

台灣股票市場之動態系統風險研究

黃柏農、鄭素姻、侯翰、王祝三*

摘 要

本文之主要目的在於探討台灣股市是否存在門檻 CAPM (threshold capital asset pricing model, threshold CAPM) 之非線性動態系統風險，以及何種經濟變數造成系統風險呈非線性改變。實證結果顯示，我國股市確實存在非線性動態系統風險，其中，無風險利率、生產者物價指數成長率及石油價格變動率是造成系統風險呈非線性變動的重要經濟變數。此外，相較於線性及條件 CAPM，其中包含卡爾曼濾嘴 (Kalman Filter) 及多變量 GARCH 模型 (Multivariate-GARCH)，門檻 CAPM 較能充分解釋時間序列股票報酬，且其具有較強之預測能力，隱含門檻 CAPM 模型為解釋台灣股票報酬之較佳資產定價模型。

關鍵詞：資本資產定價模型、系統風險、門檻模型、條件 CAPM
JEL 分類代號：C22, C53, G12

* 四位作者依序為中正大學國際經濟研究所教授、開南大學財務金融學系助理教授、元培科技大學財務金融學系助理教授與臺北大學企業管理學系副教授。

聯絡作者：侯翰。E-mail: hans.hou0503@msa.hinet.net。

投稿日期：民國 98 年 1 月 9 日；修訂日期：民國 98 年 2 月 10 日；

接受日期：民國 98 年 4 月 29 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 45:2 (2009), 237-272。

臺北大學經濟學系出版

1. 緒論

自 Sharpe (1964)、Lintner (1965) 與 Black et al. (1972) 提出資本資產定價模型 (capital asset pricing model, CAPM) 以來, 其已成為被廣泛應用於探討報酬與風險之關係的重要工具。然而, 許多實證文獻顯示在股票市場報酬上, 傳統線性 CAPM 表現的並不理想並認為 CAPM 已經式微 (Fama and French, 1992, 2004)。也因此, 過去二十年來許許多多之學者在嘗試著挽救 CAPM 而陸續提出各種修正模型。

其中, 部份學者認為 CAPM 隱含預期報酬與系統風險之間存在穩定的線性關係是值得存疑的, 因此, 嘗試以條件 CAPM (conditional CAPM) 來檢定資產報酬與系統風險 (β) 間的關係。Dybvig and Ross (1985) 及 Hansen and Richard (1987) 提出了條件 CAPM 的理論基礎, 其主要認為資產之風險溢酬 (risk premium, 即系統風險值與市場超額報酬之乘積) 會隨著經濟情勢或企業營運狀況的不同而有所變動, 因此 CAPM 中的 β 不再是固定的, 而是會隨著總體環境及時間改變。而之所以稱為條件 CAPM, 是因為資產下一期的預期報酬 (或變異數) 通常是以最近期的實質報酬條件作為估計預期報酬所需之資訊。以條件 CAPM 檢測外國股市的文獻包括 Blume (1971)、Levy (1971)、Chen (1981)、Fabozzi and Francis (1978)、Ferson and Harvey (1991, 1993)、Ferson and Korajczyk (1995)、Fletcher and Kihanda (2005) 與檢測台灣股市之 Huang (2001, 2003) 都證實 β 會隨時間改變。

雖然大多數文獻支持系統風險不是固定不變的, Ghysels (1998) 卻指出, 條件 CAPM 的定價誤差 (pricing error) 比固定 β 模型 (即傳統非條件 CAPM) 的定價誤差還大, 故傳統之非條件 CAPM 反較條件 CAPM 來得好。其認為 β 雖然會隨著時間改變, 但並非如條件 CAPM 所隱含的頻繁改變, 而是呈現緩慢且不連續的變動, 至

於條件 CAPM 產生較大定價誤差之原因則可能出於過度誇大 β 的動態行爲。基於 Ghysels (1998) 之發現, Akdeniz et al. (2003) 認爲資產報酬和風險因子之間可能存在非線性關係, 並提出了非線性的門檻 CAPM (threshold CAPM) 來描述 β 的動態行爲。其主要概念與條件 CAPM 類似, 認爲資產的 β 會隨著某些總體或個體環境的變動而改變, 但並非如條件 CAPM 所假設般地隨時改變, 而是當環境變化到某一程度時, β 才會產生改變。Akdeniz et al. (2003) 證實了門檻 CAPM 的模型預測能力除優於條件 CAPM 外, 亦較傳統 CAPM 的結果爲佳, 即門檻 CAPM 的定價誤差最小。

長久以來在資產定價之相關研究方面, 少有學者嘗試建立並檢測非線性模型, 除了估計上的繁雜, 另一個主要原因在於非線性模型通常難以用經濟意涵來闡述。相較之下, 門檻 CAPM 雖亦爲一非線性模型, 但卻蘊含著更豐富的經濟義意, 因它除可以清楚捕捉 β 緩慢的變動行爲外, 亦能進一步找出是何特定經濟變數造成 β 的改變。事實上, Akdeniz et al. (2003) 的實證結果顯示, 以 NYSE 爲代表的美國股市確實存在非線性的動態系統風險。並且當美國國庫券利率高於門檻值時, 12 種產業中有 10 種產業相較於國庫券利率低於門檻值時, 其系統風險相對較高。亦即其清楚指出, β 會隨著國庫券利率的改變而產生不連續的變動。

台灣關於資產定價的實證研究也相當多, 在線性系統風險方面的研究中, 劉亞秋等 (1996) 發現公司規模與益本比可解釋股票報酬橫斷面差異, 但 β 並不具解釋力。Chui and Wei (1998) 甚至發現台灣股市中系統風險值、公司規模及帳面對市值比 (BV/MV) 都未被市場定價。周賓鳳與劉怡芬 (2000) 則發現 β 在台灣股市是唯一具有解釋力的風險變數。因此大體而言, CAPM 在台灣股市仍然無法獲得一個一致性的結論。固然, 不同的實證結論可能導因於方法上的差異、樣本的選擇與研究期間的不同, 但另一個可能的解釋爲台灣股票市場存在不穩定的系統風險而導致實證結果有所出入。

關於動態 β 方面的研究，台灣市場的文獻則相當有限，然而大都支持系統風險不穩定的推論。例如楊踐為與陳玲慧（1998）發現台灣股市之系統風險會隨著景氣變化而呈現不穩定狀態。Huang（2003）修正 Huang（2000）的二維風險狀態模型，¹ 在加入價格限制（price limit）於模型中來檢測台灣證券交易所的 10 家上市公司後，發現 β 會隨時間改變，且沒有理由拒絕 CAPM 成立於低風險與高風險狀態。然而因 Huang（2003）只針對極少數之樣本公司進行檢定，並無法推論其之發現亦適用於台灣整體股市，而有存在資料挖掘偏誤之可能。此外，其使用之體制轉換（regime-switching）CAPM 模型的 β 是屬於與時變動（time-varying）的條件模型，而非隨著總體經濟變數的變動而改變，故無法清楚觀察系統風險值是如何地變動。

誠如 Black（1993）所提的，當許多人都在研究相關議題時，也正是資料挖掘（data mining）最嚴重的時候，² 因此，Akdeniz et al.（2003）之發現亦有可能只是出於統計上的偶然。爲了進一步探討其實證結果，究竟是資料挖掘下之假象，還是真的存在如門檻 CAPM 所描述之非線性動態系統風險，此時以美國以外國家之股市爲樣本來重新檢測門檻 CAPM，就成了有趣的研究議題，也因而引發本文之研究動機。尤其是，台灣屬於新興市場之一，其股票市場的穩定度或成熟度都不如美國股票市場，或許更適合以動態的系統風險來捕捉股票市場報。此外，不同於 Akdeniz et al.（2003）以國庫券利

¹ Huang（2000）以美國微軟公司（Microsoft corporation）爲研究對象，以馬可夫轉換（Markov switching）的概念建構一個高風險與低風險的二維狀態模型來描述 β ，並發現 CAPM 成立於低風險狀態，高風險狀態則不然。

² Black（1993）指出，當許多人都在研究相關議題時，最終能被出版的，可能是少數結果最不尋常或最引人注意之論文。但事實上，其餘大多數之未出版、內容也鮮爲人知之論文卻可能顯示截然不同之實證結果。因此，此時文獻上報導之一些統計顯著的檢測結果，可能只是出於偶然之機率，其在樣本外未必成立。

率為門檻 CAPM 的主要檢驗變數，本文彙整過去眾多文獻發現可以用來解釋資產報酬的相關總體經濟變數於模型中，藉有系統地探討不同之總體經濟變數與不同產業之間的連結，以找出影響各產業之風險的最重要變數和最佳定價模型。最後，本文亦加入與時變動的條件 CAPM，包括卡爾曼濾嘴 (Kalman Filter) 及多變量 GARCH 模型 (Multivariate-GARCH，以下簡稱 M-GARCH 模型)，以比較何種模型表現較佳。

