市場風險值模型之驗證及比較分析
—以股票、外匯、債券爲例

李曉菁、林彥豪、林朝陽

壹、前言

使用變異數-共變異數法、歷史模擬法、蒙地卡羅模擬法之回顧測試，衡量股票、外匯及債券資產之模型準確性、保守性及效率性。

現今風險值模型之發展，大多致力於新模型的開發，使用複雜的數學或計量方法來計算風險值，反而容易增加模型風險(Model Risk)。而在實務上，金融機構仍是偏好於使用傳統的幾個模型，如變異數-共變異數法(Variance-Covariance Approach)、歷史模擬法、蒙地卡羅模擬法等，因此對風險值模型建立評量指標，驗證其模型之準確性、保守性及效率性是非常重要的。

本研究利用台灣經濟新報的市場風險值評估系統(version 2.0,預計 4/1 出版)，針對股票、債券及外匯，使用變異數-共變異數法、歷史模擬法、蒙地卡羅模擬法三種模型作回顧測試比較，衡量各資產之模型準確性、保守性及效率性。至於有關非線性資產如認購權證、選擇權將於近期內探討。

貳、研究資料來源與範圍

一、投資組合標的選取

(一)股票

本研究考量股票之流通性及價格眞實性，依據台灣 50 指數之成份股，再從中選取公眾流通量係數爲 100%的股票，共彙整 13 支標的如下：

2353 宏碁	2883 開發金	2891 中信金	2324 仁寶	1301 臺灣塑膠
2354 鴻準	2498 宏達電	2301 光寶科	9904 寶成工業	2325 矽品
2890 建華金	2887 台新金	6004 元京證		

資料來源：台灣經濟新報(更新日期：2006/1/24)

(二)債券

選用大華公債指數之參考公債，並從中挑選距計算日(2005/11/30)已發行滿一年以上，且發行日爲 90 年以後的央債，共整理出 32 支標的公債如下：

A90101	央債 90-1 期	A90105	央債 90-5 期	A90201	央債 90 乙 1 期	A91106	央債 91-6 期
A92106	央債 92-6 期	A93102	央債 93-2 期	A93106	央債 93-6 期	A90102	央債 90-2 期
A91102	央債 91-2 期	A91107	央債 91-7 期	A92102	央債 92-2 期	A92107	央債 92-7 期
A93107	央債 93-7 期	A90103	央債 90-3 期	A90107	央債 90-7 期	A91103	央債 91-3 期
A92103	央債 92-3 期	A92108	央債 92-8 期	A93104	央債 93-4 期	A93108	央債 93-8 期
A90108	央債 90-8 期	A91104	央債 91-4 期	A91109	央債 91-9 期	A92104	央債 92-4 期
A93105	央債 93-5 期	A93109	央債 93-9 期	A91111	央債 91-11 期	A90106	央債 90-6 期
A93103	央債 93-3 期	A91108	央債 91-8 期	A90104	央債 90-4 期	A92110	央債 92-10 期

資料來源：大華債券網頁 www.topbond.com.tw，並經本研究整理(更新日期：2006/1/24)

(三)外匯

選取主要的國家貨幣：美元、英鎊、歐元、日圓、加幣、澳幣

二、研究期間

以 2005/11/30 爲計算日，回顧測試期間爲一年，共 248 個交易日，其波動度之樣本期間採逐日移動窗口方式之過去一年歷史報酬率資料。

三、投資組合交易單位

股票：各投資 1 張
債券：各投資 10 萬元
外匯：各 1 仟元外幣單位

參、研究方法

一、風險值運算模型

變異數-共變異數法

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

變異數-共變異數法包含了數種方法，但共通點爲皆需要變異數-共變異數矩陣才能算出風險值，屬於一種有母數的方法。其中最簡單的方法爲 Delta-normal 法，其僅考慮一階導數的風險變動，定義 Δ_0 爲一階偏導數，代表現有部位所組成的投資組合對價格改變的敏感度，於是潛在損失 dV 爲：

$$dV = \left.\frac{\partial V}{\partial S}\right|_0 dS = \Delta_0 \times dS \qquad (1)$$

而本系統爲了計算非線性資產之精確性，使用 Jorion(2000)所提出 delta-gamma-delta 法將二階估計式左右二邊取變異數，可得：

$$\sigma^2(dV) = \Delta^2\sigma^2(dS) + (\frac{1}{2}\Gamma)^2\sigma^2(dS^2) + 2(\Delta\frac{1}{2}\Gamma)\operatorname{cov}(dS, dS^2) \qquad (2)$$

