

# 股票報酬與經濟成長

## —亞太新興國家之實證研究

董澍琦\* 楊聲勇\*\* 藍淑鳳\*\*\*

### 摘要

本研究主要探討亞太新興國家實質股票報酬與經濟成長間的關係，以各國月資料進行實證分析，研究對象包括大陸、印尼、韓國、馬來西亞、菲律賓、台灣及泰國等七個國家，取樣期間為1971年1月至2001年3月。實證結果首先發現七個亞太新興國家中，唯印尼的實質股價指數與工業生產指數存在長期均衡關係；表示亞太新興國家的實質股價指數和工業生產指數間並無長期相近的走勢；有關預測能力方面，在七個亞太新興國家中，有四個國家(包括：韓國、馬來西亞、菲律賓以及台灣等國)的實質股票報酬對未來經濟成長有顯著正向的影響，顯示新興國家的股票報酬大多能預先反映未來經濟成長；最後，以亞洲金融風暴分割研究期間，發現部分亞太新興國家(包括：大陸、台灣及泰國等國)，在金融風暴後，股票報酬對於未來經濟成長的預測能力增加。可能是因為在金融風暴之後，投資人更加謹慎，蒐集所有相關資訊後才決定投資策略，也就使得部分國家的股票報酬更能反映實質經濟活動。

關鍵字：股票報酬、經濟成長、亞太新興國家、單根檢定、共整合檢定、亞洲金融風暴

### 1、前言

根據傳統財務理論，股票的價值等於未來期望股利現值的總和，而公司股利的發放來自於盈餘，但盈餘又與經濟景氣興衰有關。因此，股價應該反應現在及未來所有的經濟活動，假設股票市場為一效率市場，現在的股價報酬應與未來的經濟成長有關。換言之，股價的變動能否對未來經濟活動，提供一個良好的預測。在實務上，的確也引發許多學者的探討。就

---

\*國立中興大學財務金融學系

\*\*國立中興大學財務金融學系

\*\*\*逢甲大學企業管理系所

\* E-mail: [scdoong@nchu.edu.tw](mailto:scdoong@nchu.edu.tw)

投資人而言，股價上漲會產生財富效果，同時代表投資人對未來景氣看好，而將消費持續維持在較高水準。Stock and Watson (1990)提供詳盡的證據顯示股票報酬是未來消費的先行指標。另外，從公司發行權益以進行商業投資的角度來看，股價上漲代表資金成本的降低，因此願意再增加商業投資。而民間消費與商業投資的增加都會促進未來經濟成長。

在美國及其他先進國家為研究對象的文獻中，皆發現股市的確能反映一國未來的實質經濟狀況。但就亞太新興國家而言，各國的股市發展時間普遍落後先進國家；但自 1990 年後，亞太新興國家資本市場逐漸大幅開放，吸引大量外資進入，漸漸受到國際間的矚目。但有關亞太新興國家資本市場的發展與經濟成長的關係為何，是否也如同先進國家的經驗，股市的表現透露出未來的經濟成長呢？立基於先進國家的相關理論及實證研究，本研究欲探討：(1)亞太新興國家的股價指數及工業生產指數是否和其他先進國家一樣，存在長期均衡關係，亦即共整合 (co-integration) 的關係；(2)探討亞太新興國家股票報酬率是否和先進工業國家一樣能夠顯著預測未來經濟成長；(3)亞太新興國家股市在 1997 年的金融風暴前後，各國的實質股票報酬預測未來經濟成長能力是否有所不同。

## 2、文獻探討

### 2.1 以美國為研究對象

在早期研究文獻中，Fama and Schwert (1977), Geske and Roll (1983), Kaul (1987)等發現，股票報酬的波動可以用於預測未來 GNP、工業生產指數及投資，因為這些總體經濟變數都是影響公司未來現金流量的重要因素。Fama (1990)發展一個模型，解釋為什麼股票報酬能提供訊息預測未來的經濟成長，並以美國為研究對象，在 1953 年至 1987 年期間，以工業生產指數的成長率作因變數，股票報酬的落遲項為自變數，作迴歸分析，發現股票報酬變動的資訊可用來解釋未來經濟成長。Schwert (1990)將取樣期間延長為 1889 年至 1988 年，也得到類似 Fama 的結果。

Lee (1992) 研究美國戰後時期 (1947~1987 年) 股票報酬、實質經濟活動、通貨膨脹率間的因果關係及動態的交互影響。實證結果發現，股票報酬領先實質經濟活動且可以解釋部分實質經濟活動。Gallinger (1994) 檢定實質股票報酬、實質經濟活動之間因果關係及其效果大小。實證結果發現：(1)目前實質經濟活動的增加會提高對現有資本性資產的需求，而提高

現有資本性資產的需求又使得對未來資本投資增加，而股市則先前反映出這些訊息。Domian 與 Louton (1997) 並進一步分析股票報酬對工業生產成長的影響是否具不對稱性現象 (asymmetry)。以美國股市 1947~1992 年間的資料進行分析，實證結果發現，股票報酬的確為領先指標，尤其是當股市下跌時，預測效果將會更顯著，更能預測未來經濟活動。Binswanger (2000) 探討美國股市與經濟活動間的關係。實證結果發現，在完整期間(1953~1995 年間)及第一次股市泡沫期間 (1956~1965 年間)，股市報酬反映了未來實質經濟發展；在最近一次的股市泡沫期間 (1984~1995 年間)，股市報酬則無法解釋未來實質經濟發展。

## 2.2 以多個先進國家、新興國家為研究對象

Barro (1990) 探討股價、投資及 GNP 間關係。利用 1891~1987 年間的資料進行實證分析，結果發現，過去的股價變動對於投資及國民生產毛額有顯著的預測能力。不僅於美國市場，在加拿大亦有相近似的結果。Peiro (1996) 以英、法、德為研究對象，探討股價、工業生產及利率間的關係。實證結果發現：(1) 股票報酬不會受過去工業生產指數變動或利率變動的影響；(2) 股市可以預先反映出下一年工業生產的變動，而非利率變動。Choi, Hauser, and Kopecy (1999) 則以 G7 國家為研究對象，利用誤差修正模型分析變數間關係，探討實質股票報酬率是否領先實質經濟活動。實證結果發現，G7 國家中的六個國家(美、英、日、德、加、法)，其股市能夠預先反映出未來實質經濟的發展。Alyward 與 Glen (2000) 同時以 23 個不同發展程度國家進行實證分析。實證結果發現，部分國家的股市的確可以預測工業生產指數趨勢；且股市是否能預先反映實質經濟活動，與經濟發展程度並無絕對的關係。