由於 Akdeniz et al. (2003) 的結果明確指出 NYSE 的所有 12 種產業其系統風險確實皆隨著國庫券利率的變動而改變，若台灣股市真的存在非線性之動態 β 風險，但仍然以傳統 CAPM 或條件 CAPM 作為檢驗模型將會產生模型錯誤設定 (mis-specification) 的問題。而以錯誤模型進行資產定價檢測，則其實證結果將會有相當大的偏誤。為避免此錯誤模型所可能帶來的實證偏誤、找出能解釋台灣股票報酬之較佳資產定價模型，以期對結論渾沌不明之台灣資產定價文獻有部分澄清之效，也是本文之另一項研究動機。

在檢測台灣證券交易所 19 種產業類股報酬率後發現，我國股市的確存在非線性之門檻效果，結果顯示每一產業都會受到一個以上的經濟變數變動影響而使得其報酬與市場報酬不再是線性關係。此外，影響各產業之經濟變數也不盡相同，而其中之無風險利率、生產者物價指數成長率與石油價格變動率是造成系統風險呈非線性變動的最重要經濟變數。最後本文證實門檻 CAPM 有相對最佳之預測能力，以條件 CAPM 次之，而傳統 CAPM 的預測能力最差，顯示門檻 CAPM 所隱含的動態系統風險模型為解釋我國股票報酬之較佳資產定價模。

本文共分為五大節，第壹節為緒論，描述本文之研究動機及目的；第貳節為研究方法，介紹條件及門檻 CAPM 模型並說明本文之實證方法；第叁節敘述本文之門檻變數選擇、變數定義與資料來源；第肆節討論本文之實證結果；最後，第伍節總結本文。

2. 研究方法

2.1 條件 CAPM

國內外許多的實證結果顯示系統風險值並非固定，而是會隨時間的改變而改變（例如：Schwert and Seguin, 1990; Huang, 2000, 2001, 2003），本文採用 Kalman（1960）所提出之卡爾曼濾嘴與 Bollerslev（1990）所提出之 M-GARCH 模型來估計條件 CAPM）。Hamilton（1994）利用卡爾曼濾嘴估計時變系統風險，假設觀測方程式（observation equation）為：

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_t r_{m,t} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

而狀態方程式（state equation）為：

$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_{t-1}, \quad (2)$$

其中， $r_{i,t}$ 表任何資產的第 t 期之超額報酬， $r_{m,t}$ 表市場投資組合的第 t 期的超額報酬， β_t 表隨時間變動之系統風險值。卡爾曼濾嘴利用其具有遞迴程序（recursive process）的特性，對動態系統引入誤差項，並結合每期不同資訊，使得狀態變數達到誤差最小的估計。

Bollerslev（1990）提出 M-GARCH 模型來估計條件 CAPM。假設一個雙變量其殘差， $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})'$ ，之條件分配為：

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, H_t), \quad (3)$$

其中 ψ_{t-1} 表示 $t-1$ 期的資訊集合， H_t 表示條件共變異數矩陣且其雙變量 GARCH 模型可表示為：

$$\text{Vech}(H_t) = W + A(L)(\varepsilon_t \varepsilon_t') + B(L)\text{Vech}(H_t), \quad (4)$$

其中 $\text{Vech}(\bullet)$ 表將 H_t 矩陣中之下三角元素堆疊成向量的運算因子，即 $\text{Vech}(H_t) = (h_{11,t}, h_{12,t}, h_{22,t})'$ ， W 表一個 3×1 之常數向量， $A(L)$ 與 $B(L)$ 表兩個 3×3 之矩陣多項式， L 表落持期數。藉由最大概似估計法 (maximum likelihood estimator, MLE) 估計(4)式中之 W 、 $A(L)$ 與 $B(L)$ 等之係數值，即可求得 $h_{11,t}$ 、 $h_{12,t}$ 與 $h_{22,t}$ ，而條件 (或時變) CAPM 之系統風險值為：

$$\beta_{i,t} = \frac{\text{cov}(r_{i,t}, r_{m,t})}{\text{var}(r_{m,t})} = \frac{h_{12,t}}{h_{22,t}}, \quad (5)$$

(5)式的下標顯示系統風險值是隨時間變動，而非固定的。

2.2 門檻 CAPM 之模型架構

根據簡單條件 CAPM：

$$E(r_{i,t+1} | Z_t) = \beta_t E(r_{m,t+1} | Z_t), \quad (6)$$

其中， $r_{i,t+1}$ 表任何資產的第 $t+1$ 期超額報酬， Z_t 表第 t 期工具變數的集合， β_t 是隨時間變動之第 t 期系統風險， $r_{m,t+1}$ 表市場投資組合的第 $t+1$ 期超額報酬。

Ferson and Harvey (1999) 提出一類似之條件 CAPM，其建構之系統風險隨時間變動如下：

$$\beta_t = \beta_1 1_{\{Z_t \leq \lambda\}} + \beta_2 1_{\{Z_t > \lambda\}}, \quad (7)$$

其中， $1_{\{\cdot\}}$ 表指標函數 (indicator function)， λ 表門檻值，當 $Z_t \leq \lambda$ 時， $1_{\{Z_t \leq \lambda\}} = 1$ 而 $1_{\{Z_t > \lambda\}} = 0$ ，故 $\beta_t = \beta_1$ ；反之， $\beta_t = \beta_2$ 。

若同樣將 (6) 式改寫成事後模型並將 (7) 式代入，即可得到門檻 CAPM 方程式如下：

$$r_{i,t+1} = \alpha + (\beta_1 1_{\{Z_t \leq \lambda\}} + \beta_2 1_{\{Z_t > \lambda\}}) r_{m,t+1} + e_{t+1}, \quad (8)$$

其中， Z_t 為門檻變數， e_{t+1} 為殘差項。若門檻 CAPM 成立，則 (8) 式之截距項 α 應為零，且 β_1 和 β_2 皆異於零。

如前所述，門檻 CAPM 模型的主要經濟意涵為 β 會隨著某種特定經濟變數的改變而變動，而且 β 並非頻繁地隨時改變，而是當經濟條件改變超過了某一門檻水準， β 才會改變，亦即 β 具有不連續的變動行為。上述模型表示當門檻變數小於某一水準 λ 時，系統風險為 β_1 ，而當門檻變數大於 λ 時，系統風險則為 β_2 ，亦即 β 值在 β_1 與 β_2 兩個體制 (regime) 之間變動。Huang (2000, 2001, 2003) 所提出的條件 CAPM 亦都證實台灣股市的 β 會在二種體制之間變動，而非三種或三種以上的體制，但其無法進一步指出 β 是因何種特定經濟變數之改變而變動。

2.3 計量模型

在檢定門檻 CAPM 是否成立於我國股市前，為確認門檻效應之存在，本文首先以 Hansen (1996) 之異質一致性 LM 檢定 (heteroskedasticity consistent Lagrange multiplier) 來檢驗台灣各產業超額報酬與市場超額報酬之間是否存在顯著非線性關係。當具有線性關係之虛無假說如預期般地被拒絕後，接著再以 Hansen (2000) 的門檻迴歸模型來估計門檻 CAPM 的門檻值與系統風險值，最後並以均方誤差根 (root mean squared error, RMSE) 衡量各種待測模型於樣本外之預測能力。

本文所採用 Hansen (2000) 估計門檻值與不同狀態下的兩個系統風險值的方法中，其首先設定模型如下：

$$r_{t+1} = \alpha + \theta' r_{m,t+1} + \delta_T' r_{m,t+1}(Z_t) + e_{t+1} \quad t = 1, \dots, T, \quad (9)$$

為使參數估計值呈自由漸近分配 (free asymptotic distribution)，假

設當 $T \rightarrow \infty$ ，則門檻效果 $\delta_T \rightarrow 0$ （詳細說明請參考 Hansen（2000）第 1 節與第 5 節之解釋）。將 (9) 式以矩陣的方式表達，則變為：

$$R = 1_\lambda A + X\theta + X_\lambda \delta_T + e, \quad (10)$$

其中， R 為 $T \times 1$ 之 r_{t+1} 矩陣， 1_λ 、 X 與 X_λ 分別表 $T \times 2$ 之單位矩陣、 $r_{m,t+1}$ 矩陣與 $r_{m,t+1}(Z_t)$ 矩陣， λ 為門檻值，而 A 、 θ 與 δ_T 均為 2×1 矩陣，表待估計參數。

使用 Hansen（2000）的最小平方法（ordinary least squares, OLS）估計上式，可得 (10) 式的未解釋變異如下：

$$S_T(A, \theta, \delta_T, \lambda) = (R - 1_\lambda A - X\theta - X_\lambda \delta_T)'(R - 1_\lambda A - X\theta - X_\lambda \delta_T), \quad (11)$$

