

隨機投資模型與長期負債投資避險策略之研究

A Study of Stochastic Investment Model and Investment Strategies for Long-term Liabilities

黃泓智¹ 余清祥² 楊曉文³ 黃彥富⁴
Hong-Chin Huang Jack C. Yue Sharon S. Yang Yen-Fu Huang

摘 要

傳統之精算方法大多採用確定方法(Deterministic Method)，即以過去的經驗設立精算假設，在期望值法則下完成計算與預測，但因未將可能的隨機變因列入考量，這樣的假設求出之預測雖然具不偏性，卻經常與實際結果有不小的差異。近幾年來，國外已有研究以隨機投資模型套用在財務經濟領域，並且應用在保險或其他之長期資產負債評估上，本研究將嘗試建構可呈現台灣市場趨勢之隨機投資模型，以供國內保險精算界使用。本研究將根據所建構出來之隨機投資模型，應用在三種型態的長期負債之資產配置上，以靜態避險的方式，探討如何將此三種長期負債作最適當的資產配置，以因應在一定期間後所應支付的負債，其中根據三種投資標的：一月期定期存款、長期債券及股票，引用均數-變異避險（Mean-variance Hedging），推導出靜態避險之最適投資組合公式，提出有效的投資避險策略的建議。

關鍵字：隨機投資模型、Granger 因果關係、資產負債管理、靜態避險

¹ Assistant Professor, Department of Risk Management and Insurance, National Chengchi University
政治大學風險管理與保險系助理教授

² Associate Professor, Department of Statistics, National Chengchi University
政治大學統計系副教授

³ Assistant Professor, Department of Insurance, Tamkang University
淡江大學風險管理與保險系助理教授

⁴ Master of Department of Risk Management and Insurance, National Chengchi University
政治大學統計系碩士

Abstract

The traditional actuarial valuation method does not take into account the market value of assets and liabilities, and might cause inaccurate predictions or large deviation from the true values. In recent years the stochastic model with the consideration of the market value of the assets that was proposed in financial economics, is applied to the valuation of the insurance or pension related liability. In this study, we consider the market or economic valuation and investigate the optimal asset allocation for the long-term asset liability management, and propose a stochastic investment model to Taiwan financial market. This stochastic model is based on causality method and under consideration of parsimonious parameterization.

With the investment model, we investigate the use of static hedging to establish a first approximation to the long-term insurance liability. This involves finding optimal hedging strategy, which minimizes the risk of an investment related to the liability. We aim to achieve this using the standard asset classes used by pension or insurance funds rather than achieve perfect matching of assets and liabilities using a more complex and detailed range of bonds.

Key words: Stochastic investment model; Granger; Asset-liability management; Static hedging

壹、緒言

評估投資報酬不論是在保險商品的定價或資產負債的管理上，對於精算人員都是非常重要的課題，然而傳統精算方法大多採用確定方法(Deterministic Method)，即以過去的經驗設立精算假設。但這樣的假設並無法精確地呈現未來趨勢，尤其保險商品的有效期限較長，若以確定方法來評估商品定價或資產與負債管理，可能會造成保險公司錯估市場趨勢，造成錯誤的商品定價或不當的資產配置、增加經營上之風險。以英國 1980 年代保險公司所面臨之滿期保證給付(Maturity Guarantee)⁵問題為例，由於精算人員錯估市場趨勢，在英國股市崩盤、市場投資報酬大幅下降等因素的衝擊下，使得市場利率遠低於當時保險公司所約定之保單保證利率，造成保險公司累積之資產遠小於到期之負債，產生財務上的困難。上述原因促使英國精算學會之滿期保證給付工作小組(Maturity Guarantee Working Party, 1980)，利用財務經濟之概念建立隨機投資模型，藉由準備金的提存來解決原先計算上的問題。經此事件之後，以隨機方法(Stochastic Method)結合隨機投資模型在保險精算相關研究上便受到重視，相繼產生許多隨機投資模型，如 Wilkie(1986)、Cairns(1999)及 Yakubov et al.(1999)等。

保險精算的模型和一般財務經濟的模型之目的不同，財務經濟模型較注重短期評估，而保險精算模型則著重長期預測，目前之文獻中，鮮少投資模型是針對保險或退休金等長期負債的需要而設計的模式。Wilkie (1986, 1995)所建構的 Wilkie Model 是少數適用於預測金融資產之長期投資報酬率的模型，雖然此模型只利用簡單之自我迴歸模型(Auto Regressive, AR)，但同時考慮總體經濟環境中金融資產間之關係，如通貨膨脹、股利、股利率、股價、長期利率、短期利率、薪資率、地價指數及土地收益率等，因此滿足保險精算需考慮不同投資標的之需求。由於 Wilkie Model 在資產的長期預測效力優於短期預測，更為適合保險公司長期資產及負債之評估，因此近年來許多學者如 Hardy(1993)、Macdonald(1994)和 Berketi(1998)利用此模型研究保險公司的清償能力，Wright(1998)和 Huang(2000)則利用此模型在退休金之相關研究。Wilkie Model 之介紹可參考本文附錄一。

相對於國外在保險精算之投資模型研究，國內雖然也有物價指數或利率指數之模型研究，如黃仁德與楊忠誠（1999）、劉美琦（2000）等，但尚無探討在保險精算的投資模型研究。由於國外保險精算上常使用之 Wilkie 投資模型，其配適參數之市場結構不適

⁵保證保單持有人在保單滿期時可以領取一筆滿期金，滿期金給付金額為投資帳戶價值或保險公司提供最低保證利率所計算出已繳保費之本利和兩者中較高者。

合台灣整體經濟環境，無法直接套入實際資料推估模型參數⁶。因此本研究延伸 Wilkie 之總體模型之概念，透過台灣投資市場之總體資料建構出一隨機投資模型，其市場結構之關係是根據 Granger(1969)的概念，考慮短期利率、債券殖利率、股利率、股價指數、消費者物價指數(CPI)以及貨幣供給量六種總體經濟因素，以預測未來短期利率、長期債券報酬率以及股票報酬率的投資模型。

除了提供一個可供國內保險精算領域使用之理論模型外，本研究也將建構的隨機投資模型應用在長期負債之資產配置上。預計將以三種型態之長期負債為例，分別為固定成長型的負債、隨著消費者物價指數成長的長期性負債、以及將兩者取其最大的綜合型負債，在靜態避險的假設下，探討此三種長期負債的最佳資產配置，以因應在一定期間後所應支付的負債。其中考慮的三種投資標的為一月期定期存款、長期債券及股票，在均數-變異避險（Mean-variance Hedging）的計算原則下，推導出靜態避險之最適投資組合公式，提出有效的投資避險策略的建議。

本文的編排如下：第二節先介紹藉由 Granger 因果關係建構的隨機模型，並對建構之模型檢查殘差之常態性、獨立性等模型假設，並透過電腦模擬評估模型的配適能力；投資模型應用於長期負債之投資避險策略及數值結果則於第三節說明；第四節為本研究之結論。

貳、投資模型之建構

本研究以 Granger 因果關係找出總體變數間兩兩變數間的關係，在精簡的原則下配適出投資模型⁷，以供本研究長期性負債避險策略之應用。

過去從總體角度考量預測模型不少，較為知名的有 Kim and Wu (1987)研究總體經濟因素與股票價格的關係，採用 1973 年至 1985 年之 464 種美國股票市場的月資料，採用主成分分析法篩選總體經濟因素，再代入線性迴歸法，研究發現通貨膨脹、貨幣供給、利率與股價市場有明顯的相關。Abudullah and Heyworth (1993)以向量自我迴歸模型（Vector AR, VAR）研究總體經濟變數與股價間關係，並探討各變數對股價波動性的相對解釋能力，資料為美國 1978 年至 1993 年的月資料，研究發現長期利率、貨幣供給成

⁶ 國內市場總體經濟間之從屬關係如附錄二。

⁷ 本研究分別針對 Granger 和 VAR 結合 Error Correlation Model (VECM)的方法建構投資模型，結果發現採用 Granger 的方法所建構的投資模型，其預測能力比 VECM 投資模型好，因此本文以 Granger 的方法為探討的主題，基於篇幅的限制，沒有將 VECM 投資模型的探討內容列入本文中。

長率、預算赤字與股票報酬率顯著相關。Yakoubov, Teeger, and Duval (1999) 使用 VAR 模式、Granger 因果關係檢定以及單根檢定等統計方法針對英國總體經濟環境建構投資模型，採用的變數有英國的通貨膨脹率 (Price Inflation)、薪資成長率 (Salary Inflation)、債券 (Bonds)、現金 (Cash)、股票 (Equity) 以及指數連動 (Index-linked) 型債券。

一、資料來源

本文所建構之投資模型主要是針對保險精算上的需求為主要考量，因此對於模型中變數的選取主要是以保險或是退休金等長期負債相關之總經變數為考量依據。本研究的研究動機是參考國外文獻 Wilkie investment model(1995)的架構，原先 Wilkie 的模型是以英國的總體環境為對象，本研究根據國內的總體環境，找出相關的總體變數及其從屬關係，進而建立一可供國內保險精算上應用的投資模型。經過本研究對總體變數的評估，考慮台灣地區短期利率、債券殖利率、股利率、股價指數、消費者物價指數以及貨幣供給量六種總體經濟因素做為投資模型中的六個變數。其中短期債券、長期債券、股票是目前保險或是退休金等長期負債最常持有的投資標的；消費者物價指數則是保險商品或是退休金負債最為相關的總經變數；另外，根據國外之相關研究指出，貨幣供給量與股價市場有明顯的相關 (Kim and Wu 1987, Abudullah and Heyworth 1993)，因此本文採取此六個變數。國內之投資模型的相關研究多半是針對單一投資標的探討其短期性的預測，與本文之目的較為不同。本研究所建立的模型是以長期性的預測為主要目的，以下是各變數的定義與說明如下：

SP ：發行量加權股價指數月底值（1966 年的數值定為 100）

BY ：10 年期政府公債殖利率月底值

RATE ：第一銀行一月期定存利率月底值

DY ：上市股票殖利率月底值

CPI ：消費者物價指數（1966 年的數值定為 100）

M1B ：狹義貨幣供給額指數月底值（1966 年的數值定為 100）

這些資料來源的取得除了長期債券殖利率源自『大華證券』外，其餘全都源自於『台灣經濟新報』，受限於長期債券殖利率資料的搜取不易，本研究所使用資料的時間從 1993 年 9 月至 2002 年 5 月共 105 筆月資料。

二、Granger 因果關係的投資模型

(一)、Granger 因果關係

建構 Granger 因果關係的投資模型首先需檢驗資料是否具有平穩性，若具有平穩性，則可進一步探討任兩個變數間的因果關係。我們以 Dickey-Fuller (1979) 所提出的 ADF(Augmented Dickey-Fuller)檢定法進行這 6 個變數的單根檢定，由於模型中可包含常數項及時間趨勢項，所以有 τ 、 τ_{α} 及 $\tau_{\alpha,T}$ 三種不同檢定統計量，檢定結果若顯著，表示單根不存在，亦即資料為一平穩(Stationary)的時間數列。根據表 2-2-1 的檢定結果， τ 統計量在 1% 與 5% 的顯著水準下的臨界值分別為-2.58 與 -1.95； τ_{α} 統計量在 1% 與 5% 的顯著水準下的臨界值分別為-3.43 與-2.86；而 $\tau_{\alpha,T}$ 統計量在 1% 與 5% 的顯著水準下的臨界值分別為-3.96 與-3.41，原始資料皆呈非平穩性，經過一次差分的處理，資料變成平穩型的序列。