## 2.3 以新興國家為研究對象

Kwon 與 Shin (1999)，以 1980 至 1992 年間資料，探討韓國的經濟活動與股票報酬之間的關係。實證結果發現，韓國股價指數和工業生產指數間存在長期均衡關係；但股價指數並非未來經濟發展的領先指標。姜文怡 (2000) 以台灣為研究對象，取 1980 至 1999 年間的資料，實證結果發現：(1) 台灣的工業生產及股價指數存在長期均衡關係；(2) 股票報酬率可以解釋工業生產指數的變動，且股票報酬率對於工業生產指數的影響為正向；(3)

台灣股票報酬率及工業生產指數成長率間存在不對稱性，當股票報酬為正值時，對工業生產變動有顯著的預測效果。

以上研究，大多以歐美已發展國家作為研究標的，鮮少針對亞太新興國家進行探討。然而在過去十年中，亞太新興國家經歷了高度的經濟成長，區域內金融市場的管制也逐漸放寬，跨國投資活動成長迅速，也帶動各新興國家股票市場的活絡。因此本研究將探討亞太七個新興國家股票報酬與經濟成長的關係。研究對象以亞太七個國家為實證對象，包括：大陸、印尼、韓國、馬來西亞、菲律賓、台灣、泰國等國。由於亞洲各國家股市發展程度並不一致，所能取得資料的期間長短不一，為求研究期間能夠較完整，設定選取資料期間為 1971 年 1 月至 2001 年 3 月，最後依各國所能選取到之最完整的資料，決定各國不同的研究期間<sup>†</sup>。

### 3、研究方法

本研究主要探討亞太新興國家實質股票報酬與經濟成長間的關係，以各國月資料進行實證分析，研究對象包括大陸、印尼、韓國、馬來西亞、菲律賓、台灣及泰國等七個國家。由於用以描述經濟活動的 GDP 並無月資料，遂以工業生產成長率替代，因此本研究的主要變數包括實質股票報酬率及工業生產成長率。實質股價及實質股票報酬率，計算方式係採用 Choi *et al.* (1999) 定義，實際股價係等於名目股價指數先除以相對時間之消費者物價指數 (CPI) 後，再取自然對數。若以算式表示為  $RSP_t = \ln(SP_t) - \ln(CPI_t)$  及  $R_t = RSP_t - RSP_{t-1}$ ，其中  $RSP_t$  為第 t 期實質股價指數， $SP_t$  為第 t 期股價指數， $CPI_t$  為第 t 期消費者物價指數， $R_t$  為第 t 期實質股票報酬率，而工業生產成長率的計算方式為  $DIP_t = \ln(IP_t) - \ln(IP_{t-1})$ ，其中  $IP_t$  為第 t 期工業生產指數。有關工業生產指數、股價指數及消費者物價指數之資料，分別取自 IFS (International Financial Statistics) 資料庫及 Datastream 資料庫<sup>‡</sup>。

#### 3.1 單根檢定

<sup>†</sup>各國研究期間的起點分別為：大陸始於 92/01，印尼 83/05，韓國 75/01，馬來西亞 80/02，菲律賓 86/02，台灣 71/02 及泰國 87/01；至於結束點方面，各國皆取自至 2001/03。

<sup>‡</sup>由於工業生產指數及消費者物價指數具有明顯的季節性，故本研究以美國普查局 (US Census Bureau) 所使用的 X-12-ARIMA 模型調整其季節性；凡資料庫中所未調整的物價指數及工業生產指數資料皆進行季節調整。

一般傳統的迴歸分析中，通常是在假設變數為穩態的資料，且殘差項平均數為零及變異數為常數的條件下進行分析的。Granger 與 Newbold (1974) 指出，當變數為非穩態的資料時，若以傳統迴歸方法進行分析，則可能產生虛假迴歸 (spurious regression) 的問題；Nelson 與 Plosser (1982) 亦指出，總體經濟變數普遍存在有單根的現象 (即非穩態)。為避免直接利用傳統迴歸分析所可能發生的虛假迴歸問題，本研究首先利用單根檢定來檢定變數資料是否為穩態，本研究將利用到兩種單根檢定方法，簡單介紹如下：

### 3.1.1 ADF 單根檢定

Dickey and Fuller (1979) 所發展的 Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)，其與 Dickey-Fuller (DF) 檢定式的最主要差異在於，ADF Test 檢定式的右方加入被解釋變數的落遲項，但其檢定方式的虛無假設則與 DF 的檢定是相同的。 $H_0$ ：資料具單根，其主要有三種檢定模式如下：

a. 無漂浮項且無時間趨勢項：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t; \quad (1)$$

b. 有漂浮項但無趨勢項：

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t; \quad (2)$$

c. 有漂浮相且有趨勢項：

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 T + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t; \quad (3)$$

其中， $y_t$  為欲檢測的時間數列資料， $\varepsilon_t$  為隨機誤差項， $T$  為時間趨勢項， $K$  為落遲期數。上列三式中， $\varepsilon_t$  為白噪音 (white noise process)，落遲期數  $K$  的決定，可透過不同選取原則來決定<sup>§</sup>。虛無假設為  $H_0: \gamma = 0$ ，若拒絕虛無假設表時間數列資料為穩態；若無法拒絕虛無假設，則為非穩態的資料。

### 3.1.2 KPSS 單根檢定

<sup>§</sup> 本研究於實證部份，則參考大多數文獻，採用(2)式含漂浮項及(3)式含漂浮項且有趨勢項來檢測；此外，落遲期數的決定可用AIC、SBC及LB Test原則來選取，本文使用LB Test以確保  $\varepsilon_t$  為白噪音。

由於 ADF 單根檢定中，其虛無假設是假設數列資料存在單根，其檢定結果較傾向認為數列是具有單根的。Kwiatkowski、Phillips、Schmidt 與 Shin (1992) 提出一個和 ADF 方法具有相反虛無假設之檢定方法 (簡稱 KPSS 單根檢定)，其虛無假設是假設數列資料不具單根。欲檢測一時間數列資料  $y_t$  是否為穩態，其假設  $y_t$  能夠分解為三個部分：趨勢項(deterministic trend)、隨機項(random walk)及穩態的隨機誤差項(stationary error)，即  $y_t$  可寫成：

