臺大管理論叢 2009/12
第20卷 第1期 189-226

利率期限結構變動與債券型基金投資績效

Term Structure Movements and the Performance of Bond Mutual Funds

周建新 / 國立高雄第一科技大學風險管理與保險系教授
Jian-Hsin Chou, Professor, Department of Risk Management and Insurance, National Kaohsiung First University of Science and Technology

于鴻福 / 國立高雄應用科技大學商務經營研究所教授
Hong-Fwu Yu, Professor, Graduate Institute of Commerce, National Kaohsiung University of Applied Science

張千雲 / 修平技術學院財務金融系助理教授
Chien-Yun Chang, Assistant Professor, Department of Finance Management, Hsiuping Institute of Technology

Received 2007/4, Final revision received 2008/6

摘要

本文以債券型基金的時間序列與橫斷面資料，利用主成份分析將利率期限結構變動，拆解出代表水平移動 (β_0) 、斜率變化 (β_1) 和曲度變化 (β_2) 的三種主成份因子，以探討利率風險對國內債券型基金績效的影響。實證結果說明國內債券型基金超額報酬率對於水平移動 (β_0) 和曲度變化 (β_2) 變動所帶來的利率風險最為敏感；此外，固定收益型債券基金對於利率期限結構變動的敏感度，則較類貨幣型債券基金為低。最後，本文以利率期限結構變化資訊為依據，模擬債券型基金的投資策略，實證亦發現無論是固定收益型或類貨幣型債券基金，利率期限結構變動的有效預測，將有助於投資人獲取較佳的投資績效。

【關鍵字】債券型基金、利率期限結構、主成份分析

Abstract

This paper uses the principle component analysis to investigate the impact of term structure movements on the investment performance of bond mutual funds. More specifically, based on the panel data, we decompose term structure movements into three principal factors (i.e., level parameter, β_0 ; slope parameter, β_1 ; and curvature parameter, β_2), and to illustrate the effects of the movements of term structure on the bond fund returns. The empirical results indicate that the level and curvature factors have significantly positive and negative effects on the investment performance of bond mutual funds, respectively. In addition, the effects of term structure movements on the real bond fund returns are less sensitive than those of the quasi money market fund. Finally, this paper simulates an active trading strategy based on the embedded information of the term structure movements. And we conclude that, for both quasi money market fund and real bond fund, it can help to obtain better investment performance if the term structure movements are effectively predicted.

【Keywords】bond fund, term structure of interest rate, principle component analysis

---

作者誠摯感謝兩位匿名評審教授所提供之寶貴意見，並感謝國科會所提供之研究經費補助 (計劃編號：NSC 96 - 2416 - H - 327 - 012)。

壹、緒論

國內投資人面對債券投資時，往往因經紀商收取昂貴的交易成本與最小交易單位的要求，使得投資人不易透過債券買賣斷交易，將個別債券納入資產投資組合之中。相反的，借助投資債券型基金管道，可幫助小額投資人進入固定收益證券市場，因此國內債券型基金的市場規模，有呈現逐日增加之趨勢。以中華民國投信投顧公會截至 2007 年 5 月統計資料為例，國內基金總規模約在 2 兆 1151 億元左右，其中國內債券型基金即佔有 45.32%；且截至 2007 年 5 月底止，國內債券型基金的淨值規模是國內股票型基金的 3.34 倍。此外，根據中央銀行的金融統計月報的數據統計，從 2002 年至 2007 年 5 月底止，國內公債買賣斷成交值是股票成交值的 4.71 倍。因此，由這些統計數據，正代表著國內債券型基金在金融市場的重要性日與俱增。

此外，2004 年 7 月 12 日聯合投信旗下的聯合雙盈債券型基金，處分基金中的可轉債與結構債等部位，產生鉅額虧損 (註[1])，導致法人和散戶大舉贖回，造成基金流動部位不足，甚至擴及其它債券型基金，使得國內債券型基金大幅失血，在短短一周的時間內，整體債券型基金贖回金額超過 2,000 億元。因而迫使金管會提出債券型基金市場的二大改革措施，第一、要求全體債券型基金所持有之結構式債券，全數於 2005 年底出清完畢；第二、將原本的債券型基金分流為類貨幣市場基金 (註[2]) (Quasi Money Market Fund) 與固定收益基金 (Real Bond Fund) (註[3])。因此，就債券型基金規模佔基金市場的高額比重，以及債券型基金對金融市場穩定的影響力，使得討論債券型基金管理的效率性 (註[4])，以及在各種債券型基金特性下，利率變化對於投資人追求債券型基金績效的影響為何，遂成為國內實務界與學術界的重要議題。

過去文獻對於基金管理效率性之相關研究從未間斷過，而 Ferson 與 Schadt (1996) 也認為共同基金管理的效率性，在財務領域一直是備受矚目的議題，但是各種基金特性對於基金報酬率之關係，迄今仍沒有一致的結論產生。首先，在基金規模的部份，Grinblatt 與 Titman (1989)、Gorman (1991)、Beckers 與 Vaughan (2001)、

註[1] 一般債券型基金一年僅有 1.5% 的收益，但是雙盈基金淨值於單一交易日，就從 10.6276 調降為 10.2594，跌幅就超過 3%。

註[2] 類貨幣市場基金，其不以交易為目的，追求穩定收益，適合做為資金短期停泊之用。該基金應符合下列條件：1. 持債比率較低，買賣斷債券總額不得超過基金淨資產 30%；2. 持債期間較短，買賣斷債券之加權平均存續期間不得超過3年，另外，新購債券距剩餘到期日應在 5 年以內；3. 流動性高，可於 T+1 日支付贖回款項。

註[3] 固定收益基金，其以追求較高票息或資本利得為目的，該基金應符合下列條件：1. 持債比例較高，買賣斷債券總額不得低於基金淨資產的 50％；2. 流動性較低，至少要 T+2 日以後才能支付贖回款項；3. 淨值會隨市場狀況波動。

註[4] Ippolito (1989) 建議共同基金經理人的管理效率性，可以透過檢驗基金各項特性，例如規模、週轉率、費用、淨流量與績效持續性，是否能提升基金之報酬率與基金績效，來加以衡量。

Ciccotello 與 Grant (1996)、Chen、Hong、Huang 與 Kubik (2004) 以及 Gallagher 與 Martin (2005) 皆支持小規模基金的績效表現優於大規模基金的績效表現。但是 Carter (1950) 與 Philpot、Hearth、Rimbey 與 Schulman (1998) 及 Berk 與 Green (2004) 卻持相反的意見。第二，在基金的週轉率部份，Ippolito (1989) 認為基金的報酬率和其投資組合週轉率無關，但是 Grinblatt 與 Titman (1989)、Chen、Jegadeesh 與 Wermers (2000)、Wermers (2000)、Edelen 與 Warner (2001)、Goetzmann 與 Massa (2003) 以及 Alexander、Cici 與 Gibson (2007) 卻支持積極策略是具有價值的。第三，就基金費用率而言，Lakonishok (1981)、Philpot et al. (1998)、Otten 與 Bams (2002) 支持費用率對於基金績效有負向的影響，而 Ippolito (1989) 和 Morey (2003) 則是認為基金報酬率與費用率高低無關。但是 Nanda、 Narayanan 與 Warther (2000) 則是指出有費用的基金，其報酬率高於沒有費用的基金，至於高費率的基金，其報酬率則是優於低費用率的基金。第四、就基金贖回與申購金額 (Flows) 部份，Warther (1995)、Lynch 與 Musto (2003)、Berk 與 Green (2004) 以及 Huang、Wei 與 Yan (2007) 實證結果支持基金的流量與基金的績效呈現顯著正向關係。但是 Ferson 與 Schadt (1996) 以及 Edelen (1999) 則認為基金的流量與基金的績效具有負向之關係。最後，在基金績效持續性 (Persistent) 的研究中，Grinblatt 與 Titman (1992)和 Hendricks、Patel 與 Zeckhauser (1993)、Brown 與 Goetzmann (1995)、Goetzmann 與 Ibbotson (1994)、Otten 與 Bams (2002) 以及 Silva、 Cortez 與 Armada (2005) 等學者的研究，皆證實基金報酬率具有持續性。而 Chen et al. (2004) 與 Wermers (2000) 則分別指出小型規模的基金與週轉率較高的基金，其績效較其它基金的績效，較具持續性。但是 Philpot et al. (1998) 卻持相反的意見，且 Maag 與 Zimmermann (2000) 利用 Spearman Rank Correlation Coefficient 驗證德國的債券型基金，其亦發現債券型基金在 1987 到 1996 間，並沒有證據支持基金績效是具有持續性的。因此，總結上述相關文獻，雖然已有相當豐碩的研究成果，但是各種基金特性對於基金報酬率的影響，並沒有一致性的實證結果，且這些文獻所提及之研究方法與結果多應用於股票型基金的討論上，卻少有專論債券型基金的文獻。

此外，股票型基金所投資的股票，因為標的公司不同，使得基金與基金間存在較大的異質性 (Heterogeneity)，進而區別成各種不同投資類型的股票型基金，供投資人選擇。但是債券型基金的投資標的，以固定收益證券為投資組合之標的，主要受到利率風險的影響，故基金與基金間較具同質性 (Homogeneity) (Philpot et al., 1998)，因此，債券型基金的投資人，會較重視各債券型基金之特性，並藉以挑選債券型基金投資，使得各基金之特性與其績效具有一定的相關程度 (Riepe, Peterson, Pietranico, & Xu, 2001)。

影響債券型基金績效除上述的各項基金特性外，利率風險更是重要因素，其主

宰以固定收益證券為投資組合的債券型基金績效或報酬率變化。故對於債券投資組合經理人或投資人而言，如何正確的預測利率走勢，對評價衍生性金融商品與風險管理上，一直是非常重要的課題。儘管在股票市場或股票型基金中，存在著許多關於投資配置模型績效的討論，但對於如何在不同利率期限結構變動下，進行債券動態配置的投資決策，則少有較為深入的討論。

大部份的債券型基金經理人或投資人所持有的投資組合，皆是以債券商品為主，並使用存續期間來衡量投資組合的風險，但是對於債券投資組合而言，其涵蓋了各種不同到期日之債券商品，故其所承受之利率風險，係來自整條殖利率曲線 (Yield Curve) 的變動，而非單一時點下的利率改變所帶來之風險。若單純僅以存續期間衡量利率風險，反而忽略到整個利率期限結構 (Term Structure of Interest Rates) (註[5]) 變動的風險。Bierwag (1988) 即認為使用傳統存續期間來評估利率風險，會忽略利率期限結構中的非平行移動因素，無法精確捕捉到整個債券投資組合價值的變動。

對於利率期限結構變化的衡量，Jones (1991)、Litterman 與 Scheinkman (1991) 實證發現，殖利率曲線的水平移動 (Level)、斜率變化 (Slope) 與曲度變化 (Curvature)，可以解釋 95% 的美國公債投資組合的報酬率。Litterman 與 Scheinkman (1991)、Piazzesi (2007) 透過主成份 (Principal Component Analysis；PCA) 分析，來詮釋利率期限結構變化的動態過程，並將其影響因素歸納成水平移動、斜率變化與曲度化三個主要因子；此外，Bliss (1997) 利用因素分析，亦得到相同的發現。 Diebold 與 Li (2006) 則是將 Nelson 與 Siegel (1987) 的三個利率因子，分別解釋為長期因子、短期因子和中期因子，當殖利率的到期日為無窮期時，會趨近於水平移動 (β_0)；而斜率變化 (β_1) 祇會受到短期利率變動的影響，因為長期利率在無窮期下會趨近於固定值；最後，曲度變化 (β_2) 則是受到中期利率變動的影響為主。

但由於國內的利率期限結構並無法直接由附息公債市場觀測而得，必須藉由觀察到之附息公債的殖利率估計產生。然而，目前國內在估計利率期限結構的研究上，已有相當豐碩之成果，例如 Lin (2002) 和 蔣松原 (2000) 所採用的基礎樣條函數，以及謝承熹 (2000) 所利用的分段三次方指數函數；李桐豪 (2001) 比較立方樣條函數模型和 Nelson 與 Siegel (1987) 模型的估計結果差異； 周建新、于鴻福與張千雲 (2003a) 分別比較基礎樣條模型及 Nelson 與 Siegel (1987) 的 Parsimonious 模型之配適能力；周建新、于鴻福與張千雲 (2003b) 以線性規劃模型估計台灣公債市場的利率期限結構； 周建新與黃彥騰 (2005) 應用 Chebyshev Polynomials 模型，估計台灣公債市場之利率期限結構。綜觀上述各種估計方法， 沈中華 (1998)、Dolan (1999) 以及 Diebold、Rudebusch 與 Aruoba (2006) 皆指出， Nelson 與 Siegel (1987) 模型較能捕捉

