

金融風險管理季刊
民96，第三卷，第二期，59-84

市場基要能否解釋股價的波動？ 台灣與韓國的實證研究*

How Important are the Market Fundamentals? Evidence from the Stock
Markets in Taiwan and South Korea

陳仕偉**
Shyh-Wei Chen
東海大學經濟學系

Department of Economics, Tunghai University

陳俊良
Chun-Liang Chen
東海大學經濟學系

Department of Economics, Tunghai University

摘要

本文主要的目的是探討代表基本面的市場基要能否解釋股價的波動？研究的對象包括台灣和韓國，採用雙元 VAR 的理論模型做為分析工具，在長期條件 Blanchard-Quah 分解下，利用衝擊反應函數與預測誤差變異數分解，探討台灣和韓國在前後二個時期下的股票指數，是否真的有如 Campbell et al. (1997) 年的股價現值模型所描繪的一樣，股價的上漲是背後基於基本面的經濟成長所支持。本文的實證結果發現，在工業生產指數的干擾衝擊下，(i) 工業生產指數呈現正的而且顯著的反應結果，而股價指數雖然也呈現正的反應結果，但是並不顯著；(ii) 台灣與韓國的工業生產指數衝擊反應歷程很快地趨於穩定。在代表非基本面的股價指數干擾衝擊反應上則有：(i) 工業生產指數在短期的股價干擾衝擊上一開始是呈現出短暫的負向但是並不顯著的反應現象，接著就回復至正向的影響效果；(ii) 股價指數的衝擊反應程度會遠大於實質面的反應。預測誤差變異數分析實證結果發現，不論是在前後兩個不同時期或是全時期下，股票價格的變異程度能被代表基本面的工業生產指數所解釋的比例極低。

關鍵詞：市場基要，向量自我迴歸模型，衝擊反應函數，預測誤差變異數分析
JEL 分類代號：E44，G12

* 作者要感謝本刊主編及兩位匿名評審細心審閱並提出寶貴的建議，文中若有任何疏失，當由作者負責。

** 聯繫作者：陳仕偉，東海大學經濟學系，台中市台中港路3段181號。

TEL: (04) 2359-0121#2922，E-mail: schen@thu.edu.tw 或 shyhwei.chen@gmail.com

Abstract

This paper examines the ability of the market fundamentals in determining the stock prices of two Pacific Rim countries, that is, South Korea and Taiwan. The analysis employs recent time series techniques, i.e., the unit root test with and without break, structural vector autoregressive model, impulse response function and variance decomposition function to accomplish the study. Empirical results show that under the shock from the real industrial production index, there is positive and significant effect on the real side, but the effect on the nominal side is insignificant for both countries. If the shock is from the stock price, it has positive and significant effect on the nominal side but insignificant effect on the real side. The results from the variance decomposition show that the fundamentals are inconsequential in explaining the variation of the stock price.

Key Words: Market fundamental, vector autoregressive model, impulse response function, variance decomposition function

JEL Classification: E44, G12

1. 前言

持續與穩定的經濟成長不僅象徵生活水準的提升，更能代表顯示其國力的富強程度。因此經濟成長一直是各國政府所努力追求的目標，1960年代以來臺灣與韓國在出口導向的經濟發展策略下，使得平均實質國內生產毛額均較其他同時期的工業國家之平均成長為高。如台灣近三十年來憑藉著勞力密集與中小企業的靈活經營型態下，在國際貿易上呈現大幅的出超，創造了舉世稱羨的經濟成長；而韓國的企業集團在政府的獎勵補助與全球化的品牌行銷策略下，亦為韓國經濟成長繳出一張亮麗的成績單。台灣、韓國、香港與新加坡等國家更共同被譽為「亞洲四小龍」。

股票市場長久以來一直被人們視為經

濟成長的櫥窗，且股價指數亦為景氣循環的領先指標之一，所以股票的漲跌不僅會牽動投資者的財富增減更會影響企業的籌資能力。台灣股價指數從1985年的636點開始上漲，至1990攀高到12,682點的歷史高峰；韓國股價指數亦從1980年代的100多點開始上漲到1990年代的1000餘點。因此影響股價指數的漲跌因素常成為各界矚目的焦點，如Fama (1990) 利用預期現金流量、隨時間變異的預期報酬與預期報酬的衝擊等變數探討美國的股票報酬變異。Campbell and Shiller (1987) 則探討S&P指數的股價與股利關係等。

股票市場的波動與經濟活動之間的影響是相互關聯的，在實証的文獻方面有Lee (1995a) 與Rapach (2001) 曾探討股價與實質面的經濟活動的關連性；Lee (1995b) 與

Chung and Lee (1998) 則分析股價與股利或盈餘之間的關係。此外在經濟理論上著名的 Tobin q 投資理論可說明股票價格能作為衡量對企業投資與否的指標，當企業決定對未來進行投資時，投資金額多寡將會影響總體經濟的生產面，因此股價的變動將可能間接影響經濟的總產出。另一方面在經濟持續成長之下，投資者將把股票市場視為一個投資管道，所以我們可從股票市場看出一個國家的經濟發展的情況。

台灣與韓國均屬於出口型的經濟型態，其中台灣近年來採取開放式經貿政策，從台灣出口市場來看，北美、亞洲以及歐洲為台灣對外出口的主要三大地區，這三個地區分別占台灣出口總額的 90% 以上，在韓國方面主要是倚賴半導體、汽車、石化產品等重工業產品，或是高度技術加工產品出口來維持經濟成長。所以國際貿易對台灣與韓國經濟成長有舉足輕重的影響。而此時期二國股市亦呈現出持續上漲的型態，因此令我們感興趣的是，經濟成長與股票指數是否真的有如 Campbell et al. (1997) 年的股價現值模型 (present value model, 簡稱 PV 模型) 所描繪的一樣，股價的上漲是背後基於基本面的經濟成長所支持。在 1980 年代與 1990 年代期間，全球的股票市場均呈現一片榮景，因此有許多文獻開始著手致力於探討其背後的形成原因。認為基本面經濟成長可以闡述此一現象的文獻有，如：Kopcke (1997)、Carlson (1999) 與 McGrattan and Prescott (2000) 等文獻；另一派 Shiller (2000) 則認為有泡沫的成

分包含於股價之中。因此，我們將台灣與韓國的資料區分前後二個時期，試著去探討與發掘市場基要能否解釋股價的波動？

因此在本篇文章中採用雙元向量自我迴歸模型 (vector autoregressive model, 簡寫為 VAR) 做為分析工具，且在 Blanchard-Quah 分解條件下，假設實質的工業生產指數的衝擊，可以同時影響工業生產指數與股價指數等經濟變數；然而非實質面的股價衝擊在長期上對實質工業生產指數不會有影響，但是短期時仍然允許股價干擾對於工業生產指數存在影響的效果，藉此分析台灣與韓國二個國家在前後兩個時期下，其股票指數與代表市場基要的工業生產指數二者之間的連動關係。此外，我們更同時探討了衝擊反應與預測誤差變異數分解。其中衝擊反應分析是藉由模型中的衝擊反應係數，用以瞭解當經濟變數發生自發性干擾時，對其他經濟變數的影響隨時間經過的變化情形。而藉由觀察各變數之預測誤差變異數，利用模型中所有變數之衝擊所解釋之百分比，用以瞭解各經濟變數的相互解釋能力。

本文共分五個節次討論，第一節為前言；第二節為理論基礎與文獻的探討，先說明股價現值的推導及其意義，其後則介紹利用不同的分析方法探討影響股價的相關文獻；第三節介紹實證模型及研究方法，以雙元 VAR 模型分析工業生產指數與股價指數，在長期 Blanchard-Quah 分解下，探討工業生產指數與股價指數的衝擊反應與預測誤差變異數分解；第四節為台

灣與韓國二個時期下的衝擊反應與預測誤差變異數分解實證結果；第五節為結論與建議。

2. 理論及文獻回顧

在財務的評價理論上，資產的價值通常假設為未來各期預期收益之折現總值。我們可以發現當公司宣佈因為獲利不如預期而縮減股利的發放時，市場上的投資者會依據新的資訊而調整其對股價的評價。因為在股票訂價模型中，股票的真實價值反應投資人預期未來各期可以獲得股利之折現總值，此股利之折現總值即為市場基要 (fundamental)。而當資產價格偏離市場價值時，此時資產價格中可能隱含有泡沫 (bubbles) 的成分。因此令我們感到興趣的是：股價指數反映了多少的市場基要部份？股價指數與市場基要是否呈現密不可分的連動關係？

2.1 理論文獻

根據 Campbell et al. (1997) 年的 PV 模型，一般的資產報酬率的計算公式為：

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t + D_{t+1}}{P_t} \quad (1)$$

R_{t+1} ：從第 t 期至第 $t+1$ 期之資產報酬率，

P_{t+1} ：第 $t+1$ 期期末的資產價格，

P_t ：第 t 期期末的資產價格，

D_t ：第 $t+1$ 期的資產收益。

假設市場的參與者皆為風險中立者，且市場上之無風險利率為 R ，當效率市場達成均衡時，即市場上不存在任何套利的空間，則所有資產的預期報酬率必須等於必要報酬率。因此，

$$E_t [R_{t+1}] = R \quad (2)$$

進一步對 (1) 式取期望值可得

$$P_t = E_t \left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1+R} \right] \quad (3)$$

運用 $E_t [E_{t+1} [X]] = E_t [X]$ 之法則，且往前推 K 期，

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^K \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] + E_t \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^K P_{t+K} \right] \quad (4)$$

且在

$$\lim_{K \rightarrow \infty} E_t \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^K P_{t+K} \right] = 0 \quad (5)$$

可得

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^K \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] \quad (6)$$