若變數 dS 爲常態分配，所有奇次動差(odd moments)爲零，則(2)式中的最後一項即可消去。在同樣假設下，$V(dS^2) = 2V(dS)^2$，則變異數簡化爲：

$$\sigma^2(dV) = \Delta^2\sigma^2(dS) + \frac{1}{2}[\Gamma\sigma^2(dS)]^2 \qquad (3)$$

假設現在 dS 與 dS^2 爲聯合常態分配，則 dV 爲常態分配，風險值如(4)所示：

$$VaR = \alpha\sqrt{(\Delta S\sigma)^2 + \frac{1}{2}(\Gamma S^2\sigma^2)^2} \qquad (4)$$

其中

Delta 風險部位 ＝ $\alpha \cdot \sqrt{\Delta^2 \cdot S^2 \cdot \sigma^2}$

Gamma 風險部位 ＝ $VaR(dV) = \alpha \cdot \sqrt{\frac{1}{2}\left[\Gamma S^2\sigma^2\right]^2}$

(二)歷史模擬法(Historical Simulation)

歷史模擬法

完全由實際的歷史資料中，求算資產組合風險值的一種方法。在方法的操作上，歷史模擬法利用所持有的資產組合過去一段期間的歷史價格時間序列，搭配目前持有資產的部位，重新建構資產組合未來報酬值的分配之後，再經過由小到大順序排序後，依百分位數求算特定信賴水準下之風險值。

(三)蒙地卡羅模擬法

蒙地卡羅模擬法

蒙地卡羅模擬法是假設資產價格的變動服從某隨機過程的型態，利用電腦模擬，在目標時間範圍內，產生隨機價格的路徑，並依此建構資產報酬之分配，進而推估風險。而在模擬路徑方面，權益與匯率因子是使用幾何布朗運動來模擬，而利率因子則是使用單因子 Vasicek 模型作爲模擬路徑。

1、幾何布朗運動模型(Geometric Brownian Motion Model ; GBM)

其爲選擇權定價理論的基礎，屬於韋那過程(wiener process)，特性在假設資產價格變動量與時間無關(與過去變動量無關，亦即無法預測未來)，其模型如(5)式：

幾何布朗運動模型
$dS_t = \mu_t S_t dt + \sigma_t S_t dW_t$

$$dS_t = \mu_t S_t dt + \sigma_t S_t dW_t \tag{5}$$

上式代表資產價格於短時間內(dt)變動行徑。

dS_t ：代表 t 期資產價格變動量

S_t ：代表 t 期資產價格

μ_t ：代表 t 期資產報酬率之平均數(本研究假設爲 0)

σ_t ：代表 t 期資產報酬率之變異數(波動性)

dw_t ：代表常態分配隨機變數，變異數爲 dt (稱爲布朗運動)，平均數爲 0

■布朗運動

令變動 w 爲韋那過程係經由一隨機衝擊對資產價格產生影響，其在短時間(dt)內 w 之變化量爲 $dw = \varepsilon\sqrt{\Delta t}$ ；ε 代表常態分配隨機變數，ε ～N(0,1)；dw 亦服從期望值爲零，標準差爲 $\sqrt{\Delta t}$ 的常態分配即 $dw \sim N(0,\Delta t)$

■資產價格行徑模擬

$$dS_t = \mu_t S_t dt + \sigma_t S_t dw \tag{6}$$

$$\frac{dS_t}{S_t} = \mu_t dt + \sigma_t dw \qquad \frac{dS}{S} \sim N(\mu dt, \sigma^2 dt)$$

$$\Delta S_t = S_{t-1}(\mu\Delta t + \sigma\varepsilon_t\sqrt{\Delta t}) \quad , \quad t = 1,2.....,N$$

