

金融風險管理季刊
民94，第一卷，第四期，43-68

國際資本資產訂價模型貝它係數的估計與檢定： 亞洲四國的實証研究*

An Investigation on the ICAPM with Switching Betas: Evidence from
Four Pacific Rim Economies

陳仕偉**

Shyh-Wei Chen

東海大學經濟學系副教授

Tunghai University,

Department of Economics

黃乃娟

Nai-Chuan Huang

東海大學經濟學系碩士

Tunghai University,

Department of Economics

摘要

隨著金融市場環境的快速變遷，使得投資大眾承受著較以往更為複雜的風險型態，因此，面對新的投資紀元，實行量化的投資決策與管理更顯得重要，投資者的本質在於自風險承受中獲取報酬，所以如何在風險與報酬中做取捨，有賴風險衡量與管理之精確性，在衡量風險的工具中，代表系統風險的 β 值在實務上有一定的參考價值，並且在財務決策上扮演著重要的角色，然而，傳統上以市場模式所估計出的 β 值為固定之假設，受到許多實證研究的批評及推翻。本文以台灣、香港、韓國及馬來西亞等四個亞洲國家的股票市場為研究對象，利用摩根史坦利公司所編製的世界指數建構國際資本資產訂價模型，探討各國的股價報酬對世界股價報酬的敏感程度，本文在捕捉各國股市波動的作法上，採用馬可夫轉換模型劃分各時點股市的相異高、低波動狀態。研究結果顯示，我們所建構的雙重狀態系統風險與變異數非固定的ICAPM模型，系統風險在高、低波動狀態下不同並且具有統計顯著性，顯示其系統風險並非單一，與傳統的單一系統風險相異，因此 β 係數並非固定不變，會隨著時間的改變而變動。

關鍵詞：國際資本資產訂價、狀態轉換、波動

JEL分類代號：C53, G15, G12

* 本文感謝三位匿名審稿者的細心審閱，並提供寶貴的建議，使本文內容更為充實，特此致謝。

** 作者通訊：陳仕偉，台中市台中港路3段181號，TEL：886-4-2359-0121#2922，E-mail：schen@thu.edu.tw或shyhwei.chen@gmail.com

Abstract

This paper investigates the relation between stock returns and the World Index for four Pacific Rim economies, i.e., that of Taiwan, Hong Kong, South Korea and Malaysia. When the constant ICAPM and the regime-switching ICAPM are considered, the evidence shows that the estimated beta coefficients from the constant ICAPM model underestimates systemic risk under the high-volatility regime but overestimates systemic risk under the low-volatility regime. In addition, the evidence is strong that the stock markets of Taiwan and Malaysia are less risky for traders, whereas that of South Korea is risk-neutral. The Hong Kong Hang Seng stock index, on the other hand, is highly risky for both speculators and investors. On the weight of the evidence, it is suggested that estimates of the ICAPM should account for the changes in betas over time and over different variance regimes.

Key Words: ICAPM, time-varying, beta coefficient, Markov Switching model

JEL Classification: C53, G15, G12

1. 前言

新投資管理時代—計量化投資策略的興起，代表著重視報酬、風險與成本的新世代投資理念，是未來機構法人財務管理的新趨勢。當股市飆漲時，投資股票成爲全民運動，在追求高報酬的同時，投資人總是不計風險地投入大量資金以期獲取最高報酬額，而在面臨全球經濟不景氣及政治因素的影響下，股市一路下滑，使得投資大眾在面對詭變莫測的金融市場時，也開始檢討與反省以往的投資策略，以期獲得因應之道。

所謂計量化投資策略，即在明確的投資目標之下，事先訂定風險承受度，佐以風險、報酬關係之衡量，實行計量化的投資決策與管理，以進行有效的資產配置。舉凡被動式管理（passive management）、交

易所買賣基金（exchange traded funds）、避險基金策略（hedge fund strategies）、衍生性商品與結構性商品（derivatives and structured product）等都是計量化投資管理的工具。

面對新的投資紀元，爲了實行計量化的投資決策與管理，如何去量化風險是很重要的一環，一般用來評估風險的工具具有：報酬的變異數或標準差、資本資產定價模式（capital asset pricing model, 簡稱CAPM）中的 β 係數等，資本資產定價模式因爲簡單易懂，使得其中衡量風險的 β 係數最廣爲使用，當 β 係數大於1，可推論該股票或投資組合爲高風險，當 β 係數小於1，則爲低風險。美國老牌的股票投資雜誌「價值線」（Value Line）除了刊載主要各股的財務資料外，也附帶提供 β 值，台灣某些專業投資刊物也會將台灣各股的 β 值刊

出以提供投資人參考，而某些證券投資信託公司更規定 β 值大於2的股票不能納入投資組合中，以避免投資風險過大。因此，代表系統風險的 β 係數與投資組合管理、資本預算與績效評估等財務決策息息相關，不論是在理論或實務上，都扮演著相當重要的角色，如何獲得有效率的系統風險值是個關鍵因素。

資本資產訂價模型的發展，使得金融市場的運作產生極大的改進，因為此模型提供投資者一個對資產預期報酬與風險的評估方法，而基金管理的績效也有了較客觀的衡量方式，但資本資產訂價模型是否能適切地解釋資產報酬與風險的關係，在目前仍存有極大的爭論，傳統的資本資產訂價模型有許多假設上的缺點，在許多學者的實証下，此模型並未獲得有利的支持，另外也有不少學者質疑只採用單一因子(即市場風險)來解釋個別證券預期報酬的可行性，例如 Fama and French (1992, 1993, 1996)、Black (1993)、Eun (1994)、Kothari, Shanken and Sloan (1995)，及 Jagannathan and Wang (1996) 等著作，所以美國學者 Steven Ross 在 1976 年提出套利訂價理論 (Arbitrage Pricing Theory，簡稱 APT)，試著以更細膩的角度來解釋個別資產的預期報酬，其認為不止只有一個因子會對預期報酬率造成衝擊，而是有多個因子共同對預期報酬率產生影響，但是 APT 的自變數有多個，每個係數皆是個小貝它係數，那該如何推論該股票的風險程度呢？是把這些小貝它係數全部加總還是單挑其中一些呢？雖然 CAPM 受到不少的批

評，但由於此模型吸引人之處在於邏輯簡潔有力，而且幾近於標準化，所以學術、實務界仍對它情有獨鍾並且廣泛的使用。

β 係數在證券投資的決策參考上深具意義，如何使其客觀又真實至為重要，然而，複雜的資本市場運作以一個過度簡化的資本資產定價模型來解釋必有其限制，而系統風險的估計，一般採用市場模式 (market model)，該模型假設 β 係數為固定值，不斷的遭受質疑與否定，近年來許多的實證結果均顯示 β 係數會隨著時間的改變而變動，Blume (1971) 發現 β 係數隨時間長短而有所不同，長期而言 β 係數並非固定值。Fabozzi and Francis (1978) 實證結果顯示， β 係數為隨機漫步， β 係數不會繞著其平均值變動，確實存在不穩定的現象。而 Scott and Brown (1980) 研究指出即使真實 β 值是不會隨時間的經過而改變，但是仍可觀察出變動的 β 估計值。此外， β 係數並非固定，也會因為其他因素如時間、報酬型態、估計期間的不同而變動，因此若假設 β 係數為固定不變的值，將對理論報酬的估計產生誤差，所以近期的國內外學者所發表的文獻都著墨於如何去修正CAPM，以及發展估計 β 係數的各種新模型以期能更準確地捕捉風險的趨勢。

資本資產訂價模型是建立在股市至少符合半強式效率市場假設，所以市場組合(例如美國道瓊工業指數、台灣加權股價指數)是最佳投資組合，故本文將模型的體系從單一市場擴大為從跨國性的國際金融市場中來決定資產定價的模型，稱之為「國

際資本資產定價模型」(international capital asset pricing model, ICAPM)，可視為資本資產定價模型的延伸。研究對象包括台灣、香港、韓國及馬來西亞等四個亞洲國家，我們把各個國家的股價報酬當作各股報酬，世界指數的報酬當作市場報酬，探討各國的股價報酬對世界股價報酬的敏感程度。而每當重大事件發生如：金融危機、全球性的經濟衰退，都使得股票市場發生大幅的波動，變異數擴大，在高波動期間通常對應著很高或是很低的報酬率，因此不同的波動期間所對應的報酬率與變異數應該不同，所以我們認為將經濟變數劃分成不同的波動期間，分別描述它們的波動狀態，才能比較接近真實的情況，進而提高模型的預測能力，因此本文在捕捉各國股市波動的作法上，採用馬可夫轉換模型，劃分各時點股市的相異高、低波動狀態。建構雙重狀態 β 係數ICAPM，在迴歸式中的殘差項變異數設定中，基於財務時間序列資料的特性，過去許多相關研究均指出，殘差項的變異數會隨時間經過而改變，允許條件變異數受到過去殘差項平方的影響，為掌握殘差項變異數非固定的特性，本文將殘差項變異數設定為ARCH模式，以SWARCH模型探討各模型對每個國家股市報酬的解釋能力。

Ramchand and Susmel (1998) 亦採用類似觀點，以Hamilton and Susmel (1994) 的SWARCH模型，探討當本國股市處於相異高、低波動狀態下， β 係數的非單一性。惟本文與Ramchand and Susmel (1998) 的不同之處在於考慮到各國經濟結構的不

同，景氣循環並非完全同步，經濟實質面與名目面衝擊的影響不盡相同等因素，我們認為各國在模型的設定上應為不同，因此，本文在干擾項的設定上考慮了三種模型，分別為干擾項具ARCH效果的模型3，干擾項具狀態轉換性質的模型4，與結合上述兩者的SWARCH模型5，並利用概似比檢定找出較適合的模型設定，各國在適當的模型設定下探討 β 係數的非單一性。