表 2-2-1 ADF 單根檢定結果表

變數名稱	落後期數	τ	τ_{α}	$\tau_{\alpha,T}$
SP	0	-0.231444	-2.455260	-2.332352
BY	0	-1.399481	-0.687783	-2.180370
RATE	2	-1.194336	-0.372002	-1.737314
DY	1	-0.710666	-2.352529	-2.566433
CPI	1	1.760259	-2.650966	-2.522364
M1B	0	2.038055	-0.552840	-3.160731
Δ SP	0	-9.957632**	-9.914188**	-9.962776**
Δ BY	0	-9.932798**	-10.02328**	-10.01453**
Δ RATE	0	-7.440789**	-7.617155**	-7.791277**
Δ DY	0	-8.501991**	-8.460394**	-8.437136**
Δ CPI	0	-13.88588**	-14.17692**	-14.42833**
Δ M1B	0	-9.614348**	-9.995555**	-9.952942**

資料來源：E-VIEWS

註：1、 τ 表示無常數項也無時間趨勢項； τ_{α} 表示有常數項但無時間趨勢項；

$\tau_{\alpha,T}$ 表示有常數項也有時間趨勢項。

2、『*』表示在 5% 顯著水準下顯著；『**』表示在 1% 顯著水準下顯著。

3、採用 SC 準則(Schwartz's Criterion)去選取最適當的落後期數。

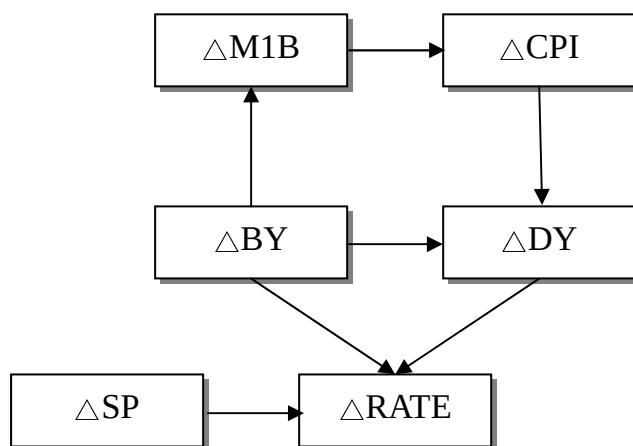


圖 2-2-1 因果關係圖 (Lag=1)⁸

進一步根據 Granger 因果檢定如附錄二表 1 所示，我們發現其複合因果關係模型如圖 2-2-1。從圖 2-2-1 中可發現一次差分的貨幣供給額受到一次差分後的長期債券殖利率影響；一次差分的物價指數受到一次差分後的貨幣供給額影響；而一次差分的股利率同時受到一次差分後的物價指數及一次差分後的長期債券殖利率影響。至於一次差分後的短期利率，則同時受到一次差分後的股利率、一次差分後的長期債券殖利率及一次差分後的股價指數影響。然而，股價指數及長期債券殖利率在取完一次差分後，並沒有受到任何變數的影響，自成一個系統，但其在即期上卻有受到某些變數影響，如附錄二表 2 所示。圖 2-2-2 為長期債券殖利率及股價指數之即期因果關係 (Instantaneous Causality) 圖。

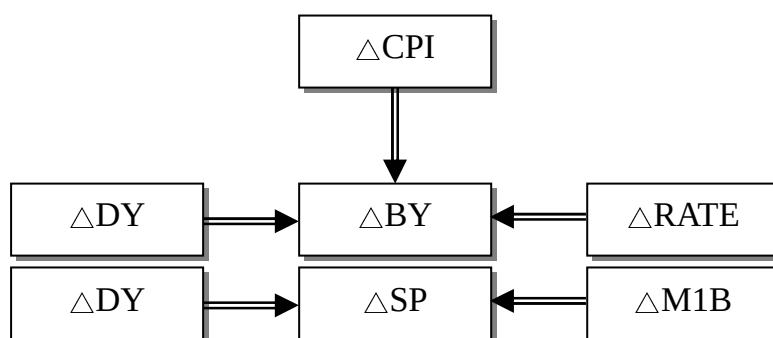


圖 2-2-2 長期債券殖利率與股價指數即期因果關係圖 (Lag=0)

⁸本研究都採取 SC 準則決定最適落後期數，分析結果發現本模型之最佳落後期數為一期。

(二) 建構因果模式的投資模型

經由以上的因果關係，我們逐一建立因果模式投資模型，首先考慮複合因果關係模型，再進一步建構複合即期因果關係模型。在以下的說明中，「*」代表在 5% 的顯著水準下顯著異於 0；「**」則代表在 1% 的顯著水準下顯著異於 0。

1、複合因果關係模型如下：

(1)、貨幣供給額之複合因果關係模式

$$\Delta M1B_t = 2.762621^* \cdot \Delta BY_{t-1} + 0.889546^{**} + \alpha_t$$

$$\rightarrow M1B_t = M1B_{t-1} + 2.762621^* \cdot (BY_{t-1} - BY_{t-2}) + 0.889546^{**} + a_t$$

其中誤差項 $a_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ ， $\sigma_a = 1.931283$

(2)、消費者物價指數之複合因果關係模式

$$\Delta CPI_t = -0.348317^{***} \cdot \Delta CPI_{t-1} - 0.050327^{**} \cdot \Delta M1B_{t-1} + 0.216435^{**} + \alpha_t$$

$$\rightarrow CPI_t = CPI_{t-1} - 0.34832^{***} \cdot (CPI_{t-1} - CPI_{t-2}) - 0.05033^{**} \cdot (M1B_{t-1} - M1B_{t-2}) + 0.21644^{**} + a_t$$

其中誤差項 $a_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ ， $\sigma_a = 0.903897$

(3)、短期利率之複合因果關係模式

在 Granger 因果關係檢定，債券殖利率、股價和股利率的前一期資訊會「個別」顯著的影響當期短期利率。但若我們同時考量這三種變數都成為預測短期利率的解釋變數時，便要考慮這些變數是否存有高度相關的現象，也就是所謂的共線性（Multi-collinearity）問題，而解決共線性的方法之一是主成份分析（Principal Component Analysis）。所謂主成份分析是尋找幾個解釋變數 x_i 的線性組合，它們一方面要能保有原來變數的資訊（即有代表性），而且主成份間也不能重疊（即有獨立性），更重要的是能以「少數」幾個主成份代替原來「多個」解釋變數（即有精簡性）。我們求出 ΔSP （股價差分一次）與 ΔDY （股利率差分一次）之間的相關係數，竟高達 -0.7523，顯示這兩個變數間有高度負相關性，若僅單純的將它們視成預測匯率的解釋

變數，可能會產生共線性問題。因此將這兩個變數代入主成份分析，結果發現第一主成份可解釋 87.62% 的變異程度，於是我們以第一個主成份(*princomp*)代替原先的兩個變數 ΔSP 、 ΔDY ，所以透過 Granger 因果關係模式，可將短期利率複合因果關係模式表示為：

$$\begin{aligned}\Delta RATE_t &= 0.247248^{**} \cdot \Delta RATE_{t-1} + 0.144^{*} \cdot \Delta BY_{t-1} + 0.0000595^{*} \text{princomp}_{t-1} + \alpha_t \\ \& \text{ princomp}_{t-1} &= -0.707107 \cdot \Delta DY_{t-1} + 0.707107 \cdot \Delta SP_{t-1} \\ \rightarrow RATE_t &= RATE_{t-1} + 0.247248^{**} \cdot (RATE_{t-1} - RATE_{t-2}) + 0.144^{*} \cdot (BY_{t-1} - BY_{t-2}) \\ &\quad + 0.0000421^{*} \cdot (SP_{t-1} - SP_{t-2} - DY_{t-1} + DY_{t-2}) + a_t\end{aligned}$$

其中誤差項 $a_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ ， $\sigma_a = 0.169253$

(4)、股利率之複合因果關係模式

如同短期率一樣，股利率也分別受到物價指數與債券殖利兩個變數的影響，因為這兩個變數的相關係數與 0 無異，沒有共線性的問題，我們將物價指數與債券殖利率同時納入股利率迴歸模型的預測變數，分析發現其迴歸模型的殘差為一 AR(1)時間數列：

$$\begin{aligned}\Delta DY_t &= -0.290108^{*} \cdot \Delta DY_{t-1} - 0.311909^{**} \cdot \Delta BY_{t-1} + 0.05623^{*} \cdot \Delta CPI_{t-1} + u_t \\ \rightarrow DY_t &= DY_{t-1} - 0.290^{*} \cdot (DY_{t-1} - DY_{t-2}) - 0.312^{**} \cdot (BY_{t-1} - BY_{t-2}) + 0.056^{*} \cdot (CPI_{t-1} - CPI_{t-2}) + u_t\end{aligned}$$

其中 $u_t \sim AR(1)$ ， $u_t = 0.40699^{***} \cdot u_{t-1} + a_t$

誤差項 $a_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ ， $\sigma_a = 0.372907$

2、複合即期因果關係模型：

(1)、股價指數之複合即期因果關係模式

由即期因果關係圖 2-2-2 得知貨幣供給額 $\Delta M1B$ 、股利率 ΔDY 與股價指數 ΔSP 的因果關係，透過 Granger 即期因果關係模式，可得：

$$\begin{aligned}\Delta SP_t &= -1024.118^{***} \cdot \Delta DY_t + 31.60684^{***} \cdot \Delta M1B_t + 16.03307 + \alpha_t \\ \rightarrow SP_t &= -SP_{t-1} - 1024.118^{***} \cdot (DY_t - DY_{t-1}) + 31.60684^{***} \cdot (M1B_t - M1B_{t-1}) + 16.03307 + a_t\end{aligned}$$

其中誤差項 $a_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ ， $\sigma_a = 375.6562$

(2)、債券殖利率之複合即期因果關係模式

如同股價模式一樣，在落後一期的因果關係檢定中，並沒有受到任何變數的顯著

影響。我們仍然考慮當期時間其他變數對債券殖利率的影響，由即期因果關係圖 2-2-2 得知物價指數 ΔCPI 、股利率 ΔDY 及短期利率 $\Delta RATE$ 影響債券殖利率 ΔBY ，透過 Granger 即期因果關係模式，可得：

$$\Delta BY_t = -0.17434^* \cdot \Delta BY_{t-1} - 0.233196^{***} \cdot \Delta DY_t - 0.040928^{**} \cdot \Delta CPI_t + 0.389228^{***} \cdot \Delta RATE_t + \alpha_t$$

$$\rightarrow BY_t = BY_{t-1} - 0.17434^* \cdot (BY_{t-1} - BY_{t-2}) - 0.233196^{***} \cdot (DY_t - DY_{t-1}) \\ - 0.040928^{**} \cdot (CPI_t - CPI_{t-1}) + 0.389228^{***} \cdot (RATE_t - RATE_{t-1}) + a_t$$

其中誤差項 $a_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ ， $\sigma_a = 0.208861$

三、投資模型的診斷

在建構出因果模型後，接著考量投資模型的殘差診斷，我們以無母數方法的 K-S 適合度檢定(Kolmogorov-Smirnov Goodness-of-fit Test)統計量檢定殘差是否為常態分配；以 Liung-Box 的 Q 統計量以及 Durbin-Watson 統計量檢查殘差之獨立性；最後以 Engle(1982)的 ARCH-LM (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Lagrange Multiplier) 檢定，檢測殘差是否存在 ARCH 效果。根據上述的模式殘差項檢定統計量的檢驗，我們將結果表列如表 2-2-2，只有短期利率未通過 1%顯著水準的常態性檢定，本模型的其他殘差檢測都無問題。

