

東海大學經濟學系碩士班
碩士論文

市場基要能否解釋股價的波動？
台灣與韓國的實證探討



指導教授:陳仕偉博士
研究生:陳俊良

中華民國九十五年六月

論文摘要

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，在工業生產指數的衝擊下，(i) 工業生產指數與股價指數均呈現正的反應結果，(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衝擊反應上則有：(i) 工業生產指數在短期的衝擊上是呈現出負的反應現象，(ii) 股價指數的衝擊反應程度會遠大於實質面的反應。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：經濟成長，股價，向量自我迴歸模式，衝擊反應函數，預測誤差變異數分析

JEL 分類代號：E44, G12

章節目錄

1	前言	1
2	理論及文獻回顧	3
2.1	理論文獻	3
2.2	實證文獻	5
3	模型設定與方法	8
3.1	向量自我迴歸模型	8
3.2	Blanchard-Quah 分解	10
3.3	衝擊反應函數	10
3.4	預測誤差變異數分解	11
4	實証結果分析	12
4.1	資料來源與說明	12
4.2	資料處理與分析	12
4.3	衝擊反應分析結果	13
4.4	預測誤差變異數分解結果	14
5	結論與建議	16
	參考文獻	18

表目錄

1	台灣股價指數的預測誤差變異數分解百分比	20
2	韓國股價指數的預測誤差變異數分解百分比	20

圖目錄

- 1 台灣全時期下1967年1月至2005年8月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果；圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。 21
- 2 台灣第一個時期下1967年1月至1986年12月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果；圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。 22
- 3 台灣第二個時期下1987年1月至2005年8月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果；圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。 23
- 4 韓國全時期下1975年1月至2005年6月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果；圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。 24
- 5 韓國第一個時期下1975年1月至1990年12月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果；圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。 25
- 6 韓國第二個時期下1991年1月至2005年6月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果；圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。 26
- 7 台灣全時期下1967年1月至2005年8月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果；圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。 27

8	台灣第一個時期下1967年1月至1986年12月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的解釋比例; 圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的解釋比例。	28
9	台灣第二個時期下1987年1月至2005年8月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的解釋比例; 圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的解釋比例。	29
10	韓國全時期下1975年1月至2005年6月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的解釋比例; 圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的解釋比例。	30
11	韓國第一個時期下1975年1月至1990年12月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的解釋比例; 圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的解釋比例。	31
12	韓國第二個時期下1991年1月至2005年6月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的解釋比例; 圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的解釋比例。	32

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。使得平均實質國內生產毛額均較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响是相互關聯的，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。

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、石化產品等重化工業產品，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)、Carson (1999) 與 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 VAR 理論模型做為分析工具, 且在 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, 因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。若是前後工業生產指數所能解釋的比例有顯著的差異性, 則可說明近期的股價飆漲中存有泡沫的成分。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。

本文共分爲五個章節討論, 第一章為前言; 第二章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; 第三章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; 第四章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; 第五章為結論與建議。

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, 此時資產價格中即隱含有泡沫 (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:

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t + D_{t+1}}{P_t} \quad (2.1)$$

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,

$$E_t R_{t+1} = R \quad (2.2)$$

進一步對(2.1)式取期望值可得

$$P_t = E_t \left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1 + R} \right] \quad (2.3)$$

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

$$P_t = E_t\left[\sum_{i=1}^K \left(\frac{1}{1+R}\right)^i D_{t+i}\right] + E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^K P_{t+K}\right] \quad (2.4)$$

且在

$$\lim_{K \rightarrow \infty} E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^K P_{t+K}\right] = 0 \quad (2.5)$$

可得

$$P_t = E_t\left[\sum_{i=1}^K \left(\frac{1}{1+R}\right)^i D_{t+i}\right] \quad (2.6)$$

當假定股利以固定的 G 成長率成長,

$$E_t[D_{t+i}] = (1+G)E_t[D_{t+i-1}] = (1+G)^i D_t \quad (2.7)$$

將 (2.7) 式代入 (2.6) 式, 即為著名的 Gordon 成長模型 (Gordon, 1962),

$$P_t = \frac{E_t[D_{t+1}]}{R-G} = \frac{(1+G)D_t}{R-G} \quad (2.8)$$

其中需 $G < R$ 才有意義。

在 Campbell and Shiller (1989, a) 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。

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1-\rho)d_{t+1+j} - r_{t+1+j}] \quad (2.9)$$

即為文獻上所稱之動態 Gordon 模型 (dynamic Gordon model), 且可以證明出 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。

然而在許多的實證文獻中指出, 市場基要無法完全解釋現實中的資產價格, 實際的價格中應包含了市場基要与非市場基要, 即

$$P_t = P_t^* + B_t \quad (2.10)$$

其中的 P_t^* 為(2.6) 式所推論之市場基要, B_t 反應所謂泡沫部分。泡沫理論則是在假定市場的參與者為理性的情形下, 探討市場價格為何會偏離基本面。不同學者在定義 B_t 所代表的泡沫部分, 大致上可以分為以下幾類

(1)Blanchard and Watson (1982) 將泡沫分為確定型泡沫 (deterministic bubble) 與隨機型泡沫 (stochastic bubble);

(2)Hamilton (1986) 則將泡沫分為確定型泡沫 (deterministic bubble)、崩壞型泡沫 (collapsing bubble) 與連續再生型泡沫 (continuously regenerating bubble);

(3)Froot and Obstfeld (1991) 提出本質泡沫 (intrinsic bubble), 定義本質泡沫由決定市場價值的基本面變數所導出。

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-Grangle 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,a) 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 \log 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 \log 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 structure VAR) 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 structure VAR 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, 造成股價偏離主要的原因為風潮 (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 Structural VAR 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 5 ~ 13 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 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:

$$x_t = b_{10} - b_{12}y_t + \gamma_{11}x_{t-1} + \gamma_{12}y_{t-1} + \varepsilon_{x_t} \quad (3.1)$$

$$y_t = b_{20} - b_{21}x_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{y_t} \quad (3.2)$$

式 (3.1) 與式 (3.2) 稱為 VAR 的原始式 (primitive form) 或結構式 (structure form), 並隱含 (i) x_t, y_t 為定態時間序列, (ii) $\varepsilon_{x_t}, \varepsilon_{y_t}$ 為白噪音且標準差為 σ_x 與 σ_y , (iii) $\varepsilon_{x_t}, \varepsilon_{y_t}$ 並無序列相關。

若以向量的形式來呈現:

$$Bz_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

其中

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, z_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{x_t} \\ \varepsilon_{y_t} \end{bmatrix}$$

將 (3.3) 式作 B^{-1} 的矩陣運算可得,

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + e_t \quad (3.4)$$

其中

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0,$$

$$A_1 = B^{-1}\Gamma_1,$$

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t,$$

(3.4) 式稱為 VAR 的標準式 (standard form) 或簡約式 (reduced form), e_{x_t} 與 e_{y_t} 亦符合白噪音, 然而 e_{x_t} 與 e_{y_t} 的共變異數通常不為零。

(3.3) 式中的 ε_t 代表無法衡量的實際衝擊或干擾, 而 (3.4) 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。

$$\varepsilon_t = Be_t$$

然而在 (3.1)、(3.2) 的結構式中有 10 個待估參數, (3.4) 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, 如令 $b_{12} = 0$ 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 $(n^2 - n)/2$ 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。

