

# 台股指數現貨、台股指數期貨與 摩根台股指數期貨關聯性之研究 --向量自我迴歸模型之應用

## THE INFORMATION SPILLOVER AMONG THE TAIWAN SPOT INDEX , THE INDEX FUTURES AND THE MORGAN STANLEY INDEX FUTURES -- AN APPLICATION OF VAR MODEL

陳玲慧

環球技術學院銀行保險科

Helen Lin-Hui, Chen

*Department of Banking & Insurance*

*Transworld Institute of Technology*

### 摘 要

本論文係採台股指數期貨、台股指數現貨與摩根台股指數期貨分時資料，首先以單根檢定檢測其是否為定態，再以 Granger 之因果關係檢定三者是否具因果關係；最後以向量自我迴歸估計分析上述資料間之互動及變異之衝擊情形。實證結果發現，(1)台股指數期貨、台股指數現貨與摩根台股指數期貨之報酬率分時資料數列均不具單根，皆為定態數列(2)因果關係檢定結果發現，台股指數期貨報酬率領先台股指數現貨報酬率，台股指數現貨報酬率與摩根台股指數期貨報酬率間具有相互回饋之因果關係，台股指數期貨報酬率與摩根台股指數期貨報酬率間具有相互回饋之因果關係。(3)預測殘差分解顯示台股指數期貨對本身之變動反應最敏銳。前四期台股指數期貨報酬率的殘差變異可以由本身的變動來解釋的比例高達 98% 以上。(4)衝擊反應方面，台股指數期貨不論對台股指數期貨本身或摩根台股指數期貨的變動，其反應程度最大，而且多為正向反應。對衝擊之反應均在第二期出現極大變化，在第四期趨於緩和，至第七期逐漸消失。

**關鍵詞：**關聯性、向量自我迴歸、預測殘差分解、衝擊反應

## 壹、前言

隨著 S&P500 股價指數期貨成功地在美國期貨市場(芝加哥商品交易所 CME)掛牌上市,各國主要期貨市場亦紛紛跟進,陸續推出以主要國家證券市場股價指數為標的的指數期貨,一時之間,股價指數期貨在新興衍生性金融商品中廣受矚目。

政府為了積極推動亞太金融中心之成立,加速證券市場國際化,自由化,以協助上市公司籌募資金,增加投資避險之管道,亦不斷推出創新之衍生性商品,以滿足社會大眾之需求。鑒於國內證券市場隨著經濟發展而快速成長上市公司家數逐年增加,我國股票市場無論在質與量均有傲人之成就,而開放國外期貨商品與交易市場,及規畫國內期貨交易辦法更是政府既定與努力之目標。國外投資者普遍具有風險管理之觀念,新興衍生性金融商品自然成為其規避風險之重要避險工具。民國八十五年九月、美國摩根史坦利公司將台灣股市納入新興市場自由指數,幾經策劃和立法程序之後,以台灣上市股票為標的物的股價指數期貨更於民國八十六年元月起相繼在美國芝加哥商務交易所(CME)及新加坡國際金融交易所(SIMEX)推出。而台灣期貨交易所(TIMEX)則於民國八十七年四月正式運作,台股指數期貨也在同年七月二十日掛牌上市,使得傳統股票市場之投資者又增加一個避險管道。

台股指數期貨在美國芝加哥商務交易所(CME)推出以來,成交量始終低

迷不振。一則由於地理位置相隔遙遠,再則由於交易時間與台灣有所差異(芝加哥商務交易所交易時間長達 20 小時,而台灣股市交易時間僅為三小時),故交易並不熱絡。反觀新加坡國際金融交易所(SIMEX),由於地理位置與台灣同處亞洲,人文條件相似,再則由於交易時間與台灣無甚差異,故自推出以來立即吸引國內外投資者之目光。

昔日股票市場為投資者之最愛,而台股指數期貨亦因而成為投資者注意之焦點,兩者間是否存在著某種因果關係,或其互動情形如何,自然成為投資者急於探究之課題。台股指數期貨與台股指數現貨具以台灣股票市場價格為標的物,必然受到相同訊息所影響,兩者間是否同步起伏,亦或兩者間具有領先(落後)關係,其程度如何?爾來學者們紛紛提出關於股價指數期貨與指數現貨之研究,本論文係台股指數期貨、台股指數現貨與摩根台股指數期貨為研究對象,企能得到有效之資訊以作為擬定投資策略之依據,進而使投資者從中獲利。

## 貳、文獻探討

### 一、莊定旭(1995)

研究標的為美國 S&P500 股價指數期貨與現貨,研究期間為 1987 年 10 月美國股市崩盤之前後兩時期,結果發現股價指數期貨與現貨之收盤價格並不存在因果關係。亦即投資人無法從股價指數期貨之收盤價得到任何訊息。

