

# 行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

## 與時變動之系統風險探討-以轉換迴歸模型為例 研究成果報告(精簡版)

計畫類別：個別型  
計畫編號：NSC 98-2410-H-216-008-  
執行期間：98年08月01日至99年07月31日  
執行單位：中華大學財務管理學系

計畫主持人：李愷莉

計畫參與人員：碩士班研究生-兼任助理人員：李嘉文  
碩士班研究生-兼任助理人員：曾順延  
碩士班研究生-兼任助理人員：鄭國樑

處理方式：本計畫可公開查詢

中華民國 99年10月29日

行政院國家科學委員會補助專題研究計畫  成果報告  
 期中進度報告

與時變動之系統風險探討-以轉換迴歸模型為例

計畫類別： 個別型計畫  整合型計畫

計畫編號：NSC 98-2410-H-216-008

執行期間： 98 年 8 月 1 日至 99 年 7 月 31 日

計畫主持人：李愷莉

共同主持人：

計畫參與人員： 鄭國樑、李嘉文、曾順延

成果報告類型(依經費核定清單規定繳交)： 精簡報告  完整報告

本成果報告包括以下應繳交之附件：

- 赴國外出差或研習心得報告一份
- 赴大陸地區出差或研習心得報告一份
- 出席國際學術會議心得報告及發表之論文各一份
- 國際合作研究計畫國外研究報告書一份

處理方式：除產學合作研究計畫、提升產業技術及人才培育研究計畫、列管計畫及下列情形者外，得立即公開查詢

涉及專利或其他智慧財產權， 一年 二年後可公開查詢

執行單位：中華大學

中 華 民 國 99 年 10 月 30 日

## 一、中文摘要

過去衡量基金績效時，通常是在基金經理人承擔的系統風險固定不變之假設下處理。但基金經理人為了提高績效，通常會依市場狀況調整投資部位，而隨著買入賣出不同證券以獲取較高報酬率的交易活動不斷的進行，基金投資組合的系統風險也隨之變動。依此觀點，本文討論基金經理人在執行買入策略和賣出策略兩種狀態下是否有顯著不同的系統風險。樣本期間取自 2005 年到 2009 年之間共五年的基金淨值之日資料，符合條件的基金共有 146 支，分析時以市場上常用之技術指標值為依據，決定經理人買入和賣出決策的時點，再以最大概似法估計基金在兩種狀態下的貝它值及出現機率。分析結果除了證明基金經理人在買入和賣出兩種狀態下的確承擔不同的系統風險外，並獲得以下結論。第一，基金的系統風險在多數情況下小於一，表示台灣的基金經理人操作較為保守，不敢承擔高於市場投資組合波動的風險。第二，除了乖離率和心理線兩項指標，多數技術指標決定的基金經理人執行買入策略的貝它值，低於賣出策略的貝它值。第三，執行買入策略時，基金經理人較易獲得顯著的超額報酬率，如 12 日 *RSI*、*MTM*、威廉指標和 6 日乖離率，績效顯著的基金數約占全部基金數的三成到五成比率；執行賣出策略時，績效顯著的基金相當少。第四，當指標使用的估計日數愈長，買入狀態和賣出狀態的貝它值差異愈小，可由威廉指標和乖離率驗證。

關鍵詞：與時變動貝它值、轉換迴歸模型

## 二、 Abstract

Many studies always assumed the systematic risks fund managers facing are stationary when measuring the mutual funds' performance. While the fund managers revised their portfolio position according the market circumstances in order to get better performance. Thus, the systematic risks would also change with these trading behaviors. We use daily net worth of 146 mutual funds from 2005 to 2009 to estimate the betas of the long and short strategies using MLE method. Several popular technical indexes are used to judge the transition timing of buying and selling strategies to get different state systematic risk. The results showed that there were significant systematic risks between buying state and selling state. Firstly, the betas of Taiwan mutual funds were smaller than one in most situations. It means that fund managers behaved cautiously and wouldn't bear more volatilities than the market. Secondly, Buying betas were lower than the Selling betas in most technical indexes besides *Bias* and *PSY*. Thirdly, mutual funds showed significant superior performance in buying state such as *12day-RSI*, *MTM*, *William Overbought/Oversold Index* and *6 day-Bias*. There were about 30%-50% funds they have significant superior performance. Fourthly, when the data used to estimate betas are longer, the differences between buying state and selling state got smaller such as *Williams Overbought/Oversold Index* and *Bias*.

Keyword: time-varying beta, switching regression model

## 一、前言

過去評估基金績效和風險時，大多在定態假設下進行分析，例如實務上常用的夏普指標(Sharpe Index)、崔諾指標(Treynor Index)以及簡森指標(Jensen's alpha)等風險調整指標。這些績效指標衡量基金績效時，統計推論的必要條件為基金的系統風險不會隨著時間改變，但此假設並不符合實際情況，經理人為了提高績效，通常會視情況買進或賣出手中持股，在積極操作下基金的系統風險當然也會隨著改變。Grinblatt & Titman(1989)提到若經理人為擇時者(market timer)，當他收到高報酬率的訊號(signal)時，會選擇高貝它值的投資組合；收到低報酬率的訊號時，會選擇低貝它值的投資組合。也就是說，若經理人預測未來市場走勢上漲，將調高投資組合的貝它值以參與市場的大幅波動；若對市場未來走向抱持悲觀看法，則減少投資組合的系統風險，以避免承擔大於市場跌幅的損失。操作方式通常是調整組合裡高風險證券和低風險證券的相對比率，使投資組合的系統性風險顯著改變，因此基金投資組合的風險水準應為一項決策變數。

投資機會集合的變動、市場的移動，以及基金經理人的擇時活動等，都將使投資組合的風險呈現不穩定情況，造成基金組合的貝它值不再是常數。不論研究者或是投資人，獲取有效率系統風險估計值均相當重要，系統風險的不穩定對於財富效果具有特定意義，例如特殊事件發生後，系統風險改變使得結果偏誤而有異常報酬率，同時系統風險的變動也會傳遞到股票的共變異數，進而影響資產配置決策和多樣化效果。

## 二、文獻探討

財務文獻上以系統風險是否穩定作為研究主題者相當多，但多數偏重於股票市場之研究，例如 Blume(1971)以紐約股票交易所的資料，研究市場模型貝它值( $\beta$ )的預測能力是否隨著時間趨於穩定，發現貝它值具有往平均值回復的現象，且個別股票的貝它值呈現不穩定；Levy(1971)以同一資料庫進行研究亦得出相同結論，且高風險投資組合的貝它值往平均值回復的力道相對更強。Fobozzi and Francis(1978)以 SIMM(Single-Index Market Model)單一指數市場模型衡量股票市場狀況，分析熊市與牛市下股票的阿爾發值( $\alpha$ )與貝它值是否為定態，發現 SIMM 模型不受市場為牛市或熊市走勢影響，貝它估計值較阿爾發值更不穩定。Bollerslev, Engle and Wooldridge(1988)以多變量一般自我迴歸條件變異數異質模型(Multivariate GARCH)討論國庫券、美國政府公債與股票，發現條件共變異數隨著時間有極大變異，而條件共變異數正是風險溢酬的主要決定因素，因此隱含貝它值(implied beta)也應隨著時間波動。

Kon and Jen (1978)衡量共同基金的績效，利用轉換迴歸模型(switching regression model)比較 Sharpe, Linter and Mossion(SLM)和 Black, Jensen and Scholes(BJS)的資本資產訂價模型裡系統風險的不穩定程度，發現基金經理人並未具備風險預測能力。Schwert and Seguin(1990)認為股票報酬率的變異數會隨著時間改變，建立了股票報酬率的異質變異數市場模型，分別以 OLS 法及 WLS 法討論股票報酬異質性的特性，發現除了由小公司建構的投資組合之外，其餘投資組合的變異數及共變異數的波動與市場報酬率變異數呈現一定比例。Koutmos, Lee and Theodossion(1994)參考 Schwert and Seguin(1990)的模型，研究十個工業國股票市場的報酬率貝它值其時間變異行為，以及十國股市的波動持續的程度。Gregory, Allen (1994)以 CRPS 資料庫採用 Newey and West(1987)的方法，估計變異數的自我相關性與異質性，探討投資組合與個別證券貝它值的變動程度，發現投資組合貝它值並非固定而是隨著時間改變。

Episcopos(1996)及 Koutmos(1992)使用 EGARCH-M 模型研究多倫多股票市場的產業報酬率以及隨著時間變異的貝它值，發現報酬率具有自我相關以及條件變異數的時間相依特

性，且當投資組合的貝它值小於 1，市場與投資組合的相關係數為負，反之則為正；大公司與小公司貝它值的差異在市場高度波動的期間會擴大。Brook, Faff and Mckenzie(1998)以澳洲產業為研究對象，分別以 M-GARCH、Schwert and Seguin(1990)異質市場模式及卡爾曼濾嘴模型估計澳洲產業貝它值的變化，並以報酬率的均方誤(Mean Squared Error)與平均絕對誤差(Mean Absolute Error)比較各模型估計結果，發現三種模型估計的貝它平均值接近市場模式的貝它點估計值，其中卡爾曼濾嘴法的貝它估計值波動較劇烈，能捕捉訊息出現後對貝它值的影響，多數情況下卡爾曼濾嘴法的均方誤是三者模型當中最低者，因此預測績效較佳。