註[5] 利率期限結構係表示在相同違約 (Default) 風險下，以各期零息政府公債所建構的殖利率曲線。

到利率期限結構隨時間動態的過程，並賦予其經濟意義的解釋，有助於瞭解利率的趨勢與利率期間結構的變動，故本文以 Nelson 與 Siegel (1987) 模型做為利率期限結構之估計模型。

最後，綜上所述，本文旨在應用棋盤式資料 (Panel Data) 之估計方法，針對固定收益型與類貨幣型債券基金，探討基金特性對債券型基金績效的影響，並應用 Nelson 與 Siegel (1987) 的三因子模型與主成份分析，衡量利率期限結構變動對債券型基金報酬率之影響。最後，再依據各基金特性值的高與低，形成均權 (Equally-weighted) 投資組合，並依照利率期限結構因子對債券型基金報酬率的正負面影響，模擬債券型基金交易的獲利情況，以期瞭解基金特性與利率期限結構的變化，對國內債券型基金的影響，以及投資人能否藉此獲取超額報酬率 (Abnormal Return)。

本文後續架構如下：第二節則說明本文研究方法，第三節提出實證結果，第四節為結論。

貳、研究方法

一、利率期間結構之參數估計

國內公債市場無法直接觀測到零息債券的即期利率 (Spot Rate)，故祇能透過市場附息公債的報價，利用統計配適的方法，進行利率期限結構之估計。由於 Nelson 與 Siegel (1987) 模型係依據利率期限結構之預期理論，利用遠期利率之二階微分方程式，進而推導出即期利率函數。此模型之優點眾多，(1) 無需分段配適，可減少估計參數的數目；(2) 由遠期利率之二階微分方程推導而得，估計參數皆具有其經濟意義，可應用於總體經濟分析或投資決策上 (Diebold & Li, 2006)；(3) 即期利率曲線為連續平滑的曲線，包括駝峰 (Humps) 狀、*S* 型態與單調函數 (Monotonic)，吻合實際市場情況。故本文採此方法估計利率期限結構。

由於附息債券的理論價格，可視為一連串未來現金流量折現值的總合，因此無論是透過折現因子 (Discount Factor)、即期利率與遠期利率 (Forward Rate) 皆可求得債券的理論價格，故附息債券 i 之理論價格可以表示如式 (1)：

$$\begin{aligned}\hat{p}_i &= \sum_{j=1}^{h_i} C_i(t_j)D(t_j) = \sum_{j=1}^{h_i} C_i(t_j)\,exp\{-t_j R(t_j)\} \\ &= \sum_{j=1}^{h_i} C_i(t_j)\,exp\left\{-\int_0^{t_j} f(s)ds\right\}\end{aligned} \tag{1}$$

其中當時點 $j = h_i$ 時債券即支付本金與利息，反之若時點 $j \neq h_i$ 時則祇支付利息；(1) 式中 $\hat{P}_i$ 代表附息債券 i 之理論價格；t_i 為現金流量的發生時點；C_i (t_j) 表示第

i 種附息債券於 t_j 時點所支付的現金流量；D_i (t_j) 表示第 i 種附息債券於 t_j 時點之折現因子；而 f (s) 則為遠期利率；最後 R (t_j) 則代表距離 t_j 時點之即期利率。根據 Nelson 與 Siegel (1987) 所提出之即期利率函數方程式，表示如下：

$$R(t_j)=\beta_0+\beta_1\left(\frac{\tau}{t_j}\right)\left[1-\exp\left(\frac{-t_j}{\tau}\right)\right]+\beta_2\left(\frac{\tau}{t_j}\right)\left[1-\exp\left(\frac{-t_j}{\tau}\right)\left(\frac{t_j}{\tau}+1\right)\right] \tag{2}$$

在方程式 (2) 中的各參數 β_0、β_1、β_2 與 τ，其代表之涵義如下；β_0 是長期因子，當 t 趨近無窮大時，β_0 會趨近於 R (t) 的漸近值且必為正數；β_1 為短期因子，表彰利率期限結構的斜率，若該參數值的絕對值越大，則殖利率曲線會越形陡峭，此外，當 β_1 為負值時表示殖利率曲線為正斜率，反之則為負斜率；β_2 可以代表中期因子的趨勢，描述利率期限結構的駝峰形狀，若 β_2 為正值即表示殖利率曲線具有駝峰，反之 β_2 為負值則曲線為 U 字型 (註[6])；最後，參數 τ 為衰退因子亦為正數，它指出了駝峰或 U 字型利率期限結構的出現位置，並決定了 β_1 與 β_2 的收斂速度，當 τ 值較小時，收斂的速度較快，短期和中期影響力開始退的時點較快，反之當 τ 值較大時，收斂速度較慢，短期和中期影響力開始退的時點較慢。

根據方程式 (1) 和 (2)，可以設定附息債券之理論價格 $\hat{P}_i$ 能夠經由下式估算之：

$$\begin{aligned}\hat{P}_i &= \sum_{j=1}^{h_i} C_i(t_j)exp((-t_j)(R(t_j)))\\ &= \sum_{j=1}^{h_i} C_i(t_j)exp\left((-t_j)\times\left(\beta_0+\beta_1(\frac{\tau}{t_j})\left[1-exp(\frac{-t_j}{\tau})\right]+\beta_2(\frac{\tau}{t_j})\left[1-exp(\frac{-t_j}{\tau})(\frac{t_j}{\tau}+1)\right]\right)\right)\end{aligned} \tag{3}$$

由於 R (t_j) 並無法從台灣公債市場中直接觀察求得，因此無法直接估計 (2) 式中的各個參數值。故令 p_j 為 n 個附息公債中，可觀察到的第 i 個附息公債的市場價格，其滿足下列條件：

$$p_i = \hat{p}_i + \varepsilon_i \text{ , } 1 \le i \le n \tag{4}$$

註[6] 根據沈中華 (1998)，β_1和 β_2 數值所表達的意義如下：

$\beta_1>0, \beta_2>0$	$\beta_1>0, \beta_2<0$	$\beta_1<0, \beta_2>0$	$\beta_1<0, \beta_2<0$
負斜率型	負斜率帶凹谷型	正斜率帶駝峰型	正斜率型

因此 Nelson 與 Siegel (1987) 模型之即期利率 $R(t_j)$ 可以藉由極小化方程式 (5) 而得之：

$$Q = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[(P_i - \hat{P}_i)\right]^2 \tag{5}$$

周建新、于鴻福與陳振宇 (2006) 針對方程式 (5) 之非線性迴歸模型，利用最小化實際附息公債價格和理論附息公債價格差異的準則，透過牛頓法反覆迭代求解，以產生滿足方程式 (3) 中的各參數最小平方估計值 (Least-squares Estimate) β_0、β_1、β_2 和 τ，其演算步驟如下所示：

令 $\beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix}$，而 $\beta^{(0)} = \begin{bmatrix} \beta_0^{(0)} \\ \beta_1^{(0)} \\ \beta_2^{(0)} \\ \beta_3^{(0)} \end{bmatrix}$ 代表 β 的起始向量。其中令 $G_i' = \dfrac{\partial Q}{\partial \beta_i}$ 為梯度向量，代表對目標函數 (5) 式一階微分的結果 (詳如附錄一)，K_i'' 為 Hessian matrix，代表對目標函數二階微分的結果 (詳如附錄二)，如此可以由 β 之起始向量得到 β 之新的估計向量 $\beta^{i+1} = \beta^i - G_i'^{-1} K_i''$，而重複上述程序即可得到新的修正估計向量 β^{i+2}。持續執行此一迭代過程，直到對某一 $S \in N$，使得

$$\left\|\beta^{s+1} - \beta^s\right\| = \sqrt{\sum_{j=0}^{3}\left(\beta_j^{s+1} - \beta_j^s\right)^2} < \Delta$$

其中 Δ 為事先給定的容差值。此時 β^{s+1} 即可視為 β 之最小平方估計向量。

由於本文允許衰退因子 (τ) 為一非固定值，故可避免 Hurn、 Lindsay 與 Pavlov (2005) 所指出的缺失，亦即若將衰退因子 (τ) 設為一固定值 (Diebold & Li, 2006; Diebold et al., 2006)，將影響其它水平移動 (β_0)、斜率變化 (β_1)、曲度變化 (β_2) 參數的估計精確度。

二、多元迴歸模型

本文從橫斷面 (Cross-section) 資料中，選取 4 家固定收益型債券基金，與 34 家類貨幣型債券基金。在縱斷面 (Time-series) 資料部份，研究期間涵蓋 2002 年 4 月到 2007 年 5 月。因此，無論以橫斷面或是縱斷面的資料數目而言，皆顯而易見地發現這些樣本數不足且不利於估計。因此本文將就固定收益型債券基金與類貨幣型債券基金，依橫斷面與縱斷面的資料，合併成為棋盤式資料，使得研究樣本數的各自擴增到

248 筆與 2108 筆實證資料。

為了解釋各種債券型基金特性與投資績效之關係，並探討利率期限結構變動對債券型基金的影響。本文首先應用 Philpot et al. (1998) 實證中的夏普值 (Sharpe Index) 做為應變數，以表示債券型基金風險調整後之績效，故多元迴歸模型如下所示：

$$y_{it} = \gamma_{0i} + \gamma_1 X_{1it} + \gamma_2 X_{2it} + \gamma_3 X_{3it} + \gamma_4 X_{4it} + \gamma_5 X_{5it} + \gamma_6 X_{6it-1} + u_{it} \quad (6)$$

其中：

y_{it}：表示在第 t 個月時，第 i 家債券型基金的 3、6 與 12 個月夏普值。

X_{1it}：為第 t 個月時，第 i 家債券型基金的取對數後之基金淨值。

X_{2it}：為第 t 個月時，第 i 家債券型基金向客戶收取的保管費率。

X_{3it}：為第 t 個月時，第 i 家債券型基金向客戶收取的經理費率。

X_{4it}：為第 t 個月時，第 i 家債券型基金的利息收益佔總收益比以作為週轉率的替代變數。

X_{5it}：為第 t 個月時，第 家債券型基金之申購淨額除以總基金淨值。

X_{6it-1}：表示第 t 家債券型基金在第 $t-1$ 期時的 3、6 與 12 個月夏普值。

γ_j：為迴歸係數，$j = 0,1,2,...,6$。

u_{it}：為迴歸之誤差項。

由於夏普值已是債券型基金風險調整後之績效，不宜直接對利率因子進行迴歸分析，故本文再以債券型基金之超額報酬率對利率期限結構因子 (註[7]) 進行迴歸分析。但是我們沒有理由相信，Nelson 與 Siegel (1987) 模型所估計的三個利率期限結構因子，其彼此間是互為獨立的 (註[8])，故本文將透過主成份分析，將利率期限結構因子間的相互影響予以消除。

三、主成份分析

主成份分析的優點在於可以輕巧而直接地萃取出具有正交化 (Orthogonalizing)的解釋變數。因此，本文首先將 Nelson 與 Siegel (1987) 模型所估計的三個利率因子，水平移動 (β_0)、斜率變化 (β_1)、曲度變化 (β_2)，代回即期利率函數 (2) 式中，再計算出研究期間內，1 到 30 年期的每月即期利率序列。最後，再利用主成份分析萃取出三個相互正交的變數，其數學式可表示如下。

註[7] 國內政府公債指數編制時間不夠長，故缺乏債券市場指數作為市場投資組合，計算系統風險。

註[8] Giliberto (1985) 認為若迴歸模型中的解釋變數間，具有高度的相關性，將導致無法使用 t 檢定，決定係數是否顯著。

令 $s_{1t}, s_{2t}, s_{3t},..., s_{30t}$ 表示 1 到 30 年期的即期利率序列變化，由其線性組合可以決定出 30 個相互正交的解釋變數如下所示：

$$p_{it} = a_{1i}s_{1t} + a_{2i}s_{2t} + a_{3i}s_{3t} + \cdots + a_{30i}s_{30t} \qquad for \quad i = 1,2,3,...,30 \tag{7}$$