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,

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

若令 ε_{x_t} 代表的永久性衝擊, ε_{y_t} 代表的暫時性衝擊。

Blanchard-Quah 分解 (Blanchard-Quah decomposition) 是指僅需有一個長期條件的限制式下, 如 ε_{y_t} 的暫時性衝擊在長期下對 x_t 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

$$z_t = \sum_{i=1}^k B_i z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.5)$$

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 (3.5) 式以無限多期移動平均模型的型態表示如下:

$$z_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.6)$$

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 分解爲 $\Sigma = PP'$, 而 P 爲一下三角矩陣 (lower triangle matrix), 並令 $\zeta_t = p^{-1}\varepsilon_t$, 則 (3.6) 式可改寫爲

$$z_t = \sum_{i=0}^{\infty} (A_i P) \zeta_{t-i} \quad (3.7)$$

其衝擊反應函數爲

$$\psi_j^o(n) = A_n P e_j, \quad n = 0, 1, 2, \dots \quad (3.8)$$

令 e_j 爲第 j 個單位向量, $A_n P e_j$ 爲係數矩陣 $A_n P$ 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 階預測誤差爲

$$z_{t+n} - E_t z_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} A_i P \zeta_{t+n-i} \quad (3.9)$$

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-i} 中第 j 個變數的衝擊所解釋的變異數之比例爲

$$\theta_{ij}^o(n) = \frac{\sum_{l=0}^n (e_i' A_l P e_j)^2}{\sum_{l=0}^n (e_i' A_l \Sigma A_l' e_i)} \quad (3.10)$$

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

4 實証結果分析

4.1 資料來源與說明

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部「AREMOS 經濟統計資料庫」, 股價指數則取自 Datastream 資料庫。

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 模型架構來進行實証資料分析。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。所以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。

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, 我們粗略地將資料平均的分為前後兩個期間。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。

4.3 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1至圖6。

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，與韓國第一個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。

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1至圖6可以觀察出，在工業生產指數的衝擊方面，(i) 台灣與韓國的工業生產指數與股價指數均呈現出正的反應結果。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

相對不高容易被同業所模倣取代。所以在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，可以發現下列的主要現象，(i) 工業生產指數在短期的衝擊上是呈現出負的反應現象。此一現象與 Rapach (2001) 及 Binswanger (2004) 的衝擊反應結果一致。Rapach 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，致使實質的產出下降。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負的反應現象。(ii) 股價指數的衝擊反應程度會遠大於實質面的反應。我們推測可能解釋的原因，台灣與韓國的股市均屬於淺碟型的市場，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1-2及圖7-12。

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都由工業生產指數所解釋。

我們從圖7至圖12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,進行所謂加工出口外銷工作,使的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」。之後政府爲了因應產業的需求,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。更甚者台灣與韓國的經濟更是仰賴對外的貿易,所以國際經濟的好壞,更會直接牽動企業營收的高低,進一步的影響到股價。因此,造成企業股價高低的因素,不在限於國內實質經濟活動與投資環境的改善,而是與世界的潮流脈動連結在一起。如台灣921地震與美國911恐怖攻擊事件,影響經濟的層面不僅限於本國,更會衝擊到全球各地的股價指數。所以各個經濟體的影響力不再是侷限一個國家或一個地區之內,而是有形無形、或快或慢地逐漸擴散到全球其他地區。

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的形成原因, 從 Campbell et al. (1997) 年的 PV 模型, 與 Campbell and Shiller (1989a) 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 1 至圖 6 可得出二種共同現象: (i) 工業生產指數與股價指數均呈現正的反應結果。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) 工業生產指數在短期的衝擊上是呈現出負的反應現象。(ii) 股價指數的衝擊反應程度會遠大於實質面的反應。台灣與韓國均屬於淺碟型的股票市場, 且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。

在圖 7 至圖 12 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。因為在全球化與國際化的趨勢潮流下, 企業將經營的觸角延伸至世界各地, 任何一個國際事件的衝擊會間接的傳染至其他國家。因此國內經濟環境的改善對全球化的企業而言, 影響的程度會不若以往那樣強烈。

本文還有許多地方可以加以改進, 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。

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. *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. W. Watson (1982), Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets, *Crises in the Economic and Financial Structure*.
- 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 Nonfundamental Components in Stock Prices of Pacific-Rim Countries, *Pacific-Basim Journal of Finance*, 6, 321–346.
- Fama, E. (1990), Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity, *Journal of Finance*, 45, 1089–1108.
- Froot, K. A. and M. Obstfeld (1991), Intrinsic Bubble: the Case of Stock Prices, *American Economic Review*, 81, 1189–1214.
- Hamilton, J. D. (1986), On the Testing for Self-Fulfilling Speculative Price Bubbles, *International Economic Review*, 137, 545–552.

- Kopcke, R. W. (1997), Are Stocks Overvalued? , *Federal Reserve Bank of Boston New England Economic Review*, 21–40.
- LeRoy, S. F. and R. D. Poter (1981), The Present-Value Relation:Tests Based on Implied Variance Bonds, *Economertica*, 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, *Jorunal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 1–22.
- Lee, B. S. (1998), Permanent,Temporary and Nonfundamental Components of Stocks Prices, *Jorunal 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*, 20–40.
- Rapach, D. E. (2001), Macro Shocks and Real Stock Prices, *Jorunal of Economics and Business*, 53, 5–26.
- 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), Princeton: Princeton University Press, *Irrational exuberance* .
- Sim, C. (1980), Macroeconomics and Reality , *Econometrica* , 48, 1–49.

表 1: 台灣股價指數的預測誤差變異數分解百分比

期間	全時期		第一期		第二期	
	1967/01 ~ 2005/08		1967/01~ 1986/12		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

表 2: 韓國股價指數的預測誤差變異數分解百分比

期間	全時期		第一期		第二期	
	1975/01 ~ 2005/06		1975/01~ 1990/12		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