## 二、李偉銘(1996)

針對 S&P500 股價指數期貨與現貨，以 Granger 因果關係檢定，結果發現在開盤時，期貨領先現貨，盤中則出現現貨領先期貨，但收盤又出現大反轉。

## 三、林國平(1997)

採用 Engle & Granger 之共整合與誤差修正模型檢定 S&P500 股價指數期貨及 Nikkei255 股價指數期貨的價格發現功能。結果發現股價指數期貨價格與現貨價格均存在長期共整合關係，且期貨價格領先現貨價格。

## 四、倪衍森、吳曼華(1999)

作者採用 1983 年至 1997 年間新加坡、日本與美國三地之月股價指數，以向量自我迴歸模型(VAR)探討其市場動態關聯性。結果發現新加坡、日本與美國三地具單向因果關係。

## 五、吳欽杉、張宮熊(1999)

以黃金交易為例，利用矩陣自我迴歸法探討臺灣開放期貨市場後，國際期貨市場，現貨市場與我國現貨市場間的互動結構。結果發現期貨市場開放後，國際期貨市場、現貨市場與我國現貨市場間的價格變異在三個營業日內完全反應至其它市場，顯示其資訊傳遞效率已經提高。

## 六、Abhay (1998)

取 FT-SE100 指數期貨與現貨 5 分鐘交易資料 Granger 因果關係進行檢定，結果發現 FT-SE100 指數期貨領先現貨 5-15 分鐘。

## 七、Chang,Chou and Wu(2000)

取股票日報酬率利用矩陣自我迴歸法探討大中華經濟圈(臺灣，香港，新加坡，深圳和上海)與美、日間資訊傳遞結構。結果發現美、日兩國股市最具影響力，而新加坡則是市場的追隨者。香港股市最活絡，深圳和上海兩地股市互動最密切。

## 八、Liu,Pan and Shieh (1998)

以 VAR 模型對美、日、香港、新加坡、台灣與泰國六個國家股票市場作分析，結果發現美國市場對太平洋地區股市具有重大影響力，而台灣與泰國市場在反應國際資訊方面最沒有效率。

## 參、研究方法

一、本研究中所設之變數分別為台股指數期貨、台股指數現貨與摩根台股指數期貨報酬率，研究期限為八十七年九月二十日至八十八年五月三十一日。

變數之計算公式為：

$$R_t(\%) = \ln\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right) \times 100$$

其中  $R_t$  表示報酬率，  
 $X_t$  表示在第  $t$  期之指數，  
 $X_{t-1}$  表示在第  $t-1$  期之指數。

## 二、常態性檢定

對於時間數列是否為常態分配，本研究利用 Jarque & Bera 統計檢定，其計算式如下：

$$\frac{T-k}{6} = \left[ S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2 \right] \sim \chi_2^2$$

式中， $T$  表觀察值之數量，  
 $K$  表峰態，  
 $S$  表偏態，  
 $k$  表迴歸式中殘差項之數量，通常  $k=0$ 。

## 三、遞延期數

進行時間數列研究，為修正殘差項自我相關之問題，遞延期數之選擇極為重要。遞延期數太長，會產生參數過度化現象，遞延期數太短，則有參數被簡化之疑慮。本文採用 Schwartz 貝氏資訊準則 (Bayesian Information Criterion, SBIC, 1991)，選擇 SBIC 最小值所對應之期數  $k$  為最適遞延期數。

$$SC = \log \left( \frac{\sum \hat{\epsilon}_i^2}{N} \right) + \frac{k \log N}{N}$$

## 四、單根檢定(Unit Root Test)

時間數列資料是由一隨機過程

(Stochastic) 所產生，若此經由隨機過程所產生的機率分配與時間呈現獨立的情形，亦即此一機率分配不會隨時間的變動而改變，則稱此數列為定態 (Stationary) 的時間數列。一定態數列對於任何外在衝擊僅會有暫時性影響，亦即該變數受到干擾後又會返回其平均值。

若經由隨機過程所產生的機率分配會隨時間的變動而改變，則稱此一數列為非定態 (Nonstationary) 之時間數列。此時間數列對外在衝擊有累積的效果，促使該變數對於時間演變過程中逐漸偏離其平均值。

目前實證上廣泛的以 Dickey & Fuller(1976) 所提出 Augmented Dickey-Fuller test (ADF) 單根檢定法以及 Phillips & Perron(1988)所提出以無母數方式求出  $Z_t$  統計(PP 統計量)來檢定各變數數列是否為恆定(Stationary), 若不為恆定數列則須經過差分(difference)加以修正。本研究採 Dickey 與 Fuller(1979)所提之 ADF(Augmented Dickey-Fuller)檢定法，以及 Phillips 與 Perron(1989)所提以無母數方式之 PP 統計量等方法來進行單根檢定(Unit Root Test)。單根檢定之虛無假設：數列為非恆定，具有單根。若拒絕虛無假設，表示此數列為定態，不具有單根，長期以後，此數列將收斂。

