

臺灣股票市場類股間 資訊傳遞結構之研究

Intra-Market Transmission in Taiwan Stock Market

張宮熊 *Kung-Hsiung Chang*

國立中山大學

National Sun Yat-Sen University

吳欽杉 *Chin-Shun Wu*

國立中山大學

National Sun Yat-Sen University

林財源 *Tsai-Yuan Lin*

國立中山大學

National Sun Yat-Sen University

摘 要

本文利用矩陣自我迴歸模式探討臺灣股票市場資訊傳遞結構。經由聯合檢定瞭解訊息傳遞的時差，結果發現在 0.05 的顯著水準下，不能拒絕六個營業日對十二個營業日無差異的虛無假設；亦即市場內的短期變異訊息在一個營業週期內傳遞至市場內其他類股，在六個營業日後所發生的訊息回饋量相當微小。經由實證分析發現，造紙股能在一個營業日自我殘餘訊息調整效率最佳，達 62.70%。造紙與塑化股在一個營業日內對其他類股的訊息回饋比率較高；食品與機電股則在三到六個營業日內對其他類股的訊息回饋比率較高。另外進行模擬結果與檢定相符，臺灣股票市場並不符合效率市場的假說。

關鍵詞：臺灣股票市場，效率市場，資訊傳遞結構，矩陣自我迴歸模式

Abstract

This paper investigate the intra-market information transmission mechanism in Taiwan stock market by estimating a eight industry specific indices VAR model. The result presents that a substantial amount of innovations is transmitted among eight indices. Genernally, it's little feedback to the stock market returns from returns lagged more than 6 days. We trace out the dynamic responses of each of 8 indices to shocks in a particular index using the simulated responses of the estimated VAR model. It denotes that many of the responses are completed in about six days after a shock. The pattern of impulse responses emerging from the VAR model seems to be inconsistent with the notion of informationally efficient stock market.

Key words: Taiwan stock market, Efficient stock market, Information transmission mechanism, VAR.

壹、前言

長久以來，效率市場假說 (efficient market hypothesis, EMH) 一直廣受討論，認為即使存在異質預期 (heterogeneous expectation) 及投資人不理性行為，證券市場透過套利行為，仍可達到效率市場。尤其在資本資產定價模式 (CAPM) 提出後，相關的實證文獻陸續出現，發現許多不支持效率市場假說的現象，如規模效應 (size effect)、季節效應 (seasonality) 等，總歸言之，證券市場存在許多內外因素影響到股價的起伏波動 (volatility)，無法完全以基本因素 (fundamentals) 加以解釋 (William et al, 1980; Shiller, 1981a, b; LeRoy et al, 1981)。其後陸續有學者提出造成變動的主要原因，如從投資人不理性的角度探討，發現股票投資人一方面存在異質性，一方面又服從群眾心理 (Keyness, 1964; Shiller, 1981b; Henry, 1984; DeBondt et al, 1985, 1987; Lehmann, 1987; DeLong et al, 1987)，另外亦有從噪音交易 (noise trading) 探討價格的變動 (Shiller, 1984; O'Brien, 1984; Campbell et al, 1986; Poterba et al, 1987)；以過度反應 (overreaction) 解釋 (DeBondt et al, 1985)；或是以泡沫 (bubbles) 解釋股價的穩定性 (West, 1987, 1988)。但以上影響股價變動的因子總歸言之，皆可由資訊到達所產生的現象加以解釋 (French et al, 1986; Grossman, 1987; Edward, 1988)。

最近的研究除再次驗證股票市場存在波動外 (Shiller, 1989)，多位學者嘗

試以更精確的方法解析股市波動發生的原因與影響過程(Bulkley, 1992; Danthine, 1993)。在國內的相關研究中，除少數不支持外（吳麗瑩，1988、謝政能，1991），大多傾向支持臺灣股市的確存在過度變動的現象（詹家昌，1991、林美珍，1992、林欽龍，1992、絲文銘，1994）。但可惜皆以靜態多元迴歸處理變數，無法深入探討動態回饋過程；另外黃仁甫與劉玉珍(1995)以事件研究方式，並利用 Hasbrouck (1991a, b)、Hamao et al (1992) 對 Sims (1980) 的向量自我迴歸模型 (Vector autoregression model, VAR) 的修正模型，實證臺灣股市交易資訊不對稱的情形，發現交易行為對股價具有落差效果 (lagged effect)，且報價修正對交易方向具有回饋效果 (feedback effect)；但仍屬個案研究，尚未概化到整個臺灣股票市場。據張宮熊與吳欽杉(1996)的研究顯示，我國股票市場整體的自我解釋能力，在一週內達到 54.31%，故有必要再對資訊傳遞結構進行深入探討。

因此本文欲了解我國股票市場整體的資訊傳遞結構，以期達成下列目的：

1. 確認我國股票市場中各類股間的互動結構關係，並了解各類股的變動可由其他類股及自我殘差因素解釋的程度。
2. 確認我國股票市場內資訊傳遞結構，或某類股變異資訊傳遞至另一類股的速度、幅度與方向。
3. 用估計的 VAR 模型模擬我國股票市場的資訊傳遞型態。