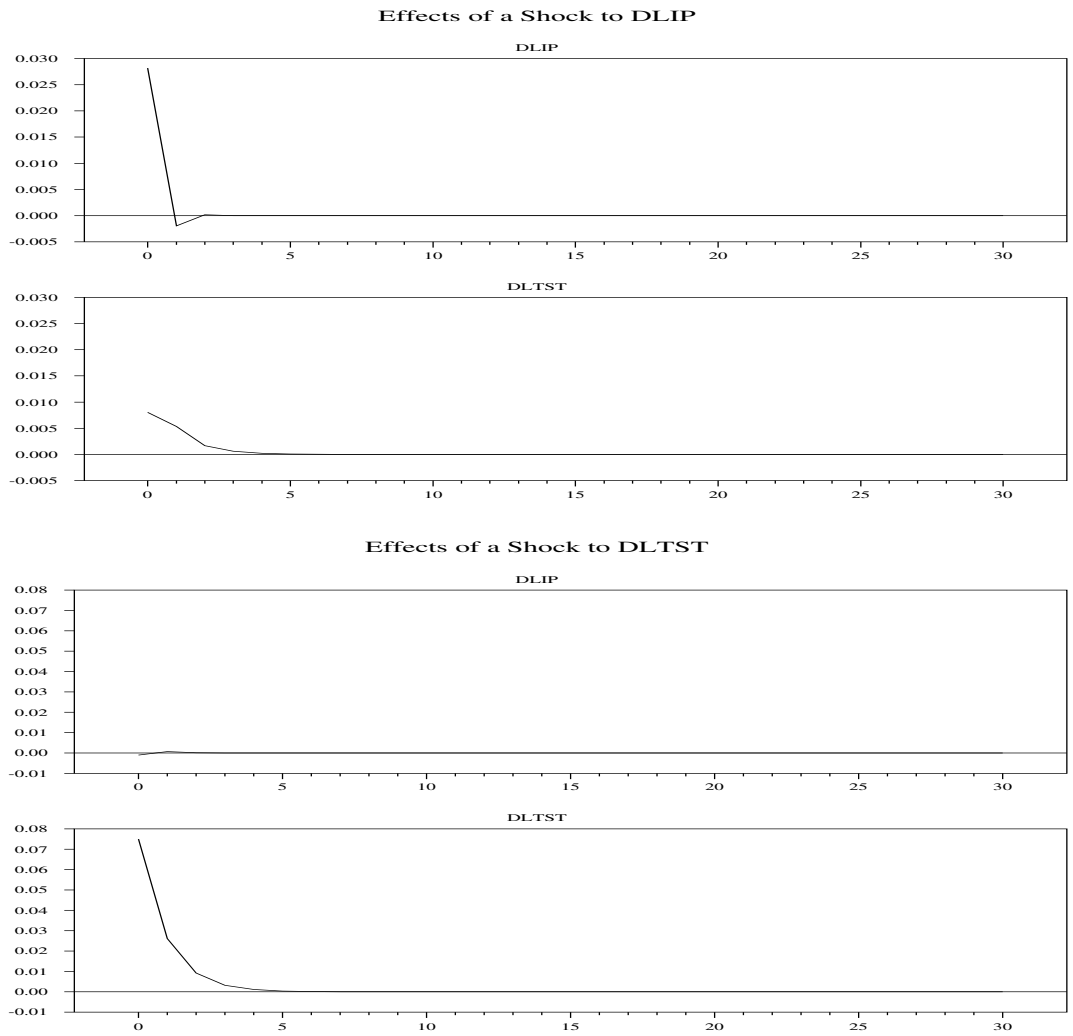


圖 1: 台灣全時期下1967年1月至2005年8月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果; 圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。

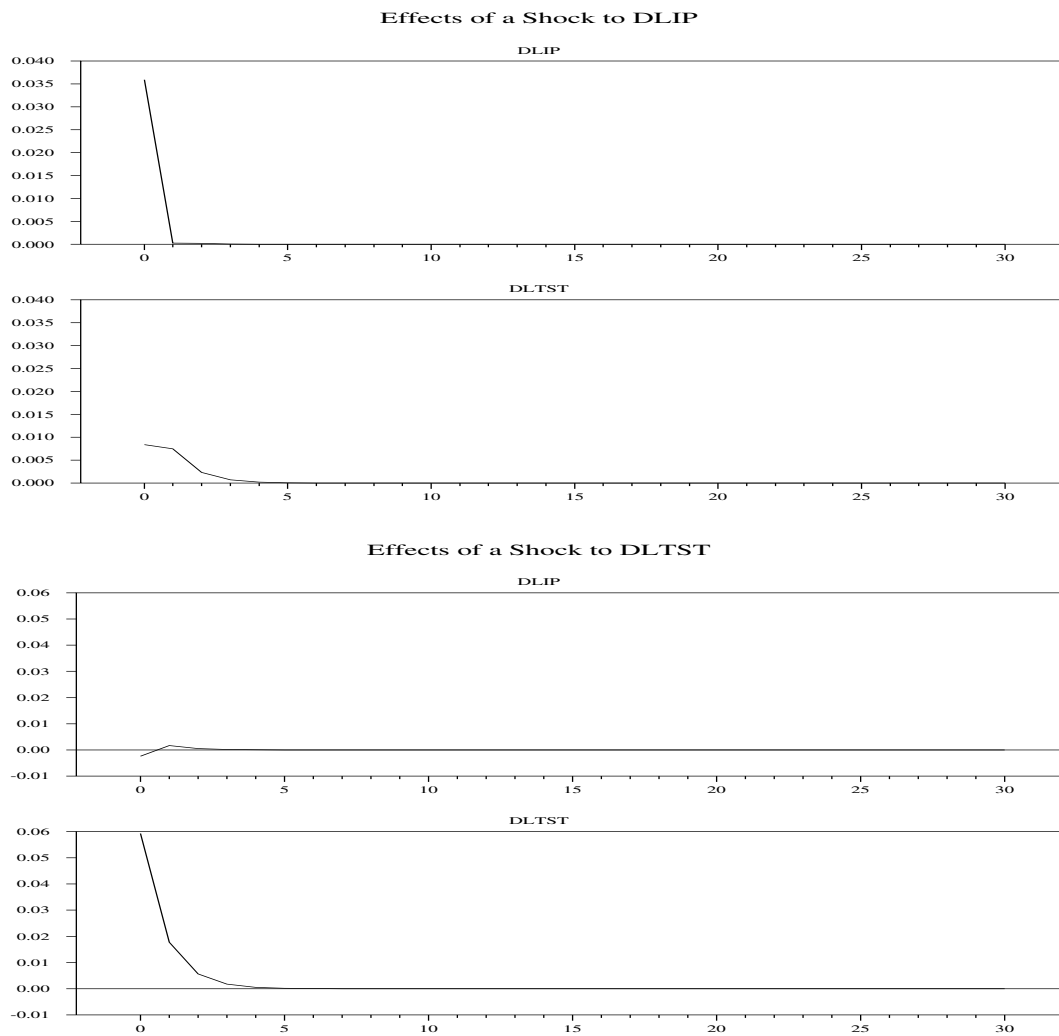


圖 2: 台灣第一個時期下1967年1月至1986年12月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果;圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。