本文的架構共分為五節，第一節為前言；第二節為理論基礎與文獻的探討，先介紹 β 係數的意義及相關理論，其後則回顧 β 係數非固定的文獻，以及近期所發展的估計 β 係數之計量模型相關文獻；第三節則介紹本文所採用的實證模型以及研究方法，以馬可夫轉換模型劃分各國股市相異高、低波動狀態，建構雙重狀態 β 係數與變異數非固定之國際資本資產定價模式；第四節為實證結果，先以各國股價指數報酬的基本統計特性做分析，之後分別以概似比檢定篩選出各國較適合的模型設定，各國在適當的模型設定下對估計結果做探討。再比較所有模型間的系統風險，並且討論投資者在不同的風險狀態下所應採取的投資策略，最後，找出各國股市的波動狀態劃分，並與期間所發生的政經事件相互對應。第五節則為結論與建議。

2. 理論及文獻回顧

投資者如何去評價報酬與風險一直是投資學的重要課題，雖然一般相信風險越大的資產，投資者會要求較高的報酬以作

為補償，但其補償的程度有多高，至今經濟學者或財務學者仍無法完全理解。因此在財務學的領域中，風險與報酬的抵換關係，一直是顛撲不破的規則，亦即要達到預期的報酬，必接受相對實質的風險。

2.1 理論模型

Sharpe (1964)、Lintner (1965) 與 Mossin (1966) 參考 Markowitz (1952) 所發表的投資組合理論，發展出資本資產訂價模型，其認為在效率投資組合 (efficiency of market portfolio) 之下，證券的預期報酬和其系統風險 (β 係數) 之間存在正的線性關係，且投資者若同時投資多種報酬不具高度相關的證券，其風險必定小於單獨持有其中一種證券的風險，而隨著投資組合中證券種類的增加，投資組合的風險將會愈來愈低而達到分散風險的目的。因該模型簡單易懂，一直是經濟學者與財務領域專家研究風險溢酬的主要工具。

一般以 β 係數來衡量某一證券或投資組合報酬率相對於市場投資組合報酬率變動的幅度，亦即 β 係數表示當市場報酬率上升一單位時，某一證券或投資組合報酬率平均上升或下降的單位。 $\beta > 1$ 為高風險證券或投資組合， $\beta < 1$ 為低風險證券或投資組合， $\beta = 1$ 為中性風險證券或投資組合。

β 係數又稱為系統風險 (systematic risk)，是不可分散的風險，起源於會影響整體市場的因素，如戰爭、通貨膨脹、景氣狀況等，由於所有的公司同時受到這些

因素的影響，因此是無法以多角化投資來分散之。

非系統風險 (unsystematic risk) 則為可分散風險，如法律訴訟、罷工、合約的取得與否等，只影響特定公司而不會發生在多家公司的上，故此風險是可以藉由多角化投資的方式來分散。

CAPM 可用以評估個別證券或個別投資組合的預期報酬率與系統風險的線性關係，若能評估出每一證券的系統風險，即可得出該證券的理論報酬。其公式如下：

$$E(R_i) = R_f + \beta [E(R_m) - R_f] \quad (1)$$

若移項可得

$$E(R_i) - R_f = \beta [E(R_m) - R_f] \quad (2)$$

其中 $E(R_i)$ 為第 i 種證券的預期報酬率； R_f 為無風險利率； $E(R_m)$ 為市場投資組合預期報酬率； β_i 為第 i 種證券的 β 係數。由公式 (2) 中可知單一證券的風險貼水 (risk premium) $E(R_i) - R_f$ ，與市場的風險貼水 $E(R_m) - R_f$ 成一比例關係，此比例即為 β_i ，故可被解釋為個別證券的一種系統風險。

一般 β 係數的估算方法是來自於 Sharpe (1964) 的市場模式，亦稱為單一指數模型 (single index model)，其假定各證券之報酬率和市場影響因子 (market factor) 有關，此因素可能是股價指數、國民生產毛額、物價指數等因素，由實證研究結果顯示，其中以股價指數的影響力最顯著，因此該

模型以簡單線性迴歸模型來表示證券報酬率與市場報酬率之關係：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

且 ε_i 須符合下列假設：

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j$$

$$\text{Cov}(R_{m,t}, \varepsilon_{i,t}) = 0$$

式中 $R_{i,t}$ 表示 i 證券在 t 時間的報酬率； $R_{m,t}$ 表示市場投資組合在 t 時間的報酬率； β_i 表示第 i 證券的系統風險，用來衡量個別證券報酬變動相對於市場投資組合報酬變動的敏感程度； α_i 為截距項，意指當市場投資組合報酬率為零時，第 i 證券的期望報酬率； $\varepsilon_{i,t}$ 表示第 i 投資組合的隨機誤差項。透過統計學上的最小平方迴歸法估算 α_i 與 β_i ，得到：

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(R_{i,t}, R_{m,t})}{\text{Var}(R_{m,t})} = \text{Cor}(R_{i,t}, R_{m,t}) \times \frac{\sqrt{\text{Var}(R_{i,t})}}{\sqrt{\text{Var}(R_{m,t})}} \quad (4)$$

在市場模式之下，假設 β_i 是固定的。 ε_i 是實際值與估計值的距離，若以此模型估計期望報酬率，則期望報酬率與實際報酬率的差距稱為異常報酬率 (abnormal return)。自從 Sharpe 提出此模型後，許多學者應用此模型作為事件研究，去探討特定事件是否會產生異常報酬的現象。

然而，CAPM 自提出之後，即陸續受到許多考驗與批評，CAPM 強調系統風險與資產報酬為正相關，早期的研究如 Fama and Macbeth (1973) 支持系統風險與資產報酬為正相關，而 Black, Jensen and Scholes (1972) 卻提出相反的實證，Fama and French (1992) 的研究結果是系統風險與股票報酬並無顯著相關，Fama 因此宣稱系統風險是不具效率的。Jagannathan and Wang (1996) 指出若假設資產 β 係數固定不會隨時間的改變而改變，已經違反經濟情勢多變的事實，CAPM 產生無效率的狀況。因此以系統風險作為風險調整報酬的基礎，不論是在理論或實務上，都扮演著重要的角色，如何獲得有效率的系統風險值即是關鍵因素。

2.2 實證文獻

自從 1960 年代 Sharpe (1964)、Lintner (1965) 與 Mossin (1966) 提出資本資產定價模式後，市場模式即廣為流行，使得後續的許多研究皆以固定的 β 係數為假設進行研究，然而，國內外許多的實證結果顯示 β 係數並非固定，而是會隨時間的改變而變動，致該模式中系統風險的解釋能力受到質疑。因此近期國內外研究學者相繼發展出估計變動 β 係數的新模型，以使 β 係數更具解釋能力。

Blume (1971) 針對市場模式，估計 β 值之預測能力及該係數是否隨時間而趨於穩定 (stationary) 加以研究。在探討投資組合樣本數與市場模式之預測能力時，發

現投資組合樣本數越少，以前期 β 值作為預測本期 β 係數之正確性越高；小規模 β 係數預測下一期 β 係數能力，隨時間拉長而越來越差。亦即 β 係數隨時間長短而有所不同，長期而言 β 係數並非固定值。Fabozzi and Francis (1978) 實證結果顯示， β 係數為隨機漫步，即 β 係數不會繞著其平均值變動，確實存在不穩定的現象。Scott and Brown (1980) 研究指出即使真實 β 值是不會隨時間的經過而改變，但是仍可觀察出變動的 β 估計值。Lin (2002) 使用台灣證券交易所的股票資料做實證，發現金融危機以後，所有投資組合的系統性風險（ β 係數）是與時變動的，與Schwert and Seguin (1990) 的結果相符。Choudhry (2002) 以15家英國公司為樣本作實證，結果發現大部份公司與時變動的 β 係數會重新回到平均值（mean-reverting），但是仍有一些公司的 β 係數具有長期記憶性，因此回到平均值的速率較慢。

雖然至目前為止 β 係數是否為固定值並沒有定論，但大部分的實證文仍指出系統風險 β 係數並非固定不變的，會因時間的改變而有顯著的不同，因此若假設 β 係數為固定值，會使CAPM市場報酬的風險測量產生偏誤而成為無效率的估計，隨著 β 係數並非固定的眾多實證研究結果，使得如何對 β 係數做更有效估計的研究方法也一一被提出。

Bollerslev, Engle and Wooldridge (1988) 應用多變量一般化自我迴歸條件異質過程

(multivariate GARCH) 估計國庫券、美國政府公債與股票報酬時，發現 β 係數是隨時間變動且可預測的。Schwert and Seguin (1990) 以延伸市場模式作實證，結果發現股票報酬的變異數會隨時間改變。Brooks, Faff and McKenzie (1998) 發現卡爾曼濾嘴法 (Kalman filter) 之波動程度較Schwert and Seguin 延伸市場模式及M-GARCH模型劇烈，顯示卡爾曼濾嘴法較能掌握其他訊息對系統風險的影響，其預測績效也優於Schwert and Seguin延伸市場模式及M-GARCH模型。Reyse (1999) 指出股票報酬序列的波動性具有時間變異的特性，因此考慮GARCH效果的市場模式可以獲得較有效率的估計值。McKenzie, Brooks, Faff and Ho (2000) 利用M-GARCH模型與卡爾曼濾嘴法估計與時變動的系統風險，實證結果顯示卡爾曼濾嘴法在估計與時變動 β 係數是最有效率的。Groenewold and Fraser (1999) 調查系統風險隨時間變動的特性，利用三種方法估計與時變動系統風險，分別是遞迴迴歸式 (recursive regressions)、滾動迴歸式 (rolling regressions) 及卡爾曼濾嘴法等三種估計技術，實證結果發現系統風險並非固定不變，且三種模型所估計的系統風險皆存在時間變異 (time-variation) 的特性。因為各國資本市場波動屬性及市場特性互異，因此須適用不同的實證模型，才能真正捕捉到市場的動態。