本文利用 Sims (1980) 所發展的矩陣自我迴歸法，採取 1988 年 1 月至 1995 年 2 月之各類股股價指數日資料，進行實證分析以了解臺灣股票市場內的資訊傳遞結構與效率。對經濟因素間的動態結構與資訊傳遞過程與效率，VAR 法可以提供一個完整的架構 (Jeng et al, 1992)；對股市資訊傳遞與投資組合分析，也可以提供一個動態的分析方法（如 Eun-Shim, 1989; Jeng et al, 1992; 張宮熊與吳欽杉，1996）。

貳、模式說明

一個資訊傳遞系統內不同變數間的相關結構，可以用 VAR 模式表示：

$$Y(t) = C + \sum_{s=1}^m A(s) Y(t-s) + e(t) \quad (1)$$

其中， $Y(t)$ 為八個類股的日報酬率 8×1 向量， C 和 $A(s)$ 分別為 8×1 係數向量和 8×8 係數矩陣， m 表滯延期數 (lags)， $e(t)$ 反應過去 m 期 $\{Y(t-s); s = 1, 2, \dots, m\}$ 後對 $Y(t)$ 的最佳直線估計誤差，亦即：

$$e(t) = Y(t) - P[Y(t) | Y(t-1), Y(t-2), \dots, Y(t-m)] \quad (2)$$

$P[\cdot | \cdot]$ 表運用過去 m 期資訊 $Y(t-1), Y(t-2), \dots, Y(t-m)$ 對 $Y(t)$ 所建立的最小平方估計式。 $e(t)$ 雖與過去每一期的日報酬率 $\{Y(t-s); s = 1, 2, \dots\}$ 無關，但卻是當期日報酬率 $Y(t)$ 與過去 m 期日報酬率 $\{Y(t-s); s = 1, 2, \dots, m\}$ 的線性組合，而且不具有自我序列相關。

至於 $A(s)$ 的第 i, j 項元素，表示類股 i 在第 t 期的日報酬率受到類股 j 在第 $t-s$ 期日報酬率的直接影響程度。因此，個別類股的日報酬率可視為本身類股日報酬滯延效應與其他類股日報酬滯延效應的函數；據此而論，資訊的傳遞來自本身類股與其他類股的滯延訊息。

為了更直接觀察各類股間非預期變動的滯延衝擊效應 (Impact of shocks)，須對誤差項 $e(t)$ 進一步處理，亦即將式 (1) 轉換成下列移動平均模式：

$$Y(t) = \sum_{s=0}^{\infty} B(s) e(t-s) \quad (3)$$

當期與過去各期的估計誤差 $\{e(t-s); 0, 1, 2, \dots\}$ ，乃是非預期的變動，故又稱為突發變動 (innovation)。亦為各類股的超額報酬。日報酬率向量 $Y(t)$ ，則為當期與過去各期的估計誤差的線性組合。其中， $B(s)$ 為 8×8 的係數矩陣，其第 i, j 項元素表示類股 i 在第 t 期的日報酬率，受類股 j 在第 $t-s$ 期日報酬率突發變動的影響程度。所以， $B(s)$ 的各項元素可以視為類股間 s 期的滯延衝擊效應。茲再將個別類股所受到的衝擊進一步分解為直交突發變動矩陣 u (orthogonalized innovations matrix)，讓 u 不具有自我序列相關：令

$$e = Vu$$

因為

$$Bee' = \sigma$$

$$W' = \sigma$$

式 (3) 可經由直交轉換為

$$Y(t) = \sum_{s=0}^{\infty} B(s) Vu(t-s) = \sum_{s=0}^{\infty} C(s) u(t-s) \quad (4)$$

其中，

$$C(s) = B(s) V$$

此時 $C(s)$ 的第 i, j 項元素，表示類股 i 在第 t 期的報酬率，受類股 j 在 $t-s$ 期一標準單位突發變動的影響程度。因此，經由直交轉換後的 VAR 模式讓我國股票市場內每個類股的估計誤差，可以追溯到系統中各個類股的變動量，並進一步衡量股市中個別類股受本身與其他類股衝擊的相對程度。

參、資料描述

本文採取 1990 年 2 月至 1995 年 2 月之分類加權股價指數的日資料¹，進行實證分析。分類加權股價指數可視為當天各類股的均衡價格，恰能反應個別股票交易的供需狀況，透過其間的互動行為可以了解我國股票市場內的資訊傳遞結構與效率。

我國股票市場依行業的特性分為八大類股：融保險股、水泥窯製股、食品股、機電股、營建股、紡織股、造紙股與塑化股²。分類加權股價指數資料來自臺灣證券交易所編製的每天加權平均股價指數之收盤價。研究期間大約可劃分為多空二期，空頭時期起自 1990 年 2 月 10 日（加權股價指數

1 三個市場的日報酬率分別為 $Y(t) = [S(t) - S(t-1)] / S(t-1)$ 。其中 $S(t)$ ， $S(t-1)$ 表本期與上一期的當日收盤指數。