Reyes(1999)根據 Schwert and Seguin(1990)異質市場模型，以月資料檢定英國股票的貝它值是否與公司規模有關，並檢測市場模型的異質性，發現公司規模和與時變動的貝它值在統計上並無顯著相關，再以自我迴歸條件異質模型(ARCH)估計個別證券與投資組合的貝它值，發現市場模型的  $p$  值獲得顯著改善，建議以條件異質性重新定義市場模型。Groenewold and Fraser (1999)以月資料研究澳洲股票市場的產業，利用遞迴迴歸模型(recursive regression)、滾動迴歸(rolling regression)及卡爾曼濾嘴模型三種方法估計與時變動之貝它值，發現各產業的貝它值大多並非定值，三種方法估計的貝它值皆存在時間變異特性。Faff, Hillier and Hillier(2000)以英國產業的日資料，比較 M-GARCH、Schwert and Seguin (1990)異質市場模式及卡爾曼濾嘴模型三種方法，發現卡爾曼濾嘴模型較其他方法更有效率，結果與 Brook, Faff and Mckenzie(1998)相符。但卡爾曼濾嘴模型存在參數估計值發散的問題，使模型有效性受到質疑，他們建議應將資產報酬的條件波動性納入卡爾曼濾嘴模型中。

在中文文獻的部份，邱英忠(1986)在貝它值隨時間變動的假設下，研究股票貝它值的穩定性，以市場模式的誤差項構建另一條迴歸式檢定貝它值，將樣本分為前後兩期，比較整個樣本期間與前後兩個子期間裡貝它的穩定性。林玉樹(1989)以上市的製造業為研究對象，探討影響貝它值變動的原因及穩定性，彙整出公司、產業及市場三個影響貝它值變動的因素，並以相關性分析和逐步迴歸探討，認為上市公司的貝它係數的確不穩定，不穩定原因來自 1987 年美國的股災造成貝它值結構發生變化。王毓敏(1992)採用 Gombola and Kahl(1990)的方法討論貝它係數的時間序列行為，並以貝它值和調整後貝它值驗證資本資產訂價模型之適用性，發現貝它值的確不穩定，研究時應對貝它值進行適當調整，但調整後的貝它值對 CAPM 的解釋能力並未改善，因此認為資本資產訂價模型不適用於台灣股票市場。

楊踐為、陳玲慧(1996)利用 Fabozzi and Francis(1977)、Clinebell, Squires and Stenvens (1993)的方法，將市場景氣變數納入建立雙因子市場模式，探測市場景氣不同時系統風險與無風險利率是否一致，發現不同景氣下股票報酬率較有效率，空頭市場的貝它值與多頭市場的貝它值並不相等，因此單因子模型解釋預估能力值得懷疑。繆維平(1997)探討電子股貝它值的變化以及貝它值是否隨市場報酬率而改變，找出風險趨避能力較佳的股票，發現市場報酬率對個股報酬率有顯著正相關。

李俊緯(2000)以台灣股市為研究對象，採用無母數核心法(Nonparametric Kernel Method)探討貝它值的穩定性，指出貝它值在各種資料頻率下都不穩定，貝它值與市場指數的高低無關但受到市場報酬率影響。許時淦(2000)以市場模型、離群值偵測模型、GARCH 模型、折現法及 Fama and French(1993)三因子模型，討論影響股票報酬率的事件是否影響貝它值，發現事件因素造成股票報酬率跳躍，影響貝它值估計。呂寶珍(2002)採用 Schwert and Seguin(1990)的異質市場模式，探討亞洲金融危機前後台灣股票市場結構改變，公司規模與系統風險之關係，並比較市場模型的固定貝它值及 Schwert and Seguin 模型(1990)與時變動的貝它值兩者差異，發現台灣股票市場的貝它值隨著時間改變，規模越大的公司系統風險越

高，金融危機發生後公司規模差異造成的貝它值落差擴大，亦即市場發生劇烈波動時將使投資組合的系統風險差異擴大。林佩蓉(2002)以台灣證交所的二十一種類股為對象，利用M-GARCH 及卡爾曼濾嘴模型估計台灣股市各類股與時變動的貝它值，發現多數類股的M-GARCH(1,1)其MSE值皆較小，估計結果優於卡爾曼濾嘴模型。

### 三、研究方法

系統風險的衡量通常是以市場模型的斜率係數分析，多數研究發現股票的系統風險並不穩定，亦即貝它值隨著時間而改變。國內學者對系統風險的研究大多著眼於股票市場，並從不同產業的貝它值切入，評估股票貝它值所採取的方法為 Schwert and Seguin(1990)的異質模型、相關係數固定的多變量 GARCH 模型(M-GARCH model with constant correlation)及卡爾曼濾嘴(Kalman filter algorithm)，或使用二次方市場模型(The quadratic market model)及三次方市場模型(The cubic market model)等等。本研究希望將過去有關股票市場系統風險與時變動的概念，應用到基金系統風險的評估，採取另一種概念的轉換迴歸模型(switching regression model)，檢查市場模型參數的穩定性。

一般情況下，若研究者對資料在各狀態(regimes)間如何轉換相當明瞭，便可以 Chow test 處理。唯研究者對實際資料在各狀態的轉換機制通常沒有先驗知識，特別是金融市場訊息多變，商品價格波動的幅度往往難以掌握，使得研究者無法掌握金融資料的轉換時點與數值。以基金來說，投資人可取得的訊息為淨值及報酬率，但經理人在不同市場情況所選擇的系統風險值相當機密，對於外部研究者或投資人此種先驗知識不易取得。因此，當基金經理人設定多個系統風險值，實際報酬率的隨機過程便混和多種情況，若仍以參數固定模型(即單一迴歸方程式)說明可能存在的多個參數值，大樣本下將使估計值變異數變大，造成 t 值下降，係數估計值便不具效率，無法拒絕市場是有效率的，得出基金績效不佳的結果。

將轉換迴歸模型應用於市場模型，可以偵測系統風險和非系統風險的可能移動，最早由 Goldfeld and Quandt(1972)提出。我們以二個狀態(regime)的情況說明其概念，假設存在外來變數  $S_t$ ，若  $S_t \leq S^*$ ，觀察值落於第一個 regime；若  $S_t > S^*$ ，觀察值落於第二個 regime，其中  $S^*$  為狀態參數，由給定資料聯合估計。若  $S^*$  為時間變數且樣本裡有  $T$  個觀察值，則前面  $S^*$  個觀察值屬於第一個 regime，後面  $T - S^*$  個觀察值屬於第二個 regime。此設定能使研究者有能力分辨資料位在那個狀態或方程式，依此概念用(1)式和(2)式說明基金報酬率的行為：

$$R_{it} = \alpha_1 + \beta_1 R_{mt} + \varepsilon_{1t}, \quad S_t = 1, \dots, S^* \quad (1)$$

$$R_{it} = \alpha_2 + \beta_2 R_{mt} + \varepsilon_{2t}, \quad S_t = S^* + 1 \quad (2)$$

其中  $R_{it}$  及  $R_{mt}$  分別為扣除無風險報酬率的基金超額報酬率和市場超額報酬率， $\varepsilon_{it}$  為平均數 0、變異數  $\sigma_{it}^2$  的常態分配。合併(1)和(2)式得出：

$$R_{it} = \alpha_1(1 - D_t) + \alpha_2 D_t + [\beta_1(1 - D_t) + \beta_2 D_t] R_{mt} + \varepsilon_{1t}(1 - D_t) + \varepsilon_{2t} D_t \quad (3)$$

$$\text{where } D_t = \begin{cases} 0 & \text{if } S_t \leq S^* \\ 1 & \text{otherwise} \end{cases}$$

式中  $D_t$  為階梯(step)函數，代表基金在未知時間點  $S^*$  發生轉換(調整系統風險值)，此設定假設  $S^*$  的變異數式為 0，排除逐步移動的可能性<sup>1</sup>。在  $R_{it} \sim N(\mu_{it}, \sigma_{it}^2)$  的假設下，(3)式的最大概似

<sup>1</sup>若  $S^*$  的變異數為正，則  $D_t$  服從  $N(S^*, \sigma^{*2})$  的常態分配，累積密度函數為  $D_t = \int_{-\infty}^{S_t} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^*}} e^{-2(\xi - S^*)\sigma^*} d\xi$ 。

函數為：

$$\log L = -\frac{T}{2} \log 2\Pi - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \log \sigma_{it}^2 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \frac{(\tilde{R}_{it} - \mu_{it})^2}{\log \sigma_{it}^2} \quad (4)$$

其中 
$$\mu_{it} = \alpha_1(1 - D_t) + \alpha_2 D_t + [\beta_1(1 - D_t) + \beta_2 D_t] R_{mt}$$

$$\sigma_{it}^2 = \sigma_1^2(1 - D_t)^2 + \sigma_2^2 D_t^2$$

(4)式分別對 $\alpha_1, \beta_1, \sigma_1, \alpha_2, \beta_2, \sigma_2, S^*$ 和 $\sigma^*$ 微分便可得出各參數的估計值。其中 $S^*$ 代表給定資料下最適合的轉換時點(switch date)， $\sigma^*$ 則說明資料由狀態1轉換到狀態2的平滑程度， $\sigma^*$ 愈大代表參數值移動的幅度愈大，而 $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 分別代表基金經理人隨著不同時間選擇的不同系風險水準。

若各狀態之間的轉換變數( $S^*$ )並非時點，則以混合分配的概念解決。以二種狀態(binomial prior)的例子說明之，假設存在一個未知機率 $\lambda(0 \leq \lambda \leq 1)$ ，其意義為基金經理人選擇第一個系統風險值(狀態一)的機率，因此經理人有 $(1 - \lambda)$ 的機率選擇第二個系統風險值(狀態二)，狀態參數即是求出基金經理人從第一個系統風險值轉換到第二個系統風險值的機率。在許多實證研究支持基金經理人積極管理投資組合的情況下，基金的系統風險水準應該是經理人的決策變數，而非固定不變數值。為了將貝它值非定態的情況放入模型，市場模型裡的貝它值便須修正，先寫出基金*i*在系統風險為定態下，衡量基金績效所使用的市場模型：