Huang (2000) 使用一階馬可夫鏈的方法檢視結構轉換的CAPM，建構高風險狀態與低風險狀態下的 β 係數，並且檢定在不同狀態下的資料是否與CAPM一致，結

果發現當股市處於低風險狀態下，其資料與CAPM一致；當處於高風險狀態下則否。Huang（2001）分別用馬可夫轉換模型及與時序變動模型檢定非定態的 β 係數，結果發現在馬可夫轉換模型下，當處於高風險狀態時，資料CAPM一致，低風險狀態下則否。與時變動的模型之下，在90%或95%的貝氏信賴區間下，拒絕虛無假設，表示將近10%的資料與CAPM不一致。¹

若將模型的體系從單一市場擴大為從跨國性的國際金融市場中來決定資產定價的模型，我們稱之為「國際資本資產定價模型」，可視為資本資產定價模型的延伸。

回顧相關ICAPM研究文獻，Solnik（1974）與Agmon（1974）及Lessard（1974）使用國際間單一系統風險的ICAPM，研究結果顯示國際要素與本國要素皆會顯著影響資產報酬。Mark（1988）使用多變量的ARCH得到隨時間改變而變動的條件變異數與共變異數，估計出與時變動 β 係數的ICAPM來檢視遠期外匯合約的風險貼水。Cumby and Glen（1990）與Harvey and Zhou（1993）及Ferson and Harvey（1994）以摩根史坦利公司世界指數作為全球指數替代變數，研究結果指出不能拒絕該指數在單一系統風險模式下，其平均數與變異數的有效性；Prakash, Reside and Smyser（1993）提議用以多個市場指數的組合來估算出一個全球性的系統風險，因為許多的股票在

一個以上的股票交易所掛牌上市，若只用單一市場指數來估算系統風險是不恰當的。

Koutmos, Lee and Theodossiou（1994）利用Schwert and Seguin（1990）所提出估計時間變異 β 係數的方法，探討十個工業化國家之股票市場報酬系統風險的時間變異行為，並研究這十個國家波動持續的程度，分別是澳大利亞、比利時、加拿大、法國、德國、義大利、日本、瑞士、英國及美國等。以每個國家的GNP為價值加權（value-weighted）計算世界股票市場指數，以世界指數作為世界投資組合的替代變數，結果顯示澳大利亞、德國和瑞士的波動持續性較其他國家高，說明過去波動的衝擊將持續影響未來的波動，而世界指數與系統風險呈現顯著正相關的國家包括澳大利亞、德國和瑞士，呈現負相關的國家包括日本和美國，因此在高度市場波動期間，小資本化國家具高度波動持續性且具有較高的系統風險。

Bekaert and Harvey（1995）運用兩狀態變數下的馬可夫轉換模型，以條件觀點下的ICAPM來描繪市場。Ramchand and Susmel（1998）以Hamilton and Susmel（1994）的SWARCH（Markov-switching ARCH）模型，探討當本國股市處於相異高、低波動狀態下， β 係數的非單一性。該研究結果指出，當本國股市處於高（低）波動狀態下， β 係數較大（小）。

¹ 其他相關文獻，讀者可以參考Shen and Wang（1998）及Chen and Shen（2004, 2006）。

黎明淵（2002）認為在國際資金全球化趨勢下，跨國的股市相關性現象在未來會有增無減，因此對ICAPM加以修正，採用Hamilton（1989）所提出的馬可夫模型（Markov-switching model），劃分各國與全球股價指數報酬在各時點的高、低波動性狀態，結合GARCH模型，建構雙重 β 係數的ICAPM，實證結果發現藉由摩根史坦利公司的世界指數所建立的ICAPM對美、日及亞洲四小龍的股市報酬皆具有顯著解釋能力。另外，與單一 β 係數的ICAPM比較，其所建構之雙重 β 係數ICAPM可增加對各國股市報酬的統計解釋能力。傳統上單一 β 係數的設定，將低估（高估）在國內股市高（低）波動下的市場風險。

3. 模型設定與方法

為掌握近年來國際資金全球化的效應，資本與技術的跨邊境活動益趨頻繁，造成國際間的股市在巨幅震盪的危機時刻所衍生之高連動性，本文採用SWARCH模型²，藉由劃分各國與國際指數報酬率在各時點的高、低波動性狀態，以簡單線性迴歸模型來表示證券報酬與市場報酬之關係，其中改以非線性雙重狀態 β 係數模型，藉以分析各國股價指數報酬率。我們依序考慮下列五種模型：

模型一：線性單重狀態與變異數固定之傳

統ICAPM模型

$$R_t = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad (5)$$

以簡單線性迴歸模型來表示證券報酬與市場報酬之關係，其中：

$$\beta = \frac{\text{Cov}(R_t, R_{mt})}{\text{Var}(R_{mt})} = \text{Cor}(R_t, R_{mt}) \times \frac{\sqrt{\text{Var}(R_t)}}{\sqrt{\text{Var}(R_{mt})}},$$

模型二：線性單重狀態與變異數具ARCH效果之ICAPM模型

$$R_t = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim D(0, h_t), \\ h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2, \quad (6)$$

模型三：雙重狀態之截距項與 β 係數且變異數具ARCH效果之ICAPM模型

$$R_t = \alpha_{S_t} + \beta_{S_t} R_{mt} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim D(0, h_t), \\ h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2, \quad (7)$$

模型中，截距項與 β 係數同時具狀態轉換，其中 S_t 為不可觀察到的股市波動狀態變數，若 $S_t=0$ 時，表示股市處於低波動狀態；反之， $S_t=1$ 時，表示股市處於高波動狀態。並假設上述馬可夫轉換模型的狀態變數服從一個兩狀態一階馬可夫鏈（two-state,

² 本文的SWARCH模型的設定與Hamilton and Susmel（1994）的模型稍有不同，除了殘差項具狀態轉換的機制外，我們同時允許截距項與 β 係數具狀態轉換，詳見模型五的說明。

first-order Markov chains)，或稱轉換機率 (transition probability)

$$p(v_t = j | v_{t-1} = i) = p_{ij}, \quad (8)$$

其中 $i, j = 1$ 或 2 。 S_t 所對應的轉換矩陣 (transition matrix) 為

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (9)$$

其中狀態一及狀態二的無條件機率的計算公式分為 $(1-p_{22})/(2-p_{11}-p_{22})$ 及 $(1-p_{11})/(2-p_{11}-p_{22})$ 。³

模型四：雙重狀態之截距項與 β 係數且變異數具馬可夫轉換機制之ICAPM模型

$$R_t = \alpha_{S_t} + \beta_{S_t} R_{mt} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2), \quad (10)$$

模型五：雙重狀態之截距項與 β 係數且變異數具SWARCH效果之ICAPM模型

$$\begin{aligned} R_t &= \alpha_{S_t} + \beta_{S_t} R_{mt} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim D(0, h_t), \\ h_t &= a_{0, S_t} + a_1 \varepsilon_{t-1}^2, \end{aligned} \quad (11)$$

除了截距項與 β 係數具狀態轉換外，也允許殘差項的變異數可以隨時間經過而改變，以解決迴歸模型中將殘差項的變異數假設為固定常數之不合理情形，本文採用SWARCH模型描繪殘差項之變異數。

4. 實証結果分析

4.1 資料來源與基本統計特性

本文研究對象包括台灣、香港、韓國及馬來西亞等四個亞洲國家，分析資料為各國股價指數月報酬率⁴，資料來源為Datastream資料庫。我們採用摩根史坦利公司所編製的世界指數 (Morgan Stanley world index) 計算世界股價指數月報酬率⁵，至於無風險利率則以美國三個月期的國庫券利率為替代變數。由於各國資料起始時間不一致，股價指數月報酬率資料起迄期間依各國可取得之起始資料至2004年9月。⁶

³ 我們在馬可夫轉換模型中僅考慮ARCH的設定是因為若加入GARCH的設定，會產生路徑相依 (path-dependence) 的估計問題，使得估計過程變得非常複雜。為了避免上述問題，因此我們只考慮ARCH的設定。

⁴ 使用月資料的原因有：第一、使用頻率較低的資料用以分析各國的股市「較長期」連動的連動關係較明顯，可避免高頻資料中，一些突然與偶發的政經事件影響。第二、因為無法取得較高頻率的世界股價指數，故使用月資料作為研究。

⁵ 摩根史坦利公司所編製的世界股價指數，由23個已開發國家的股價指數所組成，包括：澳大利亞、奧地利、比利時、加拿大、丹麥、芬蘭、法國、德國、希臘、香港、愛爾蘭、義大利、日本、荷蘭、紐西蘭、挪威、葡萄牙、新加坡、西班牙、瑞典、瑞士、英國和美國等。

⁶ 各國家資料起始時間分別為，台灣：1971年1月、香港：1969年12月、韓國：1975年1月、馬來西亞：1980年1月。

表1 世界與各國股價指數報酬率之基本統計量

國家	Mean	S.D.	SK	EK	Max	Min	JB	LB(6)	LBS(6)	ARCH(6)
台灣	0.950	10.427	-0.287	4.052	48.236	-52.898	281.976*	43.090*	215.829*	15.082*
香港	1.070	10.029	-0.764	3.250	45.464	-45.200	224.120*	45.915*	128.242*	8.369*
韓國	0.691	7.907	0.176	1.761	32.591	-26.139	47.858*	37.684*	276.543*	12.395*
馬來西亞	0.454	8.257	-0.383	1.764	29.617	-29.855	45.604*	46.755*	83.663*	3.976*
世界	0.563	4.212	-0.605	1.669	13.336	-18.783	73.824*	27.799*	33.120*	7.679*