2 我國股票市場八大類股除金融保險股於 1987 年起編製外，其他七大類股皆於 1985 年起編製，目前八大類股之基期為 1986 年底的收盤指數。隨著我國產業結構的轉變，臺灣證券交易所於 1995 年起除保留原八大類股外，又依目前的產業特性細分為 22 類股（基期為 1994 年底的收盤指數）。由於後者編製時間尚短，若以其資料進行實證，其結果是否與採用八大類股之實證結果產生差異？待後續研究進行進一步觀察。

12,495.34) 至 1990 年 10 月 1 日 (加權股價指數 2,560.47)，期末股價指數為期初的 0.205 倍；多頭時期起自 1990 年 10 月 1 日至 1995 年 2 月 28 日 (加權股價指數 6509.33)，期末股價指數為期初的 2.542 倍，因此本研究的結果大約可以反映臺灣目前股票市場的資訊傳遞結構。³

肆、實證結果

在一開放的自由經濟體系內，不同市場的均衡價格能完全反應其供需狀況，亦能透過資訊的傳遞而作動態互動的影響。我國證券市場創自 1962 年迄今已逾三十年，隨著市場之健全發展，已成為我國主要的資本市場，但市場的效率性雖迭有爭議。我國股票市場的八大類股可分別代表構成完整資本市場中的互動市場，確實反映我國不同行業資本市場結構。本文透過 VAR 模式進行實證分析，以了解股票市場內訊息傳遞的動態過程與互動程度與市場的效率性。

一、單根與共整合檢定

在進行 VAR 模式檢定前需先對三項時間序列進行單根檢定 (unit test)。一方面了解八項時間序列是否具有平穩 (stationary) 特性；另一方面必需確定八項時間序列間不具共整現象 (co-integration)，若時間序列間具有等級單根共整現象，使用誤差修正模式 (error-correction model, 簡稱 ECM) 可以提高八大類股間訊息傳遞結構的預測能力 (Engel & Granger, 1987; LeSage, 1990)。

本文利用擴充 Dickey-Fuller (ADF) 模型檢定八項時間序列的平穩性，再利用 ADF 高階共整模型檢定八項序列間的共整性 (Dickey-Fuller, 1981; Coleman, 1990)。經過檢定結果顯示我國股票市場的日報酬序列具有平穩特性，而且不具有共整關係，結果如表 1 與表 2 所示。⁴ 因此本文將以 VAR 模式探討我國股票市場類股間資訊傳遞結構，以了解我國股市內資訊傳遞的特性。

³ 多空頭時期的劃分並無明確標準。本文中所提之空頭時期相當明顯，但多頭時期所佔四年半時間內起伏走勢較不顯著，因此本文並不強作劃分比較。

⁴ 表一與表二中滯延期數的選取準則應以能包含所有具顯著影響的變數滯延值。本文採用最大概似卡方檢定決定期數，請參見註 5。

表 1 單根檢定

Augmented DF 迴歸模式：

$$\Delta u_t = -\alpha u_{t-1} + b_1 \Delta u_{t-1} + \dots + b_j \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t$$

時間序列	Φ	τ
金融股日報酬	516.2#	-32.13#
水泥股日報酬	599.3#	-34.62#
食品股日報酬	527.8#	-32.49#
機電股日報酬	543.7#	-32.98#
營建股日報酬	522.5#	-32.33#
紡織股日報酬	547.6#	-33.09#
造紙股日報酬	587.1#	-34.27#
塑化股日報酬	546.0#	-33.05#

註：1. 模式中 Φ 表 D-F 值檢定統計量； τ 表 u_{t-1} 係數檢定統計量。
 0.01 顯著水準之臨界值分別為 6.43 與 3.18。檢定結果#表 $P < 0.01$ 。
 2. 模式中滯延期 q 取 6 期。

表 2 共整合檢定

Augmented DF 迴歸模式：

$$\Delta u_t = \alpha u_{t-1} + b_1 \Delta u_{t-1} + \dots + b_j \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t$$

其中

$$Y_{it} = a + \sum b_{ji} Y_{jt} + \varepsilon_t, i \neq j, j = 1, 2, \dots, 7$$

依變數序列	自變數序列	τ
金融股日報酬	其他類股	1.58
水泥股日報酬	其他類股	-1.72
食品股日報酬	其他類股	-1.00
機電股日報酬	其他類股	1.76
營建股日報酬	其他類股	0.53
紡織股日報酬	其他類股	-1.87
造紙股日報酬	其他類股	0.93
塑化股日報酬	其他類股	0.19

註：1. 模式中 τ 表 u_{t-1} 係數檢定統計量。0.05 顯著水準之臨界值為 4.48。
 2. 模式中滯延期 q 取 6 期。

二、滯延期數之決定

為了建構一個 VAR 模式，以了解我國股市的整體資訊傳遞結構與動態反映過程，我們以最大概似 (Likelihood ratio) 卡方分配檢定訊息傳遞的滯延期數⁵，結果發現在 0.05 的統計顯著水準下，不能拒絕六日累積滯延效果對九日累積滯延效果及十二日累積滯延效果無差異的虛無假設，亦即無法拒絕九至十二日無滯延效果的虛無假設（聯合檢定卡方值分別為 275.862 與 283.934；P 值分別為 0.99）。換句話說，我國股票市場內的價格變異訊息在六個營業日內才完全反映至所有類股，而在六個營業日後所發生的訊息回饋量相對較少⁶。