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

其中， $\xi t$  為趨勢項， $r_t$  為隨機項且  $r_t = r_{t-1} + u_t$ ，其中  $u_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_u^2)$ ， $\varepsilon_t$  為誤差項。當  $y_t$  為穩態時，即隱含  $\sigma_u^2 = 0$ ，當欲檢測  $y_t$  是否為穩態資料時，可利用 LM (LBI) 統計量來檢定  $\sigma_u^2 = 0$  的假設，其統計檢定量為：

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}, \quad (5)$$

其中， $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$  且  $t = 1, 2, \dots, T$ ， $e_t$  為  $y_t$  與常數項迴歸的殘差值 ( $e_t = y_t - \bar{y}$ )， $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  為誤差變異數 ( $\sigma_u^2$ ) 的估計值。檢定假設為  $H_0$ ：資料為穩態，當顯著拒絕虛無假設，則表受檢測的數列資料不為穩態。因 KPSS 與 ADF 可視為互補性的檢定，本研究增加 KPSS 檢定，以增加單根檢定的結果的可靠性。

### 3.2 共整合檢定

Engle 與 Granger (1987) 提出共整合的定義。若  $x_t$ 、 $y_t$  為兩非穩態的時間數列資料，且具相同的整合階次  $d$  以  $I(d)$  表示，若變數間存在線性組合關係：

$$z_t = y_t - Ax_t, \quad (6)$$

其中， $z_t \sim I(d-b)$ ， $b > 0$ ，即  $z_t$  水準項的整合階次為  $(d-b)$ ，則稱  $x_t$ 、 $y_t$  間存在共整合關係，以  $x_t$ 、 $y_t \sim CI(d, b)$  表示。本研究亦利用 Engle 與 Granger (1987) 提出的共整合關係檢定方法，檢定變數間是否存在長期均衡關係。首先建立共整合回歸式(cointegrating regression)如下：

$$\ln(IP_t) = \alpha + \beta RSP_t + e_t \quad (7)$$

接著對 $e_t$ 進行單根檢定，如果證實 $e_t$ 為穩態，則工業生產指數與實際股價有共整合，也就是有一長期關係存在。

### 3.3 傳統線性自我迴歸模型

為探討工業生產成長率與實質股票報酬率間的關係，本研究使用傳統的自我迴歸模型 (conventional linear autoregressive model) 來探討實質股票報酬率對工業生產成長率的影響，其模型如下：

$$DIP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i DIP_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j R_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

其中， $DIP_t$ 為第 $t$ 期工業生產月成長率， $R_t$ 為第 $t$ 期實質股票月報酬率， $\alpha_0$ 為常數項， $\alpha_i$ 及 $\beta_j$ 為模型自變數之係數， $m$ 、 $n$ 為最適落遲期數， $\varepsilon_t$ 為殘差項。針對模型參數進行聯合檢定，虛無假設為 $H_0: \beta_j = 0, \forall j$ ，若顯著拒絕虛無假設，表示過去的實質股票報酬率能預測或解釋未來工業生產成長率<sup>\*\*</sup>。但根據Choi et al. (1999) 研究G7國家的研究發現，所有G7國家中的工業生產指數及實質股價指數間皆存在長期均衡關係。故本研究在建立自我迴歸模型前，亦先進行Engle與Granger (1987) 的共整合檢定，檢測亞太新興國家的工業生產指數、實質股價間是否存在長期均衡關係，若變數間存在長期均衡關係，則在模型中進一步考慮誤差修正項，建立誤差修正模型。

### 3.4 誤差修正模型

Engle (1987) 及 Engle and Yoo (1987) 提出若變數間存在共整合關係之下，可建立誤差修正模型中，分析變數間長期均衡及短期的動態關係，其模型如下：

$$DIP_t = \alpha_0 + \gamma e_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i DIP_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j R_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

其中， $\alpha_0$ 為常數項， $\gamma$ 為調整係數， $e_t$ 為長期均衡誤差，由式(7)中誤差項代入， $m$ 、 $n$ 為最適落遲期數， $\varepsilon_t$ 為殘差項。模式中的等號兩邊皆為差分項，可以避免原始數列不為穩態時進行傳統迴歸分析時，可能會產生虛假迴歸的問題，且模式中加入了誤差修正項，可以將資料差分後所可能遺

<sup>\*\*</sup> 股市與經濟成長間可能存在雙向的因果關係，但本研究主要關心股市對工業生產成長率的影響，故本研究僅就單向的影響關係進行分析。

漏的長期關係考慮進去；當變數間存在長期關係下，可以利用此模型描述變數間關係。

## 4、實證結果與分析

### 4.1 單根檢定

表一與表二分別列出 ADF 與 KPSS 兩單根檢定模式下的檢定結果，由檢定結果可知，各國的工業生產指數及實質股價指數皆具相同的整合階次 1，都是屬於  $I(1)$  的資料。於 Nelson 與 Plosser (1982) 實證結果中，亦提出總體經濟變數普遍存在單根；故本研究單根檢定結果與 Nelson 與 Plosser 的結論一致，即亞太新興國家的工業生產指數及實質股價指數皆為非穩態的總體經濟變數。

### 4.2 共整合檢定

本部分將檢定這些亞太國家中，各國的工業生產指數及實質股價指數是否存在長期均衡關係。由表三之檢定結果可以看出，七個亞太國家中只有印尼的工業生產指數與實質股價指數間是存在長期均衡關係。而 Choi *et al.* (1999) 的實證結果指出 G7 國家的工業生產指數及實質股價指數間都具有共整合關係，因此可知亞太新興國家與先進工業國家不同，實質股價與工業生產指數間並不存在長期均衡關係，亦可說明在亞太新興國家，該兩變數並無長期相近的走勢。

### 4.3 實質股票報酬與經濟成長間關係的探討

本部分將探討各國實質股票報酬對於未來經濟成長(以工業生產成長率代替)的解釋預測。基於前部分的檢定結果：亞太七個國家中，只有印尼的實質股價指數( $RSP_t$ )及工業生產指數( $IP_t$ )間存在長期均衡關係，其他國家的兩個變數並不存在長期均衡關係，故本節將分為兩部分進行，分別建立自我迴歸模型及誤差修正模型，來探討各國實質股票報酬對工業生產成長率的影響<sup>††</sup>。