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

將(5)式的 $\beta_i$ 改為 $\beta_{it}$ 說明系統風險與時變動的特性， $\beta_{it}$ 的高低決定於經理人對未來股票進行預測時擁有的訊息有關。在迴歸參數隨著時間變動的情況下，轉換迴歸模型的設計納入系統風險的不穩定性，我們並未如先前研究對參數設定某種結構，因此建構的系統性轉換設計與基金經理人的風險水準決策相當一致，(6)式是以矩陣的概念寫出市場模型：

$$R = X\alpha + u \quad (6)$$

其中 $R$ 為基金在樣本期間的報酬率資料，為 $T \times 1$ 矩陣， $X = [1 \ R_m]$ 為 $T \times 2$ 矩陣。

根據Farely and Hinch(1970)和Quandt(1958)的轉換模型，假設樣本裡有 $T_1$ 個觀察值落在第一區間(regime 1)， $T_2$ 個觀察值落在第二區間(regime 2)， $T_1 + T_2 = T$ 。若基金經理人在樣本期間選擇二種系統風險水準值積極管理基金投資組合，則依照其選擇的系統風險水準值， $R$ 、 $X$ 和 $\alpha$ 和 $u$ 都可分解為二個部份<sup>2</sup>：

$$R = \begin{cases} r_1 & r_1 \text{ 為 } T_1 \times 1 \text{ 矩陣} \\ r_2 & r_2 \text{ 為 } T_2 \times 1 \text{ 矩陣} \end{cases}, \quad X = \begin{cases} x_1 & x_1 \text{ 為 } T_1 \times 2 \text{ 矩陣} \\ x_2 & x_2 \text{ 為 } T_2 \times 2 \text{ 矩陣} \end{cases}, \quad \alpha = \begin{cases} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{cases}, \quad u = \begin{cases} u_1 \\ u_2 \end{cases}, \quad \text{假設 } u_1 \text{ 和 } u_2 \text{ 為}$$

相互獨立的二個常態分配 $N(0, \sigma_i^2)$ ， $i=1,2$ 。另外， $\alpha_1 = \begin{bmatrix} a_{i1} \\ b_{i1} \end{bmatrix}$ 和 $\alpha_2 = \begin{bmatrix} a_{i2} \\ b_{i2} \end{bmatrix}$ 為 $2 \times 1$ 矩陣，其中

$b_{i1}$ 和 $b_{i2}$ 即為基金經理人的與時變動系統風險。

由於對基金經理人的系統風險水準沒有先驗知識，每個觀察值可視為從聯合混合分配抽出，將兩條迴歸式所代表的二種系統風險水準混合為：

$$f_i(R_t | X_t, \theta) = \lambda \cdot p(R_t | X_t, \eta_1) + (1 - \lambda) \cdot p(R_t | X_t, \eta_2) \quad (7)$$

<sup>2</sup> 同理，若基金經理人選擇三種風險水準值，則各變數可以分解為三個部份。若基金經理人選擇N種風險水準值，則各變數可以分解為N個部份。

其中  $\theta = (\eta_1, \eta_2, \lambda)$ ， $\eta_1 = (\alpha_1', \sigma_1^2)$ ， $\eta_2 = (\alpha_2', \sigma_2^2)$  為估計參數向量， $p(R_t | X_t, \eta_2)$  為機率密度函數，服從為常態分配  $N(X_t' \alpha_i, \sigma_i^2)$ ,  $i=1,2$ 。在第一個狀態(系統風險值 1)下，估計參數為  $\eta_1 = (\alpha_{i1}, \beta_{i1}, \sigma_1^2)$ ，在第二個狀態(系統風險值 2)下，估計參數為  $\eta_2 = (\alpha_{i2}, \beta_{i2}, \sigma_2^2)$ 。依據 Quandt(1972)的最大概似估計程序，每支基金估計  $(\alpha_{i1}, \beta_{i1}, \sigma_1^2, \alpha_{i2}, \beta_{i2}, \sigma_2^2, \lambda)$  等參數，最大概似函數為：

$$L(\theta | R, x) = \prod_{t=1}^T [\lambda \cdot p(R_t | X_t', \eta_1) + (1-\lambda) \cdot p(R_t | X_t', \eta_2)] \quad (8)$$

在估計和假設檢定前，必須確定(8)式的參數可以認定。Swamy and Mehta(1975)證明(8)式總共有  $2^T$  種組合，並指出某些情況下  $\theta$  無法認定，必須加入一些限制式。這些限制式包括：(1)  $b_{i2} > b_{i1}$ ，以排除將兩條方程式錯誤混用的情況，此限制式可以用經理人的擇時活動解釋，當市場呈現上漲走勢時，基金經理人選擇系統風險較高的投資組合( $b_{i2}$ )以賺取較高報酬率；若市場下跌，經理人選擇系統風險較低的投資組合( $b_{i1}$ )以避險過大的報酬率損失，這個訊息事前可以確定。(2)受限制的概似函數： $T_1, T_2 > k$ 。此限制式與傳統上對標準線性模型的限制概念相同，若有些狀態的樣本數太少( $T_1, T_2 \leq k$ )，須將這些資料刪除，避免估計時可能遇到的問題。利用 Quandt(1972)的二元設定，加上前面兩條限制式概似函數變成：

$$l(\theta | R, x) = \prod_{t=k+2}^{T-k-1} [\lambda \cdot p(R_t | X_t', \eta_1) + (1-\lambda) \cdot p(R_t | X_t', \eta_2)] \quad (9)$$

$\theta$  的最大概似估計值，可由  $\sum_{t=k+2}^{T-k-1} \log f_t(R_t | X_t, \theta) = L_T(\theta_T)$  求之。

#### 四、估計結果

本研究以 2005 年到 2009 年五年期間，在台灣發行以國內上市股票為投資標的之股票型基金為樣本，符合資料的基金共有 146 支，五年樣本期間每支基金均有 1242 個交易日之淨值資料。以基金與大盤指數的報酬率日資料，利用資本資產訂價模型(CAPM)估計基金各年度及五年長期貝它值及簡森指標，估計結果以平均值、最大值及最小值的方式列於表一。發現只有 2006 年基金平均貝它值大於一為 1.1156，其餘四年貝它值均小於一，代表台灣的基金經理人在操作股票時較為保守，不敢承擔波動高於市場指數的風險。在  $\alpha$  值方面，只有 2005 年基金呈現顯著的超額績效，其他四年的超額績效不論正負均不顯著。若從各年市場報酬率和系統風險的關係看，在 2008 年次貸危機發生前，系統風險貝它值均大於 0.9，其中 2006 年全年市場漲幅接近 20%，基金經理人願意承擔的系統風險是市場的 1.12 倍；2008 年全球股市在連動債及次貸風暴下，台股跌了 42%，經理人也把系統風險值往下調到 0.8 左右；當 2009 年股市回升後，貝它值雖上升至 0.86 但仍低於 0.9 的系統風險值。

表一 國內股票型基金的貝它值

時間	全期間	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年
估計日數	1242	247	248	247	249	251
台股指數漲(跌)幅	33.36%	6.66%	19.48%	1.50%	-42.19%	78.34%
$\alpha$ 平均 (t 值)	0.0305 (1.3233)	0.1416 (2.7124)	-0.0068 (-0.1393)	0.0151 (0.3129)	-0.0606 (-1.2233)	0.0297 (0.6026)
最小值	-0.0244	-0.0537	-0.0878	-0.1475	-0.1823	-0.0860
最大值	0.0857	0.2962	0.0924	0.1071	0.0723	0.1541
$\beta$ 平均 (t 值)	0.8771 (57.2061)	0.9368 (17.2934)	1.1156 (23.1512)	0.9295 (23.8321)	0.7955 (37.3202)	0.8631 (33.9489)
最小值	0.6561	0.5472	0.7324	0.7603	0.4609	0.5545
最大值	0.9799	1.1981	1.2701	1.0556	0.9686	1.0839

從貝它值固定不變的觀點估計基金的系統風險後，再以轉換迴歸模型(*switching regression model*)討論基金經理人在不同狀態下是否選擇不同的系統風險值。轉換模型認為系統由一個結構轉換到另一個結構的時間點並不確定，亦即變數  $S^*$  隨不同情況而改變位置，因此必須找到使投資人改變決策的適當指標。由於投資人在股市操作時，常依據市場整體走勢判斷買賣方向，接著以實務面常用的幾項技術指標值作為基金經理人買賣決策方向的依據，包括相對強弱指標 *RSI*、*KD* 隨機指標、*MTM* 動量指標、威廉指標、乖離率、*MACD* 及心理線。決定轉換基金經理人買賣方向的設定條件後，藉由混合分配的概念估計基金在不同狀況下的貝它值。結果列述於下：

### 1. 相對強弱指標(*relative strength indicator, RSI*)

相對強弱指標由技術分析大師 Wells Wider 於 1978 年依據供需平衡原理得出，用以測量商品市場買賣(多空)力量強弱，為市場上普遍使用的技術指標之一。其原理假設收盤價是買賣雙方力道最終表現的結果，上漲可視為買方力道、下跌視為賣方力道，計算某段時間上漲和下跌點數的總和以作為該段期間買賣雙方力量，作為超買和超賣的參考。計算公式如下：

$$\begin{aligned}
 up &= \frac{\text{前}n\text{日裡上漲點數總和}}{n}, \\
 down &= \frac{\text{前}n\text{日裡下跌點數總和}}{n} \\
 RS &= \frac{up}{down} \\
 RSI &= 100 - \frac{100}{1 + RS} \tag{10}
 \end{aligned}$$