當假定股利以固定的 G 成長率成長，

$$E_t [D_{t+i}] = (1+G) E_t [D_{t+i-1}] = (1+G)^i D_t \quad (7)$$

將 (7) 式代入 (6) 式，即為著名的 Gordon 成長模型 (Gordon, 1962) 。

$$P_t = \frac{E_t[D_{t+1}]}{R-G} = \frac{(1+G)D_t}{R-G} \quad (8)$$

其中需 $G < R$ 才有意義。

在 Campbell and Shiller (1989) 文獻中放寬了股利與利率均為固定的強烈假設，讓利率與股利會伴隨時間而變動，進而推導出更一般化的股價現值模型。

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1-\rho)d_{t+j} - r_{t+j}] \quad (9)$$

其中 $\rho \equiv 1/(1+\exp(\overline{d-p}))$ ， $\overline{d-p}$ 是平均的對數股利股價比率 (the average log dividend-price ratio)，而 $k \equiv -\log(\rho) - (1-\rho)\log(1/\rho - 1)$ ， ρ 與 k 都是在利用泰勒展開線性化過程中所得到的參數。式 (9) 即為文獻上所稱之動態 Gordon 模型 (dynamic Gordon model)，且可以證明 Gordon 成長模型是動態 Gordon 模型的一個特例，這兩個模型均可用以說明造成高股價的現象，可能為未來股利的提高或未來利率降低或者二者現象都有。

2.2 實證文獻

在理論模型市場基要的推導下，許多學者著手從事於實際資料分析以檢視股價與股利、利率之間的連動，是否能呈現出股價與市場基要的關聯性。以迴歸的資料

分析股價波動的現象有：Fama (1990) 研究美國 1953-1987 年的股票報酬變異受到以下三種因素的影響 (1) 預期現金流量衝擊 (2) 隨時間變異的預期報酬 (3) 預期報酬的衝擊。實證研究發現隨時間變異的預期報酬與預期報酬衝擊等二項因素，可以解釋 30% 的 NYSE 股票的報酬變異。若以工業生產率作為預期現金流量衝擊的替代變數，則能解釋 43% 股票的年報酬變異。若以三個變數同時對股票報酬變異進行解釋，僅能夠解釋 58% 股票的年報酬變異。

而利用 Granger 因果關係檢定做為分析工具探討變數間相互影響的文獻包括：Campbell and Shiller (1987) 利用 Engle-Granger 兩階段共整合方法，探討美國 1871-1979 年間 S&P 指數的股價與股利，發現股價與股利並不具有長期共整合關係。Campbell and Shiller (1989) 利用所推導出動態 Gordon 模型，探討 1871-1986 年的 S&P 指數與 1926-1986 年的 NYSE 股票指數。提出三個主要研究結果 (1) 研究指出取 log 的股利價格比為 Granger 領先未來的股利成長率，所以取自然對數的股利價格比能充分的反應未來的股利成長率 (2) 發現短期利率、消費成長率與股價短期的報酬波動率等三種短期折現率，無法用以解釋股價的變動。(3) 取對數後的股利價格比包含了無法解釋的變異部份。Lee (1992) 使用實質股票報酬、實質利率、工業生產成長率與通貨膨脹率等四個變數，探討美國 1947 年 1 月-1987 年 12 月間資產報酬、經濟活動與通膨率之間的關係。主要的結論顯示股票報

酬 Granger 領先實質經濟活動且能解釋部份實質經濟活動。Binswanger (2000)使用股票報酬、生產成長率與 GDP 成長率三個變數，探討美國 1953 至 1997 年股價與實際經濟活動的關連性，期間分為 1953 至 1984 年與 1984 至 1997 兩段期間做迴歸分析，結果顯示 1953 至 1984 年間，1980 中期之前股票報酬會與生產成長率與 GDP 成長率呈現相互影響的關係，而在 1984 至 1997 年的期間，股票市場不再是生產成長率與 GDP 成長率的領先指標。

此外，另有一些學者利用結構的向量自我迴歸模型 (structural vector autoregressive model, 簡寫成 SVAR) 的分析架構，用以呈現出變數間的 Granger 因果關係，也能探討各變數在不同時期下的互動關係是否呈現一致的現象。Lee (1998) 利用 log-linear SVAR 的架構，包含下列三種變數來解釋股價波動現象，(1) 代表基本面的營收與股利之恆久性與暫時性變動 (2) 折現因子的改變 (3) 非基本面因素。指出大約一半的股價波動現象無法由代表基本面的營收與股利所能解釋，隨時間變異的利率亦無法用以解釋剩下的股價波動。也同時指出，造成股價偏離基本面的主要原因為風潮 (fad) 而非泡沫。Chung and Lee (1998) 探討日本、韓國、香港與新加坡等四個國家的股價偏離其基本面的現象，研究指出因香港與新加坡兩個國家的市場較具效率性的情形下，其股價較難偏離其基本面；而日本、韓國兩國股票市場較易受到非基本面與非金融面等因素影響，如易受到政治面的因素干

擾。Binswanger (2004) 採用股價指數與代表基本面的工業生產指數，使用 SVAR 的模型，分析美國、日本與歐洲各國（包含英國、法國、德國與義大利）的股價基本面，能由多少比例的工業生產指數所解釋，結論顯示在 1960 與 1970 年代工業生產指數能解釋大部分的股價指數，至 1980 與 1990 年代只能解釋一部份的股價波動，隱含了在股價指數上存在了泡沫的成分。

在檢驗泡沫的實證模型中，Shiller (1981) 利用所推導出之變異數不等式，以 1871 年至 1979 年的美國股市資料作波動性檢定分析，實證的結果發現股價的波動均超過變異數界限的 3~5 倍。LeRoy and Poter (1981) 以 1955 年至 1973 年的 S&P 指數為分析對象，利用模型中所假設的三個定理下，以檢驗在現值模型下所呈現的變異數界限，結論顯示股價的波動程度均大於現值模型中的變異數界限。Blanchard and Waston (1982) 探討 1971 年至 1979 年的美國股市，研究顯示該期間的美國股市存在有泡沫現象，然 Blanchard and Waston (1982) 認為可能是市場參與者的不理性行為，致使無泡沫現象的虛無假設遭到拒絕。

3. 模型設定與方法

3.1 向量自我迴歸模型

傳統的計量模型根據先驗理論的基礎上，用以決定迴歸模型中的自變數與因變數。然而許多經濟變數在計量模型的應用上，要能正確的界定出內生、外生變數是

相當困難的。針對傳統計量模型的設立問題，Sims (1980) 提出向量自我迴歸模型，向量自我迴歸模型以一組迴歸方程式用以呈現各變數間的互動關係，將所有變數皆視為內生變數，且在每一個迴歸式中均以各變數的遞延項為解釋變數。底下利用一個雙元的向量自我迴歸模型來作說明：¹

$$x_t = b_{10} - b_{12}y_t + \gamma_{11}x_{t-1} + \gamma_{12}y_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (10)$$

$$y_t = b_{20} - b_{21}x_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (11)$$

式(10)與式(11)稱 VAR 的原始式 (primitive form) 或結構式 (structural form)，並隱含 (i) x_t, y_t 為定態時間序列，(ii) $\varepsilon_{xt}, \varepsilon_{yt}$ 為白噪音且標準差為 σ_x 與 σ_y ，(iii) $\varepsilon_{xt}, \varepsilon_{yt}$ 並無序列相關。

若以向量的形式來呈現：

$$Bz_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, z_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix},$$

$$\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

將(12)式作 B^{-1} 的矩陣運算可得，

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + e_t \quad (13)$$

其中 $A_0 = B^{-1} \Gamma_0$ ， $A_1 = B^{-1} \Gamma_1$ ， $e_t = B^{-1} \varepsilon_t$ 。 (13)式稱為 VAR 的標準式(standard form)或簡約式(reduced form)， e_{xt} 與 e_{yt} 亦符合白噪音，然而 e_{xt} 與 e_{yt} 的共變異數通常不為零。(12)式中的 ε_t 代表無法衡量的實際衝擊或干擾，而(13)式中 e_t 則為利用 OLS 估計簡約式 VAR 所得出殘差項。我們利用可求得的 e_t 誤差項數列，轉換成外生衝擊的 ε_t 數列，用以捕捉外在衝擊對內生變數的影響。

$$\varepsilon_t = B e_t \quad (14)$$

然而在(10)、(11)的結構式中有 10 個待估參數，(13)簡約式中僅有 9 個待估參數，必需再加入一些限制條件，致使結構式的參數能夠完全由簡約式所反推求得，如 $b_{12} = 0$ 用以表示 y_t 在同期上並不影響 x_t ，此種規範變數間的同期影響方式，稱為 Cholesky 分解 (Cholesky decomposition)。Sims (1980) 則證明出一個 n 條方程式的 VAR 模型中，需有 $\frac{(n^2 - n)}{2}$ 個限制條件。

我們必須注意的是，在額外加入的限制條件中，最好是能架構在經濟理論上，使能呈現出重要的經濟意涵或議題。否則，如在選擇 $b_{12}=0$ 或 $b_{21}=0$ 的兩種情形下，因為選擇變數間的影響順序 (ordering) 的不同，結論可能產生完全迥異的面貌。

¹ 與本文所使用的實證變數相對應， x_t 代表工業生產指數成長率，而 y_t 代表股價報酬率。

3.2 Blanchard-Quah 分解

在省略截距項與變數均為定態的條件下，雙元 VAR 模型能以 BMA (bivariate moving average) 的形式來呈現，

$$z_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

若令 ε_{xt} 代表的永久性衝擊， ε_{yt} 代表的暫時性衝擊。Blanchard and Quah (1989) 分解 (Blanchard-Quah decomposition) 是指僅需有一個長期條件的限制式下，如 ε_{yt} 的暫時性衝擊在長期下對 ε_{xt} 並無影響。所以令 $C_{12}(L) = 0$ 則結構式的參數即可由簡約式所反推求得。