五、Granger(1969)所提出之因果關係檢定法(Granger Causality Test) 係可供檢定各變數間之領先落後關係。例如變數  $X$  與  $Y$ ，可能為  $X$  領先  $Y$  ( $X \rightarrow Y$ )，或  $X$  落後  $Y$  ( $Y \rightarrow X$ ) 或  $X$  與  $Y$  互為因果具有雙向回饋

表一 常態分配檢定結果

	偏態係數	峰態係數	Jarque-Bera	P-Value
台股指數現貨報酬率	0.005322	6.541077	363.6408	0.000000
台股指數期貨報酬率	0.407257	5.423615	189.5830	0.000000
摩根台股指數期貨報酬率	-0.035349	3.774479	17.53966	0.000000
台股指數現貨價格	-0.453487	2.440120	32.94600	0.000000
台股指數期貨價格	-0.416781	2.369266	31.68690	0.000000
摩根台股指數期貨價格	0.314323	1.905295	46.21362	0.000000

關係 (  $X \leftrightarrow Y$  )。

六、迴歸分析為常用之計量經濟與時間數列模型。但是在多個變數間因果關係尚未明確之前，即假設某個變數為其它變數之解釋變數，或某個變數為依變數，其它變數為自變數，如此所得之實證結論恐有反因為果之虞。故本研究採用 Sims 於 1980 年所提出之向量自我迴歸分析 ( Vector Autoregression Model )，即 VAR 模型。

VAR 模型是將所欲分析之變數排列成一組迴歸模型如向量  $X=(x_1x_2 \cdots x_n)$  每一個變數均視為內生變數 (Edogenous Variables)。此外，時間數列分析中，變數的落差項亦可能隱含影響結果之訊息，故在迴歸分析中亦將每一個變數之遞延項加入作為解釋變數。

VAR 模型估計方程式如下：

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \cdots + A_N y_{t-N} + Bx_t + \varepsilon_t$$

式中： $y_t$  為各內生變數向量 (  $n * 1$  vector )

$A_1 \cdots A_N$ ， $B$  為所欲估計之係

數矩陣

$N$  為遞延期數

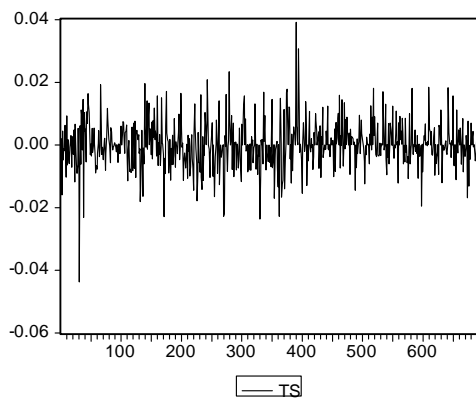
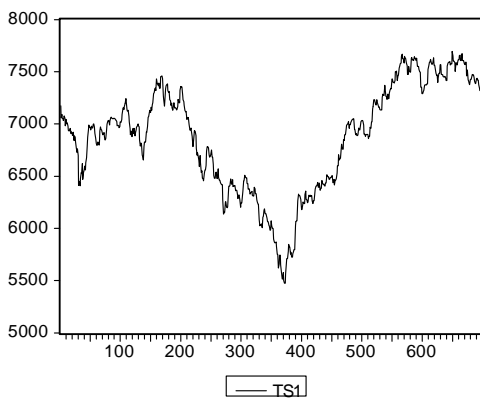
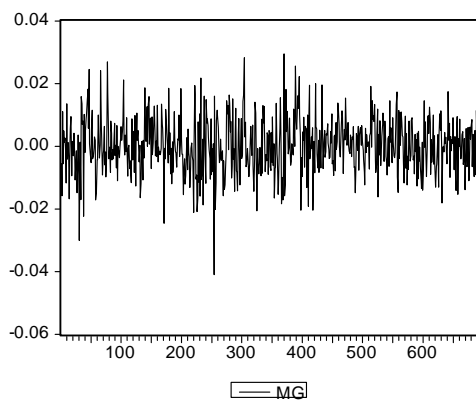
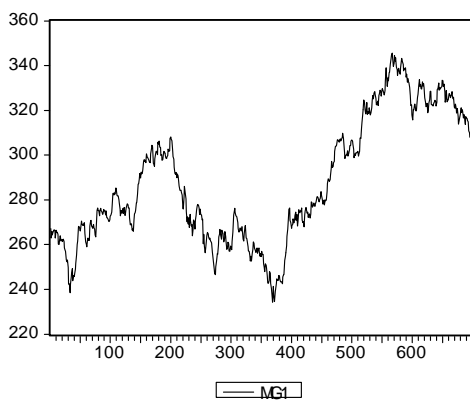
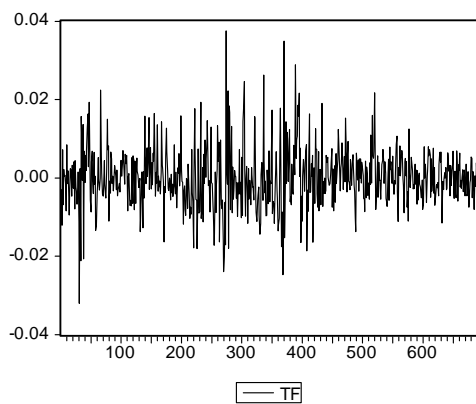
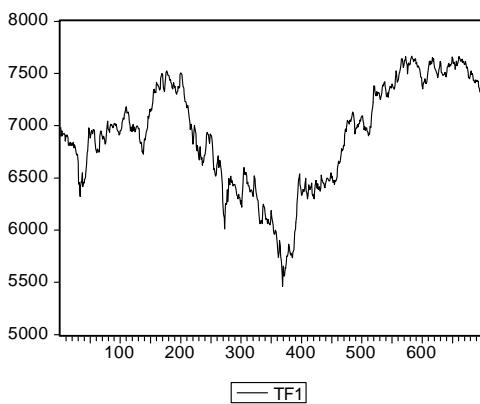
$\varepsilon_t$  為  $y_t$  之最佳線性估計誤差