式中 *RS* 衡量買賣雙方相對力道，*RSI* 數值介於 0~100 之間。當盤勢連續上漲時，*RSI* 值不斷增大，若估計週期裡收盤價全為上漲，*RSI* 達到最高值 100；當盤勢連續下跌，*RSI* 值不斷下降，若估計週期裡收盤價全部下跌，*RSI* 達最低點 0；當 *RSI* 值在 50 附近時，表示多空力道相近。因此，*RSI* 數值越大代表買方力道越強，實務上認為 *RSI* 的數值高於某個數值(通常取 80)代表買超現象，需注意反轉；*RSI* 值低於某個數值(通常取 20)，代表市場出現賣超現象，表示底部區已近。常用之相對強弱指標(*RSI*)以 6 日線和 12 日線居多。以 6 日 *RSI* 線為例，當 6 日 *RSI* 值大於 80 為超買，90 以上可視為賣點；低於 20 為超賣，10 以下可視為買點。另外，也可利用 6 日 *RSI* 線和 12 日 *RSI* 線的相對位置判斷，當 6 日 *RSI* 值由下穿過 12 日 *RSI* 往上視為買點；6 日 *RSI* 由上貫破 12 日 *RSI* 往下視為賣點。

表二的第一欄以 6 日 *RSI* 低於 10 的情況為買進時點、高於 90 的情況為賣出時點的決策行為，經理人執行買進的機率平均為 46.14%、賣出機率為 53.86%。基金經理人執行買入策略得到的貝它平均值為 0.8882、代表基金績效是否顯著的  $\alpha$  值並不顯著；賣出時貝它平均值為 0.8621， $\alpha$  值亦不顯著。第二欄以 6 日 *RSI* 低於 20 為買進時點、高於 80 為賣出時點，基金經理人執行買進策略的機率 57.97%、執行賣出的機率為 42.03%，買入策略的貝它平均值 0.8563、 $\alpha$  值顯著的基金不多；賣出時貝它值平均為 0.8915， $\alpha$  值同樣不顯著，因此兩種執行策略得出的結果相當歧異。

第三欄和第四欄為 12 日 *RSI* 的估計結果，以 12 日 *RSI* 低於 10 為買進時點、高於 90 為賣出時點，經理人執行買進的機率為 33.41%、賣出機率為 66.59%。買

入策略貝它平均值 0.8198、有 52 支基金的  $\alpha$  值顯著；賣出貝它平均值 0.9016， $\alpha$  值仍不顯著。第四欄以 12 日 RSI 低於 20 為買進、高於 80 為賣出時點，得出經理人買進機率 32.93%、賣出機率為 67.07%，買入策略貝它平均值 0.8284、代表基金績效是否顯著的  $\alpha$  值亦不顯著；賣出貝它平均值為 0.9334， $\alpha$  值不顯著。因此以 12 日 RSI 值作為買賣決策時，(10,90) 和 (20,80) 兩種策略得出相似結果。第五欄以 6 日 RSI 和 12 日 RSI 的相對位置決定執行買入及賣出時點，估計買進機率平均為 51.13%、賣出機率為 48.87%，經理人執行買入策略的貝它平均值為 0.8578、 $\alpha$  值顯著者有 10 支基金；賣出貝它平均值為 0.9016， $\alpha$  值顯著者有 7 支基金。

表二 以 RSI 值判斷基金買賣時點估計之貝它值

操作指標	6 日 RSI (1)	6 日 RSI (2)	12 日 RSI (3)	12 日 RSI (4)	6 日和 12 日 RSI 線交叉 (5)
買進訊號	RSI < 10	RSI < 20	RSI < 10	RSI < 20	RSI <sub>6</sub> > RSI <sub>12</sub>
賣出訊號	RSI > 90	RSI > 80	RSI > 90	RSI > 80	RSI <sub>6</sub> < RSI <sub>12</sub>
狀態一機率值	46.14%	57.97%	33.41%	32.93%	51.13%
$\alpha_1$ 平均 (t 值)	0.0544 (1.5677)	0.0321 (1.0305)	0.0888 (2.0659)	0.0156 (0.4224)	0.0303 (0.9451)
最小值	-0.0197	-0.0457	-0.0393	-0.0735	-0.0460
最大值	0.1173	0.1378	0.1914	0.0850	0.1128
1%下，估計值 顯著的基金數	19	8	52	1	10
$\beta_1$ 平均 (t 值)	0.8882 (41.1149)	0.8563 (36.6732)	0.8198 (28.4758)	0.8284 (39.2349)	0.8578 (38.9510)
最小值	0.6223	0.6675	0.4524	0.5345	0.6053
最大值	1.0357	0.9741	1.1046	1.0003	0.9573
1%下，估計值 顯著的基金數	146	146	146	146	146
狀態二機率值	53.86%	42.03%	66.59%	67.07%	48.87%
$\alpha_2$ 平均 (t 值)	0.0091 (0.2688)	0.0273 (0.8099)	0.0010 (0.0762)	0.0327 (1.1283)	0.0305 (0.9478)
最小值	-0.0751	-0.0706	-0.0657	-0.0354	-0.0450
最大值	0.6577	0.1055	0.0684	0.0980	0.0979
1%下，估計值 顯著的基金數	2	6	2	8	7
$\beta_2$ 平均 (t 值)	0.8621 (40.0776)	0.8915 (43.6764)	0.9016 (51.3577)	0.9334 (42.4511)	0.8931 (42.1728)
最小值	0.6577	0.6483	0.6717	0.7987	0.6991
最大值	1.0047	1.0280	0.9936	1.0590	1.0029
1%下，估計值 顯著的基金數	146	146	146	146	146

註：狀態一指基金經理人執行買入策略；狀態二指基金經理人執行賣出策略。

比較表一各準則對基金系統風險和超額報酬的估計結果，只有第一欄的買入貝它值高於賣出貝它值，其他各欄均為買入貝它值低於賣出貝它值。合理情況下，執行買入決策的貝它值應該高於賣出決策的貝它值，因為投資人若預期市場處於多頭，會提高貝它

值以參與股市波動，藉由風險的提高增加價格波動程度獲取更大報酬；若預測市場下跌，則會降低投資組合的貝它值，減少價格波動避免損失。在簡森指標 $\alpha$ 值方面，根據 12 日 *RSI* 執行買入策略時，146 支基金裡有 52 支基金的績效顯著優於其承擔的系統風險所應受到的補償，其他各欄績效顯著的基金相當少；在賣出策略方面，五種策略下績效顯著的基金者均少於十支。綜合表二的結果，經理人以 12 日 *RSI* 低於 10 時執行買進策略、高於 90 時執行賣出策略的結果較佳。另外，我們也採用修正的 *RSI* 進行分析，它針對上漲總和及下跌總和進行修正，稱為加權的 *RSI* 指標(weighted *RSI*)，公式如下：

$$up = \frac{\text{前日}up \times (n-1) + \text{本日上漲點數}}{n}, \quad down = \frac{\text{前日}down \times (n-1) + \text{本日下跌點數}}{n}$$

而 *RS* 和 *RSI* 的計算方式則與(10)式相同。分析後發現加權的 *RSI* 得出的基金買入和賣出決策時點與傳統 *RSI* 指標得出的決策時點相同，因此估計的買入機率、賣出機率及買入賣出貝它值都將相同，不再另表敘述。

## 2. *KD* 隨機指標

*KD* 隨機指標(*Stochastic Oscillator*)為美國 George Lane 於 1950 年發明，該指標結合了動量、強弱指標與移動平均線的優點，形成更準確的買賣訊號，敏感度極高，改善了移動平均線反應遲鈍的缺點。根據觀察，股價上漲時，收盤價總是朝向當日最高價接近；股價下跌時，收盤價總是朝向當日最低價接近。將每日盤勢的開高低收等價格表達在指標裡，推演出交易策略，反映收盤價在該區段中價格區間的相對位置。

*KD* 指標的計算是由 %*K*(快速平均值)、%*D*(慢速平均值)兩條線組成，藉由 *K* 值與 *D* 值的交叉與方向判斷股票走勢。以  $n$  天為週期計算 *KD* 指標時，必須先找出最近  $n$  天的最高價、最低價與第  $n$  天收盤價，再利用此三個數值計算第  $n$  天的未成熟隨機值(*RSV*)。計算公式及步驟如下：

$$RSV = \frac{\text{今日收盤價} - \text{最近}n\text{天的最低價}}{\text{最近}n\text{天最高價} - \text{最近}n\text{天最低價}} \times 100, n \text{ 取 } 9 \text{ 天}$$

$$\text{當日 } K \text{ 值} = \frac{\text{前日}K\text{值} \times 2 + \text{當日}RSV}{3}$$

$$\text{當日 } D \text{ 值} = \frac{\text{前日}D\text{值} \times 2 + \text{當日}K\text{值}}{3} \quad (11)$$

實務上操作策略為當 *K* 線自上往下跌破 *D* 線( $K$  值  $<$   $D$  值)為或是  $D$  大於 80 時為賣出訊號；當 *K* 線自下向上突破 *D* 線( $K$  值  $>$   $D$  值)為或  $D < 20$  時為買入訊號。同時 *K* 線與 *D* 線的交叉須在 80 以上或 20 以下，提供的買入賣出訊號才正確。實務較常使用的 *KD* 隨機指標以 9 日為主，結果列於表三的第一欄，經理人執行買入策略的機率為 36.15%，賣出機率為 63.85%，買入貝它平均為 0.8531、 $\alpha$  值顯著的基金只有 2 支，賣出貝它平均為 0.9049， $\alpha$  值顯著基金稍多但也只有 11 支。再比較買入貝它值和賣出貝它值的差異，與表一裡多數策略相同，買入時貝它值低於賣出時貝它值，兩者差距 0.0518。在樣本期間裡，從 *KD* 隨機指標的估計值觀察，發現該指標所建議經理人執行買入賣出策略的時點，不論是買入或賣出方向都無法帶來超額報酬。