3.3 衝擊反應函數

考慮一 VAR 模型

$$z_t = \sum_{i=1}^k B_i z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

其中

$$z_t = [z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{kt}] ,$$

B_i 是 $k \times k$ 維係數矩陣，

且 ε_t 為 $(k \times 1)$ 具白噪音的誤差向量，其變異數矩陣 $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ 為正定 (positive definite)，當 $t \neq s$ 時， ε_t 與 ε_s 不相關。將

上式以無限多期移動平均模型的型態表示如下：

$$z_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (15)$$

其中 $A_i = B_1 A_{i-1} + B_2 A_{i-2} + \dots + B_p A_{i-p}$ ， $i = 1, 2, \dots$ ，且 $A_0 = I_k$ 爲了避免預測誤差產生當期相關，應透過正交化 (orthogonalize) 去除當期相關，因此 Sims (1980) 利用 Cholesky 分解將 Σ 分解為 $\Sigma = pp'$ ，而 p 為一下三角矩陣 (lower triangle matrix)，並令 $\zeta_t = p^{-1} \varepsilon_t$ ，則 (15) 式可改寫為

$$z_t = \sum_{i=0}^{\infty} (A_i p) \zeta_{t-i}$$

其衝擊反應函數為

$$\psi_j^0(n) = A_n p e_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

令 e_j 為第 j 個單位向量， $A_n p e_j$ 為係數矩陣 $A_n p$ 的第 j 個行向量，代表 z_t 對 ζ_{t-n} 中第 j 個變數一單位衝擊的反應。

3.4 預測誤差變異數分解

根據上述的衝擊反應函數，我們可以運用 z_t 的 n 階預測誤差來導出預測誤差變異數分解，來分析不同的衝擊對預測誤差的影響，其 z_t 的 n 階預測誤差為

$$z_{t+n} - E_t[z_{t+n}] = \sum_{i=0}^{n-1} A_i P \zeta_{t+n-i}$$

其中 $E_t z_{t+n} = E(z_{t+n} | z_t, z_{t-1}, \dots, z_1)$ 表示在 t 期，利用 t 期之前的所有訊息來對 z_{t+n} 做預測。例如，第 i 個變數 $z_{i,t+n} - E_t z_{i,t+n}$ 的變異數中，由 ζ_{t+n-1} 中第 j 個變數的衝擊所解釋的變異數之比例為

$$\theta_{ij}^0(n) = \frac{\sum_{l=0}^n (e_i' A_l P e_j)^2}{\sum_{l=0}^n (e_i' A_l \sum A_l' e_i)}$$

$$i, j = 1, 2, \dots, m; \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

4. 實證結果分析

4.1 資料來源與基本統計特性

在傳統的股票訂價模型中，未來股利之折現總值是反應股票的市場基要部分，我們以工業生產指數作為市場基要的替代變數，並以台灣與韓國為研究對象，探討資料在分隔為前後二個時期下，股價指數到底反映了多少的市場基要部份？是否會依然維持相同比例的解釋能力？或者會因

為有所謂的非理性泡沫成分，使其解釋的能力降低而呈現出不同的面貌？在資料的來源方面上，台灣工業生產指數與股價指數取自行政院經建會網頁；韓國的工業生產指數取自教育「AREMOS 經濟統計資料庫」，股價指數則取自 Datastream 資料庫。

表 1 分別列出台灣與南韓的股價報酬率與工業生產指數成長率的基本敘述統計量結果，圖 1 及圖 2 則分別畫出台灣與南韓經對數轉換後的工業生產指數、股價指數與其一階差分的成長率及報酬率的時間趨勢圖。比較台灣與南韓的股價指數報酬率的期望值，分別為 0.009 與 0.007，此外，兩國股價指數報酬率的標準差，分別為 0.080 與 0.077，都非常接近。偏態係數估計值顯示台灣與韓國股票市場的報酬率偏態係數呈現右偏的現象，而台灣的工業生產指數成長率呈現右偏的現象，南韓的工業生產指數成長率則呈現左偏的現象。在峰態係數上，兩個國家都明顯異於 3，顯示股市月報酬率及工業生產指數成長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及工業生產指數成長率皆拒絕常態分配之虛無假設。

表 1 實證變數的基本敘述統計量

	TW_DLIP	TW_DLTST	KR_DLIP	KR_DLKST
Mean	0.006	0.009	0.008	0.007
Std. Err.	0.050	0.080	0.021	0.077
Skewness	0.782	0.318	-0.148	0.076
Kurtosis	2.944	2.171	5.983	2.037
JB	214.284*	98.783*	555.214*	63.502*
LB(24)	148.980*	814.805*	54.367*	23.527

TW_DLIP：台灣工業生產指數成長率

TW_DLTST：台灣股價指數的報酬率

KR_DLIP：南韓工業生產指數成長率

KR_DLKST：南韓股價指數的報酬率

(1)* 表示在 5% 的水準下顯著。

(2) Mean 和 Std. Err. 表示平均數和標準差。

(3) Skewness 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) Kurtosis 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(24) 是股價報酬率的 Ljung-Box Q 統計值，落後期數為 24。

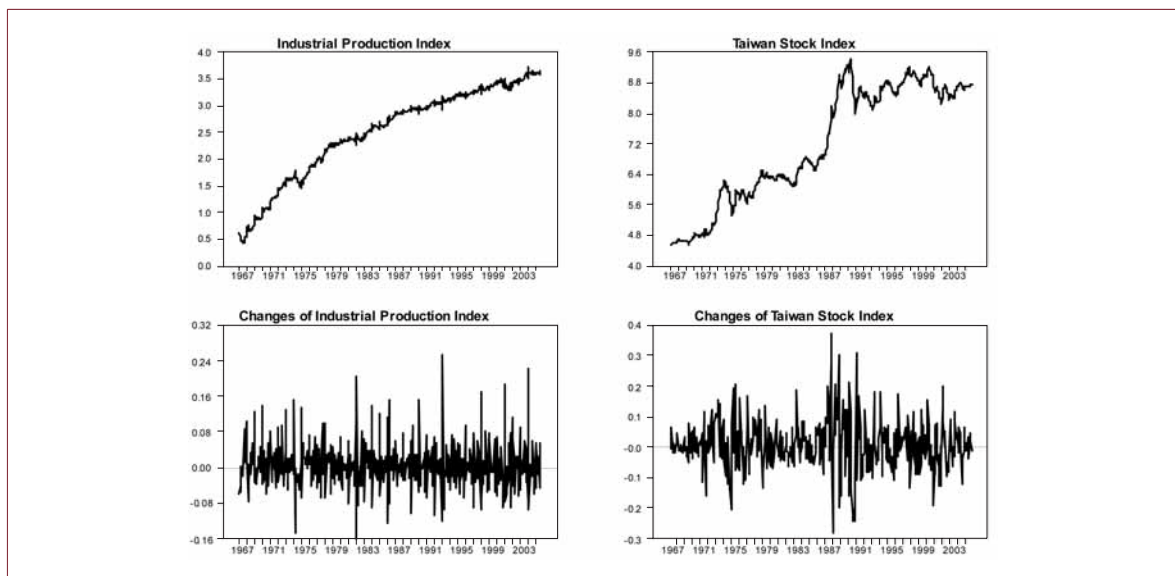


圖 1 經對數轉換後的工業生產指數、股價指數與其一階差分的時間趨勢圖－台灣

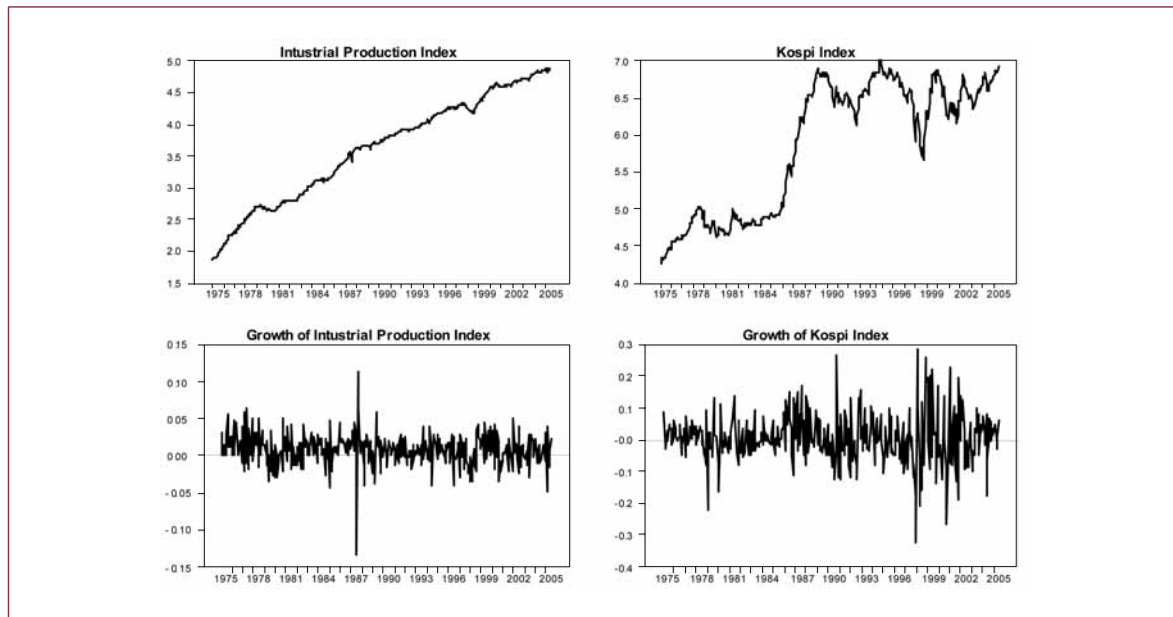


圖 2 經對數轉換後的工業生產指數、股價指數與其一階差分的时间趨勢圖－南韓

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 (24) 統計值，台灣的股價報酬拒絕虛無假設，即存在自我相關，而南韓的股價報酬接受虛無假設，即不存在自我相關。