其中， $S_T(A, \theta, \delta_T, \lambda)$ 表誤差平方和（sum of squared error, SSE）。

為估計迴歸係數值與門檻變數值，首先給定門檻值 λ ，則 (10) 式的 R 與 A 、 θ 及 δ_T 呈線性關係。經由 R 對 $[1_\lambda \ X \ X_\lambda]$ 作迴歸，得條件最小平方法（conditional least square）估計值 $\hat{A}(\lambda)$ 、 $\hat{\theta}(\lambda)$ 與 $\hat{\delta}(\lambda)$ 後，代入 (11) 式而成為：

$$S_T(\lambda) = S_T(\hat{A}(\lambda), \hat{\theta}(\lambda), \hat{\delta}(\lambda), \lambda). \quad (12)$$

經由給定不同的門檻值 λ ，重覆估計 (12) 式，即可得到不同門檻值 λ 下之 $S_T(\lambda)$ 值，而最適門檻值 $\hat{\lambda}$ 可以被定義為：

$$\hat{\lambda} = \arg \min S_T(A, \theta, \delta, \lambda). \quad (13)$$

此最適之門檻值為唯一解，而當 $\hat{\lambda}$ 估計出來之後，即可以條件最小平方法估計出 (9) 式中門檻 CAPM 的截距項和 β 值。

3. 變數定義與資料來源

3.1 門檻變數之選擇

許多文獻均發現系統風險會隨著景氣循環而有所改變，門檻 CAPM 模型亦隱含 β 會隨著某種特定經濟變數而改變，這些經濟變數即是模型中的門檻變數，故只要能夠解釋景氣循環的相關經濟指標都可作為門檻變數。Bos and Newbold (1984) 指出，造成系統風險改變的原因可能來自於個體或總體經濟的變化，其中總體因子包括通貨膨脹率、一般的經濟條件，以及對未來不確定性事件之預期。Scholes and Williams (1977)、Dimson (1979)、Fowler et al. (1980)、Bartholdy and Riding (1994) 與 Klock and Mansi (1995) 都發現股票成交量（值）對系統風險值會造成不穩定結果。

Jagannathan and Wang (1996) 則認為，個別企業的系統風險會隨著企業營運及總體景氣循環的改變而產生條件的系統風險，因此，可以利用預測景氣循環的總體因子來預測市場風險溢酬，而其中利率期間結構（長短期債券利率差異）及違約風險溢酬（不同等級債券利率差異）是預測景氣循環有效的總體變數。Clare and Thomas (1994) 與 Clare et al. (1998) 在檢驗英國股市後，也發現總體經濟變數與財務變數如石油價格、匯率與利率期間結構等的衝擊皆會造成 CAPM 的風險溢酬呈現不穩定狀態。Woodward and Anderson (2009) 則證實系統風險會隨著股市多空頭的交替而有所差異，換言之， β 會隨著股市多空頭轉變。Akdeniz et al. (2003) 發現系統風險的動態行為與景氣循環相呼應，故其門檻 CAPM 的門檻變數採用能夠預測景氣循環的變數，包括美國國庫券利率、股利率、NYSE 股價指數、利率期間結構、違約風險溢酬等五個變數。

Chen et al. (1986) 也為文指出，任何可能影響經濟相關指標的因子都可能影響證券市場報酬，故建構以工業生產指數、通膨率、

違約風險溢酬、利率期間結構、市場指標、消費和以生產者物價指數平減的石油價格等七個經濟指標來詮釋股市報酬，其實證結果發現工業生產指數、通膨率、違約風險溢酬與利率期間結構可以解釋證券市場報酬。Chen (1991) 則以工業生產指數等五個變數當作狀態變數 (state variable)，以國民生產毛額與消費當作總體經濟變數來進行分析。其實證結果發現工業生產指數等五個狀態變數可以解釋前後期 (lag and lead) 總體經濟變數，亦可以解釋股市報酬。最後，Maffezzoli (2001) 則以失業率導入勞動市場並以此探討實質景氣循環，證實了失業率可解釋景氣之波動。

綜合上述文獻可知，許多學者都認為風險溢酬及系統風險會隨著景氣循環而改變，故只要能夠解釋景氣循環的相關經濟指標都可以用來當作門檻變數。在回顧檢測系統風險與經濟變數間關係之文獻後，本文採用無風險利率、生產者物價指數成長率、失業率、證券交易所股票成交值、石油價格變動率、匯率變動率、工業生產指數成長率與預期通貨膨脹率等八個變數當作可能的門檻變數。³

3.2 變數定義

3.2.1 門檻變數定義

a. 無風險利率

本文以我國初級市場 30 天期商業本票的利率當作無風險利率之代理變數，而捨棄部份國內文獻採用的第一銀行一個月定存利率之原因為該變數在本研究之樣本期間並不是一個恆定 (stationary)

³ 挑選門檻變數時，本文排除了部分經國外文獻採用、但卻不適合用於台灣股市之總體經濟變數，如違約風險溢酬、利率期間結構和股利率。其原因為我國之債券市場較不發達，在樣本期間內並無完整之債券評等制度，中央銀行也未定期發行不同到期期間之長短期公債。此外，我國上市櫃公司偏好發放股票股利，而較少發放現金股利。國外文獻所用之股利率由於只包含現金股利，故可能不適用於台灣。

的序列。⁴ 此外為與門檻變數之一的台灣加權股價指數月報酬率之資料頻率一致，本文將此商業本票利率除以 12，以求得無風險資產之月報酬率。Akdeniz et al. (2003) 亦是選取無風險利率為門檻變數之一。

b. 生產者物價指數成長率

$$DPPI_t = \ln PPI_t - \ln PPI_{t-1},$$

其中， $DPPI_t$ 表第 t 期生產者物價指數成長率， PPI_t 表第 t 期我國生產者物價指數。生產者物價指數與景氣循環呈高度有關，如 Chen et al. (1986) 即以生產者物價指數平減石油價格，故本文直接使用此變數作為門檻變數。

c. 失業率

Maffezzoli (2001) 導入失業率來探討實質景氣循環，因此，與總體經濟景氣最有關聯的變數之一就是失業率，其代表一個國家的景氣狀況與勞工就業程度。

d. 證券交易所股票成交值

指台灣證券交易所之發行量加權指數之月成交量，衡量了證券市場的流動性，以百萬元新台幣為單位。Bartholdy and Riding (1994) 與 Klock and Mansi (1995) 等人都發現股票成交值對 β 會造成不穩定結果。

e. 石油價格變動率

依照 Chen et al. (1986) 所提出國際油價的代理變數，以生產者物價指數對國際石油價格平減並取其變動率，即：

⁴ 本文以第一銀行一個月定存利率為檢驗對象，其最適落遲期數為 8，ADF 統計量為 -0.090，機率值為 0.95，故接受單根之虛無假說。

$$DOil_t = \ln(PPI_t / Oil_t) - \ln(PPI_{t-1} / Oil_{t-1}) ,$$

其中， $DOil_t$ 表第 t 期國際油價變動率， $\ln(PPI_t / Oil_t)$ 表第 t 期生產者物價指數對第 t 期國際石油價格平減後之值。值得一提的是，石油價格成長率的定義是以工業生產指數平減石油價格並取其變動率，隱含該變數衡量實質石油價格倒數的變動率。因此，該變數增加（減少），實質石油價格變動率下降（上升）。

f. 匯率變動率

Clare and Thomas (1994) 證實匯率是造成系統風險不穩定的因子之一，故本文以台北外匯市場美金對台幣之即期交易收盤價為匯率之代理變數。匯率變動率之定義則為：

$$DE_t = \ln e_t - \ln e_{t-1} ,$$

其中， DE_t 表第 t 期匯率變動率， $\ln e_t$ 表第 t 期對數匯率。

g. 工業生產指數成長率

工業生產指數亦是與景氣循環息息相關，Chen et al. (1986) 同樣以工業生產指數成長率來預測股票市場報酬。我國工業生產指數有二種，分別為工業生產總指數與不含土石業之工業生產指數。工業生產總指數資料之起始值為 1996 年 1 月份，而不含土石業之工業生產指數資料之起始值為 1981 年 1 月份。由於本文比較兩者後發現其差異並不大，且取變動率之後幾乎雷同，故以不含土石業之工業生產指數作為工業生產指數的代理變數。而指數成長率之定義則為：

$$DIP_t = \ln IP_t - \ln IP_{t-1} ,$$

其中， DIP_t 表第 t 期工業生產指數成長率， IP_t 表第 t 期工業生產指數。

h. 預期通貨膨脹變動率

本文採用與 Chen et al. (1986)、黃柏農 (1998)、周賓凰與劉怡芬 (2000) 等人相同之定義，以消費者物價指數 (CPI) 年增率作為通貨膨脹之代理變數。即：

$$DEI_t = E(I_{t+1}|N_t) - E(I_t|N_{t-1}),$$

其中， $E(I_t|N_{t-1}) = \ln E(CPI_t) - \ln CPI_{t-1}$ ， CPI_t 表調整過之第 t 期我國消費者物價指數， I_t 表第 t 期實際通貨膨脹率， N_{t-1} 表 $t-1$ 期之所有攸關資訊，而 $E(CPI_t)$ 表第 t 期調整過之消費者物價指數的預期值，本文以 ARMA (1,1) 模型進行通貨膨脹率之預測。

