


國立政治大學經濟學系  
碩士論文



以隨時間改變向量自我回歸模型分析  
台灣與國際股市間的效率程度

研究生：游書豪 撰  
指導教授：徐士勛 博士  
中華民國 104 年 6 月

# 目錄

1	緒論	3
2	文獻回顧	4
3	研究方法	7
3.1	Non-Bayesian Time-Varying AR Model . . . . .	7
3.2	Time-Varying Impulse Response and Time-Varying Long-Run Multipliers . . . . .	10
3.3	Monte Carlo Method for TV-VAR Estimations . . . . .	11
4	資料	12
5	實證結果	13
5.1	單根檢定與落後項的選定 . . . . .	13
5.2	一致性檢定 . . . . .	14
5.3	衝擊反應與長期乘數 . . . . .	15
5.4	同時考慮多個市場下的效率程度衡量 . . . . .	16
5.4.1	中國市場 . . . . .	16
5.4.2	兩岸市場 . . . . .	17
5.4.3	亞洲市場 . . . . .	17
6	結論	18
	參考文獻	20
A	附錄表	23
B	附錄圖	29

## 摘要

本文有別於傳統效率性的計算方式，改採用 Ito Regression 估計單一市場的效率程度。實證結果發現，在各個單一市場皆看到市場呈現無效率的狀態，因此再用 VAR 的架構檢驗多國市場間的效率程度，結論明顯指出組合市場比單一市場還來的有效率，但同時考慮多個市場的有效率性必須在嚴謹的挑選市場下才能達到效率市場的目標。



# 1 緒論

二十一世紀網路的發達與科技的日新月異，使得投資人可以以非常低廉的成本取得世界各國目前正在發生的資訊，出口導向為主的企業與股市投資人不再被侷限只能投資自己的國家，所以各國的股票市場可能同時被其他股票市場影響。

Fama(1970)提出的效率市場假說(Efficient Market Hypothesis,EMH)，指出若市場是有效率性的，那麼將沒有任何資訊可以擁有超額報酬。但是一個國家的市場是無效率的，卻可能在國際上是有效率的。一個可能的原因是投資人有機會投資外國市場當作投資組合分散風險，因此可以想像得到的，當這些市場同時被考慮的時候，聯合效率存在在這些市場當中。

傳統上，在處理效率市場的議題之前會先對樣本做出非客觀的處理，考慮到隨時間改變(time-varying)會出現固有移轉(shift)和結構轉變點(structure point)的問題，而時常使用資料的子樣本去排除非常態的事件。簡單的說，就是把結構改變前後的資料分別估計，因此每個子樣本將不會包含任意的截斷或移轉，進而可以估計出子樣本內的變數中的關係。然而這樣處理方式最大的困難在於找到決定子樣本的結構改變點，通常會以政策改變的時點或其他相較較非客觀的方式決定。

依照 Ito et al(2007)的方法利用 Kalman(1960)研究狀態空間模型(state space model)的理論，並用 Kalman Filtering, Kalman Smoothing, Kalman Forecasting 去解決隨時間改變(time-varying)的問題。當時(1960)年，多數的經濟學者認為結構的改變並非是隨時間逐漸改變的而是呈現跳躍性的結構變動，且著重在找到模型適合度(fitting data)與傳統上使用交易策略的回測。看報酬績效是否能夠打敗大盤為準的方式衡量市場效率程度。由於 Kalman smoothing 的方法需要高效能的計算，也因此 Kalan smoothing 方法在當時並無得到多大的迴響。

現今拜科技所賜，我們可以輕易的使用 Kalman smoothing 的方法，配合觀察方程式(observation equation)和狀態方程式(the state equation)<sup>1</sup> 推估資料是如何呈現出時間修改的型態，在佐以 Lutkepohl(2005)的長期乘數(Long-run Multiplier)計算出市場的效市場的效率程度，並利用近似抽樣的方式創造出信賴區間以供檢定。希冀在國際股市交易熱絡的狀態下，站在投資人的角度，如果市場是具有

---

<sup>1</sup>觀察方程式(observation equation)與狀態方程式(the state equation)將在第三章節研究方法在做說明。

效率性的，投資人在選股的時候應該同時考慮多個市場的市場效率程度。

本文的實證研究證實了此模型具有檢測市場效率程度的推斷能力，在連結國際股票市場的市場效率程度較單一市場的市場效率程度有更出色的結果；也找出市場結構在發生國際金融的歷史事件當中，如 1999 年的網路泡沫化與 2007 年的金融風暴皆表現出市場較無效率的狀況；同時也發現在同時考慮多個市場下的市場效率程度，並不是數量越多就越好，若是納入連結性較低的市場或許市場效率程度會有較差的表現。

## 2 文獻回顧

國際間股票市場間的遞移機制已經被廣泛的研究，一般的衡量方式為使用多變量自我相關模型(Vector AutoRegression, VAR)；例如，Eun and Shim(1989)指出美國股市的衝擊會遞移到多數其他市場，Mathur and Subrahmanyam(1990)研究北歐與美國股票市場間的衝擊，發現除了丹麥會受到影響之外，其餘北歐諸國皆不受美國股票市場影響。國內文獻方面，由於台灣早期在許多政策上多依賴美國，如外匯政策釘住美元貨幣與對美國的進出口等，對於台灣與美國的文獻繁多不及備載，如徐清俊、王聰雄(2003)、郭樂平(1993)等，認為美國股市對於台灣股市、匯市除了有外溢效果外(spillover effect)還具有領先影響力。另外，朱正修(2004)提出美洲方面以美國那斯達克指數(NASDAQ index)與台灣股票市場的連動性最強；在亞洲方面，台股與南韓漢城綜合指數(KOSPI)連動性最強；就歐洲而言，德國法蘭克福商銀指數(DAX)與台股連動性較高。值得注意的是，為了能夠精準的計算出衝擊反應，VAR 模型落後項的選擇也尤為重要，可參考如 Tsutsui and Hirayama(2004)等研究。

由於單變量的時間序列可能具有非穩定性，但和其他非穩定的變量按一定結構組合後的新的時間序列變量卻可能是穩定的，此即為共整合(Cointegrated)，因此，有部分學者開始轉向研究股票市場間的共整合關係。除此之外，文獻指出若有任意兩股票市場的價格之間有共整合關係，那麼這兩股票市場價格間必定存在某種線性組合，並且能夠幫助投資人利用此線性組合預測未來的股票價格；股票市場也因為有被預測性，所以被視為是非效率性的市場，可參考如 MacDonald and Taylor(1988,1989)。

Fama(1970)提出效率市場假說(Efficient Market Hypothesis,EMH),其對效率市場理論的存在提出三項基本假設,為市場能立即反應新的資訊,此將使價格可以因應衝擊迅速調整,而使股價呈現隨機漫步的特性;另外,新的資訊或衝擊無論是正面或負面都是隨機出現且不可預測的;最後,投資者是理性的決策者並且追求利潤極大化,並且每個人的決策分析是獨立的,不受相互影響。Fama 依照效率市場的效率程度,將其區分為三種不同的效率市場,分別為弱勢效率市場(Weak form Efficiency),投資人無法運用各種方法對過去股票價格進行分析來預測股票價格;半強勢效率市場(Semi-Strong form Efficiency),股票價格已充分反應了所有公開資訊,故投資者無法利用分析結果預測股票價格而獲取超額報酬;強勢效率市場(Strong form Efficiency),目前股票價格反應所有已公開和未公開之資訊,所以投資者更無法從中獲取超額報酬。

自從 Fama(1970)定義了效率市場之後,國內外有許多文獻上提出以供探討,最具代表的研究如 Fama(1970)以自我相關檢定(Autocorrelation tests)驗證,發現美國股票市場是有效率性的。但是在 20 年後, Fama(1991)從不同的觀點切入分析,如處理季節性報酬因素,卻得到美國股票市場是無效率性的結構。其他還有諸多學者利用更嚴謹的計量方法檢查股票市場的可被預測性,如 Malkiel(2003)和 Schwert(2003),皆認為 1960 年的美國股票市場是有效率性的。此外 Malkiel et al(2005)指出在過去多數學者大多專注在是否符合隨機漫步的假設,當報酬遵循非隨機的過程就必須被認定為非效率市場,並認為在結構轉變點(structure Point)可能隱含更多訊息的價值,所以當拒絕虛無假設為隨機漫步可能還是有少許關於股票市場效率的資訊存在。

近來,在台灣利用時間序列列的研究方法也被廣泛運用在市場效率的驗證上,如陳信宏、陳昱志、鄭舜仁(2006),可以在台灣四個不同時期建立適當的時間序列模型,而這同時也顯示台灣市場並不符合弱勢效率市場中歷史資訊無效的假說;另外以建立交易策略的方式衡量市場效率已行之有年,如練有為、鄭素珍(2012)利用程式交易回測的方法,設計當股價觸及某種信號指標,程式會自動交易買賣,再和長期持有策略(Buy and hold strategy)比較使用此交易策略是否有超額報酬,發現台灣並不存在效率市場。然而 Fama(1991)認為效率市場的假設是不可驗證的,主要的原因在於效率市場僅前述的文字定義,並沒有任何數學的模型或方程式可供衡量。也因此股票市場效率性的問題也被 Brealey, Myers and Marcus(2004)列為現今七大財務學尚未解決的問題之一。

此外 Mailkiel(2005)指出 EMH 的主張者和行為財務學的提倡者對於 EMH 的爭議一直持續進行中,部分反對 EMH 的人在於之前的研究與文獻專注在是否符合隨機漫步,當隨機漫步支持 EMH,報酬遵循非隨機的過程就被認定非 EMH;事實上, Nyblom(1989)認為單一破壞點(break point)或結構轉變點可能隱含更多訊息的價值,如 1970 年的石油危機重挫各國股市,所以拒絕隨機漫步的虛無假設,可能還是有少許關於股票市場效率的資訊存在。

相較前述文獻, Lo(2004,2005)提出一個關於市場效率的假設,叫做適應性市場假說(Adaptive Market Hypothesis,AMH),其可能使 EMH 的主張者或行為財務學家達到共識。這個架構能夠討論更多觀點,如准許我們探索股票市場隨時間的改變,股票市場效率也隨時間改變而改變的可能性。Ito et al(2007)發現對於市場效率性隨時間改變而改變的研究甚少,於是提出可以用 Ito Regression 估計出每個時間點的市場效率程度,在資料的選取上面不受到結構轉變點的影響,並且認為結構轉變點富含股票市場效率的資訊,並利用 Lutkepohl(2005)的長期乘數(Long-run Multiplier)估計出市場效率程度,再輔以重複抽樣的方法得出近似分配以檢定效率市場假設。

然而若僅衡量單一股票市場,則其的效率程度通常是無效率的,原因是目前的股票市場多為開放性的市場,不僅開放海外投資人投資,並且在股票市場成分股上面可能包含進出口商,因此在國際情勢的連動上面,將受到某種幅度的影響。加上近年來全球化以及區域經濟整合的議題已經成為世界經濟發展的主流,區域內的產業連動使得區域內的股票市場間的聯繫越發密切,若單看一股票市場的效率程度將有失偏頗。

因此這篇論文主要針對東亞主要國家(中國、日本、台灣)的主要股票市場為主,依照 Ito et al(2014)的方法把各國股票市場的資金流動性連結在一起,針對股票市場間的資金整合與資金走向研究股票市場的效率程度。

本文的架構如下。第三章為研究方法,第四章為資料,第五章為實證結果,第六章為結論。

### 3 研究方法

#### 3.1 Non-Bayesian Time-Varying AR Model

根據 Hansen(1992)的係數一致性檢定, 若其結果拒絕虛無假設, 則我們將認定 AR(AutoRegression Model)的係數會隨著時間而改變, 進而使用能同時估計每一期 AR 係數的方法。Ito Regression (Ito & Shunsuke Sugiyama,2009) 的方法估計非貝氏的隨時間自我修正迴歸模型 (Non-Bayesian time-varying AR,TV-AR)的係數。