4.2 資料處理與分析

我們需在所有變數均為定態的情形下，才能使用 VAR 模型架構來進行實證資料分析。利用含時間趨勢的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 的單根檢定進行變數恆定性檢定，對取完自然對數後資料進行分析，其檢定結果均為無法拒絕有單根現象的虛無假設。² Perron (1989) 曾證明若時間

序列具有結構改變的現象，則傳統的單根檢定 (如 ADF) 會得到傾向接受單根的錯誤結果，為了進一步確定實證資料的單根性質不會受到結構改變的影響，我們亦採用 Zivot and Andrews (1992) 具結構改變的單根檢定法進行檢定，包括模型 A 及模型 C 兩種模型如下：

$$\Delta y_t = \kappa + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta y_t = \kappa + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (17)$$

² ADF 單根檢定的結果，有興趣的讀者可以向作者索取。

DU_t 為反應平均值在 TB 時點發生結構改變的虛擬變數，換言之 $DU_t = 1$ 當 $t > TB$ ，其他則為 0； DT_t 為反應趨勢值在 TB 時點發生結構改變的虛擬變數，換言之， $DT_t = t - TB$ 當 $t > TB$ ，其他則為 0。 Δy_{t-j} 等遞延項的加入是為了使干擾項為不具自我相關的白噪音(white noise)。

式 (16)、(17) 之虛無假設 $\alpha = 0$ 成立時，表示 y_t 為 $I(1)$ 序列，而當對立假設成立時 $\alpha < 0$ ，則表示 y_t 為具結構改變的趨勢

◀ ϕ ▶ p (trend-stationary process with ϕ)

structural break)。我們採用 Hall (1994) 所建議的 't-sig' 準則選取最適遞延期數，並設定最大遞延期數為八期 ($k_{max}=8$)。ZA (1992) 檢定法的優點是其內生地選擇結構改變的時點，修正了 Perron (1989) 事先主觀地 (外生地) 選擇結構改變時點再進行單根檢定的缺失。檢定結果列於表 2，我們發現 ZA (1992) 的檢定結果仍與 ADF 單根檢定結果類似，均支持實證變數呈現具非恆定性的單根檢定結果，不受結構改變的影響。

表 2 ZA (1992)結構性改變單根檢定結果

	TW_LIP	TW_LTST	KR_LIP	KR_LKST
模型 A	-3.764	-3.177	-3.997	-2.578
Break Date.	1978:7	1994:1	1988:8	1988:12
模型 C	-4.404	-3.296	-4.706	-4.592
Break Date	1975:1	1986:9	1985:12	1986:2

TW_LIP：取對數的台灣工業生產指數
 TW_LTST：取對數的台灣股價指數
 KR_LIP：取對數的南韓工業生產指數
 KR_LKST：取對數的南韓股價指數

(1)模型 A 的 5% 及 1% 顯著水準分別為 -4.80 及 -5.34。

(2)模型 C 的 5% 及 1% 顯著水準分別為 -5.08 及 -5.57。

(3)* 代表顯著於 5% 的顯著水準。

以下我們將採用取完自然對數後之差分資料，以 ADF 單根檢定為定態數列，作為模型分析的變數。此外，由簡約式 VAR 求得結構式 VAR 的參數過程中，我們採取

的是 Blanchard-Quah 分解，並假設實質的工業生產指數的衝擊，可以同時影響工業生產指數與股價指數等經濟變數；然而非實質面的股價衝擊在長期上對實質工業生產

指數不會有影響。³

我們使用資料頻率為月資料，因為受到取得資料長度的限制，為了比較前後期工業生產指數在反應基本上是否有所不同，我們將資料平均地分為前後兩個期間。台灣的資料區分為：1967年1月至1986年12月與1987年1月至2005年8月；韓國資料則分為：1975年1月至1990年12月與1991年1月至2005年6月。^{4 5}

4.3 衝擊反應分析結果

衝擊反應分析是藉由模型中的衝擊反應係數，用以瞭解當經濟變數發生自發性干擾時，對其他經濟變數的影響隨時間經過的變化情形，我們將實証結果整理於圖3至圖8。⁶圖形中的符號 DLIP 表示台灣或南韓的工業生產指數成長率，DLTST 代表台灣股價指數報酬率，DLKST 代表南韓股價指數報酬率。以圖3為例，圖3為台灣全時期下1967年1月至2005年8月的衝擊反

應結果。圖中第一及第二個圖形呈現一單位標準差的工業生產指數干擾 (a shock to DLIP) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數 (DLTST) 的衝擊反應結果；圖中第三及第四個圖形呈現一單位標準差的股價指數干擾 (a shock to DLTST) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數 (DLTST) 的衝擊反應結果。藍色線為95%的信賴區間。

首先，我們觀察台灣與韓國資料在不同時期下的衝擊反應結果中，可以發現到大部分的經濟變數對其他變數的衝擊反應，都在5期前即趨於零（除了台灣第二段時期下工業生產指數對工業生產指數的衝擊反應，與韓國第一段時期下的衝擊反應結果）。在工業生產指數的衝擊下，工業生產指數衝擊反應會遠大於股價指數的衝擊反應（除了韓國的第二段時期）；在股價指數的衝擊下，股價指數的衝擊反應會遠大於工業生產指數的衝擊反應。

³ 誠如一位匿名評審指出，本文依據式(6)之理論結果而在實證研究中採用雙元VAR(股價報酬率與工業生產指數成長率)，此式乃奠基於利率固定的假設之下方成立，然而，這樣的假設在本文所選取的研究期間可能並不適用。換言之，本文中估計所得到的雙元VAR模型結果，前提是假設利率不變。若要進一步納入隨機的利率效果，需要考慮三元的VAR模型，如Rapach(2003)。

⁴ 劃分兩個子研究期間的原因，是為了比較前後期股價報酬中在反應基本面上的影響是否有所不同；而將資料平均地分為前後兩個期間的原因之一，是考慮兩個子樣本期間的觀察值不至於差異太大，因為若其中一個子樣本觀察值太少可能產生估計偏誤的問題。另一方面，由於台灣資料的區分時點約略在1986年，而這個時點之後台灣股市正經歷一次蓬勃的發展，與之前的股市特性孑然不同，因此我們可以依據實證結果比較前後期股票市場受到基本面上的影響的差異是否有所不同。

⁵ 誠如一位匿名評審指出，不同期間的利率政策對於股市與投資的實質行為都有不同的影響，可以考慮以政策的結構差異性作為切分標準應較具經濟意義。只是在實證操作上會有困難，例如如何準確認定哪段期間的利率政策為何就有其爭議性。

⁶ 由於篇幅關係，我們省略VAR模型的估計結果及殘差相關診斷性檢定結果，如序列自我相關。在進行診斷性檢定時，我們特別劃出CUSUM及CUSUMSQ的圖形，觀察是否有結構改變的現象，我們發現兩個國家的CUSUM都沒有超過5%的顯著水準範圍，但是少數的CUSUMSQ則會超過5%的顯著水準範圍。Kramer et al. (1988)認為CUSUM主要是檢測迴歸係數之穩定性，而CUSUMSQ則是檢測迴歸變異數的穩定性，因此我們的結果顯示迴歸係數沒有結構改變的現象，限於篇幅我們並未列出圖形。讀者若對圖形有興趣可以向作者索取。