3.2.2 其他變數定義

a. 市場投資組合報酬率

本文以台灣加權股價指數月報酬率當作市場投資組合報酬率的代理變數。

b. 市場超額報酬率

以台灣加權股價指數月報酬率減去我國初級市場 30 天期商業本票的一個月利率 (將 30 天期商業本票年利率除以 12)，即為市場超額報酬的代理變數。

c. 產業超額報酬率

以台灣證券交易所於 1995 年重新編制的 19 種類股的月報酬率當作各產業報酬率的代理變數，然後同樣減去初級市場 30 天期商業本票的一個月利率 (將 30 天期商業本票年利率除以 12) 即為各產業超額報酬率。本文採用類股的原因是因為可以將每一類股當成一特定投資組合，類股內各公司之產業特性相同，並可分散個股的非系統性風險，且與 Akdeniz et al. (2003) 之作法一致。

3.3 資料來源

上述所有變數資料來源皆為台灣經濟新報資料庫 (TEJ)，而由於台灣證券交易所於 1995 年才將原始舊有類股 (共 8 大類股) 之分類方法於改為新的類股 (共 19 類股) 分類方法，故本文各類股資料期間為 1995 年 1 月至 2008 年 12 月。

4. 實證結果

在介紹實證結果之前，首先要強調的是，本文的傳統線性 CAPM 檢定、條件 (或時變) CAPM、異質性 LM 非線性檢定與門檻 CAPM 檢定的樣本資料涵蓋由 1995 年 1 月至 2006 年 12 月，2007 年 1 月至 2008 年 12 月期間之資料則用來進行後續的模型預測比較。

4.1 產業之系統風險值

表 1 分別顯示經由最小平方法、卡爾曼濾嘴、以及 M-GARCH 模型所估計出之系統風險值。前一項代表傳統 CAPM，而後兩項則代表條件 (或時變) CAPM。首先觀察以最小平方法估計之傳統線性 CAPM 的系統風險估計值，結果顯示所有產業都拒絕 β 為 0 的虛無假設，顯示我國證交所 19 種產業類股均符合 Sharpe (1964)、Lintner (1965) 與 Black et al. (1972) 所提出的市場報酬可解釋個別資產報酬之 CAPM 模型。此外，我們亦發現除了電器電纜產業、電子產業與營造建材產業外，其他 16 種產業的系統風險值都小於 1。該結果顯示，相對於這 3 種產業或整體市場平均值而言，其他 16 種產業皆屬低風險之產業。本文結論與 Chang (2002) 研究台灣的結果相似，其發現只有 2 種產業 (橡膠產業與電子產業) 的系統風險值大於 1。但此推論似乎和一般投資大眾之直覺觀點不盡相符。可能的解釋原因之一為系統風險值應該是隨時間變動而非固定 (例如：Huang, 2000, 2001, 2003)。因此，本文輔以卡爾曼濾嘴與 M-GARCH

模型來修正上述問題，並將結果陳列於表 1 之第 3 欄與第 4 欄。

表 1 資本資產定價模型 (CAPM) 之系統風險值

產 業	傳統 CAPM	條件 (時變) CAPM		差異性檢定 (F-tests)
	OLS (β_{OLS})	卡爾曼濾嘴 ($\bar{\beta}_{KF}$)	M-GARCH ($\bar{\beta}_{MGARCH}$)	
水泥	0.826***	0.833***	0.891***	2.318*
食品	0.758***	0.797***	0.878***	21.736***
塑膠	0.904***	0.926***	0.791***	40.128***
紡織纖維	0.954***	0.933***	1.021***	5.538**
電機	0.745***	0.762***	0.739***	2.584*
電器電纜	1.051***	0.948***	1.036***	12.046***
化工	0.819***	0.842***	0.820***	5.478***
玻璃陶瓷	0.601***	0.558***	0.688***	53.852***
造紙	0.990***	0.936***	1.082***	21.444***
鋼鐵	0.653***	0.731***	0.715***	9.997***
橡膠	0.858***	0.851***	0.892***	13.296***
汽車	0.589***	0.713***	0.666***	17.834***
電子	1.201***	1.200***	1.161***	2.263
營造建材	1.060***	0.991***	1.134***	24.911***
運輸	0.758***	0.667***	0.833***	28.122***
觀光	0.673***	0.809***	0.745***	12.404***
金融保險	0.887***	0.929***	0.933***	4.909***
百貨貿易	0.717***	0.776***	0.809***	22.794***
其他	0.807***	0.852***	0.804***	9.165***

資料來源：本研究整理。

註： β_{OLS} 表示經由最小平方方法所估計之系統風險值， $\bar{\beta}_{KF}$ 表示經由卡爾曼濾嘴所估計出的平均系統風險值，而 $\bar{\beta}_{MGARCH}$ 表示經由雙變量 GARCH 模型所估計出的平均系統風險值。差異性檢定 (F-tests) 檢定三種系統風險值是否存在差異。***，** 和 * 分別表 1%、5% 與 10% 之顯著水準。

實證結果顯示，不管是採用卡爾曼濾嘴或是 M-GARCH 模型，所有產業都拒絕 β 為零的虛無假設。此外，即使採用不同的估計方法，該產業的 β 值差異程度並不大。結果亦顯示，雖然卡爾曼濾嘴的估計結果顯示只有電子類股的 β 是大於 1 的，但 M-GARCH 模型則顯示有 5 種產業的系統風險值是大於 1。該結果似乎顯示，傳統 CAPM 所得到大部分產業之 β 值小於 1 之現象可能有部分原因來自系統風險值不應該是固定的，而是隨時間變動。實際上，雖然條件（或時變）CAPM 修正了傳統線性 CAPM 的缺點，但是其只能確定系統風險值會隨時間改變，而無法描述系統風險如何變動。即為何系統風險值是隨時間改變呢？該現象是否導因於景氣循環呢？條件 CAPM 似乎無法回答該問題。

造成大多數產業之 β 值小於 1 之另一個可能的原因為個別資產報酬與市場報酬之間並不呈線性關係，但卻引用錯誤的模型（wrong functional form），亦即不是線性關係卻用線性迴歸來估計模型，故造成估計係數產生偏誤與不正確的結果。如同前述，Ferson and Foerster（1994）等之過去文獻皆曾嘗試以條件 CAPM 來檢定資產報酬與風險因子之間的關係，然 Ghysels（1998）亦指出，條件 CAPM 的定價誤差比固定 β 模型（傳統非條件 CAPM）的定價誤差還大。因此，本文接著以門檻 CAPM 來捕捉資產的動態系統風險，並觀察門檻 CAPM 所估計出各類股的 β 是否有較高比例大於 1 之現象。

4.2 ADF 單根檢定

檢定門檻 CAPM 之前，必須先確認門檻變數的恆定特性。Nelson and Plosser（1982）指出，總體經濟變數普遍存在單根的現象，因此，時間序列的恆定與否成為實證研究必要之預先確認步驟。為配合門檻 CAPM 的檢定，門檻變數本身必須是恆定的序列，否則會造成偏誤的估計結果。在採用 12 期為最大落遲期數、以 AIC 值最小作為選定最適落遲期數的準則下，表 2 之 ADF 單根檢定結果指出，

所有的門檻變數在顯著水準為 5% 的檢測下都呈現拒絕單根存在之虛無假設。此顯示所有門檻變數都是恆定序列，故可直接進行本文中之各項相關實證檢測。

表 2 ADF 單根檢定

門 檻 變 數	落遲期數	檢 定 量
無風險利率 (%)	8	-3.678**
證交所成交值 (百萬元)	0	-5.597**
失業率 (%)	12	-3.515**
生產者物價指數成長率 (%)	10	-4.205**
石油價格變動率 (%)	0	-10.634**
匯率變動率 (%)	0	-8.968**
工業生產指數成長率 (%)	12	-3.592**
預期通貨膨脹率 (%)	0	-13.049**