#### 4.3.1 自我迴歸模型

<sup>††</sup>大陸、韓國、馬來西亞、菲律賓、新加坡、台灣、泰國等七國，由於其工業生產指數及實質股價指數間並不存在長期均衡關係，故建立自我迴歸模型進行分析；印尼的部分則將建立誤差修正模型，在考慮長期關係之下，分析股票實質報酬對於經濟成長的影響。



若兩變數並無共整合關係，則直接利用自我迴歸模型探討實質股票報酬率( $R_t$ )對未來工業生產成長率( $DIP_t$ )的解釋預測能力。

模型的建立上，首先建立落遲期數為 1~24 期的模型，再利用 AIC 值最小的原則選取落遲期數，建立自我迴歸模型。同時建立 AIC 值最小的七個模型<sup>††</sup>，共同進行輔助分析。見表四，由各國的七個 AIC 值最小的模型中估計的結果，進一步找出各國股票報酬與經濟成長間的關係。

表四中 Wald test 聯合檢定結果中，大陸、韓國、馬來西亞、菲律賓、台灣、泰國等六國，在八組落遲期數下皆出現或部分出現顯著的結果。於 AIC 最小的模型的部分，韓國、馬來西亞、菲律賓、台灣等四國，其過去的實質股票報酬對於工業生產成長率都有顯著的影響。這發現與過去文獻之實證結果相近，由此結果可推知亞太新興國家的股市大多也能預先反映未來的經濟成長。

至於實質股票報酬對未來經濟成長的影響，可由迴歸式(8)式中的 $\beta$ 係數得知。但 Bahmani-Oskooee and Sohrabian (1992)指出任一落遲 $\beta$ 係數，僅能顯示短期效應，若要瞭解長期影響，必須將所有落遲 $\beta$ 係數加總( $\sum_{i=1}^n \hat{\beta}_i$ )。因此由表四之各國 AIC 最小之模型觀之，韓國、馬來西亞、菲律賓、台灣等四國實質股票報酬變數的落遲係數總和( $\sum_{i=1}^n \hat{\beta}_i$ )均為正數，顯示韓國、馬來西亞、菲律賓、台灣等四國的實質股票報酬對於工業生產成長率有顯著正向的影響，當這些國家的實質股票報酬上漲時，則未來工業生產成長率也會隨之上升，反之則會下降，兩者間呈正向關係。

有關模型解釋能力( $\bar{R}^2$ )的部分，以台灣為最高，馬來西亞次之；而韓國則是所有國家中最小的。雖然韓國在國家的發展程度上較幾個東南亞國家(泰國、馬來西亞、菲律賓及印尼)都為先進，但股票報酬解釋未來經濟成長的能力並沒有相對較高；此與 Alyward 與 Glen (2000)的研究結果相同，股市是否能解釋未來實質經濟活動，與經濟發展程度並無絕對的關係。

<sup>††</sup> Domain與Louton (1997)分析實質股票報酬對未來工業生產成長率的影響，文中同時建立AIC最小的八組模型，但主要以AIC最小的模型進行分析，其餘七組模型僅作為加強支持分析論點之用。故本文在完整期間的檢定部分亦同時建立八組模型，在分割期間則建立AIC最小的四組模型(見第四部分)，在分析上也都以AIC最小的模型為主，其餘模型僅作為加強分析論點之用。

《表一》工業生產指數水準項、差分項單根檢定結果

國家	ADF 檢定結果				KPSS 檢定結果			
	含漂浮項		含漂浮項 與時間趨勢項		含漂浮項		含漂浮項 與時間趨勢項	
	落遲 期數	檢定 統計量 ( $\tau_{\mu}$ )	落遲 期數	檢定 統計量 ( $\tau_{\tau}$ )	落遲 期數	檢定 統計量 ( $\tau_{\mu}$ )	落遲 期數	檢定 統計量 ( $\tau_{\tau}$ )
<b>【水準項檢定結果】</b>								
1.大陸	5	-1.933	5	-2.890	12	0.914***	12	0.142*
2.印尼	2	-2.184	2	-3.327*	14	1.010***	14	0.121*
3.韓國	2	-1.818	2	-3.009	15	2.012***	15	0.297***
4.馬來西亞	2	0.191	2	-2.853	14	1.707***	14	0.159**
5.菲律賓	2	-1.494	2	-2.185	13	1.335***	13	0.279***
6.台灣	2	-2.608*	2	-2.302	16	2.130***	16	0.463***
7.泰國	7	-2.528	7	-2.221	13	1.182***	13	0.279***
<b>【差分項檢定結果】</b>								
1.大陸	4	-7.546***	4	-7.689***	12	0.065	12	0.063
2.印尼	1	-13.748***	1	-13.711***	14	0.066	14	0.064
3.韓國	1	-15.245***	1	-15.335***	15	0.208	15	0.069
4.馬來西亞	1	-16.324***	1	-16.307***	14	0.356	14	0.071
5.菲律賓	1	-13.469***	1	-13.521***	13	0.197	13	0.064
6.台灣	1	-20.970***	1	-21.194***	16	0.297	16	0.039
7.泰國	6	-3.638***	6	-4.0869***	13	0.334	13	0.046

註：1.\*，\*\*，\*\*\*分別表 10% 5% 1%顯著水準下為顯著。

2.ADF 檢定中，有漂浮項但無趨勢項模型之下，不同顯著水準 1%、5%、10%之臨界值分別為-3.45、-2.86、-2.57；有漂浮項且有趨勢項模型之下，不同顯著水準 1%、5%、10%之臨界值分別為-3.99，-3.42，-3.13、臨界值資料取自 Fuller W., (1976), Introduction to Statistical Time Series, New York: John Wiley.。