(1) *表示在5%的水準下顯著。

(2) Mean和S.D.表示每個國家的報酬率平均數和標準差；Max是最大的觀察值；Min是最小的觀察值。

(3) SK是衡量這個序列其平均數分配的偏態，當它的值為0時為常態分配；其值為正則這個分配有一個長的右尾；為負則這個分配有一個長的左尾。

(4) EK是衡量這個序列其平均數分配的峰態，當它的值為3時為常態峰；其值大於3則這個分配為高狹峰；小於3則這個分配為低闊峰。

(5) JB為Jarque-Bera統計量，目的在於測試這個序列是否為常態分配。

(6) LB(6)是股價報酬率的Ljung-Box Q統計值，落後期數為6，LBS(6)是股價報酬率平方的Ljung-Box Q統計值，落後期數為6。

(7) ARCH(6)為ARCH統計量，落後期數為6，目的在於檢測這個序列是否具有ARCH效果。

表2 世界與各國股價指數報酬率之相關係數矩陣

國家	台灣	香港	韓國	馬來西亞	世界
股價指數報酬率之相關係數矩陣					
台灣	1.000	0.009	0.082	0.026	0.041
香港		1.000	0.017	0.047	0.336
韓國			1.000	0.032	0.133
馬來西亞				1.000	0.054
世界					1.000
股價指數報酬率平方之相關係數矩陣					
台灣	1.000	0.021	0.014	0.014	0.114
香港		1.000	0.042	0.090	0.070
韓國			1.000	0.081	0.025
馬來西亞				1.000	0.066
世界					1.000

表1分別列出各國股價報酬率與摩根史坦利世界指數報酬率的基本統計量，比較各國股價指數報酬率的期望值，最低值與最高值分別為馬來西亞的0.454%與香港的1.070%，此外，比較各國股價指數報酬率的標準差，最低值與最高值分別為世界指數的4.212與台灣的10.427，雖然香港與台灣有較大的報酬期望值（分別為1.070%與0.950%），但相較於其他國家也有較大的標準差（分別為10.029與10.427），顯示出高報酬與高風險的對應關係。另外，世界指數報酬的標準差（4.212）遠低於其他四個國家，最大值與最小值的區間為32.119，相較於其他四個國家為最低，反映國際分散投資確實能有效降低風險。

在我們所探討的各國市場報酬率中，除了韓國市場的報酬率偏態係數呈現右偏，其他市場都呈現左偏的現象。在峰態係數上，各國家都明顯異於3，顯示股市月報酬率之分配為非常態分配。另外，根據Jarque-Bera檢定結果，在虛無假設為常態分配下，所有市場的股價報酬率皆拒絕常態分配之虛無假設。

在檢定股價報酬率是否存在自我相關性質時，虛無假設為沒有自我相關下，根據表1的Ljung-Box Q(6) 統計值，各國的股價報酬均拒絕虛無假設，即存在自我相關。在檢定股價報酬率的平方是否存在自我相關性質時，虛無假設為沒有自我相關下，根據表1的Ljung-Box Q(6) 統計值，各國的股價報酬均拒絕虛無假設，即存在自我相關。另外，再檢定股價報酬率是否具有ARCH效果，由表1的結果顯示，各國的股價報酬率皆存在ARCH效果。

表2上半部為各個國家的股票市場和世界指數的相關係數，包括台灣、香港、韓國及馬來西亞等國家的相關係數，我們發現香港這個國家與世界指數有較高的相關性，這些較高的相關係數可以反應出香港占世界指數的權數也較高，表2下半部為各個國家的股票市場報酬率取平方後與世界指數的相關係數，在台灣及馬來西亞同在市場報酬率取平方後的相關係數會大於市場報酬率未取平方時的相關係數。

表3 概似比檢定結果

國家	$H_1 H_2$	$H_2 H_3$	$H_1 H_4$	$H_3 H_5$	$H_4 H_5$
台灣	23.240*	25.200*	116.900*	74.380*	5.920*
香港	21.620*	52.980*	105.180*	15.900*	-14.680
韓國	29.340*	14.780*	66.980*	30.080*	7.220*
馬來西亞	18.440*	20.700*	26.840*	0.360	12.660

(1) *表示在5%的水準下顯著。

(2) $H_1|H_2$ 表示模型一對模型二的概似比檢定，其餘以此類推。

4.2 概似比檢定結果

在表3中，模型一對模型二的概似比檢定結果，各國家在模型二的設定上都顯著優於模型一，表示在單一狀態下，變異數具ARCH效果之設定優於傳統變異數固定之模型；模型二對模型三的概似比檢定結果中，各國家在模型三的設定上都顯著優於模型二，表示同在變異數具ARCH效果的設定之下，迴歸式中截距項與斜率項具雙重狀態轉換機制的設定遠優於單一狀態；模型一對模型四的概似比檢定結果中，各國家在模型四的設定上都顯著優於模型一，表示在迴歸式中，截距項、斜率項與變異數具雙重狀態轉換機制的設定優於傳統單一狀態與變異數固定之模型；模型三對模型五的概似比檢定結果中，除了馬來西亞之外，其他國家在模型五的設定上都顯著優於模型三，表示同在截距項與斜率項具雙重狀態轉換機制的設定之下，變異數具SWARCH的設定優於變異數只具ARCH效果的模型；模型四對模型五的概似比檢定結果中，除了香港以外，其他國家在模型五的設定上都顯著優於模型四，表示同在截距項與斜率項具雙重狀態轉換機制的設定之下，變異數具SWARCH的設定優於變異數只具有狀態轉換的機制。總結來說，比較我們所建構的雙重狀態 β 與變異數非

固定之ICAPM模型，皆優於模型一的傳統單一狀態 β 與變異數固定之ICAPM模型。雖然沒有一致性最佳的模型，但大致而言，各國在模型五的設定下所得到的最大概似估計值相較於其他模型大。

台灣及韓國在模型五的設定下，可得到最佳的最大概似估計式，相較於其他模型，SWARCH模式較能捕捉到其股票市場的特性。香港則在模型四的設定下為較佳之模型，表示其股票市場存在狀態轉換的機制，但不具有ARCH效果。另外，馬來西亞在模型三及模型四之下為較佳的模型設定，因為無法求取模型三對模型四的概似比檢定，故不能得知兩模型中何者為較佳模型，因此馬來西亞的股票市場可能存在ARCH效果或馬可夫轉換的特性。

為了證明使用馬可夫轉換模型來處理資料是適當的，根據概似比檢定量，亦可顯著拒絕虛無假設下單一狀態變異數的設定⁷，表示馬可夫模型是可以被接受的。

4.3 模型估計結果與分析

表4為傳統單一 β 係數與變異數固定模型的估計結果與相關統計量，由本文的實證結果顯示，在這四個國家中， β 係數都有5%以上的顯著水準，反映藉由摩根史坦利

⁷ 值得注意的是，上述的檢定結果並不完全正確，檢定探討變數是否具雙重狀態或單一狀態時，模型將面臨在虛無假設下無法認定的問題，換言之，傳統的概似比檢定統計量的分配會受到擾攘參數的影響而無法使用其臨界值，Hansen (1992, 1996) 曾針對上述問題提出解決方法，但是他的檢定方法非常耗時麻煩，而且也只限於單變量模型，因此並沒有被學者廣為採用。本文中雖然仍採用概似比檢定，但因檢定統計量遠高於傳統的臨界值，因此我們相信檢定結果應該具有一定之可信度。

表4 模型一估計結果

估計模型: $R_t = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$

國家	α	β	σ	$\log L$
台灣	-1.037 (0.807)	0.747* (0.112)	10.231* (0.663)	-1512.710
香港	0.388 (0.582)	0.979* (0.085)	9.230* (0.536)	-1518.450
韓國	-1.166 (0.629)	0.787* (0.079)	7.540* (0.386)	-1224.330
馬來西亞	-1.118 (0.652)	0.834* (0.090)	7.785* (0.410)	-1027.440

(1) 括弧內的數字為估計標準誤。

(2) *表示在5%的水準下顯著。

表5 模型二估計結果

估計模型: $R_t = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t | I_{t-1} \sim D(0, h_t)$, $h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$

國家	α	β	α_0	α_1	$\log L$
台灣	-1.878* (0.861)	0.667* (0.119)	9.064* (0.713)	0.249 (0.144)	-1501.090
香港	0.953 (0.730)	1.102* (0.139)	7.738* (0.805)	0.399 (0.284)	-1507.640
韓國	-1.376* (0.599)	0.743* (0.079)	6.579* (0.407)	0.234* (0.082)	-1209.660
馬來西亞	-0.953 (0.642)	0.800* (0.096)	6.888* (0.541)	0.229* (0.107)	-1018.220

(1) 括弧內的數字為估計標準誤。

(2) *表示在5%的水準下顯著。

公司的世界指數所建立的ICAPM模型，對台灣、香港、韓國及馬來西亞等各國股市

皆具有顯著的解釋能力。表5為傳統單一 β 係數與變異數非固定模型的估計結果與相

關統計量，其中殘差項變異數設定為 ARCH 模式，由表 5 結果顯示，在四個國家中 β 係數同樣都具有 5% 以上的顯著水準，表示所建構的 ICAPM 模型對各國均有顯著的解釋能力，由表 4 及表 5 可得知，傳統的 ICAPM 模型所估計出來的系統風險是顯著異於 0 的。⁸