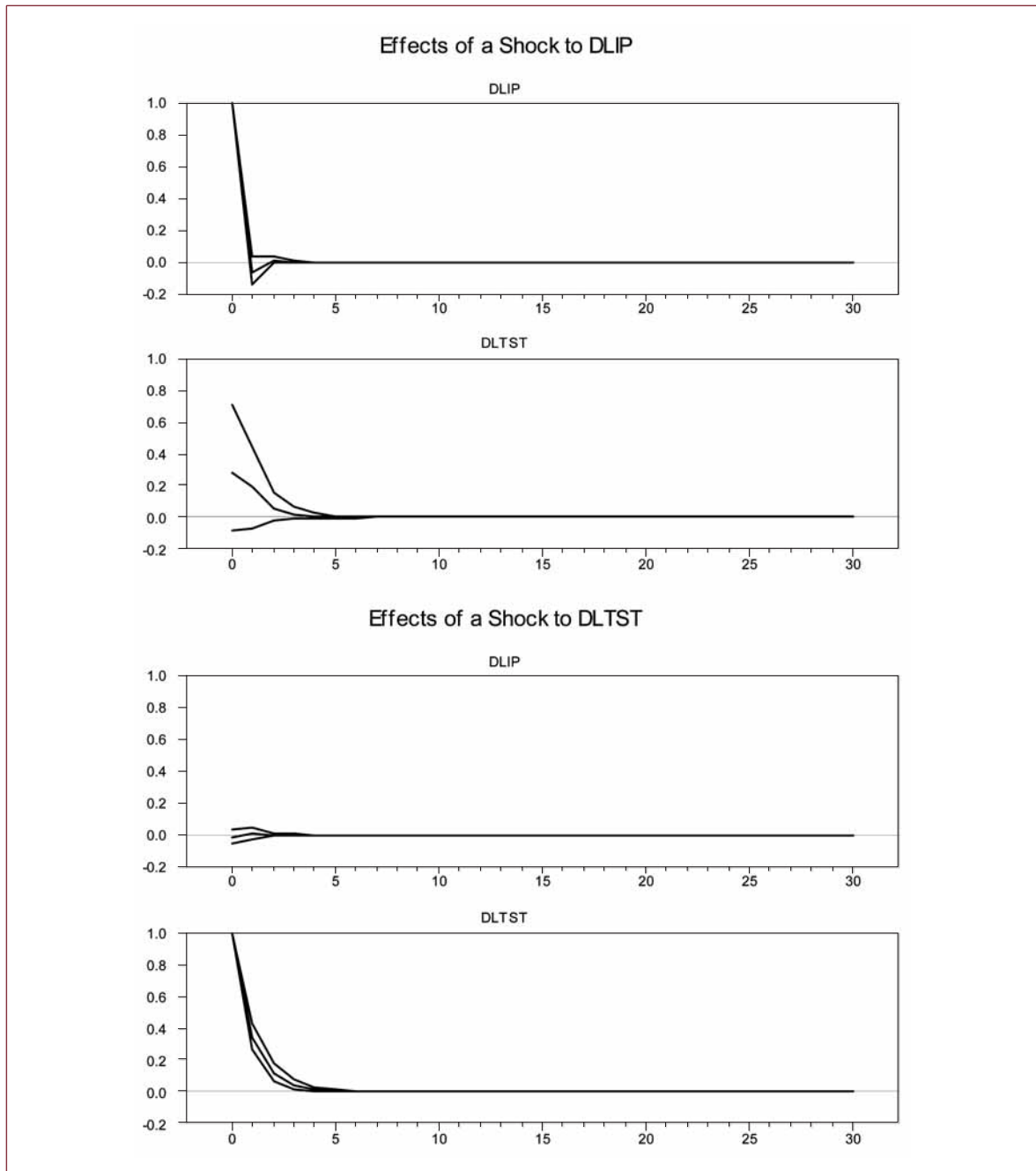


圖 3 台灣全時期下 1967 年 1 月至 2005 年 8 月的衝擊反應結果

註：第一及第二個圖形呈現一單位標準差的工業生產指數干擾 (a shock to DLIP) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數 (DLTST) 的衝擊反應結果；第三及第四個圖形呈現一單位標準差的股價指數干擾 (a shock to DLTST) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數 (DLTST) 的衝擊反應結果。藍色線為 95% 的信賴區間。

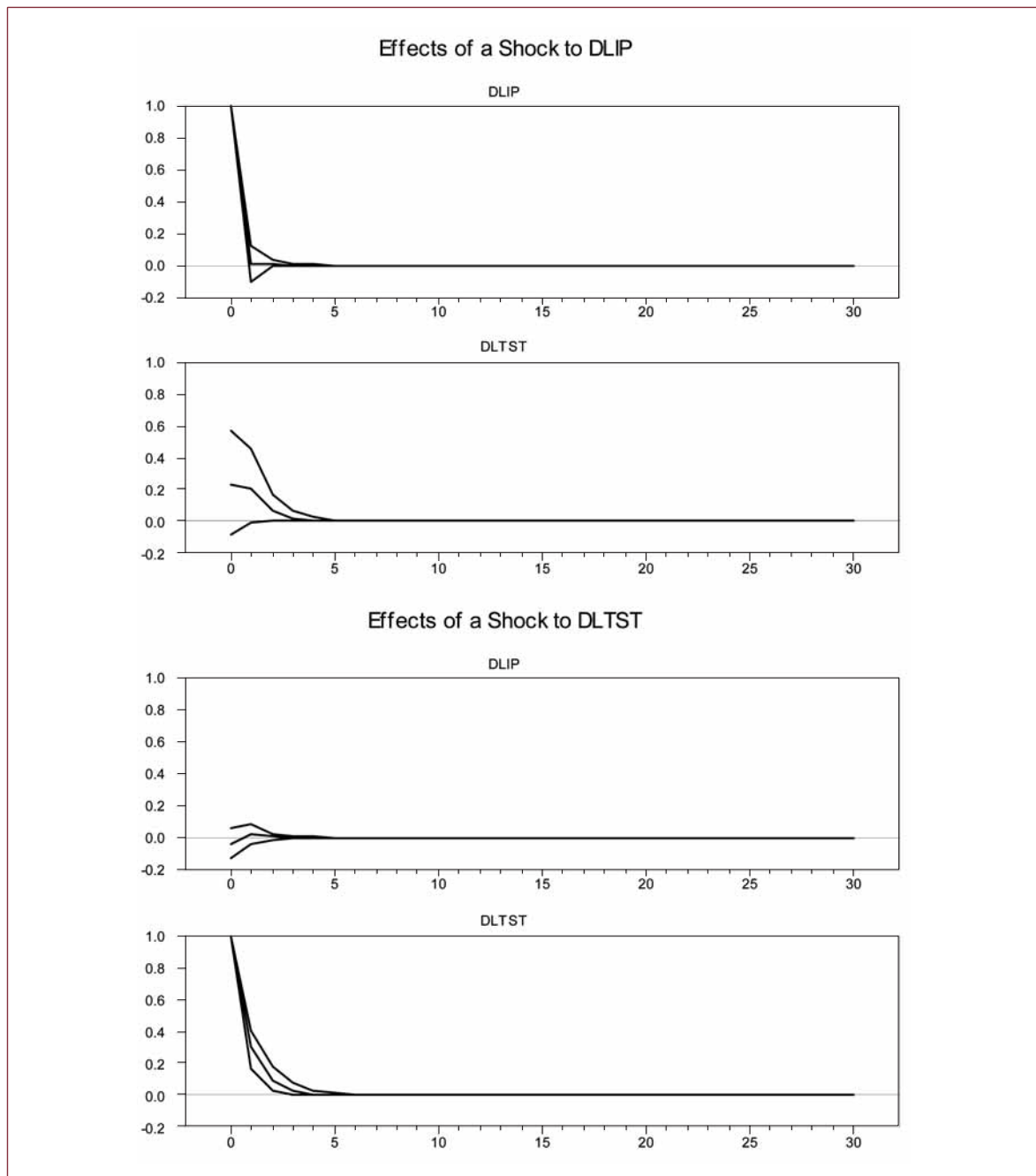


圖 4 台灣第一個時期下 1967 年 1 月至 1986 年 12 月的衝擊反應結果

註：第一及第二個圖形呈現一單位標準差的工業生產指數干擾 (a shock to DLIP) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數(DLTST) 的衝擊反應結果；第三及第四個圖形呈現一單位標準差的股價指數干擾 (a shock to DLTST) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數 (DLTST) 的衝擊反應結果。藍色線為 95% 的信賴區間。

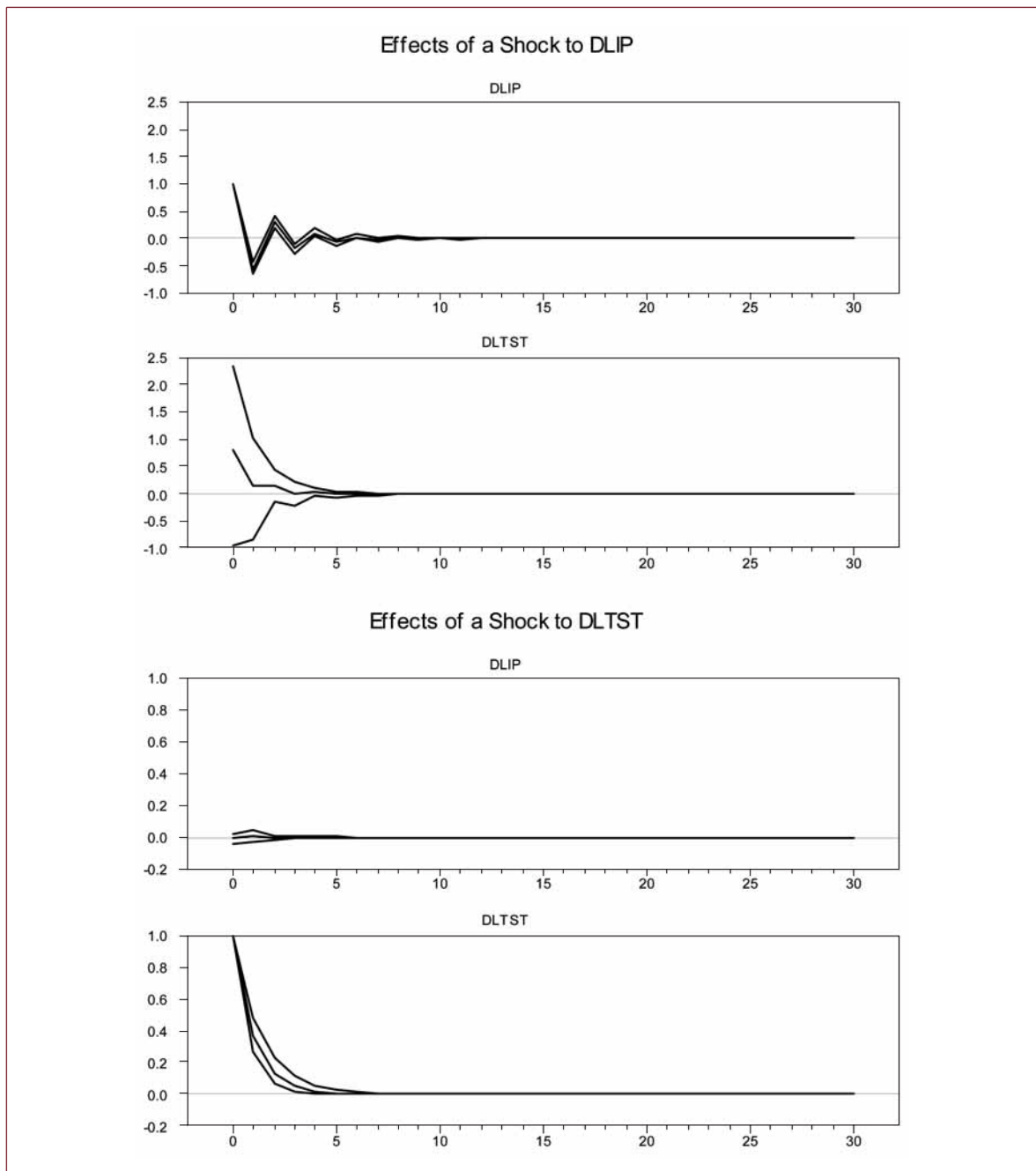


圖 5 台灣第二個時期下 1987 年 1 月至 2005 年 8 月的衝擊反應結果

註：第一及第二個圖形呈現一單位標準差的工業生產指數干擾 (a shock to DLIP) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數(DLTST) 的衝擊反應結果；第三及第四個圖形呈現一單位標準差的股價指數干擾 (a shock to DLTST) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數 (DLTST) 的衝擊反應結果。藍色線為 95% 的信賴區間。