其中 p_{it} 表示為彰顯利率期限結構的 30 個主成份因子；a_i 為特徵向量 (i =1...30)，$a_i\, a_{i+1}$ =0 ，即任二特徵向量直交。倘若利率期限結構的變動僅需三個主成份因子即可充份描述，其數學式可表示如式 (8) 至式 (10)：

$$p_{1,t} = a_{1,1} \times s_{1,t} + a_{1,2} \times s_{2,t} + \cdots a_{1,30} \times s_{30,t} \tag{8}$$

$$p_{2,t} = a_{2,1} \times s_{1,t} + a_{2,2} \times s_{2,t} + \cdots a_{2,30} \times s_{30,t} \tag{9}$$

$$p_{3,t} = a_{3,1} \times s_{1,t} + a_{3,2} \times s_{2,t} + \cdots a_{3,30} \times s_{30,t} \tag{10}$$

由於即期利率 ($s_{i,t}$) 為 62*30 資料矩陣，故可利用其標準值分別求出每月的主成份得點，成為一 62*3 主成份得點資料矩陣，即研究期間共計有 62 組主成份得點，代表研究期間主成份因子的變化。

在以主成份分析萃取出相互正交的利率期限結構因子 p_{1t} 、p_{2t} 與 p_{3t} 後，即可建立利率期限結構變動對債券型基金超額報酬率的實證模型，如式 (11) 所示：

$$r_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_1 p_{1t} + \alpha_2 p_{2t} + \alpha_3 p_{3t} + \omega_{it} \tag{11}$$

r_{it}為在第 t 個月時，第 i 家債券型基金的超額報酬率；α_1 、α_2 與 α_3 分別表示各利率期限結構因子對債券型基金的影響；最後，ω_{it} 則是隨機誤差項。

四、棋盤式資料分析 (Panel Data Analysis)

由於實證模型 (6) 與 (11) 中的資料同時包涵橫斷面與時間序列資料，而橫斷面資料間的異質變異 (Heteroscedasticity)，將挑戰普通最小平方法 (Ordinary Least Square Method) 中，假設模型截距項維持固定不變，以及誤差項不具異質變異的真實性。因此本文擬同時採用 Panel Regression Analysis (註[9]) 中的固定效果 (Fixed Effect Model；

註[9] Panel Data Analysis 有五大特點：1. 可控制橫斷面資料中經濟個體的異質性；2. 可降低變數間的共線性問題；3. 增加樣本數，減少估計的偏誤；4. 具有豐富和多變的特性，能衡量時間數列或橫斷面模型無法單獨檢定的效果；5. 可捕捉相較於單一時間序列或橫斷面更複雜的行為模式。

FEM) 法與近似無相關迴歸 (Seemingly Unrelated Regression Model；SURM) 法，分別解決截距項變動與誤差項異質變異的估計問題，以期有效地估計實證模型 (6) 與 (11) 中的係數不偏估計值。以下將分別介紹此兩種方法：

(一) 固定效果方法 (Fixed Effect Model；FEM)

固定效果方法係利用模型的截距項，以反應不同債券型基金間的差異，讓模型中的截距項隨著債券型基金的不同而改變，如式 (12) 所示：

$$z_{it} = \nu_i + \nu_1 w_{1t} + \nu_2 w_{2t} + \nu_3 w_{3t} + \cdots + \nu_k w_{kt} + \lambda_{it} \tag{12}$$

z_{it} 為衡量個別債券型基金績效 i 的應變數；w_{kt} 表示為模型中的解釋變數，例如不同的基金特性或是利率限結構因子；v_k 則是模型中的第 k 個係數，說明該解釋變數對應變數的影響；而 v_i 則是代表第 i 個債券型基金的截距項，用以表達個別橫斷面資料的不同。在估計的程序上，會於模型中加入虛擬變數，但虛擬變數的數目，不可大於債券型基金的家數，避免模型產生嚴重共線性，故本法又稱為最小平方虛擬變數模型 (Least-squares Dummy Variable Model；LSDV)，或稱共變異數模型 (Covariance Model)，並可將式 (12) 進一步表示如下：

$$z_{it} = \phi_1 + \phi_2 d_{2t} + \cdots + \phi_{n-1} d_{n-1t} + \nu_1 w_{1t} + \nu_2 w_{2t} + \nu_3 w_{3t} + \cdots + \nu_k w_{kt} + \lambda_{it} \tag{13}$$

其中 n 為債券型基金的家數；而 ϕ_{n-1} 為截距項；d_{nt} 則是在第 t 期下，以虛擬變數表示不同之債券型基金的差異；最後 λ_{it} 表示迴歸模型之誤差項。

(二) 近似無相關迴歸 (Seemingly Unrelated Regressions；SUR)

對於式 (11) 中的誤差項異質變異的問題，則是以近似無相關迴歸方法修正，其假設誤差項本身並不存在自我相關，但允許不同的橫斷面資料間具有相關性，故誤差項共變異數矩陣可表示式 (14) 與式 (15) 所示：

$$E(\lambda_{it}\lambda'_{it-1}) = 0 \tag{14}$$

$$E(\lambda_i \lambda'_j) = \sigma_{ij} I \quad i, j = 1,2,\cdots,n \tag{15}$$

其中 σ_{it} 為迴歸模型誤差項之共變異數；而 I 為單位矩陣。

參、實證結果分析

一、資料選取與資料來源

本文在債券型基金選取上，係以國內基金為主，資料取自於台灣經濟新報共同基金資料庫。為能於研究期間取得完整的債券型基金之各項營運資料，共選擇了 4 家固定收益型債券基金，以及 34 家類貨幣型債券基金 (註[10])，(詳如附錄三)，從 2002 年 4 月到 2007 年 5 月，總計有 62 個月。樣本資料的頻率以月為基準，即每月都有 38 家相同的債券型基金之各項完整營運資料做為變數。

本文分別以 3、6 與 12 個月的夏普值，以及基金淨值的超額報酬率做為債券型基金績效的衡量變數，而無風險利率為經濟新報資料庫中的一銀、兆豐、台銀、交銀、合庫、北銀、和台企銀之平均 1 個月定存利率。對於解釋變數的部份，則分別有基金淨值對數值、保管費率 (註[11])、經理費率、週轉率、淨申購金額佔資產淨值比，以及 Philpot et al. (1998) 為了檢定債券型基金經理人之績效持續性，所加入的落後一期夏普值。此外，由於無法取得債券型基金之週轉率資料，故本文以非投資債券買賣斷金額佔基金總投資金額比，作為週轉率的替代變數，當債券型基金的非投資債券買賣斷金額愈低時，表示經理人的投資方向以資本利得為主，故該檔債券型基金的週轉率應較為頻繁。

表 1 表示研究期間內固定收益型與類貨幣型債券基金，其每月各項營運變數樣本之基本統計量。首先，比較表 1 中 Panel：A 與 Panel：B 的 3、6 與 12 個月的平均夏普值；在平均數的部份，類貨幣型債券基金的夏普值皆大於固定收益型債券基金，表示類貨幣型債券基金其風險調整後的績效較佳；另外，就標準差的部份，無論是固定收益型或類貨幣型債券基金，其夏普值的標準差會隨著期間增加而變小，說明了 12 個月的平均夏普值較 3 或 6 個月的平均夏普值穩定。此外，在比較固定收益型與類貨幣型債券基金之差異上，雖然貨幣型債券基金的夏普值高於固定收益型債券基金的夏普值，但是在表 1 中的平均超額報酬率之比較，可以發現固定收益型債券基金的平均超額報酬率 (0.0548%)，高於類貨幣型債券基金的平均超額報酬率 (0.0244%)；在標準差的部份，亦是固定收益型債券基金 (0.2606%) 高於類貨幣型債券基金 (0.0420%)。因此，根據前述關於債券基金績效的統計數據而言，可以推論固定收益型債券基金，因其以資本利得為主，或是持有存續期間較長的債券投資組合，故其報

註[10] 截至 96 年 5 月底前，類貨幣型與固定收益型債券基金分別有 62 家與 6 家。

註[11] 在國內債券基金市場實務上，費用率高低主要取決於銀行的保管費率和經理人的經理費率，當保管費率愈高，表示投資人的交易成本愈高，故基金績效必須能名列前茅，否則將導致投資人不願意持有該基金，而影響債券型基金的規模。至於經理費率，則是以管理資產的百分比計算，使得經理人有動機增加基金的績效以達到擴增基金規模的效果，收取更高的經理費，而本研究為符合國內市場實際運作情況，遂將費用率拆解成保管費率與經理費率。

酬與風險會較類貨幣型債券基金為大。

此外，表 1 亦比較固定收益型與類貨幣型債券基金的特性差異。首先，比較基金的平均總淨值，可以觀察到類貨幣型債券基金的規模 (23.6220) 是高於固定收益型債券基金的規模 (21.2223)；但是就平均保管費率而言，大致上沒有太大的差異，其中固定型債券基金保管費率平均為 0.0072%，而類貨幣型債券基金的保管費率則是 0.0071%；至於二類債券型基金在平均經理費率上的差異，則是明顯易見的，固定收益型債券基金平均經理費率的平均值 (0.0355%) 是較高的，且其最大值 (0.0963%) 與最小值 (0.0258%)，均大於類貨幣型債券基金的最大值 (0.0311%) 與最小值 (0.0184%)；接著再比較固定收益型與類貨幣型債券基金的平均週轉率，如同預期般地，因為固定收益型債券基金以投資買賣債券以獲取資本利得為主，故其非投資債券買賣斷金額佔基金總投資金額比的平均值 (54.4398%) 較類貨幣型債券基金 (56.8178%) 為低，表示固定收益型債券基金的週轉率較高。

表 1 各債券基金每年平均營運變數之基本統計量

營運變數	3 個月夏普值	6 個月夏普值	12 個月夏普值	淨值超額報酬率	總淨值	保管費率	經理費率	週轉率	淨申購率
Panel A：固定收益型									
平均數	-0.0858	0.3683	0.4009	0.0548%	21.2223	0.0072%	0.0355%	54.4398%	-6.5495%
中位數	0.4944	0.4645	0.5097	0.0067%	21.1771	0.0070%	0.0348%	56.0375%	-4.4245%
最大值	12.7336	2.2329	1.2417	1.1197%	22.6105	0.0155%	0.0963%	76.9300%	19.9708%
最小值	-41.4513	-1.9098	-0.8022	-0.6302%	19.5844	0.0060%	0.0258%	31.9300%	-202.3831%
標準差	6.0624	1.0230	0.5658	0.2606%	0.7696	0.0012%	0.0090%	10.4380%	27.6754%
峰態係數	38.0400	-0.5095	-0.5286	4.4746	-1.0564	43.6876	33.7849	-0.3086	42.3204
偏態係數	-5.3953	-0.2909	-0.6916	1.1681	0.1356	6.1168	5.0742	-0.2506	-5.9850
Panel B：類貨幣型									
平均數	1.9017	1.7980	1.4728	0.0244%	23.6220	0.0071%	0.0259%	56.8178%	-2.0622%
中位數	3.2782	2.2380	1.5894	0.0341%	23.7916	0.0072%	0.0273%	52.2872%	-1.7753%
最大值	21.2932	8.0107	4.8981	0.0930%	24.0440	0.0080%	0.0311%	84.7724%	8.0997%
最小值	-33.5518	-4.9754	-2.2501	-0.0445%	22.9795	0.0058%	0.0184%	42.1518%	-17.3358%
標準差	8.4143	3.6250	2.0682	0.0420%	0.3351	0.0004%	0.0032%	11.9683%	5.3985%
峰態係數	5.1432	-1.1599	-0.9333	-1.4820	-1.2142	1.9540	-0.5585	0.1648	0.3404
偏態係數	-1.0006	-0.1358	-0.3890	-0.0157	-0.6466	-0.8402	-0.8595	1.0937	-0.3994