表三 以 KD 值、威廉指標判斷基金買賣時點估計之貝它值

操作指標	9 日 KD (1)	MTM 10 日 (2)	威廉指標 5 日 (3)	威廉指標 10 日 (4)	威廉指標 20 日 (5)
買進狀態	$K > D$ 且 $D < 20$	MTM 由負 變正	80%	80%	80%
賣出訊號	$K < D$ 且 $D > 80$	MTM 由正 變負	20%	20%	20%
狀態一機率值	36.15%	57.49%	55.23%	58.05%	60.87%
$\alpha_1$ 平均 (t 值)	0.0173 (0.4921)	0.0729 (2.3261)	0.0807 (2.4816)	0.0654 (2.1194)	0.0674 (2.2726)
最小值	-0.0753	-0.0119	-0.0050	-0.0095	-0.0133
最大值	0.0812	0.1754	0.1777	0.1560	0.1464
1%下, 估計值 顯著的基金數	2	75	82	61	72
$\beta_1$ 平均 (t 值)	0.8531 (39.7953)	0.8374 (33.9979)	0.7979 (33.6629)	0.8213 (35.5704)	0.8392 (36.4950)
最小值	0.5413	0.6169	0.5709	0.6023	0.6808
最大值	1.0082	0.9957	0.9522	0.9728	1.0062
1%下, 估計值 顯著的基金數	146	146	146	146	146
狀態二機率值	63.85%	42.51%	44.77%	41.95%	39.13%
$\alpha_2$ 平均 (t 值)	0.0355 (1.1866)	-0.0065 (-0.0622)	0.0265 (0.8121)	0.0122 (0.4152)	-0.0136 (-0.2547)
最小值	-0.0248	-0.1405	-0.1133	-0.1301	-0.1407
最大值	0.0940	0.0519	0.1045	0.0679	0.0536
1%下, 估計值 顯著的基金數	11	2	8	2	3
$\beta_2$ 平均 (t 值)	0.9049 (41.2774)	0.8923 (43.4653)	0.9269 (43.4970)	0.9115 (43.0495)	0.8978 (42.8802)
最小值	0.7521	0.6116	0.6978	0.6528	0.5951
最大值	1.0619	1.0220	1.0507	1.0460	1.0494
1%下, 估計值 顯著的基金數	146	146	146	146	146

註：狀態一指基金經理人執行買入策略；狀態二指基金經理人執行賣出策略。

### 3. 動量指標(Momentum Index, MTM)

動量指標研究股價在波動過程中各種加速、減速、慣性作用以及股價由靜到動或由動到靜的現象，亦即把股價波動類比於物體運動中的加速、減速到停止、甚至倒退的過程。動量指標認為股價漲跌幅會隨著時間流逝而逐漸減少，最終產生行情反轉，該指標計算證券價格波動的速度，確認價格到達強勢頂部或進入弱勢底部的時機。計算公式為：

$$MTM = \text{計算日的收盤價} - \text{前}n\text{個營業日的收盤價} \quad (12)$$

實務上較常使用 10 日動量值移動平均線，若  $MTM$  位於橫軸上方由上往下穿越平均線為賣出訊號；反之，當  $MTM$  位於橫軸下方由下往上穿過平均線則為買進訊號。表三的第二欄是以 10 日動量指標作為交易方向的指標，當  $MTM$  由負變正執行買入策略，當  $MTM$  由正變負執行賣出策略，得出經理人買入機率為 57.49%，賣出機率為 42.51%，買入策略的貝它平均值為 0.8374、 $\alpha$  值顯著的基金有 75 支；賣出貝它值平均為 0.8923， $\alpha$  值

顯著的基金只有 2 支，同時買入貝它值亦低於賣出貝它值。而 *MTM* 指標與前面幾項指標最大的差異，便是基金經理人依此指標執行買入策略時，有 75 支基金能具有顯著的超額報酬，但在執行賣出策略時則未有明顯的績效。

#### 4. 威廉指標(Williams Overbought/Oversold Index)

由美國的賴利·威廉斯(Larry Williams)在 1973 年撰寫的"我如何賺到 100 萬(How I Made A Million Dollars)"提出，當時稱為威廉超買超賣指標(Williams Overbought/Oversold Index)，簡稱威廉%*R*，是判斷個股在某段時間內超買超賣狀況的指標。它運用股市的擺動點衡量超買超賣現象，找出循環期內的高點或低點，提出有效率的投資訊號。公式如下：

$$W\%R = 100 - \frac{H_n - C}{H_n - L_n} \times 100 \quad (13)$$

其中  $H_n$  為近  $n$  日內最高價， $L_n$  為近  $n$  日內最低價， $C$  為當日收盤價，威廉指標的數值介於 0 至 100。建議的買入賣出的判斷方式是，當%*R* 介於 80%至 100%區間為超賣狀態(80%的線為「買進線」)；當%*R* 介於 0%至 20%區間為超買狀態(20%的線被稱為「賣出線」)。因此可以%*R* 突破(或跌破)超賣區(或超買區)的狀況判斷買賣訊號，若%*R* 由大於 80 基金經理人執行買進策略；若%*R* 小於 20 則執行賣出策略。

表三的第三欄到第五欄分別以 5 日、10 日及 20 日威廉指標進行買入賣出決策的估計結果，若威廉指標高於 80%執行買入策略，若指標低於 20%執行賣出策略。第三欄為 5 日威廉指標的估計，買入機率為 55.23%，賣出機率為 44.77%，基金經理人執行買入策略的平均貝它為 0.7979、績效顯著的基金有 82 支；賣出貝它平均為 0.9269， $\alpha$ 值顯著的基金有 8 支。第四欄以 10 日威廉指標作為基金經理人的買入賣出方向的依據，估計買入機率為 58.05%，賣出機率為 41.95%，執行買入策略平均貝它為 0.8213、績效顯著的基金有 61 支，賣出貝它平均為 0.9115， $\alpha$ 值顯著的基金只有 2 支。第五欄以 20 日威廉指標作為基金經理人決策依據，買入機率為 60.87%，賣出機率為 39.13%，買入貝它平均為 0.8392、績效顯著的基金有 72 支；賣出時貝它平均值 0.8978， $\alpha$ 值顯著的基金有 8 支。

與大多數指標相同，3 種周期的威廉指標得出的買入貝它值均低於賣出貝它，但隨著估計周期變長，買入和賣出貝它值的差異愈來愈小，這應該是使用的資料日數較長所帶來的平均效果。另外，隨著估計周期較長，經理人執行買入的機率愈來愈高，賣出機率愈來愈低。在基金是否有超額績效方面，以 5 日威廉指標的結果最佳，20 日威廉指標次之，但三種周期均能使許多基金獲得顯著的超額績效。

#### 5. 乖離率(bias)

乖離率衡量股價偏離平均線的程度，當股價偏離平均線太遠，最終將會往平均線回復達到均衡狀態。計算方式是以當日股價與近期平均股價的差距作為乖離值，再除以平均股價得之，公式如下：

$$BIAS = \frac{\text{當日收盤價} - n\text{日平均股價}}{n\text{日平均股價}} \times 100 \quad (14)$$

若股價高於平均股價稱為正乖離，若股價低於平均股價稱為負乖離，若股價等於平均股價則乖離率為 0。正乖離越大，表示多方短期獲利大，回吐賣壓增加，股價下跌機率高；負

乖離越大，表示空方短期獲利大，回補壓力增加，股價上漲機率高。在操作策略上，若以 6 日乖離率為指標，低於-3.0%為買進時機，高於+3.5%為賣出時機；若選擇 12 日乖離率，低於-4.5%為買進時機，高於+5.0%是賣出時機；若選擇 24 日的乖離率，低於-7.0%為買進時機，高於+8.0%為賣出時機；國內由於股票市場投機風氣盛行，一般多採用 10 日乖離率，決策點為低於-4.5%進行買進，高於+5.0%則為賣出時點。表四的第一欄到第四欄分別以 6 日、10 日、12 日及 24 日為周期計算乖離率，作為基金經理人買入賣出決策的時點。

表四 以乖離率、MACD 和 PSY 判斷基金買賣時點估計之貝它值

操作指標	乖離率 6 日 (1)	乖離率 10 日 (2)	乖離率 12 日 (3)	乖離率 24 日 (4)	MACD (5)	PSY 12 日 (6)
買進訊號	低於 -3.0%	低於 -4.5%	低於 -4.5%	低於 -7.0%	DIF > MACD	10%
賣出訊號	高於 +3.5%	高於 +5.0%	高於 +5.0%	高於 +8.0%	DIF < MACD	90%
狀態一機率值	77.62%	76.17%	70.77%	89.21%	51.21%	37.92%
$\alpha_1$ 平均 (t 值)	0.0459 (1.7612)	0.0360 (1.3556)	0.0409 (1.4515)	0.0375 (1.5625)	0.0481 (1.4544)	0.0721 (1.8472)
最小值	-0.0365	-0.0442	-0.0306	-0.0250	-0.0128	-0.0293
最大值	0.0949	0.0890	0.0902	0.0889	0.1234	0.1658
1%下，估計值 顯著的基金數	41	19	22	24	19	38
$\beta_1$ 平均 (t 值)	0.9124 (50.1623)	0.9028 (48.6858)	0.8982 (46.9165)	0.8836 (52.7107)	0.8261 (34.9000)	1.0379 (27.5803)
最小值	0.7041	0.6448	0.6513	0.6400	0.5614	0.6951
最大值	1.0278	1.0218	1.0257	0.9992	0.9504	1.1892
1%下，估計值 顯著的基金數	146	146	146	146	146	146
狀態二機率值	22.38%	23.83%	29.23%	10.79%	48.79%	62.08%
$\alpha_2$ 平均 (t 值)	0.0121 (0.1782)	0.0236 (0.4482)	0.0132 (0.2754)	-0.0219 (-0.4029)	0.0303 (0.9444)	0.0030 (0.1288)
最小值	-0.0811	-0.0688	-0.0571	-0.1692	-0.0953	-0.0648
最大值	0.1546	0.1465	0.1309	0.1022	0.0917	0.0571
1%下，估計值 顯著的基金數	4	5	3	1	7	0
$\beta_2$ 平均 (t 值)	0.7964 (28.4833)	0.8148 (31.8646)	0.8335 (34.4737)	0.8449 (24.4338)	0.9113 (44.7299)	0.8439 (52.7013)
最小值	0.5458	0.5741	0.6256	0.6772	0.6991	0.5829
最大值	0.9907	0.9976	1.0163	1.0780	1.0248	0.9791
1%下，估計值 顯著的基金數	146	146	146	146	146	146