資料來源：本研究整理。

註：單根檢定之虛無假說為存在單根，最大落遲期數為 12，並以 AIC 值最小來決定最適落遲期數，** 表 5% 的顯著水準。

4.3 異質性 LM 非線性檢定

經由第二小節之 ADF 單根檢定結果確認所有的門檻變數都是恆定的時間序列後，在進行門檻 CAPM 模型估計之前，有必要針對模型先進行非線性檢定。本文以 Hansen (1996) 的異質一致性 LM 檢定來檢測各產業的系統風險是否如預期般地具有非線性的門檻效果，以下將繼續針對無風險利率、生產者物價指數成長率、失業率、證券交易所股票成交值、石油價格變動率、匯率變動率、工業生產指數成長率與預期通貨膨脹變動率等八個門檻變數進行非線性檢定，檢定之虛無假說為沒有門檻效果，而對立假說為有一個門檻效果。

表 3 異質性 LM 非線性檢定之 LM 統計量

	無風險 利率	生產者物 價指數成 長率	失業率	證券交易 所股票成 交值	石油價格 變動率	匯率變 動率	工業生產 指數成長 率	預期通 貨膨脹 率
水泥	14.224	10.512	6.434	3.384	11.413	4.909	3.073	6.958
[3]	(0.000)	(0.021)	(0.226)	(0.801)	(0.013)	(0.498)	(0.825)	(0.175)
食品	8.532	7.626	9.248	2.786	6.020	4.206	5.148	3.458
[3]	(0.057)	(0.098)	(0.030)	(0.852)	(0.260)	(0.533)	(0.409)	(0.681)
塑膠	4.590	6.592	4.320	5.705	7.711	8.339	7.627	7.481
[3]	(0.507)	(0.185)	(0.497)	(0.298)	(0.098)	(0.065)	(0.098)	(0.112)
紡織纖維	8.987	14.890	3.971	2.420	8.926	5.640	3.873	3.242
[3]	(0.058)	(0.000)	(0.597)	(0.925)	(0.061)	(0.353)	(0.685)	(0.759)
電機	4.761	5.702	3.190	3.334	5.181	7.695	4.346	2.897
[1]	(0.462)	(0.308)	(0.805)	(0.775)	(0.421)	(0.097)	(0.581)	(0.862)
電器電纜	9.197	11.239	3.860	7.671	7.906	3.307	4.297	4.268
[3]	(0.035)	(0.009)	(0.648)	(0.150)	(0.098)	(0.807)	(0.583)	(0.554)
化工	4.124	6.835	5.965	2.853	9.118	6.494	2.788	5.504
[1]	(0.627)	(0.175)	(0.303)	(0.854)	(0.045)	(0.225)	(0.910)	(0.363)
玻璃陶瓷	17.001	4.742	11.354	12.351	3.236	8.566	3.234	3.833
[4]	(0.000)	(0.517)	(0.013)	(0.006)	(0.813)	(0.064)	(0.828)	(0.651)
造紙	5.987	9.204	4.145	4.747	11.080	6.334	3.490	2.288
[2]	(0.249)	(0.048)	(0.573)	(0.502)	(0.015)	(0.236)	(0.777)	(0.913)
鋼鐵	6.056	10.835	7.502	5.848	6.617	2.685	9.950	4.566
[2]	(0.252)	(0.021)	(0.129)	(0.323)	(0.190)	(0.883)	(0.034)	(0.486)
橡膠	4.252	5.597	5.328	2.272	3.639	8.912	4.167	4.309
[1]	(0.557)	(0.332)	(0.366)	(0.946)	(0.822)	(0.053)	(0.611)	(0.571)
汽車	2.624	7.689	6.425	5.190	6.145	3.072	5.204	4.044
[1]	(0.892)	(0.097)	(0.235)	(0.443)	(0.281)	(0.790)	(0.399)	(0.648)
電子	9.404	3.338	10.358	10.146	9.332	4.192	5.919	2.729
[4]	(0.032)	(0.751)	(0.020)	(0.026)	(0.041)	(0.595)	(0.242)	(0.852)
營造建材	12.259	7.110	6.812	5.901	6.767	7.258	3.243	2.484
[1]	(0.005)	(0.142)	(0.198)	(0.304)	(0.182)	(0.159)	(0.815)	(0.905)
運輸	7.969	5.882	8.379	5.646	4.069	8.630	3.657	2.339
[3]	(0.075)	(0.323)	(0.064)	(0.311)	(0.692)	(0.051)	(0.724)	(0.920)
觀光	9.404	6.985	8.131	3.219	9.195	3.743	3.062	8.662
[4]	(0.028)	(0.126)	(0.084)	(0.774)	(0.057)	(0.650)	(0.843)	(0.052)
金融保險	7.406	3.560	2.318	11.903	4.832	6.871	3.755	6.931
[2]	(0.099)	(0.707)	(0.930)	(0.004)	(0.489)	(0.176)	(0.659)	(0.144)
百貨貿易	5.182	8.524	6.508	8.703	3.987	5.415	6.247	2.553
[2]	(0.410)	(0.059)	(0.218)	(0.058)	(0.612)	(0.360)	(0.196)	(0.897)
其他	5.516	12.291	3.542	7.753	6.215	5.131	5.389	4.713
[2]	(0.343)	(0.006)	(0.741)	(0.098)	(0.262)	(0.438)	(0.366)	(0.473)
影響產業	10	9	5	4	8	5	2	1

資料來源：本研究整理。

註：LM 檢定之虛無假設為沒有門檻效果，粗體字表示拒絕沒有門檻效果之虛無假設。第 1 欄 [] 內數字表示某產業拒絕沒有門檻效果的次數。() 內數字為利用拔靴法 (bootstrapping) 方式進行 1,000 次所得之機率值。

表 3 第一列顯示所要檢定之門檻變數，第一欄則顯示包括水泥類股、食品類股等共 19 個不同類別的產業名稱。實證結果顯示，當以無風險利率為門檻變數時，水泥等十種類股存在非線性的門檻效果，亦即有 10/19 的產業其超額報酬與市場超額報酬呈現非線性的效果，此和 Akdeniz et al. (2003) 的 NYSE 所有 12 種產業類股皆呈非線性效果之發現略顯不同。實際上，無風險利率隱含各產業之借貸成本，故多數產業之系統風險值因無風險利率而呈現非線性效果是合理的。當以生產者物價指數成長率為門檻變數時，水泥等九種類股存在非線性的門檻效果。生產者物價指數衡量生產者在生產過程中，所需採購品的物價狀況，故接近一半的產業其系統風險值受到影響而呈現非線性效果著時不令人意外。而當以石油價格變動率為門檻變數時，共有水泥等八個產業呈非線性的門檻效果，CAPM 不穩定的觀點。台灣是一個高度依賴石油進口的國家，部分產業如塑膠產業或是紡織纖維產業對於石油的依賴程度更是不可言諭。簡言之，上述三個門檻變數影響了大約所有的產業，使其系統風險值呈現動態的現象。

而當以失業率為門檻變數時，食品等五種類股存在非線性的門檻效果，顯示 Maffezzoli (2001) 發現失業率會造成系統風險不穩定是有依據的。當以證券交易所股票成交值為門檻變數時，則有玻璃陶瓷等四種類股存在非線性的門檻效果，此結果亦呼應 Bartholdy and Riding (1994) 與 Klock and Mansi (1995) 等人所發現股票成交值會造成系統風險不穩定之現象。匯率變動率則對於塑膠等五個產業的系統風險值呈現非線性的現象，然對於其他各產業的非線性效果則不明顯。上述三個門檻變數對於各產業系統風險值的非線性效果並不非常明顯，可能的解釋原因為台灣的失業率以及匯率波動長久以來都呈現穩定的狀態。最後，工業生產指數成長率與預期通貨膨脹率分別只對兩種類股（塑膠與鋼鐵類股）與一種產業（觀光類股）存在非線性的門檻效果，隱含上述兩種總體變數僅能捕捉少數產業系統風險值的動態行為，但卻不足以用於捕捉整體產業。

值得特別注意的是，由表 3 亦可觀察到，所有的產業或多或少都會受到一個以上的經濟變數的影響而使得各產業的超額報酬與市場超額報酬不再呈線性關係。各類股中受到最少經濟變數影響的是電機、化工、橡膠、汽車與營造建材類股，依序受到匯率變動率、石油價格變動率、匯率變動率、生產者物價指數成長率與無風險利率的影響使得超額報酬與市場超額報酬呈非線性關係；相對地，有多達四個經濟變數會使玻璃陶瓷、電子與觀光類股產生非線性門檻效果。而事實上玻璃陶瓷屬於勞力密集產業，而電子產業則屬景氣循環類股，其榮枯與景氣循環高度相關，故其對於大環境的變遷敏感度也較其他產業為高。此外，不同之產業所適用之門檻變數的種類和數目都不盡相同之發現也與 Akdeniz et al. (2003) 研究美國股市的實證結果相似。這說明了各種總體經濟變數對不同產業的影響程度存在著相當之差異；亦即，某些產業對一些總體經濟變數較敏感，其他產業則對另一些總體經濟變數較敏感。

