

## 亞洲股市報酬波動多重結構性轉變之研究

柏婉貞

正修科技大學金融管理系

### 摘 要

本研究旨在從財務理論與實證角度，提供不同的研究觀點來分析自 1990 至 2012 期間，中國、印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、香港、泰國、韓國及台灣等 9 個國家，股票市場報酬波動結構性改變。本文延伸 Bai and Perron(2003)及 Eizaguirre et al., (2004)多重結構性改變模型，採用最大概似比函數檢定法估出平均數方程式及變異數方程式同時發生結構性轉變之發生時點，探討亞洲股票市場波動結構性改變。本研究發現各國股票市場除了中國市場之外，報酬與波動結構性轉變之發生時點均在 1997 年亞洲金融風暴期間與 2008 年全球金融海嘯期間，意味著金融危機導致亞洲股市呈現不穩定性。

**關鍵詞：**結構性改變、股票市場、最大概似比函數檢定法



## The Study on Multiple Structural Change in Asia Stocks Markets Return Volatility

Wan-Chen Po  
Cheng - Shiu university  
Department of Financial Management

### ABSTRACT

In this paper I from the theory and empirical view to investigate the China, Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Hong Kong, Thailand, Korea, and Taiwan the multiple structural change in stocks return volatility over the period 1990-2012. This paper extending the Bai and Perron (2003) and Eizaguirre et al., (2004) models to apply the technique of maximum likelihood ratio test and the GARCH model with dummy variables in the mean and variance equations to analyze the multiple structural change in stocks return volatility, I find that the 1997 Asia Financial Crisis and 2008 Global Financial Crisis are structural breaks point in the Asia countries beside China which indicates that Asia stocks markets unstable cause by financial crisis.

Key words: Structural change, Stock markets, Maximum likelihood ratio test



## 一、前言

亞洲金融危機於1997年7月泰銖大貶而掀開序幕，其影響快速的蔓延至東南亞各國，不僅泰國的匯市和股市受到嚴重的影響，進而影響了整個亞洲國家的經濟發展，雖然傳遞至各國的速度與各國受影響的程度皆不一樣，但有如骨牌效應般，全球的經濟繼而受到衝擊，甚至造成一些新興國家的經濟嚴重衰退。亞洲金融風暴後，仍有許多對金融環境的衝擊，尤其是美國次級房貸所引發的金融風暴，迅速重創金融體系，並波及全球經濟，這場金融風暴讓全球金融市場經歷了近年來從未遭遇到的困境。金融危機和其他重大事件造成國際間大量的資本移動，全球金融市場危機也突顯出各國股票市場波動性的重要性。

過去金融資產報酬波動之因素是眾多學者與業者關心的議題，舉凡風險管理、資產配置與市場效率性檢定均視波動為模型架構，並在財務金融與經濟等各領域中被廣泛地應用。股市的波動性變大多會影響企業投資支出(Zuliu, 1995)，進而影響經濟體系的表現(Levine and Zervos, 1996; Arestis et al., 2009)，因投資者將股市波動性變大視為投資的風險增加，所以減少對股市投資進而增加投資風險較低的資產，此投資者減少購買股票這種現象會導致企業所籌措資金成本提高，因此過大的波動性會妨礙經濟體系的正常運轉並且導致結構性的變化。倘若整個樣本估計期間模型具有波動之結構性轉變，而投資人卻忽略，會造成迴歸係數在實際高波動區產生低估現象，而低波動區產生高估現象，故欲正確預測波動性須作結構性轉變之檢測。

過去針對這些金融危機的研究多數著重在報酬率的探討(Campbell, 1987; Fama and French, 1988; Kirby, 1997; Kothari and Shanken, 1997; Baker and Wurgler, 2000; Ang and Bekaert, 2001)，較少文獻研究波動性的變化與影響(Black, 1976)。然而在財務理論上，無論在資產評價或動態避險等方面，波動性均扮演著很重要的角色。全球金融危機造成股票市場產生劇烈變化，導致資產價格大幅下跌與市場波動上升的特性，更重要的含意是在危機時期各國市場由於彼此結構潛在變動而引起的投資組合與風險管理。因此，瞭解亞洲國家是否存在股市波動結構性改變對廠商風險管理與資產配置決策評估極其重要。