表 2-2-2 模型之殘差項檢定表

殘差項檢定		SP	BY	RATE	DY	CPI	M1B
常態性 檢定	K-S	0.0659	0.0553	0.2157**	0.0785	0.0742	0.0936
		(0.5)	(0.5)	(0.0000)	(0.5)	(0.5)	(0.0267)
獨立性 檢定	Durbin-Waston	2.0093	2.0842	2.1872	1.9797	2.0945	2.0211
	Liung-Box Q	5.9350	3.2193	6.9152	1.1772	5.5425	14.6190
同質性 檢定	ARCH-LM	0.0867	4.7482	0.1495	0.1853	0.0489	0.2143
		(0.7691)	(0.0115)	(0.6999)	(0.6678)	(0.8253)	(0.6445)

註：1、**表示在 1%顯著水準下顯著 2、括號內的數字為檢定的 p-value

在模型參數穩定性的檢測上，我們採用蒙地卡羅電腦模擬，求出每個參數估計值的 95% 信賴區間，若實證估計值和模擬平均值接近，且所有的模擬值都落在 95% 的

信賴區間內的話，表示此參數估計值可視為穩定。根據檢測的結果(附錄三圖 1 至圖 15)，顯示模擬的平均參數估計值和實證估計值非常接近，而模擬的參數估計值也大多都落在 95% 信賴區間內，且其誤差率(Error Rate)也都在其合理的範圍內，故模型整體皆呈現穩定狀態。

四、模型之模擬與配適能力評估

本研究主要目的之一是希望藉由建構的模型預測未來的投資報酬率，然而在預測之前，必須先比較由建構模型產生的模擬資料與原始資料，若模式的電腦模擬數值的時間趨勢圖與原始資料很接近時，可以說這模式有不錯的預測能力；相反地，則投資模型的預測能力有待商榷。附錄四圖 1 至圖 6 中為模型模擬資料與原始資料之比較，模擬在殘差 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 的假設下產生隨機變數，在給定起始值下代入建構出的因果模型，求出在 1000 次模擬的中位數及 95% 信賴區間。結果發現，每一個變數模擬 1000 次的平均值幾乎和原始真實值重疊，且真實值也被涵蓋於 95% 信賴區間內。

另外，也計算模擬值與真實值的差距來評估模型的配適能力，在此採用 MAPE(Mean Absolute Percentage Error) 評估模型的配適能力，其定義如下：

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{\varepsilon_i}{Y_i} \right| \times 100\%$$

其中 Y_i 是第 i 個觀察值； $\varepsilon_i = Y_i - \hat{Y}_i$ ； $\hat{Y}_i$ 是 Y_i 的估計值。

我們依據上述的評估方法，將樣本觀察值的誤差分成四個範圍比較優劣⁹，表 2-4-1 為根據模擬 1000 次算出的 MAPE 的平均值。

表 2-4-1 MAPE 配適能力結果

時 段	SP	BY	RATE	DY	CPI	M1B
前 1/3 期 93/9~96/7	31.02291	8.850585	13.27554	32.38999	3.026223	7.716727
中 1/3 期 96/8~99/6	39.22724	15.36578	30.21082	35.90697	4.654548	10.65094
後 1/3 期 99/7~02/5	60.49734	25.63709	58.47910	47.16386	5.137867	11.52812
全期 93/9~02/5	43.58250	16.61782	33.98848	38.48694	4.272879	9.965263
綜合配適能力	合理	良好	合理	合理	高精確度	高精確度

⁹ 本研究以 Lewis (1982) 之分類等級來評估，其依 MAPE 大小將模式預測能力分為以下四個等級：

MAPE	<10%	10%~20%	20%~50%	>50%
預測能力	高精確度	良好	合理	不正確

預測誤差愈小，表示模式愈佳。

從表 2-4-1 可以明顯看出，物價指數及貨幣供給額的配適能力最好，其次是長期債券殖利率，而股價指數、短期利率及股利率整個模型配適則尚稱合理。

伍、模型預測能力分析

本文根據 1993 年 9 月至 2002 年 5 月的資料進行投資模型的參數估計，同時利用 2002 年 6 月至 2003 年 5 月之一年的真實值進行樣本外預測的交叉驗證，我們模擬出 1000 組 12 期（一年）的預測值，然後比較其中位數及 95%信賴區間與 2002 年 6 月至 2003 年 5 月之一年的真實值。從附錄五中圖 1 至圖 6 的比較圖中，我們發現真實值完全是落在模擬值的 95%信賴區間內，另外根據表 2-5-1 中之 MAPE 評估數值，也都有相當不錯的預測結果。

表 2-5-1 MAPE 配適能力結果

	SP	BY	RATE	DY	CPI	M1B
MAPE(%)	27.54527	20.86277	33.47355	24.73929	1.212869	2.543998
預測能力	合理	合理	合理	合理	高精確度	高精確度

參、長期負債之投資避險策略

一、投資避險策略

關於長期負債之資產負債管理的研究，有許多是針對退休基金的資產配置提供建議及退休基金避險策略之最適資產配置。Brinson and Beebower（1991）的研究指出，在 1977 年到 1987 年間基金投資績效之好壞，資產配置（Asset Allocation）佔 90%、選股策略（Security Selection）與擇時策略（Market Timing）只佔了 10% 的比例，因此退休基金所投資之資產及其資產配置是投資時較重要的考量因素。余雪明及何憲章（1995）認為長期性退休基金可將其資金分配於至債券、股票、不動產及其他投資。其資產組合券之比率為 20~30%、股票為 20~30%、不動產為 0~10%。黃介良（1997）主張在年輕成長期應採較積極的投資策略，應著重投資組合的長期性及收益性，建議將大部分資金投資在收益性高的股票及不動產上；在成年成熟型階段，應該增加債券的比例；在老化衰退時期，退休基金的策略應偏向保守，重視安全性與流動性，其投資應以流動性資產

¹⁰及債券為主。

Black (1980) 及 Tepper (1981) 認為具免稅資格的退休基金應完全投資於公司債券，藉以獲得免稅的利益及最高報酬。Sharpe (1976) 及 Treynor (1977) 則認為退休基金應儘可能投資在高風險的資產，建議完全投資於公司股票，以獲取最高報酬。Ambachtsheer (1986) 則採取較務實的觀點，認為退休基金應採資產組合方式來進行投資，不宜採單資產方式投資。Boyle and Yang (1997) 則將退休基金投資分類分為股票投資、債券投資和貨幣市場帳戶，將長短期利率列入債券的收益考量，並引用 Duffie-Kan 模型來描述。Brennan, Schwartz, and Lagnado (1997) 之資產配置模型，則考量投資標的物為股票、永續公債和短期現金收益。

綜合以上文獻，可以發現資產配置一直是學者研究長期負債的重視議題，因此本研究將以三種長期負債為目標：固定成長型的負債、隨著消費者物價指數成長的長期性負債，以及將兩者取其最大的綜合型負債。各類型的負債指數詳細定義如下：

- ❶ 固定成長的退休金負債（定義為 M^F ），每月以比例 f 成長，則在時間 t ：

$$M^F(t) = (1 + f) \times M^F(t-1) = (1 + f)^t$$

- ❷ 隨著消費者物價指數成長的長期性負債（定義為 M^R ），每月隨著消費者物價指數（CPI）而成長，則在時間 t ：

$$M^R(t) = \frac{CPI(t)}{CPI(t-1)} \times M^R(t-1) = \frac{CPI(t)}{CPI(0)}$$

- ❸ 綜合型退休金負債（定義為 M^L ），則在時間 t ：

$$M^L(t) = \max\left(\frac{CPI(t)}{CPI(t-1)}, 1 + f\right) \times M^R(t-1) = \prod_{j=1}^t \max\left(\frac{CPI(j)}{CPI(j-1)}, 1 + f\right)$$

其中，為了數值結果的簡化且不失本研究投資模型在資產負債管理上的應用，在本研究的數值結果皆假設各類型之期初的負債皆為 1，即對 $\alpha = F, R, L$ 而言皆滿足 $M^\alpha(0) \equiv 1$ 。

長期負債之投資必須兼顧安全與獲利兩種特性，如何運用避險技巧同時降低投資風險及提高投資報酬是許多研究的共同目標，本研究亦以此為目標。本研究採用均數-變異避險（Mean-variance Hedging）（Musielà and Rutkowski, 1997）的變異極小化的方法，找出不同負債之最適靜態避險略。所謂靜態避險略是假設基金投資在各項資產數額在期初固定，作 N 個月期的長期性投資，當中不改變各資產所投資的金額，以因應於 N 個

8 流動性資產包括：活期存款、定期存款和短期票券。

月後的退休金負債。在此，考慮一月期的定期存款、十年期的長期政府公債及股票作為投資標的，利用上述所建構之因果投資模型預測個別投資標的之報酬率，其定義如下：

❶ 一月期定存報酬率 (R_{1t}):

$$R_{1t} = 1 + RATE_{t-1} \quad , \text{ 其中 } RATE_{t-1} \text{ 為時間 } t-1 \text{ 的一月期定存利率}$$

❷ 長期債券報酬率 (R_{2t}):

$$R_{2t} = \frac{BP_t + I_t}{BP_{t-1}} \quad , \text{ 其中 } BP_{t-1} \text{ 為時間 } t-1 \text{ 的債券價格} \quad , \quad I_t \text{ 為時間 } t \text{ 所給付的利息。}$$

❸ 股票報酬率 (R_{3t}):

$$R_{3t} = \frac{SP_t + D_t}{SP_{t-1}} \quad , \text{ 其中 } SP_{t-1} \text{ 為時間 } t-1 \text{ 的股價指數} \quad , \quad D_t \text{ 為時間 } t \text{ 給付的股利。}$$

根據上述之定義，目標函數 (Object Function, O.F.) 可表示為：

$$\begin{aligned} \min \quad & O.F. = Var \left(\frac{\sum_{i=1}^3 x_i S_i(N) - M^\alpha(N)}{S_1(N)} \right) \\ \text{s.t.} \quad & E \left(\frac{\sum_{i=1}^3 x_i S_i(N) - M^\alpha(N)}{S_1(N)} \right) = 0 \end{aligned}$$

其中 x_i 表示期初投資在資產 i 的數額， $M^\alpha(N)$ 為 N 個月後 α 型負債的價值， $S_i(t)$ 表示各項資產在時間 t 的總報酬指數。為了方便各資產最適投資額的計算，定義：

$$\psi_i = E \left(\frac{S_i(N)}{S_1(N)} \right)$$

$$\psi_0^\alpha = E \left(\frac{M^\alpha(N)}{S_1(N)} \right)$$

$$\omega_{i,j} = Cov \left(\frac{S_i(N)}{S_1(N)}, \frac{S_j(N)}{S_1(N)} \right)$$

$$\gamma_i^\alpha = Cov \left(\frac{S_i(N)}{S_1(N)}, \frac{M^\alpha(N)}{S_1(N)} \right)$$

$$\omega_0^\alpha = Var \left(\frac{M^\alpha(N)}{S_1(N)} \right)$$

$$X^\alpha = (x_1^\alpha, x_2^\alpha, x_3^\alpha)^T$$

$$\Omega = \begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \omega_{13} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \omega_{23} \\ \omega_{31} & \omega_{32} & \omega_{33} \end{pmatrix}$$

$$\Gamma^\alpha = (\gamma_1^\alpha, \gamma_2^\alpha, \gamma_3^\alpha)^T$$

$$\Psi = (\psi_1, \psi_2, \psi_3)^T$$

其中 $i, j = 1, 2, 3$ 、 $\alpha = F, R, L$ 。因此，目標函數 $O.F.$ 可以改寫成

$$\min \{ (X^\alpha)^T \Omega X^\alpha - 2(X^\alpha)^T \Gamma^\alpha + \omega_0^\alpha \}$$

$$\text{s.t. } (X^\alpha)^T \Psi - \psi_0^\alpha = 0$$

因為此目標函數是長期公債和股票之二次函數，將此二次式之目標函數分別對長債及股票微分，可得長債及股票之最適資產配置，也就是使得 $\frac{\partial OF}{\partial X^\alpha} = 2\Omega^\alpha X^\alpha - 2\Gamma^\alpha = 0$ 、滿足 $(X^\alpha)^T \Psi - \psi_0^\alpha = 0$ ；再根據限制式之要求（資產與負債之誤差期望值最小化），可求出一月定期存款之最適資產配置值。