2、單因子 Vasicek 模型

Vasicek 模型
$dr = \alpha(\mu - r)dt + \sigma dw$

Vasicek 最先運用均數復歸(mean-reverting)的概念在利率模型中，其模型如(7)所示：

$$dr = \alpha(\mu - r)dt + \sigma dw \tag{7}$$

其中 α 爲均數復歸調整速度，μ 爲瞬間利率的平均值，σ 爲瞬間利率的標準差。該模型採用 Ornstein-Uhlenbeck process，亦稱爲彈性的隨機漫步(elastic random walk)。一般的隨機漫步或韋那過程爲非定態的過程(unstable process)，經過一段長時間以後將會發散至無限大的值；而 O-U 過程爲一定態分配(stable distribution)，其瞬間趨勢項 $\alpha(\mu - r)$ 表示瞬間利率將以 α 的調整速度趨向長期平均值，此一性質使得短期利率動態過程爲均數復歸。假定目前的瞬間利率 $r(t)$ ，則未來某一時點 s 其瞬間利率的條件期望值與變異數爲

$$\begin{cases} E_t[r(s)] = r(t)e^{-\alpha(s-t)} + \mu(1-e^{\alpha(s-t)}) \\ \mathrm{var}_t[r(s)] = \dfrac{\sigma^2(1-e^{-2\alpha(s-t)})}{2\alpha} \end{cases}$$

則離散自我迴歸式 AR(1)如(8)式

$$r(s) = r(t)e^{-\alpha(s-t)} + \mu(1-e^{-\alpha(s-t)}) + \varepsilon(s) \tag{8}$$

將(8)式簡化成下列的迴歸式：

$$r_t = a + br_{t-\Delta t} + e_t \tag{9}$$

利用市場短期利率資料帶入(9)式之迴歸方程式，則可解出 a、b 值，並進一步解出參數α 、 μ ，其公式如下：

$$\begin{cases} a = \mu(1-b) \\ b = e^{-\alpha\Delta t} \end{cases}$$

則時點 t，到期日為 T 之零息債券價格為

$P(t,T) = e^{-E_t(R)+\frac{V_t(R)}{2}}$，其中

$$E(R) = r(t)(\frac{1-e^{-\alpha(T-t)}}{\alpha}) + (\mu - \frac{q\sigma}{\alpha})[T-t-(\frac{1-e^{-\alpha(T-t)}}{\alpha})]$$

$$V(R) = \frac{\sigma^2}{\alpha^2}[T-t-\frac{e^{-2\alpha(T-t)}}{2\alpha} + 2\frac{e^{-\alpha(T-t)}}{\alpha} - \frac{3}{2\alpha}]$$

算出債券價格 P ，可以進一步反推出連續複利 R ，公式如(10)式：

$$P = e^{-Rt} \tag{10}$$

將得到之參數代入(7)式，並以此模型作為利率之模擬路徑。

二、依波動度之計算

波動度計算：
簡單加權移動平均法
指數移動平均法

(一)簡單加權移動平均法(Simply Weighted Moving Average ; SMA)

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{i=1}^{T} \frac{(r_i - \mu)^2}{T-1} \tag{11}$$

(二)指數移動平均法(Exponentially Weighted Moving Average ; EWMA)

$$\sigma_{t+1} = \sqrt{(1-\lambda)\sum_{s=t-k}^{t} \lambda^{t-s}(X_s - \mu)^2} \tag{12}$$

σ_t = 從第 t 天起開始的投資組合估計標準差

k = 移動平均所包含的天數

X_s = 投資組合價值在第 s 天的報酬率

μ = 投資組合價值平均變動

λ = 衰退因子，樣本資料愈久，參考權重愈小

指數移動平均公式分解：

$$\sigma_{t+1}^2 = (1-\lambda)(x_t-\mu)^2 + \lambda\sigma_t^2$$

$$= (1-\lambda)\left[(x_t-\mu)^2 + \lambda(x_{t-1}-\mu)^2 + \lambda^2(x_{t-2}-\mu)^2 + \ldots\right]$$

在 λ 方面，RiskMetrics 針對美國股市所研究出最適之衰退因子為 0.94(日資料)；而台灣經濟新報曾對於台灣股票、利率、外匯市場作衰退因子研究，其結果與 RiskMetrics 差異不大，日資料之衰退因子為 0.93。本研究分別使用兩種衰退因子模型進行實證分析。

肆、風險值模型評估指標

準確性檢定：
二項分配檢定
概似比率檢定

一、準確性檢定

通常在 1%顯著水準下，100 個交易日的回顧測試中不太可能剛好得到 1 次的失敗次數，因此必須利用不同的檢定方法來驗證模型的正確性，本研究使用的方法有二種：二項分配檢定、概似比率檢定。