本研究旨在從財務理論與實證角度，提供不同的研究觀點來分析自1980至2012年期間，中國、印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、香港、泰國、韓國及台灣等9個國家做為研究對象，分別以各國股票市場資料作為變數，探討股市波動結構性改變。本文延伸Bai and Perron(2003)及Eizaguirre et al., (2004)多重結構性改變模型，採用最大似似比函數檢定法估出平均數方程式及變異數方程式同時發生結構性轉變之發生時點，探討亞洲股票市場波動結構性改變。本研究創新重點在於提供GARCH模型為基礎來詮釋股票市場波動性，驗證發生此結構性轉變原因可能主要來自於亞洲金融風暴與全球金融海嘯之概念。事實上，結構性變動存在之理由，擴展了現有實證研究的範疇。同時可提供企業投資組合規劃與風險管理技術，有助於廠商投資平台技術能力提升，對產業界資金運用極其重要。亞洲國家在經歷亞洲金融風暴及全球金融風暴後，亞洲股市的波動性產生了結構性改變是值得探討的議題，期望能因考慮結構性轉變現象而能更正確預測股市波動性以提供投資者及企業參考。

本文與過去文獻有以下幾點差異：第一、本文檢視亞洲股票市場是否存在波動結構性改變，結構性變動存在之理由，擴展了現有實證研究的範疇。第二、本文分別用 Bai and Perron(2003)及 Eizaguirre et al., (2004)的內生結構性轉變點之程序，估計結構性轉變之個數及其發生時點。第三、本文利用亞洲股票市場高頻日交易資料取代週、月低頻資料。最後，早期文獻集中分析在先進國



家股市波動結構性改變，殊少研究強調亞洲股票市場波動之特性，本研究補足此缺失，因此實證結果具有實務及學術性的參考價值。

## 二、文獻探討

Engle and Patton(2001)提出金融資產價格具有三種波動的特性：第一、金融資產價格波動具有叢聚性(volatility clustering)與異質性(heteroscedasticity)。第二、金融資產價格波動具有平均數復歸(mean reversion)的傾向。第三、金融資產價格波動具有不對稱的現象。事實上近年來關於資產價格波動性的研究，除了發現時間序列具有波動叢聚的現象外，更進一步發現資產價格的波動具有不對稱性(Black, 1976；Fornari and Mele, 1997；Avramov et al., 2004)以及波動同時包含了長短期兩種不同的波動特性(Gallagher, 1999；Hwang and Satchell, 2010)，但由於一般的ARCH、GARCH模型並無法掌握報酬率波動的不對稱性和區分出長短期波動的不同，於是近代發展出不同的GARCH的模型來分析資產價格波動的各種特性。換言之，應用GARCH模型之優點在於它可捕捉波動聚集(volatility clustering)、波動持續性和厚尾分配，但Lamoureux and Lastrapes (1990)發現條件變異之所以會有高持續現象是因為未考慮波動存在結構改變情況，在納入考慮結構改變的虛擬變數之後，GARCH模型的高持續性現象也消失了。另外，有關於結構性轉變研究包含Kim and Kon(1999)以道瓊工業中30檔成份股及S&P500、CRSP價值加權兩指數的日報酬率，用順序最高事後機率密度HPD(Highest Posterior Density) test 檢測變異數變化點的個數。Kang(1999)研究比利時、加拿大、法國、義大利、德國、日本、瑞士及英國等八個國家名目匯率之日資料，用t分配之GARCH模型來估計，並利用概似比率及參數穩定測試來檢定，大部分國家在非預期匯率變動之平均數及變異數皆呈現顯著性結構性變化。Lee(2000)以Quandttest 檢測結構轉變的發生時間點，並以虛擬變數(Dummy Variable)來檢測當數列存在結構性轉變時，是否會對變數循環之波動造成影響。Gil-Alana(2002)以考慮結構性變化之分數共整合過程來探討美國利率之月資料，當迴歸模型包含平均數移轉時會讓序列之共整合次數會降低，亦即當考慮結構性變化時此序列仍然為非定態但過程之均數復歸速度會加速。Andreou and Ghysels(2002)以FTSE、HIS、NIKKEI及S&P500指數之日資料用Inclan and Tiao test、Kokoszka and Leipus test 來檢定報酬率之條件變異數之單一結構性變化點及利用Lavielle and Moulines test 來檢定報酬率之條件變異數之多重結構性變化點，由實證結果可發現有多個結構性變化點存在且與亞洲及俄羅斯金融危機有關。Gannon and Au-Yeung(2011)應用香港恆生指數(HIS)及香港恆生指數期貨(HISF)的每日開、收盤價及HISF合約交易量，發現包含3個轉變點之雙變數BEKK-GARCH(1,1)模型可捕捉HIS及HISF之波動度結構性變化，而產生此結構性變化之原因為香港市場廢止平盤下不可放空、增加期貨之原始保證金及電子交易制度所致。Eizaguirre et al., (2004)以Bai and Perron(1998,2003a,b)所採用的程序及1941至2001年西班牙股市月資料探討股市的波動性是否有顯著的變化，經實證結果發現1972年股市的波動性存在結構性變化，因西班牙從1972到2001年有許多重大的金融改革及經濟開放政策導致交易量成長，近而導致股市波動性變大。