此論文分析的資料標的為股票市場的報酬率, 我們假設其模型中 AR 的係數會隨著時間變動; 並設定截距項是固定的。AR( $p$ ) 模型設定如下,

$$y_t = \nu + A_{1,t}y_{t-1} + \dots + A_{p,t}y_{t-p}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

下標  $t$  為時間,  $p$  為落後期數, 若為向量自我迴歸模型 (Vector AutoRegressions model,VAR), 則

$$y_t = \begin{pmatrix} y_{1,t} \\ \vdots \\ y_{k,t} \end{pmatrix}, \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

我們把所有落後期數的係數與落後的期數表示成兩個向量並相乘, 以精簡 (1) 式模型如下式,

$$y_t = \nu + A_t Z_{t-1} + \mu_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (2)$$

其中,

$$A_t = \begin{pmatrix} A_{1,t} & \dots & A_{p,t} \end{pmatrix}, \quad Z_{t-1} = \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p} \end{pmatrix},$$

$A_t$  矩陣是所有落後項的係數矩陣,  $Z_{t-1}$  矩陣則是落後項的資料矩陣。



Ito et al.(2009)把 (2) 式稱為觀察方程式(observation equation), 依照 Hassen(1991)的一致性檢定拒絕虛無假設為係數固定, 而對立假設為係數呈隨機漫步, 因此設定係數每期的變化為隨機漫步, 其模型如下,

$$A_{i,t} = A_{i,t-1} + V_{i,t}, i = 1, 2, \dots, p, t = 1, 2, \dots, T, \quad (3)$$

其中  $V_t = \begin{pmatrix} V_{1,t} & \dots & V_{p,t} \end{pmatrix}$  是  $K \times K$  的矩陣且為服從標準常態分配假設的誤差項, 我們可以進一步將 (3) 式轉換成(4) 式,

$$vec(A_t) = vec(A_{t-1}) + v_t, v_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \Sigma_v), t = 1, 2, \dots, T, \quad (4)$$

其中,

$$v_t = vec(V_t) = vec \begin{pmatrix} V_{1,t} & \dots & V_{p,t} \end{pmatrix}.$$

上述 (4) 式則稱為狀態方程式(the state equation)或傳遞方程式(transition equation)。其中若進一步把 AR( $p$ ) 的觀察方程式 (2) 式寫成矩陣的形式, 則

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_T \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I_k & Z'_0 \otimes I_k & & 0 \\ I_k & & Z'_1 \otimes I_k & \\ \vdots & & & \ddots \\ I_k & 0 & & Z'_{T-1} \otimes I_k \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \nu \\ vec(A_1) \\ vec(A_2) \\ \vdots \\ vec(A_T) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_T \end{pmatrix}. \quad (5)$$

此方程式可進一步再表示成

$$y = [1 \otimes I_k \text{diag}(Z'_0 \otimes I_k, Z'_1 \otimes I_k, \dots, Z'_{T-1} \otimes I_k)]$$

$$vec \begin{pmatrix} \nu & A_1 & A_2 & \dots & A_{T-1} \end{pmatrix} + vec(U),$$

其中  $\mathbf{1} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \end{pmatrix}'$ ,  $vec(U) = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_T \end{pmatrix}$ ,

$$Z'_{t-1} \otimes I_k = \begin{pmatrix} y_{t-1} & \dots & y_{t-p} \end{pmatrix} \otimes \begin{pmatrix} 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 1 \end{pmatrix}_k.$$

此外，我們把狀態方程式 (4) 式，經過轉換之後可得到(6) 式，

$$0 = A_t - A_{t+1} + v_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (6)$$

再以矩陣的形式排列 (6) 式則會呈下面(7) 式，

$$\begin{pmatrix} -vec(A_0) \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & -I_{k^2p} & & & \\ 0 & I_{k^2p} & -I_{k^2p} & & \\ \vdots & & \ddots & \ddots & \\ 0 & & & I_{k^2p} & -I_{k^2p} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} v \\ vec(A_1) \\ vec(A_2) \\ \vdots \\ vec(A_T) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_1 \\ v_2 \\ \vdots \\ v_T \end{pmatrix}, \quad (7)$$

其中  $vec(A_0)$ 是在 AR 係數一開始的設定期初值，期初值在 (4) 式隨機漫步的設定中不會影響我們的結果 (Ito et al,2014).

接著我們把 (5)、(7) 式以上下堆疊的方式堆疊起來成下列(8) 式，就可以使用一般傳統的最小平方法或廣義最小平方法(General Least Square)估計，

$$\begin{pmatrix} y \\ \gamma \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D \\ W \end{pmatrix} A + \varepsilon, \quad (8)$$

其中

$$D = [1 \otimes I_k \mid diag(Z'_0 \otimes I_k, Z'_1 \otimes I_k, \dots, Z'_{T-1} \otimes I_k)],$$

$$\gamma = \begin{pmatrix} -\text{vec}(A_0) \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix},$$

$$w = \begin{pmatrix} 0 & -I_{k^2p} & & & & \\ 0 & I_{k^2p} & -I_{k^2p} & & & \\ \vdots & & & \ddots & & \\ 0 & & & & I_{k^2p} & -I_{k^2p} \end{pmatrix},$$

$$A = \text{vec}\left(\begin{pmatrix} \nu & \text{vec}(A_1) & \dots & \text{vec}(A_T) \end{pmatrix}\right),$$

$$\varepsilon = \begin{pmatrix} \mu \\ v \end{pmatrix},$$

根據傳統計量模型用一階條件(First Order Condition), 得

$$\hat{A} = \left( \begin{pmatrix} D \\ W \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} D \\ W \end{pmatrix} \right)^{-1} \begin{pmatrix} D \\ W \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} y \\ \gamma \end{pmatrix}.$$

根據 Ito et al(2012), 使我們能夠從  $\Sigma_{\hat{A}}$  獲得  $\Sigma_{\text{vec}(A_t)}$  ( $t=1,2,\dots,T$ ) 的共變異數估計, 藉由利用  $\Sigma_{\beta}$  的每期對角線平方元素(squared diagonal component)可以建構每期 VAR 係數的信賴區間。

### 3.2 Time-Varying Impulse Response and Time-Varying Long-Run Multipliers

文獻上判斷效率的方法多以衝擊反應分析(Impulse Response Analysis)為主, 但使用一般的衝擊反應函數僅僅只能表示股票報酬率在未來受到一單位衝擊之後的反應如何, 已往的推論只能從圖表上直觀的判斷其衝擊是否反應完成, 而無法客觀判斷市場是否為效率市場。因此, 我們再使用 TV-AR 估計出的係數, 進一步計算

長期乘數(Long-Run Multipliers, (Lutkepohl,2005)), 並藉以判斷是否充分反應完成。信賴區間的建構依賴已估計的共變異數矩陣, 儘管概念非常簡單, 仍有兩個重要的說明: 首先, 非貝氏估計模型只是一個近似真實的資料生成過程; 再者, 所估計的每期定態 AR( $p$ )序列  $y$  當作局部 (local)近似的連結複雜過程。

在實際操作上, 我們先用 AIC(Akaike Information Criterion)或 SBIC(Schwarz Criterion)找出適當的 TV-AR( $p$ )落後期數, 並且估計出每期的 AR 係數, 再把 TV-AR( $p$ )推導成 TV-MA( $\infty$ )(Lutkepohl2005 section2.3.2 equation 2.3.26, p.56)

$$y_t = \mu_t + \phi_{1,t}\mu_{t-1} + \phi_{2,t}\mu_{t-2} + \dots, \quad (9)$$

$$\hat{\phi}_{\infty,t} = \frac{1}{1 - \hat{\alpha}_{1,t} - \hat{\alpha}_{2,t} - \dots - \hat{\alpha}_{p,t}}, \quad (10)$$

其中  $\phi_{0,t}, \phi_{1,t}, \dots$  為 MA 的係數, TV長期乘數  $\hat{\phi}_{\infty,t}$  是用 TV 估計的 AR 係數計算而成。這邊有幾點關於長期乘數的注意事項, 在效率市場為具有效率性的情況下, MA 除了第一項的係數以外皆為零, AR 係數也是等於零, 因此長期乘數越靠近 1 表示越有效率。長期乘數因此可以用來測量效率的程度, 我們使用蒙地卡羅模擬法模擬非貝氏的隨時間自我修正模型來計算每期 AR 係數的信賴區間。

### 3.3 Monte Carlo Method for TV-VAR Estimations

利用模擬生成的資料估計並創造出近似分配, 再使用近似分配創造出的信賴區間檢定是否為效率市場的方法, 此論文裡主要使用蒙地卡羅的方法重複抽取  $N$  次樣本, 以供判斷計算出效率市場程度的信賴區間。

在效率市場的虛無假設之下, 模型 (1) 式之 AR 係數皆為零, 意即

$$y_t = \nu.$$

蒙地卡羅模擬法的模擬將依據下列分配抽樣,

$$\nu_t^{(n)} \sim iid N(\bar{\mu}, \bar{\sigma}^2), n = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T,$$

其中  $\bar{\mu}$  與  $\bar{\sigma}^2$  分別為原始資料的平均數以及變異數。而共變異數因為在假設單一市場是有效率的狀況下, 認為市場與市場之間沒有相關性, 所以共變異數為零。若

為非貝氏向量時間自我修正迴歸模型(Non-Bayesian Time-Varying Vector AR), 則

$$\nu_t^{(n)} \sim iid N \left( \begin{pmatrix} \bar{\mu}_1 \\ \vdots \\ \bar{\mu}_k \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \bar{\sigma}_1^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \bar{\sigma}_k^2 \end{pmatrix} \right), n = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T.$$

$k$  為多變量的個數, 重複抽取  $N$  次樣本, 再用這些  $N$  次樣本估計  $N$  次 TV-AR, 將各  $t$  期模擬  $N$  次的 AR 係數按照大小排列, 假設顯著水準  $\alpha = 5\%$ , 則挑出排序在第 5% 以及 95% 的模擬樣本值, 代入 (10) 式即可得出長期乘數信賴區間(Confidence Bands), 並能據此判斷每期的長期乘數是否拒絕虛無假設為效率市場的假設。

## 4 資料

在資料處理上, 為了判斷市場的效率與否, 我們盡量保留原始資料的真實性與完整性, 不對資料進行任何主觀的抽樣選取(如經由 Chow's test 決定的結構性轉變點)。因為在主觀意識下挑選而出的資料, 可能忽略了許多有關訊息的資料, 如股票市場的異常報酬, 這將與本篇論文的論證背道而馳。因此, 我們僅將所有資料取自自然對數後進行一階差分。附圖 1 為台灣加權指數每月三號之值取自然對數後的時間序列圖, 附圖 2 則為台灣加權指數每月三號之值取自然對數並差分的時間序列圖, 資料期間為 1971 年 2 月 3 號到 2015 年 2 月 3 號的資料。<sup>2</sup>

附圖 3 為上海 A 股加權指數每月三號之值取自然對數後的時間序列圖, 附圖 4 則為上海 A 股加權指數每月三號之值取自然對數並差分的時間序列圖, 資料期間為 1992 年 1 月 3 號到 2015 年 3 月 3 號的資料。

附圖 5 為深圳 B 股加權指數每月三號之值取自然對數後的時間序列圖, 附圖 6 則為深圳 B 股加權指數每月三號之值取自然對數並差分的時間序列圖, 資料期間為 1992 年 11 月 3 號到 2015 年 3 月 3 號的資料。

附圖 7 為日經 225 指數每月三號之值取自然對數後的時間序列圖, 附圖 8 則

<sup>2</sup>各個股票市場之敘述統計如附表 1

為日經 225 指數指數每月三號之值取自然對數並差分的時間序列圖，資料期間為 1940 年 4 月 3 號到 2015 年 3 月 3 號的資料。

因為台灣股票加權指數之日資料有漲跌幅上下限 7% 之限制，台灣股票市場可能會受到此限制而影響其市場效率程度的判別，因此在這篇論文中所選用的股票市場指數皆為月資料。所有資料來源為 datastream 資料庫。<sup>3</sup>