在本研究的投資組合中，長債與股票為具有高風險性的資產，短債則視為現金，是屬於無風險性的資產，因此我們首先求出長債與股票之最佳解如下：

$$\begin{pmatrix} x_2^\alpha \\ x_3^\alpha \end{pmatrix} = \hat{\Omega}^{-1} \hat{\Gamma}^\alpha \quad \text{其中 } \hat{\Omega} = \begin{pmatrix} \omega_{22} & \omega_{23} \\ \omega_{32} & \omega_{33} \end{pmatrix}; \hat{\Gamma}^\alpha = \begin{pmatrix} \gamma_2^\alpha \\ \gamma_3^\alpha \end{pmatrix}$$

接著求出短債之最佳解如下，以滿足 $(X^\alpha)^T \Psi - \psi_0^\alpha = 0$ 的限制式：

$$x_1^\alpha = \psi_0^\alpha - \sum_{i=2}^3 x_i^\alpha \psi_i$$

二、數值結果分析

由於台灣之長期債券缺乏真正長年期的債券（超過十年期），即使十年期的債券之持續發行的期間也相當的短（十年左右），受限於台灣長期債券之年期限限制，本文所採用的長期債券資料為十年期的債券，資料的期間也僅有十年（1993 年 9 月至 2002 年 5 月），因此本文採用的負債期間以十年為例子。

本節根據上述因果投資模型，針對上述所提之三種長期負債及各項資產，藉由蒙地卡羅電腦模擬，套用前一節所提之公式求出最佳資產配置，並探討在各種情形下之避險效果，並與之前的研究結果比較。例如：Ambachtsheer（1986）認為退休基金應採資產組合方式進行投資，不宜採單資產方式投資，Brinson and Beebower（1991）亦指出，基

金投資績效之好壞，資產配置扮演了極重要之角色，因此，本研究同時根據本文之假設來驗證此論點。

表 3-2-1 為不同負債、不同到期年限假設下之資產配置，其中負債型式一之固定成長率以 2% 為例，在一年期的負債中，無論是何種負債形式，幾乎所有的資產投資在屬於保守型的定存中，甚至放空股票；若將到期年限拉長至 5 年，投資在定存的比例便明顯下降，而其減少的比例，大部份移至風險比定存略高、報酬率亦高於定存的長期債券中，極少部份移至風險及報酬更高的股票中；若到期年限為 10 年，投資在定存的比例更少了，而將減少的投資比例大部分的轉向長期債券中，這些結果符合預期，因為期間愈長、愈能反應高風險資產所產生之高報酬部份。

表 3-2-1 依到期年限的不同之資產配置表

負債型態	標的	到期年限		
		1 年	5 年	10 年
M^F	定存	0.939864	0.628454	0.381802
	長期債券	0.025281	0.193099	0.261185
	股票	0.000034	0.004389	0.015566
M^R	定存	0.935190	0.574140	0.364321
	長期債券	0.063102	0.244340	0.281734
	股票	-0.022517	0.001689	0.009825
M^L	定存	0.985561	0.750564	0.602541
	長期債券	0.040694	0.281926	0.425632
	股票	-0.015531	0.006148	0.018925

註：表中數字代表期初投資於標的之金額

然而隨著到期日的增長，投資在高風險的股票比例雖略有提高，但比例並不高，這個結果與 Huang (2000) 的結果相差甚遠，其主要原因為 Huang 所考慮之金融環境不同，Huang 是利用 Wilkie 模型模擬英國之金融市場趨勢，本研究是模擬國內之金融市場趨勢，利用本研究之投資模型對定存、長債及股票進行蒙地卡羅模擬分析，研究發現定存的報酬率最低、最為平穩，平均月報酬率約 1.00402，標準差為 0.00065；而長期債券每月的報酬率與穩定性介於短債與股票之間，約在 1.00644，標準差為 0.01789；至於股票每月的平均月報酬率最高、也最為不穩定，約為 1.00919，標準差為 0.09651，由於國內市場之股票變異遠大於債券殖利率與短期利率所產生的變異，並且本文所探討的目標函數是求風險之極小化，而非利潤極大化，因此大部分資產乃投資在定存及債券上，而高

報酬的股票僅獲得少數比例的投資。

為了評估單一投資及資產配置優劣，本研究以總誤差函數為標準，其定義如下：

$$TS^{\alpha} = \frac{1}{S_1(N)} \left[\sum_{i=1}^3 x_i^{\alpha} \cdot S_i(N) - M^{\alpha}(N) \right]$$

其中， $\alpha = F, R, L$ 。

在此分別考慮四種投資方式的可能性，其中前三種為單一資產投資方式：

- ❶ C_1 ：只以定存投資，即 $x_2 = x_3 = 0$ ；
- ❷ C_2 ：只以長期債券投資，即 $x_1 = x_3 = 0$ ；
- ❸ C_3 ：只以股票投資，即 $x_1 = x_2 = 0$ ；
- ❹ C_4 ：以定存、長期債券及股票的投資組合投資

表 3-2-2 為假設到期年限為 10 年下，不同負債及不同投資方式下之總盈餘函數之期望值與變異數結果。從表 3-2-2 可以清楚的看出，不論是何種負債形式，使用資產組合投資方式的總盈餘函數之變異數，都比單資產投資方式的總盈餘函數之變異數小，顯示在本研究之負債型式下，資產配置投資的確優於單資產投資。

表 3-2-2 總盈餘函數之期望值與變異數

負債型態	投資方式	$E[TS^{\alpha}]$	$Var[TS^{\alpha}]$
M^F	C_1	0.0011464	0.01395078
	C_2	-0.4141336	0.00851257
	C_3	-0.7458481	0.01068220
	C_4	0.0048778	0.00445696
M^R	C_1	0.0327579	0.01619571
	C_2	-0.3509410	0.01020599
	C_3	-0.7255135	0.01203138
	C_4	0.0262346	0.00619091
M^L	C_1	0.0156862	0.03642066
	C_2	-0.6360542	0.02029435
	C_3	-1.1820030	0.03291319
	C_4	0.0058463	0.01320665

註：表中數字代表期初投資於標的之金額

肆、結論

本研究根據台灣總體經濟的歷史資料，建構一個以因果關係為基礎的隨機投資模型，以供國內保險與精算領域使用之理論模型；除此之外，本研究也將建構的隨機投資模型應用在長期負債之資產配置上，針對不同的長期負債形式，以靜態避險的方式去求得各資產的最適投資配適比例。在建構投資模型方面，我們以 Granger 因果關係檢定出各變數兩兩之間的關係，之後逐一建立此因果模式的投資模型。在模型診斷與測試方面，我們發現物價指數及貨幣供給額的配適能力最好，其次是長期債券殖利率，而股價指數、短期利率及股利率的配適還算是合理。利用此投資模型對定存、長債及股票進行蒙地卡羅電腦模擬，研究發現定存報酬率低，風險也低；相對的，股票報酬率高，風險也高；而長期債券則是介在定存與股票兩者之間。

根據上述所建構之隨機投資模型，我們採用靜態避險的方法，搭配因果投資模型，引用均數-變異避險（Mean-Variance Hedging）的計算原則，推導出靜態避險之最適投資組合公式，在不同假設的情境下，藉由蒙地卡羅電腦模擬找出期初各資產配置的比例。研究發現隨著到期日的增長，投資在風險性高報酬率佳的投資標的物上的比例也越來越高；隨著負債固定成長比例 f 的增加，其 M^L 負債（綜合型退休金負債）之期初資產配置額便越接近 M^F 負債（固定成長型退休金負債）之期初資產配置額。可預期的是，若不斷提高 f 值， M^L 負債之期初資產配置額終究會等於 M^F 負債之期初資產配置額。另一方面，檢驗單一投資及資產配置的優缺，不論是何種負債形式，使用資產組合投資方式的總盈餘函數之變異數，都比單資產投資方式的總盈餘函數之變異數來的小，顯示在本研究之負債型式確實優於單資產投資。

隨著全球經濟環境的快速變化，傳統以保守確定的方法來解決問題的觀念，面臨了前所未有的挑戰，再加上金融商品不斷地創新、金融機構負債型式日趨複雜，保險公司很容易因為金融市場無可預知的變化，造成資產與負債的失衡，產生清償能力不足的危機。尤其在一般財務上的投資模型，多半只針對單一資產做短期的預測，勢必無法滿足保險或退休金等長期負債的需求。本文以電腦模擬套用在建構的投資模型，驗證了在變異數（即風險）為評斷標準下，資產組合投資確實優於單資產投資，更確定了國內保險界藉由靜態避險將隨機性列入資產負債管理的必要性。本文的研究結果有二：一為建構供國內保險精算領域應用的隨機投資模型，此模型可應用在實務上如商品定價、現金流量測試、清償能力評估及資產負債管理等，這是目前文獻上首先以國內資料針對上述的

目的所建立的模型；另一結果為探討應用隨機模型在長期資產負債，藉由靜態避險，將隨機性考慮在資產負債管理上。

另外，對於最佳資產配置的模型中，本文容許資產賣空(Short Sale)的假設；倘若在模型中限制資產賣空的情形，則可採用 Lagrange 法解決限制資產賣空的情形，但相對地將增加模型的複雜度與分析計算量。由於本文重點在於隨機投資模型的建構，因此不討論限制資產賣空的情形，限制資產賣空的模型建構與相關計算的簡化將是我們下一個研究的課題。

參考文獻

中文部分

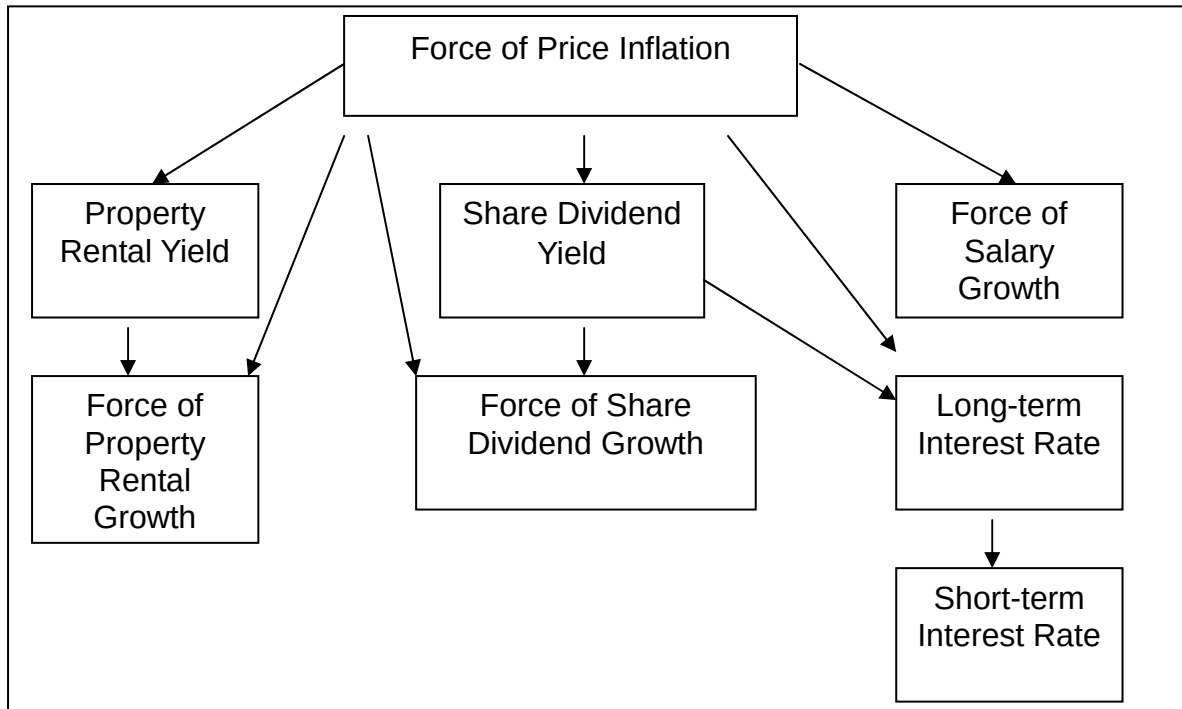
- 1、 余雪明、何憲章 (1995):「軍公教退撫基金如何有效運用之研究」,考試院銓敘部,民國 84 年 12 月。
- 2、 黃介良 (1997):「退休基金的投資策略及其資產配置」,公務人員退撫基金季刊第五期,民國 86 年 1 月。
- 3、 黃仁德、楊忠誠 (1999):「台灣公債殖利率決定因素的探討」,國立政治大學學報第七十九期,民國 88 年 12 月。頁 63-98。
- 4、 劉美琦 (2000):「台灣股票市場股價預測模式之研究」,淡江大學管理科學學系博士論文,民國 89 年 1 月。