表 3 最大概似卡方檢定

虛無假設	對立假設	χ^2	P
1:3	1:6	180.214	0.01
1:6	1:9	275.862	0.99
1:6	1:12	283.934	0.99

5 自我迴歸模式的滯延項需取多長，必須兩兩作因果檢定才能決定，如 Hsiao (1981) 所述。但 VAR 模式主要目的並非檢定上述兩兩變數間的因果與相互滯延關係，而在藉由同一時期間的互動結構，了解總體經濟變數間整體的資訊傳遞的速度、方向與幅度，因此必須藉第一階段的最大概似卡方檢定取決同一時段 (horizon)，故稱 VAR 模式為不受約束的 (unrestricted) 自我迴歸模式。卡方檢定統計量為：

$$(T - c)(\log |\Sigma_r| - \log |\Sigma_u|)$$

其中 T 表樣本數；
c 表變數個數；
 Σ_r 表受限共變數矩陣；
 Σ_u 表不受限共變數矩陣

請參考 Sims (1980, p.17)。

6 理論上，VAR 模式中變數放置順序 (order) 以獨立性較高，較具影響力之變數為優先考慮。較嚴謹的作法是先作配對因果檢定 (pairwise causality analysis) 再依 Specific gravity (MFPE 之倒數) 以降幕順序置入模式中，滯延期間則在第一階段完成，如註 5 所示，以上過程請參看 Caines et al (1981)。但技術上在 VAR 成為一對角化矩陣 (orthogonalized matrix) 後，其實證結果便不受影響，對角化衝擊 (orthogonalized innovations) 亦不受變數順序之影響。本文經實證發現不同組合位置並不影響實證結果。

另外，我們可以依變異數分析了解臺灣股票市場內類股間的資訊傳遞方向與因果關係。如表 4 所示，在一到六日間類股之間的資訊傳遞結構。

由表 4 的變異數分析觀察在滯延一日中，金融保險股主要受機電、造紙與塑化股的影響；水泥窯製股除自我調整外，亦受造紙與塑化股的影響；食品股受水泥窯製與塑化股的影響；機電股受塑化股的影響；營建股在一日內不作自我調整或受其他類股影響；紡織股除自我調整外，亦受造紙股的影響；造紙股只受自我殘差調整影響，程度非常顯著；塑化股受造紙股的影響。

觀察滯延三日的情況發現，金融保險股主要受機電、造紙與塑化股累積滯延的影響；水泥窯製股受機電與塑化股累積滯延的影響；食品股受機電股累積滯延的影響；機電股受自我殘差調整的影響；營建股受機電與造紙股累積滯延的影響；紡織股受機電與塑化股累積滯延的影響；造紙股除受自我殘差調整外，亦受機電股的累積滯延影響；塑化股受機電股累積滯延的影響，程度非常顯著。

在觀察滯延六日的情況發現，金融保險股除受自我殘差調整影響外，亦受機電、水泥窯製與食品股累積滯延的影響；水泥窯製股受金融保險、食品、機電與塑化股累積滯延的影響；食品股除受自我殘差調整影響外，亦受機電與塑化股累積滯延的影響；機電股除受自我殘差調整影響外，亦受食品與塑化股的累積滯延的影響；營建股受食品、機電與塑化股累積滯延的影響；紡織股受金融保險、食品與機電股累積滯延的影響，尤其後二者影響顯著；造紙股除受自我殘差調整影響，程度非常顯著外，亦受食品與機電股累積滯延的影響；塑化股受機電股累積滯延的影響。

若從橫斷面類股間互動關係進行觀察，可以發現造紙與塑化股在滯延一日內對其他類股影響較為顯著；機電股在滯延三日內對其他類股累積影響較為顯著；食品與機電股在滯延六日內對其他類股累積影響較為顯著。再從各類股指數對本身滯延效果進行觀察，可以發現：金融保險股對自我指數的滯延影響主要發生在三日以後；水泥窯製股與紡織股對自我指數的滯延影響主要發生在一日內；食品股對自我指數的滯延影響主要發生在三日以後；機電股對自我指數的滯延影響主要發生在三到六日以間；營建股與塑化股對自我指數的滯延影響在六日內皆不顯著；造紙股對自我指數的滯延影響持續一週，且達 0.01% 的顯著水準。

由於八大類股的短期變異訊息在六個營業日內傳遞至市場中其他類股，在六個營業日後所發生的訊息回饋量相對微小。因此，以下的實證結果皆依六個營業日為基準，利用 VAR 模式所獲得的統計結果進行陳述。