綜合上述學者相關研究技術，本計畫發現早期文獻集中分析在先進國家股市波動結構性改變，殊少研究強調亞洲股票市場波動之特性，尤其是新興市場國家。事實上，亞洲金融風暴肇因於泰銖大貶繼而掀開了亞洲金融風暴的序幕，進而影響了整個亞洲國家的經濟發展。另外，在研究技術上，本研究應用多重結構性轉變同時估計結構性轉變之個數及其發生時點。估計結果更加準確，以符合產業分析模式。



### 三、研究方法

本研究是先用 Bai and Perron(2003)的內生結構性轉變點之程序求出平均數方程式發生結構性變化的時間點，及參照 Eizaguirre et al., (2004) 所用方法，利用最大 LR 檢定統計量的發生時點為平均數方程式及變異數方程式同時發生結構性變化的時間點估計 GARCH 模型。Bai and Perron(2003a)所提出的最小殘差平方法來估計平均數方程式之結構性轉變個數，實證方法首先以 Sup F 檢定，若檢定結果為拒絕沒有結構性轉變點的虛無假設，則表示存在有結構性轉變點，其次觀察 Sup F(L|L + 1)順序檢定結果，判定結構性轉變點的個數，接著觀察這些結構性轉變點發生在什麼時候，以及個別之 95%信賴區間，最後估計這些結構性轉變點所區隔之不同區間的變數參數。實證步驟如下：

首先利用最小殘差平方粗估平均數方程式發生結構性轉變之個數及其發生時點，在以最大似似函數值檢定法估出平均數方程式及變異數方程式同時發生結構性轉變之個數及其發生時點。接著，利用無結構性轉變虛擬變數、平均數方程式加入結構性轉變虛擬變數、平均數方程式及變異數方程式同時加入結構性轉變虛擬變數等三個 GARCH(1,1)模型進行參數之估計及相關分析。結構性轉變點檢測理論及實證模型等相關理論進行說明於下：

#### 1、平均數方程式之多重結構性轉變

Bai and Perron(1998)提出藉由最小殘差平方法可估計變數在線型模型中是否存在結構性轉變，因為此方法並未對於結構性轉變點加以限定，所以結構轉變點可能不只有一個，茲將此方法敘述如下：

假設變數  $y_t$  本身存在  $m$  個結構轉變點，迴歸模型則可以表示如下式：

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t, t = t_{j-1} + 1, \dots, t_j \quad (1)$$

其中  $y_t$  為  $t$  期相依觀察變數， $x_t$  為  $(p \times 1)$  維的向量， $z_t$  為  $(q \times 1)$  維的向量，而  $\beta$  和  $\delta_j$  為與其相對應變數的係數向量，且  $j=1, 2, \dots, m+1$ ， $u_t$  為  $t$  期的干擾項，而  $(t_1, t_2, \dots, t_m)$  為未知的結構轉變點。若將上式中  $x_t'$  的係數向量  $\beta$  設定不可變動的，則稱為部分的結構轉變模型；但若將  $p$  設為零，則可得到完全的結構轉變模型。 $m$  區間  $(t_1, t_2, \dots, t_m)$  中的每一個參數  $\beta$  以及  $\delta_j$  均用最小殘差平方法做估計：

$$\sum_{j=1}^{m+1} \sum_{t=T_{j-1}+1}^{T_j} [y_t - x_t' \beta - z_t' \delta_j]^2 \quad (2)$$