英文部分

- 5、 Abudullah, D.A. and Hayworth, S.C.(1993),“ *Macro Econometric of Stock Price Fluctuations*,” Quarterly Journal of Business and Economics, Vol. 32(1), 50-70.
- 6、 Ambachtsheer, K. P. (1986): “ *Pension Funds and the Bottom Line*,” published by Dow Jones Irwin
- 7、 Black, F. (1980): “ *The Tax Consequences of Long Run Pension Policy*,” Financial Analysts Journal, 25-31
- 8、 Berketi, A.(1998), *Allowing for insurance companies' liabilities in mean-variance models*. Ph.D. Thesis, Heriot-Watt University, Edinburgh
- 9、 Boyle, P. and Yang, H. (1997): “ *Asset allocation with time variation in expected returns*,” Insurance : Mathematics and Economics 21, 201-218
- 10、 Brennan, M.J., Schwartz, E.S., and Lagnado, R. (1997): “ *Strategic asset allocation*,” Journal of Economics, Dynamics and Control 21 (8-9) , 1377-1403
- 11、 Brinson, G.P., Singer, B.D., and Beebower, G.L. (1991): “ *Determinants of Portfolio II : An update*,” Financial Analysts Journal, 40-48.
- 12、 Cairns, A.J.(1999). *A multifactor model for the term structure and inflation for long-term risk management with an extension to the equities market*. Proceedings of the 9th AFIR Colloquium, Tokyo, (3):93-113.
- 13、 Engle, R.F. (1982). *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, Econometrica 50, 987-1007
- 14、 Granger, C.W.J. (1969): “ *Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross Spectral Methods*,” Econometrica 37, 424-438
- 15、 Hardy, M.R.(1993). *Stochastic simulation in life office solvency*. Journal of the Institute of Actuaries, (120):131-152.
- 16、 Huang, H.C. (2000): “ *Stochastic Modeling and Control of Pension Plans*,” PH.D. Thesis, Heriot-Watt University
- 17、 Kim, M.K. and C Wu(1987): “ *Macroeconomic Factors and Stock Returns*,” The Journal of Financial Research, 10,pp87-98
- 18、 Macdonald, A.(1994), *A Stochastic evaluation of solvency valuations for life offices*. PH.D. Thesis, Heriot-Watt University.
- 19、 Maturity Guarantees Working Party (MGWP) (1980) , “*Report of the Maturity Guarantees Working Party*” Journal of the Institute of Actuaries, 107 : 103-209.
- 20、 Musiela, M. and Rutkowski, M. (1997): *Martingale Methods in Financial*

- Modeling*. Springer-Verlag, Berlin.
- 21 、 Sharpe, W. F.(1976): “ *Corporate Pension Funding Policy*,” Journal of Financial Economics, 183-193
 - 22 、 Tepper, I.(1981): “ *Taxation and Corporate Pension Policy*,” Journal of Finance, 1-13
 - 23 、 Treynor, Z. (1977): “ *The Principles of Corporate Pension Finance*,” Journal of Finance, 627-638]
 - 24 、 Wilkie, A. D. (1986), “*A Stochastic Investment Model for Actuarial Use*”, Transactions of the Faculty of Actuaries, 39, pp.341-381.
 - 25 、 Wilkie, A.D. (1995): “ *More on a stochastic asset model for actuarial use*,” British Actuarial Journal 1, 777-964
 - 26 、 Wright, I.D. *Traditional pension fund valuation in a stochastic asset and liability environment*. British Actuarial Journal, 4(IV):865-901,1998
 - 27 、 Yakoubov, Y., Teeger, M., and Duval, D.(1999): “ *A stochastic investment model for asset and liability management*,” In proceedings of the 9th International AFIR Colloquium, Tokyo, August,1999, (Joint ASTIN/AFIR volume) ,237-266

圖 1 Wilkie 模型（1995）之結構流程圖



附錄二

表 1 Granger Causality 檢定表 (Lag=1)

虛無假設	F 統計量	P-value
$\triangle$ CPI does not Granger Cause $\triangle$ BY	0.09454	0.75912
$\triangle$ BY does not Granger Cause $\triangle$ CPI	1.62048	0.20598
$\triangle$ DY does not Granger Cause $\triangle$ BY	1.75706	0.18801
**$\triangle$BY does not Granger Cause $\triangle$DY	4.56228	0.03512
$\triangle$ M1B does not Granger Cause $\triangle$ BY	0.61606	0.43437
*$\triangle$BY does not Granger Cause $\triangle$M1B	3.16986	0.07805
$\triangle$ RATE does not Granger Cause $\triangle$ BY	0.5874	0.44523
**$\triangle$BY does not Granger Cause $\triangle$RATE	4.94027	0.02849
$\triangle$ SP does not Granger Cause $\triangle$ BY	1.54177	0.21726
$\triangle$ BY does not Granger Cause $\triangle$ SP	1.91739	0.16923
$\triangle$ DY does not Granger Cause $\triangle$ CPI	1.35273	0.24757
**$\triangle$CPI does not Granger Cause $\triangle$DY	5.11689	0.02586
**$\triangle$M1B does not Granger Cause $\triangle$CPI	4.3935	0.0386
$\triangle$ CPI does not Granger Cause $\triangle$ M1B	1.83436	0.17867
$\triangle$ RATE does not Granger Cause $\triangle$ CPI	0.83319	0.36355
$\triangle$ CPI does not Granger Cause $\triangle$ RATE	0.15764	0.69219
$\triangle$ SP does not Granger Cause $\triangle$ CPI	0.34167	0.56018
$\triangle$ CPI does not Granger Cause $\triangle$ SP	0.8882	0.34824
$\triangle$ M1B does not Granger Cause $\triangle$ DY	0.04711	0.82861
$\triangle$ DY does not Granger Cause $\triangle$ M1B	1.11058	0.2945
$\triangle$ RATE does not Granger Cause $\triangle$ DY	0.01279	0.91018
**$\triangle$DY does not Granger Cause $\triangle$RATE	6.49623	0.01233
$\triangle$ SP does not Granger Cause $\triangle$ DY	0.74859	0.38899
$\triangle$ DY does not Granger Cause $\triangle$ SP	0.33515	0.56395
$\triangle$ RATE does not Granger Cause $\triangle$ M1B	0.9538	0.33111
$\triangle$ M1B does not Granger Cause $\triangle$ RATE	0.67807	0.41221
$\triangle$ SP does not Granger Cause $\triangle$ M1B	0.77798	0.37987
$\triangle$ M1B does not Granger Cause $\triangle$ SP	1.60259	0.20848
**$\triangle$SP does not Granger Cause $\triangle$RATE	4.06609	0.04643
$\triangle$ RATE does not Granger Cause $\triangle$ SP	2.06354	0.15398

資料來源：E-VIEWS

註：『*』表示在 10% 顯著水準下顯著；『**』表示在 5% 顯著水準下顯著

表 2 Granger Instantaneous Causality 檢定表 (Lag=0)

虛無假設	F 統計量	P-value
*ΔCPI does not Instantly Cause ΔBY	2.675956	0.1050
**ΔDY does not Granger Instantly Cause ΔBY	15.13016	0.0002
Δ M1B does not Granger Instantly Cause Δ BY	1.595709	0.2094
**ΔRATE does not Granger Instantly Cause ΔBY	4.246241	0.0106
**ΔM1B does not Granger Instantly Cause ΔSP	25.11603	0.0000
Δ CPI does not Granger Instantly Cause Δ SP	0.041991	0.8381
Δ RATE does not Granger Instantly Cause Δ SP	0.000118	0.9914
**ΔDY does not Granger Instantly Cause ΔSP	131.6582	0.0000