3.ADF 檢定中，以 LB test 最小為選取最適落遲期數原則。

4. $\tau_{\mu}$ 表檢定模式包括漂浮項之下之檢定統計量， $\tau_{\tau}$ 表檢定模式中包括漂浮項及時間趨勢項下的檢定模式。

《表二》股價指數水準項、差分項之單根檢定結果

國家	ADF 檢定結果				KPSS 檢定結果			
	含漂項		含漂項 與時間趨勢項		含漂項		含漂項 與時間趨勢項	
	落遲 期數	檢定 統計量 ( $\tau_\mu$ )	落遲 期數	檢定 統計量 ( $\tau_\tau$ )	落遲 期數	檢定 統計量 ( $\tau_\mu$ )	落遲 期數	檢定 統計量 ( $\tau_\tau$ )
<b>【水準項檢定結果】</b>								
1.大陸	6	-0.549	5	-1.825	12	0.599**	12	0.135*
2.印尼	1	-1.421	1	-1.376	14	0.567**	14	0.187**
3.韓國	1	-1.351	1	-1.668	15	0.770***	15	0.188**
4.馬來西 亞	3	-2.124	3	-2.493	14	0.836***	14	0.254***
6.菲律賓	1	-3.183**	1	-2.529	13	0.607**	13	0.220***
6.台灣	1	-1.330	1	-2.090	16	1.820***	16	0.171**
7.泰國	1	-1.228	1	-1.868	13	0.369*	13	0.283***
<b>【差分項檢定結果】</b>								
1.大陸	4	-7.546***	4	-6.227***	12	0.075	12	0.074
2.印尼	1	-8.831***	1	-8.829***	14	0.118	14	0.091
3.韓國	1	-11.772***	1	-11.752***	15	0.082	15	0.082
4.馬來西 亞	2	-9.174***	2	-9.153***	14	0.161	14	0.114
5.菲律賓	1	-8.804***	1	-9.110***	13	0.412*	13	0.063
6.台灣	1	-12.733***	1	-12.721***	16	0.055	16	0.055
7.泰國	1	-8.032***	1	-8.337***	13	0.482*	13	0.054

註：1.\*，\*\*，\*\*\*分別表 10% 5% 1%顯著水準下為顯著。

2.ADF 檢定中，有漂項但無趨勢項模型之下，不同顯著水準之臨界值分別為 1%，-3.45，5%，-2.86，10%，-2.57；有漂項且有趨勢項模型之下，不同顯著水準之臨界值分別為 1%，-3.99，5%，-3.42，10%，-3.13。臨界值資料取自 Fuller W., (1976), Introduction to Statistical Time Series, New York: John Wiley。

3.ADF 檢定中，以 AIC 最小為選取最適落遲期數原則。

4. $\tau_\mu$ 表檢定模式僅包括漂項之下之檢定統計量， $\tau_\tau$ 表檢定模式中包括漂項及時間趨勢項下的檢定模式。

《表三》ENGLE-GRANGER 共整合檢定—ADF 檢定結果表

國家	落遲期數	$a_1$ 之 t 統計量
1.大陸	8	-2.412
2.印尼	1	-3.489**
3.韓國	1	-1.598
4.馬來西亞	1	-1.558
5.菲律賓	1	-0.011
6.台灣	1	-1.948
7.泰國	7	-1.668

註：1.\*，\*\*，\*\*\*分別表 10% 5% 1%顯著水準下為顯著。

2.以 AIC 原則選取最適落遲期數。

3.檢定臨界值以 Engle 及 Yoo 調整後的臨界值為準。

《表四》變數間關係檢定結果表

國家	落遲期數 (m,n)	係數總和 $\sum_{j=1}^n \hat{\beta}_j$	Wald test $\chi^2$ 值 $\hat{\beta}_j = 0, \forall j$	AIC	$\bar{R}^2$	Q(6)
大陸	(13,1)	0.035	1.441	-239.360	0.335	5.454
	(13,2)	0.013	2.911	-238.319	0.334	4.998
	(13,3)	-0.014	8.719**	-237.781	0.335	5.802
	(13,4)	-0.025	8.950*	-236.120	0.329	6.637
	(19,24)	0.086	79.968***	-235.719	0.216	6.861
	(1,24)	0.050	33.942*	-235.702	0.174	9.244
	(14,1)	0.040	1.790	-235.379	0.193	4.568
	(13,5)	-0.006	10.184*	-235.131	0.327	6.220
		平均值:0.022				平均值:0.280
韓國	(2,2)	0.075	5.117*	-390.370	0.088	8.066
	(1,2)	0.072	4.814*	-388.845	0.081	11.417*
	(2,1)	0.038	2.963*	-388.697	0.080	7.022
	(1,1)	0.034	2.323	-388.385	0.073	10.737*
	(2,8)	0.156	21.692***	-387.527	0.112	7.147
	(2,3)	0.086	5.216	-387.346	0.086	8.310
	(2,5)	0.143	9.531*	-387.327	0.099	6.884
	(3,2)	0.077	5.365*	-387.237	0.086	7.828
		平均值:0.085				平均值:0.088
馬來西亞	(2,5)	0.159	24.961***	-283.350	0.314	2.649
	(2,6)	0.155	26.810***	-282.780	0.313	2.674
	(2,8)	0.201	33.012***	-282.223	0.324	2.482
	(2,4)	0.107	20.935***	-281.877	0.303	3.939
	(3,5)	0.156	24.174***	-281.806	0.312	2.070
	(2,9)	0.241	32.985***	-281.672	0.329	2.505
	(2,2)	0.048	15.660***	-281.328	0.290	3.944
	(3,6)	0.152	25.758***	-281.173	0.312	2.121
		平均值:0.152				平均值:0.312

菲律賓	(2,1)	0.032	2.957*	-186.030	0.209	1.297
	(2,3)	-0.040	4.714	-185.779	0.221	1.501
	(3,3)	-0.042	4.646	-185.733	0.225	0.213
	(2,2)	0.009	3.529	-184.915	0.208	1.311
	(3,1)	0.031	2.729*	-184.809	0.212	0.148
	(3,2)	0.007	3.456	-183.855	0.212	0.120
	(2,4)	-0.046	4.494	-182.806	0.215	1.462
	(3,4)	-0.046	4.492	-182.749	0.219	0.231
			平均值:-0.011			平均值:0.215
台灣	(2,1)	0.034	3.580*	-288.550	0.368	7.522
	(2,3)	0.078	6.534*	-287.804	0.371	6.973
	(2,2)	0.051	4.629*	-287.653	0.368	7.670
	(3,3)	0.084	6.808*	-287.195	0.372	6.595
	(3,1)	0.036	3.858**	-286.479	0.367	7.464
	(3,2)	0.055	4.974*	-285.811	0.368	7.464
	(2,4)	0.086	6.865	-285.487	0.370	6.417
	(3,4)	0.094	7.104	-284.896	0.371	5.966
			平均值:0.064			平均值:0.369
泰國	(1,8)	0.132	12.581	-340.640	0.218	2.242
	(1,9)	0.143	12.685	-340.516	0.229	1.779
	(2,8)	0.140	12.892	-339.264	0.215	1.860
	(2,9)	0.150	13.307	-338.758	0.225	1.498
	(1,4)	0.055	6.706	-338.600	0.236	3.164
	(3,8)	0.128	13.155	-338.595	0.217	1.123
	(1,7)	0.087	7.982	-338.306	0.207	2.321
	(1,2)	0.031	6.083**	-338.227	0.235	4.246
			平均值:0.108			平均值:0.222