七、預測殘差分解 ( Forecast Variance Decomposition ) 藉由此將 VAR 模型估計方程式所產生之誤差變異數加以分解，可以判斷各變數間之關係。殘差分解值可顯示變數間資訊傳動之速度。

八、藉由衝擊反應分析 ( Impulse Reseponse Function ) 可以看出當某一變數變動一個標準差時，其它變數對此一衝擊之反應如何。亦可由其正負值，來判斷其反應之方向。

## 肆、實證分析

一、經由常態性檢定結果可了解變數的基本特性；根據表一所示，台股指數現貨報酬率與台股指數期貨報酬率之偏態係數皆為正值，呈現右偏



TF1：台股指數期貨價格  
 MG1：摩根台股指數期貨價格  
 TS1：台股指數現貨價格

TF：台股指數期貨報酬率  
 MG：摩根台股指數期貨報酬率  
 TS：台股指數現貨報酬率

圖一

圖二

表二 原始數列單根檢定

	變 數 (原始數列 Level)		
	台股指數期貨	摩根台股指數期貨	台股指數現貨
ADF 統計量	-1.3751	-1.3439	-1.2421
PP 統計量	-1.2718	-1.2279	-1.2321
遞延期數	1	1	1

註：1. Ho：非定態數列，存有單根

2. \*\*\* 顯著水準 1% \*\* 顯著水準 5%

表三 報酬率單根檢定

	變 數		
	台股指數期貨報酬率	摩根台股指數期貨報酬率	台股指數現貨報酬率
ADF 統計量	-16.4008***	-11.1126***	-16.9324***
PP 統計量	-23.1962***	-23.8146***	-24.1465***
遞延期數	1	1	1

註：1. Ho：非定態數列，存有單根

2. \*\*\* 顯著水準 1% \*\* 顯著水準 5%

分配，摩根台股指數期貨報酬率之偏態係數為負值，呈現左偏分配。三者峰態係數均大於 3，均呈現高狹峰。Jarque-Bera 常態分配檢定之統計量在顯著水準為 0.01 時之機率值(P-Value)為 0.000000，顯示拒絕其為常態分配之假說。而台股指數現貨價格、台股指數期貨價格與摩根台股指數期貨價格原始數列之 Jarque-Bera 常態分配檢定之統計量在顯著水準為 0.01 時之機率值(P-Value)為 0.000000，顯示其原始時間數列亦不為常態分配。

二、作者以分時資料原始數列及分時資料變動率時間數列分別進行單根檢定，採用 Schwartz 貝氏資訊準則

(Bayesian Information Criterion, SBIC, 1991)，選擇最適遞延期數為 1 期。結果發現台股指數現貨、台股指數期貨與摩根台股指數期貨分時資料原始數列 t 值均不顯著(見表二，圖一)，為非恆定數列，無法拒絕虛無假設，表示存在有單根，須經過差分。

經過差分後台股指數現貨報酬率、台股指數期貨報酬率與摩根台股指數期貨報酬率單根檢定之結果均為定態數列，顯著拒絕虛無假設，表示不存有單根。(見表三，圖二)

三、從 Granger Causality Test 可檢定台股指數現貨報酬率、台股指數期貨

表四 台股指數現貨報酬率、台股指數期貨報酬率與摩根台股指數期貨報酬率因果關係檢定(Granger Causality Test)結果

虛無假設 ( $H_0$ )	F Value	P Value	因果關係
摩根台股指數期貨報酬率未領先台股指數期貨報酬率	8.88024***	0.00298	無
台股指數期貨報酬率未領先摩根台股指數期貨報酬率	18.4081***	2.0E-05	
台股指數現貨報酬率未領先台股指數期貨報酬率	3.19494	0.07430	
台股指數期貨報酬率未領先台股指數現貨報酬率	41.2119***	2.5E-10	
台股指數現貨報酬率未領先摩根台股指數期貨報酬率	14.3064***	0.00017	
摩根台股指數期貨報酬率未領先台股指數現貨報酬率	41.5048***	2.2E-10	