註：為於研究期間取得完整的債券型基金之各項營運資料，總計選擇了 4 家固定收益型債券基金與 34 家類貨幣型債券基金，從 2002 年 4 月到 2007 年 5 月共計 248 與 2108 筆資料。樣本資料的頻率以月為基準。表中各營運變數為每月 4 家固定收益型與 34 家類貨幣型債券基金之平均營運資料。其敘述統計量，包括了平均數、中位數、最大值、最小值、標準差、峰態與偏態。

最後，關於淨申購率的部份，二類型債券基金的平均數皆為負值 (-6.5495%、-2.0622%)，表示債券型基金於研究期間贖回金額大於申購金額。為了進一步瞭解造成此一現象的原因，本文將固定收益型債券基金與類貨幣型債券基金，分別計算 2002 年 4 月到 2007 年 5 月間，與 2006 年 7 月到 2007 年 5 月間，債券型基金的淨申購金額與加權股價指數的相關係數如表 2 所示。然而，就表 2 所呈現的相關係數值而言，2002 年 4 月到 2007 年 5 月間，債券型基金的淨申購金額與加權股價指數具有負向的關係，表示股市的多頭會吸引債券型基金市場的資金，但是，表 2 也指出，雖然 2004 年 4 月到 2007 年 5 月間股市皆呈現上升的走勢，但是聯合投信事件後，2006 年 7 月到 2007 年 5 月間，無論是固定收益型債券基金或類貨幣型債券基金，其基金淨申購金額與加權股價指數，皆呈現正相關。因此，根據表 2 的結果，聯合投信事件後，雖然股市表現多頭，但債券型基金的淨申購金額反而增加，說明了國內債券型基金的資金流動，與股票市場並非具有完全的替代效果。因此，本文認為債券型基金於研究期間贖回金額大於申購金額，這現象可歸因於聯合投信事件後遺症，所造成債券型基金市場流動性的系統性傷害。

表 2 債券型基金淨申購金額與加權股價指數的 Pearson 相關係數分析

	固定收益型債券基金淨申購金額	類貨幣型債券基金淨申購金額
加權股價指數 (2002 年 4 月到 2007 年 5 月間)	-15.48%	-24.06%
加權股價指數 (2006 年 7 月到 2007 年 5 月間)	38.97%	18.48%

註：1. 債券基金淨申購金額為申購金額減去贖回金額。

此外，為了考量利率期限結構對於債券型基金績效之影響，本文利用付息公債價格，估計 Nelson 與 Siegel (1987) 模型中的三個利率因子，再還原成即期利率曲線，並利用主成份分析所萃取出的正交化利率期限結構因子，討論其對於債券型基金超額報酬率之影響。公債樣本以到期日在 30 年以內，一年付息一次與一年付息二次的國內政府公債為樣本，其中每月之公債平均樣本數有 61 種，資料來源為台灣經濟新報資料庫與櫃檯買賣中心之交易資料。

本研究採樣本公債每月最後一週星期一的成交殖利率，為避免樣本資料受到次月份經濟資訊的影響，採樣原則為，若該日無交易資料時，則視市場未有新的資訊反應價格，並以前次最接近之成交資料代替之。利率期限結構之估計期間係由 2002 年 4 月至 2007 年 5 月，估計頻率為每月估計一次，故研究期間總共可以觀察到 62 條殖利率曲線所構成之利率期限結構，如圖 1 所示。

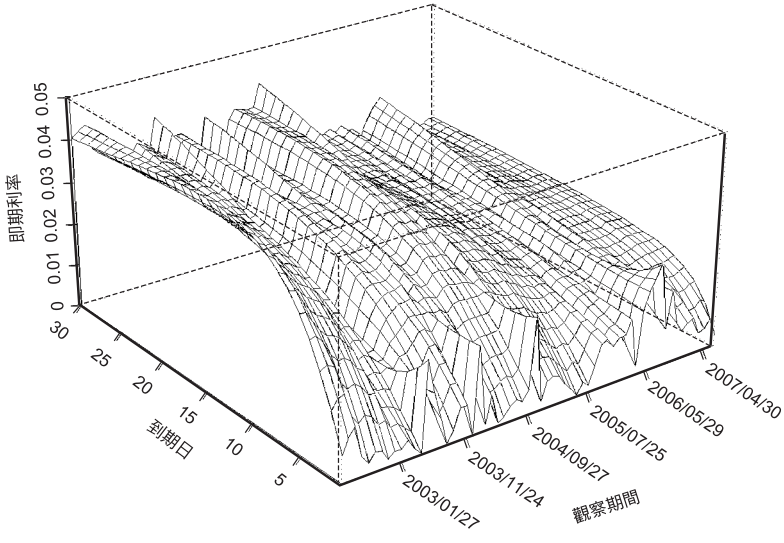

圖 1 利用 Nelson 與 Siegel (1987) 模型建構之台灣公債市場即期利率

表 3 顯示由 Nelson 與 Siegel (1987) 模型中，每月所估計而得參數之敘述統計量，其中包括平均數、中位數、最大值、最小值、標準差、峰態係數和偏態係數。就平均數而言，水平移動 (β_0) 的平均數為 0.0311，表示台灣的長期平均利率水準，在本研究期間平均為 3.11%；斜率變化 (β_1) 的平均數為 -0.0280，表示研究期間台灣債券市場之長期平均利率是高於短期平均利率。曲度變化 (β_2) 的平均數為正值 (0.0220)，這顯示研究期間內台灣的利率期限結構，大部時期是具有駝峰型態。至於模型的判定係數則是 96.59%，顯示以 Nelson 與 Siegel (1987) 模型估計台灣公債市場之利率期限結構，具有相當不錯之配適能力。在最大值、最小值和標準差方面，水平移動 (β_0) 變數的最大值和最小值分別為 6.63%和1.91%，顯示台灣長期利率自 2002 年 4 月至 2007 年 5 月之間，長期利率水準的變化差異很大；斜率變化 (β_1) 的值皆為負數，表示研究期間國內即期利率曲線係處於正斜率的狀況；曲度變化 (β_2) 的值亦是正負皆有，表示台灣的利率期限結構並非為單一形狀；衰退因子 (τ) 的最大值與最小值分別為 20.3279 和 1.1534，而標準差為 3.3403，表示該值變化很大；因此不應將衰退因子 (τ) 固定為一常數。最後，由峰態與偏態係數可知，各變數均為非對稱的分配，且多呈現高、低狹峰分佈。

表 3 利率期限結構參數之敘述統計量

	水平移動因子 (β_0)	斜率變化因子 (β_1)	曲度變化因子 (β_2)	衰退因子 (τ)	判定係數
平均數	0.0311	-0.0280	0.0220	7.5548	0.9659
最大值	0.0663	-0.0143	0.1037	20.3279	0.9886
最小值	0.0191	-0.0427	-0.1036	1.1534	0.8975
中位數	0.0277	-0.0305	0.0184	6.7710	0.9700
標準差	0.009	0.0059	0.0402	3.3403	
峰態係數	2.3863	0.2591	0.6514	3.8701	
偏態係數	1.5062	0.6455	-0.5268	1.6069	

註：表中的水平移動 (β_0)、斜率變化 (β_1)、曲度變化 (β_2) 三個利率因子與衰退因子 (τ)，係來自於 Nelson 與 Siegel (1987) 模型中的估計參數，並利用周建新等人 (2006) 所提供的數值方法估計台灣政府公債而得，樣本估計期間由 2002 年 4 月至 2007 年 5 月，每月估計一次，共計 62 條殖利率曲線。樣本資料的敘述統計量，包括了平均數、中位數、最大值、最小值、標準差、峰態與偏態。

為了區別主成份分析法中，三個具有解釋利率期限結構變異能力之重要主成份，其對於利率期限結構的水平 (長期)、斜率 (短期) 與曲度 (中期) 三個利率因子 (註[12])，各自所呈現的代表性。本文首先利用 Nelson 與 Siegel (1987) 估計而得之 62*30 即期利率矩陣，再以統計軟體 SAS 進行主成份分析，計算出各主成份因子的特徵向量，再依解釋異變程度的大小求算出三個主成份得點序列，分別為第一主成份、第二主成份與第三主成份，其解釋利率期間結構變異之能力分別為 85.84%、7.98% 與 6.11%。接著，本文再以 Pearson 相關係數分析，說明上述三個主成份得點序列與 Nelson 與 Siegel (1987) 模型所估計的短、中與長期即期利率之間的關係，如表 4 所示。

在表 4 中可以瞭解各主成份因子間的相關係數為零，表示各主成份因子間並沒有線性相關的存在；至於各主成份分因子所表彰的利率期限結構意義，可透過表 4 中各年期即期利率與主成份因子間的相關係數說明之。首先，就第一主成份因子而言，由表 4 中可以很明顯地發現，其與長期的即期利率相關係數較高，且皆呈現正相關，故可視其為水平 (長期) 利率因子，當長期利率上漲，第一主成份會隨之增加；在第二

註[12] Diebold 與 Li (2006) 將 Nelson 與 Siegel (1987) 模型中的水平因子 β_0，解釋為長期利率因子，因為 $\beta_{0,t} = y_t(\infty)$，即當到期日趨近無窮期時，即期利率會趨近於 β_0；並將斜率因子 β_1，解釋為短期因子，因為 $\beta_{1,t} = y_t(\infty) - y_t(1)$，由於 $y_t(\infty)$ 為一固定值，因此影響斜率因子 β_1 的變動因以短期利率為主；最後，將曲度因子 β_2，解釋為中期利率因子，因為 $\beta_{2,t} = 2y_t(2) - y_t(1) - y_t(10)$，故影響曲度因子 β_2 的變動，則是取決於中期利率為主。

主成份的部份，其與一年期即期利率的相關係數高達 80%，故第二主成份因子可表彰為斜率 (短期) 利率因子，當短期利率上揚時，該主成份因子亦會增加；最後，由於第三主成份因子與中期即期利率的相關係數較高且均維持正相關，故可成為曲度 (中期) 利率因子的代表，當中期利率上升時，該主成份因子亦會上揚。

表 4 各主成份因子與 NS 模型估計即期利率之 Pearson 相關係數分析

	第一主成份	第二主成份	第三主成份
第一主成份	100%		
第二主成份	0%	100%	
第三主成份	0%	0%	100%
1 年即期利率	-17%	80%	57%
3 年即期利率	45%	37%	81%
4 年即期利率	70%	7%	70%
5 年即期利率	82%	-12%	55%
6 年即期利率	87%	-22%	43%
7 年即期利率	90%	-27%	34%
20 年即期利率	99%	4%	-10%
30 年即期利率	89%	42%	-16%

註：1. 即期利率係利用 Nelson 與 Siegel (1987) 模型估計而得。

2. 以統計軟體 SAS 進行主成份分析，計算出三個主成份得點序列，分別為第一主成份、第二主成份與第三主成份。

二、債券基金特性對其績效之影響

為了瞭解債券型基金特性與利率期限結構變動，二者對固定收益型與類貨幣型債券基金績效之影響，並探討這些資訊能否使得投資人進行策略性操作，以獲取超額的報酬率。本文以下首將討論債券型基金特性對其基金風險調整後績效的影響，後續再探討利率期限結構因子對債券型基金績效之影響；最後，利用前述債券型基金特性的分類，以利率期限結構因子的變動做為交易執行依據，模擬投資人的獲利情況。

(一) 固定收益型債券基金之管理效率性

表 5 比較各債券型基金特性，其對於固定收益型債券基金績效 3、6 與 12 個月夏普值的影響程度，但是以不同期間長短衡量債券型基金績效時，會造成其模型調整後 R^2 有很大的差異，其中以 12 個月的夏普值做為應變數時，迴歸模型的調整後 R^2 (92.8886%) 最高，此一現象可解釋為債券型基金特性對於固定收益型債券基金績效的解釋能力，會隨著績效衡量期越長而趨於穩定，但是績效衡量期間的增加，卻會使得

樣本數大幅減少 (註[13])。

接著分析表 5 中各種債券型基金特性對於固定收益型債券基金績效的影響，首先討論各債券型基金特性對於 3 個月夏普值的影響，在綜觀各債券基金特性的係數後，祇發現經理費率 (-3108.0210) 與前期夏普值 (0.0959)，對於 3 個月夏普值分別具有顯著的負向與正向的影響；至於 6 個月夏普值的部份，則是祇有保管費率 (17473.4400) (註[14])、淨申購率 (0.4746) 與其前期夏普值 (0.8607) 會有顯著正向的影響；最後，在 12 個月夏普值的實證結果，則祇有前期夏普值 (0.9625) 會顯著地正向影響固定收益型債券基金績效。