## 5 實證結果

在這一節的實證當中，分別討論台灣加權股票市場、上海 A 股、深圳 B 股與日經 225 的市場效率程度，並以假設的方式，若中國與台灣兩地能透過貿易協定或是擴大兩地股民對股市投資的政策鬆綁等，使得兩地三市能夠整合成一大市場，看其是否能改善市場的效率程度。

首先，我們需檢定資料是否具有單根，以符合使用 TV-AR 之限制，並用 AIC 或 SBIC 做 AR 落後期的選擇。其次，則用 Hansen(1992)的一致性檢定，以確認在樣本期間內，AR 模型係數並非保持固定的。最後，在樣本期間內確認衝擊反應函數與利用長期乘數判別市場效率程度。

### 5.1 單根檢定與落後項的選定

從附圖 2、附圖 4、附圖 6、附圖 8 可以分別看出台灣、上海、深圳、日本在差分過後的資料明顯較無趨勢(trend)的存在，為了進一步判定資料是否滿足定態序列(stationary series)的條件，我們分別對各股票進行單根檢定(unit root test)，檢定結果如附表 2。從附表 2 中可以明顯看出，無論是哪個股票市場之加權指數皆拒絕具有單根之虛無假設，此結果符合了此模型的基本要求。

接著再利用 SBIC 準則挑選出 AR 最適的落後期數，從附表 3 中可以發現，所有國家最適合之模型為 AR(1)。

<sup>3</sup>資料庫 Mnemonic 代碼分別是 TAIWGHT,JAPDOWA,CHSASHR,CHZBSHR, KOR-COMP,ASXAORD,JAKCOMP,PSECOMP,BNGKSET.

## 5.2 一致性檢定

最後在做估計 TV-AR 之前, 還有一項最重要的事情需要去確認, 即究竟 AR 的係數在樣本期間內應該要固定不變還是隨著時間的改變而修正? 若是 AR 的係數固定不變, 我們便能夠以單一個模型去解釋這段期間指數的發展與結果; 倘若 AR 的係數會隨著時間的改變而修正, 即代表指數在這段期間內或許曾發生過結構性改變或其他可能影響的因素。

在後續的研究中, 可能的 AR 落後項皆以 SBIC 選取, 與其他準則的比較結果如附表 3。在做一致性檢定檢定的同時, 對各個市場以一般 AR(2)模型估計, 目的是為了看出落後項分別的解釋能力, 一致性估計與一般 AR(2)的估計結果如附表 4。

在台灣加權指數當中, 附表 4 的 DY(-1)表示為 AR(1)係數等於 0.107, DY(-2)表示為 AR(2)係數約莫等於 0, 隱含台灣加權股票市場在任意一個期間中, 對平均股票月報酬約有 10.7%的未預期衝擊傳導至下一期, 並且再落後一期即把所有衝擊反應完成。且聯立檢定的 LC 為 1.621 拒絕係數一致性的虛無假設, 也就是說檢定結果支持台灣加權股數在此期間中, 係數是不固定的, 且會隨著時間改變而改變。

上海 A 股的 AR(1)係數為 -0.038, AR(2)係數約莫為 0.117, 隱含上海 A 股在任意一個期間中, 對平均股票月報酬約有 3.8%的未預期衝擊傳導至下一期, 並且再落後二期還有約 11.7%的未預期衝擊影響。且聯立檢定的 LC 為 2.215 拒絕係數一致性的虛無假設, 也就是說檢定結果支持上海 A 股在此期間中, 係數是不固定的, 且會隨著時間改變而改變。

深圳 B 股的 AR(1)係數等於 0.145, AR(2)係數等於 0.057, 表示深圳 B 股在任意一個期間當中, 對平均月報酬約有 14.5%的未預期衝擊傳導至下一期, 並且再落後二期還有約 5.7%的未預期衝擊影響。聯立檢定的 LC 為 1.000 拒絕係數一致性的虛無假設, 也就是說檢定結果支持深圳 B 股在此期間中, 係數是不固定的, 且會隨著時間改變而改變。

日經 225 指數的 AR(1)係數等於 0.086, AR(2)係數等於 -0.047, 表示日經 225 在任意一個期間當中, 對平均月報酬約有 8.6%的未預期衝擊傳導至下一期, 並且再落後二期還有約 -4.7%的未預期衝擊影響。聯立檢定的 LC 為 1.657 拒絕

係數一致性的虛無假設，也就是說檢定結果支持日經 225 在此期間中，係數是不固定的，且會隨著時間改變而改變。

### 5.3 衝擊反應與長期乘數

最後為了找出市場是否為效率市場，文獻上常使用建立一交易策略，依循此交易策略做回測，看是否能夠打敗大盤的績效，多數結論則支持無效率市場；如練有為、鄭素真(2012)與金鐵英、王昭文、吳訂宜(2007)等。但是此種方法往往存在諸多疏漏，如交易策略的建立，大多是主觀判斷訊號的出現在做買進賣出的動作，其和遵照歷史的統計判斷類似，缺乏嚴謹的探討市場效率性。此外，另有文獻上指出，利用衝擊反應對落後期數的反應為依據，判斷其是否為效率市場，方法簡單且並不依歷史的統計判斷，從附圖 9、圖 10、圖 11、圖 12 分別能看出台灣加權指數、上海 A 股、深圳 B 股、日經 225 的衝擊反應約落在後 2 ~ 3 期處，衝擊反應即漸漸趨近於零。其中  $x$  軸為落後的期數， $y$  軸為月資料比數， $z$  軸為衝擊反應函數。或許我們在主觀上認定在此模型 AR(1) 下的反應效果似乎是具有效率性的。但是此主觀判斷仍然無法有效且嚴謹認定市場的效率性。

因此我將估計出的係數，經過轉換得到 Lutkepohl(2005)的長期乘數，如附圖 13，在單一市場為效率市場的假設下，長期乘數的數值應該要趨近於 1。至於如何有效判斷市場是否具有效率性，則進一步使用蒙地卡羅法，模擬此乘數的信賴區間，可得出附圖 13、附圖 14、附圖 15、附圖 16，分別為台灣加權指數、上海 A 股、深圳 B 股、日經 225 的長期乘數。

從附圖 13 中可以明顯看出台灣加權股數自上市以來在台灣的市場效率程度，在顯著水準  $\alpha = 10\%$  下仍有大部分期間拒絕市場為效率市場之虛無假設。我們的結果應證了絕大多數台灣學者對台灣市場效率的論述，但其市場為何無效率至今仍未有效且強力的說法可以論證，只能暫且歸納於台灣股票市場的發展尚未成熟。

附圖 14 為上海 A 股的市場效率程度，在顯著水準  $\alpha = 10\%$  下仍有大部分期間拒絕市場為效率市場之虛無假設。但是從圖中可以明顯看出在 2008 年到 2013 年當中，市場效率程度趨於有效率性，其具有效率性的原因目前還有待考証，我只能大膽的推測是否是受到 2009 年亞洲金融風暴的影響，待後續學者能夠深入討論。



附圖 15 和附圖 16 是深圳 B 股和日經 225 指數的市場效率程度, 在顯著水準  $\alpha = 10\%$  下皆有大部分期間拒絕市場為效率市場之虛無假設。

#### 5.4 同時考慮多個市場下的效率程度衡量

然而市場效率性若單看一市場, 將有可能產生一些偏誤。源自於網路的普及程度加深, 投資人可以迅速掌握海外的重要經濟情勢, 以利加速投資人調整資產的配置。如果市場效率是存在的, 那麼投資人在投資之前同時考慮多個市場, 應該能夠提升市場的市場效率程度。從迴歸分析上的角度來說, 就是同時考慮多個市場的因素可能解釋單一市場在殘差項所無法解釋的因素, 也就是說單一市場的估計殘差項將包含跨國際股票市場間的流動性, 因此我們將以同時考慮多個市場, 作為市場效率程度的依據。

在本節以同時考慮多個市場下的市場效率程度, 並以主觀的因素整理市場的數量, 透過股票市場之間資金的流動, 針對投資人在投資市場之間看待市場與市場之間的連動性, 旨在找出同時考慮多個市場下的市場效率程度是否優於單一市場。

近幾年來中國經濟成長穩居世界第一, 除了世界各國熱錢動能紛紛往中國流入, 中國也積極主動向亞太地區等提出自由貿易協定的要求, 並且在近幾年的 GDP 成長上可以看到成效頗豐。那麼究竟台灣是否受到中國的影響一直備受討論, 在這一節當中, 我們提出 3 種可能被投資人同時考慮的市場, 分別為中國市場(上海 A 股與深圳 B 股)、兩岸市場(上海 A 股與深圳 B 股與台灣加權指數)、亞洲市場(上海 A 股與深圳 B 股與台灣加權指數與日經 225 指數), 分別比較單一市場與同時考慮多個市場, 是否能隨時間改變市場的效率程度。

##### 5.4.1 中國市場

中國有許多交易所, 選擇上海與深圳的交易所整合以代表中國, 其原因是上海交易所屬於國際金融的大都市, 並且在世界的交易所排行位居前列, 能見度較高, 且是多數學者著重分析的目標指數市場; 另外深圳的成分股較趨於工業股, 我在此以上海 A 股和深圳 B 股的指數市場組合做為可能被投資者同時考慮的中國股票市場。

在所有的組合透過 SBIC 準則選取的模型皆為 VAR(1), 與其他準則的比較結

果如附表 6。運用 TV-VAR(1)可以得出長期乘數與信賴區間如附圖 17, 發現中國市場大多數的時間在顯著水準  $\alpha = 10\%$ 下都是不拒絕有效率的虛無假設, 並由附圖 18 和附圖 19 可以分別看出, 無論是上海 A 股或深圳 B 股, 在同時考慮兩個股票市場之後的中國市場效率程度整體都優於未考慮之前分別市場的市場效率程度。結果意謂若市場是有效率地運作, 投資人同時考慮上海 A 股與深圳 B 股兩市場間的連結性的可能性很高。

#### 5.4.2 兩岸市場

台灣距離中國相當的近, 有非常多的台商來往於兩岸, 投資人常同時考慮兩岸三地的股市狀況, 因此在這一小節將沿用前一小節的中國市場再加入台灣加權指數, 看同時考慮三個股票市場下的市場效率程度是否有更好的表現。

運用 TV-VAR(1)可以得出長期乘數與信賴區間如附圖 20, 可以看出兩岸市場的多數時間在顯著水準  $\alpha = 10\%$ 下都是不拒絕有效率的虛無假設, 且由附圖 21、22、23 可以看出在同時考慮台灣與中國市場之後, 無論是台灣加權指數或上海 A 股或深圳 B 股, 在同時考慮下都優於未考慮前分別市場的市場效率程度; 亦而實證結果顯現出投資人在市場是有效率的假設下, 同時考慮中國與台灣市場間的連結性的可能性很高。

另外相較於中國市場, 從附圖 24 中能看出在兩岸市場的市場效率程度的表現比中國市場來的好, 在 2008 年左右的金融風暴時期, 可以發現若兩岸三地能夠組合為一市場的話, 勢必可以提升整體市場效率, 提高整體市場成熟度。

#### 5.4.3 亞洲市場

最後, 日本為亞洲一個經濟高度發展且成熟的國家, 探討同時考慮台灣加權指數與中國市場(上海 A 股與深圳 B 股)與日本(日經 225)會出現何種結果, 以日經 225 指數代表全日本的市場加入日本至兩岸市場當中, 想看出是否亞洲的主要國家能夠增加市場效率程度。