基於 ICAPM 的 β 係數本質包含三項重要因素，包括：各國股市自身波動、世界股市波動及各國股市與世界股市的相關性，且由於國際金融市場與國際資金加速整合的趨勢下，所衍生的股市波動狀態與股市連動性的對應關係，我們認為上述單一 β 係數的設定，並無法充分掌握國際股市波動性與國際股市相關性的交互作用效果。本文考慮此因素，建構雙重 β 係數的 ICAPM 模型，實證估計結果如下：

表 6~表 8 為雙重狀態 β 係數與變異數非固定之 ICAPM 模型的估計結果與相關統計量，三個模型的差異在於殘差項變異數設定上的不同，由表 7 所示，標準差 σ_1 的估計值皆明顯大於標準差 σ_0 的估計值，由表 8 所示，變異數 α_{01} 的估計值皆明顯大於變異數 α_{00} 的估計值，因此可將狀態 0 視為低波動性狀態或小幅震盪狀態，而狀態 1 則為高波動性狀態或巨幅震盪狀態，反映各國股市

報酬的條件變異數為非固定常數的性質。

另外，與前述的單一 β 係數 ICAPM 模型比較，發現各國的概似函數值皆明顯增大，表示雙重 β 係數的設定可增加 ICAPM 模型的概似函數值。再者，各國股市的 β 係數皆顯著大於 0，且當各國股市處於高波動狀態時，股市的 β 係數明顯較大，表示其系統風險較高；反之，當各國股市處於低波動狀態時，股市的 β 係數明顯較小，表示其系統風險較低。值得注意的是，有些國家在高波動狀態下反而有較低的系統風險，隱含的意思為在高波動狀態下所要求的報酬是比較低的，根據 Glosten et al. (1993) 對這個發現解釋為高波動期間和投資者想去承擔風險的期間一致，所以被要求的風險溢酬就沒有那麼高了。

再比較所有模型間的系統風險，發現傳統 ICAPM 模型的系統風險，其實是高波動狀態與低波動狀態下系統風險的平均值，因此，傳統上單一 β 係數的設定，將低估股市高波動下的系統風險，高估股市低波動下的系統風險。在我們所建構的雙重狀態系統風險與變異數非固定的 ICAPM 模型下，系統風險在高、低波動下不同且具有統計顯著性，顯示其系統風險並非單一，和傳統的單一系統風險相異，因此 β

⁸ 我們亦針對各個模型的估計結果進行殘差的診斷性檢定 (mis-specification test)，包括自我相關，常態性及 ARCH 效果等檢定，檢定結果顯示線性單重狀態與變異數固定之傳統 ICAPM 模型，其殘差仍然存在顯著的自我相關及 ARCH 效果，考慮 ARCH 設定的 ICAPM 模型及雙重狀態的馬可夫轉換模型，其殘差的自我相關及 ARCH 效果檢定則有顯著地改善，多呈現不顯著的結果。限於篇幅我們並未列出各個模型的診斷性檢定結果表格，有興趣的讀者可以向作者索取。

係數並非固定不變，會隨著時間的改變而變動，所以可用兩狀態的馬可夫模型來刻

劃。

另外，投資者會以 β 值作為投資決策

表6 模型三估計結果

估計模型: $R_t = \alpha_{St} + \beta_{St} R_{mt} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t | I_{t-1} \sim D(0, h_t)$, $h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$

國家	α_0	α_1	β_0	β_1	α_0	α_1	P_0	P_1	$\log L$
台灣	-0.626 (0.737)	-17.917* (6.749)	0.847* (0.116)	-1.621* (0.696)	8.586* (0.643)	0.075 (0.063)	0.996	0.943	-1488.490
香港	0.721 (0.628)	-1.502 (3.657)	0.838* (0.099)	2.973* (0.635)	6.161* (0.546)	0.092* (0.036)	0.975	0.570	-1481.150
韓國	-2.840* (0.656)	8.091* (2.432)	0.609* (0.079)	1.644* (0.345)	6.043* (0.449)	0.141 (0.077)	0.985	0.822	-1202.270
馬來西亞	-13.863* (2.732)	-0.284 (0.602)	0.799* (0.199)	0.760* (0.094)	6.145* (0.508)	0.114 (0.071)	0.689	0.968	-1007.870

(1) 括弧內的數字為估計標準誤。

(2) *表示在5%的水準下顯著。

表7 模型四估計結果

估計模型: $R_t = \alpha_{St} + \beta_{St} R_{mt} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{St}^2)$

國家	α_0	α_1	β_0	β_1	σ_0	σ_1	P_0	P_1	$\log L$
台灣	-1.016 (0.648)	-0.989 (5.062)	0.775* (0.080)	0.641 (0.593)	7.445* (0.304)	19.745* (2.694)	0.994	0.959	-1454.260
香港	0.311 (0.550)	-0.096 (2.366)	0.791* (0.097)	1.337* (0.218)	6.036* (0.321)	15.054* (1.598)	0.966	0.884	-1465.860
韓國	-2.286* (0.648)	0.849 (1.565)	0.645* (0.069)	1.062* (0.242)	5.047* (0.406)	11.164* (0.955)	0.970	0.932	-1190.840
馬來西亞	-0.108 (0.605)	-14.312* (2.534)	0.773* (0.091)	0.775* (0.236)	6.585* (0.464)	6.675* (0.694)	0.965	0.661	-1014.020

(1) 括弧內的數字為估計標準誤。

(2) *表示在5%的水準下顯著。

表8 模型五估計結果

估計模型: $R_t = \alpha_{St} + \beta_{St}R_{mt} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t | I_{t-1} \sim D(0, h_t)$, $h_t = a_{0,St} + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$

國家	α_0	α_1	β_0	β_1	α_{00}	α_{01}	α_1	P_{00}	P_{01}	$\log L$
台灣	-0.990 (0.828)	-0.736 (6.997)	0.776* (0.083)	0.675 (0.901)	7.519* (0.957)	19.881* (3.495)	-0.013 (0.174)	0.994	0.959	-1451.300
香港	0.304 (0.577)	-0.500 (2.868)	0.763* (0.118)	1.812* (0.339)	5.643* (0.674)	13.192* (3.166)	0.185 (0.157)	0.807	0.043	-1473.200
韓國	-2.384* (0.630)	1.228 (2.189)	0.642* (0.081)	1.060* (0.259)	5.081* (0.525)	10.751* (1.004)	0.078 (0.134)	0.978	0.943	-1187.230
馬來西亞	-0.261 (0.607)	-14.051* (2.307)	0.768* (0.096)	0.725* (0.226)	6.158* (0.529)	6.433* (0.883)	0.129 (0.081)	0.968	0.695	-1007.690

(1) 括弧內的數字為估計標準誤。

(2) *表示在5%的水準下顯著。

的參考指標之一，利用 β 係數來衡量單一證券或投資組合報酬率相對於市場投資組合報酬率變動的幅度，即 β 係數表示當市場報酬率上升一單位時，某一證券或投資組合報酬率平均上升或下降的單位，若各國股市的 β 係數顯著小於 1，反映各國股市報酬的波動程度會小於世界股市報酬的波動程度，在本文的實證估計結果中，當股市處於高波動狀態時，台灣與馬來西亞股市的 β 係數分別為 0.675 與 0.760，皆明顯小於 1，與世界股市相比較，台灣及馬來西亞股市都屬於低風險市場，投資人應於股市空頭的時期買入這類防禦型的股票，以換取較低的損失。若 β 係數等於 1，表示各國股市報酬的波動程度會等於世界股市報酬的波動程度，在實證估計結果中，當股市處於高波動狀態時，韓國股市的 β 係數為

1.060，相當接近於 1，顯示韓國股市為中性風險市場。若 β 係數大於 1，表示各國股市報酬的波動程度會大於世界股市報酬的波動程度，在實證估計結果中，當股市處於高波動狀態時，香港的 β 係數為 1.337 顯著大於 1，相較於世界股市，香港屬於高風險市場，投資人應於股市多頭的時期買入這類攻擊型的股票，以得到較高的獲利。

經由本文的實證結果顯示，香港股票市場的系統風險明顯高於其他國家，我們猜測可能的原因為香港股票市場沒有股價漲跌幅限制的規定，任何突發的政經消息，都會造成股價的大幅震盪，容易出現暴漲或暴跌的劇烈波動，因此屬於高風險市場，而台灣、韓國以及馬來西亞的證券市場，為保護投資人並避免股價劇烈變動出現嚴重偏離的價格，減低投機風氣，皆