資料來源：E-VIEWS

註：『*』表示在 10% 顯著水準下顯著；『**』表示在 5% 顯著水準下顯著

附錄三

1、貨幣供給額指數模型之 $\Delta BY(-1)$ 項係數：2.762621

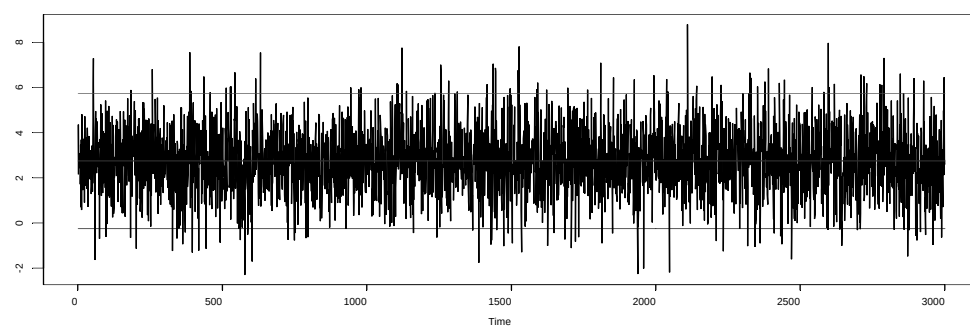


圖 1 貨幣供給額指數模型參數估計穩定測試圖

3000 次模擬平均值：2.741997。Error Rate：0.74654%

2、消費者物價指數模型之 $\Delta CPI(-1)$ 項係數：-0.348317

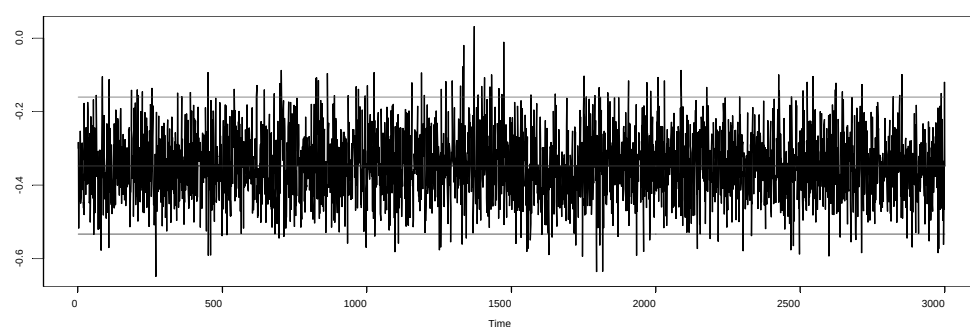


圖 2 消費者物價指數模型參數估計穩定測試圖（一）

3000 次模擬平均值：-0.3464781。Error Rate：0.52794%

3、消費者物價指數模型之 $\Delta M1B(-1)$ 項係數：-0.050327

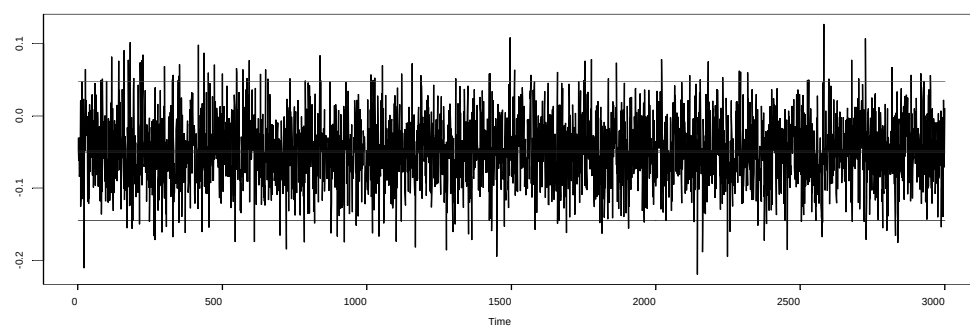


圖 3 消費者物價指數模型參數估計穩定測試圖（二）

3000 次模擬平均值：-0.048586。Error Rate：3.45938%

4、股利率模型之 $\triangle DY(-1)$ 項係數：-0.290108

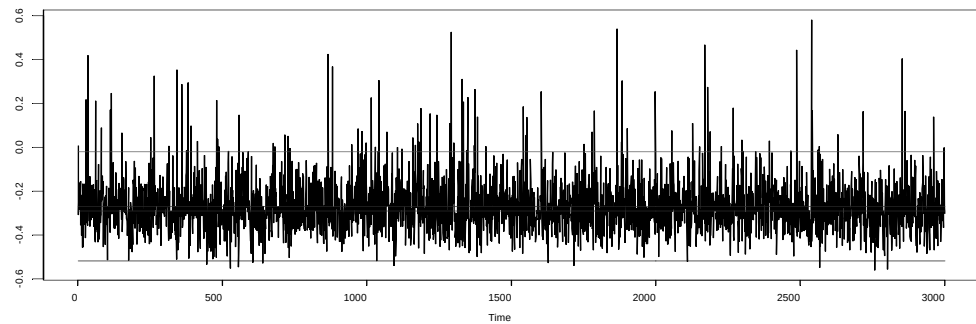


圖 4 股利率模型參數估計穩定測試圖（一）

3000 次模擬平均值：-0.2696106。Error Rate：7.06544%

5、股利率模型之 $\triangle BY(-1)$ 項係數：-0.311909

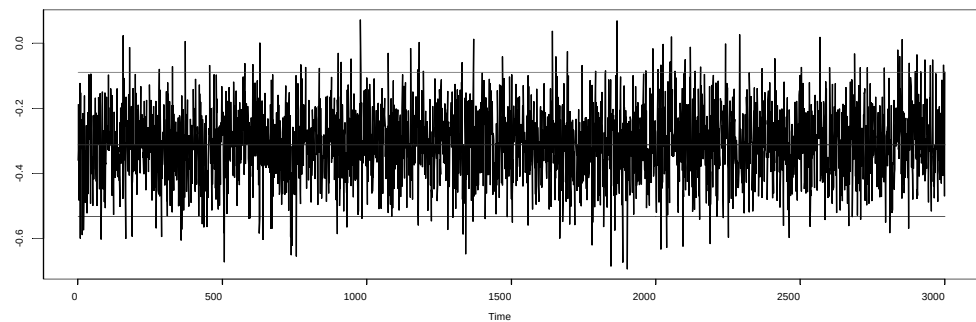


圖 5 股利率模型參數估計穩定測試圖（二）

3000 次模擬平均值：-0.3109482。Error Rate：0.30804%

6、股利率模型之 $\triangle CPI(-1)$ 項係數：0.05623

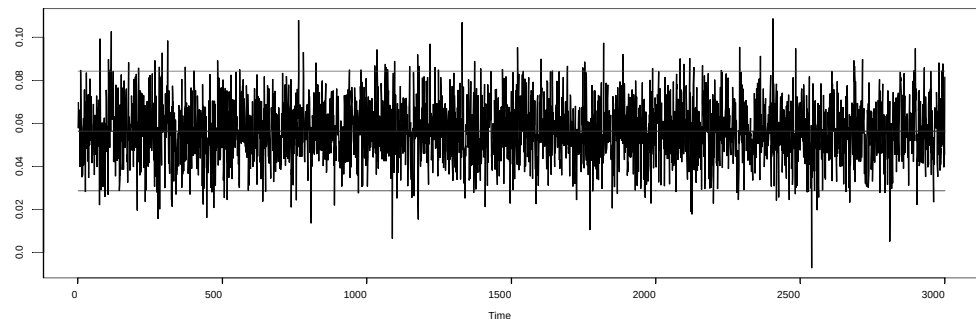


圖 6 股利率模型參數估計穩定測試圖（三）

3000 次模擬平均值：0.05646918。Error Rate：0.42536%

7、短期利率模型之 $\triangle RATE(-1)$ 項係數：0.247248

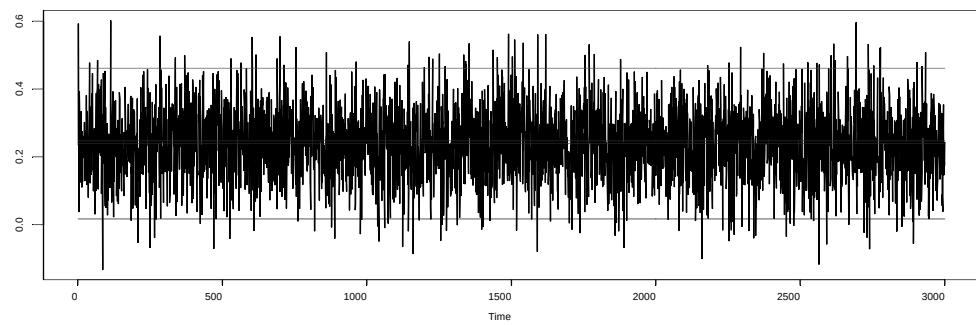