4.4 門檻 CAPM 估計

在經由第三小節的異質性 LM 非線性檢定來確認六個門檻變數對於 19 種產業所呈現的非線性門檻效果之後，接下來本文進一步估計不同門檻變數下各產業的門檻 CAPM。本文以 Hansen (2000) 的門檻迴歸模型來估計門檻 CAPM，實證結果陳列於表 4，但其中已經上述 LM 檢定證實對門檻變數不存在非線性效果的產業，則排除不予估計。值得一提的是，若要解釋為何各個產業的動態系統風險會隨著某些經濟變數而改變，我們必須要深入了解與分析每個企業及產業之營運模式、資本結構與產業特性等等。但由於這並非本文的重點，故本文僅提出以下概略的解釋。

表 4 顯示，當以無風險利率為門檻變數，而無風險利率低於門檻值時，水泥等九種類股有較高之系統風險；反之，高於門檻值時，這九種類股有較低之系統風險。例如無風險利率低於 0.629% 時，電器電纜類股的系統風險為 1.186，高於 0.629% 時則為 0.708。一

一般而言，各國政府常以降低利率的方式來刺激景氣，因此，較低利率隱含著當時的景氣低迷不振，進而推升系統風險。有趣的是，電子類股之情形則完全相反，亦即當無風險利率高（低）於其門檻值時，該產業的系統風險較高（低）。此現象顯示無風險利率對傳統產業（水泥等九種類股）以及電子產業之系統風險，可能存在不同方向之影響。實際上，無風險利率影響廠商的借貸成本以及資本結構，進而影響廠商的營運策略。一般而言，電子產業的負債比率較傳統產業來得高，故當無風險利率高時，電子業的資金成本也相對較大，進而提升系統風險。因此，其受無風險利率之影響方向不同於傳統產業並不令人意外。本文的結果與 Akdeniz et al. (2003) 研究美國股市的結果相似，其所檢測之 12 種產業中，無風險利率對高達 10 種產業有相同方向之影響，只有消費耐久財（consumer durables）和運輸兩種產業例外。

表 4 門檻 CAPM 模型估計

產 業	門檻變數 門檻值 (%)	無風險利率		生產者物價指數成長率		
		β_1	β_2	門檻值 (%)	β_1	β_2
水泥	0.383	1.393*** (0.193)	0.655*** (0.084)	-0.44	0.516*** (0.089)	1.062*** (0.125)
食品	0.383	1.062*** (0.108)	0.667*** (0.093)	0.61	0.712*** (0.092)	1.204*** (0.090)
紡織纖維	0.383	1.334*** (0.121)	0.843*** (0.070)	-0.36	0.640*** (0.075)	1.206*** (0.093)
電器電纜	0.629	1.186*** (0.091)	0.708*** (0.086)	-0.43	0.828*** (0.090)	1.236*** (0.100)
玻璃陶瓷	0.546	0.887*** (0.105)	0.321*** (0.086)			
造紙				0.22	0.854*** (0.086)	1.376*** (0.151)
鋼鐵				-0.24	0.351*** (0.090)	0.909*** (0.119)
汽車				0.34	0.467*** (0.092)	1.015*** (0.150)
電子	0.688	1.084*** (0.050)	2.005*** (0.125)			

表 4 門檻 CAPM 模型估計 (續前頁)

門檻變數 產業	失業率			證券交易所股票成交值 (百萬元)		
	門檻值 (%)	β_1	β_2	門檻值 (%)	β_1	β_2
營造建材	0.383	1.590*** (0.189)	0.887*** (0.085)			
運輸	0.546	1.025*** (0.134)	0.487*** (0.105)			
觀光	0.379	1.206*** (0.182)	0.531*** (0.091)			
金融保險	0.688	0.942*** (0.077)	0.497*** (0.154)			
百貨貿易				-0.39	0.491*** (0.087)	0.885*** (0.096)
其他				-0.43	0.585*** (0.066)	0.961*** (0.066)
食品	2.800	1.093*** (0.111)	0.630*** (0.088)			
玻璃陶瓷	3.730	0.441*** (0.096)	0.841*** (0.105)	1,771,062	0.954*** (0.113)	0.384*** (0.092)
電子	2.970	1.317*** (0.153)	1.120*** (0.045)	3,354,960	1.131*** (0.058)	1.455*** (0.240)
運輸	4.360	0.625*** (0.094)	1.015*** (0.204)			
觀光	2.510	1.350*** (0.179)	0.586*** (0.091)			
金融保險				2,354,259	1.009*** (0.092)	0.720*** (0.121)
百貨貿易				2,299,236	0.560*** (0.074)	0.981*** (0.095)
其他				2,192,207	0.788*** (0.072)	0.761*** (0.080)
水泥	-3.14	1.151*** (0.137)	0.564*** (0.103)			
塑膠	-5.54	1.053*** (0.106)	0.874*** (0.090)	0.90	0.777*** (0.072)	1.514*** (0.185)

表 4 門檻 CAPM 模型估計 (續前頁)

門檻變數 產業	門檻值 (%)	失業率		證券交易所股票成交值 (百萬元)		
		β_1	β_2	門檻值 (%)	β_1	β_2
紡織纖維	-9.07	1.573*** (0.129)	0.869*** (0.067)			
電機				-0.92	0.725*** (0.162)	0.733*** (0.054)
電器電纜	-7.10	1.441*** (0.163)	0.977*** (0.073)			
化工	-5.50	1.045*** (0.111)	0.756*** (0.079)			
玻璃陶瓷				0.43	0.442*** (0.097)	0.816*** (0.106)
造紙	-9.12	1.913*** (0.249)	0.883*** (0.073)			
橡膠				-0.99	0.540*** (0.168)	0.902*** (0.082)
電子	4.21	1.137*** (0.067)	1.456*** (0.146)			
運輸				0.93	0.726*** (0.115)	1.046*** (0.172)
觀光	-8.26	1.459*** (0.180)	0.551*** (0.087)			
塑膠	-2.530	0.810*** (0.083)	0.946*** (0.100)			
鋼鐵	-0.990	0.419*** (0.087)	0.925*** (0.102)			
觀光				0.03	0.578*** (0.105)	0.830*** (0.145)

資料來源：本研究整理。

註：Hansen (1996) 指出，當序列存在不確定干擾 (unidentified nuisance) 參數時，傳統統計檢定已無法適用，因此統計檢定需利用拔靴法的方式進行。() 內數字表利用拔靴法的方法模擬 1,000 次所產生之標準差。 β_1 表低於門檻值之系統風險，而 β_2 表高於門檻值之系統風險。*** 表 1% 之顯著水準。

接著觀察以生產者物價指數成長率為門檻變數之實證結果可知，當生產者物價指數成長率低（高）於門檻值時，水泥業等 9 種類股全部有較低（高）之系統風險值。生產者物價指數的變動有助於了解未來物價的變化，當生產者物價指數的變動下滑時，隱含著商品價格下跌，物價受到控制。一般來說，較高的通貨膨脹率將使得證券收益下降，對於股市及固定收益市場而言都不是好消息，因此，當生產者物價指數成長幅度較大時，使得各產業之系統風險較大。

而若以失業率為門檻變數，本文發現其對不同產業之系統風險的影響方向不一。當失業率低（高）於門檻值時，食品、電子與觀光類股有較高（低）之系統風險值，而玻璃陶瓷與運輸類股則與前述結果呈現相反的方向。可能的解釋原因為造成不同程度的失業率其背後影響層面都不相同，故對不同產業的衝擊也不同。另一個可能的原因為失業率並不足以捕捉台灣各產業之動態系統風險值。實際上，從 1995 年到 2008 年的 14 年間，平均失業率為 3.640%，標準差為 1.023%，顯示台灣的失業率長期處於相當平穩的狀態。相較於其他總體經濟變數，股市成交除了反映市場流動性外，其只能部份反映了投資人對未來景氣之預期，⁵ 如果再加上較高本益比，才能視為是股市熱絡之現象。當單純以股市成交值為門檻變數時，其對不同產業之系統風險的影響方向不一。當股市成交值低（高）於門檻值時，玻璃陶瓷、金融保險與其他類股有較高（低）之系統風險值，而電子與百貨貿易類股則相反。

石油價格變動率較低時，隱含企業的商品成本及運輸成本較小，因此各產業之系統風險也較低。表 4 顯示除電子業之外，水泥業等其他七種類股皆顯示實質石油價格倒數變動率小（實質石油價

⁵ 一般而言，股市多頭時期有較高之成交值，空頭時期之成交值則較低；報酬率和成交值呈正相關。Baker and Stein (2004) 則指出，市場流動性可作為投資人對未來股市前景看法之情緒指標 (sentiment indicator)。