令  $\hat{\beta}(\{t_j\})$  和  $\hat{\delta}(\{t_j\})$  為  $m$  個區間  $(t_1, t_2, \dots, t_m)$  的估計值，代入目標函數，並令殘差平方和為  $S_T(t_1, \dots, t_m)$ ，則所估計的結構性轉變點為：

$$(\hat{t}_1, \dots, \hat{t}_m) = \operatorname{argmin}_{t_1, \dots, t_m} S_T(t_1, \dots, t_m) \quad (3)$$

其中每個區間都已經滿足最小殘差平方和，迴歸參數估計值則與  $m$  個區間相關，因此每個區間有每個區間的估計式，當  $m > 2$  時就可以使用此方法來估計。

Bai and Perron 也提出了 Sup F、UDmax 與 WDmax、Sup F(L|L + 1)等幾個檢定方法對結構性轉變的個數進行檢定。其中 Sup F 檢定是用來檢定結構性轉變點是否存在，其虛無假設為沒有



結構性轉變點(i.e.  $H_0:m=0$ )；而對立假設為存在  $k$  個結構轉變點(i.e.  $H_1:m=k$ )；UDmax 與 WDmax 檢定是用來檢定是否有未知個數的結構性點存在，其虛無假設  $H_0$  為沒有結構性轉變點，對立假設  $H_1$  為有未知個數的結構性點；Sup  $F(\mathbf{L}|\mathbf{L} + \mathbf{1})$  是用來檢定未知個數的結構性點，其虛無假設  $H_0$  與  $L$  個結構性轉變點，對立假設  $H_1$  為有  $L+1$  個結構性轉變點。

## 2、GARCH model 之多重結構性轉變

Bai and Perron(1998)所發展出適用於變異方程式參數的技術方法是用於尋找 GARCH 模型中  $\alpha_0, \alpha_1$  和  $\alpha_2$  此 3 個變異參數發生變化的可能時點，而其檢定過程及臨界值是依照 Bai 以及 Perron(1998,2003a,b)所發展出的研究架構，Eizaguirre et al., (2004) 則依結構變化的時間點為分界點將樣本資料分成兩段，再分別用無結構性轉變虛擬變數之 GARCH 模型估計。茲將方法敘述如下

$$\begin{aligned} r_t &= \beta_0 D_1 + \beta_0 D_2 + \beta_1 D_1 r_{t-1} + \beta_1 D_2 r_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} \end{aligned} \quad (4)$$

其中  $r_t$  為 9 國股票市場在第  $t$  天的市場指數報酬率， $\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \alpha_2 \geq 0$  及  $\alpha_1 + \alpha_2 \leq 1$ ，而  $D_1, D_2$  為兩個虛擬變數滿足下列條件

$$D_2 = (1 - D_1), D_1 = \begin{cases} 1, & \text{若 } t > \text{結構性轉變時間點} \\ 0, & \text{其他時間} \end{cases}$$

另外，Eizaguirre et al., (2004)提出最大 LR 檢定統計量的發生時點為平均數方程式及變異數方程式同時發生結構性變化的時間點，其模型表示如下：

$$\begin{aligned} r_t &= \beta_0 D_1 + \beta_0 D_2 + \beta_1 D_1 r_{t-1} + \beta_1 D_2 r_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 D_1 + \alpha_0 D_2 + \alpha_1 D_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_1 D_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 D_1 h_{t-1} + \alpha_2 D_2 h_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

其中  $\alpha_0 > 0, \alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \alpha_1 \geq 0, \alpha_2 \geq 0, \alpha_2 \geq 0$ , and  $\alpha_1 + \alpha_2 \leq 1, \alpha_1 + \alpha_2 \leq 1$

而  $D_1, D_2$  為兩個虛擬變數滿足下列條件

$$D_2 = (1 - D_1), D_1 = \begin{cases} 1, & \text{若 } t > 0, \text{結構性轉變時間點} \\ 0, & \text{其他時間} \end{cases}$$

或亦可以此結構變化的時間點為分界點將樣本資料分成兩段，再分別用無結構性轉變虛擬變數之 GARCH 模型估計。

檢測結構性變化是否顯著的相關理論詳述如下：

假設在有  $\ell$  個結構性變化之時間集合  $t$  內，使用  $q$  個參數去估計，而現在檢測是否有第  $(\ell + 1)$  個結構性變化存在，若第  $(\ell + 1)$  個結構性變化確實存在，則上述  $q$  個參數估計值將會發生變化。故檢定虛無假設  $H_0$ ：為僅存在  $\ell$  個結構性變化點(限制模型)，而對立假設  $H_1$ ：存在  $\ell + 1$  個結構性變化點(非限制模型)，其檢定統計量如下：

$$LR_t(\ell + 1|\ell) = -2 \left[ L(t, \hat{\theta}(t)) - L(t^*, \hat{\theta}(t^*)) \right] \quad (6)$$