\*\*\* 顯著水準 1 %    \*\* 顯著水準 5 %

表五 台股指數期貨報酬率(TF)、 摩根台股指數期貨報酬率(MG)與台股指數現貨報酬率(TS)之 VAR 模型估計方程式係數表

	TF	MG	TS
TF(-1)	-0.056197	0.214269***	0.209577***
MG(-1)	0.141073***	-0.104555**	0.160312***
TS(-1)	0.080080	0.124445**	-0.191949***
C	4.01E-05	0.000207	-1.15E05

註： \*\*\* 顯著水準 1 %    \*\* 顯著水準 5 %

報酬率與摩根台股指數期貨報酬率是否有互相領先或落後之關係。由表四發現台股指數現貨報酬率對台股指數期貨報酬率並不存在領先關係，反之，台股指數期貨報酬率對台股指數現貨報酬率具有領先作用。此外，台股指數期貨報酬率與摩根台股指數期貨報酬率，以及台股指數現貨報酬率對摩根台股指數期貨報酬率則均存在雙向的回饋關係。三者之領先或落後關係可以從走勢圖(圖一)看出端倪。其次再觀察台股指數現貨價格、台股指數期貨價格與摩根台股指數期貨價格之關聯性。從圖一可看出台股指數現貨價格、台股指數期貨價格與摩根台股指數期貨價格走勢亦步亦趨，波動起伏一致。顯示台股指數現貨、台股

指數期貨、摩根台股指數期貨價格之間，資訊互相傳遞，彼此均具有價格發現功能。

四、台股指數現貨報酬率、台股指數期貨報酬率與摩根台股指數期貨報酬率之 VAR 模型估計方程式如下：

$$TF_t = \sum_{N=1}^k a_{1N} TF_{t-N} + \sum_{N=1}^k b_{1N} MG_{t-N} + \sum_{N=1}^k c_{1N} TS_{t-N} + \varepsilon_{1t}$$

$$MG_t = \sum_{N=1}^k a_{2N} TF_{t-N} + \sum_{N=1}^k b_{2N} MG_{t-N} + \sum_{N=1}^k c_{2N} TS_{t-N} + \varepsilon_{2t}$$

$$TS_t = \sum_{N=1}^k a_{3N} TF_{t-N} + \sum_{N=1}^k b_{3N} MG_{t-N} + \sum_{N=1}^k c_{3N} TS_{t-N} + \varepsilon_{3t}$$

註：1. TF：台股指數期貨報酬率  
MG：摩根台股指數期貨報酬率



表六 殘差相關係數矩陣

	台股指數期貨報酬率	摩根台股指數期貨報酬率	台股指數現貨報酬率
台股指數期貨報酬率	1.000000	0.775576	0.758537
摩根台股指數期貨報酬率	0.775576	1.000000	0.634698
台股指數現貨報酬率	0.758537	0.634698	1.000000

表七 各變數間預測殘差變異分解值(%)

變數	期數	殘差變異來源			合計
		台股指數期貨報酬率	摩根台股指數期貨報酬率	台股指數現貨報酬率	
台股指數期貨報酬率	1	100.00000	0.00000	0.00000	100.00000
	2	98.58782	1.16674	0.24544	100.00000
	3	98.58463	1.17011	0.24525	100.00000
	4	98.58092	1.17343	0.24564	100.00000
摩根台股指數期貨報酬率	1	60.15174	39.84826	0.00000	100.00000
	2	60.95592	38.59886	0.44522	100.00000
	3	60.89882	38.64576	0.45542	100.00000
	4	60.89629	38.64503	0.45868	100.00000
台股指數現貨報酬率	1	54.54366	0.96175	44.49459	100.00000
	2	55.43739	1.90107	42.66154	100.00000
	3	55.32618	1.90020	42.77361	100.00000
	4	55.32141	1.90402	42.77457	100.00000

TS：台股指數現貨報酬率

2.  $a, b, c$ , 為係數矩陣

3.  $k$  遞延期數

4.  $\varepsilon$  為線性估計誤差,  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$

由於可將模式中不同變數間之相同互關係轉變為變數殘差項的移動平均, 故可藉由測量模式中不同變數間的殘差相關(Residual Correlation) 來了解個別變之異常報酬率, 並可從本身過去之變化以及其他變數之相關訊息傳遞來解釋

異常報酬率之比例。此所謂之殘差相關是指個別變數殘差項在同一期之相關係數(見表六), 以了解不同變數間的殘差項在同一時期是否互相傳遞訊息。

五、經過預測殘差分解(Forecast Variance Decomposition) 將 VAR 模型估計方程式所產生之誤差變異數加以分解, 判斷各變數間之關係(見表七)。