格變動率大)時,系統風險也較高。⁶由於電子產業對於石油的依賴及敏感度不若傳統產業,因此可以發現其在兩種狀態下的系統風險值差異並不大(皆屬高風險)。而當門檻變數為匯率變動率時,塑膠、電機、玻璃陶瓷、橡膠與運輸等五種產業易類股在匯率變動率低於門檻值時有較低之系統風險,高於門檻值時則有較高之系統風險。由於這些產業高度依賴進口原物料並且性質偏向內銷型之產業,當美元對台幣的變動幅度較高時,可能因為對匯率避險不周全而使其系統風險升高。

類似於生產者物價指數,工業生產指數往往也是景氣循環的指標之一,當指數下滑時,顯示景氣不樂觀,進而推升系統風險。本文的估計結果顯示,工業生產指數成長率低(高)於門檻值時,塑膠與鋼鐵類股有較低(高)之系統風險值。工業生產指數成長率此系統風險值之變動方向同於以生產者物價指數成長率為門檻變數的結果,然相較於生產者物價指數捕捉九種產業之動態系統風險值,其捕捉能力(兩種產業)明顯不如生產者物價指數成長率,顯示生產者物價指數足於取代工業生產指數用於捕捉台灣產業系統風險值之動態行為。最後,若以預期通貨膨脹率為門檻變數時,只有觀光產業受到衝擊。由於觀光產業只包含少數公司(六家上市公司,總體上市公司在2007年則有698家),且該通貨膨脹率是可預期之變動,故多數產業之系統風險值不受影響並不令人意外。結果顯示,當預期通貨膨脹率低(高)於0.03%時,其系統風險值為0.578(0.830)。由於預期通膨率只對單一產業存在非線性效果,故其結果僅供參考。

值得一提的是,電子產業雖然也隨著不同的經濟變數而呈現動態系統風險值,但其系統風險值皆處於高度風險狀態(β_1 與 β_2 皆

⁶ 石油價格成長率的定義是參考 Chen et al. (1986), 其以工業生產指數平減石油價格並取其變動率, 即 $DOil_t = \ln(PPI_t / Oil_t) - \ln(PPI_{t-1} / Oil_{t-1})$, 隱含該變數衡量實質石油價格倒數的變動率。因此, 該變數增加(減少), 實質石油價格變動率下降(上升)。

大於 1)，顯示電子產業即使位於較低風險狀態，其風險仍然高於市場投資組合。此外，觀察表 4 中各門檻變數下之 β_1 與 β_2 值可發現，大多數產業在至少一種總體經濟變數（或門檻變數）下，其 β_1 （或 β_2 ）大於 1。也就是說，在某總體經濟變數超過其臨界值時，某產業可由低風險（ $\beta < 1$ ）轉為高風險（ $\beta > 1$ ）。這個實證結果顯然較符合股市實際狀況，因為即使同屬股市多頭（或空頭）時期，某些產業在某些時期也可能會有較市場投資組合為佳之股票績效，而其他時期則有較差股票績效的現象。換言之，對整體股市而言，某些產業在某些時期是屬於相對高風險之產業，而其他時期則風險相對較低。相較於以傳統 CAPM 或是條件 CAPM（卡爾曼濾嘴與 M-GARCH 模型）所估計之系統風險值，大部分產業之系統風險值皆小於 1 之較不合理現象，非線性的門檻 CAPM 似乎較能捕捉真實經濟特性。最後值得特別強調的是，無論以何種經濟變數為門檻變數，所有類股之門檻 CAPM 檢測結果皆支持截距項為零的虛無假設（結果在此省略），亦即市場風險之單一因子即可充分解釋時間序列股票報酬，故實證結果強烈支持門檻 CAPM 成立於臺灣股市。

4.5 模型預測

一個模型的優劣在於它的預測能力，為檢定門檻 CAPM 的預測能力，本文使用 RMSE 作為估計績效評量之指標。而與門檻 CAPM 比較的對象則是分別以 OLS 估計之傳統 CAPM 以及包含卡爾曼濾嘴與 M-GARCH 模型所估計之條件（或時變）CAPM，以決定何者為最佳模型，預測能力之檢定結果則詳列於表 5。為區別各種 CAPM 中何者之預測能力最佳，若某模式對某產業之檢定結果有最低之 RMSE，本文在其 RMSE 值右側標記「+」號。而當使用某門檻變數之門檻 CAPM 或是條件 CAPM 的 RMSE 低於傳統 CAPM 時，本文在其 RMSE 值右側標記「*」號。例如，表 5 之實證結果顯示，以無風險利率當作門檻變數進行門檻 CAPM 之預測

表 5 模型預測之 RMSE 估計值

模型選擇	線性	條件	門檻 CAPM									模型比較
產業	傳統 CAPM	卡爾曼 濾嘴	雙變量 GARCH	無風險 利率	生產者物價 指數成長率	失業率	證券交易所 股票成交值	石油價格 變動率	匯率變 動率	工業生產指 數成長率	預期通膨 變動率	最佳預測 能力
水泥	11.310	11.298*	11.208*	11.289*	12.341			11.151*+				門檻 CAPM
食品	8.329+	8.330	8.372	8.690	8.743	8.415						傳統 CAPM
塑膠	6.640	6.656	6.637*					6.570*	8.849	6.407*+		門檻 CAPM
紡織纖維	6.858	6.840*+	6.943	7.871	7.664			6.963				卡爾曼濾嘴
電機	4.367	4.324*+	4.383						4.402			卡爾曼濾嘴
電器電纜	4.399+	4.560	4.413	4.436	5.350			4.417				傳統 CAPM
化工	6.168	6.068*	6.164*					5.968*+				門檻 CAPM
玻璃陶瓷	10.012	10.156	9.754*	9.348*+		9.418*	11.442		10.479			門檻 CAPM
造紙	5.644	5.696	5.637*+		6.385			6.300				M-GARCH
鋼鐵	6.143	5.937*+	5.974*		7.861					7.490		卡爾曼濾嘴
橡膠	7.113	7.126	7.059*+						7.417			M-GARCH
汽車	6.880	6.369*+	6.549*		7.764							卡爾曼濾嘴
電子	2.553	2.549*	2.422*	2.287*+		2.329*	2.432*	3.181				門檻 CAPM
營造建材	9.922	10.107	9.758*	9.695*+								門檻 CAPM
運輸	6.714	7.068	6.474*	6.110*+		7.786			6.506*			門檻 CAPM
觀光	10.421	10.139*	10.257*	10.029*+		10.661		11.071			10.105*	門檻 CAPM
金融保險	5.778	5.752*	5.750*	5.748*				5.485*+				門檻 CAPM
百貨貿易	5.876	5.815*	5.799*+		6.738			6.428				M-GARCH
其他	3.588	3.606	3.589		4.208			3.569*+				門檻 CAPM

資料來源：本研究整理。

註：* 表 RMSE 值小於傳統 CAPM，預測能力相對較優；+ 表對某類股而言，某資產定價模式之 RMSE 值最小，為預測能力最佳之模型。

時，電子類股的 RMSE (2.287) 低於以傳統 OLS (2.553) 估計之 RMSE，故其 RMSE 值右側標記有「*」號。此外，其 RMSE 同時也低於以條件 CAPM 或是其他門檻變數估計之門檻 CAPM 的 RMSE 值（即以失業率為門檻變數之門檻 CAPM 的 RMSE 為 2.329），故右側尚標記有「+」號。

由表 5 可知，以 OLS 估計之傳統 CAPM 在所有模型中只對食品與電器電纜類股具有最佳預測能力；以卡爾曼濾嘴所估計之條件 CAPM 則對紡織纖維、電機、鋼鐵和汽車類股具最佳之預測能力；以雙變量 GARCH 模型所估計之條件 CAPM 則對造紙、橡膠以及百貨貿易類股有最佳之預測能力。扣除這九種產業，門檻 CAPM 則對包含水泥等十種類股有最佳之預測能力。故整體而言，表 5 之實證結果強烈支持門檻 CAPM 具有最佳之預測能力、條件（或時變）CAPM 次之，而以 OLS 估計之傳統線性 CAPM 最差。本文和 Akdeniz et al. (2003) 對美國股市之發現類似，其證實發現門檻 CAPM 除了優於傳統 CAPM 外，也優於條件 CAPM，顯示該結論同樣成立於身為新興市場之台灣股市。

5. 結論

本文的主要目的在於探討台灣股市是否存在如門檻 CAPM 所隱含的非線性動態系統風險，以及是何特定經濟變數之改變造成系統風險呈非線性變動。實證結果顯示，我國股市的確存在非線性之門檻效果，且每一產業都會受到一個以上的經濟變數影響而使得其超額報酬與市場超額報酬不再呈線性關係。此外，本文發現影響各產業之經濟變數不盡相同，而其中之無風險利率、生產者物價指數成長率與石油價格變動率是造成系統風險值呈非線性變動的最重要經濟變數。相較於以傳統或是條件 CAPM 所估計之系統風險值，大部分產業之系統風險值皆小於 1 之較不合理現象，非線性的門檻 CAPM 似乎較能捕捉真實經濟特性。最後，本文也證實了門檻 CAPM 有最