同樣的運用 TV-VAR(1)可以得出長期乘數與信賴區間如附圖 25, 由附圖 26、27、28、29 可以看出在亞洲市場之後, 絕大多數的時間在顯著水準  $\alpha = 10\%$ 下都是不拒絕有效率的虛無假設, 因此無論是台灣加權指數或上海 A 股或深圳 B 股

或是日經 225 指數, 在同時考慮台灣、中國、日本的市場效率程度整體都優於未考慮之前分別市場的市場效率程度, 此結果可推論在市場是有效率的運作下, 同時考慮多個市場間的連結性比單一市場的可能性更高。

另外相較於中國市場和兩岸市場, 如附圖 30、31 皆能看出在亞洲市場的市場效率程度表現的較其他兩個組合市場來的好, 唯獨在附圖 31 當中, 較大的亞洲市場在 2009 年後半年到 2010 年前半年間金融海嘯的市場效率程度反而較無效率, 推測可能的原因在於加入日經 225 指數之後, 日本相較於亞洲其他國家(台灣與中國)在經濟情況上有較高的國際接軌, 意即日本在國際上的貿易較其他亞洲國家還來的行之有年, 因此在日本加入亞洲市場體系之後, 使得整體亞洲市場受到更多其餘國家的因素影響, 所以投資人在同時考慮多個市場的投資組合時, 把日本納入考量或許會得到較差的結果。

## 6 結論

本論文利用 Hansen(1992)的係數一致性檢定確認係數是否會隨時間而改變, 再利用 Ito et al.(2012)的方法衡量市場效率程度。其實證結果皆明顯指出, 同時考慮多個股市大多呈現較佳的市場效率程度。

個別股票指數市場的市場效率程度較低有可能不是真實資訊, 比方說在中國市場明顯看出個別股票指數市場的市場效率程度較低, 在同時考慮多個市場後, 由於成分股的不同, 以及其中兩股票指數市場間的外溢效果(spillover effect)在中國市場之後被考慮到模型當中, 使得中國市場呈現更佳的市場效率程度。因此若投資人在看待兩岸股票市場的效率程度, 應將三個市場同時考慮, 才能精準的衡量市場效率程度。

然而並非同時考慮越多的市場就會有越好的市場效率程度, 亞洲市場卻發生在加入日經 225 指數之後, 在 2009 年後半年到 2010 年前半年間出現較大的亞洲市場反而呈現出較低的市場效率程度, 推測是因為日本在國際上的認定為已開發國家, 相較亞洲其他國家是處於一個高度經濟自由發展的國家, 而且與國際上的貿易往來密切, 在日本加入整合亞洲市場之後反而把更多的因素帶入到整合亞洲市場, 而這些外在因素只會反應在模型的殘差項當中, 因此若投資人在考慮多個市場之時, 應避免把日本納入考量。

而多國市場間的效率性與無效率性可能還受到其他市場的影響，尤其是外匯市場，各國股票的計價幣別不一，因此投資人在做股票市場間的投資動作時，資金勢必有很大的可能會透過外匯市場再流入股票市場，因此股票市場最後的效率性程度也許已經在外匯市場的時候就受到影響，後續的學者也許可以針對這方面再做深入的研究，更加完善市場效率程度再各個面相的研究。



## 參考文獻

- 朱正修 (2004), 台灣股市與國際股市連動性之研究, 成功大學碩士班論文。
- 金鐵英、王昭文、吳訂宜 (2007), 台股之弱勢效率市場檢定, 高苑學報 **13**, 191–220。
- 徐清俊、王聰雄 (2003), 金融機構股票報酬及波動行為研究—GARCH 模型之應用, 臺灣經濟金融月刊, 頁 15–31。
- 陳信宏、陳昱志、鄭舜仁 (2006), 以時間數列模型檢定台灣股票市場弱式效率性之研究, 管理科學與統計決策 3 卷 4 期, 頁 8–17。
- 郭樂平 (1993), 實證 1981 到 1990 美、日總私人國內投資和七個經濟指標間的相關分析, 第八屆全國技術及職業教育研討會, 屏東, 頁 147-154。
- 練有為、鄭素珍 (2012), 效率市場假說再審視: 台灣期貨市場個案研究 (2004–2011), 大漢學報 26 期, 頁 55-77。
- Brealey and Myers (1981). Principles of corporate finance. *McGraw-Hill*.
- Eun and Shim (1989). International transmission of stock market movements. *Journal of financial and quantitative*, **24**, 241–256.
- Fama (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, **25**, 383–417.
- Fama (1991). Efficient capital markets: II. *The journal of Finance*, **46**, 1575–1617.
- Hansen, B E (1992). Testing for parameter instability in linear models *Journal of policy Modeling*, **14**, 517–533.
- Ito, M. (2007). A New Method for Estimating Economic Models with General Time-Varying Structures. *Keio Economic Society Discussion Paper Series*, 07-08.
- Ito, M. and Sugiyama, S. (2009). Measuring the Degree of Time Varying Market Inefficiency. *Economics Letters*, **103**, 62–64.

- Ito, M., Akihiko Noda and Tatsuma Wada (2014). International stock market efficiency: a non-Bayesian time-varying model approach. *Applied Economics*, **46:23**, 2744–2754.
- Kalman, R.E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. *Journal of Basic Engineering*, **103**, 1575–1617.
- Lo, A. W. (2004). The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective. *Journal of Portfolio Management*, **30**, 15–29.
- Lo, A. W. (2005). Reconciling Efficient Markets with Behavioral Finance: The Adaptive Markets Hypothesis. *Journal of Portfolio Management*, **7**, 21–44.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer.
- Malkiel, B. G. (2003). The Efficient Market Hypothesis and its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, **17**, 59–82.
- Malkiel, B. G., Mullainathan, S., and Stangle, B. E. (2005). Market Efficiency versus Behavioral Finance. *Journal of Applied Corporate Finance*, **17**, 124–136.
- Mathur and Subrahmanyam (1990). Interdependencies among the Nordic and US stock markets. *The Scandinavian Journal of Economics*, **92**, 587–597.
- Nyblom, J. (1989). Testing for the Constancy of Parameters Over Time. *Journal of the American Statistical Association*, **84**, 223–230.
- R. MacDonald and M. Taylor (1988). Metals prices, efficiency and cointegration: some evidence from the London Metal Exchange. *Bulletin of Economic Research*, **40**, 235–240.
- R. MacDonald and M. Taylor (1989). Foreign exchange market efficiency and cointegration: Some evidence from the recent float. *Economics Letters*, **29**, 63–68.

Schwert, G.W. (2003). Anomalies and Market Efficiency. *Handbook of the Economics of Finance*, eds. Constantinides, G. M., Harris, M., and Stulz, R. M., North-Holland, chap 15, 937–972.

Tsutsui and Hirayama (2004). *Applied Financial Economics*,**14**, 1017–1025.



## 附錄

### A 附錄表

附表 1: 各國股票市場之敘述統計

	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
台灣加權指數	530	7.774	1.348	4.772	9.411
上海 A 股	279	7.392	0.557	5.692	8.710
深圳 B 股	269	5.506	0.873	3.817	7.010
日經 225 指數	780	8.457	1.441	4.450	10.569





附表 2: 單根檢定結果

Interpolated Dickey-Fuller					
	Test Statistic	1%	5%	10%	
台灣加權指數	Z(t)	-20.604	-3.430	-2.860	-2.570
cons <sup>*</sup>	Z(t)	-20.494	-2.580	-1.950	-1.620
trend	Z(t)	-20.635	-3.960	-3.410	-3.120
drift	Z(t)	-20.604	-2.333	-1.648	-1.283
上海 A 股	Z(t)	-17.279	-3.458	-2.879	-2.570
cons	Z(t)	-17.226	-2.580	-1.950	-1.620
trend	Z(t)	-17.284	-3.989	-3.429	-3.130
drift	Z(t)	-17.279	-2.340	-1.650	-1.285
深圳 B 股	Z(t)	-13.981	-3.459	-2.879	-2.570
cons	Z(t)	-13.938	-2.580	-1.950	-1.620
trend	Z(t)	-13.972	-3.989	-3.429	-3.130
drift	Z(t)	-13.981	-2.341	-1.651	-1.285
日經 225 指數	Z(t)	-25.734	-3.430	-2.860	-2.570
cons	Z(t)	-25.429	-2.580	-1.950	-1.620
trend	Z(t)	-25.935	-3.960	-3.410	-3.120
drift	Z(t)	-25.734	-2.331	-1.647	-1.283

\* 含有截距項的單根檢定。

附表 3: 模型落後項之選擇

	criteria	lag	1	2	3	4	5
台灣加權指數							
AIC(n)	1	AIC(n)	-4.662	-4.659	-4.655	-4.653	-4.649
HQ(n)	1	HQ(n)	-4.656	-4.649	-4.642	-4.637	-4.630
SBIC(n)	1	SBIC(n)	-4.646	-4.634	-4.622	-4.612	-4.600
FPE(n)	1	FPE(n)	0.009	0.009	0.010	0.010	0.010
上海 A 股							
AIC(n)	4	AIC(n)	-4.330	-4.336	-4.351	-4.354	-4.347
HQ(n)	3	HQ(n)	-4.320	-4.320	-4.329	-4.328	-4.315
SBIC(n)	1	SBIC(n)	-4.304	-4.296	-4.298	-4.288	-4.268
FPE(n)	4	FPE(n)	0.013	0.013	0.013	0.013	0.013
深圳 B 股							
AIC(n)	1	AIC(n)	-4.346	-4.345	-4.338	-4.331	-4.328
HQ(n)	1	HQ(n)	-4.336	-4.328	-4.316	-4.304	-4.295
SBIC(n)	1	SBIC(n)	-4.319	-4.304	-4.284	-4.263	-4.246
FPE(n)	1	FPE(n)	0.013	0.013	0.013	0.013	0.013
日經 225 指數							
AIC(n)	3	AIC(n)	-5.744	-5.742	-5.752	-5.750	-5.749
HQ(n)	3	HQ(n)	-5.739	-5.735	-5.742	-5.738	-5.735
SBIC(n)	1	SBIC(n)	-5.732	-5.724	-5.728	-5.720	-5.713
FPE(n)	3	FPE(n)	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003

\* criteria 為使用該準則後之最適落後期數。  
AIC(Akaike information criterion), HQ(Hannan - Quinn information criterion),  
SBIC(Schwarz criterion), FPE(Akaike's Final Prediction Error criterion).

