台灣半導體上、中、下游產業股價指數之連動性探討

A Study on the Interrelationships among the Stock Indexes of the Upper, Middle and Lower Stream of Semiconductor Industry in Taiwan

聶建中* 林少斌** 莊亨懋***

Chien-Chung Nieh Shao-Bin Lin Heng-Mao Chuang

（Received Aug. 11, 2003；First Revised May 10, 2004；Accepted Aug. 2, 2004）

摘 要：本文以編算 IC 產業上、中、下游各股價指數的方式，探討其間垂直分工特性之關聯性。研究發現：IC 上、中、下游產業，長期間不具有穩定均衡關係。短期間，IC 設計及 IC 封裝產業受到所有產業的影響，唯 IC 製造業在短期內僅受其本身的影響。由因果檢定得知，IC 上、中、下游三產業間並不具有任何領先－落後之關係。在衝擊反應分析中，IC 製造業的突發性衝擊，除了對其本身有較顯著且持續性的反應外，亦對其餘變數呈現越來越顯著且延續長時期的正面影響，顯示出其最具影響力的角色。最後在變異數分解中發現，IC 製造業外生性最強，對自身變異的解釋能力高，受其他 IC 產業的影響程度相當低，而 IC 設計業及 IC 封裝業發生變異時，受 IC 製造業的解釋極強，且隨著期數的增加而顯著提高，說明了 IC 製造業之變動，在整體 IC 產業中扮演著一個相當重要的要角；換言之，IC 製造業足以做爲其他 IC 產業的變動指標。

關鍵詞：IC 產業、時間序列、股價指數

Abstract: The purpose of this study is to examine the interrelationships among the stock indexes of the upper, middle and lower stream of IC industry in Taiwan by using time series method. The results found that there is no long-term equilibrium relationship among the upper, middle and lower stream of IC industry in Taiwan. In the short-term, IC design and IC packaging industries have been influenced by all industries except manufacturing industry. From the causality test, there are no lead-lag relationship among the IC design, packaging and manufacturing industries. The empirical results of impulse response functions and variance decompositions point out that, comparing those IC industries, there is stronger sudden impulse to the exogenous in IC manufacturing industry. On the other hand, there are less and shorter impact of the exogenous disturbance in IC design and packaging industries.

Key words: IC industry, time series, stock index

* 淡江大學財務金融系所系主任兼所長
Chairman and Director, Department and Graduate Institute of Banking and Finance, Tamkang University

** 清雲科技大學財務金融系助理教授
Assistant Professor, Department of Finance, Ching Yun University

*** 交通大學財務金融所碩士生
Master student, Graduate Institute of Finance, Chiao Tung University

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、研究動機與目的

我國半導體產業不同於美、日、韓的半導體大公司以垂直整合（Integrated Device Manufacturers；簡稱 IDM）的模式，而是採較具效率與專業化的垂直分工體系。垂直整合形態就是指一家公司從設計、製造到封裝、測試全部包辦。而垂直分工乃半導體產業又細分爲上游的 IC 設計、光罩、中游的 IC 製造、到下游的 IC 封裝、測試產業，強調的是專業分工，其形成異於垂直整合的形態。電子產業之經營者，多認同專業化分工的經營型態，咸認爲全球產業發展趨勢多走向垂直分工的進程，由個人電腦（PC）產業之發展進程，已證實了這個趨勢，半導體產業之發展，也將走進垂直分工之路，這是由於 IC 的製造過程，從設計、光罩、製造、封裝及測試等，每一個生產過程的產品及技術生命週期都很短，且所需投入的資本都相當龐大，因此造成垂直整合製造的 IC 大廠，對於每一個生產過程的投資及管理上，無法樣樣兼顧。

國際間，對於產業之整合與分工多所研究，Schindler（1992）指出，專業分工已然形成爲企業體維持其競爭力之重要策略。Cramer（1999）則發現，國民所得較少之國家，其企業經營型態較易走向垂直分工之路，而垂直分工之成效受政策層面之影響較技術層面來的大。Bauer（1995）亦研究指出，政策法規之放鬆對垂直分工及水平分工產生重要影響。另外，Luke（1996）探討非洲國家之出口，發現產業的專業分工爲提昇效率並促進出口之主要因素；Yu（2000）另比較韓國與台灣企業分工之效益，發現台灣企業多爲中小企業體，其分工較易，且較有效益。