(一)二項分配檢定

基本上，失敗次數發生與否屬於二項分配，故在樣本數為 n ，理論失敗率為 p_0 ，失敗次數為 x 的二項機率 $\binom{n}{x}(1-p_0)^{n-x}{p_0}^x$ 下，建立虛無假設為 H_0: $p = p_0$ ，即實際失敗率等於理論失敗率，而統計量如(13)所示：

$$Z = \frac{x - np_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)n}} \tag{13}$$

由於 Basel 規範要求金融機構須依據估算的風險值來計提風險資本準備，其較注重金融機構是否有低估風險的現象，而不在意風險值高估，故滿足 Basel 的規範下應使用單尾檢定。在 1%的顯著水準下，其單尾 Z 統計量的拒絕值為 2.33。

(二)概似比率檢定

概似比率檢定(log-likelihood ratio test)是由 Kupiec(1995)所提出，是基於二項分配所求出的一個概似比率統計量 LR，檢定實際失敗比率是否符合事前設定的理論失敗比率，其虛無假設爲 H_0: $p = p_0$，概似比率檢定統計量 LR 服從自由度爲 1 的卡方分配。

$$LR = -2\ln[(1-p_0)^{n-x} p_0{}^{x}] + 2\ln\left[[1-(\frac{x}{n})]^{n-x}(\frac{x}{n})^{x}\right] \tag{14}$$

在顯著水準爲 1%下，其拒絕值爲 6.635。當統計量不拒絕虛無假設，代表模型的正確性高。

二、保守性檢定

保守性檢定：
平均相對偏差檢定（Mean Relative Bias , MRB）

平均相對偏差(Mean Relative Bias ,MRB)爲 Hendricks (1996)所提出，主要爲衡量風險值估計模型間的相對偏差程度，亦即衡量模型估計的風險值相較於所有模型，是否能產生較高的風險估計值，使其在預測損失風險上較不會產生失敗事件的能力，其公式如(15)所示：

$$MRB_i = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T}\frac{VaR_{it} - \overline{VaR_t}}{\overline{VaR_t}} \quad , \quad \overline{VaR_t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} VaR_{it} \tag{15}$$

MRB_i 係指第 i 個風險值估計模型的平均相對偏差，T 爲樣本估計期的觀察值個數，N 爲所欲評估的模型個數。若所求得的 MRB 數值愈大者，表示該模型保守性相對較高。

三、效率性檢定

效率性檢定
平均相對規模偏差檢定(Mean Relative Scaled Bias ,MRSB)

Engel 與 Gizycki (1999)指出一個具有效率性的模型，其所估計的風險值應與投資組合眞實的損益具有高度的相關性，並且應能提供一個最適水準的平均資本適足額。若風險值估計模型具保守性但不具有效率性，則可能於波動較輕微的期間會產生高估風險值的情況，因此本文利用平均相對規模偏差(Mean Relative Scaled Bias, MRSB)，作爲衡量模型效率性的指標。MRSB 可用於衡量在模型的失敗率符合理論水準下，那一個模型的風險值估計最小。MRSB 指標的計算步驟有二，首先必須先求得各個模型之規模乘數(scaling factor) X_i ，計算公式如(16)所示：

$$F_i = T_i(1-c), \qquad F = \sum_{i=1}^{T_i} \begin{cases} 0 & if \quad \Delta P_{i,t+1} \geq X_i VaR_{it} \\ 1 & if \quad \Delta P_{i,t+1} < X_i VaR_{it} \end{cases} \tag{16}$$

上式中的 X_i 係第 i 個模型的規模乘數、F_i 相當於第 i 個模型的總失敗次數、ΔP_t 爲第 t 天的實際損益、T_i 爲樣本數、1-c 則爲模型的信賴水準。

第二個步驟則是利用平均相對偏差來計算各個模型規模化的風險值之相對差異程度即相對規模偏差(MRSB)。

$$MRSB_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\frac{Y_{it}-\overline{Y}_t}{\overline{Y}_t} \quad , \overline{Y}_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}Y_{it} \quad , \ Y_{it} = X_i VaR \tag{17}$$

$MRSB_i$ 係指第 i 個風險值估計模型的平方相對規模偏差，T 爲樣本估計期間的觀察值個數，而 N 則爲所欲評估之風險值模型個數，Y_{it} 爲經規模化後之風險值。若模型的 MRSB 愈小則代表在失敗率符合理論水準下，模型的平均風險值愈小，所需提列的資本愈少而愈具效率性。