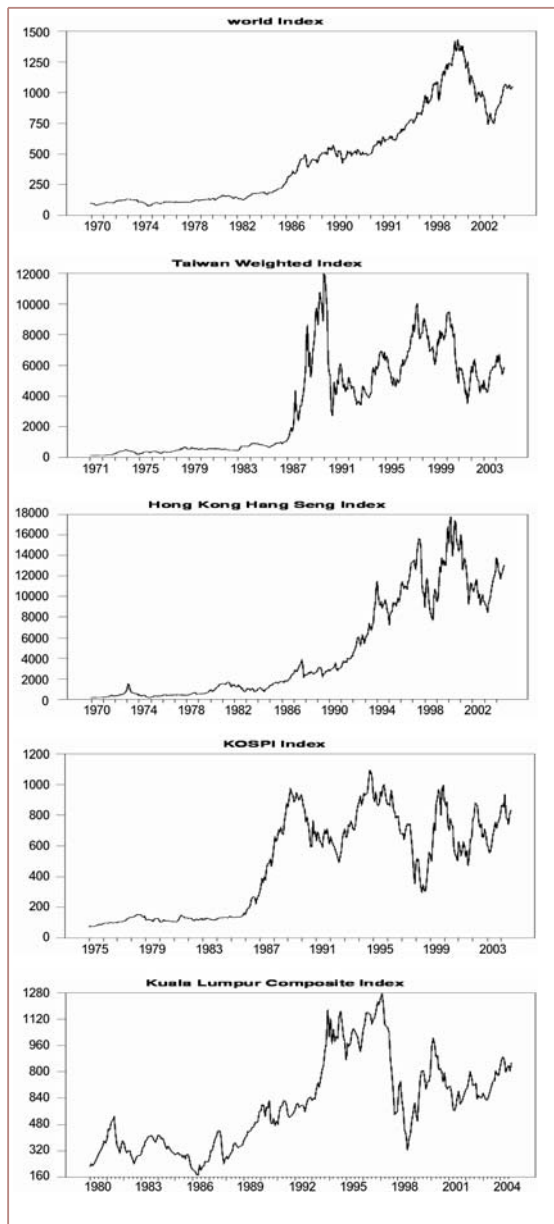


圖1 世界指數及各國股價指數原始資料值

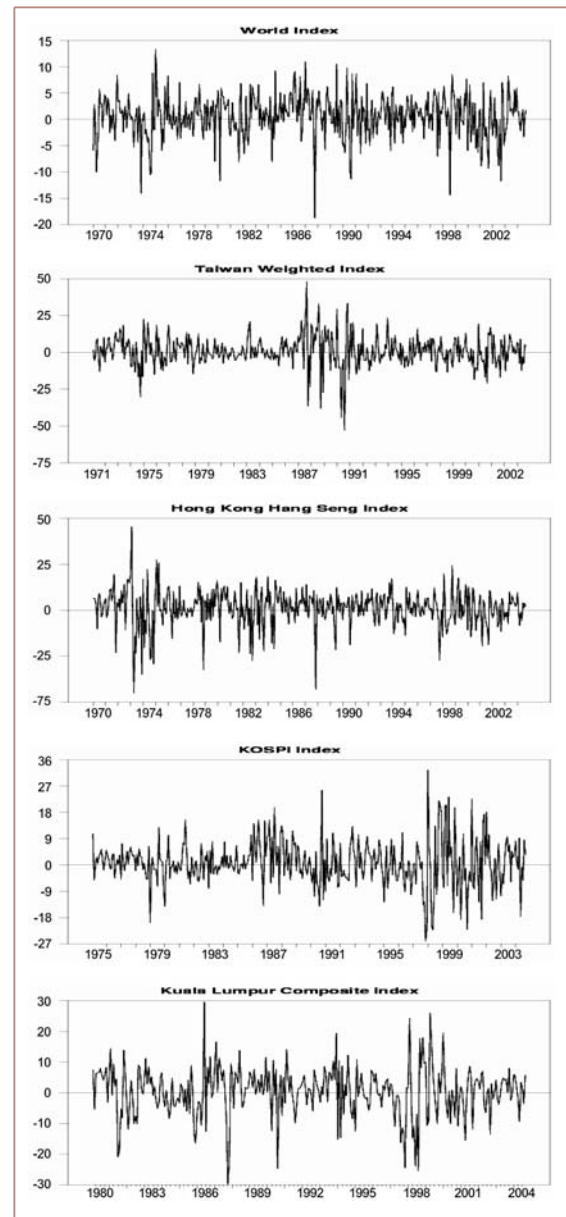


圖2 世界指數及各國股價指數月報酬率值

訂定每日股價漲跌幅限制。⁹

4.4 各國股市波動狀態劃分及政經事件

近年來資本與技術的跨邊境活動日趨

⁹ 各國證券市場每日股價漲跌幅限制分別為韓國15%、馬來西亞30%、台灣為7%。

頻繁，加上新興工業化國家對資本流動及匯率管制的減少，在金融市場整合下，國際間的股市連動性較過去明顯增強，反映系統風險的 β 係數亦將擴增，而且在巨幅震盪的危機時刻，股市間的連動性往往更加明顯，我們認為跨國的股市連動性現象在未來更是有增無減。若干事例或可佐證我們的假說，在1990年代金融危機相繼發生，如1994年的墨西哥金融危機、1997年的亞洲金融風暴以及1998年俄羅斯的金融危機，另外，近年來亞洲各國與美、日等工業化國家股市連動性增強，在2001年美、日等工業化國家股市持續大幅下跌，嚴重衝擊亞洲各國股市，即為明顯的例證。又如2001年3月英國經濟學家提到，一種類似1997年到1998年亞洲金融危機的金融傳染病正在加速蔓延，並指出透過資訊科技全球供應鏈及更整合的金融市場，金

融危機的破壞性將會更強，擴散程度將會更廣，身為資訊科技主要生產國的亞洲國家，所面對的風險尤其明顯。

圖1為世界指數及各國股價指數原始資料值，圖2為世界指數及各國股價指數月報酬率值，圖3~圖6為各國股價指數高波動狀態及在高波動狀態下的當期機率值相互對照。本文採用Hamilton（1989）的方式，高、低波動狀態的劃分以當期機率是否大於0.5而定，由圖3~圖6可明顯看出，當各國的當期機率值大於0.5時，股市報酬波動狀態是處於高波動狀態，反之，則是處於低波動狀態。

圖3為台灣加權股價指數高波動狀態及在高波動狀態下的當期機率值相互對照，由圖中可看出狀態轉換的頻率較低，停留在同一個狀態的持續期間較長，反映台灣股市有波動聚集的現象，在1987年到1992年初，長時間處於高波動狀態下。對應期間所發生之突發事件，台灣在1987年對外貿易鉅額出超，新台幣兌美元大幅升值，在預期的心理下，外資大量流入以套取利益，熱錢流入股市，造成證券市場加權指數突破千點大關，由於股價及房地產價格狂飆漲，影響社會大眾工作意願頗巨，輿論各界紛紛加以指責，要求政府提出對策以抑制社會追逐金錢遊戲之瘋狂現象，因此財政部於1988年9月24日宣布恢復課徵證所稅，震撼國內證券市場，造成股價大跌並有可能危及金融安定，最後不得不取消該措施。而1989年在新台幣升值、國民所得提高、新證券商開放和投資理財觀念改

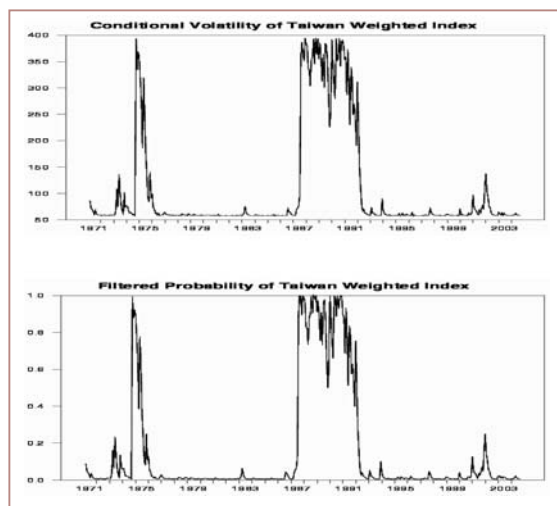


圖3 台灣加權股價指數高波動狀態及在高波動狀態下的當期機率值

變等多項因素推波助瀾之下，幾乎成為全民運動，使得股市創新紀錄登上1萬點的空前高峰，引發投機風潮。1990年初，股市行情承續上年漲勢，加權平均股價指數一路攀升，交易極為熱絡，之後受國內外經濟情勢轉趨不利及國內政局不安等因素的影響，股價指數連番下挫，再加上爆發波斯灣危機，股市更是一蹶不振。所幸在1991年由於波斯灣戰爭結束、國際油價回跌和國內景氣復甦的鼓舞，交易日益活絡，但下半年受新銀行開放家數眾多，籌募股金為數龐大及財政部大量釋出官股之影響，股票成交值明顯萎縮，股市由熱絡轉為清淡，政府為支應龐大資金需求，債券發行量明顯增加，債券市場大幅成長。在1992年為擴大國內證券市場規模及健全證券市場發展，政府加速引進外資投入證券市場及提高融資融券限額，以利證券市

場發展的需要。在這些事件的衝擊之下，使得台灣的股票市場在1987年到1992年初處於高波動狀態下。

圖4為香港恆生指數高波動狀態及在高波動狀態下的當期機率值相互對照，由圖中可看出狀態轉換的頻率相當頻繁，停留在同一個狀態的持續期間較長，反映香港股市有波動聚集的現象，在1970年代香港經濟起飛，股市更是前所未有的活躍，1972年股票交投額大增，不少人一夜之間致富，市民見賺錢容易便紛紛瘋狂地傾囊入市，然而，在1973年12月恆生指數從最高峰的1774.96點直線下跌到400.1點，暴跌了75%，股民損失慘重。此外，1987年的全球股災，以美國紐約股市崩跌為開端，引發許多國家的股票市場連續大幅下挫，在亞洲各國中以香港所受到的波及最為嚴重，證券市場被迫停市4天，而在復市之