在專業分工模式中，IC 製程前後段的公司隨產業存活共生共榮而緊密結合，不知是否會如同國外垂直整合般形成一整合市場，即表示該產業專業分工模式反應於股價指數上是否呈同步變化，亦或呈現區隔市場。以 IC 設計業而言，IC 設計業者將晶圓製造委託晶圓代工業者，因此晶圓代工成本就成爲 IC 設計業最大宗的成本項目。當 IC 產業的景氣不好，晶圓代工廠的產能利用率不佳的情況下，IC 設計業對晶圓代工價格議價能力提昇，可降低成本提高獲利。反之，當 IC 產業景氣好轉時，晶圓代工廠產能滿載，IC 設計業者不僅議價空間狹小，甚至有搶不到產能的憂慮。同理，IC 製造業與 IC 封裝、測試業亦將有相同的互動現象。故，IC 設計業、製造業與封、測業間其股價指數必有著相當大的連動關係。

然而，在國內 IC 產業的總產值中，IC 製造業便佔了近六成（2002 年總體 IC 產業產值 6,529 億台幣；IC 製造業 3,785 億台幣）（註[1]）；而 IC 設計業在成本、交期、交易習慣等考量之下，有九成多的比重向國內 IC 製造廠商下訂單，再加上國內 IC 封、測業各有五成與六成來至國內的上游廠商。由此可知，目前國內 IC 產業之發展乃以 IC 製造業爲導向，IC 設計業、IC 封裝業與 IC 測試業僅是隨著 IC 製造業

註[1] 資料來源：工研院經資中心。

臺灣大學學術期刊資料庫

伴生而長。如此，想必 IC 製造業在股價指數上亦扮演著核心角色，有著領導的作用。國內文獻，進行 IC 產業之研究者，劉豐誠（2000）針對台灣專業 IC 封裝廠之發展，做深入探討並進行分析。陳萱倫（2002）則依半導體產業上、中、下游之區分，分別進行台灣 IC 產業股價受美、日 IC 產業股價之影響分析，結果發現，下游 IC 產業受美、日影響最爲薄弱；上游及中游 IC 產業則與美、日關係較爲密切。另外，將 IC 產業以上、中、下游進行區分，再行其間之互動關係研究者，翁唯峻（2000）針對半導體產業股價進行關連性探討暨泡沫之檢定，發現 IC 產業上、中、下游並不具有共整合關係，表示上、中、下游在專業上採分工模式，股價反應顯示爲區隔市場，另發現 IC 產業股價因產業景氣波動過劇，已產生投機泡沫。相反的，洪志傑（2000）亦依據半導體的垂直分工結構，劃分成上、中、下游進行股價關聯互動測試，其實證發現，半導體上、中、下游產業間存在著穩定均衡的長期共移關係。

綜上所述，本文將以我國 IC 產業爲研究對象，運用時間序列的各種方法，將 IC 產業上游以 IC 設計、中游以 IC 製造、下游以 IC 封裝、測試業進行區分，進而探究三者間股價指數之互動關係。本文旨在分析 IC 產業上、中、下游三者間是否反應著其間密切的產業特性一樣，具有亦步亦趨的共移關連性，亦或呈現市場區隔的特性；並進而探究其間之短期"領先—落後"因果關係及衝擊反應跨期效果，嘗試將三者間動態互動關係作最適切且完整之分析，期以此實證結果作爲投資大眾建構投資組合之重要參考依據。

貳、資料來源與處理

本研究欲探討台灣 IC 產業上游設計業、中游製造業、下游封裝業公司股價指數的連動性，故必須找出足以代表個別產業股價指數表現之變數。此變數則是依據發行量股價指數的原則而建立－先選取個別產業具有指標性的公司，再依據台灣證券交易所發行量加權股價指數的編算（如下所示），計算出 IC 設計業股價指數、IC 製造業股價指數、IC 封裝業股價指數，見（表 1）。