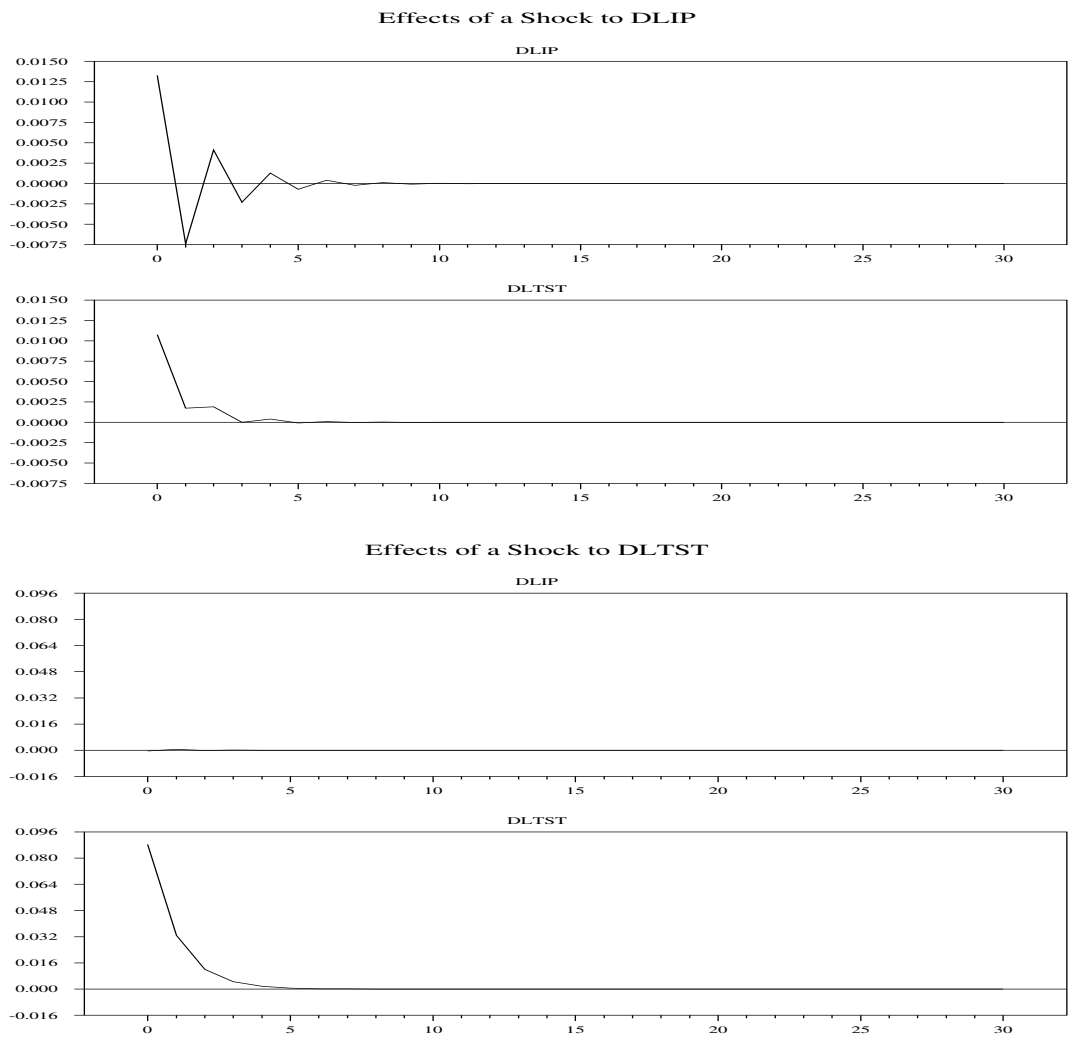


圖 3: 台灣第二個時期下1987年1月至2005年8月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果; 圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。

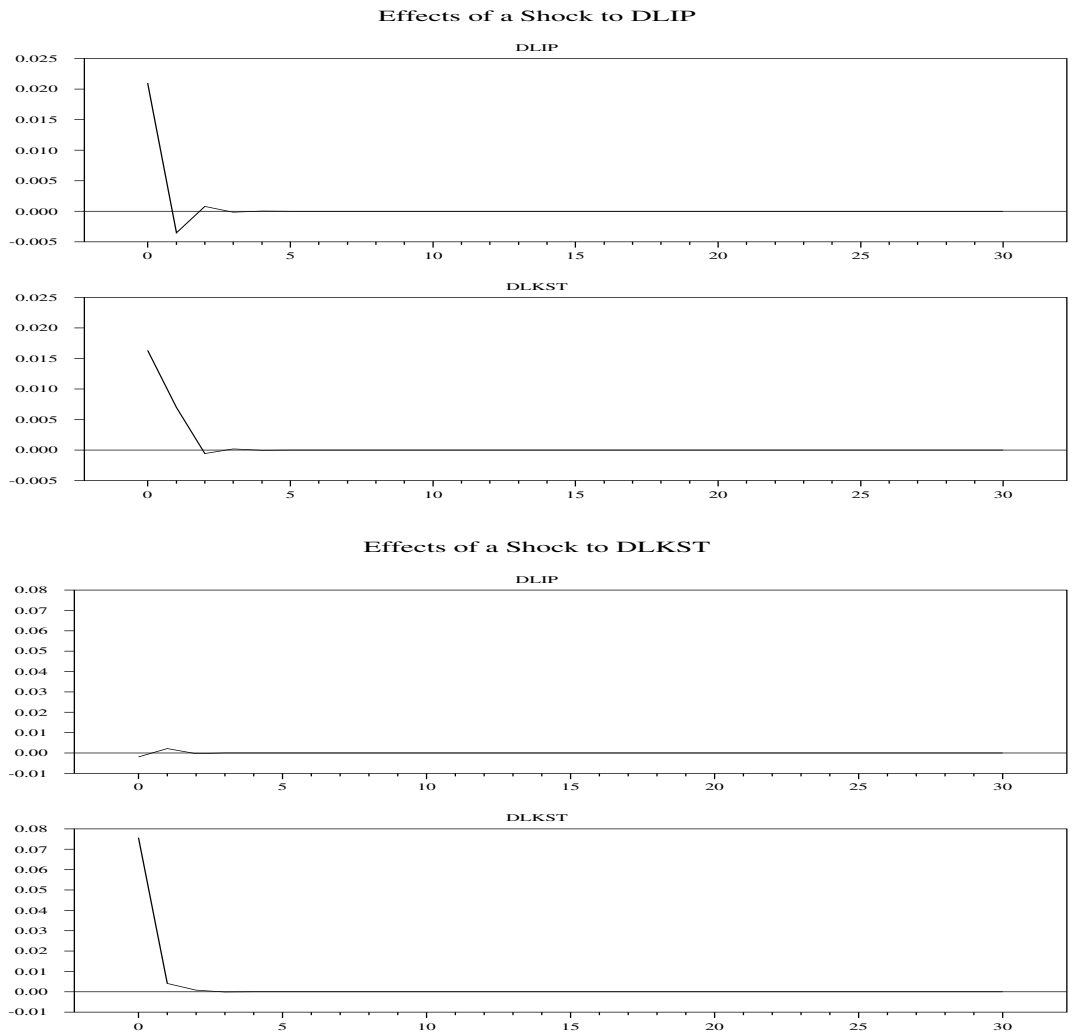


圖 4: 韓國全時期下1975年1月至2005年6月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果; 圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。