註：狀態一指基金經理人執行買入策略；狀態二指基金經理人執行賣出策略。

以 6 日乖離率為買賣決策轉換時點，估計的買入機率為 77.62%、賣出機率為 22.38%，買入策略的貝它平均值為 0.9124、績效顯著的基金有 41 支；賣出時貝它平均值 0.7964， $\alpha$ 值顯著的基金有 4 支。第二欄以 10 日乖離率作為基金經理人的買入賣出決策依據，估計的買入機率為 76.17%，賣出機率為 23.83%，買入策略的貝它平

均值 0.9028、績效顯著的基金只有 19 支，賣出貝它平均值 0.8148， $\alpha$ 值顯著的基金有 5 支。第三欄以 12 日乖離率為決策依據，買入賣出決策水準與 10 日乖離率相同，估計買入機率為 70.77%，賣出機率為 29.23%，買入貝它平均值 0.8982、績效顯著的基金有 22 支，賣出貝它平均值 0.8335， $\alpha$ 值顯著的基金剩只 3 支。第四欄是以 24 日乖離率為決策依據，得出買入機率為 89.21%，賣出機率為 10.79%，買入貝它平均值 0.8836，績效顯著的基金有 24 支，賣出貝它平均值 0.8449， $\alpha$ 值顯著的基金剩 1 支。

4 個不同天期的乖離率指標其結果與前面多數指標的估計結果有所差異，買入貝它值均高於賣出貝它值。另外，天期最長的 24 日乖離率為指標時，買入機率將近八成，其他日期的買入機率也在七成以上。另外，當使用的天期愈長，得出的買入貝它值愈小、賣出貝它值愈大，亦即 6 日乖離率指標的買入貝它值和賣出貝它值差異最大，為 0.1160。在基金是否有超額績效方面，亦以 6 日乖離率指標的表現最佳，有 41 支基金呈現顯著的績效，其他 3 種周期績效並無明顯差異，因此 6 日乖離率在樣本期間裡有較優越的表現。

## 6. 移動平均收斂發散線(Moving Average Convergence-Divergence, MACD)

移動平均線在 1979 年由美國的 Gerald Appel 及 W.Fredrick Hirschler 發明，1986 年 Thomas Aspray 加入柱狀圖(Histogram)修正為現今常用的 MACD 指標。其原理是運用兩條不同速度的指數平滑移動平均線，先計算兩者的離差狀態(DIF)，再對 DIF 進行平滑移動平均成為 MACD 線。因此 MACD 是針對長期與短期移動平均線收斂或發散的徵兆，進行雙重平滑處理，用以研判買賣股票的訊號與時機，具有容易掌握趨勢變動的優點。計算時先找出快速線( $n$  日 EMA)與慢速線( $m$  日 EMA,  $n < m$ )，再計算兩者的差離值(DIF)，最後計算 DIF 之  $x$  日 EMA，即為 MACD。Gerald Appel 建議買進時使用的( $n, m, x$ )參數為(8,17, 9)，賣出時使用的參數為(12,26,9)，台灣股市較常使用的為(12,26,9)。以  $n=12$ 、 $m=26$  分別代表快速與慢速移動平均線，計算二者的乖離程度 DIF 後，再以  $x=9$  計算 MACD 為例，可以用 DIF 和 MACD 的相對位置研判買進賣出時機及訊號，公式如下：

$$\begin{aligned} n\text{日}EMA &= \frac{\text{前一日的}EMA_n \times (n-1) + \text{今日收盤價} \times 2}{n+1}, n \text{ 取 } 12 \\ &= \frac{\text{前一日的}EMA_{12} \times 11 + \text{今日收盤價} \times 2}{13} \\ &= \text{前一日的}EMA_{12} + \frac{2}{13}(\text{今日收盤價} - \text{前一日}EMA_{12}) \\ m\text{日}EMA &= \frac{\text{前一日的}EMA_m \times (m-1) + \text{今日收盤價} \times 2}{m+1}, m \text{ 取 } 26 \\ &= \frac{\text{前一日的}EMA_{26} \times 25 + \text{今日收盤價} \times 2}{27} \\ &= \text{前一日的}EMA_{26} + \frac{2}{27}(\text{今日收盤價} - \text{前一日}EMA_{26}) \end{aligned}$$

$$DIF = EMA_n - EMA_m$$

$$x\text{日}MACD = \frac{\text{前一日的}MACD_x \times (x-1) + DIF \times 2}{x+1}, x \text{ 取 } 9$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\text{前一日MACD}_9 \times 8 + DIF \times 2}{10} \\
&= \text{前一日MACD}_9 + \frac{2}{10}(DIF - \text{前一日MACD}_9)
\end{aligned} \tag{15}$$

以移動平均線為策略指標的判斷準則是，*DIF* 由下往上穿過 *MACD* 線，為買入訊號；當 *DIF* 由上往下交叉突破 *MACD* 線，則為賣出訊號。表四第五欄為 *MACD* 估計結果，交易方向的判斷準則是 *DIF* 線高於 *MACD* 時執行買入策略、當 *DIF* 線低於 *MACD* 時執行賣出策略，估計的買入狀態機率值為 51.21%，賣出狀態機率值為 48.79%，經理人執行買入策略的貝它平均值為 0.8261、績效顯著的基金只有 19 支，賣出貝它平均值為 0.9113， $\alpha$  值顯著的基金有 7 支。

## 7. 心理線(Psychological Line, PSY)

一般人會認為股市漲多了就應該跌，跌深了就應該漲，心理線便是研究一段期間內投資人趨於買方或賣方的心理，做為後續買賣股票的依據。心理線是一種人氣指標，衡量多數人看多或看空的情況，計算公式為：

$$PSY = \frac{n \text{日內上漲天數}}{n} \times 100\% \tag{16}$$

$n$  一般設定為 12 日，最大不超過 24，*PSY* 的數值通常介於 25%~75%。當 *PSY* 低於 50%，表示股市處於跌勢，投資人心理偏空，若跌破 25% 便進入超賣區；當 *PSY* 高於 50%，表示股市處於漲勢，投資人心理偏多，若突破 75% 為超買區。因此，心理線的超買或超賣可視為市場處於多頭或空頭市場。實務上，當 *PSY* 低於 10% 或高於 90% 時，代表極可能超賣或超買，行情反轉可能性高，可做為買賣判斷的適宜時機。表四第六欄為 12 日心理線的估計結果，當 *PSY* 低於 10% 時建議經理人執行買入策略，當 *PSY* 高於 90% 時建議執行賣出策略，得出買入機率為 37.92%，賣出機率為 62.08%，經理人執行買入策略的貝它平均為 1.0379，績效顯著的基金有 38 支；賣出貝它平均值 0.8439，沒有任何基金有顯著的超額報酬。另外，研究中也以 24 日 *PSY* 值判斷買入或賣出時點，但在樣本期間裡 *PSY* 值均介於 10% 到 90% 之間，無法碰觸臨界買點和賣點，故未進一步估計。

## 五、結論與建議

過去有關係統風險與時變動的處理方法，部份是將資料的時間序列切割為幾個連續子期間，其作法仍需假設各個子期間裡基金的貝它值固定，與基金經理人積極管理操作的投資組合精神不一致；部份學者則對隨著時間變動的參數值加入結構式以得出合理估計值。而轉換模型法的優點是以系統性轉換變動之設計解決此問題，在對經理人的系統風險設定值沒有先驗知識下，報酬率時間序列在單點或多個斜率變動(屬於間斷位移)，因此該模型認為基金的系統風險水準在樣本期間裡可以有多次不連續的變動。此種設計不假設貝它值在任一時點或任何期間為常數，同時經理人可以隨時將系統風險值調到新水準，也可隨時調回原水準，因此是一個妥善的處理方法。

所有技術指標的分析證明，基金經理人執行買入和賣出策略時的確承擔不同的系統風險外，並獲得以下結論。第一，基金的系統風險在多數情況下小於一，顯示台灣的基金經理人

操作較為保守，不敢承擔高於市場投資組合波動的風險。第二，除了乖離率和心理線兩項指標，多數技術指標指引的執行買入策略的貝它值低於賣出策略的貝它值。第三，執行買入策略時，基金經理人較易獲得顯著的超額報酬率，如 12 日 *RSI*、*MTM*、威廉指標和 6 日乖離率，績效顯著的基金數約占全部基金數的三成到五成比率，其中又以威廉指標最佳；但經理人在執行賣出策略時，每一種策略所得到績效顯著的基金均不多。第四，當指標使用的估計天數愈長，買入狀態和賣出狀態的貝它值差異愈小，可由威廉指標和乖離率驗證，這應該是天期長帶來的平均化效果。