附表 4: 一致性檢定結果

	Estimate	St Error	Lc
台灣加權指數			
Constant	0.007	0.004	0.169
DY(-1)	0.107	0.068	0.011
DY(-2)	0.000	0.085	0.017
Variance	0.009	0.001	1.307
Joint LC	1.621	R-squared	0.011
上海 A 股			
Constant	0.007	0.008	0.059
DY(-1)	-0.038	0.091	0.036
DY(-2)	0.117	0.106	0.047
Variance	0.016	0.004	1.793
Joint LC	2.215	R-squared	0.016
深圳 B 股			
Constant	0.007	0.007	0.051
DY(-1)	0.145	0.085	0.021
DY(-2)	0.057	0.055	0.124
Variance	0.013	0.002	0.572
Joint LC	1.000	R-squared	0.027
日經 225 指數			
Constant	0.007	0.002	0.825
DY(-1)	0.086	0.048	0.025
DY(-2)	-0.047	0.045	0.020
Variance	0.003	0.000	0.785
Joint LC	1.657	R-squared	0.009

\* DY(-1)為 delay 1 year 的縮寫, 為落後一期;  
 DY(-2)為 delay 2 year 的縮寫, 為落後兩期;  
 LC 為單一變數的一致性檢定; Joint LC 為 AR 係  
 數與變異數的一致性聯合檢定。

附表 5: 一致性檢定表

Degrees of freedom(m+1)	Significance level					
	1%	2.50%	5%	7.50%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.243
2	1.070	0.898	0.749	0.670	0.610	0.469
3	1.350	1.160	1.010	0.913	0.846	0.679
4	1.600	1.390	1.240	1.140	1.070	0.883
5	1.880	1.630	1.470	1.360	1.280	1.080
6	2.120	1.890	1.680	1.580	1.490	1.280
7	2.350	2.100	1.900	1.780	1.690	1.460
8	2.590	2.330	2.110	1.990	1.890	1.660
9	2.820	2.550	2.320	2.190	2.100	1.850
10	3.050	2.760	2.540	2.400	2.290	2.030
11	3.270	2.990	2.750	2.600	2.490	2.220
12	3.510	3.180	2.960	2.810	2.690	2.410
13	3.690	3.390	3.150	3.000	2.890	2.590
14	3.900	3.600	3.340	3.190	3.080	2.770
15	4.070	3.810	3.540	3.380	3.260	2.950
16	4.300	4.010	3.750	3.580	3.460	3.140
17	4.510	4.210	3.950	3.770	3.640	3.320
18	4.730	4.400	4.140	3.960	3.830	3.500
19	4.920	4.600	4.330	4.160	4.030	3.690
20	5.130	4.790	4.520	4.360	4.220	3.860

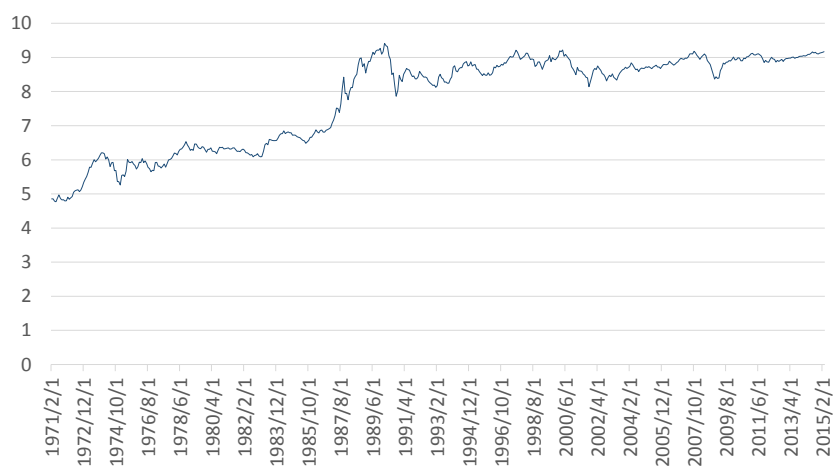
\* 摘自 Hansen, B. E. (1992), 檢定  $m$  個參數的自由度為  $m + 1$ 。

附表 6: 同時考慮多國市場之市場模型落後項之選擇

	criteria	lag	1	2	3	4
亞洲市場						
AIC(n)	1	AIC(n)	-2.05E+01	-2.04E+01	-2.04E+01	-2.03E+01
HQ(n)	1	HQ(n)	-2.04E+01	-2.02E+01	-2.01E+01	-1.99E+01
SBIC(n)	1	SBIC(n)	-2.02E+01	-1.99E+01	-1.97E+01	-1.94E+01
FPE(n)	1	FPE(n)	1.30E-09	1.36E-09	1.44E-09	1.52E-09
兩岸市場						
AIC(n)	1	AIC(n)	-7.53E+01	-7.42E+01	-7.41E+01	-7.41E+01
HQ(n)	1	HQ(n)	-7.51E+01	-7.40E+01	-7.39E+01	-7.37E+01
SBIC(n)	1	SBIC(n)	-7.50E+01	-7.37E+01	-7.34E+01	-7.32E+01
FPE(n)	1	FPE(n)	2.07E-33	6.25E-33	6.28E-33	6.75E-33
中國市場						
AIC(n)	1	AIC(n)	-7.00E+01	-6.88E+01	-6.89E+01	-6.88E+01
HQ(n)	1	HQ(n)	-6.99E+01	-6.87E+01	-6.87E+01	-6.86E+01
SBIC(n)	1	SBIC(n)	-6.98E+01	-6.86E+01	-6.85E+01	-6.83E+01
FPE(n)	1	FPE(n)	4.12E-31	1.27E-30	1.22E-30	1.27E-30

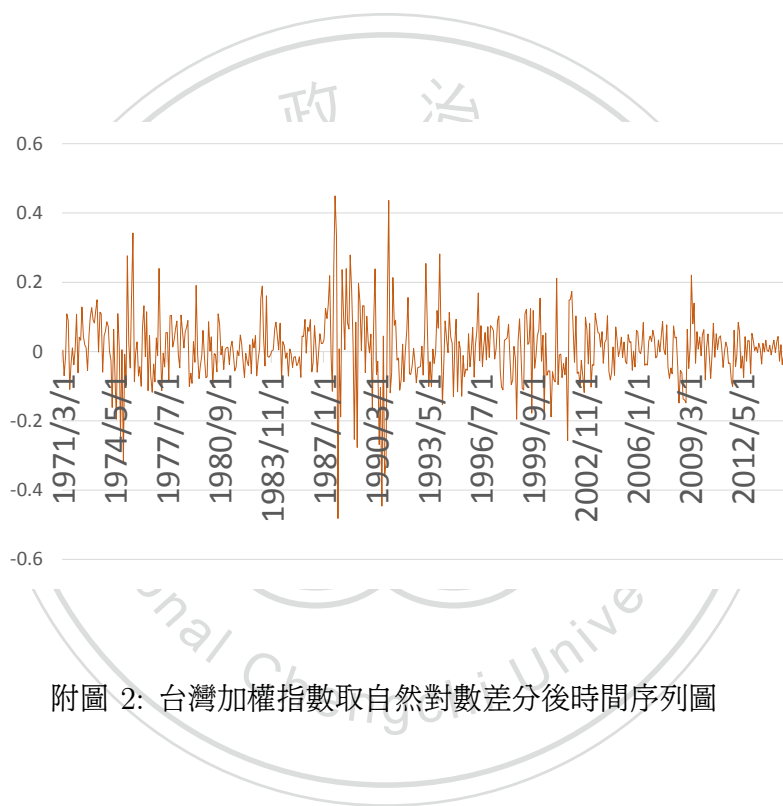
\* 兩岸市場為台灣加權指數、上海 A 股、深圳 B 股；  
 中國市場為上海 A 股、深圳 B 股；  
 亞洲市場為日經 225 指數、組合兩岸市場；  
 criteria 為使用該準則後之最適落後期數。  
 AIC(Akaike information criterion), HQ(Hannan-Quinn information criterion),  
 SBIC(Schwarz criterion), FPE(Akaike's Final Prediction Error criterion).