其中  $t=(t_1, t_2, \dots, t_\ell)$  為含有  $\ell$  個結構性變化點的時間集合； $t^*=(t_1, t_2, \dots, t_{\ell+1})$  為假設第  $\ell + 1$  個結構性變化點存在的時間集合； $\hat{\theta}(t)$  為模型中所有參數的 ML 估計值； $L(t, \hat{\theta}(t))$  為在時間集合



$t=(t_1, t_2, \dots, t_\ell)$ 中包含 $\ell$ 個結構性變化點的對數概似函數值； $L(t^*, \hat{\theta}(t^*))$ 為含 $\ell + 1$ 個結構性變化點存在的時間集合 $t^*=\{t, \tau\}$ 之對數概似函數，時間點 $\tau$ 為另一額外結構性變化點； $L(t, \theta)$ 為時間集合 $t$ 中存在 $\ell$ 個結構性變化點的對數概似函數如下式：

$$L(t, \theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^{t_1} \left[ \ln h_{1,t} + \frac{\varepsilon_{1,t}^2}{h_{1,t}} \right] - \frac{1}{2} \sum_{t=t_1+1}^{t_2} \left[ \ln h_{2,t} + \frac{\varepsilon_{2,t}^2}{h_{2,t}} \right] - \frac{1}{2} \sum_{t=t_m}^T \left[ \ln h_{m+1,t} + \frac{\varepsilon_{m+1,t}^2}{h_{m+1,t}} \right] \quad (7)$$

其中 $\varepsilon_{i,t} = r_{0,t} - \beta_{0,i} - \beta_{1,i} r_{t-1}$ ； $h_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \alpha_{2,i} h_{i,t-1}$ ； $\theta$ 代表所有會改變及不會改變的參數的集合。而尋找新的結構性變化點發生的時間是使用 sup LR 檢定統計量為

$$\text{Sup LR: } \sup_{\tau \in T^*} LK_{\tau}(\ell + 1 | \ell) \quad (8)$$

其中 $T^*$ 為所有可能發生新結構性變化的時點的時間集合， $\hat{t}$ 為新的結構性變化點的發生時間點須滿足下式

$$\hat{t} = \underset{\tau \in T^*}{\text{argmax}} LK(t^*, \hat{\theta}(t^*)) = \underset{\tau \in T^*}{\text{argmax}} [\text{sup} LK_{\tau}(\ell + 1 | \ell)] \quad (9)$$

若 sup LK 檢定統計量大於臨界值，便拒絕虛無假設 $H_0$ ：存在 $\ell$ 個結構性變化，表示新的結構性變化點 $\hat{t}$ 。參數估計值在結構性變化發生的前或後發生變化完全視 $\hat{\theta}(\hat{t})$ 而定。

#### 四、實證結果與分析

本文利用 Bai and Perron (1998, 2003) 及 Eizaguirre et al., (2004) 多重結構性改變模型方法，分析中國、印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、香港、泰國、韓國及台灣等 9 個國家，探討股市報酬波動是否存在多元結構性改變，資料來源為經濟新報資料庫(TEJ)各國股市報酬之日資料，樣本期間為 1990 年 1 月 1 日至 2012 年 12 月 31 日。本研究利用最小線性平方法和各種檢定統計量檢測出資料是否存在多元結構性改變，及各個結構性改變點的發生時間。並且與當時所發生的重大政策與事件相互比較，如此便可以發現是那些事件造成股市報酬波動的結構改變。另外，研究變數可能發生新結構性變化的時點的時間集合 $T^*$ ，必須去除部分最初以及最終的觀察值以及在可能時間集合 $t=\{t_1, t_2, \dots, t_\ell\}$ 附近的觀察值，這樣是為了保證在每個樣本期間的參數能準確地被估計。故在尋找第 2 個結構性變化所使用的樣本期間是第一個結構性變化所使用的樣本期間去除前後各 15%，即 $T^* = \{0.15T, 0.85T\}$ ，亦即每次尋找新的結構性變化點時，都須將前一個結構性變化的樣本期間去除前後各 15%。