台灣證券交易所編算股價指數之方法爲：（註[2]）

一、股價指數

台灣證券交易所編算之股價指數有發行量加權股價指數是以樣本中各股票的發行股數當作其股價的權數來計算指數，其計算公式爲：

發行量加權股價指數＝當期發行總市值／基值*100

當期發行市值＝採樣股票市值總和

註[2] 節錄自證交所證券刊物：編號 02-86205

臺灣大學學術期刊資料庫

二、調整基值

當採樣股票增資除權時，當期總發行市值或各股股價總和都會變動，因而會影響到股價指數。爲了避免這種非經由市場交易的因素，對股價指數造成影響，以致發生斷層現象，因此必須調整基值，以維持指數的連續。調整公式爲：

新基值＝舊基值*異動後股價總合／異動前股價總和

本文編算之股價指數之基值爲資料起始日民國 89 年 11 月 2 日之採樣股票總市值。本研究之樣本公司取樣以符合長時期的時間序列樣本爲基礎，加以選取期間無強烈影響公司市值之重大資訊揭露的個股爲原則，所取樣之台灣半導體上、中、下游產業公司，分別包括有：(1)IC 設計業：威盛、矽統、凌陽、瑞昱；(2)IC 製造業：台積電、聯電、旺弘、茂矽、華邦電；及(3)IC 封裝業：日月光、矽品、菱生、超豐。

上述資料共包含 13 家公司之日收盤股價及發行股數，分別取自教育部 AREMOS 經濟統計資料庫及台灣經濟新報。資料選取期間爲民國 89 年 11 月 2 日至民國 91 年 9 月 5 日，每家公司各 457 筆日資料，詳見（表 2）。

表 1　變數來源

	變數名稱	資料型態	變數建立方式
1	IC 設計業股價指數	日資料	發行量加權
2	IC 製造業股價指數	日資料	發行量加權
3	IC 封裝業股價指數	日資料	發行量加權

表 2　資料來源

	資料名稱	資料型態	衡量單位	資料來源
1	收盤股價	日資料	元	教育部 AREMOS 經濟統計資料庫
2	發行股數	日資料	千股	台灣經濟新報

參、研究方法

本研究將首次結合時間序列多項研究方法，對 IC 產業上游的設計業、中游的製造業及下游的封裝業之各別股價指數的關係作深入的統合檢定，研究方法包括有：(1)運用 Johansen（1988,1990,&1994）五個向量自我相關（VAR）模型，共整測試（Cointegration test）諸變數是否具有長期均衡關係，而對各變數穩定（stationarity）作單根（unit-root）測試，爲執行共整測試之前所必需（本文將採行 Dickey & Fuller（1981）之 ADF 單根測試）；(2)向量自我迴歸模型進行短期互動測試；(3)採用 Granger

臺灣大學學術期刊資料庫

（1988）考慮誤差修正項之 ECM 模型進行 Granger Causality 因果關係測試；(4)運用衝擊反應函數（Impulse Response Function）來評估各變數間的跨期動態效果；最後，(5)本文亦將採用變異分解（Variance Decomposition）來判定各變數的相對外生性（exogeneity ordering）。

茲將各項研究方法詳述如下：

一、單根檢定（unit-root test）：

依 Dickey and Fuller（1981）之 ADF 單根檢定，其模型有三：

模型一：無常數項且無趨勢項：$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{t=1}^{p} \alpha_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ (1)

模型二：含常數項但無趨勢項：$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \sum_{t=1}^{p} \alpha_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ (2)

模型三：含常數項與趨勢項：$\Delta y_t = \alpha + \gamma t + \delta y_{t-1} + \sum_{t=1}^{p} \alpha_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ (3)

本文以 ADF 進行單根檢定，先對包含時間趨勢項與常數項的模型做檢定，若時間趨勢項 t 或常數項 α 不顯著時，則繼續估計僅含常數項以及純粹隨機漫步模型，以決定最適的單根檢定估計模型。（註[3]）