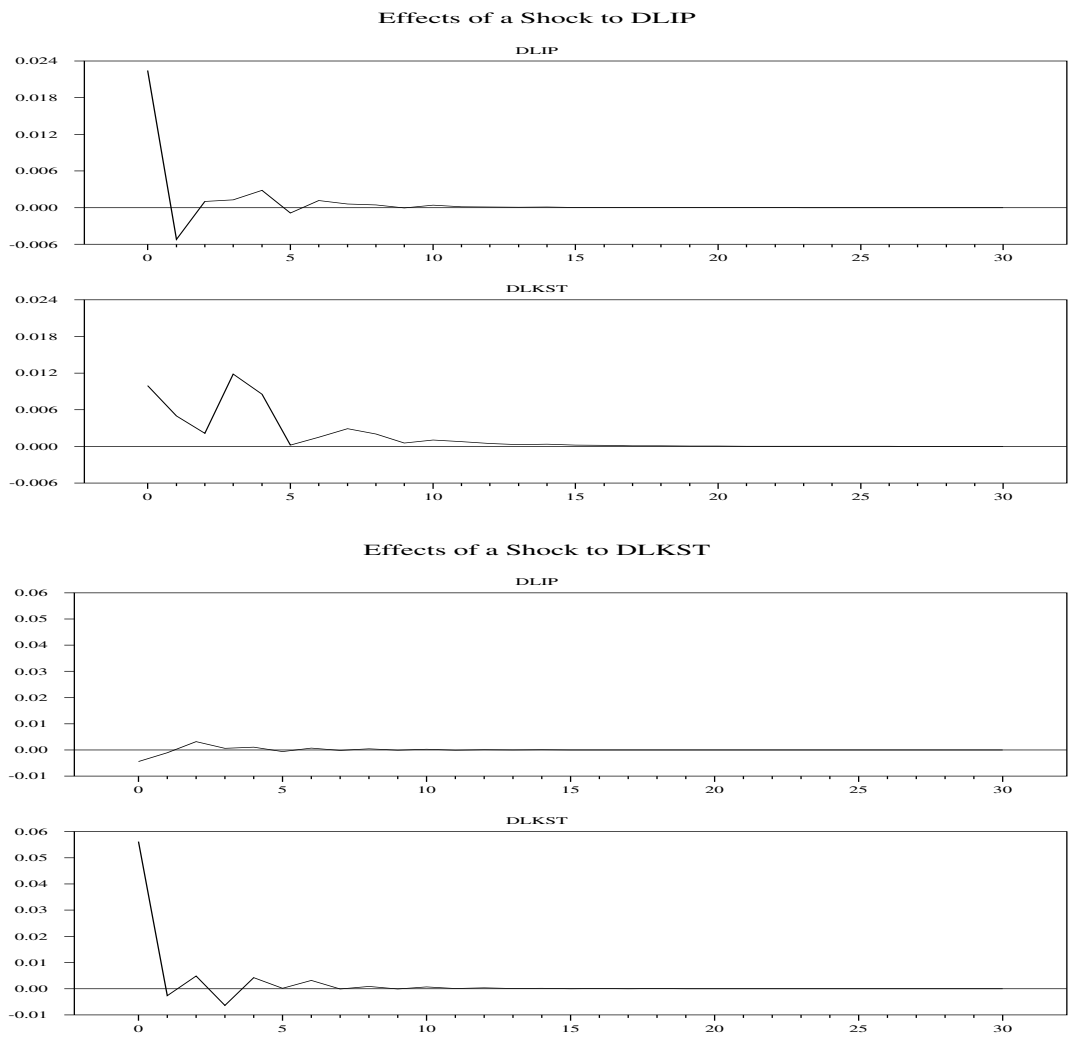


圖 5: 韓國第一個時期下1975年1月至1990年12月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果;圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。

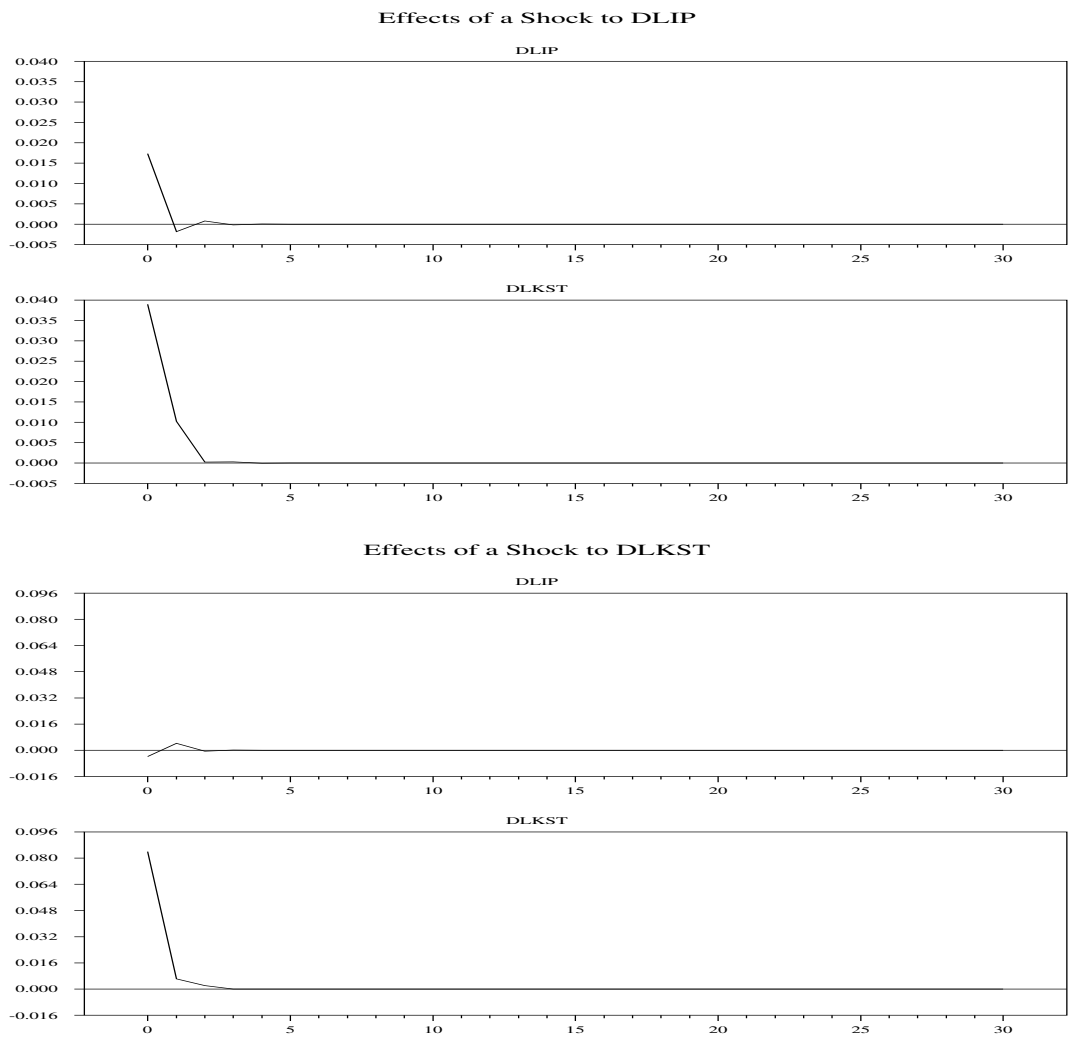


圖 6: 韓國第二個時期下1991年1月至2005年6月的衝擊反應結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果;圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。