總結各債券型基金特性對固定收益型債券基金績效的實證結果，經理費率祇對於固定收益型債券基金的季績效 (3 個月夏普值) 具有顯著的負向影響，而保管費率升高時，則固定收益型債券基金的半年 (6 個月夏普值) 績效會增加，並可歸因於績效較佳的固定收益型債券基金，銀行會傾向收取較高的保管費率。而淨申購率 (0.4746) 亦對固定收益型債券基金的半年績效，在統計上具有顯著地正向影響，支持 Warther (1995)、Berk 與 Green (2004)、Lynch 與 Musto (2003) 以及 Huang et al. (2007) 之實證結果，表示投資人可以從固定收益型債券基金的績效，學習到投資的技巧與知識，並反應到固定收益型債券基金的實際申購與贖回上。另外，固定收益型債券基金的季、半年與年績效皆具有持續性，表示投資人可以就投資期限的長短，參考過去基金績效，選擇出績效較佳的固定收益債券基金。最後，本文也發現基金特性對於固定收益型債券基金績效的解釋能力，會隨著績效衡量期越長而增加。

註[13] 若以相同的研究期間下，取 2 年期的夏普會使得債券基金的樣本數降為 28 家，增加實證的困難。

註[14] 由於債券基金的每月保管費率平均祇有 0.007%，故使得其係數估計值很大，且經理費亦同。

表 5 固定收益型債券型基金特性對其績效影響之分析

解釋變數 \ 應變數	3 個月 Sharpe index	6 個月 Sharpe index	12 個月 Sharpe index
總淨值	0.2709	0.0184	0.0153
	(0.2785)	(0.6328)	(0.4419)
保管費率	6937.0110	17473.4400***	2,250.3280
	(0.8261)	(0.0042)	(0.3401)
經理費率	-3108.0210*	-274.4999	130.6378
	(0.0825)	(0.4220)	(0.3400)
週轉率	0.3055	0.1224	0.0039
	(0.6930)	(0.4112)	(0.9482)
淨申購率	-0.6556	0.4746*	0.0013
	(0.6112)	(0.0518)	(0.9893)
前期	0.0959***	0.8607***	0.9625***
Sharpe index	(0.0067)	(0.0000)	(0.0000)
調整後的 R^2	3.7656%	83.4413%	92.8886%

註：1. 估計期間從 2002 年 4 月到 2007 年 5 月，總計 62 個月。研究期間內固定收益型債券基金樣本數共計 4 家。

2. 應變數為固定收益型債券基金之 3、6 和 12 個月的 Sharpe Index，用以衡量每單位總風險（以月化標準差衡量）所得之超額報酬，至於超額報酬為基金過去 3、6 與 12 個月的平均月報酬率超過平均一個月定存利率之部分。$Sharpe\ Index = \frac{\overline{R}_i - \overline{R}_f}{\sigma_i}$，$\sigma_i$：為 3、6 與 12 個月標準差；$R_f$：以經濟新報資料庫中，第一銀行、兆豐銀行、交通銀行、合作金庫、台北富邦銀行與台北企銀之平均一個月定存利率，做為無風險報酬率。

3. *** 表示在 1% 的水準下拒絕虛無假設係數為零； ** 表示在 5% 的水準下拒絕虛無假設係數為零；* 表示在 10% 的水準下拒絕虛無假設係數為零。

4. 調整後的 R^2 用以比較不同估計方法下的模型解釋能力。括號內為 p 值。

(二) 類貨幣型債券基金之管理效率性

類貨幣型債券基金不同於固定收益型債券基金，其以追求利息收入與收益穩定為主，故債券型基金特性對於其績效的影響，實有必要與固定收益型債券基金分開討論。表 6 為比較各債券基金特性，其對於類貨幣型債券基金績效 3、6 與 12 個月夏普值的影響程度，該實證結果與固定收益型債券基金一致的是，以不同期間長短衡量債券型基金的績效，其模型調整後 R^2 亦會存在很大的差異，其中以 12 個月的夏普值做為應變數時，迴歸模型的調整後 R^2 (93.3900%) 最高，即類貨幣型債券基金績效的解釋能力，亦會隨著績效衡量期越長而趨於穩定。

至於債券型基金特性對於類貨幣型債券基金績效的影響，其實證結果如預期般不同於固定收益型債券基金，透過比較表 5 與表 6 可知，表 6 有較多債券型基金特性變數，如總淨值、經理費率、週轉率、淨申購率與前期夏普值，這些係數無論是在任何期間的夏普值，在統計上皆顯著地大於零，故表示無論是以季、半年或是一年的夏普值做為績效衡量時，類貨幣型債券基金的規模、經理費率、週轉率、淨申購率與前期夏普值的特性都會影響其績效。其中當債券型基金規模越大時，會使得類貨幣型債券基金的績效增加，與 Carter (1950)、Philpot et al. (1998) 以及 Berk 與 Green (2004) 的研究結果一致，規模較大的債券型基金因享有較多的研究資源或整合市場資源的規模經濟效果，能使得類貨幣型債券基金的績效提升。另外，在淨申購率對類貨幣型債券基金的影響上，其對季、半年與一年績效皆會有正向的影響 (7.0163、1.2612、0.7075)，此現象可歸因於投資人可以從類貨幣型債券基金的過去績效，學習到投資的技巧與知識，並反應到投資人對於類貨幣型債券基金的實際申購與贖回，且此一情形亦發生在固定收益型債券基金的半年績效上；此外，在前期夏普值的表現上，也和固定收益型債券基金一致，支持類貨幣型基金績效是具有持續性的。

但是表 6 中的週轉率對於類貨幣型基金績效的影響，則是呈現較不一致的影響，首先，表 6 中的週轉率，其與季、半年和一年夏普值的係數值 (-11.0984、-1.0051、-1.0018) 呈現顯著地小於零，但因為週轉率是以非投資債券買賣斷金額佔基金總投資金額比重做為衡量的標準 (註[15])，故表示其非投資債券買賣斷金額佔基金總投資金額的比重愈低，會產生較高的季、半年與一年績效。因此，表 6 中關於週轉率的係數為負值，支持 Alexander et al. (2007) 之實證結果，可解釋為類貨幣型債券基金的非投資債券買賣斷金額佔基金總投資金額愈低者，週轉率愈高，表示策略性交易能使得短期(季、半年與一年) 績效增加。

總結各債券基金特性對固定收益型與類貨幣型債券基金績效的實證結果，固定收益型與類貨幣型債券基金績效皆存在著績效的持續性，而類貨幣型債券基金的短、中與長期績效更是存在著規模效果；至於保管費率則是會正向影響固定收益型基金的半年績效，與類貨幣型基金的半年與年績效；此外，類貨幣型債券基金的績效還會受到經理費率的影響，表示類貨幣幣型債券基金的經理費率愈高，會使得經理人更有動機與研究資源，追求基金的績效，與 Nanda et al. (2000) 實證結果一致，但是，此一效果在統計上卻並未顯著且一致地存在於固定收益型債券基金上；再者，就週轉率的部份，其對類貨幣型債券基金短期(季、半年與一年) 績效有正向的影響，而淨申購率的部份，則是對類貨幣型債券基金季、半年或年績效均有正向的影響，故表示投資人可以藉由觀察類貨幣型債券基金的短期的收入結構 (週轉率) 的情況，以及申購贖回

註[15] 週轉率以利息收入佔總收入的比重做為衡量的標準，是為了避免當資本利得為零時，導致週轉率變數為零。

(淨申購率) 的狀況，選擇出績效較佳的類貨幣型債券基金。

但是表 5 與表 6 中各債券型基金特性對其季、半年與年績效的影響並不一致，且調整後 R^2 在固定收益型與類貨幣型債券基金中，其數值皆會隨著績效衡量期間越長而越高，故可推論各基金特性對於長期的基金績效較具有解釋能力。此外，對於不同債券型基金特性對於固定收益型與類貨幣型債券基金績效的影響仍有部份的差異，表示此二類債券型基金所屬的投資人特性，或經理人操作策略並不相同，顯示國內目前對於債券型基金的分類，確有其必要性與適當性。

表 6 類貨幣型債券基金特性對其績效影響之分析

應變數 / 解釋變數	3 個月 Sharpe index	6 個月 Sharpe index	12 個月 Sharpe index
總淨值	3.5401***	0.4163***	0.2106***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
保管費率	6387.0080	17,174.5600***	10272.3800***
	(0.2672)	(0.0000)	(0.0000)
經理費率	15037.3000***	2,668.2130***	1835.1220***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
週轉率	-11.0984***	-1.0051***	-1.0018***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
淨申購率	7.0163***	1.2612***	0.7075***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
前期	0.2803***	0.7780***	0.8715***
Sharpe index	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
調整後的 R^2	18.8609%	84.6557%	93.3900%

註：1. 估計期間從 2002 年 4 月到 2007 年 5 月，總計 62 個月。研究期間內類貨幣型債券基金樣本數共計 34 家。

2. 應變數為類貨幣型債券基金之 3、6 和 12 個月的 Sharpe Index，用以衡量每單位總風險（以月化標準差衡量）所得之超額報酬，至於超額報酬為基金過去 3、6 與 12 個月的平均月報酬率超過平均一個月定存利率之部分。*Sharpe Index* = $\frac{\overline{R}_i - \overline{R}_f}{\sigma_i}$ ，σ_i ：為 3、6 與 12 個月標準差；

R_f：以經濟新報資料庫中，第一銀行、兆豐銀行、交通銀行、合作金庫、台北富邦銀行與台北企銀之平均一個月定存利率，做為無風險報酬率。

3. 在 12 個月 Sharpe Index的估計方法上，因縱斷面的樣本數小於橫斷面的樣本數，故利用一般化最小平方法 (Generalized Least Square；GLS) 替代 SURM，修正誤差項的部份。

4. *** 表示在 1% 的水準下拒絕虛無假設係數為零； ** 表示在 5% 的水準下拒絕虛無假設係數為零； * 表示在 10% 的水準下拒絕虛無假設係數為零。

5. 調整後的 R^2 用以比較不同估計方法下的模型解釋能力。括號內為 p 值。

三、利率期限結構變動對債券基金績效的影響

理論上由於債券價格是利率的函數，因此，本文以 Nelson 與 Siegel (1987) 模型求解出水平移動 (β_0)、斜率變化 (β_1) 和曲度變化 (β_2) 因子，但各因子間並非完全地線性獨立，故為了消除利率期限結構因子間的相互影響，本文以主成份分析進行利率期限結構因子間的正交化過程，並拆解出代表水平變化因子 (β_0)$^{\#}$、斜率變化因子 (β_1)$^{\#}$、曲度變化因子 (β_2)$^{\#}$ 的三個主成份因子 (註[16])，再以多元迴歸模型進行參數估計，其迴歸結果如表 7 所示。

由表 7 的實證結果中，根據調整後 R^2 的數值，可以發現利率期限結構變動對於固定收益型債券基金的影響性 (-1.2048%)，小於類貨幣型債券基金 (73.4108%)。接著針對不同於利率因子對於債券型基金超額報酬率的影響，首先，水平變化因子 (β_0)$^{\#}$，為第一主成份，足以解釋 85.84% 的利率期間結構變異，而其於表 7 的係數值，分別為 0.0045 與 0.0106，皆在統計上皆呈現顯著地影響其超額報酬率，表示利率水準上升時，會使得固定收益型債券基金與類貨幣型債券基金的投資組合增加高票息債券的部位，產生較高的利息收益，增加固定收益型債券基金與類貨幣型債券基金的超額報酬率。

至於斜率變化因子 (β_1)$^{\#}$，為第二主成份，能夠解釋 7.98% 的利率期間結構變異，當斜率變化因子 (β_1)$^{\#}$ 增加時，如附註[12] 所示，短期利率會隨之增加，導致長短期利差減少，故斜率變化因子 (β_1)$^{\#}$ 愈大，表示利率期限結構的斜率愈平緩。就表 7 中的結果而言，其對於固定收益型債券基金與類貨幣型債券基金超額報酬率的影響並不一致。斜率變化因子 (β_1)$^{\#}$ 只有對於固定收益型債券基金超額報酬率，在 10% 的顯著水準下，會顯著地影響其超額報酬率 (0.0085)，表示長短期利差的減少，會使得以追求資本利得的固定收益型債券基金超額報酬率提升，但對於以追求穩定收益的類貨幣型債券基金則沒有顯著的影響。