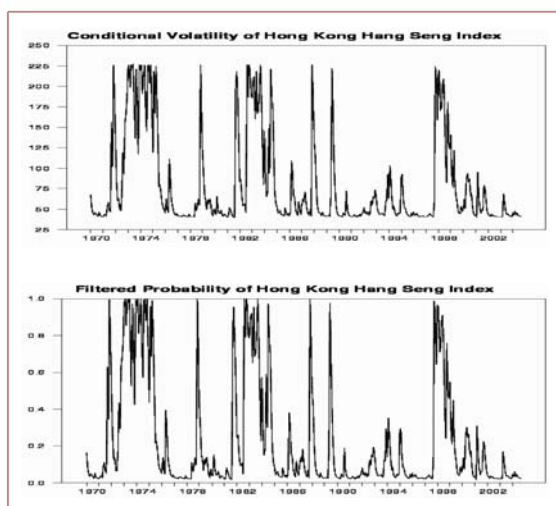


圖4 香港恆生指數高波動狀態及在高波動狀態下的當期機率值

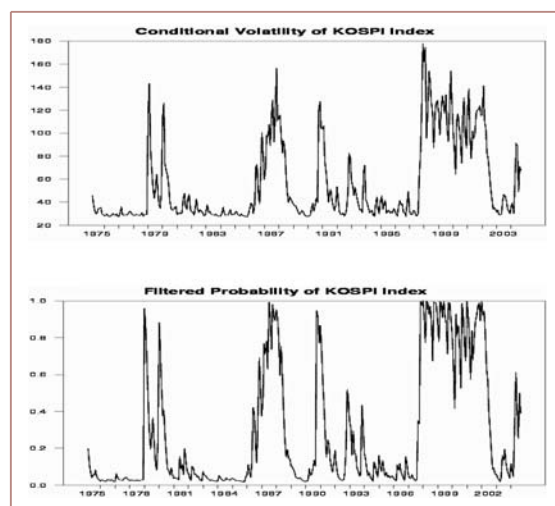


圖5 韓國綜合指數高波動狀態及在高波動狀態下的當期機率值

後，賣壓的拋單洶湧而出，市場根本無法接單，造成當日跌幅高達33.33%，創世界股市歷史上的最高跌幅紀錄。而在1997年香港主權回歸中國後，經濟出現崩盤式衰退，資產價值暴跌、總體經濟衰退及失業率屢創新高。

我們分析香港股票市場發現，反映系統風險的 β 係數在高波動狀態下高達1.337，屬於高風險市場，再加上股票市場沒有漲跌幅限制的規定，因此在遭受經濟情勢變動時，容易出現暴跌的現象。

圖5為韓國綜合指數高波動狀態及在高波動狀態下的當期機率值相互對照，由圖中可看出狀態轉換的頻率較低，停留在同一個狀態的持續期間較長，反映韓國股市有波動聚集的現象，在2001年韓國受美國911恐怖攻擊事件的影響，韓國綜合指數暴跌了12%，為當日亞太地區跌幅最大，創

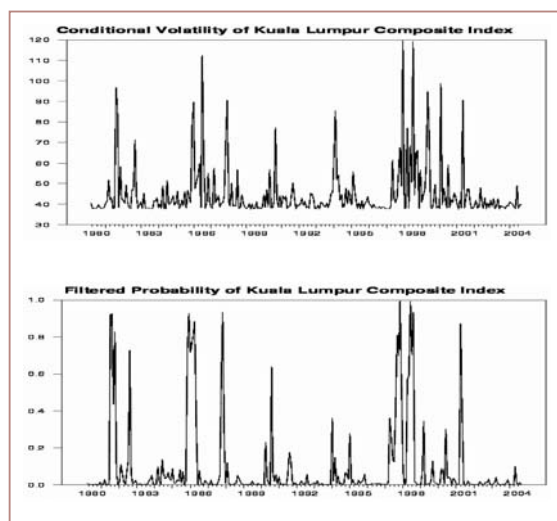


圖6 吉隆坡綜合指數高波動狀態及在高波動狀態下的當期機率值

下2001年以來的新低，且當日股市延遲到中午才開市。因近年來亞洲各國與美國股市的運動性增強，所以韓國在此事件中受到不小的衝擊。

圖6為馬來西亞的吉隆坡綜合指數高波動狀態及在高波動狀態下的當期機率值相互對照，由圖中可看出狀態轉換的頻率較低，停留在同一個狀態的持續期間較短，在傳統上，馬來西亞的吉隆坡綜合指數在大選來臨的前6個月會掀起漲風，證券市場把它稱為大選前的漲潮，換言之，馬來西亞的股市常因大選來臨的因素維持漲勢，以過去幾次的全國大選來說，在1982、1986及1990年的全國大選，皆產生了6個月的傳統漲潮，在1990年的漲勢更加可觀，高達8.8%，至於大選後的股市走勢，歷史紀錄顯示，只要大選順利進行，股市在大選後的1至3個月內仍然可以維持上揚的格局，並且會在6個月後政局全面穩定時再攀新高，而馬來西亞股市因大選而掀起的漲風與我們所估計出的高波動狀態期間相符合。

4.5 與過去文獻對比

本文研究目的在於探討亞洲四個股票市場波動狀態下，系統風險是否一致的問題，亦即當各國股票市場因全球性之突發政經事件或各國股市自身的經濟衝擊，造成股市陷入巨幅波動，系統風險的 β 係數將隨之提高，而且與各國股市處於穩定狀態下的 β 係數具有顯著差異，並探討對傳統的ICAPM模型加以改善後，是否能對資

產平均報酬提供合理解釋。

我們應用Hamilton and Susmel (1994)的SWARCH模型，劃分各國股價指數月報酬率在各時點的高、低波動狀態，藉以分析在相異高、低波動狀態下系統風險具有不對稱性，顯示 β 係數並非固定不變，而是會隨時間的改變而變動，因此採用馬可夫轉換模型與ARCH模型結合的SWARCH模型來刻劃。

在研究 β 係數不具對稱性的相關文獻中，Ramchand and Susmel (1998)採用SWARCH模型探討十個主要工業化先進國家，各國股市處於相異高、低波動狀態下， β 係數的非單一性。該研究結果指出，當股市處於高波動狀態下， β 係數較大，當股市處於低波動狀態下， β 係數較小，而本文以亞洲四個國家為研究對象，亦得到 β 係數具有不對稱性的相同結論。惟本文與Ramchand and Susmel (1998)的不同之處在於考慮到各國經濟結構的不同，景氣循環並非完全同步，經濟實質面與名目面衝擊的影響不盡相同等因素，我們認為各國在模型的設定上應為不同，因此，本文在干擾項的設定上考慮了三種模型，分別為干擾項具ARCH效果的模型3，干擾項具狀態轉換性質的模型4，與結合上述兩者的SWARCH模型5，並利用概似比檢定找出較適合的模型設定，各國在適當的模型設定下探討 β 係數的非單一性。

黎明淵 (2002) 認為在國際資金全球化趨勢下，跨國的股市相關性現象在未來會有增無減，因此對ICAPM加以修正，採用Hamilton (1989) 所提出的馬可夫模型，

劃分各國與全球股價指數報酬在各時點的高、低波動性狀態，結合GARCH模型，建構雙重 β 係數的ICAPM，實證結果發現藉由摩根史坦利公司的世界指數所建立的ICAPM對美、日及亞洲四小龍的股市報酬皆具有顯著解釋能力。另外，與單一 β 係數的ICAPM比較，其所建構之雙重 β 係數ICAPM可增加對各國股市報酬的統計解釋能力。傳統上單一 β 係數的設定，將低估在國內股市高波動下的市場風險，高估在國內股市低波動下的市場風險。而本文亦得到相同的結論，不同的是本文在檢定股價報酬率是否具有ARCH效果時，由表1的結果顯示，各國家的股價報酬率皆存在ARCH效果，所以將殘差項變異數設定為ARCH模型，而黎明淵 (2002) 則是以GARCH模型做為殘差項的設定。另外，由於馬可夫模型中的狀態轉換機率係內生決定，因此本文在模型的估計上讓資料客觀地劃分高、低波動狀態。而黎明淵 (2002) 則是採用兩階段的估計方法，主觀地利用指數函數的設定，因此可能有失客觀性。

5. 結論與建議

自從1960年代Sharpe (1964)、Lintner (1965) 與Mossin (1966) 提出資本資產定價模式後，市場模式即廣為流行，使得後續的許多研究皆以固定的 β 係數為假設進行研究，然而，國際間及各國國內突發的政治、經濟事件，往往使得股市呈現巨幅的波動，若假設資產的風險係數固定，不隨著經濟的情勢改變，顯然已違背常理。

而國內外許多的實證結果顯示 β 係數並非固定，會隨著時間的改變而變動，因此本文採用 Hamilton and Susmel (1994) 的 SWARCH 模型，刻劃股價指數月報酬率在各時點分屬高、低波動狀態，並結合傳統的 CAPM 模型，藉以探討在各種模型的設定下，是否能對資產的平均報酬提供合理的解釋。

本文的實證結果顯示，藉由摩根史坦利公司的世界指數所建立的 ICAPM 模型，對台灣、香港、韓國及馬來西亞等各國股市皆具有顯著的解釋能力。比較我們所建構的雙重狀態 β 與變異數非固定之 ICAPM 模型，皆優於模型一的傳統單一狀態 β 與變異數固定之 ICAPM 模型。各國的概似函數值在雙重狀態 β 與變異數非固定之 ICAPM 模型下皆明顯增大，表示雙重 β 係數的設定可增加 ICAPM 模型的概似函數值。雖然沒有一致性最佳的模型，但大致而言，各國在模型五的設定下所得到的最大概似估計值相較於其他模型大。

另外，各國股市的 β 係數皆顯著大於 0，且當各國股市處於高波動狀態時，股市的 β 係數明顯較大，表示其系統風險較高；反之，當各國股市處於低波動狀態時，股市的 β 係數明顯較小，表示其系統風險較低。值得注意的是，有些國家在高波動狀態下反而有較低的系統風險，隱含的意思為在高波動狀態下所要求的報酬是比較低的，根據 Glosten et al. (1993) 對這個發現解釋為高波動期間和投資者想去承擔風險的期間一致，所以被要求的風險溢酬就沒有那麼高了。再比較所有模型間的

系統風險，發現傳統 ICAPM 模型的系統風險，其實是高波動狀態與低波動狀態下系統風險的平均值，因此，傳統上單一 β 係數的設定，將低估股市高波動下的系統風險，高估股市低波動下的系統風險。在我們所建構的雙重狀態系統風險與變異數非固定的 ICAPM 模型下，系統風險在高、低波動下不同且具有統計顯著性，顯示其系統風險並非單一，和傳統的單一系統風險相異，因此 β 係數並非固定不變，會隨著時間的改變而變動，所以可用兩狀態的馬可夫模型來刻劃。