## B 附錄圖

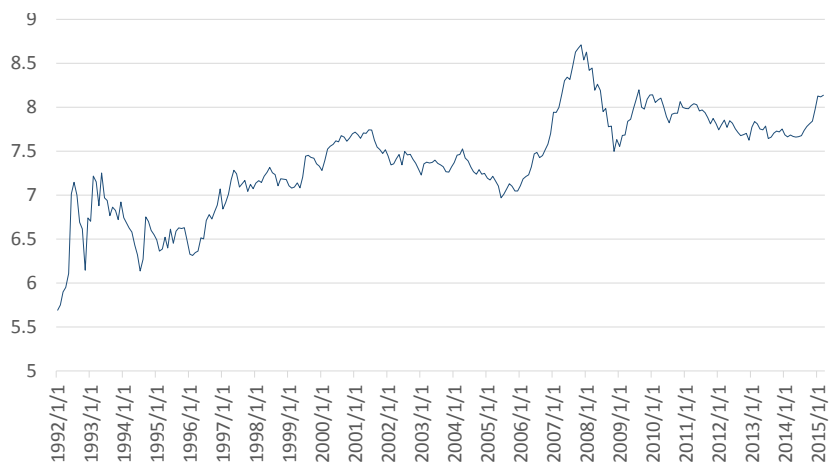


附圖 1: 台灣加權指數取自然對數後時間序列圖

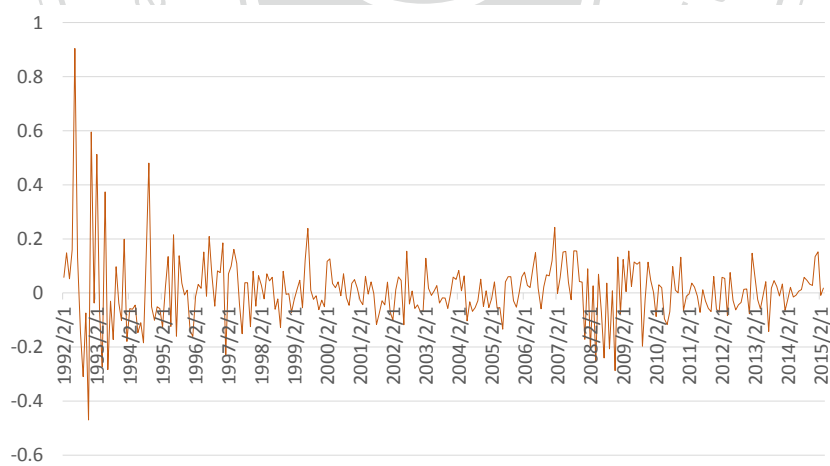




附圖 2: 台灣加權指數取自然對數差分後時間序列圖



附圖 3: 上海 A 股取自然對數後時間序列圖

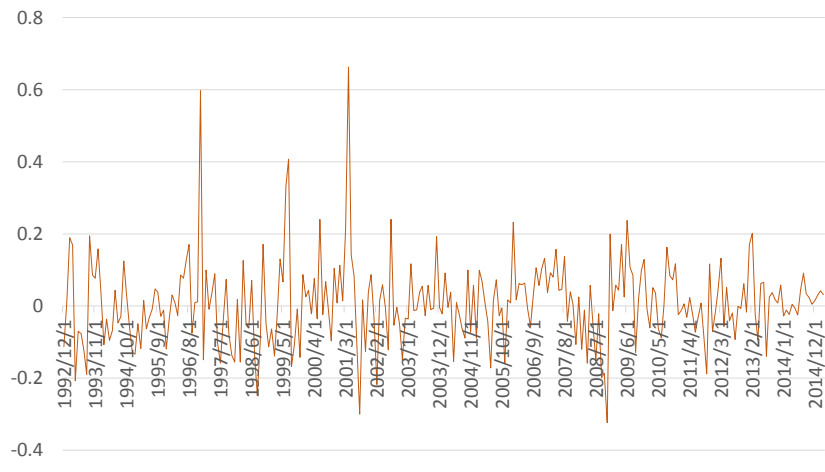


附圖 4: 上海 A 股取自然對數差分後時間序列圖

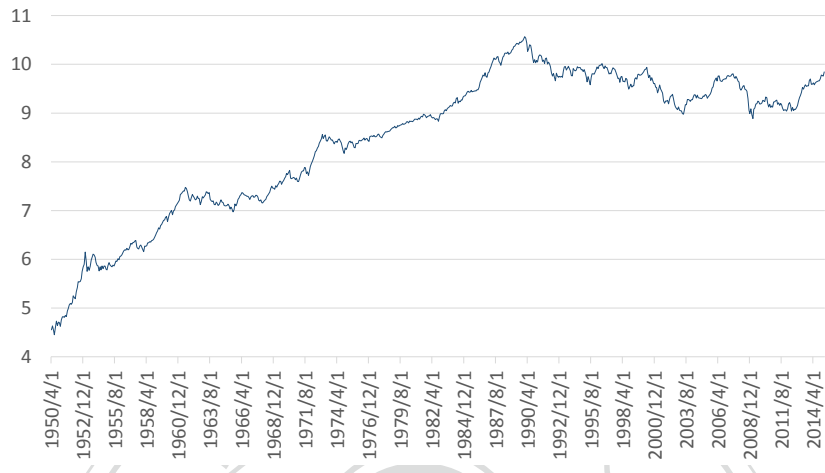




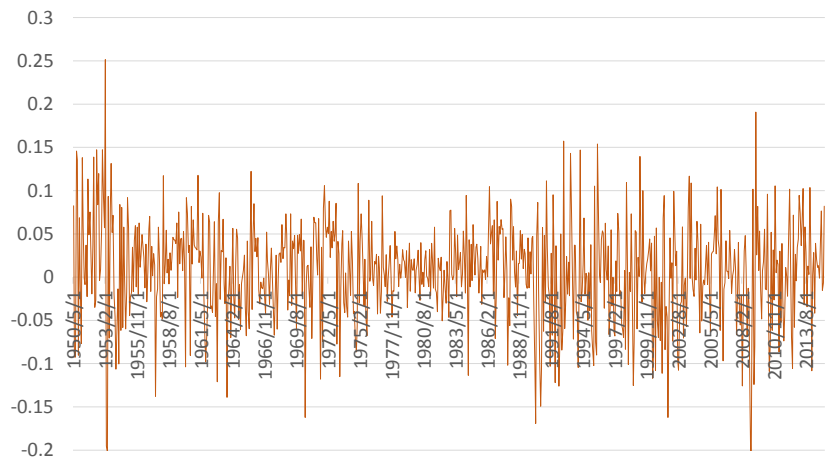
附圖 5: 深圳 B 股取自然對數後時間序列圖



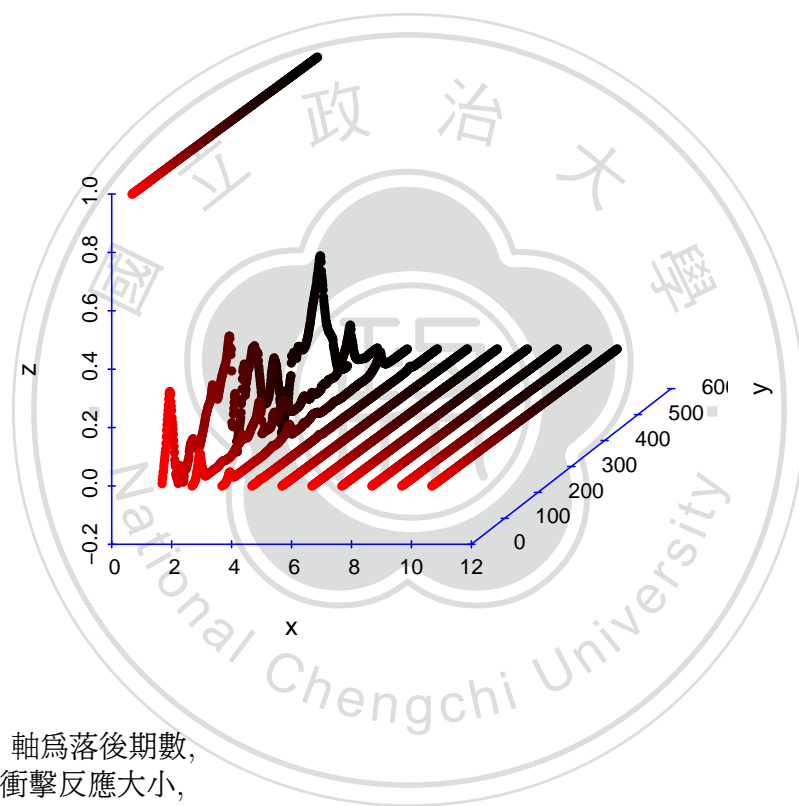
附圖 6: 深圳 B 股取自然對數差分後時間序列圖



附圖 7: 日經 225 指數取自然對數後時間序列圖

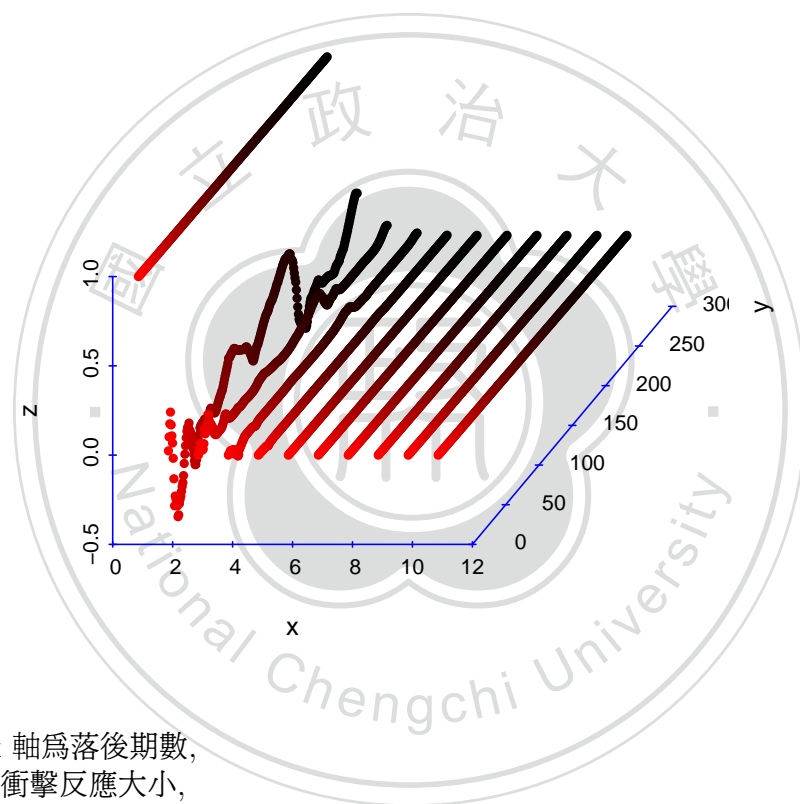


附圖 8: 日經 225 指數取自然對數差分後時間序列圖



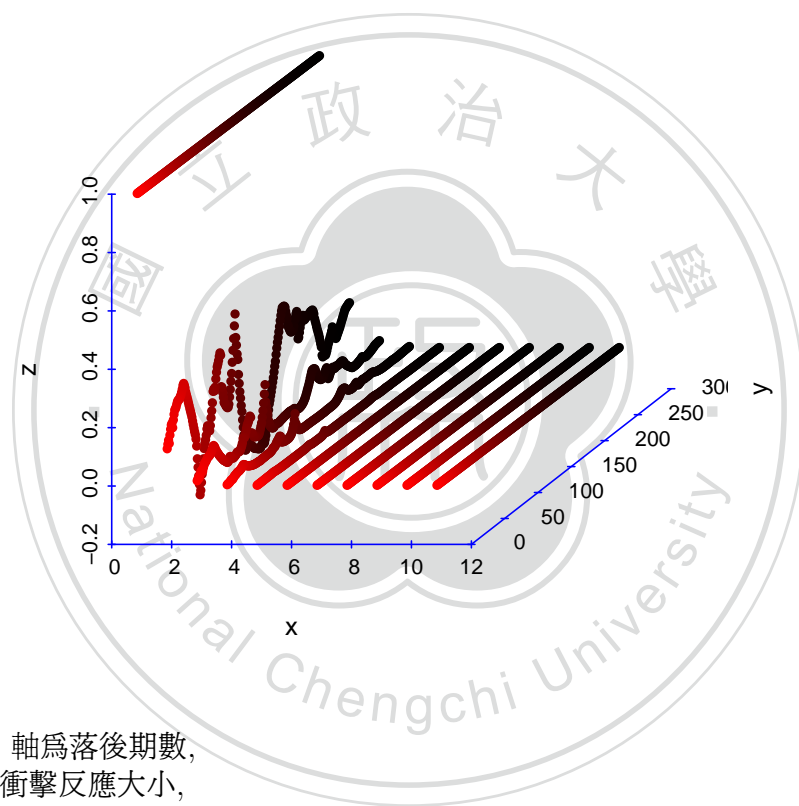
附註:x 軸為落後期數,  
z 軸為衝擊反應大小,  
y 軸為期數,  
0~600為資料從舊到新

附圖 9: 台灣加權指數衝擊反應



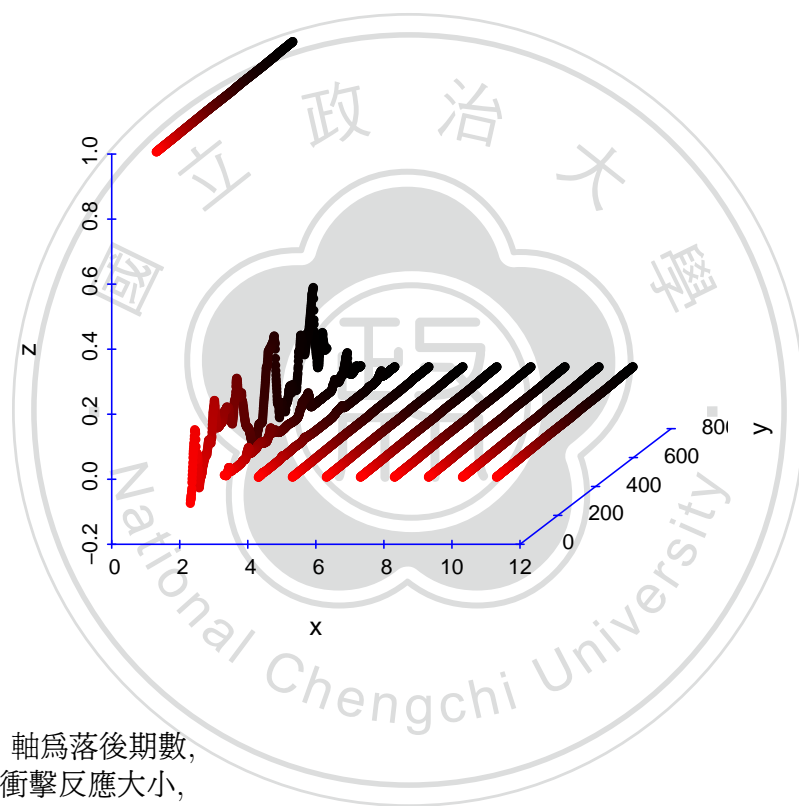
附註:x 軸為落後期數,  
z 軸為衝擊反應大小,  
y 軸為期數,  
0~300為資料從舊到新

附圖 10: 上海 A 股衝擊反應



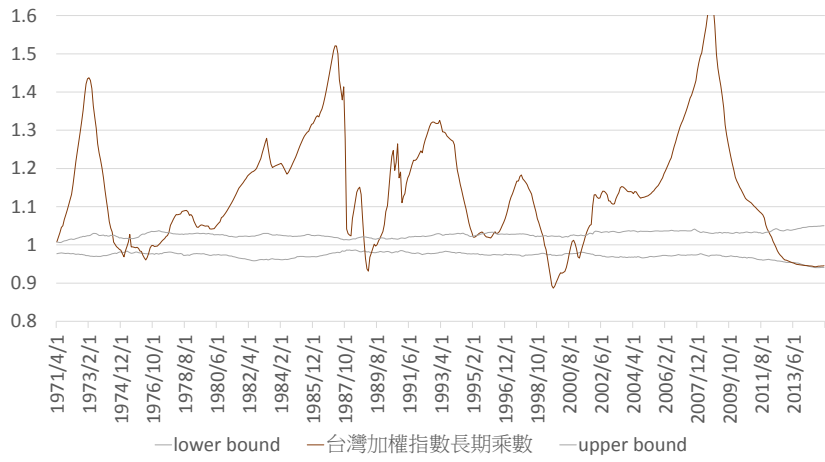
附註:x 軸為落後期數,  
z 軸為衝擊反應大小,  
y 軸為期數,  
0~300為資料從舊到新