最後，曲度變化因子 (β_2)$^{\#}$ 為第三主成份，可以解釋 6.11% 的利率期間結構變異，且其於表 7 的係數值，分別為 -0.0231 與 -0.0193，皆在統計上皆呈現顯著地影響固定收益型債券基金與類貨幣型債券基金的超額報酬率，表示中期利率的增加，反而會使得債券型基金的超額報酬率下降，此一情形說明了，債券型基金持有的投資組合存續期間祇有 1.5 年 (廖麗娟，2005)，故代表中期利率變化的曲度變化因子 (β_2)$^{\#}$ 增加時，表示中期利率上升，導致其債券投資組合的評價下降，使得固定收益型與類貨幣型債券基金的超額報酬率降低。

註[16] 水平變化因子 (β_0)$^{\#}$、斜率變化因子 (β_1)$^{\#}$、曲度變化因子 (β_2)$^{\#}$，分別代表以主成份分析所萃取出，相互正交的利率期限結構因子 p_{1t} 、p_{2t} 與 p_{3t} 。

表 7 利率期限結構變動對債券型基金績效分析

解釋變數＼應變數	固定收益型債券基金超額報酬率	類貨幣型債券基金超額報酬率
水平變化因子	0.0045***	0.0106***
(β_o)#	(0.0023)	(0.0000)
斜率變化因子	0.0085*	0.0016
(β_1)#	(0.0778)	(0.2029)
曲度變化因子	-0.0231***	-0.0193**
(β_2)#	(0.0000)	(0.0000)
調整後的 R^2	-1.2048%	73.4108%

註：1. 長期利率因子（β_o)# 、短期利率因子（β_1)# 、中期利率因子（β_2)# 分別為三個主成份因子p_{1t}、p_{2t}與 p_{3t} 。

2. 應變數為債券型基金之每月超額報酬率，並以經濟新報資料庫中，第一銀行、兆豐銀行、交通銀行、合作金庫、台北富邦銀行與台北企銀之平均一個月定存利率，做為無風險報酬率。

3. 估計期間從 2002 年 4 月到 2007 年 5 月，總計 62 個月，而期間內的總基金樣本數共有 38 家債券基金，其中固定收益型債券基金包括 4 家樣本數，而類貨類幣型債券基金樣本數則有 34 家。

4. *** 表示在 1% 的水準下顯著不接受虛無假設係數為零； ** 表示在 5% 的水準下顯著不接受虛無假設係數為零；* 表示在 10% 的水準下顯著不接受虛無假設係數為零。

5. 調整後的 R^2 用以比較不同估計方法下的模型解釋能力。括號內為 p 值。

四、在不同債券型基金特性下，利率期限結構變化對基金績效之驗證

為進一步瞭解統計分析中，關於基金特性與利率期限結構的資訊，能否提升投資人在買賣債券型基金的決策品質，增加投資人的超額報酬率。本文遂將固定收益型與類貨幣型債券基金，分別按其債券型基金特性分成高淨值與低淨值、高保管費率與低保管費率等 10 種均權投資組合 (註[17])，接著再從 10 種均權投資組合中，取出 5 種不同高、低特性代表的投資組合，並配合研究期間利率期限結構因子序列的變化，計算各投資組合的累積報酬率，以檢驗表 7 中利率期限結構的資訊，是否能夠助益於債券型基金績效的提升，並值得債券型基金投資人，再進一步投入資源於利率期限結構變動的預測上 (Diebold & Li, 2006; 周建新、于鴻福、劉嘉烜，2007)。再者，為能針對固定收益型債券基金與類貨幣型債券基金投資組合，分別計算其不同特性下的累積報酬率，對於利率期限結構的判斷準則陳述如下：

(一) 利率期限結構因子係數值大於零

當表 7 中的利率期限結構因子係數值為正數時，表示利率期限結構的變動與債券型基金報酬率具有正向的關係，故檢視樣本內的利率期限結構因子的差分序列，當

註[17] 固定收益型債券基金的家數祇有 4 家，故將其分成 2 組具有高低特性的投資組合；而類貨幣型債券基金的家數則有 34 家，故可分成 4 組，並依特性之高低，取其最高與最低持性之投資組合。

利率期限結構因子的差分值為正，則將債券型基金的超額報酬率計入累積報酬率的計算中；反之，若差分值為負，則以一個月的定存計入累積報酬率中。

(二) 利率期限結構因子係數值小於零

當表 7 中的利率期限結構因子係數值為負數時，表示利率期限結構的變動與債券型基金報酬率呈反向的關係，故檢視樣本內的利率期限結構因子的差分序列，當利率期限結構因子的差分值為負，則將債券型基金的超額報酬率計入累積報酬率的計算中；反之，若差分值為正，則以一個月的定存計入累積報酬率中。

由表 8 中各樣本內模擬交易的執行結果可知，在忽略利率因子變化下，因各特性分類基金投資組合的報酬率，並未隨著利率期限結構因子變動，故可彰顯基金特性差異對於債券型基金累積報酬率的影響。就固定收益型債券基金而言，低淨值規模、低保管費率、低經理費率低週轉率與高淨流量的基金投資組合存在較高的累積報酬率，且前述各基金投資組合的累積報酬率均高於未分類基金投資組合的累積報酬率(3.3951%)。故由此一基金特性與其報酬率的關係，說明了國內固定收益型債券基金特性對於投資人而言，應具有投資意涵，能夠指導投資人對於債券型基金的選購，並提升債券型基金的報酬率。

此外，表 8 亦呈現了在考量不同的債券型基金特性下，當利率期限結構變動時，各特性投資組合所產生的累積報酬率，以期瞭解債券型基金特性與利率期限結構變動對投資人交易債券型基金獲利的影響。首先，觀察各特性下，基金投資組合的累積報酬率，在水平變化因子 $(\beta_0)^{\#}$ 上昇時，其累積報酬率最高，且均高於忽略利率期限結構因子變化下的投資組合累積報酬率；再者，當斜率變化因子 $(\beta_1)^{\#}$ 上昇時，則祇有高經理費率與低週轉率的投資組合，其累積報酬率小於忽略利率期限結構因子變化下的投資組合累積報酬率；最後，曲度變化因子 $(\beta_2)^{\#}$ 下降時，各特性之基金投資組合的累積報酬率表現較差，祇有低淨值規模、低保管費率、低經理費率、高淨值規模與高淨流量投資組合的累積報酬率會高於忽略利率因子變化下的基金投資組合累積報酬率。

此外，針對全體固定收益型債券基金投資組合而言，亦可以觀察到，盯住水平變化因子 $(\beta_0)^{\#}$ 的累積報酬率 6.3150%，高於盯住斜率變化因子 $(\beta_1)^{\#}$ 的累積報酬率 4.5113%，且優於盯住曲度變化因子 $(\beta_2)^{\#}$ 的累積報酬率 4.2980%，而這些考慮利率期限結構因子的投資組合累積報酬率，則是皆高於忽略利率因子變化下的基金投資組合累積報酬率 3.3951%。

因此，就表 8 固定收益型債券基金投資組合之實證結果，可以發現投資人的確能夠透過債券型基金特性與利率期限結構資訊，獲取累積的超額報酬率，且因為水平變化因子 $(\beta_0)^{\#}$ 解釋利率期限結構變異之能力最高，故相較於其它利率期限結構因子，其較能夠增加全體固定收益型債券基金投資組合的報酬率。

表 8 不同基金特性下，利率期限結構變化對固定收益型債券基金報酬之影響

利率因子 / 投資組合	水平變化因子 (β_o)#	斜率變化因子 (β_1)#	曲度變化因子 (β_2)#	忽略利率因子變化
固定收益型債券基金				
高淨值基金投組	6.0183%	4.9370%	4.6674%	3.3307%
高保管費率基金投組	4.5247%	3.5080%	3.2799%	0.0383%
高經理費率基金投組	4.9986%	3.0684%	3.3304%	4.0128%
高週轉率基金投組	4.3031%	3.8065%	3.3447%	3.3906%
高淨流量基金投組	7.7302%	7.7470%	5.7225%	6.3958%
固定收益型債券基金				
低淨值基金投組	8.2441%	5.8918%	4.8010%	5.6207%
低保管費率基金投組	7.6109%	8.6605%	6.3964%	6.9001%
低經理費率基金投組	6.1256%	5.6678%	4.8045%	4.1242%
低週轉率基金投組	7.8117%	3.8065%	3.3447%	5.0620%
低淨流量基金投組	4.1444%	-0.3113%	2.3053%	-5.5521%
全體基金	6.3150%	4.5113%	4.2980%	3.3951%

註：1. 將固定收益型債券基金，每月依各基金之特性高低排序，分別取最高值 2 家形成高淨值、高保管費、高經理費率、高週轉率與高淨流量的均權投資組合，以及最低值 2 家的低淨值、低保管費率、低經理費率、低週轉率與低淨流量之均權投資組合。

2. 利率期限結構因子的變化，係根據表 7 中各因子的係數為依據。

3. 模擬期間為 2002 年 4 月到 2007 年 5 月；而表中的數值為各策略下的期間累積報酬率。

4.「忽略利率因子變化」欄中的數字，為不考慮利率因子變化下，計算各特性投資組的累積報酬率。

5.「全體基金」列中的數字，為各種特性下，全體投資組合的平均累積報酬率。

至於類貨幣型債券基金的部份，首先，觀察表 9 中，在忽略利率因子變化下，各特性分類的基金投資組合，祇有高淨值投資組合的累積報酬率明顯的高於未分類基金投資組合的累積報酬率 (1.5100%)，表示各債券型基金的特性，對於類貨幣型債券基金，並不能產生顯著的累積報酬率，因此，國內類貨幣型債券基金特性對於投資人而言，較缺乏顯著的資訊，以提升投資人持有債券型基金的報酬率。

此外，表 9 亦呈現了當利率期限結構變動時，各類貨幣型債券基金特性投資組合所產生的累積報酬率。首先，當水平變化因子 (β_0)# 上昇時，債券型基金的投資組合累積報酬率最高，且均高於忽略利率期限結構因子變化下的投資組合累積報酬率；再者，當斜率變化因子 (β_1)# 上昇時，投資組合的累積報酬率，也是均高於忽略利率期限結構因子變化下的投資組合累積報酬率；最後，曲度變化因子 (β_2)# 下降時，各特性之基金投資組合的累積報酬率，仍是高於忽略利率期限結構因子變化下的投資組合累積報酬率。

再者，針對全體類貨幣型債券基金投資組合而言，則可觀察到，不同於表 8 的

結果，盯住水平變化因子 (β_0)# 的累積報酬率 5.3759% 最高，但是盯住曲度變化因子 (β_2)# 的累積報酬率 4.0672%，則是高於盯住斜率變化因子 (β_1)# 的累積報酬率 3.7697%，但是，這些考慮利率期限結構因子的投資組合累積報酬率，則和表 8 相同，皆高於忽略利率因子變化下的基金投資組合累積報酬率 1.510%。

因此，就表 9 類貨幣型債券基金投資組合之實證結果，可以發現投資人能夠透過利率期限結構資訊，獲取累積的超額報酬率，且因為水平變化因子 (β_0)# 解釋利率期限結構變異之能力最高，故相較於其它利率期限結構因子，其對於類貨幣型債券基金投資組合報酬率的影響最為重要。但是，在類貨幣型債券型基金特性的部份，則是不同於固定收益型債券基金，基金特性並無法顯著的提升投資人持有類貨幣型債券型基金的報酬率。