至於最適落後期數的抉擇，則以 Reimers（1992）所認定之 SBC（Schwartz（1978）Bayesian Information Criterion）選取之。SBC 如下：

SBC（p）=Nlog（SSR）+plogN

其中 p 爲參數的數量，N 表樣本大小，SSR 爲殘差平方和。

二、共整合檢定（cointegration test）

Johansen（1988,1990,&1994）五個向量自我相關（VAR）模型的多變數最大概似法（multivariate maximum likelihood method），進行共整測試，檢定諸變數是否具有長期均衡關係（long term equilibrium relationship）：共整關係結果，始能了解諸變數於長期互動下，是否眞正享有共同趨勢（common trend），成爲均衡穩定共移狀態。Gonzalo（1994）比較五種測試共整方法，得到 Johansen 共整法爲最佳的結果（註[4]），而本研究將周詳考慮 Johansen （1994）線性趨勢（linear trend）與二次趨勢（quadratic trend）之完整共整模型，適當模型選取將依 Nieh and Lee（2001）之決定法則。

本文使用 Johansen（1988,1990,&1994）之最大概似估計法（Maximum Likelihood

註[3] 決定最適的單根檢定估計模型之方法，請參考 Doldado, Jenkinson, and Sosvilla-Rivero (1990) 。

註[4] Gonzalo (1994)比較之五種共整測試法，分別為：(1)ordinary least squares,(2)nonlinear least squares,(3)maximum likelihood in an error correction model,(4)principle components,和(5)canonical correlations。

臺灣大學學術期刊資料庫

Estimation）以檢定變數間是否具有共整合關係。經過整理之後，可得 Johansen 五個誤差修正之多變量 Gaussian VAR 模型與假設檢定如下所示。

模型一：向量自我迴歸模型中無趨勢項，而且共整合方程式中無截距項

$$H_0 : \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha\beta' Y_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

模型二：向量自我迴歸模型中無趨勢項，但共整合方程式中有截距項

$$H_1^* : \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha(\beta', \beta_0)(Y_{t-1}', 1)' + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

模型三：向量自我迴歸模型中有線性趨勢項，而且共整合方程式有截距項

$$H_1 : \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha\beta' Y_{t-1} + \mu_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

模型四：向量自我迴歸模型與共整合方程式中皆有線性趨勢項

$$H_2^* : \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha(\beta', \beta_1)(Y_{t-1}', t)' + \mu_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

模型五：向量自我迴歸模型中有二次趨勢項，而且共整合方程式有線性趨勢項

$$H_2 : \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha\beta' Y_{t-1} \mu_0 + \mu_1 t + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

其實證部分，我們將同時利用這五個向量自我迴歸模型，進行共整合向量個數的檢定。

最大特性根檢定式之臨界值可由 Osterwald-Lenum（1992）所附錄的臨界值表中查得。

最後，適當模型之選取則依 Nieh and Lee（2001）之決定法則，由左至右，由上至下檢查，直到找到不拒絕虛無假設爲止。其模型決定之關係爲：

H0（0）→H1*（0）→H1（0）→H2*（0）→H2（0）→H0（1）→H1*（1）→H1（1）→H2*（1）→H2（1）→…→…→H0（p-1）→H1*（p-1）→H1（p-1）→H2*（p-1）→H2（p-1）

如此一來，就能選出最適的模式。

三、向量自我迴歸模型（Vector Autoregressive Model，VAR）

Sims（1980）認爲根據先驗理論建立的模型，估計得到的實證結果並無法證明是來自所有經濟變數的聯合過程（joint process）之特性，亦即無法確定是否表現眞正資料的特性。因此便提出向量自我迴歸模型（Vector Autoregressive Model，VAR），其主要特點在於直接從資料本身的特性爲基礎，將所有關心之經濟變數視爲模型的內生變數，並選取變數的最適落後期爲解釋變數，使變數的落後項涵蓋所有相關訊息。一般型態的 VAR 模型如下：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Yt 爲（n*1）向量所組成具有聯合共變異定態（jointly covariance stationary）的