註：1.\*，\*\*，\*\*\*分別表 10% 5% 1%顯著水準下為顯著。

2.以 AIC 最小作為選取落遲期數原則。

3. Wald test 檢定之虛無假設： $H_0: \hat{\beta}_j = 0, \forall j$  (即表過去的實質股票報酬對於工業生產指數成長率無顯著影響)。

4. Q(6)表示落後 6 期的 Ljung-Box 統計檢定值。

#### 4.3.2 誤差修正模型

由前部分共整合的檢定結果得知，印尼的工業生產指數與實質股價指數間存在長期均衡關係，故在探討印尼兩變數之間的關係時，必須將誤差修正項納入模型中。

由表五中，首先看到在檢定股票報酬對工業生產成長率影響的 Wald test 檢定結果部分，在八組落遲期數中，雖然 AIC 最小的模型中，其檢定結果並不顯著，表示印尼過去的實質股票報酬對未來工業生產成長率並無顯著影響。

《表五》誤差修正模型檢定結果表—印尼

$$\text{檢定模型：} DIP_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i DIP_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j R_{t-j} + \varepsilon_t$$

國家	落遲 期數 (m,n)	係數總和 $\sum_{j=1}^n \hat{\beta}_j$	Wald test X <sup>2</sup> 值 $\hat{\beta}_j = 0, \forall j$	誤差修正 係數 $\alpha_1$	AIC	$\bar{R}^2$	Q(6)
印尼	(2,2)	-0.058	4.394	-0.182***	-220.07	0.192	2.823
	(2,1)	-0.011	0.537	-0.163***	-218.942	0.183	3.137
	(1,2)	-0.067	6.321**	-0.203***	-217.77	0.178	5.304
	(2,3)	-0.082	7.218*	-0.192***	-217.618	0.191	2.686
	(1,1)	-0.017	1.079	-0.185***	-217.34	0.167	5.875
	(3,2)	-0.058	4.420	-0.182***	-216.934	0.188	2.778
	(3,1)	-0.058	0.538	-0.162***	-215.832	0.179	3.142
	(3,3)	-0.082	7.435*	-0.192***	-215.618	0.186	2.680
	平均值:-0.054		平均值:0.183				

註：1.\*，\*\*，\*\*\*分別表 10% 5% 1%顯著水準下為顯著。

2.落遲期數選取 AIC 最小值時的落遲期數。

3.最適落遲期數，選擇 AIC 最小者。

4.Wald test 檢定之虛無假設： $H_0: \hat{\beta}_j = 0, \forall j$  (即表過去的實質股票報酬對於工業生產指數成長率無顯著影響)。

5.Q(6)表示落後 6 期的 Ljung-Box 統計檢定值。

在誤差修正項係數的部分，各組模型的誤差修正項係數都為負值，當數列資料走勢偏離後，能修正回均衡狀態；由此結果可知短期內印尼的實質股票報酬並不會預先顯著反映未來工業生產成長率，但印尼的實質股價指數及工業生產指數間卻存在長期均衡關係。

#### 4.4 亞洲金融風暴的影響

本部分將分析亞太新興國家的股市在經歷了 1997 年的金融風暴後，股市預先反映未來經濟成長的現象是否產生改變，因此將研究區間進行分割，探討不同期間下變數間的關係是否有所不同。

我們以亞洲金融風暴開始日為分界(1997 年 7 月)，取 1997 年 6 月前及 1997 年 7 月後，共兩個研究子期間。接著將各國資料，依兩階段進行分析，先作共整合檢定，再視檢定結果，分別建立自我迴歸模型及誤差修正模型。

在自我迴歸模型的分析部分，由於本研究將研究區間進行切割，樣本數相對減少，故在建立模型上，是先建立  $m=1\sim 12$ 、 $n=1\sim 12$  之不同組合的

模型，再依 AIC 最小原則建構模型；和第三部份相同，同時列出 AIC 最小的數個模型，再共同進行分析，每個國家僅建構四個模型，由四個模型的檢定結果，一起分析各國的狀況。

表六列出六個國家在亞洲金融風暴前後，實質股價報酬與經濟成長的關係<sup>88</sup>。由於該六個國家在各子研究期間，均無共整合關係存在，因此僅以自我迴歸模型進行檢測。由 Wald test 的檢定結果得知，金融風暴前，大陸、臺灣、泰國及菲律賓等四國的實質股價報酬無法顯著反映未來經濟成長。但在歷經亞洲金融風暴的衝擊之後，其中三個國家，包括：大陸、臺灣及泰國，其 Wald test 檢定變得非常顯著。由此結果可知，亞太新興國家在經歷金融風暴之後，部分國家的實質股價指數較能預測解釋未來經濟成長。可能是因為在金融風暴之後，投資人更加謹慎，蒐集所有相關資訊後才決定投資策略，也就使得部分國家的股票報酬更能反映實質經濟活動。

表六落遲係數總合的結果部分，在所有檢定結果為顯著的模式中，其模型的係數總合的部分皆為正值，與理論相符合，當實質股票報酬出現正值時，工業生產指數成長率，也會出現成長的情形。

《表六》亞洲金融風暴前後實質股價報酬與經濟成長的關係

$$\text{檢定模式： } DIP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i DIP_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j R_{t-j} + \phi_t$$