伍、實證結果

本研究運用台灣經濟新報社之新版市場風險評估系統，分別針對股票、外匯及債券之金融資產，在各種計算模型下，進行模型回顧測試，依求得之風險值和資產眞實損益間作比較，並分別採用準確性、保守性及效率性之指標進行評估。其指標評估結果如表 1 至表 3 所示。

一、股票資產

股票資產
準確性檢定：
α=1%，各模型皆符合準確性
α=5%，各模型皆符合準確性

保守性檢定：
α=1%，歷史模擬法最具保守性
α=5%，EWMA(λ=0.93)最具保守性

在股票資產部分，當 α =1%時，SMA 法、EWMA 法及蒙地卡羅模擬法其實際失敗次數非常接近理論失敗次數(248*0.01=2.48)，在 α =5%下，則是 SMA 法及蒙地卡羅模擬法較佳。若進一步利用準確性檢定可看出，各估計模型在 1%及 5%的顯著水準下皆不拒絕虛無假設，即不拒絕其實際失敗率等於理論失敗率之假設，表示估計模型之失敗率皆在合理範圍內。

在保守性檢定部分，當 α =1%時，以歷史模擬法相對其他方法較具保守性，而當 α =5%時，則爲 EWMA(λ =0.93)法較具保守性，這兩模型也皆通過準確性檢定，表示不會因過度保守而使風險值高估。

在效率性檢定部分當 α =1%時，以 EWMA 法(λ =0.94)爲最有效率，其

效率性檢定：
α=1%，EWMA(λ=0.93)最具效率性
α=5%，EWMA(λ=0.93)最具效率性

次爲 SMA 法，表示此模型所估計出的風險值與眞實損益間具有高度相關性，在失敗率符合理論水準下，能提供最適之平均資本適足額；當α=5%時，以 EWMA 法(λ=0.93)爲最有效率，其次也是 EWMA 法(λ=0.94)，表示 EWMA 法因爲有考量到股價樣本之時間異質變異情形，所以其風險值較能眞實描繪其實際損益狀況。

表一、股票資產風險值模型實證結果彙整

	失敗次數	回溯天數	失敗率(%)	Z 檢定	LR 檢定	MRB 檢定	MRSB 檢定
變異數-共變異數法							
-SMA							
α=5%	12	248	4.839	-0.117	0.014	0.0080	0.0129
α=1%	3	248	1.210	0.332	0.103	-0.0366	-0.0489
-EWMA							
λ=0.93 α=5%	8	248	3.226	-1.282	1.870	0.0311	-0.0459
λ=0.93 α=1%	3	248	1.210	0.332	0.103	-0.0059	-0.0401
λ=0.94 α=5%	8	248	3.226	-1.282	1.870	0.0288	-0.0345
λ=0.94 α=1%	3	248	1.210	0.332	0.103	-0.0081	-0.0606
歷史模擬法							
α=5%	17	248	6.855	1.340	1.618	-0.0763	0.0593
α=1%	4	248	1.613	0.970	0.794	0.0748	0.1944
蒙地卡羅模擬法							
α=5%	12	248	4.839	-0.117	0.014	0.0084	0.0082
α=1%	3	248	1.210	0.332	0.103	-0.0242	-0.0449

Z 檢定、LR 檢定：*爲在 5%顯著水準下拒絕虛無假設　**爲在 1%顯著水準下拒絕虛無假設
MRB 檢定爲值愈大，相對愈具保守性；MRSB 檢定爲值愈小，愈具效率性
在 MRB 檢定、MRSB 檢定部分，是將α=5%及α=1%之模型分開檢定

二、外匯資產

外匯資產
準確性檢定：
α=1%，各模型皆符合準確性
α=5%，各模型皆符合準確性

在外匯資產部分，當顯著水準爲 1%時，SMA 法、歷史模擬法及蒙地卡羅模擬法，其實際失敗次數非常接近理論失敗次數。在 5%下，則是 EWMA 法較佳。若進一步利用準確性檢定可看出，各類估計模型在 1%及 5%的顯著水準下皆不拒絕虛無假設，表示外匯資產利用各風險模型，皆可　到模型準確性。