最後，無論是固定收益型，或是類貨幣型債券基金，利率期限結構因子確實能反應出市場利率的風險，以提供投資人操作債券型基金時更明確的參考依據，以獲取較佳的操作報酬。

表 9 不同基金特性下，利率期限結構變化對類貨幣型債券基金報酬之影響

利率因子 / 投資組合	水平變化因子 (β_o)#	斜率變化因子 (β_1)#	曲度變化因子 (β_2)#	忽略利率因子變化
類貨幣型債券基金				
高淨值基金投組	5.4664%	3.9037%	4.1908%	1.6580%
高保管費率基金投組	5.3193%	3.6570%	3.9928%	1.2564%
高經理費率基金投組	5.3900%	3.7604%	4.0915%	1.4391%
高週轉率基金投組	5.3965%	3.8019%	4.1298%	1.4962%
高淨流量基金投組	5.4150%	3.8607%	4.0960%	1.5160%
類貨幣型債券基金				
低淨值基金投組	5.3132%	3.7485%	4.0684%	1.3988%
低保管費率基金投組	5.3851%	3.7842%	4.0707%	1.4272%
低經理費率基金投組	5.3040%	3.6331%	3.9186%	1.1612%
低週轉率基金投組	5.2770%	3.6502%	3.9371%	1.1993%
低淨流量基金投組	5.2637%	3.5680%	3.9172%	1.1065%
全體基金	5.3759%	3.7697%	4.0672%	1.5100%

註：1. 將類貨幣型債券基金，每月依各基金之特性高低排序，分別取最高值 9 家形成高淨值、高保管費率、高經理費率、高週轉率與高淨流量的均權投資組合，以及最低值 9 家的低淨值、低保管費率、低經理費率、低週轉率與低淨流量之均權投資組合。

2. 利率期限結構因子的變化，係根據表 7 中各因子的係數為依據。

3. 模擬期間為 2002 年 4 月到 2007 年 5 月；而表中的數值為各策略下的期間累積報酬率。

4.「忽略利率因子變化」欄中的數字，為不考慮利率因子變化下，計算各特性投資組的累積報酬率。

5.「全體基金」列中的數字，為各種特性下，全體投資組合的平均累積報酬率。

肆、結論

本文結合債券型基金的時間序列與橫斷面資料，檢驗各種債券型基金特性與利率期限結構因子對固定收益型與類貨幣型債券基金績效的影響。實證結果顯示，固定收益型與類貨幣型債券基金績效皆存在著績效的持續性，至於基金淨值、保管費率、經理費率、週轉率與淨申購率的部份，對於固定收益型與類貨幣型債券基金績效則是存在著不一致的影響，表示此二類債券型基金所屬的投資人特性或經理人操作策略並不相同，故實不宜將其混為一談。此外，表 5 與表 6 中各債券型基金特性對債券型基金的季、半年與年績效的影響並不一致，且調整後 在固定收益型與類貨幣型債券基金中，其數值皆會隨著績效衡量期間越長而越高，故可推論各債券型基金特性對於長期的債券型基金績效較具有解釋能力。

接著討探利率風險對國內債券型基金的影響，本文以主成份分析進行利率期限結構因子間的正交化過程，並拆解出代表水平移動 (β_0)、斜率變化 (β_1) 和曲度變化 (β_2) 的三種主成份因子，並檢驗這些因子對固定收益與類幣型債券基金的影響，其實證結果說明國內債券型基金超額報酬率對於水平移動 (β_0) 和曲度變化 (β_2) 所帶來的利率風險較為敏感；此外，類貨幣型債券基金對於利率期限結構變動的敏感度，較固定收益型債券基金為高，說明了類貨幣型債券基金雖定位在以利息收入為主要的收益來源，但基金經理人所持有債券投資組合，確較能反應市場利率的變化，故使得利率期限結構的變動在統計上會顯著地影響類貨幣型債券基金的債券投資組合超額報酬率。

最後，本文以利率期限結構變化為依據，模擬債券型基金在不同基金特性與利率變動的情境下的投資獲利，以期瞭解債券型基金特性與利率期限結構變化的資訊，對於提升投資人在買賣債券型基金的決策品質，以增加投資人的獲利能力。該實證結果顯示，無論就固定收益型或類貨幣型債券基金之績效而言，債券型基金特性的資訊與非平行移動的市場利率風險，能提供給投資人更多的報酬與風險的評估方向，以獲取較佳的操作績效。

本文為國內首次提出利率限期結構變動，對於債券基金績效影響之實證論文，並利用主成份分析，可以輕巧而直接地萃取出相互獨立的利率因子，並較為準確地瞭解利率風險對債券型基金的影響。本文之實證結果，亦可做為基金經理人與投資人研擬債市投資策略的參考。

參考文獻

沈中華，1998，「影響台灣貨幣市場利率的三因子」，貨幣市場雙月刊， 2 卷 5 期：頁 4-7 。

李桐豪，2001，「債券市場發展對貨幣政策之影響」，中央銀行季刊，23 卷 1 期：頁 23-45 。

周建新、于鴻福、陳振宇，2006，「台灣政府公債市場遠期利率期限結構之估計：GCV 模型與 VRP 模型之比較」，商管科技季刊，7 卷 1 期：頁 103-127。

周建新、于鴻福、張千雲，2003a ，「利率期限結構估計模型之實證研究」，管理學報，20 卷 4 期：頁 767-796。

_____， 2003b，「以線性規劃法估計台灣公債市場利率期限結構之實證研究」，管理科學研究，1 卷 1 期：頁 31-47 。

周建新、黃彥騰，2005，「應用 Chebyshev Polynomials 模型估計台灣公債市場之利率期限結構」，台灣金融財務季刊，6 卷 1 期：頁 11-29 。

周建新、于鴻福、劉嘉烜，2007，「利率期限結構估計模型與公債交易策略」，中山管理評論，15 卷 4 期：頁 771-808。

廖麗娟，2005，「以風險值 (Value at Risk) 之觀念衡量債券型基金市場風險」，證券櫃檯月刊，111 期：頁 36-56。

蔣松原，2000，「建構台灣公債市場殖利率曲線」，貨幣觀測與信用評等，22 卷：頁 99-119 。

謝承熹，2000，「以分段三次方指數函數配適台灣公債市場之利率期限結構：線性最適化與非線性最適化之比較」，中國財務學刊，8 卷 2 期：頁 25-47。

Alexander, G. J., Cici, G., & Gibson, S. 2007. Does motivation matter when assessing trade performance? An analysis of mutual funds. ***The Review of Financial Studies***, 20 (1): 125-150.

Beckers, S., & Vaughan, G. 2001. Small is beautiful. ***The Journal of Portfolio Management***, 27 (4): 9-17.

Berk, J. B., & Green, R. C. 2004. Mutual fund flows and performance in rational markets. ***Journal of Political Economy***, 112 (6): 1269-1295.

Bierwag, G. O. 1988. Duration analysis: Managing interest rate risk. ***The Journal of Finance***, 43 (1): 264-267.

Bliss, R. R. 1997. Movements in the term structure of interest rates. ***Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review***, 82 (4): 16-33.

Brown, S. J., & Goetzmann, W. N. 1995. Performance persistence. ***The Journal of Finance***, 50 (2): 679-698.

Carter, W. D. 1950. The quality of mutual fund portfolio supervision. ***Financial Analysts Journal***, 6 (4): 32-36.

Chen, J., Hong, H., Huang, M., & Kubik, J. D. 2004. Does fund size erode mutual fund performance? The role of liquidity and organization. ***American Economic Review***, 94 (5): 1276-1302.

Chen, H. L., Jegadeesh, N., & Wermers, R. 2000. The value of active mutual fund management: An examination of the stockholdings and trades of fund managers. ***The Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 35 (3): 343-368.

Ciccotello, C. S., & Grant, C. T. 1996. Equity fund size and growth: Implications for performance and selection. ***Financial Services Review***, 5 (1): 1-12.

Diebold, F. X., & Li, C. 2006. Forecasting the term structure of government bond yields. ***Journal of Econometrics***, 130 (2): 337-364.

Diebold, F. X., Rudebusch, G. D., & Aruoba, S. B. 2006. The macroeconomy and the yield curve: A dynamic latent factor approach. ***Journal of Econometrics***, 131 (1/2): 309-388.

Dolan, C. P. 1999. Forecasting the yield curve shape: Evidence in global markets. ***The Journal of Fixed Income***, 10 (1): 92-99.

Edelen, R. M. 1999. Investor flows and the assessed performance of open-end mutual funds. ***Journal of Financial Economics***, 53 (3): 439-466.

Edelen, R. M., & Warner, J. B. 2001. Aggregate price effects of institutional trading: A study of mutual fund flow and market returns. ***Journal of Financial Economics***, 59 (2): 195-220.

Ferson, W. E., & Schadt, R. W. 1996. Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. ***The Journal of Finance***, 51 (2): 425-461.

Gallagher, D. R., & Martin, K. M. 2005. Size and investment performance: A research note. ***Abacus***, 41 (1): 55-65.

Giliberto, M. 1985. Interest rate sensitivity in the common stocks of financial intermediaries: A methodological note. ***The Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 20 (1): 123-126.

Goetzmann, W. N., & Ibbotson, R. G. 1994. Do winners repeat? Patterns in mutual fund performance. ***The Journal of Portfolio Management***, 20 (2): 9-18.

Goetzmann, W. N., & Massa, M. 2003. Index funds and stock market growth. ***The Journal of Business***, 76 (1): 1-28.

Gorman, L. 1991. A study of the relationship between mutual fund return and asset size,

1974-1981. ***Akron Business and Economic Review***, 22 (4): 53-61.

Grinblatt, M., & Titman, S. 1989. Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings. ***The Journal of Business***, 62 (3): 393-416.

_____ . 1992. The persistence of mutual fund performance. ***The Journal of Finance***, 47 (5): 1977-1984.

Hendricks, D., Patel, J., & Zeckhauser, R. 1993. Hot hands in mutual funds: Short-run persistence of relative performance, 1974-1988. ***The Journal of Finance***, 48 (1): 93-130.

Huang, J., Wei, K. D., & Yan, H. 2007. Participation costs and the sensitivity of fund flows to past performance. ***The Journal of Finance***, 62 (3): 1273-1311.

Hurn, A. S., Lindsay, K. A., & Pavlov, V. 2005. ***Smooth estimation of yield curves by laguerre functions***. Paper presented at the conference of Advances and Applications for Management and Decision Making on International Congress on Modelling and Simulation (MODSIM05), Australia.

Ippolito, R. A. 1989. Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance, 1965-1984. ***The Quarterly Journal of Economics***, 104 (1): 1-23.

Jones, F. 1991. Yield curve strategies. ***The Journal of Fixed Income***, 1 (1): 43-51.

Lakonishok, J. 1981. Performance of mutual funds versus their expenses. ***Journal of Bank Research***, 12 (2): 110-113.

Lin, B. H. 2002. Fitting the term structure of interest rates using b-spline: The case of Taiwanese government bonds. ***Applied Financial Economics***, 12 (1): 55-75.

Litterman, R., & Scheinkman, J. 1991. Common factors affecting bond returns. ***The Journal of Fixed Income***, 1 (1): 54-63.

Lynch, A. W., & Musto, D. K. 2003. How investors interpret past fund returns. ***The Journal of Finance***, 58 (5): 2033-2058.

Maag, F., & Zimmermann, H. 2000. On benchmarks and the performance of DEM bond mutual funds. ***The Journal of Fixed Income***, 10 (3): 31-45.

Morey, M. R. 2003. Should you carry the load? A comprehensive analysis of load and no-load mutual fund out-of-sample performance. ***Journal of Banking & Finance***, 27 (7): 1245-1271.

Nanda, V., Narayanan, M. P., & Warther, V. A. 2000. Liquidity, investment ability, and mutual fund structure. ***Journal of Financial Economics***, 57 (3): 417-443.

Nelson, C. R., & Siegel, A. F. 1987. Parsimonious modeling of yield curves. ***The Journal of Business***, 60 (4): 473-489.

Otten, R., & Bams, D. 2002. European mutual fund performance. ***European Financial Management***, 8 (1): 75-101.

Philpot, J., Hearth, D., Rimbey, J. N., & Schulman, C. T. 1998. Active management, fund size, and bond mutual fund returns. ***The Financial Review***, 33 (1): 115-126.

Piazzesi, M. 2007. Affine term structure models. In Y. Ait-Sahalia, & L. P. Hansen (Eds.), ***Handbook of financial econometrics***, 1: 691-766. Amsterdam, Netherlands: North-Holland.

Riepe, M. W., Peterson, J. D., Pietranico, P. A., & Xu, F. 2001. Selecting a bond mutual fund: Just keep it simple. ***Journal of Financial Planning***, 14 (4): 44-50.