附圖 11: 深圳 B 股衝擊反應

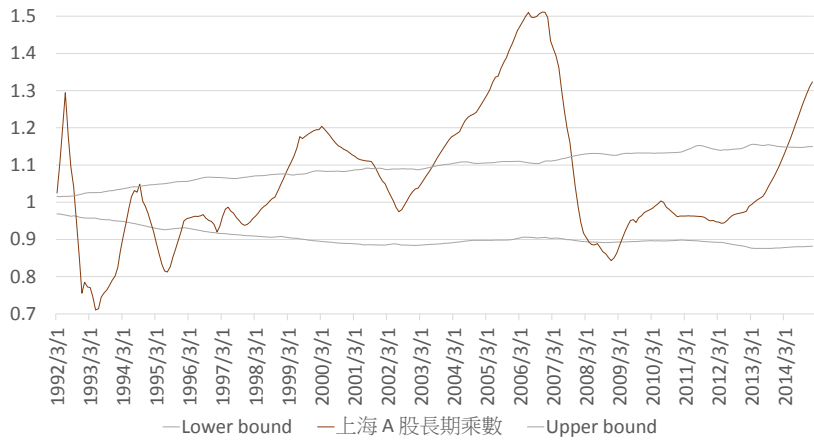


附註:x 軸為落後期數,  
z 軸為衝擊反應大小,  
y 軸為期數,  
0~800為資料從舊到新

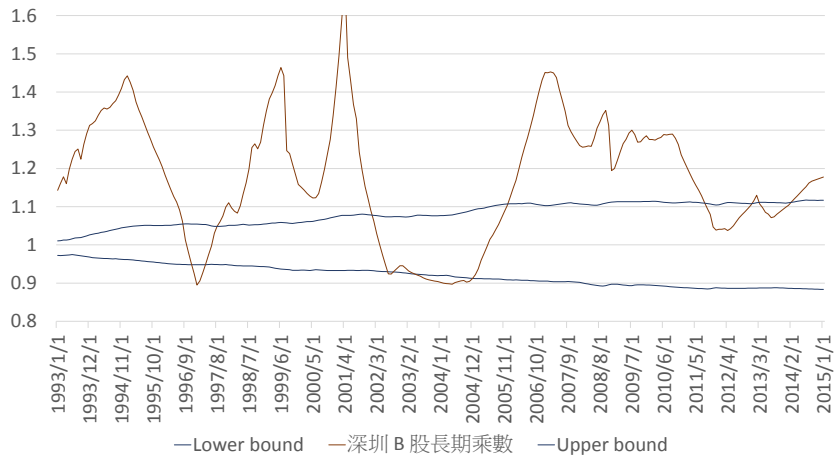
附圖 12: 日經 225 指數衝擊反應



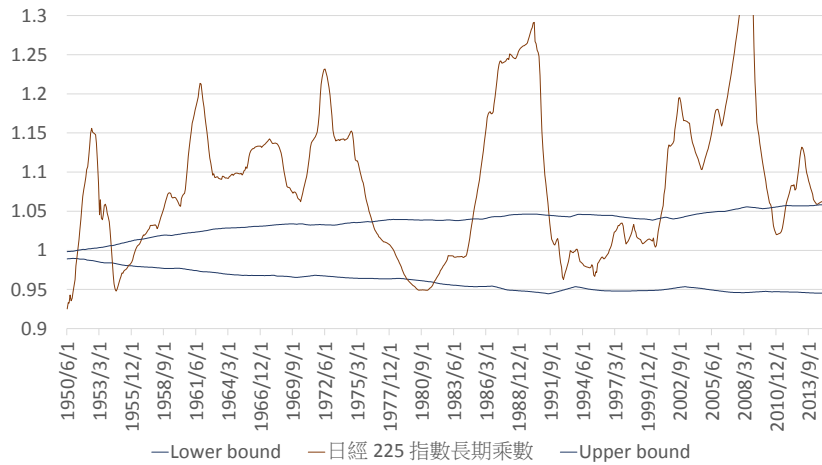
附圖 13: 台灣加權指數長期乘數與信賴區間



附圖 14: 上海 A 股長期乘數與信賴區間

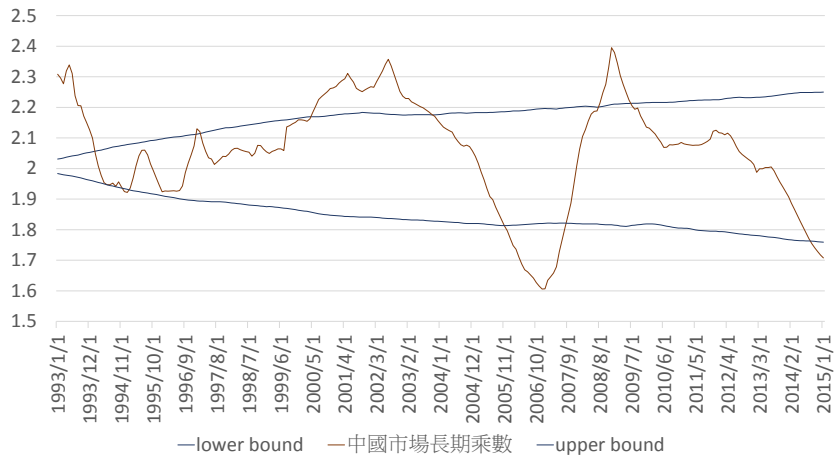


附圖 15: 深圳 B 股長期乘數與信賴區間

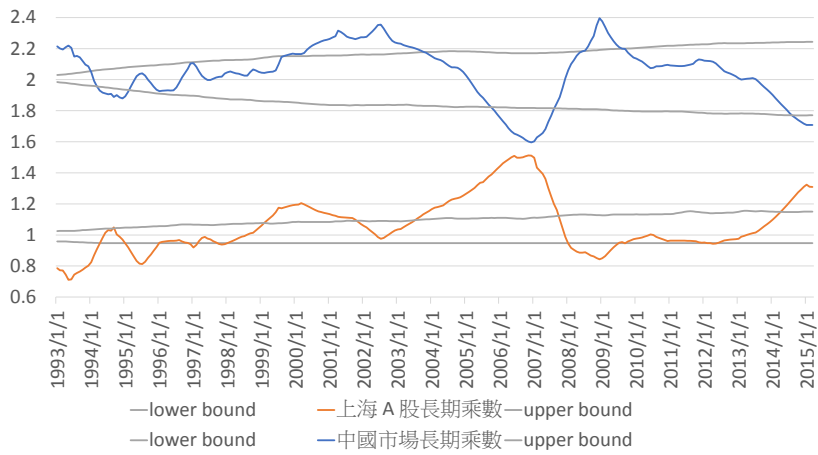


附圖 16: 日經 225 指數長期乘數與信賴區間

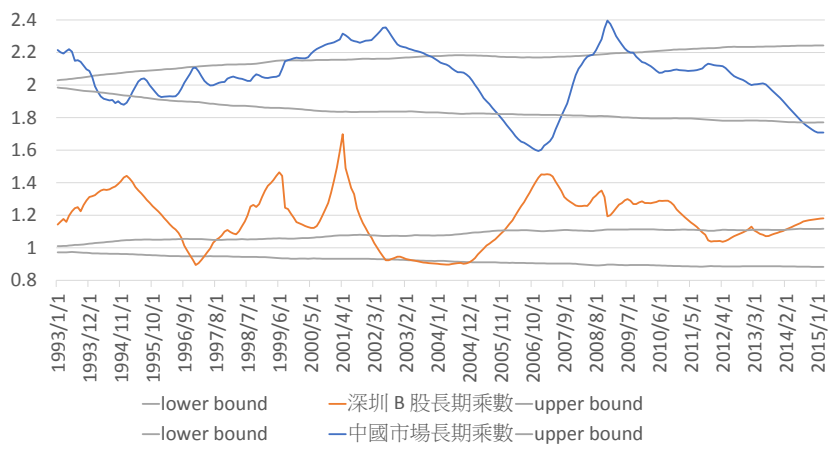




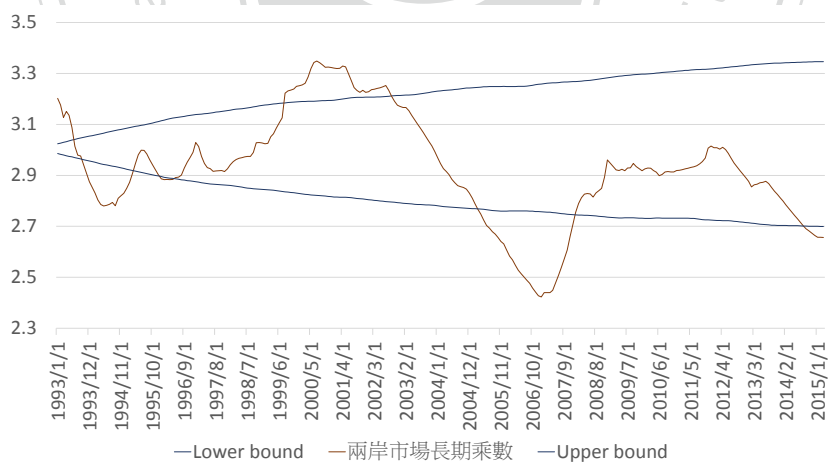
附圖 17: 中國市場長期乘數與信賴區間



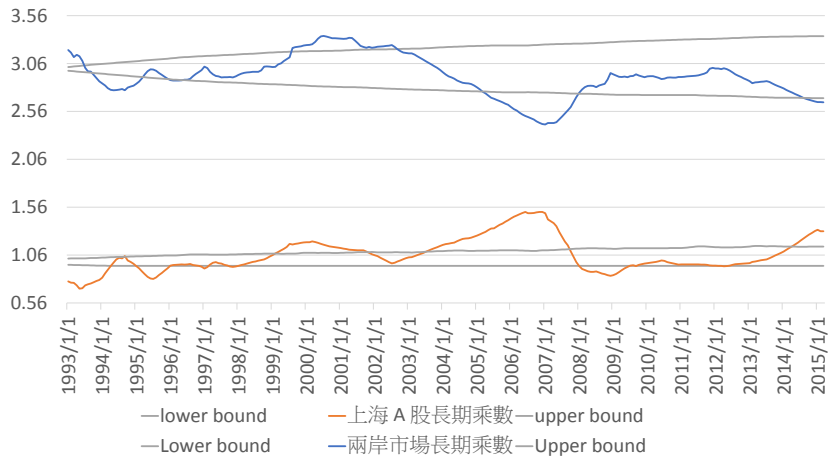
附圖 18: 中國市場與上海 A 股長期乘數之比較



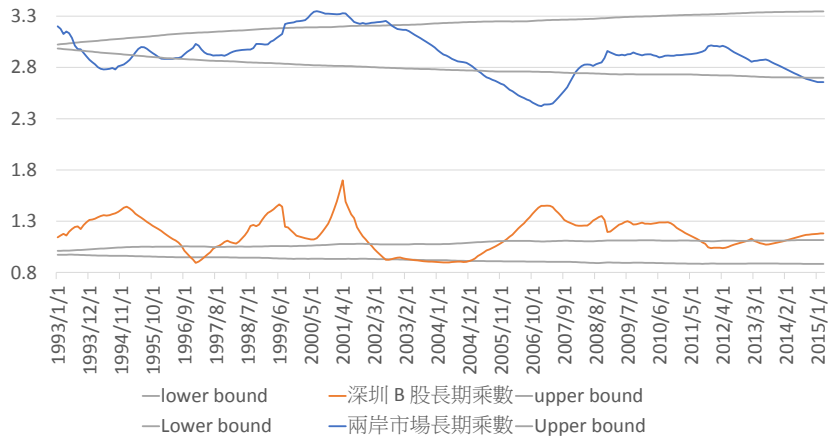
附圖 19: 中國市場與深圳 B 股長期乘數之比較



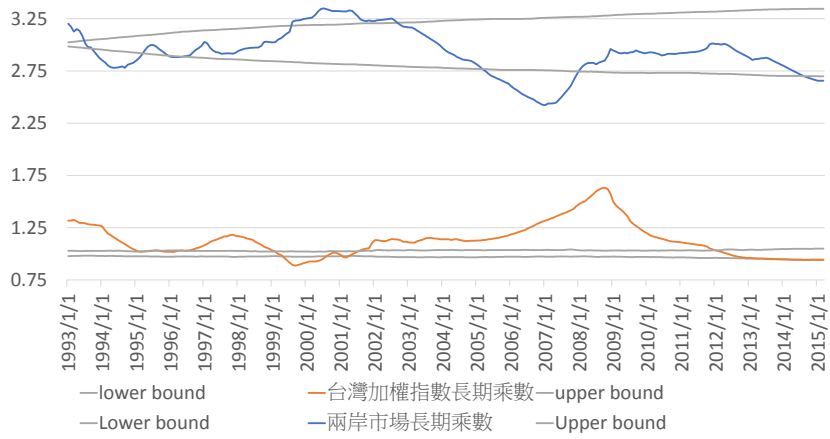