臺灣大學學術期刊資料庫

線性隨機過程（linearly stochastic process）；Yt-1 是由 Yt 向量第 i 期落差期數所組成之(n*1)向量；βi 爲(n*n)的係數矩陣，可視爲一傳導機能(propagation mechanism)；而 εt 爲結構干擾變項（structural disturbance）是（n*1）的一期（one-step ahead）預測誤差（forecast error），可視爲隨機衝擊項（innovations）；Σ爲（n*n）的共變異矩陣。

最後，在最適落差期的選擇上，仍採用之前所提的 SBC 準則。

四、Granger 因果關係檢定

經濟學的理論模型，常在不同的假設前提下，推論出變數之間的關聯性。但卻往往無法確定其變數之間因、果關係爲何，Granger（1969）首先提出由預測能力（predicatability）的角度來定義變數間之領先落後關係，使用雙因子的 VAR 模型來決定其變數間的因果關係。假設有兩數列 Xt、Yt，其定義的訊息集合如下：

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{2i} Y_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} X_{t-1} + \sum_{i-1}^{k} \beta_{2i} Y_{t-1} + \varepsilon_{2i} \qquad (9)$$

此時檢定四個係數以決定變數間的關係，(1)若α2i≠0 且α1i=0，表示 Y 領先 X，X 落後 Y；(2)若β1i≠0 且β2i=0，則表示 X 領先 Y，Y 落後 X；(3)若α2i=0 且β1i=0，則表示變間相互獨立；（4）若α2i≠0 且β1i≠0，表示變數間存在互爲因果之雙向回饋關係（Feedback）。

五、衝擊反應函數（Impulse Response Function）：

評估各變數間的跨期動態效果，用以觀察各變數變化可能影響之期數與層面所及，有助投資人適時調整既定之投資政策。

衝擊反應函數之推導：

由結構向量自我迴歸（structural VAR）式（考慮二應變數情形）：

$$y_1 = b_{10} - b_{12} z_t + \gamma_{11} y_{t-1} + \gamma_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$

$$z_t = b_{20} - b_{21} y_t + \gamma_{21} y_{t-1} + \lambda_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

可得縮減式（reduced form）：

$$B\chi_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \chi_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中：

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad ; \chi_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} \quad ; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} \quad ; \Gamma 1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \text{且} \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

經推導，五人可得到包含“白噪音”殘差項ε_t的 VMA 模型：

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{y} \\ \overline{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}$$

亦即：$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}$ (10)

式（10）即爲衝擊反應函數式，其中之ϕ_t爲衝擊反應函數（impulse response function），借由繪製衝擊反應函數圖，可清楚觀察出各變數之衝擊所可能影響之期數與層面所及。

六、變異數分解（Variance Decomposition）：

本研究借變異數分解，分析 IC 產業上游設計業、中游製造業、下游封裝業等三變數的相對外生性（exogeneity ordering）強弱，藉以判斷各變數間之相對重要性，裨供作投資者投資決策之參考依據。

預測變異數分解的方法是運用 VAR 模型的一般式並且將 VAR 體系的一個變數均視爲內生變數，再將 VAR 模型的一般式化爲移動平均表示法（Moving Average Representation），透過正交化（Orthogonalization）的過程來去除衝擊項交叉相關的部份，然後再由移動平均表示法中的係數來模擬體系中的動態關係。

VAR 模型的一般式如下：

$$A_t = \alpha + \sum_{i=1}^{n} \beta_i A_{t-i} + V_t \quad (11)$$

經推導，上式可轉爲恒定性移動平均模型：

$$A_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} \quad (12)$$

其中：α'爲 N*1 的常數向量，C_i爲 N*N 矩陣且C_0＝I（單位矩陣），表達每一個變數皆可由體系內所有變數的當期及落後期的隨機衝擊項表示，若隨機衝擊項ε_t爲當期無關，即可計算唯一的預測誤差變異數分解的百分比，再由百分比的大小來判斷變數間的相對外生性。隨機衝擊項ε_t之每個元素通常並非當期無關，換言之，ε_t的共變異矩陣並非對角化矩陣（diagonal matrix）；爲了去除當期相關，可利用 Choleski 分解（Choleski Decomposition）來完成正交（Orthogonalization）過程，即在式（12）中放入一個下三角（Lower Triangular）矩陣 V（$VV' = I$），則改寫如（13）式：