## 六、計劃成果自評

本研究以基金的淨值資料，估計基金經理人是否隨著市場情況變化選擇不同的系統風險值，分析時將經理人的決策分為買入和賣出二種狀況，買賣方向的決策依據是以市場常用的幾項技術指標做作為判斷準則。結果發現依據指標決策方向進行買賣交易時，多數指標呈現基金經理人執行買入策略的貝它值低於執行賣出策略的貝它值，與文獻上指出若預期市場處於多頭，經理人會將系統風險值調高以參與市場大幅波動；若市場預期下跌，則將系統風險下調，避免遭受大幅損失的想法不一致。研究結果與我們的預期結果有所差異，但能提供新的思考方向，我們認為樣本期間裡買入貝它值低於賣出貝它值，原因可能是基金由賣出轉為買入交易的期間，風險值由低點往上調整，而由賣出策略轉為買入策略的期間，風險值則由高點往下調，以致估計的結果呈現出賣出貝它值高於買入貝它值。後續研究可以考慮將買入賣出決策時點的判斷值進行調整，也可以納入其他決策變數，例入經濟指標、外資行為；也可以將經理人的系統風險區分為三種狀態或更多，例如市場極度樂觀、極度悲觀以及對市場看法持平，或許仍呈現出更有趣的系統風險值。我們希望藉由不同觀點切入及分析基金的系統風險變動，以瞭解經理人對於投資組合風險管理的操作策略，提供投資人在選擇基金新的思考方向，也讓研究者更瞭解基金經理人在不同市場狀況下的投資行為及風險設計考量，本研究結果將儘快投稿於相關學術期刊。

## Reference

1. Baillie, R. and T. Bollerslev, 1992, "Prediction in Dynamic Models with Time- Dependent Conditional Variances", *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp. 307-327.
2. Bauwens, L., S. Laurent and J. V. K. Rombouts, 2003, "Multivariate GARCH Models: A Survey", *Core Discussion Paper*, pp. 1-38.,<http://www.core.ucl.ac.be/econometrics/Bauwens/Papers/2003-31-JAErevision2.pdf>
3. Bekaert, G. and G. Wu, 2000, "Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets", *Review of Financial Studies*, Vol. 13, pp. 1-20.
4. Black, A., P. Fraser and D. Power,1992, "UK Unit Trust Performance 1980- 1989: A Passive Time Varying Approach", *Journal of Banking and Finance* 16, 1015-1033.
5. Black, A., M. C. Jensen and M. scholes,1972,"The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests," in M. C. Jensen, ed., *Studies in the theory of Capital Markets*, New York: Praeger Publisher.
6. Bollerslev, T.,1986, "Generalized Autoregressive Conditional Hetero- skedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp. 307-327.
7. Bollerslev, T.,1990, "Modelling the Coherence in Short Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, pp. 498-505.
8. Bollerslev, T. R. Engle, and J. M. Wooldridge,1988, "A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp. 116-131.
9. Bollerslev, T., R.Y. Chou and F. K. Kenneth, 1992, "Arch Modelling in Finance," *Journal of Econometrics* 52.
10. Bollerslev, T. and J. M. Wooldrige, 1992, "Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances," *Econometric Reviews* 11, pp. 143-172.
11. Bos, T., and P. Newbold,1984, "An Empirical Investigation of the Possibility of Stochastic Systematic Risk in the Market Model," *Journal of Business*, vol.57, pp.35-41.
12. Braun, P., D. Nelson and A. Sunier, 1995, "Good News, Bad News, Volatility and Betas", *Journal of Finance*, Vol. 50, pp. 1575-1603.
13. Brooks, R. D. and R. W. Faff, 1995, "Financial Market Deregulation and Bank Risk: Testing for Beta Instability," *Australian Economic Papers* 34, pp. 180-199.
14. Brooks, R. D. and R. W. Faff, 1997, "A Note on Beta Forecasting," *Applied Economics Letter* 4, pp. 77-78.
15. Brooks, R. D., R. W. Faff and M. Ariff, 1998, "An Investigation into the Extent of Beta Instability in the Singapore Stock Market," *Pacific-Basin Finance Journal* 6, pp. 87-101.
16. Brooks, R. D., R.W. Faff, Y. K. Ho and M.D. McKenzie, 1997, "U.S. banking sector risk in an area of regulatory change: a Bivariate GARCH approach," *Review of Quantitative Finance and Accounting* 14, pp. 17-44.
17. Brooks, R. D., R. W. Faff and J. H. H. Lee, 1992, "The Form of Time Variation of Systematic Risk: Some Australian Evidence," *Applied Financial Economics* 2, pp. 191-198.

18. Brooks, R. D., R. W. Faff and J. H. H. Lee, 1994, "Beta Stability and Pacific-Basin Financial Journal 2, pp. 463-479Portfolio Formation,"
19. Brooks, R., R.W. Faff and M. McKenzie, 1998, "Time-Varying Beta Risk of Australian Industry Portfolios: A Comparison of Modeling Techniques", Australian Journal of Management, Vol. 23, pp.1-22.
20. Brooks, R., R.W. Faff and M. McKenzie, 2002, "Time-Varying Country Risk: An Assessment of Alternative Modeling Techniques", The European Journal of Finance, Vol. 8, pp. 249-274.
21. Cheng, J. W.,1997, "A Switching Regression Approach to the Stationary of Systematic and Non-systematic Risks: The Hong Kong Experience," Applied Financial Economics 7, pp. 45-58.
22. Chou, R. Y.,2005, "Forecasting Financial Volatilities with Extreme Value: the Conditional Autoregressive Range Model," Journal of Money, Credit and Banking, vol.37, pp.561-582.
23. Choudhry, T.,2002 The Stochastic Structure of the Time-varying Beta: evidence from UK Companies, The Manchester School 21, 768-801.
24. Choudhry, T.,2005a Time-varying Beta and the Asian Financial Crisis: Evidence from Malaysian and Taiwanese Firms, Pacific-Basin Finance Journal 13:1, 93-118.
25. Choudhry, T.,2005b, "September 11 and Time-varying Beta of United States Companies," Applied Financial Economics, vol.15, pp.1227-1242.
26. Chow, G.,1960, "Tests of the Equality between Two Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", Econometrica, Vol. 28, pp.561-605.
27. Collins, D., J. Ledolter and J. Rayburn., 1987, "Some Further Evidence on the Stochastic Properties of Systemic Risk," Journal of Business, vol.60, pp.425-48.
28. Copeland, T. E. and J. F. Weston, 1992, Financial Theory and Corporate Policy,3rd, U.S.A.: Addison-Wesley.
29. Engle, R.,2002, "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models," Journal of Business and Economic Statistics, vol.20, pp.339-350.
30. Engle, R. F. and F. Kroner, 1995, "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", Econometric Theory, Vol. 11, pp. 122-150.
31. Engle, R. F. and V. K. Ng, 1993, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", Journal of Finance, Vol. 48, pp. 1749-1778.
32. Episcopos, A.,1996, "Stock Return Volatility and Time Varying Betas in the Toronto Stock Exchange", Quarterly Journal of Business Economics, Vol. 35, pp. 28-38.
33. Fabozzi, F., and J. Francis,1978, "Beta as A Random Coefficient," Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol.13, pp.101-116.
34. Faff, R. W., and R. D. Brooks,1998 Time-varying Beta Risk for Australian Industry Portfolios: An Exploratory Analysis, Journal of Business Finance and Accounting 25:5 and 6, 721-745.

35. Faff, R. W., D. Hillier and J. Hillier, 2000, "Time Varying Beta Risk: An Analysis of Alternative Modeling Techniques", *Journal of Business and Accounting*, Vol. 27, pp.523-554.
36. Faff, R. W., J. H. H. Lee and T. R. L. Fry, 1992, "Time Stationarity of Systematic Risk: Some Australian Evidence," *Journal of Business Finance and Accounting* 19, pp. 427-470
37. Farley, J. U., 1970, "A Test for a Shifting Slope Coefficient in a Linear Model", *Journal of the American Statistical Association* 65, pp. 1320-1329.
38. French, K. R., G. W. Schwert and R. F. Stambaugh, 1987, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, pp. 3-29.
39. Giannopoulos, K.,1995, "Estimating the Time Varying Components of International Stock Markets" risk", *The European Journal of Finance*, Vol. 1, pp. 129-164.
40. Gonzales-Rivera, G.,1996, "Time Varying Risk: The Case of The American Computer Industry", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 2, pp. 333-342.
41. Grieb, T. and M. G. Reyes, 2001, "Time-Varying Betas in an Emerging Stock Market: The Case of Brazil", *American Business Review*, Vol. 19, pp. 118-124.
42. Grinblatt & Titman , 2001,"Portfolio performance evaluation: old issues and new insights", *Review of Financial Studies*,1989,Vol 2, No.3.
43. Groenewold N. and P. Fraser,1999, "Time-Varying Estimates of CAPM Betas," *Mathematics and Computers in Simulation*, Vol. 48, pp. 531-539.
44. Hamilton, J. D.,1994, "State Space Models," in Chapter 50 of *Handbook of Econometrics*, Vol. 4(North-Holland).
45. Jensen, M. C.,1968, "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945- 1964," *Journal of Finance*, Vol.23, pp.389-416.
46. Jensen, M.C.,1969, "Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios," *Journal Business*, Vol. 42, pp. 167-247.
47. Kalman, R. E.,1960, "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems", *Journal of Basic Engineering*, Vol. 82, pp. 35-45.
48. Kim, D.,1993, "The Extent of Non-stationarity of Beta," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 3, pp. 241-254.
49. Kon, S. J. and F. C. Jen, 1978, "Estimation of Time-varying Systematic Risk and Performance for Mutual Fund Portfolios: An Application of Switching Regression", Vol.33, p.457-475.
50. Koutmos, G. and J. Knif, 2002a, "Estimating Systematic Risk Using Time Varying Distributions", *European Financial Management*, Vol. 8, pp. 59-65.
51. Koutmos, G. and J. Knif, 2002b ,Time Variation and Asymmetry in Systematic Risk: Evidence from the Finnish Stock Exchange, *Journal of Multinational Financial Management* 12, 261-271.
52. Koutmos, G., U. Lee and P. Theodossiou, 1994, "Time Varying Betas and Volatility Persistence in International Stock Markets", *Journal of Economics and Business*, Vol. 46, pp. 101-112.