圖 7 短期利率模型參數估計穩定測試圖（一）

3000 次模擬平均值：0.2392533。Error Rate：3.23347%

8、短期利率模型之 $\triangle BY(-1)$ 項係數：0.144

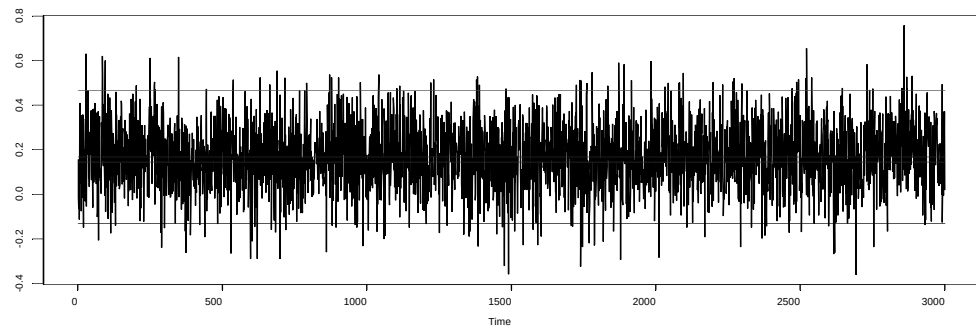


圖 8 短期利率模型參數估計穩定測試圖（二）

3000 次模擬平均值：0.1677837。Error Rate：14.17521%

9、短期利率模型之 $\text{princomp}(-1)$ 項係數：0.0000595

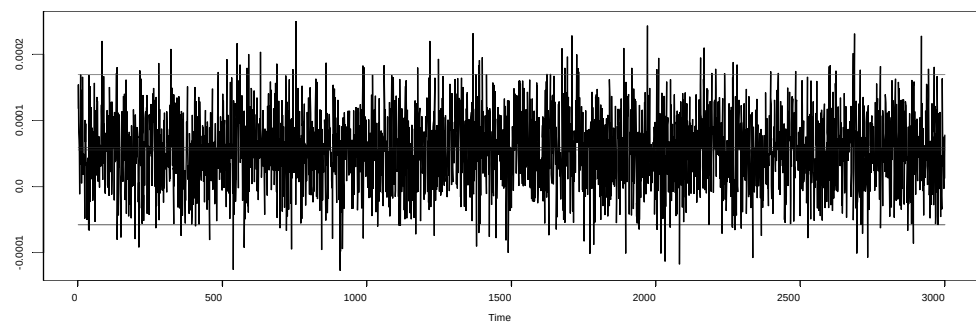


圖 9 短期利率模型參數估計穩定測試圖（三）

3000 次模擬平均值：0.00005549084。Error Rate：6.73808%

10、股價指數模型之 $\triangle DY$ 項係數：-1024.118

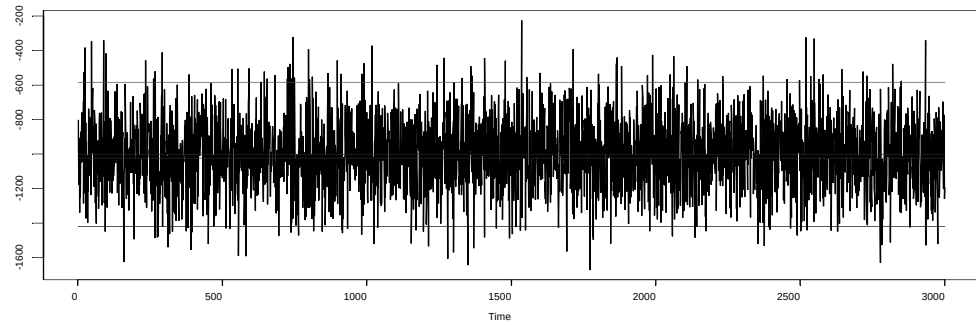


圖 10 股價指數模型參數估計穩定測試圖（一）

3000 次模擬平均值：-1000.927。Error Rate：2.26449%

11、股價指數模型之 $\Delta M1B$ 項係數：31.60684

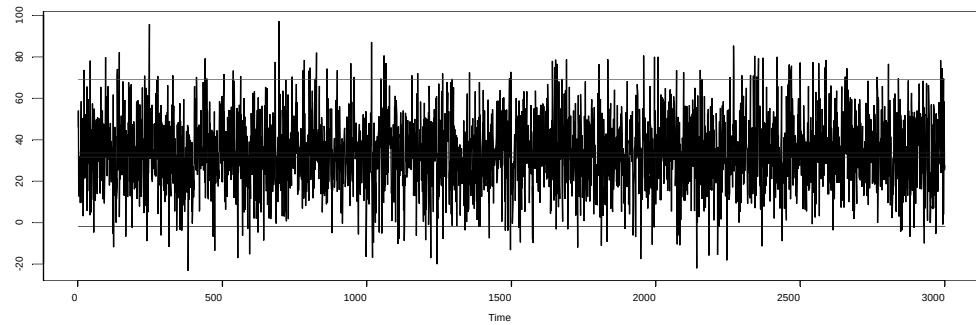


圖 11 股價指數模型參數估計穩定測試圖（二）

3000 次模擬平均值：33.57186。Error Rate：6.21707%

12、債券殖利率模型之 $\Delta BY(-1)$ 項係數：-0.17434

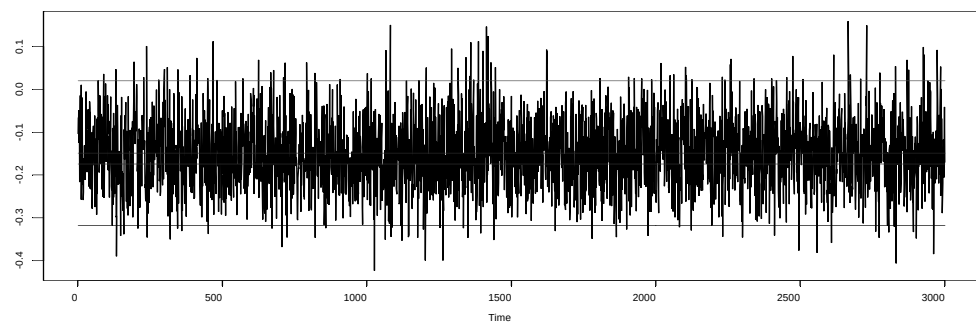


圖 12 債券殖利率模型參數估計穩定測試圖（一）

3000 次模擬平均值：-0.1485239。Error Rate：14.8079%

13、債券殖利率模型之 ΔDY 項係數：-0.233196

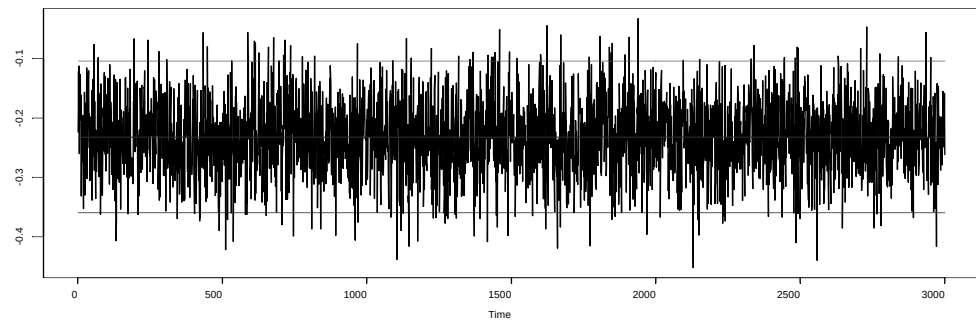


圖 13 債券殖利率模型參數估計穩定測試圖（二）

3000 次模擬平均值：-0.2320226。Error Rate：0.50318%

14、債券殖利率模型之 Δ CPI 項係數：-0.040928

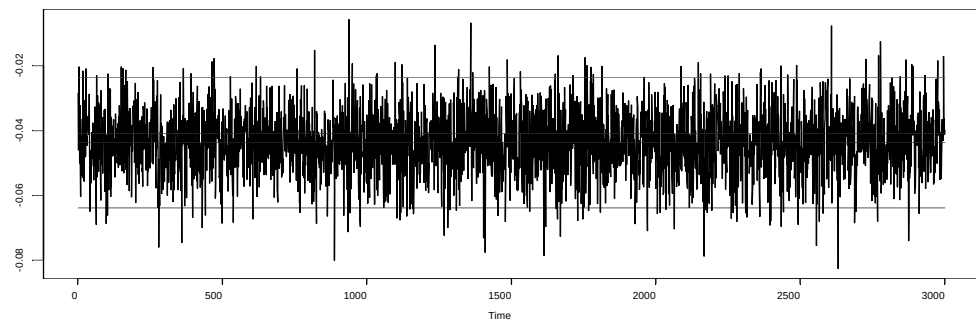