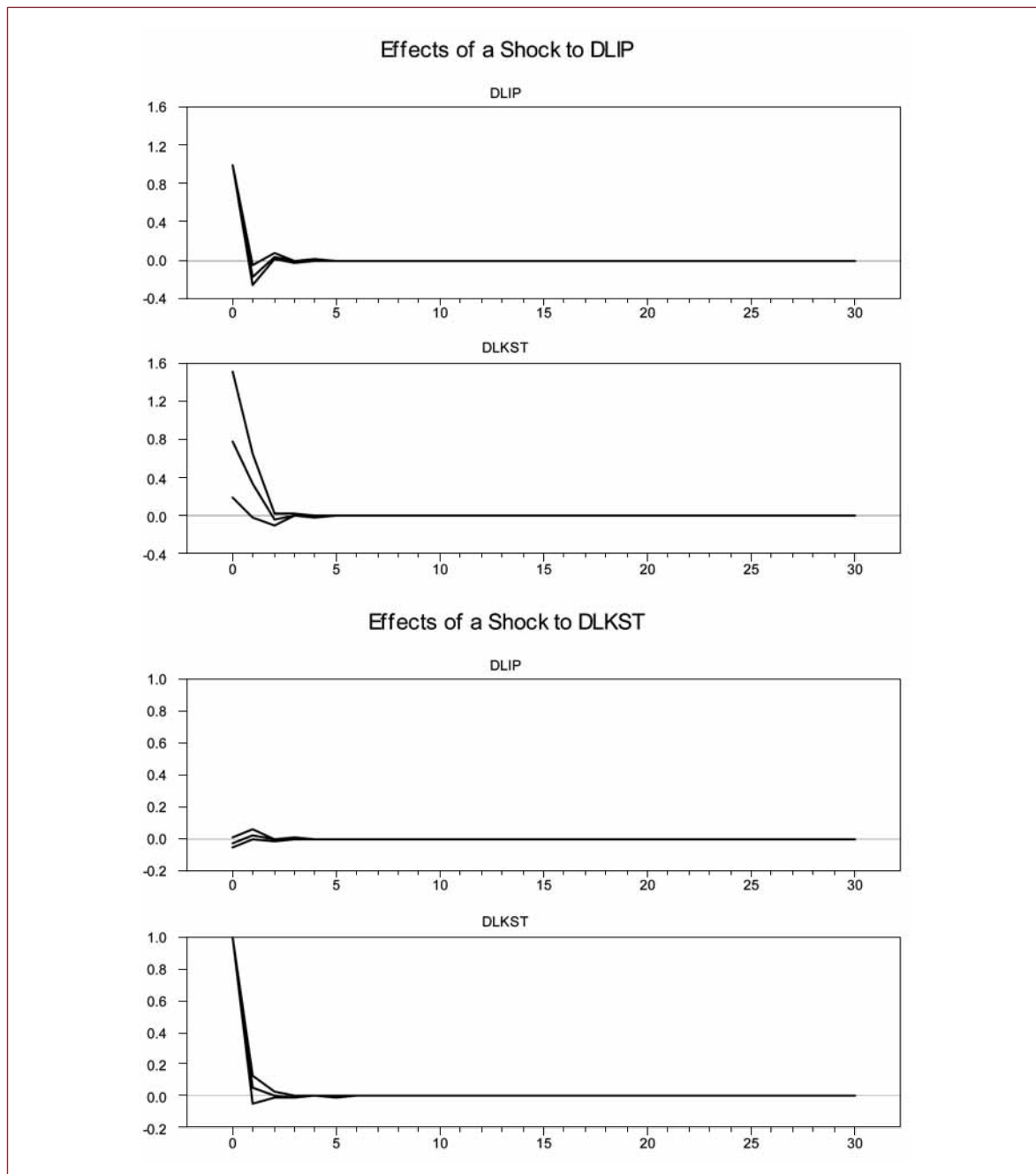


圖 6 韓國全時期下 1975 年 1 月至 2005 年 6 月的衝擊反應結果

註：第一及第二個圖形呈現一單位標準差的工業生產指數干擾 (a shock to DLIP) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數 (DLKST) 的衝擊反應結果；第三及第四個圖形呈現一單位標準差的股價指數干擾 (a shock to DLKST) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數 (DLKST) 的衝擊反應結果。藍色線為 95% 的信賴區間。

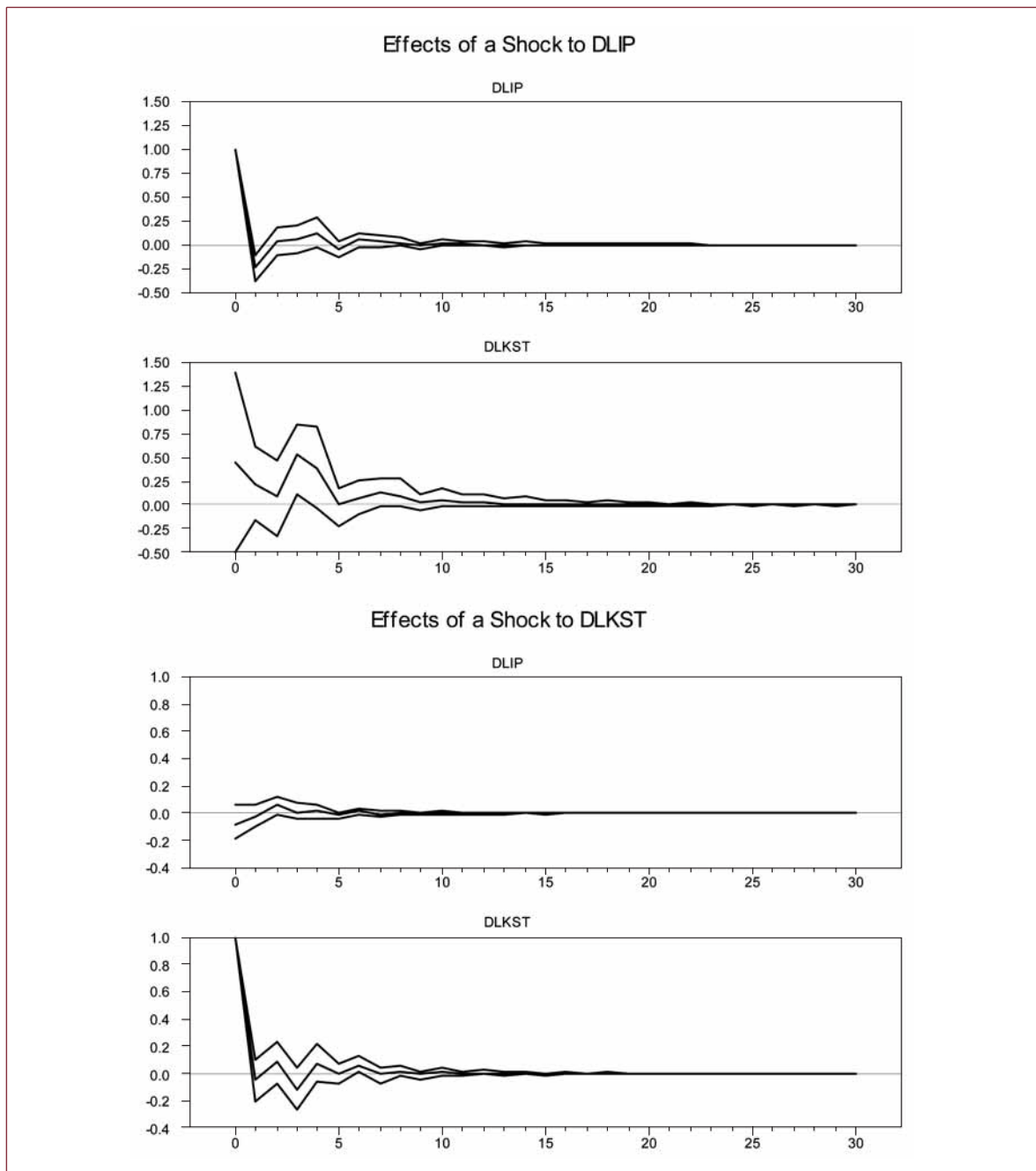


圖 7 韓國第一個時期下 1975 年 1 月至 1990 年 12 月的衝擊反應結果

註：第一及第二個圖形呈現一單位標準差的工業生產指數干擾 (a shock to DLIP) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數(DLKST) 的衝擊反應結果；第三及第四個圖形呈現一單位標準差的股價指數干擾 (a shock to DLKST) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數 (DLKST) 的衝擊反應結果。藍色線為 95% 的信賴區間。