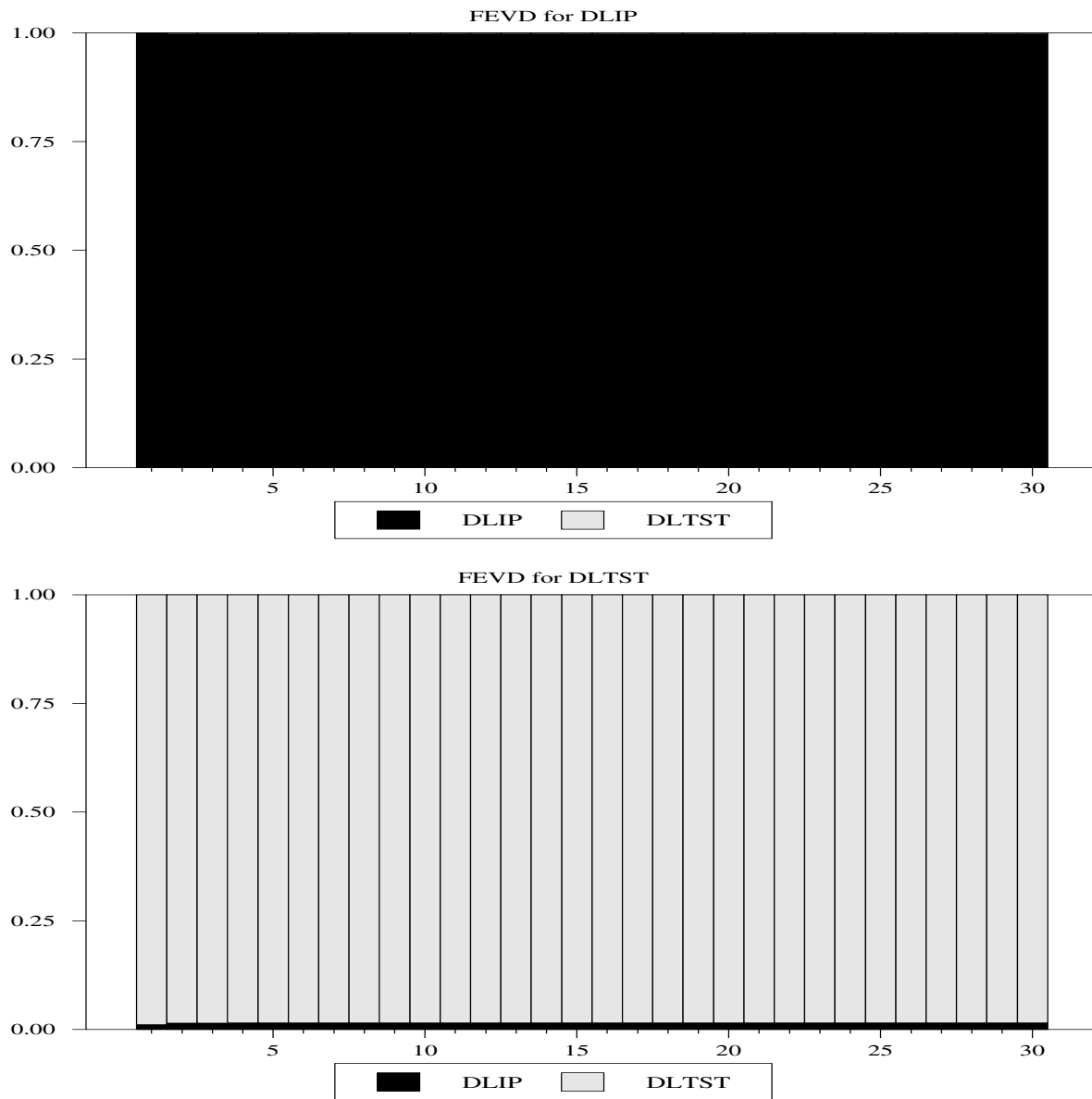


圖 7: 台灣全時期下1967年1月至2005年8月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的衝擊結果;圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的衝擊結果。

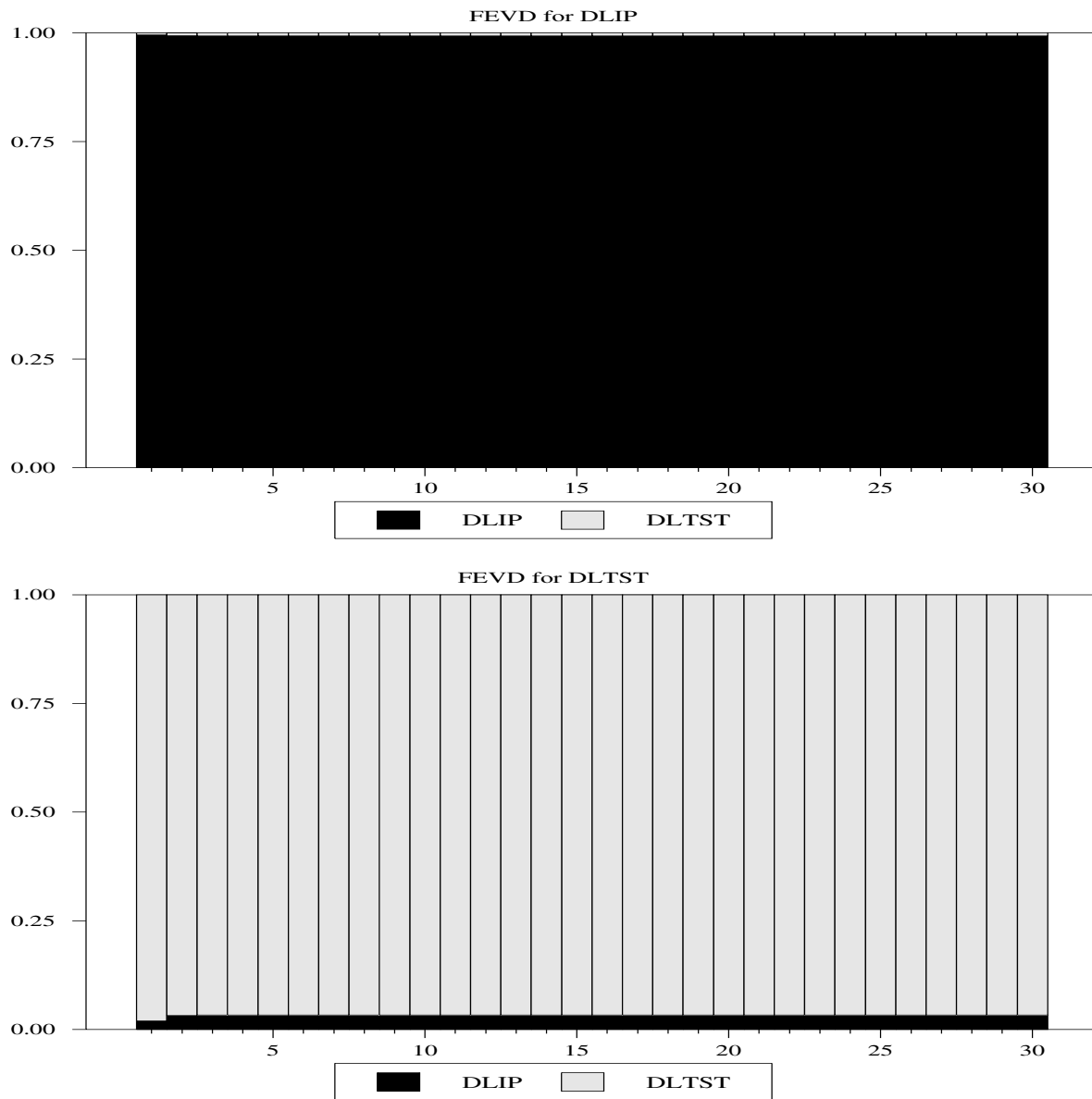


圖 8: 台灣第一個時期下1967年1月至1986年12月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的解釋比例;圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的解釋比例。