佳之預測能力，條件（或時變）CAPM 次之，而傳統線性 CAPM 的預測能力最差，因此支持非線性動態系統風險模型為解釋我國股票報酬之較佳資產定價模型。值得注意的是，此也隱含以線性資產定價模型來檢測 CAPM 是否成立於台灣股市之研究皆存在實證偏誤，並可能是導致過去相關文獻無法獲得一致性結論的原因之一。

參考文獻

- 周賓凰、劉怡芬 (2000), 「台灣股市橫斷面報酬解釋因子：特徵、單因子、或多因子」, 證券市場發展季刊, 12: 1, 1-32。
- 黃柏農 (1998), 「臺灣的股價與總體變數之間的關係」, 證券市場發展季刊, 10: 4, 89-109。
- 楊踐為、陳玲慧 (1998), 「台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, 21: 3, 57-72。
- 劉亞秋、黃理哲、劉維琪 (1996), 「國內股市系統風險之探討」, 證券市場發展季刊, 8: 1, 45-66。
- Akdeniz, L., A. A. Salih and M. Caner (2003), "Time-Varying Betas Help in Asset Pricing: The Threshold CAPM," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 6, 1-16.
- Baker, M. and J. Stein (2004), "Market Liquidity as a Sentiment Indicator," *Journal of Financial Markets*, 7, 271-299.
- Bartholdy, J. and A. Riding (1994), "Thin Trading and the Estimation of Betas: The Efficacy of Alternative Techniques," *Journal of Financial Research*, 17, 241-254.
- Black, F. (1993), "Beta and Return: Announcements of the 'Death' of Beta Seem Premature," *Journal of Portfolio Management*, 20, 8-18.
- Black, F., 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.
- Blume, M. (1971), "On the Assessment of Risk," *Journal of Finance*, 26, 1-10.
- Bollerslev, T. (1990), "Modeling the Coherence in Short Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalised ARCH Model," *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.

- Bos, T. and P. Newbold (1984), "An Empirical Investigation of the Possibility of Stochastic Systematic Risk in the Market Model," *Journal of Business*, 57, 35-41.
- Chang, Y. (2002), "The Pricing of Foreign Exchange Risk around the Asian Financial Crisis: Evidence from Taiwan's Stock Market," *Journal of Multinational Financial Management*, 12, 223-238.
- Chen, N. F. (1991), "Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy," *Journal of Finance*, 46, 529-554.
- Chen, N. F., R. Roll and S. A. Ross (1986), "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 59, 383-403.
- Chen, S. N. (1981), "Beta Nonstationarity, Portfolio Residual Risk and Diversification," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16, 95-111.
- Chui, A. C. W. and K. C. J. Wei (1998), "Book-to Market, Firm Size, and the Turn-of the Year Effect: Evidence from Pacific-Basin Emerging Markets," *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, 275-293.
- Clare, A., R. O'Brien, S. H. Thomas and M. Wickens (1998), "Macroeconomic Shocks and the CAPM: Evidence from the UK Stock Market," *International Journal of Finance and Economics*, 3, 111-126.
- Clare, A. and S. H. Thomas (1994), "Macroeconomic Factors, the APT and the UK Stock Market," *Journal of Business Finance and Accounting*, 21, 309-330.
- Dimson, E. (1979), "Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading," *Journal of Financial Economics*, 7, 197-226.
- Dybvig, P. H. and S. A. Ross (1985), "Differential Information and Performance Measurement Using a Security Market Line," *Journal of Finance*, 40, 383-400.
- Fabozzi, J. and C. Francis (1978), "Beta as a Random Coefficient,"

- Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13, 101-116.
- Fama, E. F. and K. R. French (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, 47, 427-465.
- Fama, E. F. and K. R. French (2004), "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence," *Journal of Economic Perspectives*, 18, 25-46.
- Ferson, W. E. and S. R. Foerster (1994), "Finite Sample Properties of the Generalized Method of Moments in Tests of Conditional Asset Pricing Models," *Journal of Financial Economics*, 36, 29-55.
- Ferson, W. E. and C. R. Harvey (1991), "The Variation of Economic Risk Premium," *Journal of Political Economy*, 99, 385-415.
- Ferson, W. E. and C. R. Harvey (1993), "The Risk and Predictability of International Equity Returns," *Review of Financial Studies*, 6, 527-566.
- Ferson, W. E. and C. R. Harvey (1999), "Conditioning Variables and the Cross Section of Stock Returns," *Journal of Finance*, 54, 1325-1360.
- Ferson, W. E. and R. A. Korajczyk (1995), "Do Arbitrage Pricing Models Explain the Predictability of Stock Returns?" *Journal of Business*, 68, 309-349.
- Fletcher, J. and J. Kihanda (2005), "An Example of Alternative CAPM-Based Models in U.K. Stock Returns," *Journal of Banking and Finance*, 29, 2995-3014.
- Fowler, D., C. H. Rorke and V. Jog (1980), "A Bias-Correcting Procedure for Beta Estimation in the Presence of Thin Trading," *Journal of Financial Research*, 12, 23-32.
- Ghysels, E. (1998), "On Stable Factor Structures in the Pricing of Risk: Do Time Varying Betas Help or Hurt?" *Journal of Finance*, 53, 549-573.

- Hamilton, J. D. (1994), "State Space Models," in R. Engle and D. McFadden, eds., *Handbook of Econometrics*, 4, New York: North-Holland.
- Hansen, B. E. (1996), "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis," *Econometrica*, 64, 413-430.
- Hansen, B. E. (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation," *Econometrica*, 68, 575-605.
- Hansen, L. P. and S. F. Richard (1987), "The Role of Conditioning Information in Deducing Testable Restrictions Implied by Dynamic Asset Pricing Models," *Econometrica*, 55, 587-613.
- Huang, R. H. C. (2000), "Tests of Regime-Switching CAPM," *Applied Financial Economics*, 10, 573-578.
- Huang, R. H. C. (2001), "Tests of CAPM with Nonstationary Beta," *International Journal of Finance and Economics*, 6, 255-268.
- Huang, R. H. C. (2003), "Tests of Regime-Switching CAPM under Price Limits," *International Review of Economics and Finance*, 12, 305-326.
- Jagannathan, R. and Z. Wang (1996), "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Finance*, 51, 3-53.
- Kalman, R. E. (1960), "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems," *Journal of Basic Engineering*, 82, 35-45.
- Klock, M. and S. Mansi (1995), "Evidence of Intertemporal Systematic Risks in Daily Stock Prices Revisited," *Quarterly Journal of Business and Economics*, 34, 65-70.
- Levy, R. A. (1971), "On the Short-Term Stationarity of Beta Coefficients," *Financial Analysts Journal*, 27, 55-62.
- Lintner, J. (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.

- Maffezzoli, M. (2001), "Non-Walrasian Labor Markets and Real Business Cycles," *Review of Economic Dynamics*, 4, 860-892.
- Nelson, C. and C. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, 130-162.
- Scholes, M. and J. Williams (1977), "Estimating Betas from Nonsynchronous Data," *Journal of Financial Economics*, 5, 309-327.
- Schwert, G. W. and P. J. Seguin (1990), "Heteroscedasticity in Stock Returns," *Journal of Finance*, 45, 1129-1155.
- Sharpe, W. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- Woodward, G. and H. Anderson (2009), "Does Beta React to Market Conditions? Estimates of Bull and Bear Betas Using a Nonlinear Model with Endogenous Threshold Parameter," *The Journal of Empirical Finance Provisionally*, forthcoming.

An Investigation on the Dynamic Systematic Risk of Taiwan Stock Market

Bwo-Nung Huang

Department of Economics, National Chung Cheng University

Su-Yin Cheng

Department of Banking and Finance, Kainan University

Han Hou

Department of Finance, Yuanpei University

Chu-San Edward Wang

Department of Business Administration, National Taipei University

Abstract

The purpose of this study is to test whether, as implied by the threshold CAPM, nonlinear dynamic beta exists in Taiwan and which economic variables lead to beta changes. The evidence confirms this implication and shows that risk free interest rate, producer price index growth rate, and oil growth rate are the three most important determinants for beta shifts. Finally, compare to linear and conditional CAPM (Kalman Filter and Multivariate-GARCH), we find that the threshold CAPM can sufficiently explain time-series variation of stock returns and has better predicting power. Therefore, the nonlinear dynamic beta model is the more powerful asset pricing model for the Taiwan stock market.

Keywords: Capital Asset Pricing Model, Systematic Risk, Threshold Model, Conditional CAPM

JEL: C22, C53, G12