保守性檢定：
α=1%，歷史模擬法最具保守性
α=5%，歷史模擬

在保守性檢定部分，當α=1%和α=5%時，皆以歷史模擬法相對其他方法較具保守性，因爲歷史模擬法其樣本爲眞實分配，較能捕捉外匯資產的厚尾現象，能提供其足夠資本的保護，且此模型也通過準確性檢定，表示不會過度保守使風險值高估。

效率性檢定：
α=1%，蒙地卡羅模擬法最具效率性
α=5%，歷史模擬法最具效率性

在效率性檢定部分，當α=1%時，以蒙地卡羅模擬法爲最有效率，其次爲 SMA；當α=5%時，以歷史模擬法爲最具效率性，其次爲 SMA，顯示在外匯資產部分使用全域評價法，其風險值較能眞實描繪其實際損益狀況。

表二、外匯資產風險值模型實證結果彙整

	失敗次數	回溯天數	失敗率(%)	Z 檢定	LR 檢定	MRB 檢定	MRSB 檢定
變異數-共變異數法							
-SMA							
α=5%	9	248	3.629	-0.991	1.080	0.0067	-0.0421
α=1%	3	248	1.210	0.332	0.103	0.0055	-0.0223
-EWMA							
λ=0.93 α=5%	14	248	5.645	0.466	0.209	-0.0554	0.0642
λ=0.93 α=1%	4	248	1.613	0.970	0.794	-0.0566	0.0412
λ=0.94 α=5%	14	248	5.645	0.466	0.209	-0.0527	0.0674
λ=0.94 α=1%	4	248	1.613	0.970	0.794	-0.0540	0.0275
歷史模擬法							
α=5%	7	248	2.823	-1.573	2.918	0.0780	-0.0483
α=1%	3	248	1.210	0.332	0.103	0.0680	-0.0089
蒙地卡羅模擬法							
α=5%	9	248	3.629	-0.991	1.080	0.0233	-0.0413
α=1%	3	248	1.210	0.332	0.103	0.0371	-0.0375

Z 檢定、LR 檢定：*爲在 5%顯著水準下拒絕虛無假設　**爲在 1%顯著水準下拒絕虛無假設
MRB 檢定爲値愈大，相對愈具保守性；MRSB 檢定爲値愈小，愈具效率性
在 MRB 檢定、MRSB 檢定部分，是將α=5%及α=1%之模型分開檢定

三、債券資產

債券資產
準確性檢定：
α=1%，各模型皆符合準確性
α=5%，EWMA 法符合準確性

在債券資產部分，當顯著水準爲 1%時，EWMA 法之實際失敗次數較爲接近理論失敗次數，在 5%下，亦是 EWMA 法相對其他模型較佳，不過與理論失敗次數仍有差距。若進一步利用準確性檢定可看出，各類估計模型在 1%顯著水準下皆不拒絕虛無假設，表示估計模型之失敗率皆在合理範圍內，但在 5%下只有 EWMA 法通過準確性檢定，其餘模型都顯示出有風險值高估的現象。主要原因爲本系統所採用之殖利率爲路透社之 Duration Mapping 法，是由債券市場之指標債券所計算而來，但台灣之債券市場較小，容易存在流動性風險或是因議價的結果使得殖利率有大幅的變動，且台灣利率商品之機率分配並非像權益和外匯商品較易有厚尾之現象，其相較於常態分配接近集中高峽峰分配(劉美纓，民 92)，因此利用殖利率波動度來估計風險值時容易

有高估之情形，尤其在α=5%時特別明顯；不過在α=1%下，因爲其對失敗次數要求原本就比較嚴謹，因此所有模型皆通過準確性檢定。

保守性檢定：
α=1%，歷史模擬法最具保守性

在保守性檢定部分，當α=1%，以歷史模擬法相對其他方法較具保守性，表示因爲歷史模擬法完整捕捉過去殖利率之變動，能提供其較夠足資本的保護。

效率性檢定：
α=1%，SMA 最具效率性

在效率性檢定部分，當α=1%時，以 SMA 法爲最有效率，其次爲蒙地卡蒙模擬法，顯示台灣利率商品較無厚尾現象，因此利用常態分配假設之模型來計算風險值，在實際失敗率等於理論失敗率下，相對而言較具效率性。在α=5%下，因爲許多模型無法通過準確性檢定，所以不進一步探討保守性及效率性檢定。