53. Lintner, J.,1965, "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budget," The Review of Economics and Statistics, vol.7, pp.13-37.
54. Markowitz, H.,1952, "Portfolio Selection," Journal of Finance, Vol. 7, pp. 77-91
55. McClain, K. T., H. B. Humphreys and A. Boscan, 1996, "Measuring Risk in The Mining Sector with ARCH Models with Important Observations on Sample Size", Journal of Empirical Finance, Vol. 3, pp. 369-391.
56. McKenzie, M. D., R. D. Brooks and R. W. Faff, 2000, "The Use of Domestic and World Market Indexes in The Estimation of Time-Varying Betas", Journal of Multinational Financial Management, Vol. 10, pp. 91-106.
57. Mossion, J.,1966 Equilibrium in a Capital Asset Market, Econometrics 34, 768-783.
58. Pope, P. and M. Warrington, 1996, "Time-varying Properties of the Market Model Coefficients," Accounting Research Journal, Vol. 5-20.
59. Quandt, R. E.,1958, "The Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes", Journal of the American Statistical Association, Vol. 53, pp. 873-880.
60. Quandt, R. E., 1972, "A New Approach to Estimating Switching Regressions", Journal of the American Statistical Association, Vol.67, pp.306-310.
61. Reyes, M. G.,1999,"Size, Time-Varying Beta, and Conditional Heteroscedasticity in UK Stock Returns", Review of Financial Economics, Vol. 8, pp.1-10.
62. Schwert, G. W. and P. J. Seguin, 1990, "Heteroscedasticity in Stock Returns", Journal of Finance, Vol. 4, pp. 1129-1155.
63. Sharpe, W.,1964, "Capital Asset Price: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk," Journal of Finance, vol.19, pp.425-442
64. Wells, C.,1994, "Variable Betas on The Stockholm Exchange 1971-1989", Applied Economics, Vol. 4, pp. 75-92.
65. Sunder, S.,1980, "Stationary of Market Risk: Random Coefficients Tests for Individual Stocks," Journal of Finance, vol.35, pp.883-896.
66. Swamy, P. A. V. B. and J. S. Mehta, 1975, Bayesian and Non-Bayesian Analysis of Switching Regressions and of Random Coefficient Regression Models", Journal of the American Statistical Association, pp.593-602.
67. Treynor, J., 1961 Towards a Theory of Market Value of Risky Assets, Unpublished Manuscript
68. Wells, C., 1994, "Variable Betas on the Stockholm Exchange 1971-1989", Applied Economics, Vol. 4, pp. 75-92.
69. 王毓敏，1992，資本資產訂產模式於台灣股票市場之實證研究，台灣大學商學研究所未出版論文。
70. 呂進瑞，2004，財務定價與決策，國立中正大學財務金融所，93年，未出版博士論文。
71. 呂寶珍，與時變動市場系統風險之估計-台灣股票市場之實證，國立高雄第一科技大學/財務管理所/90/碩士
72. 李俊緯，2000，台灣股市β係數穩定性之研究，實踐大學企業管理研究所未出版論文。

73. 林佩蓉，動態貝他值估計模型之研究，淡江大學/財務金融學系/91/碩士
74. 周文冠，2003，日本產業系統風險之衡量：模型間的比較，國立中正大學財務金融研究所，未出版碩士論文。
75. 周雨田、巫春洲與劉炳麟，2004，「動態波動模型預測能力之比較與實證」，財務金融學刊，第 12 卷，頁 1-25。
76. 花詩雅，2005，變幅 DCC 模型在動態 beta 值估計上之應用，銘傳大學財務金融學系，未出版碩士論文
77. 許時銓，2000，公司貝他值與權益成本估計之研究，東海大學管理研究所未出碩士版論文
78. 楊踐為、陳玲慧，1997，臺灣股票之系統風險與無風險利率於不同景氣市場時之穩定性探討，企銀季刊，第 21 卷，第 3 期，頁 57-72。
79. 趙駿逸，2004，Time-varying risk The case of Taiwan telecommunications industry，國立中正大學財務金融研究所，未出版碩士論文。

## 國科會補助專題研究計畫成果報告自評表

請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況、研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）、是否適合在學術期刊發表或申請專利、主要發現或其他有關價值等，作一綜合評估。

1. 請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況作一綜合評估

- 達成目標  
 未達成目標（請說明，以 100 字為限）  
     實驗失敗  
     因故實驗中斷  
     其他原因

說明：

2. 研究成果在學術期刊發表或申請專利等情形：

- 論文：已發表 未發表之文稿 撰寫中 無  
專利：已獲得 申請中 無  
技轉：已技轉 洽談中 無  
其他：（以 100 字為限）

3. 請依學術成就、技術創新、社會影響等方面，評估研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）（以 500 字為限）

本研究討論基金經理人是否隨著市場情況選擇不同的系統風險值，發現依據決策指標進行買賣交易時，多數指標呈現出買入貝它值低於賣出貝它的結果，與文獻上所指出預期市場處於多頭時，經理人會調高系統風險值參與市場大幅波動；預期市場下跌時，則降低系統風險值避免遭受損失的想法不一致。此結果提供我們新的思考方向，當買入貝它值低於賣出貝它值，是否來自於策略轉換時，基金經理調整部位具有落後的現象。後續研究可以將各項指標的臨界買點及賣點進行調整，也可再納入其他決策變數，例如經濟指標、外資行為。另外，分析時也可把系統風險區分為三種狀態或更多，或許能呈現出更有趣的系統風險估計值。藉由不同觀點的分析切入基金的系統風險，能讓投資人更瞭解經理人對於投資組合風險管理的操作策略，提供市場參與者選擇基金新的思考方向。

## 國科會補助計畫衍生研發成果推廣資料表

 可申請專利

 可技術移轉

日期：99年10月30日

<b>國科會補助計畫</b>	計畫名稱：與時變動之系統風險探討-以轉換迴歸模型為例 計畫主持人：李愷莉 計畫編號：NSC 98-2410-H-216-008 學門領域：應用財務		
<b>研發成果名稱</b>	(中文)		
	(英文)		
<b>成果歸屬機構</b>		<b>發明人 (創作人)</b>	
<b>技術說明</b>	(中文)		
	(200-500 字)		
<b>技術說明</b>	(英文)		
<b>產業別</b>			
<b>技術/產品應用範圍</b>			
<b>技術移轉可行性及預期 效益</b>			

註：本項研發成果若尚未申請專利，請勿揭露可申請專利之主要內容。

無衍生研發成果推廣資料

98 年度專題研究計畫研究成果彙整表

計畫主持人：李愷莉		計畫編號：98-2410-H-216-008-				計畫名稱：與時變動之系統風險探討-以轉換迴歸模型為例	
成果項目		量化			單位	備註（質化說明：如數個計畫共同成果、成果列為該期刊之封面故事...等）	
		實際已達成數（被接受或已發表）	預期總達成數（含實際已達成數）	本計畫實際貢獻百分比			
國內	論文著作	期刊論文	0	0	100%	篇	
		研究報告/技術報告	0	0	100%		
		研討會論文	0	1	0%		
		專書	0	0	100%		
	專利	申請中件數	0	0	100%	件	
		已獲得件數	0	0	100%		
	技術移轉	件數	0	0	100%	件	
		權利金	0	0	100%	千元	
	參與計畫人力（本國籍）	碩士生	2	3	150%	人次	
		博士生	0	0	100%		
博士後研究員		0	0	100%			
專任助理		0	0	100%			
國外	論文著作	期刊論文	0	0	100%	篇	
		研究報告/技術報告	0	0	100%		
		研討會論文	0	0	100%		
		專書	0	0	100%		章/本
	專利	申請中件數	0	0	100%	件	
		已獲得件數	0	0	100%		
	技術移轉	件數	0	0	100%	件	
		權利金	0	0	100%	千元	
	參與計畫人力（外國籍）	碩士生	0	0	100%	人次	
		博士生	0	0	100%		
博士後研究員		0	0	100%			
專任助理		0	0	100%			

<p style="text-align: center;">其他成果</p> <p>(無法以量化表達之成果如辦理學術活動、獲得獎項、重要國際合作、研究成果國際影響力及其他協助產業技術發展之具體效益事項等，請以文字敘述填列。)</p>	<p>計劃投稿於研討會中</p>
---	------------------

	成果項目	量化	名稱或內容性質簡述
科 教 處 計 畫 加 填 項 目	測驗工具(含質性與量性)	0	
	課程/模組	0	
	電腦及網路系統或工具	0	
	教材	0	
	舉辦之活動/競賽	0	
	研討會/工作坊	0	
	電子報、網站	0	
	計畫成果推廣之參與(閱聽)人數	0	



# 國科會補助專題研究計畫成果報告自評表

請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況、研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）、是否適合在學術期刊發表或申請專利、主要發現或其他有關價值等，作一綜合評估。

1. 請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況作一綜合評估

達成目標

未達成目標（請說明，以 100 字為限）

實驗失敗

因故實驗中斷

其他原因

說明：

2. 研究成果在學術期刊發表或申請專利等情形：

論文： 已發表  未發表之文稿  撰寫中  無

專利： 已獲得  申請中  無

技轉： 已技轉  洽談中  無

其他：（以 100 字為限）

3. 請依學術成就、技術創新、社會影響等方面，評估研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）（以 500 字為限）