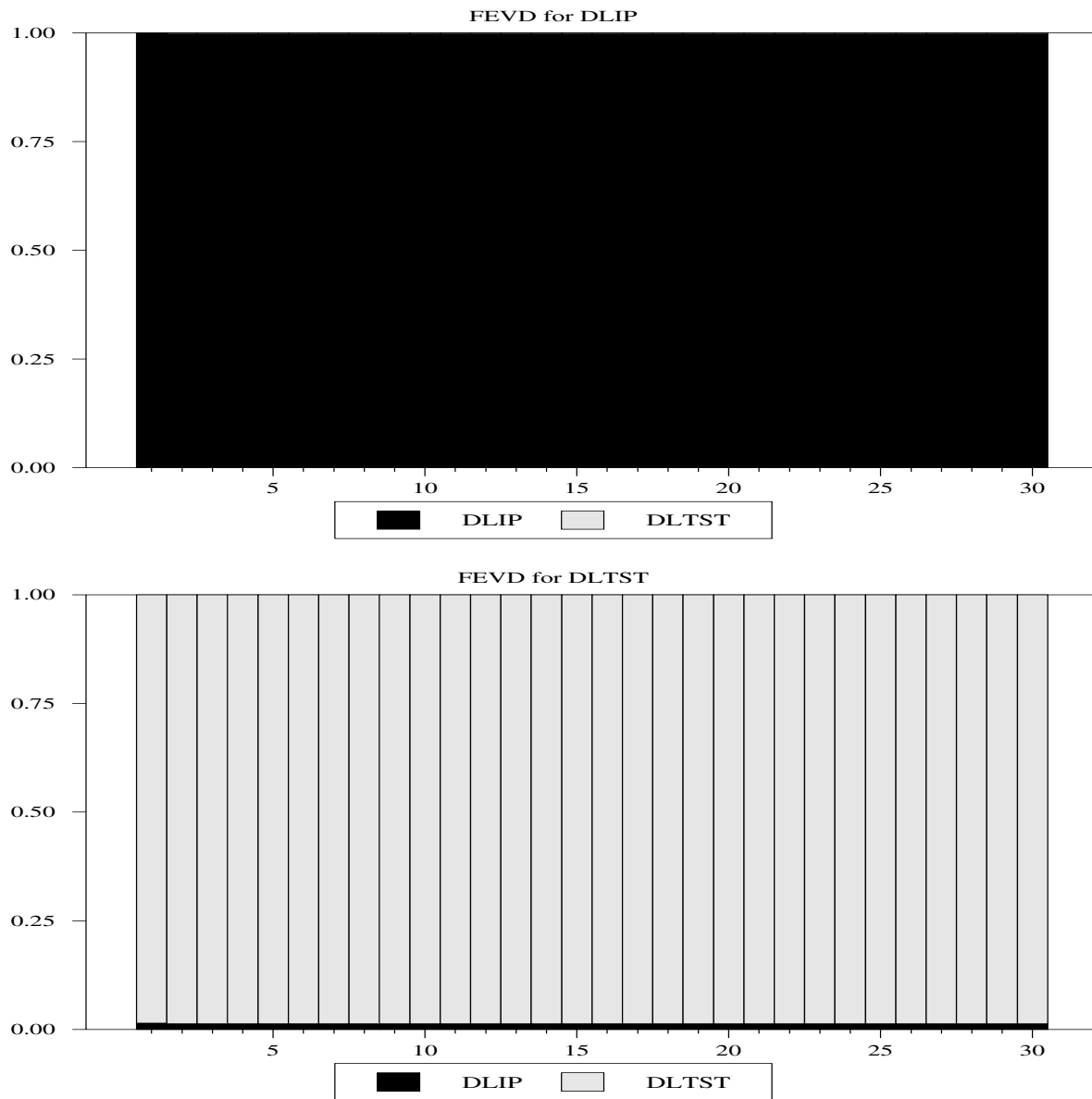


圖 9: 台灣第二個時期下1987年1月至2005年8月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的解釋比例; 圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的解釋比例。

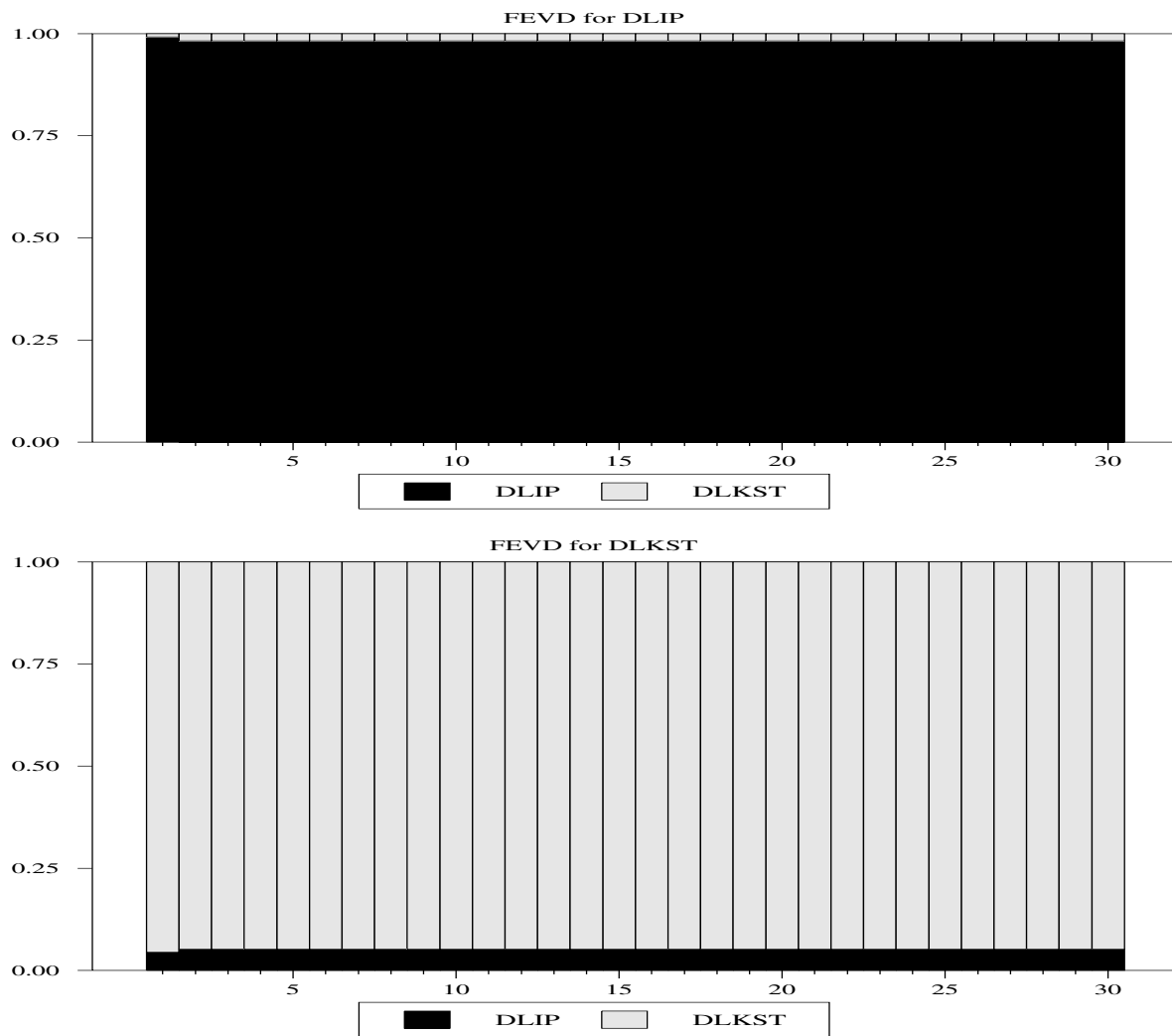


圖 10: 韓國全時期下1975年1月至2005年6月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的解釋比例; 圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的解釋比例。