##### 1、基本統計量

表 1 顯示中國、馬來西亞、新加坡、香港、韓國股市報酬率為正值而印尼、菲律賓、泰國與台灣股市報酬率呈現負值；標準差結果顯示，以中國股價報酬風險最大，韓國次之；另外，偏態係數顯示除了菲律賓股價報酬率為左偏外其餘為右偏分配；峰態係數均大於 3 可知各國股價報酬皆呈現高狹峰分配。



表 1 各國報酬率基本統計資料

國家	平均值	標準值	偏態	峰態
中國	0.154	1.704	0.165	8.487
印尼	-0.031	1.447	0.574	5.201
馬來西亞	0.029	1.320	0.285	4.268
菲律賓	-0.046	1.284	-0.384	6.475
新加坡	0.130	1.205	0.330	3.204
香港	0.104	1.347	0.412	5.620
泰國	-0.048	1.018	0.287	4.865
韓國	0.184	1.621	-0.241	5.482
台灣	-0.027	1.540	0.321	6.152

## 2、各國股市報酬率結構改變檢定

我們利用Sup F、UDmax與WDmax、Sup F(L|L + 1)等幾個檢定方法對結構性轉變的個數進行檢定。表2 為各國股市報酬結構改變檢定結果，我們發現所有國家的Sup F、UDmax與WDmax統計檢定值均大於5%臨界值，可以判斷在1990至2012期間這些國家至少一次結構性改變，若存在結構性改變現象，則進一步以Sup F(L|L + 1)來檢測結構性改變次數，除了中國股市統計值3.45小於Sup F(2/1)的5%臨界值8.58之外，其他各國在Sup F(2/1)統計值均大於5%臨界值，意味著中國股市報酬僅存在一次結構改變，結構性轉變點發生在1997年7月第三週亞洲金融風暴期間另外，我們亦發現其他各國在Sup F(3/2)統計值均小於5%臨界值，表示這些國家存在二次結構性改變現象。結構性轉變點分別發生在1997年亞洲金融風暴期間與2008年6月第二週全球金融海嘯期間。

## 3、GARCH model 之多重結構性轉變檢定

本研究所使用的模型為基本的 GARCH(1,1)模型，並假設在某些時點發生結構性變化  $t = \{t_1, t_2, \dots, t_m\}$ ，亦即  $\alpha_0, \alpha_1$  和  $\alpha_2$  三個變異參數在每個時點  $t_1$  發生改變。檢測這三個參數是否改變的方法為尋找到發生受限制變化的時點以後，必須先去檢測第一個結構性變化是否顯著而其虛無假設  $H_0$  為無結構性變化，如果否定了虛無假設，及代表存在一個結構性變化存在。接下來再去尋找是否有第二個結構性變化存在，在按上述程序重覆執行。表 3 為各國報酬率波動之結構轉變點檢定結果，同樣的我們發現除了中國股市報酬率波動之結構轉變點發生在 1997 年 7 月亞洲金融風暴期間之外，其餘亞洲國家均出現二次結構性改變現象。結構性轉變點分別發生在 1997 年亞洲金融風暴期間與 2008 年 6 月第二週全球金融海嘯期間。

Hansen(2001)主張結構改變的存在反應著事件或危機的發生。本研究實證結果發現樣本國家至少都發生過一次結構轉變，意味著這些國家發生結構轉變的原因可能是來自於金融危機，其中亞洲金融風暴乃肇因於國際資金大量湧入東南亞，炒熱房地產及股票市場，從泰國蔓延開來的金融風暴，席捲東南亞後，又轉向東北亞，整個亞洲地區都難以置身事外。而發生此結構性轉變原因可能為這段期間亞洲國家政府在外匯制度進行多項開放措施所導致國內大量資金淨流出。另外，全球金融海嘯始於美國房市崩跌，並透過金融資產證券化、衍生性金融商品使風暴擴及全球，震撼全球金融市場。唯獨中國，僅些微的受到影響且並無導致慘重的經濟危機，本文推測乃因中國金融市場開放程度低，金融業未暴露於更複雜及高槓桿的金融商品。