台股指數期貨報酬率的變異在遞延期數第一期可百分之百由自身變動來

表八 台股指數期貨報酬率之變動衝擊反應分析

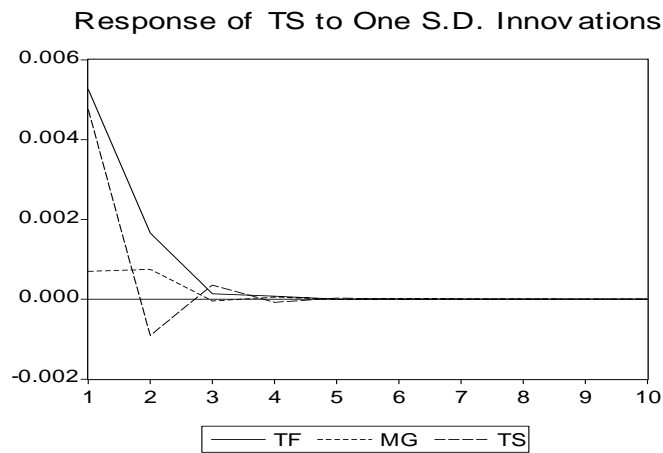
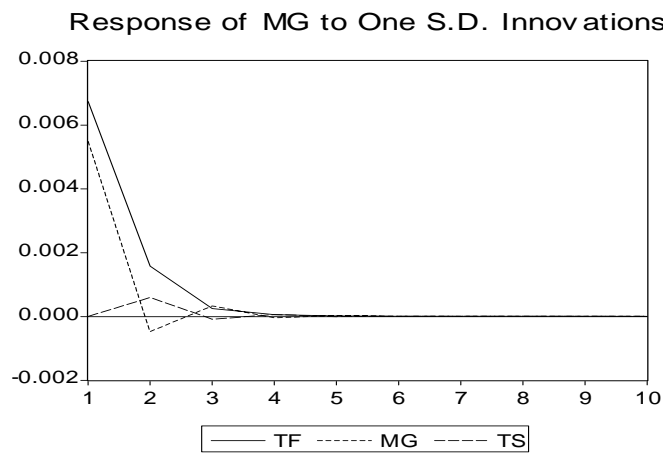
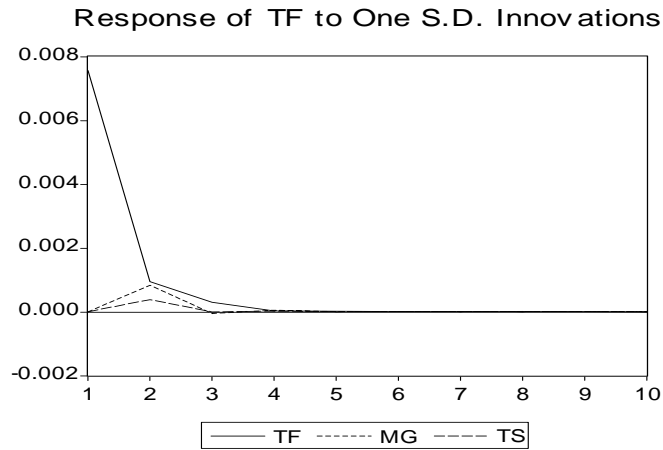
變數	期數	衝 擊 反 應		
		台股指數期貨報酬率	摩根台股指數期貨報酬率	台股指數現貨報酬率
台股指數期貨報酬率	1	0.007559	0.000000	0.000000
	2	0.000946	0.000829	0.000380
	3	0.000301	-5.55E-05	-1.10E-05
	4	2.82E-05	4.46E-05	1.54E-05
	5	1.24E-05	-5.83E-06	-4.38E-07
	6	6.90E-07	2.63E-06	4.65E-07
	7	5.25E-07	-4.80E-07	3.74E-08
	8	8.93E-09	1.67E-07	-5.26E-09
	9	2.24E-08	-3.68E-08	9.49E-09
	10	-2.81E-10	1.13E-08	-2.98E-09

表九 摩根台股指數期貨報酬率之變動衝擊反應分析

變數	期數	衝 擊 反 應		
		台股指數期貨報酬率	摩根台股指數期貨報酬率	台股指數現貨報酬率
摩根台股指數期貨報酬率	1	0.006731	0.005478	0.000000
	2	0.001570	-0.000486	0.000591
	3	0.000244	0.000321	-9.37E-05
	4	5.54E-05	-5.13E-05	5.09E-05
	5	9.81E-06	2.10E-05	-1.25E-05
	6	1.63E-06	-4.47E-06	4.65E-06
	7	4.95E-07	1.50E-06	-1.31E-06
	8	1.18E-08	-3.69E-07	4.26E-07
	9	3.36E-08	1.13E-07	-1.25E-07
	10	-4.58E-10	-3.00E-08	3.86E-08