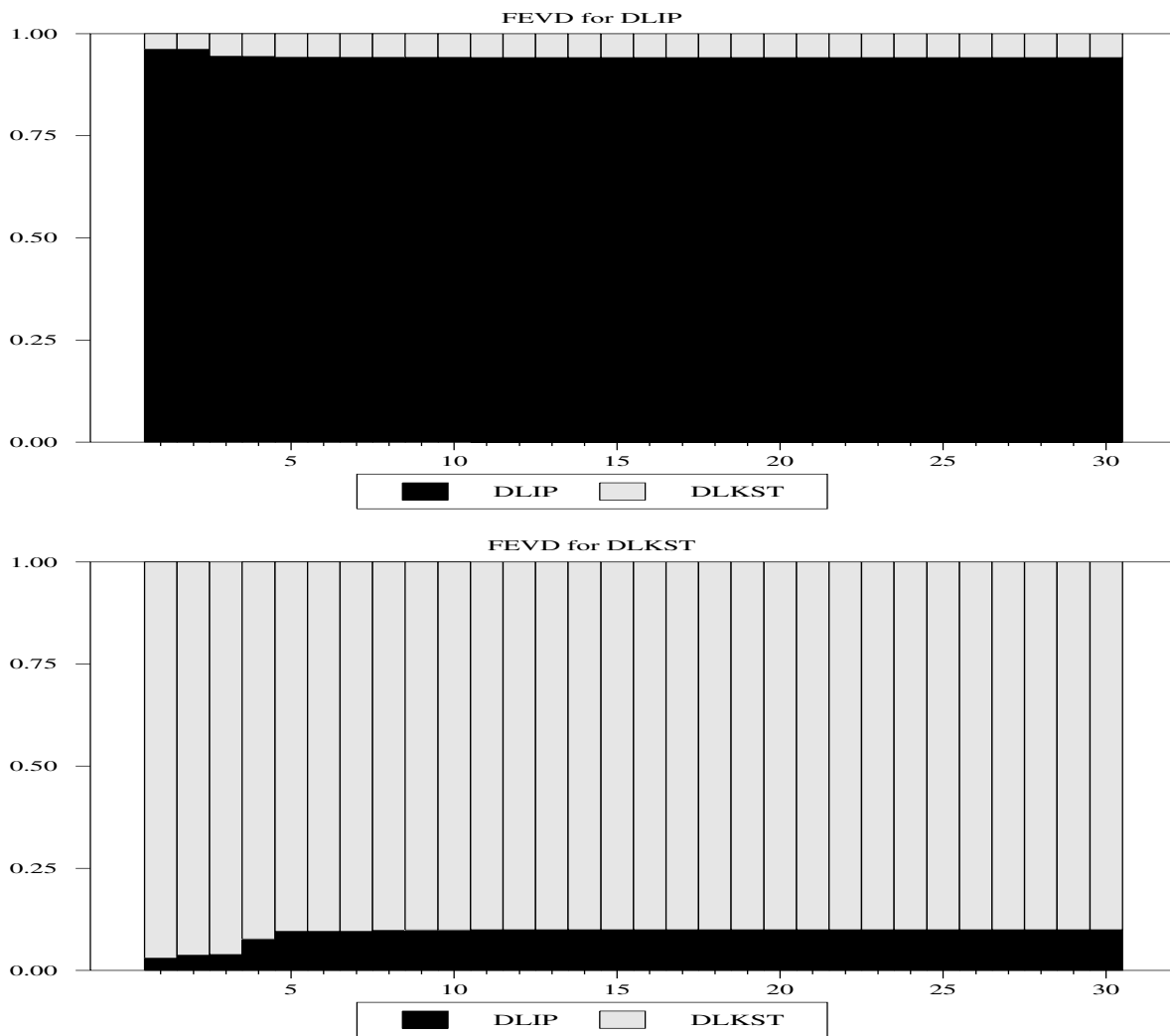


圖 11: 韓國第一個時期下1975年1月至1990年12月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的解釋比例;圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的解釋比例。

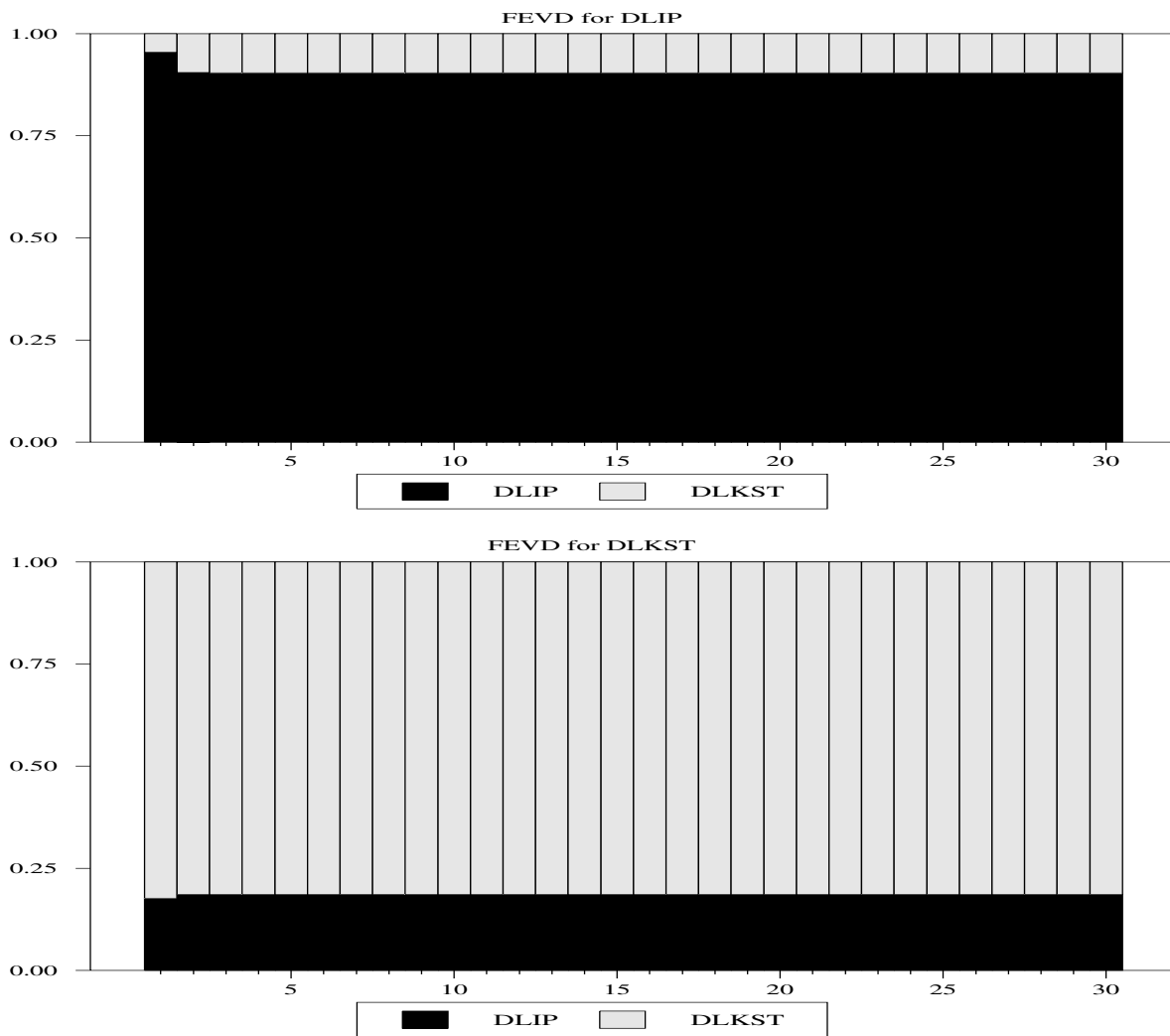


圖 12: 韓國第二個時期下1991年1月至2005年6月的預測誤差變異數分解結果。圖形的上半部呈現工業生產指數與股價指數對工業生產指數的解釋比例;圖形的下半部呈現工業生產指數與股價指數對股價指數的解釋比例。