表 4 VAR 模式變異數分析 F 檢定

滯延時間：一天		自變數						
依變數/	金融股	水泥股	食品股	機電股	營建股	紡織股	造紙股	塑化股
金融股	0.79	0.78	0.01	4.90**	0.16	0.48	4.09**	5.42**
水泥股	0.31	5.95**	0.18	2.52	0.09	1.33	5.35**	4.84**
食品股	0.56	3.13*	0.03	1.27	0.17	0.26	1.72	4.82**
機電股	0.11	0.43	0.22	2.20	0.05	0.00	1.62	3.86**
營建股	0.06	1.42	0.01	1.59	0.12	1.11	1.12	0.36
紡織股	0.52	1.46	0.01	0.03	0.70	3.45*	3.37*	2.49
造紙股	0.51	0.03	0.00	1.32	0.12	2.29	9.26***	1.24
塑化股	0.67	0.00	0.09	0.29	0.02	0.57	3.30*	1.81
滯延時間：三天		自變數						
依變數/	金融股	水泥股	食品股	機電股	營建股	紡織股	造紙股	塑化股
金融股	0.57	0.32	1.04	2.91**	1.08	0.83	2.65**	2.74**
水泥股	0.07	1.89	0.45	3.44**	0.01	0.44	1.99	2.53*
食品股	0.26	0.99	0.44	2.45*	0.18	0.14	0.89	2.06
機電股	0.18	0.16	0.33	2.56*	0.26	0.07	0.93	1.51
營建股	0.03	1.16	1.10	2.77**	0.61	0.66	2.39*	0.54
紡織股	0.13	0.50	0.77	3.21**	0.74	1.32	1.46	2.33*
造紙股	0.67	0.11	1.00	2.66**	0.10	1.14	3.91***	1.52
塑化股	0.43	0.12	1.05	3.88***	0.30	0.38	1.46	1.13
滯延時間：六天		自變數						
依變數/	金融股	水泥股	食品股	機電股	營建股	紡織股	造紙股	塑化股
金融股	2.60**	1.82*	1.84*	2.47**	0.83	0.38	1.48	1.14
水泥股	2.33**	1.39	1.91*	2.49**	0.64	0.73	1.68	1.87*
食品股	1.48	0.54	2.05*	1.92*	0.44	0.49	1.45	2.33**
機電股	1.74	0.52	2.55**	2.65**	0.63	0.65	1.24	1.83*
營建股	1.52	0.78	2.26**	2.69**	1.10	0.56	1.75	1.79*
紡織股	1.93*	0.63	2.94***	3.10***	1.37	1.34	1.23	1.76
造紙股	1.56	0.14	2.37**	2.15**	0.43	1.19	3.41***	1.31
塑化股	0.96	0.87	1.70	3.11***	0.75	0.66	1.47	0.75

註：檢定結果 *表 $P < 0.10$; **表 $P < 0.05$; ***表 $P < 0.01$ 。

三、市場相關性

由於 VAR 模式將模式中不同變數的相互關係轉換為變數殘差項的移動平均模式，並可藉由直交突發變動矩陣 u 了解個別變數受本身與其他類股衝擊的相對程度。因此測量模式中不同變數的殘差相關，有助於瞭解個別指數超額報酬率 (abnormal return) 除了由本身過去報酬加以估計外，尚可由其他類股的訊息傳遞所解釋的比例。

此處所衡量的殘差相關，乃是指不同類股指數間同期相關係數 (contemporaneous correlations)。假如二種類股指數間存在某種程度的相關，我們預期在同一個營業日中，不同類股指數間存在著訊息傳遞，亦即某一類股的價格變異訊息可經由傳遞而影響另一個類股的價格變動。

表 5 顯示我國股票市場的八大類股之間的日報酬率，其預測殘差值間並不存在相當高的相關性，相關係數絕對值皆不高於 0.40。其中相關性較高者為造紙與塑化類股 (-0.381)、食品與機電類股 (-0.290)、營建與紡織類股 (-0.262) 等，絕對值皆超過 0.25；相關性較低者為食品與塑化類股 (-0.010)、食品與金融類股 (-0.021)、水泥與造紙類股 (-0.022)、營建與造紙類股 (-0.045) 等，絕對值皆不超過 0.05。

由以上觀察得知在同一個營業日中，類股間資訊傳遞活動並不密切。其主要原因即如上文所述，臺灣股市的類股間存在資訊傳遞的遞延現象，類股間的變異訊息大約在六個營業日才完全傳遞至其它類股。

表 5 殘差報酬率相關係數矩陣

	金融 保險股	水泥 窯製股	食品股	機電股	營建股	紡織股	造紙股	塑化股
金融股	1.000	-0.215	-0.021	-0.146	-0.095	0.054	0.121	-0.168
水泥股		1.000	-0.140	-0.183	-0.249	-0.088	-0.022	-0.105
食品股			1.000	-0.290	-0.198	-0.228	-0.154	-0.010
機電股				1.000	-0.083	-0.127	-0.227	-0.183
營建股					1.000	-0.262	-0.045	0.111
紡織股						1.000	-0.177	-0.381
造紙股							1.000	-0.219
塑化股								1.000