Silva, F., Cortez, M. C., & Armada, M. R. 2005. The persistence of european bond fund performance: Does conditioning information matter? ***International Journal of Business***, 10 (4): 341-361.

Warther, V. A. 1995. Aggregate mutual fund flows and security returns. ***Journal of Financial Economics***, 39 (2/3): 209-235.

Wermers, R. 2000. Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock picking talent, style, transactions costs and expenses. ***The Journal of Finance***, 55 (4): 1655-1695.

附錄 1 目標函數式一階微分的結果

首先令債券理論價格如下：

$$\hat{p}_i = f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),\beta\right) = \sum_{j=1}^{h_i} C_i\left(t_{i,j}\right) exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)$$

故極小化目標函數式可表示如下：

$$Q\left(C_i\left(t_{i,j}\right),\beta\right) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left\{p_i - \sum_{j=1}^{h_i} C_i\left(t_{i,j}\right) exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)\right\}^2$$

因此 $f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),\beta\right)$ 對於四個參數之一階微分表示如下：

$$f_0 = \frac{\partial f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),\beta\right)}{\partial \beta_0} = \sum_{j=1}^{h_i} C_i\left(t_{i,j}\right) exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)\left(-t_{i,j}\right)$$

$$f_1 = \frac{\partial f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),\beta\right)}{\partial \beta_1} = \sum_{j=1}^{h_i} C_i\left(t_{i,j}\right) exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)\left(-\beta_3\left(1-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\right)\right)$$

$$f_2 = \frac{\partial f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),\beta\right)}{\partial \beta_2} = \sum_{j=1}^{h_i} C_i\left(t_{i,j}\right) exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)\left(-\beta_3\left(1-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\right)+t_{i,j}\left(exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\right)\right)$$

$$f_3 = \frac{\partial f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),\beta\right)}{\partial \beta_3} = \sum_{j=1}^{h_i} C_i\left(t_{i,j}\right) exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)$$
$$\left(-(\beta_1+\beta_2)\left(1-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\right)-\beta_3(\beta_1+\beta_2)\left(-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)\right)+\beta_2 t_{i,j}\, exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)\right)$$

再令

$$r_0 = \left(-t_{i,j}\right)$$

$$r_1 = \left(-\beta_3\left(1-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\right)\right)$$

$$r_2 = \left(-\beta_3 \left(1 - exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3} \right) \right) + t_{i,j} \left(exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3} \right) \right) \right)$$

$$r_3 = \left(-(\beta_1 + \beta_2) \left(1 - exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3} \right) \right) - \beta_3 (\beta_1 + \beta_2) \left(-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3} \right) \left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2} \right) \right) + \beta_2 t_{i,j}\, exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3} \right) \left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2} \right) \right)$$

因此，$Q(C_i(t_{i,j}), \beta)$ 對$\beta_l (0 \le l \le 3)$ 之一階微分為：

$$\frac{\partial Q}{\partial \beta_l} = Q_l (C_i(t_{i,j}), \beta) = -2\left(\frac{1}{n} \right) \sum_{i=1}^{n} \left\{ p_i - \sum_{j=1}^{h_i} C_i(t_{i,j}) exp\left((-t_{i,j})(R(t_{i,j})) \right) \right\} f_l$$

附錄 2 目標函數式二階微分的結果

針對 $Q(C_i(t_{i,j}),g)$ 對 $\beta_l(0 \le l \le 3)$ 之二階微分為：

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_0\partial\beta_0} = 2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{(f_0 f_0)+\left(P_i - f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)(r_0)(r_0)\right)\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_0\partial\beta_1} = 2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_0 f_1)+\left(P_i - f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)(r_0)(r_1)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_0\partial\beta_2} = 2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_0 f_2)+\left(P_i - f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)(r_0)(r_2)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_0\partial\beta_3} = 2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_0 f_3)+\left(P_i - f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)(r_0)(r_3)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_1\partial\beta_0} = 2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_0 f_1)+\left(P_i - f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)(r_1)(r_0)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_1\partial\beta_1} = 2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_1 f_1)+\left(P_i - f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)(r_1)(r_1)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_1\partial\beta_2} = 2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_1 f_2)+\left(P_i - f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)(r_1)(r_2)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_1\partial\beta_3}=2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_1f_3)+\left(P_i-f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)\right)\left((r_1)(r_3)+\left(\begin{array}{l}-\left(1-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\right)\\ -\beta_3\left(-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)\right)\end{array}\right)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_2\partial\beta_0}=2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_0f_2)+\left(P_i-f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)(r_0)(r_2)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_2\partial\beta_1}=2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_1f_2)+\left(P_i-f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)(r_1)(r_2)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_2\partial\beta_2}=2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_2f_2)+\left(P_i-f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)(r_2)(r_2)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_2\partial\beta_3}=2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_2f_3)+\left(P_i-f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)\left((r_2)(r_3)+\left(\begin{array}{l}-\left(1-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\right)\\ -\beta_3\left(-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)\right)+\\ t_{i,j}\,exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)\end{array}\right)\right)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_3\partial\beta_0}=2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_0f_3)+\left(P_i-f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)(r_0)(r_3)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_3\partial\beta_1}=2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_1f_3)+\left(P_i-f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)\right)\left((r_1)(r_3)+\left(\begin{array}{l}-\left(1-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\right)\\ -\beta_3\left(-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)\right)\end{array}\right)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_3\partial\beta_2}=2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_2f_3)+\left(P_i-f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(-\sum_{j=1}^{h_i}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)\right)\left((r_2)(r_3)+\left(\begin{array}{l}-\left(1-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\right)\\ -\beta_3\left(-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)\right)+\\ t_{i,j}\,exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)\end{array}\right)\right)\end{array}\right\}$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial\beta_3\partial\beta_3}=2\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{h_i}\left\{\begin{array}{l}(f_3f_3)+\left(P_i-f\left(C_i\left(t_{i,j}\right),g\right)\right)\\ \left(\begin{array}{l}\left(C_i\left(t_{i,j}\right)\right)exp\left(\left(-t_{i,j}\right)\left(R\left(t_{i,j}\right)\right)\right)\\ -\sum_{j=1}^{h_i}\left((r_3)(r_3)+\left(\begin{array}{l}-2(\beta_1+\beta_2)\left(-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta 3}\right)\left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)\right)-\beta_3(\beta_1+\beta_2)\\ \left(-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)^2-exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{-2t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)\right)\\ +\beta_2 t_{i,j}\left(exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{t_{i,j}}{\beta_3^2}\right)^2+exp\left(\frac{-t_{i,j}}{\beta_3}\right)\left(\frac{-2t_{i,j}}{\beta_3^3}\right)\right)\end{array}\right)\right)\end{array}\right)\end{array}\right\}$$

附錄 3 各債券型基金每月平均營運變數

債券型基金	3 個月 Sharpe Index	6 個月 Sharpe Index	12 個月 Sharpe Index	總淨值	保管費率	經理費率	週轉率	淨申購率
匯豐成龍	3.1253	1.6054	1.2473	22.6259	0.007%	0.0309%	0.5796	-0.0022
國際萬寶債券	2.3632	1.9933	1.4967	24.0216	0.008%	0.0299%	0.5793	-0.0358
友邦巨輪債券	3.2994	1.2915	1.1981	23.6810	0.007%	0.0251%	0.5803	0.0127
金復華債券	2.4284	2.6708	1.8573	24.2602	0.007%	0.0210%	0.5520	-0.0083
金復華安本債券	1.5228	1.4253	1.2223	22.8671	0.007%	0.0245%	0.6118	-0.0654
奔華寶元	1.1117	0.9746	0.9019	23.5548	0.007%	0.0273%	0.5141	-0.0416
群益安穩	5.3361	4.1881	3.7384	24.7898	0.007%	0.0294%	0.5691	-0.0026
台壽保所羅門債券	-1.0904	1.4409	1.4442	23.1536	0.007%	0.0301%	0.5423	-0.0216
台壽保美邦債券	1.5148	1.6707	1.4819	21.9250	0.007%	0.0302%	0.5606	-0.0458
保誠威寶債券	3.5447	0.9776	0.7037	24.1259	0.008%	0.0160%	0.6087	-0.0155
富邦千禧龍	1.9858	1.9486	1.7357	22.9414	0.007%	0.0282%	0.4849	0.0071
國泰債券	0.9102	0.4685	0.6831	24.0634	0.007%	0.0294%	0.5820	0.0025
德信萬年	-2.2912	1.3285	1.0121	23.6063	0.007%	0.0187%	0.5277	-0.0285
富鼎益利信	1.0984	0.9479	0.9496	23.8370	0.007%	0.0249%	0.4779	-0.0403
復華債券	5.7764	3.0661	2.4934	24.5246	0.007%	0.0240%	0.5921	-0.0057
富邦吉祥	1.3133	1.4972	1.1282	24.2030	0.008%	0.0264%	0.4972	-0.0280
富邦金如意	2.5160	1.6948	1.4844	24.1175	0.008%	0.0281%	0.5927	-0.0078
大華債券	1.1701	1.1078	0.8614	24.3245	0.007%	0.0275%	0.5876	-0.0214
安泰ING 債券	0.5973	0.9361	0.9736	24.6584	0.007%	0.0216%	0.7118	-0.0060
安泰 ING 精選債券	0.5014	0.8073	0.8887	23.6535	0.007%	0.0302%	0.6460	-0.0006
安泰 ING 臺灣債券	2.2127	2.1063	1.9936	20.9156	0.007%	0.0297%	0.5306	-0.0040
國際萬能	0.9716	1.9445	1.4618	23.6802	0.009%	0.0295%	0.5487	-0.0358
統一強棒	1.3710	1.8668	1.3046	24.2153	0.006%	0.0239%	0.6563	-0.0092
台灣工銀駿馬債券	4.1444	1.9820	1.6666	23.0113	0.007%	0.0280%	0.5270	0.0127
台灣工銀1699債券	2.4530	2.5232	1.7808	24.2575	0.007%	0.0279%	0.5257	-0.0336
台灣工銀5599債券	2.1383	2.2767	1.6582	23.3114	0.007%	0.0238%	0.5651	-0.0258
金鼎債券	2.0035	1.7378	1.3827	23.6718	0.007%	0.0251%	0.5460	-0.0740
金鼎鼎益債券	6.4156	5.0089	3.8613	23.1535	0.007%	0.0297%	0.5374	-0.0112
傳山永利債券	-2.5246	1.1572	0.8609	22.5718	0.007%	0.0264%	0.5941	-0.0721
新光台灣吉利	2.3183	1.6555	1.4637	23.5794	0.007%	0.0187%	0.5719	-0.0159
新光吉星	1.5049	1.1800	1.0020	24.3176	0.007%	0.0178%	0.6475	-0.0198
華南永昌鳳翔債券	2.5069	2.4373	1.6792	24.0895	0.009%	0.0276%	0.5404	-0.0455
華南永昌麒麟	2.8287	2.8077	1.9021	23.5375	0.007%	0.0299%	0.5276	0.0002
元大萬泰債券	-0.4219	0.4073	0.5564	23.9007	0.006%	0.0198%	0.6022	-0.0126
保德信瑞騰	2.1065	1.1537	1.0774	22.5448	0.008%	0.0252%	0.5302	-0.0018
國泰翔鷹債券	-2.9492	0.0567	0.2769	21.1056	0.007%	0.0296%	0.4794	-0.0227
大華安益債券	0.1806	0.1336	0.1030	20.8133	0.007%	0.0381%	0.5974	-0.0607
安泰 ING 安信	0.3190	0.1294	0.1464	20.4253	0.007%	0.0492%	0.5706	-0.1768

作者簡介

周建新

國立臺灣科技大學企管所博士，目前為國立高雄第一科技大學風險管理與保險系教授，主要研究領域在債券市場、期貨市場、證券分析等領域。

于鴻福

國立臺灣科技大學工管所博士，現為國立高雄應用科技大學商研所教授，主要研究領域在可靠度工程、品質管理、財務工程等領域。

張千雲

國立高雄第一科技大學管研所博士，現為修平技術學院財務金融系助理教授，主要研究領域在債券市場、投資管理、證券分析等領域。