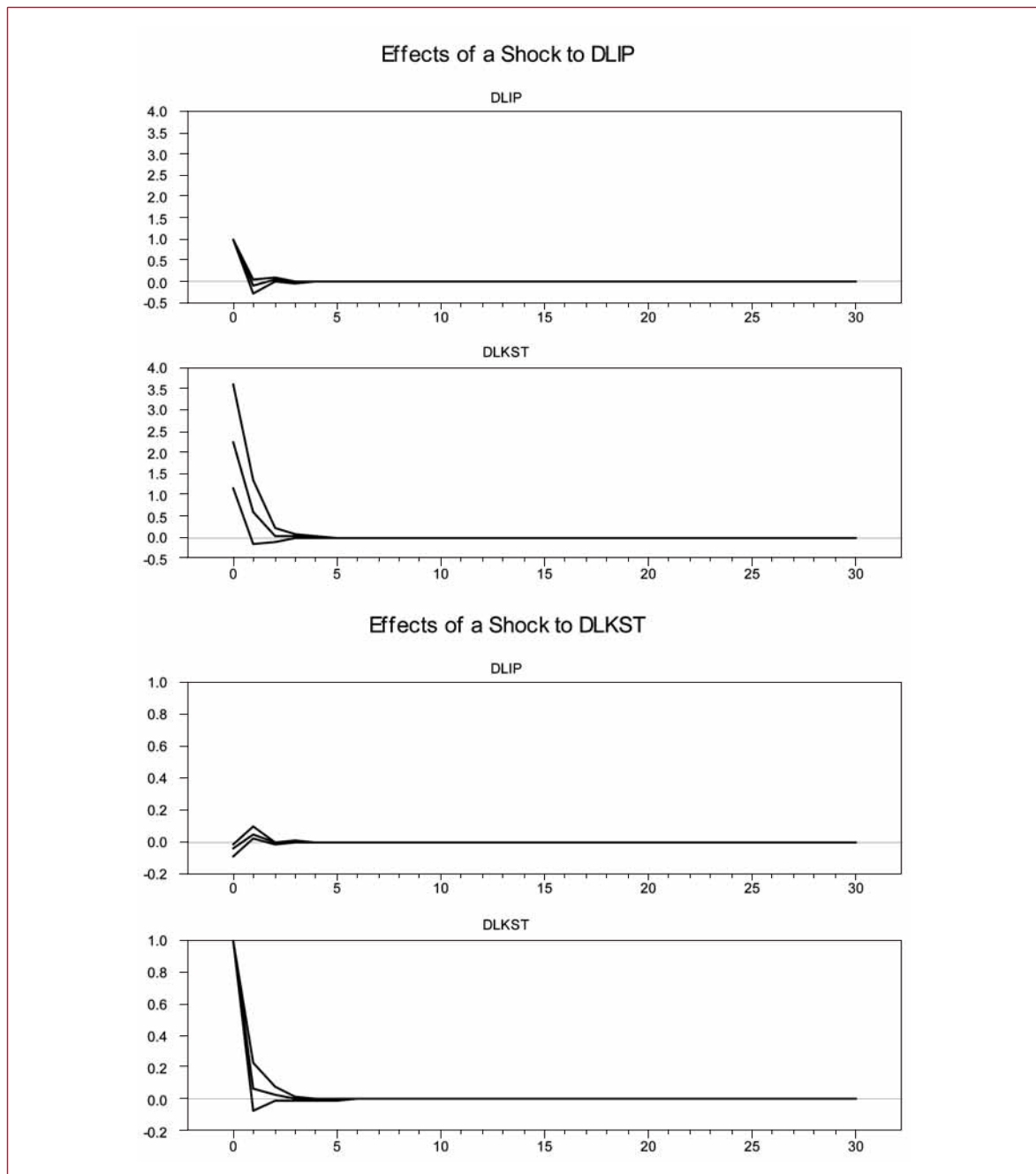


圖 8 韓國第二個時期下 1991 年 1 月至 2005 年 6 月的衝擊反應結果

註：第一及第二個圖形呈現一單位標準差的工業生產指數干擾 (a shock to DLIP) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數(DLKST) 的衝擊反應結果；第三及第四個圖形呈現一單位標準差的股價指數干擾 (a shock to DLKST) 對工業生產指數 (DLIP) 及股價指數 (DLKST) 的衝擊反應結果。藍色線為 95% 的信賴區間。

以下我們將分別說明來自工業生產指數與股價指數的衝擊下，對於本身與另一變數的衝擊結果。我們從圖3至圖8可以觀察出，在工業生產指數的衝擊方面(亦即產生一單位標準差的工業生產指數干擾)，(i)在95%信賴區間的水準下，台灣與韓國的工業生產指數呈現出顯著的正的反應結果，但是實質的工業衝擊對於股價報酬在台灣並不顯著，對於韓國則在全期與第二期顯著。我們推論可能的原因是由於在技術上的進步發展，不僅能厚實本身的技術學習與資本的累積，更將進一步透過未來股利的發放來影響股價指數。而此衝擊反應現象，正好與股利現值模型所描繪的結果呈現出一致性的情境。(ii)台灣與韓國的工業生產指數衝擊反應歷程很快地趨於穩定。然而在 Binswanger (2004) 所探討的 G7 工業國家裡，工業生產指數對本身的衝擊反應上，其衝擊的歷程比較久遠。會產生此一迥異的現象，我們推論的原因為，目前全世界處於美國麻省理工學院 (MIT) 經濟學教授萊斯特·梭羅 (Lester C. Thurow)，所聲稱的第三次工業革命年代，範圍包括有微電子科技、生物科技、通訊與電腦等領域，亦即所謂的「知識經濟」的年代。在知識經濟中其價值的來源是來自於創新力與創造力，我們可以發現到 G7 工業國家裡的企業家投入許多的資金與人力進行 R&D，從事各種新領域的創新與發展並且掌握各種先進技術的 Know-how。所以在 G7 的工業生產指數對本身的衝擊反應上，才會在衝擊的歷程呈現出比較深遠影響的

情形。反觀台灣與韓國的企業在這一波新的產業革命中，主要的獲利來源是來自於所謂代工產業，如晶圓代工、封裝測試與 NB 組裝等。相較於國外的先進國家而言，是屬於中下游的產業鏈與資本密集的產業，而此種技術門檻相對比較容易被同業所模倣取代。因此造成工業生產指數對本身的衝擊上，呈現出與已開發國家不同的衝擊反應結果。

另一方面，在非實質面的股價衝擊下(亦即產生一單位標準差的股票指數干擾)，可以發現下列的主要現象：(i)在95%信賴區間的水準下，台灣及韓國所有的期間中，名目面的衝擊對於實質工業生產指數的效果都是不顯著的。若我們進一步觀察實質工業生產指數受到短期的股價衝擊的波動走勢，可以發現工業生產指數一開始會呈現出非常短暫的(約只有維持一期左右)負向的反應的現象，接著就回復至正向的影響效果。雖然實質工業生產指數受到短期的股價衝擊的影響並不具備統計顯著性，以下我們仍然提出一些可能的解釋，嘗試說明為何出現此種衝擊反應路徑的結果。Rapach (2001) 指出若是股價的上漲並非來自於基本面的改變，將誘使投資者可能將資金從債券市場中移出以追求股票市場的資本利得，導致債券利率的上升，因而不利於企業的投資規劃，致使實質產出短暫性的下跌。另一個可能的解釋理由，因為股票市場的繁榮，所以市場上的投資者將資金投入股市，因而放棄新的投資計畫，使得工業生產指數在短期的衝擊上是

呈現出暫時性的負向反應現象。(ii)股價指數的衝擊反應程度會遠大於實質面的反應，亦即股票市場的波動主要還是受到股票市場的衝擊影響。台灣與韓國的股市特色之一就是其股價指數的漲跌易受到外資買賣股票與資金匯進與撤資的影響，使股票市場容易出現大漲大跌的現象。此外，台灣股市散戶的比重更高達到 8 成，韓國則約佔 6 成左右，散戶的投資者易受到投資氛圍的影響，在股票市場上進進出出、買高殺低。從股票週轉率極高的情形下，

亦可窺知短期投機成分比重大於長期投資的情形。所以，來自市場上的利多與利空消息，對短期股票的漲跌有決定性的影響。

4.4 預測誤差變異數分解結果

我們藉由觀察各變數之預測誤差變異數，利用模型中所有變數之衝擊所解釋之百分比，用以瞭解各經濟變數的相互解釋能力，結果整理於表 3-6。⁷

表 3 台灣股價指數的預測誤差變異數分解百分比

期間	全時期 1967/01~2005/08		第一期 1967/01~1986/12		第二期 1987/01~2005/08	
	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊
1	1.456	98.544	3.190	96.810	1.317	98.683
2	1.481	98.519	3.295	96.705	1.335	98.665
3	1.484	98.516	3.306	96.694	1.332	98.668
4	1.485	98.515	3.307	96.693	1.333	98.667
5	1.485	98.515	3.307	96.693	1.333	98.667
10	1.485	98.515	3.307	96.693	1.333	98.667

⁷ 限於篇幅我們未列出預測誤差變異數分解的圖形，有興趣的讀者可以向作者索取。

表4 台灣工業生產指數的預測誤差變異數分解百分比

期間	全時期 1967/01~2005/08		第一期 1967/01~1986/12		第二期 1987/01~2005/08	
	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊
1	99.810	0.190	99.358	0.642	99.805	0.195
2	99.810	0.191	99.339	0.661	99.805	0.195
3	99.809	0.191	99.337	0.663	99.801	0.199
4	99.809	0.191	99.337	0.663	99.801	0.199
5	99.809	0.191	99.337	0.663	99.801	0.199
10	99.809	0.191	99.337	0.663	99.800	0.200

表5 南韓股價指數的預測誤差變異數分解百分比

期間	全時期 1975/01~2005/06		第一期 1975/01~1990/12		第二期 1991/01~2005/06	
	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊
1	5.196	94.804	3.766	96.234	18.602	81.398
2	5.200	94.800	3.874	96.126	18.593	81.407
3	5.201	94.799	7.698	92.302	18.594	81.406
4	5.201	94.799	9.549	90.451	18.594	81.406
5	5.201	94.799	9.550	90.450	18.594	81.406
10	5.201	94.799	9.925	90.075	18.594	81.406

在觀察台灣與韓國的預測誤差變異數分解結果中，可以發現到股價指數大部分的變異都可由本身的股價指數所解釋，在工業生產指數的變異上也大部分都由工業生產指數所解釋。我們從表 3-6 可以觀察到，不論是台灣或是韓國的工業生產指數所反應的基本面佔股價指數的總變異比例都不是很大，台灣大約只有 3.3% 至 1.3%