四、股價指數變動來源

個別類股指數的殘差變異可運用 VAR 模式的直交化衝擊矩陣予以預測，並分解其變異來源，本文將我國股票市場八大類股指數分別以 VAR 模式，求取一個營業日、三個營業日、六個營業日（一週）的殘差變異分析，分解其變異來源，結果如表 6 所示。

先觀察金融保險股，發現在一個營業日內自我調整只達 4.75%，另外有 95.25% 可由其他類股資訊回饋所解釋，其中又以機電、造紙與塑化股影響最大；但隨著營業日數加長，自我調整比率逐漸提高，到滯延六個營業日時已達 20.72%。

再觀察水泥窯製股，發現在一個營業日內自我調整達 29.32%，另外有 70.68% 可由其他類股資訊回饋所解釋，其中又以造紙與塑化股影響最大；但隨著營業日數加長，自我調整比率卻逐漸降低，到滯延六個營業日時只達 10.69%。

再觀察食品股，發現在一個營業日內自我調整只達 0.28%，另外有 99.72% 可由其他類股資訊回饋所解釋，其中又以水泥窯製與塑化股 (40.3%) 影響最大；但隨著營業日數加長，自我調整比率逐漸提高，到滯延六個營業日時已達 19.19%。

再觀察機電股，發現在一個營業日內自我調整已達 25.92%，另外有 74.02% 可由其他類股資訊回饋所解釋，其中又以塑化股影響最大 (45.57%)；但隨著營業日數加長，自我調整比率逐漸提高，到滯延三個營業日時達到最大 42.69%。

再觀察營建股，發現在一個營業日內自我調整只達 2.14%，另外有 97.86% 可由其他類股資訊回饋所解釋，其中又以水泥窯製、機電、紡織與造紙影響較大；隨著營業日數加長，自我調整比率逐漸提高，但程度不高，到滯延六個營業日時只達 8.82%，其他類股影響力加大，其中又以食品與機電股影響較大。

再觀察紡織股，發現在一個營業日內自我調整已達 28.69%，另外有 71.31% 可由其他類股資訊回饋所解釋，其中又以造紙與塑化股影響較大；但隨著營業日數加長，自我調整比率卻逐漸下降，到滯延六個營業日時只達 9.38%，其他類股影響力加大，其中又以食品與機電股影響較大。

再觀察造紙股，發現在一個營業日內自我調整已達 62.70%，另外有 37.30% 可由其他類股資訊回饋所解釋，但隨著營業日數加長，自我調整比率逐漸下降，到滯延六個營業日時仍達 27.15%，其他類股影響力加大，其中又以食品與機電股影響較大。

再觀察塑化股，發現在一個營業日內自我調整已達 26.82%，另外有 73.18% 可由其他類股資訊回饋所解釋，其中又以造紙股影響最大 (48.84%)；隨著營業日數加長，自我調整比率逐漸降低，到滯延六個營業日時只達 7.30%。

表 6 類股報酬率變異之來源

單位：%

變數 / 天數	變異來源									
	金融 保險股	水泥 窯製股	食品股	機電股	營建股	紡織股	造紙股	塑化股	合計	
金	1	4.75	4.69	0.06	29.44	0.98	2.88	24.61	32.59	100
融	3	4.66	2.66	8.59	23.97	8.92	6.87	21.77	22.56	100
股	6	20.72	14.49	14.62	19.67	6.60	2.99	11.80	9.11	100
水	1	1.51	29.32	0.89	11.09	0.45	6.53	26.35	33.86	100
泥	3	0.67	17.47	4.19	31.80	0.06	4.07	18.42	23.33	100
股	6	17.90	10.69	14.62	19.09	4.88	5.58	12.89	14.35	100
食	1	4.66	26.17	0.28	10.60	1.45	2.14	14.41	40.30	100
品	3	32.27	1.68	14.50	4.65	3.13	6.31	24.50	12.95	100
股	6	13.81	5.01	19.19	17.96	4.15	4.54	13.57	21.76	100
機	1	1.25	5.04	2.56	25.92	0.57	0.00	19.08	45.57	100
電	3	2.94	2.71	5.48	42.69	4.38	1.13	15.58	25.11	100
股	6	14.74	4.37	21.63	22.44	5.32	5.52	10.51	15.47	100
營	1	0.98	24.54	0.09	27.43	2.14	19.24	19.43	6.15	100
建	3	0.35	12.59	11.86	29.84	6.62	7.15	25.81	5.80	100
股	6	12.18	6.26	18.13	21.62	8.82	4.49	14.07	14.43	100
紡	1	4.30	12.11	0.06	0.25	5.84	28.69	28.04	20.71	100
織	3	1.23	4.75	7.36	30.70	7.04	12.63	14.00	22.29	100
股	6	13.50	4.42	20.53	21.70	9.58	9.38	8.57	12.33	100
造	1	3.47	0.17	0.02	8.93	0.79	15.50	62.70	8.42	100
紙	3	6.02	0.99	9.01	23.96	0.92	10.24	35.18	13.68	100
股	6	12.40	1.12	18.84	17.13	3.43	9.49	27.15	10.45	100
塑	1	9.95	0.00	1.33	4.33	0.34	8.39	48.84	26.82	100
化	3	4.89	1.33	12.02	44.35	3.46	4.37	16.71	12.88	100
股	6	9.34	8.51	16.53	30.28	7.29	6.42	14.33	7.30	100