本研究實證結果意味著亞洲國家在金融危機期間，各國的股市皆受到影響，而股市波動性過大會妨礙金融體系的正常運轉並且導致結構性的變化，因此，投資者在投資決策過程中，不僅要評估持有資產報酬大小，亦要衡量資產報酬波動所產生的風險，波動性扮演著很相當重要的角色。





表 2 各國股市報酬結構改變檢定

國家	Sup F(1/0)	Sup F(2/1)	Sup F(3/2)	Sup F(4/3)	UDmax	WDmax
中國	23.14*	3.45	2.30	-	80.21*	105.42*
印尼	26.23*	18.09*	1.90	-	76.43*	99.25*
馬來西亞	21.56*	17.80*	2.24	-	81.09*	97.50*
菲律賓	22.60*	19.03*	2.03	-	82.02*	87.33*
新加坡	25.07*	17.42*	2.31	-	79.34*	89.31*
香港	26.58*	16.30*	1.97	-	75.75*	84.08*
泰國	25.70*	18.64*	1.79	-	79.41*	93.02*
韓國	25.81*	19.21*	2.27	-	80.34*	96.46*
台灣	22.38*	18.05*	2.51	-	82.40*	85.91*

說明：1.\*表示在5%顯著水準下顯著。

2. UDmax檢定為虛無假設:無結構改變時間點，而對立假設為3個之內的結構改變時間點的右尾假設檢定。5%臨界值8.88。

3. WDmax是依據各權重不同所計算出來的統計量，其假設檢定亦與UDmax相同。5%臨界值9.91。

4. Sup F(m/m+1)表示當虛無假設為m個結構改變時間點，而對立假設為m+1個結構改變時間點，例如：當m=0時，則Sup F(1/0)。表示這時間點的虛無假設為無結構改變時間點，對立假設為有一個結構改變的時間點。5%臨界值8.58。

表 3 各國報酬率波動之結構轉變點檢定

國家	對數概似函數值	結構性轉變點
中國	-3012.74	1997年7月
印尼	-3088.20	1997年7月、2008年6月
馬來西亞	-2947.01	1997年7月、2008年6月
菲律賓	-2870.31	1997年7月、2008年6月
新加坡	-3058.27	1997年7月、2008年6月
香港	-3163.60	1997年7月、2008年6月
泰國	-2977.03	1997年7月、2008年6月
韓國	-2954.98	1997年7月、2008年6月
台灣	-3143.76	1997年7月、2008年6月

## 五、結論與建議

本研究旨在從財務理論與實證角度，提供不同的研究觀點來分析自1990至2012期間，中國、印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、香港、泰國、韓國及台灣等9個國家，股票市場報酬波動結構性改變。本文延伸Bai and Perron(2003a,b)及Eizaguirre et al., (2004)多重結構性改變模型，採用最大似比函數檢定法估出平均數方程式及變異數方程式同時發生結構性轉變之發生時點，探討亞洲股票市場波動結構性改變，而其檢定過程及臨界值是依照Bai and Perron(1998, 2003a,b)所發展出的研究架構。本研究發現各國股票市場除了中國市場之外，其平均數方程式發生結構性轉變之發生時點與變異數方程式發生結構性轉變之時點均在1997年亞洲金融風暴期間與2008年6月第二週全球金融海嘯期間，由此可見國際重大金融事件會影響亞洲各國股市報酬與波動，導致金融市場



呈現不穩定性。結構改變的存在，不僅有助於政府制定財經政策或國際金融突發事件對股市產生結構性轉變可能性之判斷，且企業及投資人因考慮結構性轉變現象而能更正確預測股市波動性。政府、廠商與投資人可在國際發生重大金融事件時，用本文所提理論來檢定或探討股市是否會因此事件而產生嚴重的變化，有助於政府、廠商與投資者資產配置與避險策略應用，進而提升政府、廠商與投資者之投資效率。

證券市場運作的良窳與否與一國的經濟興衰具有密不可分的關係。為了健全且有效率地運作金融市場及改善亞洲股市暴漲暴跌的特性，瞭解股票報酬波動結構性改變，對分析資產配置與風險管理是相當重要的，實為不容忽視的課題。是故，分析股票報酬波動問題不僅提供我們從個體角度來解決總體問題，而且有益於主管機構對證券市場的分析與管理。本研究希望提供一些證據，來掌握正確的股票報酬波動結構性改變，以做為實務界股市投資決策及學術界財務理論模型分析。此外，相較於歐美成熟股市，亞洲新興股市是一個快速法人化的市場，分析亞洲股市讓我們能深入瞭解不同的市場環境，亦可提供其它新興市場國家投資人與政府作為參考與借鏡。是故，本計畫創新之處在於提供投資人投資組合規劃與風險管理技術，進而提升投資人金融商品開發與設計能力，有助於政府、廠商與投資者資產配置與避險策略應用，進而提升政府、廠商與投資者之投資效率。

