從中了解國內銀行建構風險值模型所可能遭遇的問題以及提供風險值模型在銀行風險管理上的運用參考。而依實證結果發現提出本研究之結論與建議如下：

實證結果顯示：國內多數金融資產報酬呈非常態分配且具厚尾特質，無常態分配假設的歷史模擬法保守性、準確度及效率性均為最高，亦即，無論是從外部金融監理角度，或是銀行因應資本管制與內部風險管理立場，三種模型中，歷史模擬法均是較佳模型。

A銀行各類資產之風險結構來源大小依序為權益證券、利率商品與外匯資產。其總風險分散效益以絕對量而言，以利率商品為最高，其次是權益證券與外匯資產。若以單位金額來測度，則以外匯資產為最高，其次依序是權益證券與利率商品。各類資產邊際風險值均以權益證券為最高，其次為利率商品與外匯資產。此一訊息在銀行風險管理所顯示的意涵為：銀行在調整風險值工具的選擇上，權益證券的風險調整效率將是最高。

總風險分散效益可拆解成類別資產間風險分散效益與類別資產內風險分散效益，A銀行類別資產間的風險分散效益大於類別資產內的風險分散效益，平均而言，兩者所估的比率分別為57.85%與42.15%，此一訊息顯示，不同資產配置策略所產生的風險分散效益，將大於同一類別中資產選擇組合的風險分散效益，此一結果與直覺相符，而在銀行風險管理策略所顯示的意涵為：資產配置策略重要性大於同一類別中資產組合策略。

A銀行投資組合就絕對績效而言，以利率商品為最佳，其次為外匯資產，權益證券的投資績效最差。相對績效依然以利率商品的投資績效最好，其次為權益證券，外匯資產的投資績效最差。各類資產相對績效值除五年期外匯資產為負外，其餘均為正，整體言之，投資績效優於市場基準指標，原因在於A銀行為國內大型傳統銀行，投資、持股策略較保守，在景氣衰退期間其整體投資績效優於市場水準。此外可以發現股市、債市多空走勢相反，凸顯資產配置策略在風險管理的重要性。

本研究所採三種內部風險值模型所衡量之應計提資本均高於標準法之應計提資本，此一情況可能降低銀行自行發展內部模型之誘因，標準法與內部模型法計提資

本的相對高低應與金融機構的投資組合結構有關。建議管理當局宜多進行、鼓勵參考相關之實證研究對適足資本規範對於風險權數、乘數因子之規定進行檢討，以提供國內銀行自行發展內部模型之相關資訊與誘因。

參考文獻

吳俊賢（2000），「市場風險與銀行資本適足性之研究—風險值模型之應用」，東吳大學企業管理研究所碩士論文。

吳方聖（2003），「運用條件Power EWMA估計式衡量風險值之績效研究」，東吳大學企業管理研究所碩士論文。

吳村銘（2003），「巴賽爾資本協定與銀行市場風險資本計提研究-內部模型應用」，淡江大學財務金融學系碩士論文。

財政部金融局（1998），銀行自有資本與風險性資產之範圍計算方法及未達標準之限制盈餘分配辦法修正條文。

陳芬薇（2001），「運用不同風險值模型衡量銀行資本適足性－以台灣某銀行為例」，東吳大學經濟學研究所碩士論文。

劉美纓、吳俊賢、吳壽山（2003），「銀行市場風險與適足資本－內部模型法」，《台灣管理學刊》，第三卷第十期，75-100頁。

書國鳳（2003），「銀行市場風險與適足資本之實證研究－歷史模擬法與標準法之比較」，高雄第一科技大學財務管理學系碩士論文。

翟慧雯（2003），「銀行資本適足性之模擬研究-市場風險探討」，國立中山大學財務管理學系碩士論文。

Alexander, C. O. and C. T. Leigh (1997), “On the Covariance Matrices Used in Value at Risk Models,” *The Journal of Derivatives*, Vol.4, No.3, 50-62.

Artzner, P., F. Delbaen, J-M Eber and D. Health (1997), “Thinking Coherently,” *Risk*, Vol.10, 68-71.

Basel Committee on Banking Supervision (1996), “Supervisory Framework for the Use of ‘Backtesting’ in Conjunction with the Internal Models Approach to Market Risk Capital Requirements.”

Basel Committee on Banking Supervision (1996), “Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks.”

Beder, T. S. (1995), “VaR: Seductive but Dangerous,” *Financial Analysts Journal*, Vol. 51, No.5, 12-24.

Christoffersen, P. (1998), “Evaluating Interval Forecasts,” *International Economic Review*, Vol.39, 841-62.

Crouhy, M., D. Galai, and R. Mark (1998), “The New 1998 Regulatory Framework for Capital Adequacy,” In: Alexander, C. (Ed.), *Risk Management and Analysis*, Vol. 1. Wiley, New York, Chapter 1, 1-37.

Csaba SOCZO (2001), “Comparison of Capital Requirements Defined by Internal (VAR) Model and Standardized Method,” *Periodica Polytechnica SER. SOC. MAN. SCI.*, Vol.10, No.1, 53-66.

Dimson, E. and P. Marsh (1995), “Capital Requirements for Securities Firms,” *Journal of Finance*, Vol.50, No.3, 821-851.

Engel, J. and M. Gizycki (1999), "Conservatism, Accuracy & Efficiency: Comparing Value-at-Risk Models," Working Paper 2, Australian Prudential Regulation Authority.

Garman, M. (1996), "Improving on VAR," Risk, Vol.9, 61-63.

Garman, M. (1997), "Taking VAR to Pieces," Risk, Vol.10, 70-71.

Guermat, C. and R. D. F. Harris (2002), "Robust Conditional Variance Estimation and Value at Risk," *Journal of Risk*, Vol.4, 25-41.

Hendricks, D. (1996), "Evaluation of Value-at-Risk Models Using Historical Data," *Economic Policy Review*, Vol.2, No.1, 39-70.

Hill, B. (1975), "A Simple General Approach to Inference about the Tail of a Distribution," *Annals of Statistics*, Vol.3, 1163-74.

Huisman, R., K. G. Koedijk, C. J. M. Kool and F. Palm (2001), "Tail-Index Estimates in Samll Samples," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.19, 208-16.

Jackson, P., D. J. Maude and W. Perraudin (1997), "Bank Capital and Value at Risk," *The Journal of Derivatives*, Vol.4, No.3, 73-89.

Jorion, P. (1995), "Predicting Volatility in the Foreign Exchange Market," *Journal of Finance*, Vol.50, 507-528.

Jorion, P. (2000), *Value at* -528. *Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk*. McGraw-Hill Companies, Chicago.

JP Morgan. (1996), *RiskMetrices Technical Document*, Fourth Edition, New York, J. P. Morgan.

Kupiec, P. H. (1995), "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models," *The Journal of Derivatives*, Vol.3, No.2, 73-84.

Liu, M.Y. (2005), "VaR Evaluation of Bank Portfolio－Conservativeness, Accuracy and Efficiency," *Journal of Financial Studies,* Vol.13, No.2, 97-128.

Lopez, J. (1998), "Methods for Evaluating Value-at-Risk Estimates," *Federal Reserve Bank of New York Research Paper*, No.9802.

Rockafellar, R. and S. Uryasev (2000), "Optimization of Conditional Value-at-Risk," *The Journal of Risk*, Vol.2, No.3, 21-41.