註：表中係數表左欄類股之預測報酬率變異可由上欄類股解釋的比率。

由以上觀察得知，造紙股在一個營業日內自我調整效率最高 (62.70%)，水泥窯製、機電、紡織與塑化股亦能在同一個營業日反應相當比率的自我殘餘訊息。造紙與塑化股在一個營業日內回饋予其他類股比率相當高；食品與機電股則在三到六個營業日回饋予其他類股比率較高，金融保險與食品股的自我調整速度較慢，可能需要一週以上才完全調整完畢。綜合以上觀察與前文所述可以發現，臺灣股票市場各類股資訊傳遞習性各有不同的特色，資訊傳遞的效率與速度皆有差異。由此觀之，臺灣股票市場並不符合效率市場假說。

五、動態反應型態

爲了進一步了解我國股票市場內訊息傳遞的型態，本文以 VAR 模式進行模擬，以了解臺灣股票市場中個別類股的價格變動影響其他類股的資訊傳遞結構，其他類股進行回饋的資訊傳遞結構，以及其影響的速度、幅度與方向。亦即個別類股發生一個正的標準化動 (norma-lized impulse) 時，對往後營業日中其他類股及本身指數變動的影響程度。本文爲了節省空間，僅陳述食品與機電股對其它類股之動態影響型態。

先觀察食品股發生一個正的標準化變動，對往後營業日中其他類股及本身價格變動的影響程度，可以繪成圖 1 之時間序列走勢圖予以說明。由圖 1 觀察，當食品股發生一個單位的變動時，當日對機電、營建、紡織、造紙與塑化股指數變動的影響程度皆超過 40% 以上。且變動後除第二與第四日呈正向影響外，六日內多呈反向修正，並於六日內大約反映完畢，其中對金融保險股的衝擊持續一週，並於變動後第六個營業日達到最高。

再觀察機電股發生一個正的標準化變動，對往後營業日中其他類股及本身價格變動的影響程度，可以繪成圖 2 之時間序列走勢圖予以說明。由圖 2 觀察，當機電股發生一個單位的變動時，當日對營建、紡織、造紙與塑化股指數皆造成相當程度的影響，金融保險股則在次日修正達 50%。變動後除第二日呈反向修正外，四日內多呈正向影響，並於四日內大約反映完畢，但對金融保險股的衝擊持續一週。以上模擬結果與前文中對各類股間資訊傳遞與變異來源分析相符合。

從以上分析與模擬結果發現臺灣股票市場，在六個營業日（一週）內大約能反應完畢市場內的訊息，亦即類股之間的波動影響與回饋於六日內大

概能完全傳遞到其他類股。其中金融保險股對自我指數的調整發生在三日以後；水泥窯製股與紡織股對自我指數的滯延影響主要發生在一日內；營建股與塑化股對自我指數的調整效率最不顯著；造紙股在一個營業週自我調整效率最高；食品與機電股在三到六個營業日影響與回饋予其他類股比率較明顯。

伍、結 論

本文利用矩陣自我迴歸法，探討臺灣股票市場內各類股互動結構，以了解我國股票市場內資訊傳遞的結構。研究重點在於了解整體的動態影響過程及訊息傳遞的速度、程度與方向。首先，以 VAR 模式進行聯合檢定，以瞭解訊息傳遞的時差，結果發現在 0.05 的顯著水準下，不能拒絕六個營業日對十二個營業日無差異的虛無假設；亦即市場內的短期變異訊息在六個營業日（一個營業週）內傳遞至市場內其他類股，在六個營業日後所發生的訊息回饋量相當微小。

經由實證分析發現，造紙股在一個營業日內自我調整效率最高 (62.70%)，水泥窯製、機電、紡織與塑化股亦能在同一個營業日反應相當比率的自我殘餘訊息。造紙與塑化股在一個營業日內回饋予其他類股比率相當高；食品與機電股則在三到六個營業日回饋予其他類股比率較高，金融保險與食品股的自我調整速度較慢，可能需要一週以上才完全調整完畢。

爲了進一步了解我國股票市場內訊息傳遞的型態，本文以 VAR 模式進行模擬，以了解個別類股的價格變動影響其他類股的資訊傳遞結構，其他類股進行回饋的資訊傳遞結構，以及其影響的速度、幅度與方向。亦即個別類股發生一個正的標準化變動時，對往後營業日中其他類股及本身價格變動的影響程度。模擬結果與前述檢定相符，臺灣股票市場並不符合效率市場的假說。

參考文獻

- 吳麗瑩, 1988, 「七十六年台灣股價變動之過度反應檢定」。 企銀季刊, 12 卷 2 期: 38-53。
- 林美珍, 1991, 股票市場過度反應的方向、幅度與密度。國立臺灣大學財務金