臺灣大學學術期刊資料庫

$$A_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} C_i V V' \varepsilon_{t-i} \tag{13}$$

又將上式簡化如下：

$$A_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} D_i \mu_{t-i} \tag{14}$$

其中：$D_t = C_t V$，$\mu_{t-1} = V'\varepsilon_{t-1}$為一序列無關且當期無關之正交化隨機衝擊項。利用式（14）移動平均型式之 VAR 模型，再經推導，吾人可求解對預測誤差共變異矩陣爲：

$$E\left(A_t - \hat{E}_{t-k} A_t\right)\left(A_t - \hat{E}_{t-k} A_t\right) = D_0 E(\mu_t \mu_t') D_0' + D_1 E(\mu_t \mu_t') D_1' + \ldots + D_{k-1} E(\mu_t \mu_t') D_{k-1}'$$

表示每一個變數之變異數皆可表示爲所有變數之變異數的加權總和，且可推估每一期對角線上之數值，而此數值之大小決定於D_k矩陣中的元素，因此，透過 VAR 模型的移動平均表示法上的係數 D，可對各變數之預測 k 期誤差變異數進行分解，然後預測誤差變異數分解百分比之大小，可據以判斷各外生性之相對強弱。

最後，吾人已知在進行衝擊反應函數與預測誤差變異數分解之分析時，變數間之排列順序（ordering）對所得結果影響極巨。故本研究以本文加入誤差修正項 ECM 模型之因果關係測試所得變數間領先－落後順序關係做爲研究進行之排序。

肆、實證結果分析

一、單根檢定結果分析

依 Schwert（1989）比較多種單根檢定之結果，本文選取 ADF 檢驗法來進行各選取變數之穩定性（stationarity）分析。首先我們先對包含時間趨勢項與常數項的模型做檢定，若時間趨勢項 t 或常數項α不顯時，則將不顯著的項目予以剔除，繼續估計含常數項的以及純粹隨機漫步模型，以決定最適的單根檢定估計模型。

由（表 3）可知：檢定的結果發現各水準變數中，IC 製造業及 IC 封裝業適用於純粹隨機漫步模型，IC 設計業則適用於含時間趨勢項與常數項的模型。分別以最適模型來檢定各變數是否存在單根的現象，結果顯示：在 5%的顯著水準下，全部統計量都不顯著。因此我們無法拒絕各水準變數皆有單根存在之假設，即各變數皆爲非恆定數列，而呈隨機漫步走勢之弱式效率市場，表示任何投資人均無法在長期裡以過去的價格來預測未來的價格。再依 Box and Jenkins（1970）求取定態數列的原則，將時間數列取一次差分，其結果發現各差分變數均呈定態，即本文所選取之 IC 產業的三種股價指數變數均爲 I（1）的序列。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3　各變數之 ADF 單根檢定結果表

變　數	最適模型	水 準 項	最適模型	一階差分
IC 設計業	3	-1.879471（0）	1	-20.76409（0）*
IC 製造業	1	-0.792505（0）	1	-21.25257（0）*
IC 封裝業	1	-0.861418（1）	1	-17.61822（0）*

註：1.*表示 5%之顯著水準下,拒絕單根存在的虛無假設。
2.刮號內之數字爲 SBC 最適落階期數。

二、共整合檢定分析

依據之前單根檢定的結果，我們發現變數均爲 I（1）的序列，因此本節使用 Johansen 所提出五個共整向量之最大概似法來檢測 IC 設計業、IC 製造業及 IC 封裝業間是否具有長期趨勢的關係。在共整合模式中，最適落差期數的選擇是必要的，本文以 SBC 值找出最適落階期數。本文將採用 Johansen（1988）所提出的多變量最大特性根檢定（Multivariate maximum likelihood cointegration Test）來檢定其長期趨勢的關係，並依 Johansen（1994）所提出決定共整合模型的法則來決定共整向量(r)之個數與共整合方程式，再依據 Nieh and Lee（2001）決定法則：由左至右，由上至下順序篩檢，從 Model 1（不含線性趨勢及二次趨勢）的第一個虛無假設開始檢定，直到不拒絕虛無假設爲止，以得到各變數之共整合向量及所適用的模型。