解釋，且持續至第四期以後，由自身變動來解釋比例仍達 98%，而摩根台股指數期貨報酬率與台股指數現貨報酬率對台股指數期貨報酬率的變異並無立即影響，兩者在第一期解釋的比例皆為 0%，但，極為明顯的是，在第二期台股指數期貨報酬率從摩根台股指數期貨報酬率與台股指數現貨報酬率的變異分別吸收了 1.17% 與 0.24%。摩根台股指數期貨報酬率的變異在遞延期數第一期由本身

的變異來解釋的比例為只有 39.85%，而可由台股指數期貨報酬率的變動來解釋的比例卻達 60%，顯示在第一期至第四期，摩根台股指數期貨報酬率的變異訊息傳動稍遜於台股指數期貨報酬率。而在第一期摩根台股指數期貨報酬率的變異來自台股指數現貨報酬率為 0%。來自台股指數現貨報酬率變動的影響自第二期才出現。即使至第四期，亦十分微弱，只有 0.45%。至於台股指數現貨報酬率的



TF：台股指數期貨報酬率 TS：台股指數現貨報酬率 MG：摩根台股指數期貨報酬率

圖三 變動衝擊反應圖

表十 台股指數現貨報酬率之變動衝擊反應分析

變數	期數	衝 擊 反 應		
		台股指數期貨報酬率	摩根台股指數期貨報酬率	台股指數現貨報酬率
台股指數現貨報酬率	1	0.005255	0.000698	0.004746
	2	0.001654	0.000744	-0.000911
	3	0.000132	-4.71E-05	0.000349
	4	7.68E-05	4.89E-05	-8.44E-05
	5	3.05E-08	-8.25E-06	2.76E-05
	6	4.16E-06	3.73E-06	-7.39E-06
	7	-3.93E-07	-8.82E-07	2.26E-06
	8	2.65E-07	3.08E-07	-6.36E-07
	9	-4.70E-08	-8.33E-08	1.89E-07
	10	1.91E-08	2.64E-08	-5.43E-08

變動在遞延期數第一期受台股指數期貨報酬率的影響達 54.54%，由本身的變異來解釋的比例只有 44.49%，雖然來自摩根台股指數期貨報酬率的變異只有 0.96%，但自第二期則增加為兩倍。綜觀預測殘差變異分解值表可看出，台股指數期貨報酬率的變動對台股指數期貨報酬率、摩根台股指數期貨報酬率與台股指數現貨報酬率均具有顯著影響。

六、衝擊反應分析( Impulse Response Function 見表八~十)所列，係各變數之反應係數。在說明某一變數變動一個標準差時，其它變數(包括本身)在隨後十個時間間隔內產生變異之程度與方向(見圖三)，亦即某一變數發生自發性干擾時，其它變數(包括本身)變動之情形。

表八與圖三(上)可看出，在遞延期數第一期，台股指數期貨報酬率對自身之衝擊反應最強烈，之後立即減弱並趨於緩和，至第四期逐漸消失，唯其反應均為正向。而對摩根台股指數期貨報酬率

與台股指數現貨報酬率之衝擊，在初期並無反應，至第二期才出現正向反應，第三期又轉變為負向反應，隨後趨於緩和，至第五期逐漸趨於零。

表九與圖三(中)可看出，摩根台股指數期貨報酬率對台股指數期貨報酬率與摩根台股指數期貨報酬率之變動衝擊在遞延期數第一期即產生十分顯著之反應，第二期反應同時驟減，而對台股指數現貨報酬率初期無反應，至第二期才出現正向反應。從第四期起，三種指數報酬率對摩根台股指數期貨報酬率之衝擊反應均趨於緩和，至第五期逐漸趨於零。

表十與圖三(下)可看出，台股指數現貨報酬率在第一期即對台股指數期貨報酬率、摩根台股指數期貨報酬率與台股指數現貨報酬率三者同時出現強烈之正向反應，第二期則台股指數期貨報酬率與台股指數現貨報酬率同時驟減，台股指數現貨報酬率更呈現負向反應。而摩根台股指數期貨報酬率反應略微增強。三種指數報酬率對台股指數現貨報酬率

之反應在第四期趨於緩和，至第五期逐漸趨於零。此一現象可歸因於摩根台股指數期貨囊括台股 77 種權值高而且績優之股票，其變動蘊涵著敏感的訊息，遂立即牽動了鄰近的台股指數現貨市場與台股指數期貨市場。

綜合上述之圖表可知，台股指數現貨報酬率對三種指數報酬率之反應最顯著也最迅速，摩根台股指數期貨報酬率次之，台股指數期貨報酬率只有對本身之衝擊反應最敏銳。三種指數報酬率對衝擊之反應均在第一期便出現，且規模最大，第二期反應同時驟減，之後在第四期趨於緩和，至第七期逐漸消失。此一現象與前述選擇最適遞延期數為一期相吻合。