附圖 20: 兩岸市場長期乘數與信賴區間



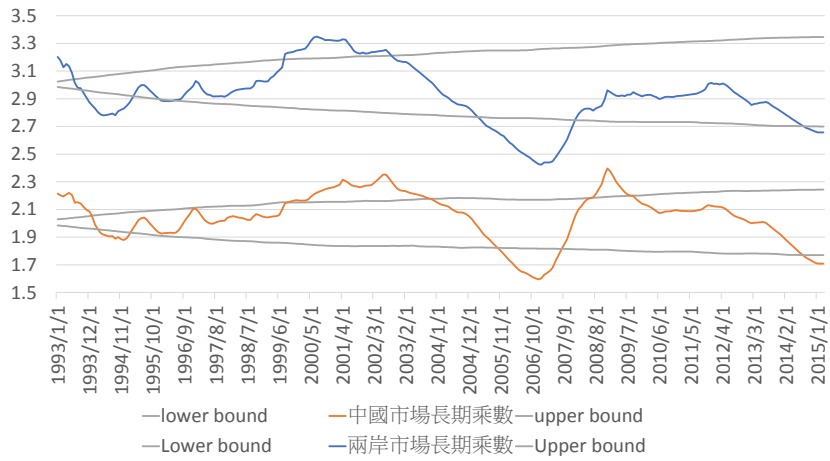
附圖 21: 兩岸市場與上海 A 股長期乘數之比較



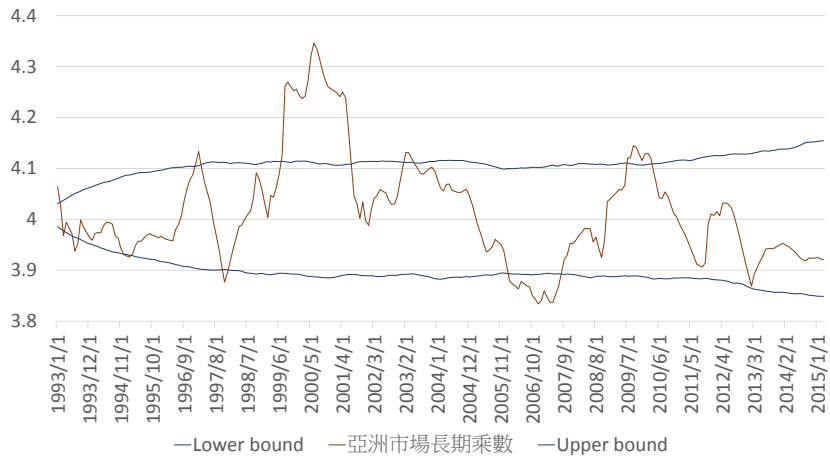
附圖 22: 兩岸市場與深圳 B 股長期乘數之比較



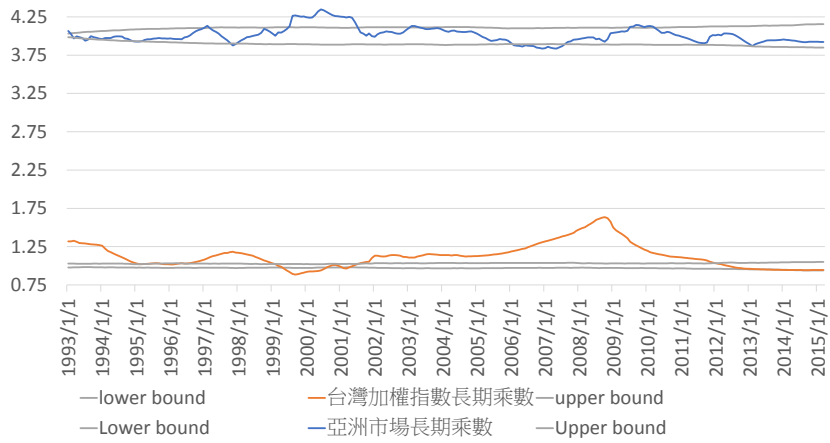
附圖 23: 兩岸市場與台灣加權指數長期乘數之比較



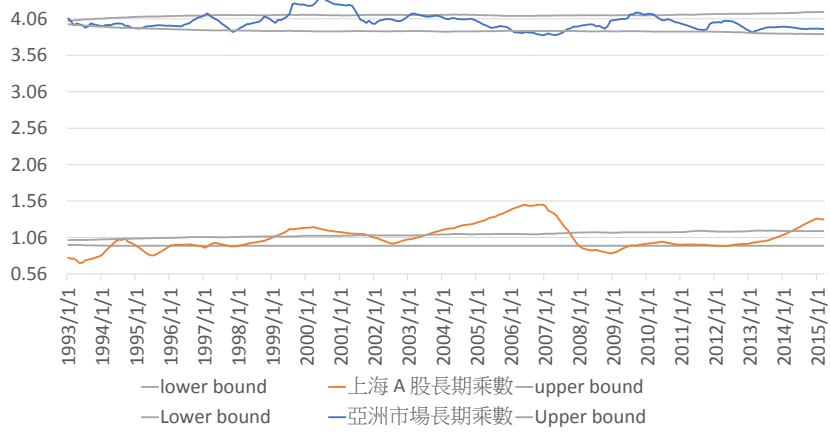
附圖 24: 兩岸市場與中國市場長期乘數之比較



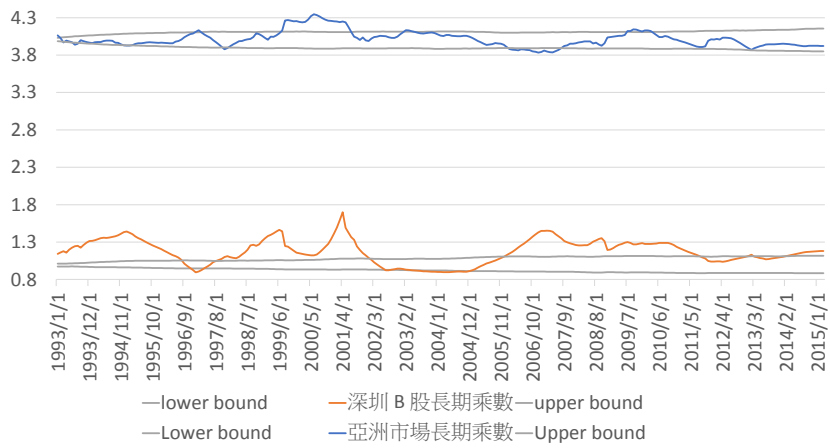
附圖 25: 亞洲市場長期乘數與信賴區間



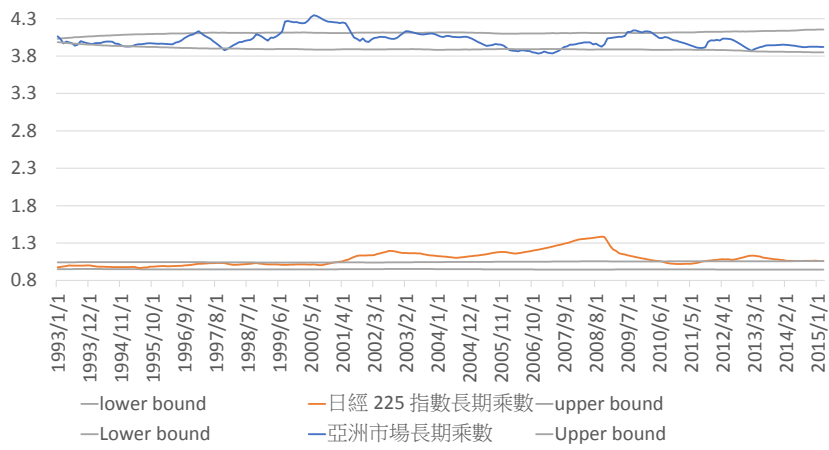
附圖 26: 亞洲市場與台灣加權指數長期乘數之比較



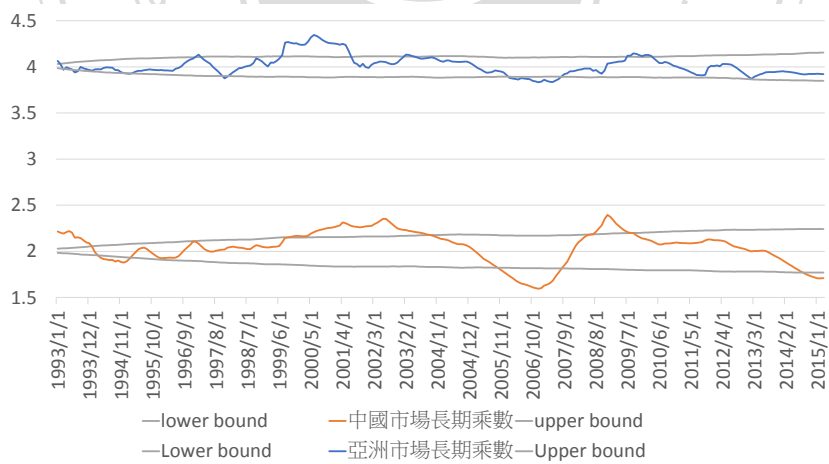
附圖 27: 亞洲市場與上海 A 股長期乘數之比較



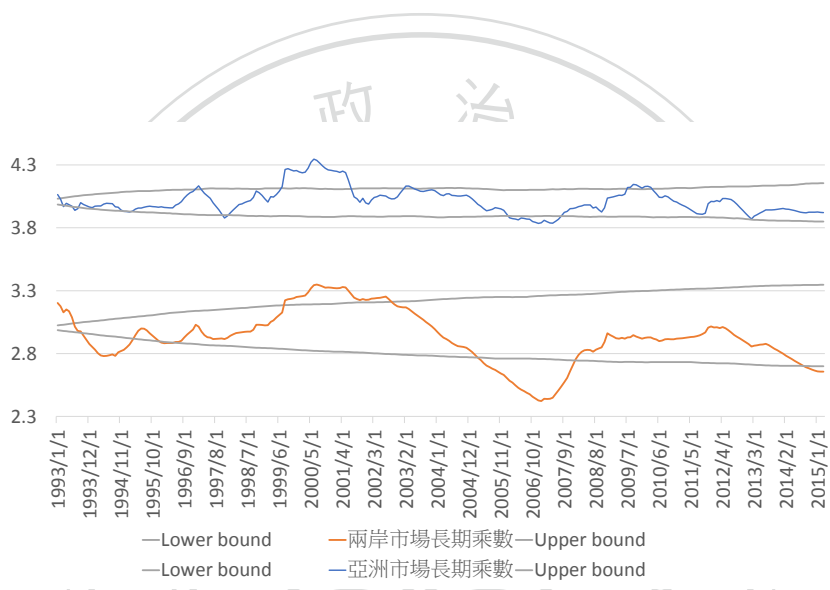
附圖 28: 亞洲市場與深圳 B 股長期乘數之比較



附圖 29: 亞洲市場與日經 225 指數長期乘數之比較



附圖 30: 亞洲市場與中國市場長期乘數之比較



附圖 31: 亞洲市場與兩岸市場長期乘數之比較