國家	樣本數	落遲 期數 (m,n)	係數總和 $\sum_{j=1}^n \hat{\beta}_j$	Wald test X <sup>2</sup> 值 $\hat{\beta}_j = 0, \forall j$	AIC	$\bar{R}^2$	Q (6)
大陸 (風暴前)	53	(4,12)	0.088	15.139	-124.9	0.213	15.128**
	53	(2,12)	0.059	14.140	-124.407	0.188	17.667***
	53	(3,12)	0.073	14.294	-123.908	0.190	14.465**
	53	(12,1)	0.045	1.562	-123.668	0.167	17.957***
			平均值:0.066				平均值:0.189
大陸 (風暴後)	41	(12,12)	0.093	23.487**	-145.46	0.284	2.960
	41	(12,10)	0.078	24.055***	-139	0.311	4.865
	41	(12,8)	0.247	12.980	-137.964	0.332	1.675
	41	(12,9)	0.167	14.658	-137.887	0.312	2.328
			平均值:0.146				平均值:0.309
韓國 (風暴前)	260	(9,5)	0.124	14.112**	-390.610	0.183	0.497
	260	(9,8)	0.082	20.684***	-390.575	0.192	1.704
	264	(4,5)	0.169	13.513**	-388.779	0.152	4.340

<sup>88</sup> 由於印尼資料不足，因此沒有進行亞洲金融風暴前後的比較。

	259	(9,10)	0.126	21.770**	-388.752	0.197	1.284
	平均值:0.125			平均值:0.181			
韓國 (風暴後)	37	(2,1)	0.065	3.068*	-100.950	0.083	1.711
	37	(2,2)	0.088	3.220	-100.578	0.073	2.649
	37	(1,6)	0.139	26.712***	-99.971	0.106	5.617
	37	(9,6)	0.254	22.830***	-99.905	0.045	3.341
	平均值:0.136			平均值:0.076			
馬來西亞 (風暴前)	206	(2,2)	0.024	8.302**	-262.21	0.305	2.623
	206	(2,1)	-0.035	0.850	-259.934	0.294	1.744
	205	(3,2)	0.026	9.045**	-259.63	0.304	2.556
	205	(2,3)	0.015	8.736**	-259.528	0.304	2.507
	平均值:0.007			平均值:0.301			
馬來西亞 (風暴後)	33	(3,4)	0.145	11.826**	-113.53	0.390	2.652
	33	(3,5)	0.175	17.027***	-112.212	0.375	2.132
	33	(2,5)	0.214	15.581***	-111.989	0.331	1.930
	33	(4,4)	0.144	10.569**	-111.631	0.365	2.636
菲律賓 (風暴前)	133	(2,3)	-0.073	5.115	-206.95	0.216	1.091
	133	(3,3)	-0.073	5.061	-206.122	0.217	0.724
	132	(2,4)	-0.099	4.645	-204.282	-0.212	0.942
	132	(3,4)	-0.098	4.570	-203.467	0.213	0.588
	平均值:-0.085			平均值:0.214			
菲律賓 (風暴後)	38	(1,1)	0.066	1.707	-65.480	0.233	3.177
	38	(4,3)	0.065	2.710	-65.089	0.194	1.665
	38	(4,1)	0.060	1.171	-64.245	0.198	1.797
	38	(4,4)	0.110	2.655	-64.179	0.176	1.581
	平均值:0.075			平均值:0.200			
新加坡 (風暴前)	99	(2,1)	-0.041	0.911	-208.110	0.537	3.283
	99	(2,2)	0.004	2.765	-206.725	0.535	3.074
	98	(3,1)	-0.035	0.674	-206.383	0.524	2.366
	98	(3,2)	-0.003	1.555	-204.713	0.521	2.428
	平均值:-0.018			平均值:0.529			
新加坡 (風暴後)	39	(2,5)	0.117	31.916***	-93.087	0.463	1.922
	39	(2,4)	0.192	25.817***	-92.021	0.463	1.313
	39	(1,5)	0.085	40.181***	-91.638	0.443	3.454
	39	(2,6)	0.136	34.142***	-91.322	0.447	1.929
	平均值:0.132			平均值:0.454			
台灣 (風暴前)	314	(2,1)	0.030	2.644	-291.670	0.356	9.496
	313	(2,3)	0.078	6.251	-291.616	0.362	8.420
	314	(2,2)	0.046	3.718	-290.618	0.356	9.428
	313	(3,3)	0.082	6.223	-290.085	0.361	0.186
	平均值:0.059			平均值:0.358			
台灣 (風暴後)	40	(7,11)	0.294	31.215***	-97.608	0.637	0.462
	40	(6,10)	0.323	24.686***	-96.649	0.594	4.402
	40	(7,10)	0.403	29.999***	-96.582	0.597	2.082
	40	(6,11)	0.211	24.870***	-96.504	0.629	1.070
	平均值:0.307			平均值:0.614			
泰國	121	(4,1)	0.020	0.755	-315.820	0.358	1.559
	123	(2,1)	0.015	0.755	-315.560	0.353	4.968



(風暴前)	121	(4,2)	0.017	1.017	-313.846	0.353	1.520
	120	(5,1)	0.021	1.064	-313.742	0.361	0.823
			平均值:0.018		平均值:0.356		
泰國 (風暴後)	39	(2,2)	0.071	51.427***	-113.02	0.293	6.294
	39	(2,3)	0.073	50.513***	-111.463	0.272	6.302
	39	(3,2)	0.069	43.526***	-111.09	0.274	5.905
	39	(4,2)	0.056	28.983***	-110.068	0.298	4.614
			平均值:0.067		平均值:0.284		

註：1.\*，\*\*，\*\*\*分別表 10% 5% 1%顯著水準下為顯著。

2.各國檢定結果依 AIC 大小排列，由最小到最大。

3.Wald test 檢定之虛無假設： $H_0: \hat{\beta}_j = 0, \forall j$  (即表過去的實質股票報酬對於工業生產指數成長率無顯著影響)。