## 伍、結 論

本研究係採台股指數現貨、台股指數期貨與摩根台股指數期貨之分時資料，期間自八十七年九月二十日至八十八年五月三十一日止，共計六百九十六筆。

除了指數，並計算其報酬率。在常態檢定方面，台股指數現貨、台股指數期貨與摩根台股指數期貨三者走勢圖相似，顯示其波動起伏步伐一致。而台股指數現貨報酬率、台股指數期貨報酬率與摩根台股指數期貨報酬率，三者走勢圖也相似，顯示其波動起伏步伐亦一致。在單根檢定方面，得知，台股指數現貨、台股指數期貨與摩根台股指數期貨三者均非定態時間數列，具有單根，

而台股指數現貨報酬率、台股指數期貨報酬率與摩根台股指數期貨報酬率，三者均為定態時間數列，不具單根，定態時間數列最後將收斂於單位值內，即  $|r| < 1$ 。

關於資訊傳動之速度方面，台股指數期貨報酬率能充分說明本身之變異來源，其次為摩根台股指數期貨報酬率，台股指數現貨報酬率反應最弱。在變動衝擊反應方面，台股指數現貨報酬率對衝擊反應最顯著，對三種報酬率之變動均呈現強烈之正向反應，摩根台股指數期貨報酬率對台股指數現貨報酬率與台股指數期貨報酬率則反應不大，台股指數現貨報酬率影響很小。從因果關係來看，台股指數期貨報酬率領先台股指數現貨報酬率，具有單向價格發現功能，摩根台股指數期貨報酬率與台股指數期貨報酬率互有領先 - 落後之雙向回饋關係，此一結果與前段變動衝擊反應所述相呼應。而摩根台股指數期貨報酬率與台股指數期貨報酬率之間，以及摩根台股指數期貨報酬率與台股指數現貨報酬率之間，互有領先 - 落後之雙向回饋關係。

本論文係採台股指數現貨、台股指數期貨與摩根台股指數期貨之每小時交易資料，然而，指數期貨之交易價格瞬息萬變，在此資訊發達之時代，分時資料已不能滿足有志研究股票或期貨市場之好學之士，故期能取得更高頻率之資料(例如：10 分鐘、5 分鐘)，使研究結果更能顯示資訊傳遞之關聯性。

## 參考文獻

## 一、中文部分

- 1.李偉銘 (1996) , 股價指數期貨與現貨價格之關聯性分析 - 線性與非線性因果關係檢定, 中興大學經濟研究所碩士論文。
- 2.吳欽杉、張宮熊(1999) , 國際期貨與現貨市場及臺灣現貨市場間資訊傳遞結構之研究:以黃金交易為例, 交大管理學報, 第十九卷, 第二期, 頁 203~223。
- 3.林國平 (1997) , 股價指數期貨價格發現功能之研究, 台灣工技學院管理研究所碩士論文。
- 4.倪衍森、吳曼華(1999) , 新加坡證券市場效率性之探討, 企銀季刊, 第二十二卷, 第三期, 頁 73~93。
- 5.莊定旭 (1995) , 股價指數現貨與期貨關係之研究 - 美國股市崩盤前後兩市場實證, 中央大學企管研究所碩士論文。

## 二、英文部分

- 1.Abhay A.(1998). Linear and Nonlinear Granger Causality: Evidence from the U. K. Stock Index Futures Market. The Journal of Futures Markets, No.18, 519-540.
- 2.Bollerslev, T., (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, No. 31, pp307 ~ 327.
- 3.Chang, Chou and Wu,(2000). International Transmission of Stock Market Movements within the Great China Economic Area, Pan Pacific

Management Review, 3( 2 ), pp 283-298.

- 4.Dickey, D. A. and W. A. Fuller,(1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of The American Statistical Association, No. 74, pp 427 ~ 437.
- 5.Engel, R. F. & C. W. Granger, (1987). Co-integration and Error Correction : Re-Presentation, Estimation and Testing . Econometrica, No.55, pp 251 ~276.
- 6.Granger, C., (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica, No.37, pp 424 ~ 438.
- 7.Heffley, D. & Miceli T. ,(1998). The Economics of Incentive-Based Health Care Plans, Journal of Risk and Insurance, No.65, pp445-446.
- 8.Johansen, S. ,(1988), Statistical Analysis of Co-integration Vector , Journal of Economic Dynamics and Control, No.12, pp231 ~254.
- 9.Liu,Y. A., Pan M. S. and J. C. P. Shieh (1998). International Transmission of Stock Price Movements: Evidence from the U. S. and Five Asian-Pacific Markets , Journal of Economics and Finance, No.22: 59~69.
- 10.Phillips, P. & P. Perron, (1998). Testing for Unit Root in Time Series Regression. Biometrika, No.75, pp 335 ~ 346.
- 11.Said S. E., (1991). Unit Root Test for

Time Series Data with a Linear Time Trend. Journal of Econometrics, No.47, pp 285 ~ 303.

12.Sims, C. A., (1980). Macroeconomics and Reality. Econometrica, No. 48, pp 1 ~ 48 .

**2000年09月01日收稿**

**2000年09月27日初審**

**2001年02月26日複審**

**2001年03月16日通過**