圖 14 債券殖利率模型參數估計穩定測試圖（三）

3000 次模擬平均值：-0.04368907。Error Rate：6.74616%

15、債券殖利率模型之 Δ RATE 項係數：0.389228

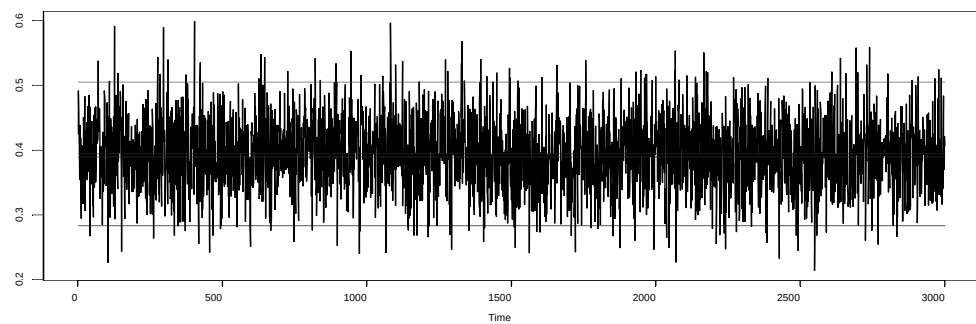


圖 15 債券殖利率模型參數估計穩定測試圖（四）

3000 次模擬平均值：0.3940743。Error Rate：1.24511%

附錄四

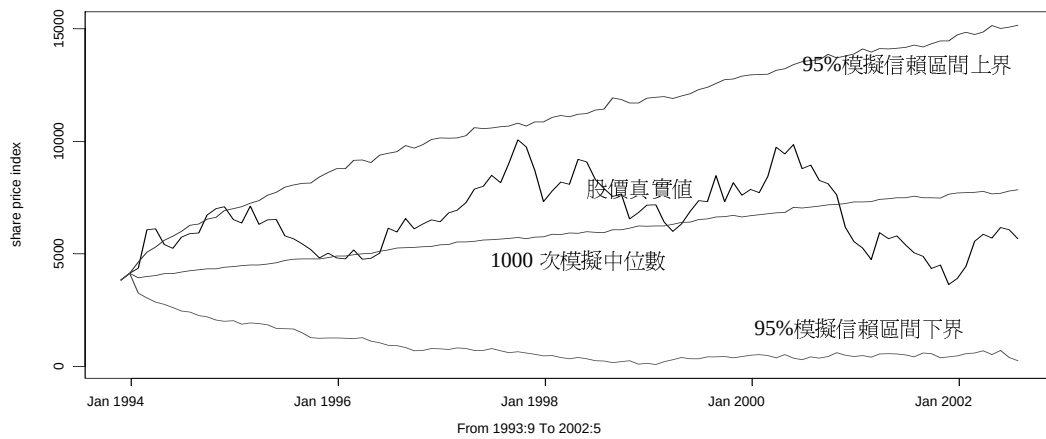


圖 1 股價指數模擬值與真實值之時間趨勢圖

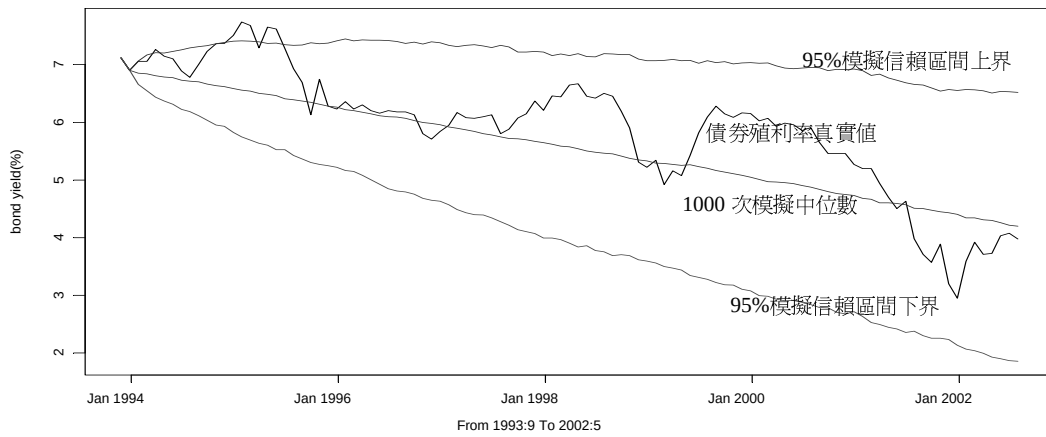


圖 2 長期債券殖利率模擬值與真實值之時間趨勢圖

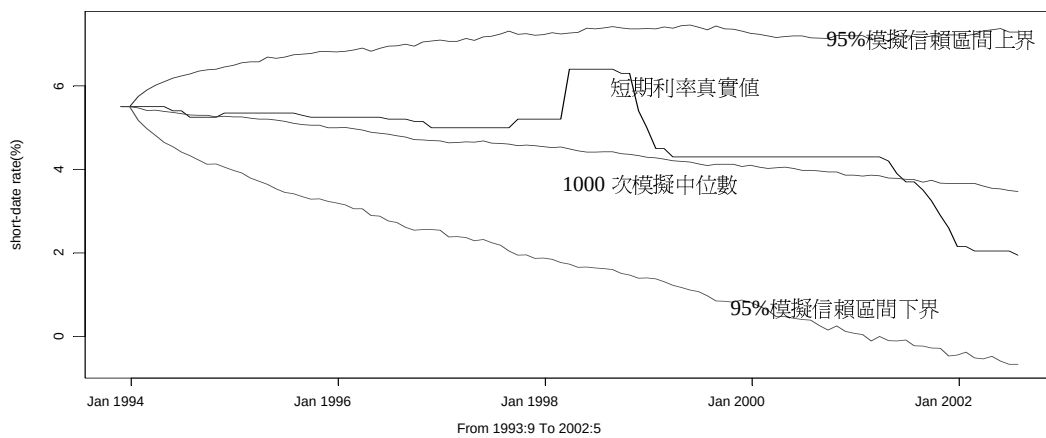


圖 3 短期利率模擬值與真實值之時間趨勢圖

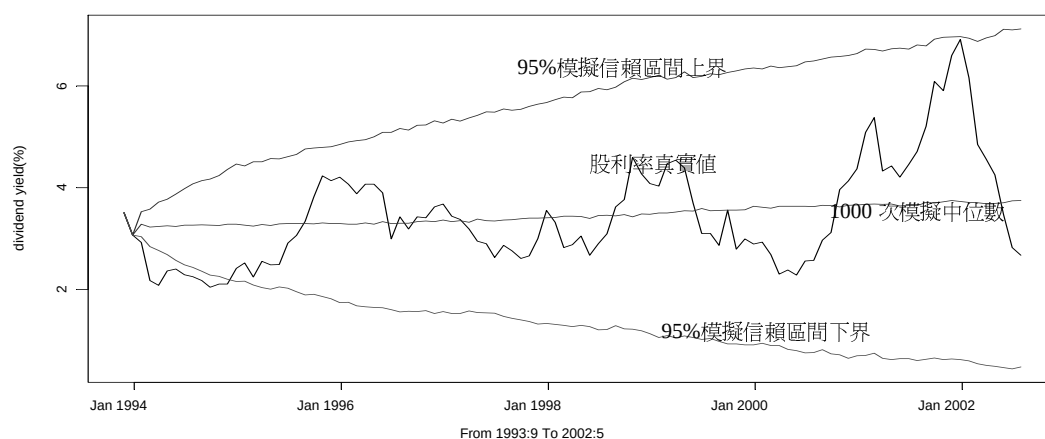


圖 4 股利率模擬值與真實值之時間趨勢圖

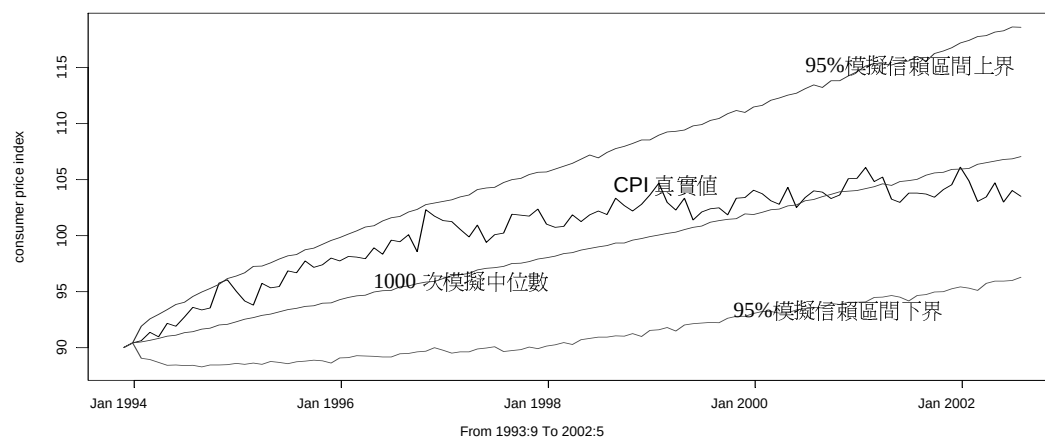


圖 5 消費者物價指數模擬值與真實值之時間趨勢圖

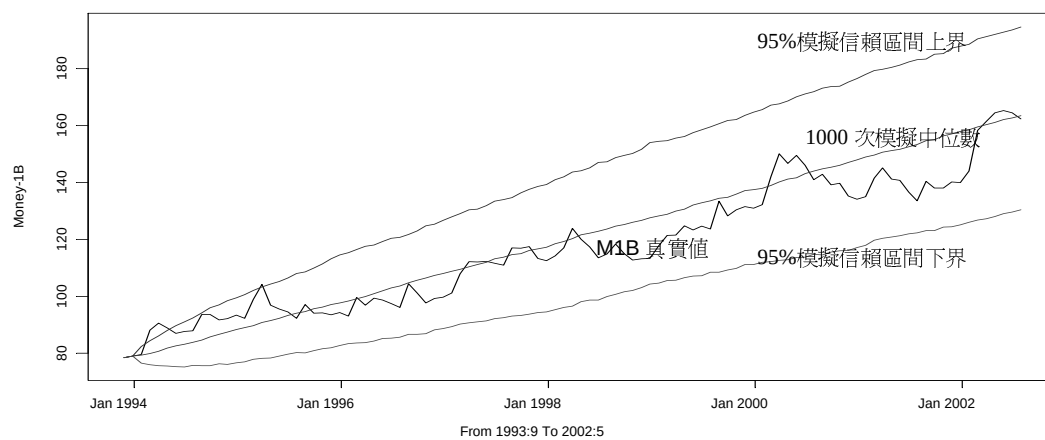


圖 6 狹義貨幣供給額指數模擬值與真實值之時間趨勢圖

附錄伍

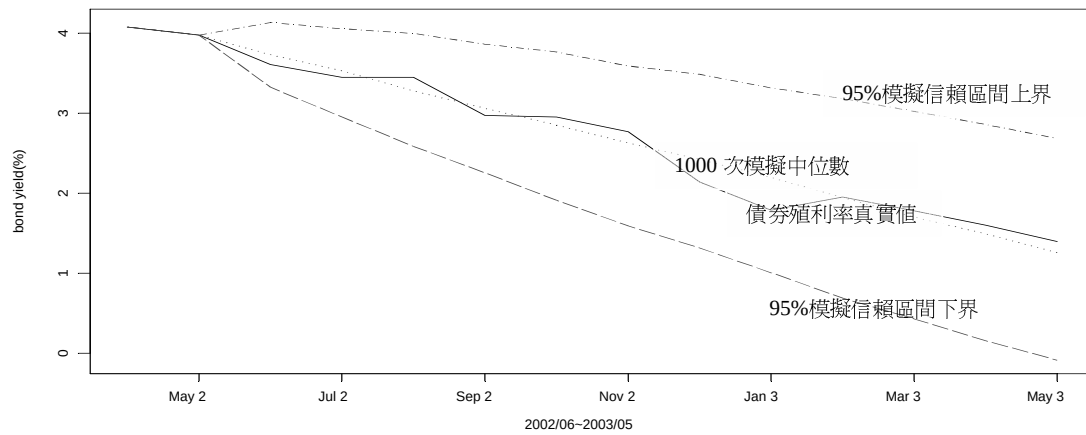


圖 1 長期債券殖利率模擬值與真實值之時間趨勢圖

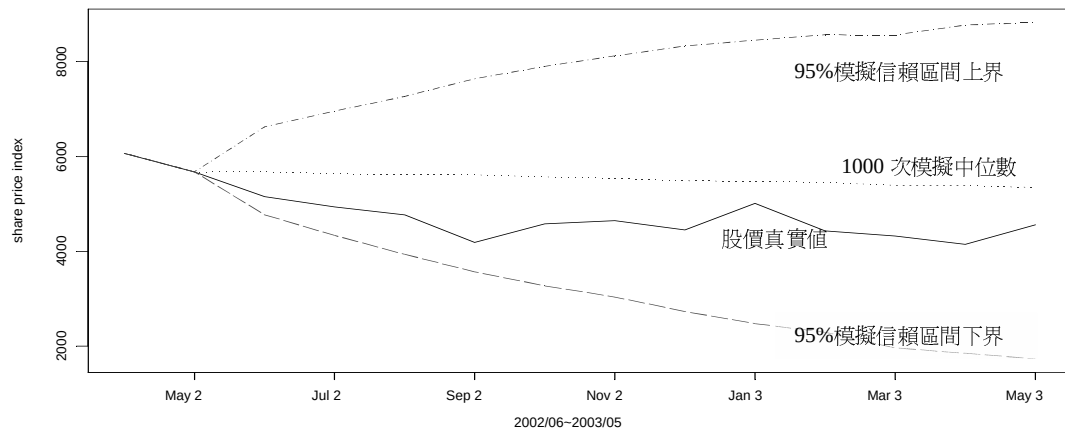


圖 2 股價指數模擬值與真實值之時間趨勢圖

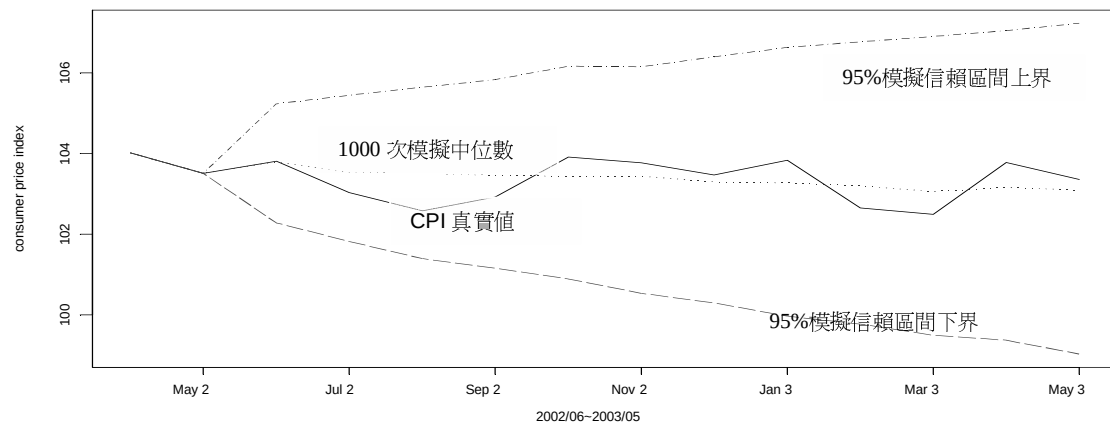


圖 3 消費者物價指數模擬值與真實值之時間趨勢圖

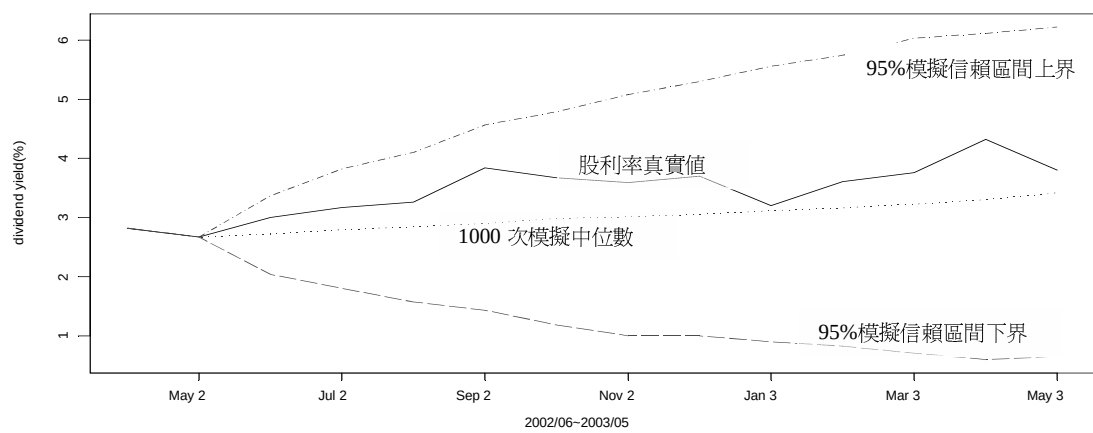


圖 4 股利率模擬值與真實值之時間趨勢圖

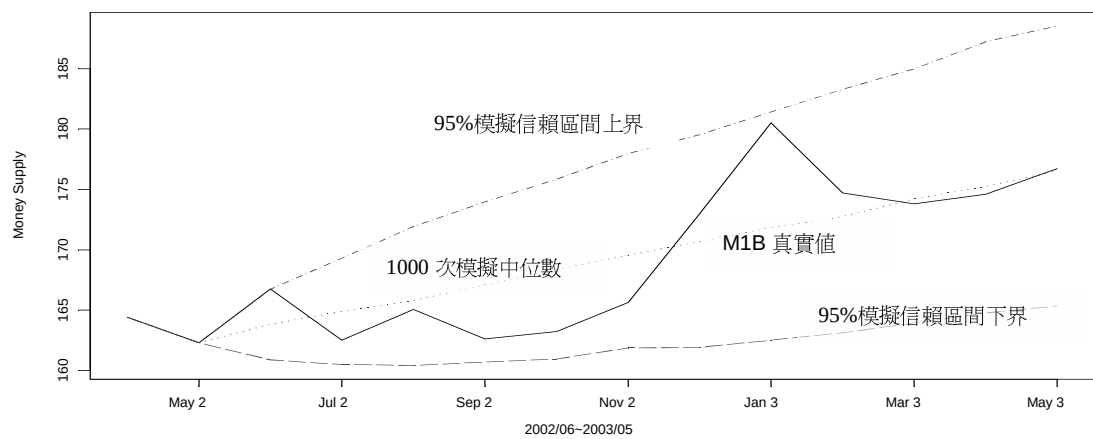


圖 5 狹義貨幣供給額指數模擬值與真實值之時間趨勢圖

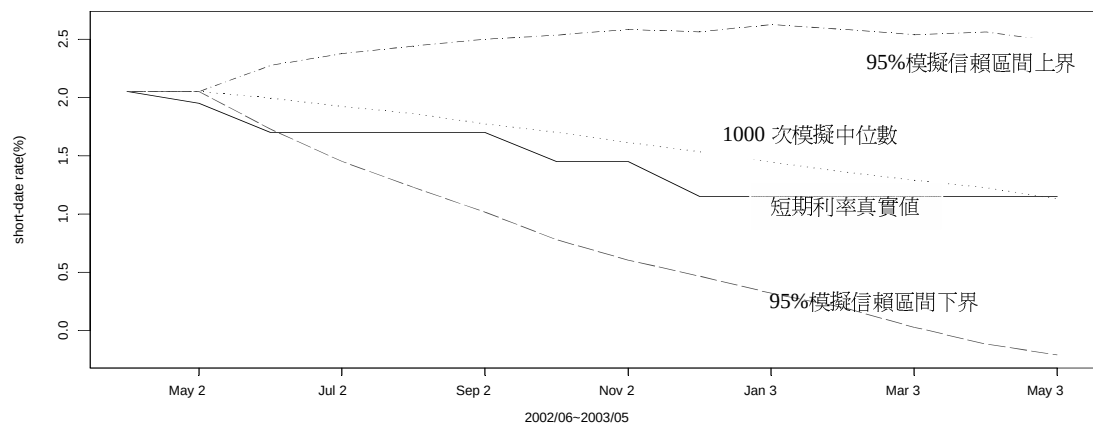


圖 6 短期利率模擬值與真實值之時間趨勢圖