4.風暴前指的是 1997 年 6 月前，風暴後指的是 1997 年 7 月後。

5.Q(6)表示落後 6 期的 Ljung-Box 統計檢定值。

## 伍、結論

綜合前面各部分的實證分析，本研究共得到幾個主要的實證結果：

- 一、七個亞太新興國家中，只有印尼的實質股價指數與工業生產指數間存在長期均衡關係。此與 Choi *et al.* (1999)發現所有 G7 國家的股價指數與工業生產指數間皆存在長期均衡關係，有很大的差異；可以得知新興國家股市和實質經濟活動間的長期關係，和先進國家較為不同，實質股價指數和工業生產指數並無長期相近的走勢。
- 二、七個亞太新興國家中，有四個國家的實質股票報酬能預先反映經濟成長，包括：韓國、馬來西亞、菲律賓以及台灣等。因此可知當這些國家中的股市有好的表現時，代表未來經濟也將有成長。就這些國家而言，股價為一個良好的領先指標，可以利用股票報酬的變化，作為制定未來經濟發展政策的參考；而要進入這些國家的企業，也可將其股市表現作為一個衡量指標。
- 三、歷經金融風暴的衝擊後，部分亞太新興國家的股市(包括：大陸、台灣以及泰國)，變得較能預先反映經濟成長。且大多數國家在金融風暴後，股票報酬對於未來經濟成長的影響皆是正向的。

## 參考文獻

- 黃柏農(1998)，「台灣的股價與總體變數間的關係」，*證券市場發展季刊*，10卷4期，89-109頁。
- 姜文怡(2000)，「股票報酬預測產出之不對稱性效果」，*淡江大學財務金融研究所碩士論文*。
- Alyward, A., and J., Glen, (2000), "Some international evidence on stock prices as leading indicators of economic activity," *Applied Financial Economics*, 10, pp.1-14.
- Barro, R.J., (1990), "The stock market and investment," *The Review of Financial Studies*, Volume 3, number 1, pp.115-131.
- Bingswinger, M., (2000), "Stock market booms and economic activity : Is this time different?" *International Review of Economics and Finance*, 6(2) pp.167-179.
- Choi, J.C., S., Hauser, and K.J., Kopecky, (1999), "Does stock market predict real activity? Time series evidence from the G-7 countries," *Journal of Banking & Finance*. 23, pp.1771-1792.
- Dickey, D.A., and W.A., Fuller, (1979), "Distribution of the estimations for autoregressive time series with a unite root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427-431.
- Dickey, D.A., and W.A., Fuller, (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root," *Econometrica*, 49, pp.1057-1072.
- Domian, D., and D., Louton, (1997), "A threshold autoregression analysis of stock returns and real economic activity," *International Review of Economics and Finance*, 6, pp.167-179.
- Engle, R.F., and C.W.J., Granger, (1987), "Co-integration and error-correction: representation, estimation, and testing," *Econometrica*, 55, pp.251-76.
- Engle, R.F., and B.S., Yoo, (1987), "Forecasting and testing in cointegrated systems," *Journal of Econometrics*, 35, pp.143-159, North-Holland.
- Fama, E.F., (1990), "Stock returns, expected returns, and real activity," *Journal of Finance*, 45, pp.1089-1108.
- Fama, E.F., and G.W., Schwert, (1977), "Asset returns and inflation," *Economic Review*, 5, pp.115-146.
- Gallinger, G.W., (1994), "Causality tests of the real stock return-real activity

- hypothesis,” *Journal of Financial Research*, 17, pp.271-288.
- Geske, R., and R., Roll, (1983), “The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation,” *Journal of Finance*, 28, pp.7–33.
- Granger, C., and P., Newbold, (1974), “Spurious regression in econometrics,” *Journal of Econometrics*, 2, pp.111-120.
- Kaul, G., (1987), “Stock returns and inflation : The role of the monetary sector,” *Journal of Financial Economics*, 18, pp.253-276.
- Kwon, C.S., and T.S., Shin, (1999), “Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns,” *Global Finance Journal*, 10:1, pp.71-78.
- Kwiatkowski, D., P., Phillips, P., Schmidt, and Y., Shin, (1992), “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : How sure are we that economic time series have a unit root?” *Journal of Econometrics*, 54, pp.159-178.
- Lee, B.S., (1992), “Causal relations among stock returns, interest rates, real activity , and inflation,” *Journal of Finance*, 47, pp.1591-1603.
- Nelson, C., and P., Plosser, (1982), “Trends and random walks in macroeconomic time series : Some evidence and implications,” *Journal of Monetary Economics*, 10, pp.130-162.
- Peiro, A., (1996), “Stock prices, production and interest rates: Comparison of three European countries with the USA,” *Empirical Economics*, 2, pp.221-234.
- Said, S., and D.A., Dickey, (1984), “Testing for Units Roots in Autoregressive-Moving Average Models with Unknown Order,” *Biometrika*, 71, pp.599-607.
- Schwert, G.W., (1990), “Stock returns and real activity : A century of evidence,” *Journal of Finance*, 45, pp.1237-1257.
- Stock, J.H. and W.M., Watson, (1990), “Business cycle properties of selected U.S. economic time series, 1959-1988,” Working paper 3376, Cambridge, MA: NBER.

# Stock Returns and Economic Growth – Evidence From Asia Pacific Emerging Countries

Shuh-Chyi Doong\* Sheng-Yung Yang\*\* Shu-Feng Lan\*\*\*

## Abstract

This paper examines the relationship between industrial production growth rates and lagged real stock returns for Asia Pacific emerging countries using cointegration tests, error-correction models, and linear autoregressive models. Moreover, we divide the sample into two sub-periods to investigate whether the relationship is different after 1997's Asia financial crisis. The empirical evidence can be summarized as follows :

First, the cointegration tests do not show a long-run equilibrium relationship between the industrial production and real stock price except for Indonesia. It means that there is no long-run equilibrium relationship between real stock price and industrial production in most of the Asia Pacific emerging countries. The empirical results in Asia Pacific emerging countries are different from the empirical results in the G-7 countries.

Secondly, the results also indicate that the ability of stock returns to explain economic growth is obvious in Korea, Malaysia, Philippine, and Taiwan.

Finally, after 1997's Asia financial crisis, the ability of real stock returns to explain future economic growth becomes more obvious in China, Taiwan, and Thailand. It implies that the investors became more cautious in making investment decisions after Asia financial crisis.

**Keywords : Stock Market Returns 、 Economic Growth 、 Asia Pacific Emerging Countries 、 Unit Root Tests 、 Cointegration Tests 、 Asia Financial Crisis**

---

\* Department of Finance, National Chung Hsing University

\*\* Department of Finance, National Chung Hsing University

\*\*\* Department of Business Administration, Feng Chia University