表三、債券資產風險值模型實證結果彙整

	失敗次數	回溯天數	失敗率(%)	Z 檢定	LR 檢定	MRB 檢定	MRSB 檢定
變異數-共變異數法							
-SMA							
α=5%	1	248	0.403	3.321**	18.308**	0.2709	-0.0031
α=1%	1	248	0.403	-0.945	1.152	0.0854	-0.0674
-EWMA							
λ=0.93 α=5%	7	248	2.823	-1.573	2.918	-0.1710	-0.0245
λ=0.93 α=1%	3	248	1.210	0.332	0.103	-0.2909	0.0468
λ=0.94 α=5%	7	248	2.823	-1.573	2.918	-0.1589	-0.0087
λ=0.94 α=1%	3	248	1.210	0.332	0.103	-0.2805	0.0627
歷史模擬法							
α=5%	2	248	0.806	-3.030**	13.954**	0.0743	-0.0706
α=1%	0	248	0.000	-1.583	NaN	0.6671	0.0220
蒙地卡羅模擬法							
α=5%	2	248	0.806	-3.030**	13.954**	-0.0153	0.1069
α=1%	1	248	0.403	-0.945	1.152	-0.1812	-0.0639

Z 檢定、LR 檢定：*爲在 5%顯著水準下拒絕虛無假設　**爲在 1%顯著水準下拒絕虛無假設
MRB 檢定爲值愈大，相對愈具保守性；MRSB 檢定爲值愈小，愈具效率性
在 MRB 檢定、MRSB 檢定部分，是將α=5%及α=1%之模型分開檢定
NaN 表示檢定統計值無法計算

陸、研究結論

雖然風險值模型不斷的引領更新，但卻無一個最適模型是可以應用於不同的金融市場及金融商品上，因此巴塞爾監理委員會允許銀行可自行選用變異數－共數異數法、歷史模擬法及蒙地卡羅模擬法以估計風險值，而本公司新系統也因應各類資產之特性，將這三種模型作更精確之研發。在此本研究依據

股票資產
以 EWMA 法較為適合

外匯資產
歷史模擬法較能捕捉厚尾
現象

債券資產
以變異數-共變異數法較為適合

這些風險模型，運用股票、外匯及債券資產分別證實其模型之準確性、保守性及效率性。

根據實證結果可知，股票資產及外匯資產使用各類估計模型，不論在 α =1%或 α =5%下，皆符合模型準確性；而債券資產則因指標公債殖利率資料易受台灣債券市場流動性風險及議價的關係，其風險值計算出的結果相對過於保守，而在較嚴謹的 α =1%下，其模型仍符合準確性，不過在 α =5%下，只有 EWMA 法通過準確性檢定。

在保守性及效率性檢定方面，股票資產在 α =1%下，以歷史模擬法較具保守性，EWMA(λ =0.94)最具效率性；而在 α =5%時，以 EWMA(λ =0.93)同時最具保守性及效率性，可知雖然股票市場存在厚尾現象，不過 EWMA 法仍是衡量股票市場風險值之不錯方法。在外匯資產方面， α =1%時以歷史模擬法最具保守性，蒙地卡羅模擬法最具效率性；而在 α =5%下歷史模擬法同時具保守性及效率性，可知使用眞實分配之歷史模擬法較能捕捉外匯資產之厚尾現象。在債券市場方面， α =1%以歷史模擬法具保守性，SMA 最具效率性，因爲台灣利率商品較無厚尾現象，所以建議以變異數-共變異數法較爲適合。

參考文獻

1、林帛靜(民 91),「期貨市場報酬分配之厚尾型態與風險值衡量模型之探討：台灣臺指期貨與新加坡摩根臺指期貨」,國立高雄第一科技大學財務管理所論文。

2、林楚雄、張簡彰程、謝景成(民 94),「三種修正歷史模擬法估計風險值模型之比較」，風險管理學報，vol7 no2 ; P183-201。

3、翁偉哲(民 93),「風險值偏誤之衡量：以台灣期貨交易所之股價指數期貨爲例」，國立高雄第一科技大學金融營運所碩士論文。

4、康健廷(民 92),「我國商業銀行風險值(VaR)評價模型之分析比較」，國立臺北大學企業管理所碩士論文。

5、劉美纓(民 92)，「銀行風險值模型回顧測試與壓力測試-保守性、準確度及效率性」，2003 年商情資料庫分析與建構之研究成果發表文章。

6、Jorion, P., 2000, Value at Risk: The New Benchmark for Controlling Market Risk, 2nd edition, McGraw-Hill。