### 參考文獻

- Andreou, E. and Ghysels, E., "Detecting Multiple Breaks in Financial Market Volatility Dynamics", *Journal of Applied Econometrics*, Vol.17, pp.579-600, 2002.
- Arestis, P., Demetriades, P. and Luintel, K., "Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.33, pp.16-41, 2009.
- Avramov, D., T. Chordia and A. Goyal (2004), "The impact of trades on daily volatility," Working paper, University of Maryland, College Park, Maryland.
- Bai, J. and P. Perron, (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, 66, 47-78
- Bai, J., and P. Perron, (2003a), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
- Bai, J., and P. Perron, (2003b), "Multiple Structural Change Models: A Simulation Analysis," In: Corbea, D., Durlauf, S., Hansen, B.E. (Eds.), *Econometric Essays in Honor of Peter Phillips*. Cambridge University Press, Cambridge, in press.
- Baker, M. and Wurgler, J., (2000). "The equity share in new issues and aggregate stock returns," *Journal of Finance* 55, 2219-2257.
- Black, F. (1976), "Studies of stock price volatility changes," *Proceedings of American Statistical Association, Business and Economics and Statistics Section*, pp. 177-181.
- Campbell, John Y., (1987). "Stock returns and the term structure", *Journal of Financial Economics*, 18, 373-399.
- Eizaguirre, J. C., Biscarri, J. G., and F. P. D. G. Hidalgo, (2004), "Structural Changes in Volatility and Stock Market Development: Evidence for Spain", *Journal of Banking and Finance*, 28, 745-773.



- Engle, R. F., and Patton, A. J., (2001), "What Good is a Volatility Model?" NYU Working Paper No. S-DRP-01-03.
- Fama, Eugene F. and French, Kenneth R. (1988). "Dividend yields and expected stock returns" , *Journal of Financial Economics*, 22, 3-25.
- Fornari, F and A. Mele (1997), "Sign and volatility switching ARCH models: Theory and applications to international stock markets," *Journal of Applied Econometrics*, 12, 49-65.
- Gallagher, L. (1999), "A multi-country analysis of the temporary and permanent of stock prices," *Applied Financial Economics*, 9, 129-142.
- Gannon, G. and S. P. Au-Yeung, (2011), "Structural Effects and Spillovers in HSIF,HIS and S&P500 Volatility", *Research in International Business and Finance*, 18, 305-317.
- Gil-Alana, L. A., (2002), "A Mean Shift Break in the US Interest Rate", *Economics Letters*, 77, 357-363.
- Hwang S. and S. E. Satchell (2010), "GARCH model with cross-sectional volatility: GARCHX models," *Applied Financial Economics*, 15, 203-227.
- Kang, In-Bong, 1999, "International Foreign Exchange Agreements and Nominal Exchange Rate Volatility:A GARCH Application", *North American Journal of Economics and Finance*, 10, 453-472.
- Kim, D. and S. J. Kon, 1999, "Structural Change and Time Dependence in Models of Stock Returns", *Journal of Empirical Finance*, 6, 283-308.
- Kirby, C. (1997). "Measuring the predictable variation in stock and bond returns", *Review of Financial Studies*, 10, 579-630.
- Kothari, S.P. and Shanken, J. (1997). "Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: a time series analysis", *Journal of Financial Economics*, 44, 169-203.
- Lamoureux, C. and W. Lastrapes (1990) , "Persistent in variance, structural change and the GARCH model," *Journal of Business & Economic Statistics*, 8, 225-234.
- Lee , J., (2000), "The Robustness of Okun's Law : Evidence from OECD Countries", *Journal of Macroeconomics* , 22 ,331-356.
- Levine, R. and S. Zervos, (1996), "Stock Market Development and Long-Run Growth", *World Bank Economic Review*, 10, 323-339.
- Zuliu, H., (1995), "Stock Market Volatility and Corporate Investment", IMF Working Paper no.95/102.