融研究所未出版碩士論文。

- 林欽龍, 1992, 臺灣股市有過度反應嗎，國立臺灣大學財務金融研究所未出版碩士論文。
- 黃仁甫、劉玉珍, 1995, 「臺灣股市交易資訊不對稱之實證研究－VAR 模型之應用」，中國財務學刊，3 卷 1 期：95-117。
- 張宮熊、吳欽杉，1996，「臺灣股票市場、貨幣市場與外匯市場資訊傳遞結構之研究」，中國財務學刊，4 卷 2 期：21-40。
- 絲文銘，1994，「股票市場過度反應與風險變化關係之探討」，證券發展季刊，24 期：1-40。
- 詹家昌，1991，臺灣股票市場過度反應之實證研究，東海大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- 謝政能，1991，臺灣股票市場過度反應之研究，國立中山大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- Bulkley, G. and I. Tonks. 1992. Trading rules and excess volatility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(3): 365-382.
- Caines P.E., C.W. Keng, and S.P. Sethi. 1981. Causality analysis and multivariate autoregressive modelling with an application to supermarket sales analysis. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 3: 267-298.
- Campbell, J.Y. and R.J. Shiller. 1987. Co-integration and tests of present value models. *Journal of Political Economy*, 95: 1062-1088.
- Danthine, J.P. and S. Moresi. 1993. Volatility, information, and noise trading. *European Economic Review*, 37: 961-982.
- DeBondt, W.F.M. and R. Thaler. 1985. Does the stock market overreact? *Journal of Finance*, 40: 793-805.
- DeBondt, W.F.M. 1987. Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. *Journal of Finance*, 42: 557-581.
- DeBondt, W.F.M. 1990. Do security analysts overreact. *American Economic Review*, 80: 52-57.
- DeLong, J., A. Schleifer, L. Summers and R. Waldmann. 1989. The size and incidence of the losses from noise trading. *Journal of Finance*, 44: 681-696.
- DeLong, J. 1990. Noise trader risk in financial market. *Journal of Political Economy*, 98: 703-738.
- Dickey D.A. and W.A. Fuller. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4): 1057-1072.
- Edwards F. 1988. Does futures trading increase stock market volatility. *Financial Analysis Journal*: 63-69.

- Engel, R.F. and C.W.J. Granger. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55: 251-276.
- Eun, C.S. and S. Shim. 1989. International transmission of stock market movements. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 24(2): 241-256.
- Fielding, H.. 1984. Stock prices and social dynamics. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 457-498.
- French, K.R. and R. Roll. 1986. Stock return variances: The arrival of information and reaction of traders. *Journal of Financial Economics*, 17: 5-26.
- Grossman, S. 1976. On the efficiency of competitive stock markets where traders have diverse information. *Journal of Finance*, 31: 573-585.
- Hamao, Y. and J. Hasbrouck. 1992. Securities trading in the absence of dealers: Traders and quotes on the Tokyo stock exchange. working paper, N.Y.U..
- Hasbrouck, J. 1991a. Measuring the information content of stock trades. *Journal of Finance*, March: 179-207.
- Hasbrouck, J. 1991b. The summary of informativeness of stock trades: An econometric analysis. *Review of Financial Studies* : 571-595.
- Hsiao, C. 1981. Autoregressive modelling and money-income causality detection. *Journal of Monetary Economics*, 7: 85-106.
- Jeng, Y., C.-W. Kim and W.M.H. Wan-Sulaiman. 1992. International transmission of stock market movements and Korea and Taiwan fund prices. *Pacific Basin Capital Markets Research*, 3: 205-223.
- Lehmann, B. 1987. Fads, martingales and market efficiency. Manuscript, Columbia University.
- LeRoy, S.F. and R.D. Porter. 1981. Stock price volatility: Tests based on implied variance bounds. *Econometrica*, 49: 555-574.
- Lesage, J.P. 1990. A comparison of the forecasting ability of ECM and VAR models. *The Review of Economics and Statistics* : 664-671.
- O'Brien, J. 1984. Speculative bubbles and the need for stock margin requirements. Manuscript, Federal Reserve Board of Governors.
- Poterba, J.M. and L.H. Summers. 1987. Mean reversion in stock prices: Evidence and implication. *Journal of Financial Economics*, 22:27-59.
- Shiller, R.J. 1981a. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?. *American Economic Review*, LXXI:421-436.
- Shiller, R.J. 1981b. The use of volatility measures in assessing market efficiency. *Journal of Finance*, 46: 291-304.
- Shiller, R.J. 1984. Stock prices and social dynamics. *Brookings Papers on Economic Activity*: 457-498.

- Shiller, R.J. 1989. The probability of gross violations of a present value variance inequality. *Journal of Political Economy*, Forthcoming(1988).
- Sims, C. 1980. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48: 1-48.
- Summers, L.H. 1986. Does the stock market rationally reflect fundamental values?. *Journal of Finance*, 51(3): 591-602.
- West, K.D. 1987. A specification test for speculative bubbles. *The Quarterly Journal of Economics*: 553-580.
- West, K.D. 1988. Bubbles, fads and stock price volatility tests: A partial evaluation. *Journal of Finance*, 53(3): 639-660.