而經由本文的實證結果顯示，香港股票市場的系統風險明顯高於其他國家，我們猜測可能的原因為香港股票市場沒有股價漲跌幅限制的規定，任何突發的政經消息，都會造成股價的大幅震盪，容易出現暴漲或暴跌的劇烈波動，因此屬於高風險市場，而台灣、韓國以及馬來西亞的證券市場，為保護投資人並避免股價劇烈變動出現嚴重偏離的價格，皆訂定每日股價漲跌幅限制。

此外，近年來資本與技術的跨邊境活動日趨頻繁，加上新興工業化國家對資本流動及匯率管制的減少，在金融市場整合下，國際間的股市連動性較過去明顯增強，反映系統風險的 β 係數亦將擴增，而且在巨幅震盪的危機時刻，股市間的連動性往往更加明顯，我們認為跨國的股市連動性現象在未來更是有增無減。

基於投資風險分散的原則，幾乎所有專家都建議投資不能侷限於單一貨幣、單一基金、單一投資地區與產業，本文以國

際資本資產訂價模型下的 β 係數做為風險的衡量，提供投資者作為投資決策的參考指標之一，進而達到風險分散的目的，然而影響投資決策的因素很多，包括總體經濟、個體經濟、投資市場動向等層面，在投資過程當中，除了基本面、技術面、資金面等有力數據的分析之外，預期心理也是影響投資決策以及投資成效的因素之一，因此影響投資決策的因素眾多，投資者是否會依據資本資產訂價模型做國際性的分散投資，取決於投資者本身的偏好及風險承受度，本文的研究提供投資者風險分散的一個參考指標，另外值得一提的是在國際性分散投資時，除了考量投資風險的層面外，還應注意匯率風險，千萬不要賺了收益賠了匯差。

本文還有許多地方可以加以改進，例如本文在探討跨國性的國際投資組合時，並沒有把各國股市的價格限制給考慮進去，不同國家的股票市場其股市漲跌幅限制相異，在不同的價格限制下是否會影響其波動狀態？其次，由於國際上金融市場的整合，投資的觸角已不再侷限於單一國家或單一市場，因此除了亞洲市場外，可以再擴充研究的範圍，這些都是可以繼續研究的議題。

參考文獻

- 黎明淵 (2002), 高、低股市波動狀態下之雙重貝它係數檢測—美國、日本與亞洲四小龍股市實證研究,《臺灣管理學刊財務金融特刊》, 2 : 2, 頁 99—118。
- Agmon, T. (1974), "The Relations Among Equity Markets in the United States, United Kingdom, Germany and Japan," *Journal of Finance*, 28, 839—855.
- Bekaert, G. and C. Harvey (1995), "Time-varying World Market Integration," *Journal of Finance*, 50, 403—444.
- Black, F., M. Jensen, and M. Scholes (1972), "The Capital Asset Pricing model: Some Empirical Tests," *In Studies in the Theory of Capital Markets*, M. Jensen (ed). Praeger: New York; 1972.
- Black, F. (1993), "Beta and Return," *Journal of Portfolio Management*, 19, 8—18.
- Blume, M.E. (1971), "On the Assessment of Risk," *Journal of Finance*, 26, 1—10.
- Bollerslev, T., R.F. Engle, and J.M. Wooldredge (1988), "A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances," *Journal of Political Economy*, 96, 116—131.
- Brooks, R., R. Faff, and M. McKenzie (1998), "Time-Varying Beta Risk of Australian Industry Portfolios: A Comparison of Modelling Techniques," *Australian Journal of Management*, 23, 1—22.
- Chen, S.-W. and C.-H. Shen (2004), "Price common volatility or volume common volatility? Evidence from Taiwan exchange rate and stock markets," *Asian Economic Journal*, 18, 185-211
- Chen, S.-W. and C.-H. Shen (2006), "When Wall Street Conflicts with Main Street, --The Divergent Movements of Taiwan's Leading Indicators--," *International Journal of Forecasting*, forthcoming.
- Choudhry, T. (2002), "The Stochastic structure of the Time-varying Beta : Evidence from UK

- Companies,” *Blackwell Publishers in his Manchester School*, 70, 768 – 791.
- Cumby, R.E. and J.D. Glen (1990), “Evaluating the Performance of International Mutual Funds,” *Journal of Finance*, 45, 497 – 522.
- Eun, C. S. (1994), “The Benchmark Beta, CAPM, and Pricing Anomalies,” *Oxford Economic Paper*, 46, 330 – 343.
- Fabozzi, F.J. and J.C. Francis (1978), “Stability Tests for Alphas and Betas Over Bull and Bear Market conditions,” *Journal of Finance*, 32, 1093 – 1099.
- Fama, E. and K. French (1992), “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance*, 47, 427 – 465.
- Fama, E. and K. French (1993), “Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, 33, 3 – 56.
- Fama, E. and K. French (1996), “The CAPM Is Wanted, Dead or Alive,” *Journal of Finance*, 51, 1947 – 1958.
- Fama, E. and R. Macbeth (1973), “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Test,” *Journal of Political Economy*, 81, 453 – 474.
- Ferson, W.E. and C.R. Harvey (1994), “Sources of Risk and Expected Returns in Global Equity Markets,” *Journal of Banking Finance*, 18, 755 – 803.
- Glosten, L.R., R. Jagannathan, and D. Runkle (1993), “Relationship Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks,” *Journal of Finance*, 48, 1779 – 1801.
- Groenewold and Fraser (1999), “Time-varying Estimates of CAPM Betas,” *Mathematics and Computers in Simulation*, 48, 531 – 539.
- Hamilton, J.D. (1989), “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle,” *Econometrica*, 57, 357 – 384.
- Hamilton, J.D. and R. Susmel (1994), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime,” *Journal of Econometrics*, 64, 307 – 333.
- Hansen, B.E. (1992), “The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP,” *Journal of Applied Econometrics*, 7, S61 – S82.
- Hansen, B.E. (1996), “Erratum: The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP,” *Journal of Applied Econometrics*, 11, 195 – 198.
- Harvey, C. R. and G. Zhou (1993), “International Asset Pricing with Alternative Distributional Specifications,” *Journal of Empirical Finance*, 1, 107 – 131.
- Huang, R. H. C. (2000), “Test of Regime-switching CAPM,” *Applied Financial Economics*, 10, 573 – 578.
- Huang, R. H. C. (2001), “Test of CAPM with Nonstationary Beta,” *International Journal of Finance and Economics*, 6, 255 – 268.
- Jagannathan, R. and Z. Wang (1996), “The Conditional CAPM and The Cross-Section of Expected Returns,” *Journal of Finance*, 51, 3 – 54.
- Kothari S. P., J. Shanken, and R. G. Sloan (1995), “Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Return,” *Journal of Finance*, 50, 185 – 224.
- Koutmos, G., U. Lee, and Theodossiou (1994), “Time-varying Betas and Volatility Persistence in International Stock Markets,”

- Journal of Economics and Business*, 46, 101 – 112.
- Lessard, D.R. (1974), “World, National and Industry Factors in Equity Returns,” *Journal of Finance*, 29, 379 – 391.
- Lin, C.H. (2002), “Time-varying Betas in Taiwan Stock Market,” *Conference on Pacific Basin Finance, Economics, and Accounting, Singappre*.
- Lintner, J. (1965a), “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Ricky Investments in Stock Portfolios ans Capital Budgets,” *Review of Economics and Statistics*, 47, 13 – 47.
- Lintner, J. (1965b), “Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification,” *Journal of Finance*, 20, 587 – 616.
- Mark, N. (1988), “Time-varying Betas and Risk Premia in the Pricing of Forward Foreign Exchange Contracts,” *Journal of Financial Economics*, 22, 335 – 354.
- Markowitz, H.M. (1952), “Portfolio Selection,” *Journal of Finance*, 7, 77 – 91.
- McKenzie, M.D., R.D. Brooks, R.W. Faff, and Y. K. Ho (2000), “Australian Industry Beta Risk, the Choice of Market Index and Business Cycles,” *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, 85 – 106.
- Mossin, J. (1966), “Equilibrium in a Capital Asset Market,” *Econometrica*, 34, 68 – 83.
- Prakash, A. J., M. A. Reside, and M. W. Smyser (1993), “A Suggested Simple Procedure to Obtain Blue Estimator of Global Beta,” *Journal of Business Finance and Accounting*, 20, 755 – 760.
- Ramchand, L. and R. Susmel (1998), “Variances and Covariances of International Stock Returns: the International Capital Asset Pricing Model Revisited,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, 39 – 57.
- Reyse, M.G. (1999), “Size, Time-varying Betas and Conditional Heteroscedasticity in UK Stock Market,” *Review of Financial Economics*, 8, 1 – 10.
- Schwert, G.W. and P.J. Seguin (1990), “Heteroskedasticity in Stock Returns,” *Journal of Finance*, 45, 1129 – 1155.
- Scott, E. and S. Brown (1980), “Biased Estimators and Unstable Betas,” *Journal of Finance*, 35, 49 – 55.
- Sharpe, W.F. (1964), “Capital Asset prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk,” *Journal of Finance*, 19, 425 – 442.
- Shen, C. H., & Wang, L. R. (1998), “Daily serial correlation, trading volume and price limits? Evidence from the Taiwan stock market.,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, 251 – 273.
- Solnik, B.H. (1974), “The International Pricing of Risk: an Empirical Investigation of the World Capital Market Structure,” *Journal of Finance*, 29, 48 – 54.