的比例而韓國大約只有 10% 與 18.6% 的比例。我們推測的可能的解釋原因，在第一個時期所涵蓋 1960-1990 年代的前期，台灣的經濟主體由傳統的農業社會時代過渡到輕工業，由於經濟轉型的影響，農村產生許多剩餘的勞力。此時許多的中小企業主，吸收了大量的農村人力，利用低價勞工和土地成本的競爭優勢，進行所謂加工

表 6 南韓工業生產指數的預測誤差變異數分解百分比

期間	全時期 1967/01~2005/08		第一期 1967/01~1986/12		第二期 1987/01~2005/08	
	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊	工業生產指數 的衝擊	股價指數 的衝擊
1	98.251	1.749	96.196	3.804	90.482	9.518
2	98.235	1.765	94.486	5.514	90.412	9.588
3	98.234	1.766	94.439	5.561	90.402	9.598
4	98.234	1.766	94.338	5.662	90.402	9.598
5	98.234	1.766	94.277	5.723	90.402	9.598
10	98.234	1.766	94.164	5.836	90.402	9.598

出口外銷工作，使得國內維持了很長一段的高經濟成長率年代。台灣更與鄰近的韓國、香港與新加坡等國家，因在經濟上的亮麗成績，共同被譽為「亞洲四小龍」。之後政府為了因應產業的需求，在1980年代建立新竹科學工業園區、1990年採行「促進產業升級條例」，用以扶植國內剛起步的資本密集與技術密集產業。在政府一連串的優惠經濟政策下，國內企業對外的貿易快速成長、出超大量增加。然而此時民間部門的超額儲蓄得不到適當的投資出路，因此許多資金投注於股票市場致使股市狂飆，終導致1980年股市破滅及房地產的一蹶不振。我們審視這個時期，國內的經濟主軸由農村社會過渡到輕工業再過渡到資本密集產業，然而股價的漲勢則主要集中在金融產業與房屋建築工程業，因此反映股價基本面的工業生產指數，在此時期上就如圖形所呈現的預測誤差變異數一樣，所能解釋股價波動的比例極低。在第二個

時期下，台灣與韓國不僅是在開發中國家之林，此時的經濟發展更不是第一時期所能比擬，然而工業生產指數所能解釋股價的比例還是不高。會產生這樣的現象，可能由於近代許多企業經營的觸角不在侷限於國內，把市場放眼於全世界各國，國際化與全球化企業因應而生有關。

綜合而言，從預測誤差變異數分解的角度觀之，韓國的股價指數報酬率相對於台灣較能用市場基要來解釋。而且韓國的名目面（股價指數）衝擊對實質面（工業生產指數）的影響效果也較台灣的部份為大，似顯示台灣實質面與名目面分立較為嚴重。

5. 結論與建議

在股票市場上看似起起伏伏的不確定波動行為中，人類一直嘗試想要捕捉背後形成的原因，從Campbell et al. (1997) 年的

PV模型，與 Campbell and Shiller (1989) 進而推導的動態 Gordon 模型提供了解釋股價行為的理論基礎下，之後的學者陸陸續續利用實證的經濟資料，檢視股價的行為模式是否能由基本面的經濟活動所闡釋。本文利用雙元 VAR 的理論模型做為分析工具，在 Blanchard-Quah 分解下，假設實質的工業生產指數的衝擊，可以同時影響工業生產指數與股價指數等經濟變數；然而非實質面的股價衝擊在長期上對實質工業生產指數不會有影響，分析台灣與韓國二個國家在前後兩個時期下股票指數與代表市場基要的工業生產指數二者之間的連動關係。

台灣與韓國的衝擊反應實證結果發現，在工業生產指數的衝擊下，圖 3 至圖 8 可得出二種共同現象：(i) 工業生產指數呈現正的而且顯著的反應結果，而股價指數雖然也呈現正的反應結果，但是並不顯著。指出技術上累積進步會影響工業生產指數的成長，再透過股利的發放進一步的影響股價指數。(ii) 台灣與韓國的工業生產指數衝擊反應歷程很快地趨於穩定。此衝擊結果與 G7 工業大國的衝擊反應歷程不同，可能的解釋原因是 G7 的工業大國不僅掌握了許多新興技術能力的 Know-how，且台灣與韓國投入在知識經濟產品上的資金、人力與 R&D 的比例不如先進工業國家。此外在代表非基本面的股價指數衝擊反應上，則有：(i) 工業生產指數在股價指數短期的干擾衝擊上一開始是呈現出短暫的負向的但是並不顯著的反應現象，接著

就回復至正向的影響效果；(ii) 股價指數的衝擊反應程度會遠大於實質面的反應。台灣與韓國的股票市場，在股市散戶比重極高的情形下，投資者易受到投資氛圍的影響，在股票市場上進進出出、買高殺低。

在表 3-6 的預測誤差變異數分析實證結果發現，不論是在前後兩個不同時期或是全時期下，股票價格的變異程度能被代表基本面的工業生產指數所解釋的比例極低。

本文還有許多地方可以加以改進或延伸，如台灣與韓國的經濟成長有極大的比例來自於對外貿易，因此討論衝擊股票價格的因素中，可加入會影響國際貿易的其他經濟變數，如匯率與利率等。此外或許可從國家的不同開發程度如：已開發、開發中與新興國家等，從中尋找出個別影響股價指數的關鍵因素。另外，誠如一位匿名評審指出：「本文依據式(6)之理論結果而在實證研究中採用雙元 VAR (股價報酬率與工業生產指數成長率)，此式乃奠基於利率固定的假設之下方成立，然而，這樣的假設在本文所選取的研究期間可能並不適用。起碼在過去 80 年代末期起，各國的利率有一個明顯的下修趨勢，而低利率極可能可以解釋大部份 90 年代的股市指數攀升。因此，如能依據式(9)將隨機的利率納入 VAR 系統中，應可獲取較完整而有趣的關於市場基要實證研究面像。」其次，本文子樣本期間的選取標準是平均切分成前後期，一位匿名評審也指出，「不同期間的利率政策對於股市與投資的實質行為都

有不同的影響，可以考慮以政策的結構差異性作為切分標準應較具經濟意義。」最後，如何在 VAR 的架構下驗證泡沫之假說亦是本文待解決的課題之一。這些是未來可以繼續深入研究的議題，有待後續有興趣的學者專家們進行研究與探討。

參考文獻

- Binswanger, M. (2000), Stock Market Booms and Real Economic Activity: Is this Time Different? *International Review of Economics and Finance*, 9, 387-415.
- Binswanger, M. (2004), How Important are Fundamentals? Evidence from a Structural VAR Model for the Stock Markets in the US, Japan and Europe, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 14, 185-201.
- Blanchard, O. J. and D. Quah (1989), The Dynamic Effects of Demand and Supply Disturbance, *American Economic Review*, 79, 655-673.
- Blanchard, O. J. and M. Watson (1982), Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets, in P. Wachtel (ed.), *Crises in the Economic and Financial Structure: Bubbles, Bursts, and Shocks*, Lexington, Lexington, MA.
- Campbell, J.Y., A.W. Lo and A. C. MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Campbell J. and R. Shiller (1987), Cointegration and Tests of Present Value Models, *Journal of Political Economy*, 95, 1062-1088.
- Campbell J. and R. Shiller (1989), Stock Prices, Earnings and Expected Dividends, *Journal of Finance*, 43, 661-676.
- Carlson, J. B. (1999), The Recent Ascent in Stock Prices: How Exuberant Are You? *Federal Reserve Bank of Cleveland Economics Commentary*, August 15.
- Chung, H. and B. S. Lee (1998), Fundamental and Non-fundamental Components in Stock Prices of Pacific-Rim Countries, *Pacific-Basin Journal of Finance*, 6, 321-346.
- Fama, E. (1990), Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity, *Journal of Finance*, 45, 1089-1108.
- Gordon, M. (1962), *The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation*, Irwin, Homewood, IL.
- Hall, A. D. (1994), Testing for a unit root in time series with pretest data based model selection, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 461 – 470.
- Kopcke, R. W. (1997), Are Stocks Overvalued? *Federal Reserve Bank of Boston New England Economic Review*, Sept/Oct, 21-40.
- Kramer, W., W. Ploberger and R. Alt (1988), Testing Structural Change in Dynamic Models, *Econometrica*, 56, 1355 – 1369.
- LeRoy, S. F. and R. D. Potter (1981), The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bonds, *Econometrica*, 49, 555-574.
- Lee, B. S. (1992), Causal Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation, *Journal of Finance*, 47, 1591-1063.
- Lee, B. S. (1995a), Fundamentals and Bubbles in Asset Prices: Evidence from US and Japanese Asset Prices, *Financial Engineering and Japanese Financial Markets*, 2, 69-122.
- Lee, B. S. (1995b), The Response of Stock Prices to Permanent and Temporary Dividend Stocks, *Journal of Financial and Quantitative*

Analysis, 30, 1-22.

Lee, B. S. (1998), Permanent, Temporary and Nonfundamental Components of Stocks Prices, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33, 1-32.

McGrattan, E. R. and E. C. Prescott (2000), Is the Stock Market Overvalued? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 24(4), 20-40.

Perron, P. (1989), The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361 – 1401.

Rapach, D. E. (2001), Macro Shocks and Real Stock Prices, *Journal of Economics and Business*, 53, 5-26.

Rapach, D. E. (2003), International Evidence on the Long-Run Impact of Inflation, *Journal of Money Credit and Banking*, 35, 23-48.

Shiller, R. J. (1981), Do Stock Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *American Economic Review*, 71, 421-436.

Shiller, R. J. (2000), *Irrational exuberance*, Princeton: Princeton University Press,.

Sims, C. (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1-49.

Zivot, E. and Andrews, D. (1992), Further evidence of the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251 – 270.