由（表 4）可知，IC 設計業、製造業及封裝業之共整合檢定結果爲，Johansen 的五個 VAR 模型在 5%的顯著水準下，均無法拒絕 R=0 的虛無假設，顯示三種股價指數之間並不存在任何的共整合向量，支持 IC 產業之上、中、下游間不具有長期穩定的均衡關係。

表 4　變數的共整合檢定結果表

	Model 1 H_0（R）		Model 2 H_1*（R）		Model 3 H_1（R）		Model 4 H_2*（R）		Model 5 H_2（R）	
Rrank	檢定統計量	臨界值（5%）	檢定統計量	臨界值（5%）	檢定統計量	臨界值（5%）	檢定統計量	臨界值（5%）	檢定統計量	臨界值（5%）
$R \le 0$	**19.13**	**24.31**	24.59	34.91	24.19	29.68	33.92	42.44	30.18	34.55
$R \le 1$	2.42	12.53	5.83	19.96	5.42	15.41	14.86	25.32	11.22	18.17
$R \le 2$	0.55	3.84	0.62	9.24	0.41	3.76	3.38	12.25	2.65	3.74
SBC	1		1		1		1		1	

註：1.模型選取爲在 5%的顯著水準之下，根據 Nieh and Lee（2001）的模型原則爲從左至右，由上而下拒絕虛無假設，直至虛無假設無法被拒絕爲止。

臺灣大學學術期刊資料庫

2.具有粗體及底線之數字代表考慮是否存在線性趨勢及二次趨勢時所選取之共整向量。
3.落差期數之選取是依據 SBC 法則。
4.Rank 代表假定的共整合向量數目。

三、向量自我迴歸模型（VAR）分析

依據 Engle and Granger（1987）所提出"Granger Representation Theory"之理論，當變數之間存在共整合關係時，在觀察變數之間的關係，不能只檢驗本身與其他變數的落後值對當期變數之影響，還需考慮長期失衡之調整，即共整關係與前期誤差修正項（previous disequilibrium term）同時存在的誤差修正模型（Error Correction Model）。但因前一節檢定結果顯示三種股價指數之間並不存在任何的共整合向量，所以本章將採用向量自我迴歸模型（VAR）來檢定 IC 產業之上、中、下游間的短期互動關係。

先依 SBC 準則來決定向量自我迴歸模型之最適落差期數（結果爲１期），再依據所選取的期數來判斷各變數之間的短期互動關係。由（表 5）可知，IC 設計及封裝產業在短期內除了受其本身的影響外，亦受到其他兩種產業的影響。唯有 IC 製造業在短期內僅受到其本身的影響。分析之，就 IC 設計業而言，以其成本、交期、溝通便利性、交易習慣來考量，台灣的 IC 設計業者，大部份會選擇在台灣下代工訂單，所以此一市場大都掌握在台灣代工業者手中，如此便造成 IC 設計業的股價指數短期間易受到下游產商的影響。對 IC 製造業而言，在整體 IC 產業的總產值中，IC 製造業便佔了最大部分（近六成），然而其產品的輸出，國外部分佔了近八成；國內僅佔了二成，由此可知 IC 製造業對整體 IC 產業有重大的影響力，但不易受上、下游的影響。最後，IC 封裝業部分，由於上游 IC 設計、製造業一直是國內封、測業的主要客户，佔封裝約五成，測試約六成，因此上游業者若下單減少，下游封、測業者便將陷入經營困境；反之，封、測業者就能藉此脫離景氣谷底。由此可知，上游產業的影響力不可謂不大。

表 5　向量自我迴歸分析表

	DESIGN	PRODUSE	PACK
D（X）	DESIGN（-1）*	PRODUSE（-1）*	DESIGN（-1）*
	PRODUSE（-1）*		PRODUSE（-1）*
	PACK（-1）*		PACK（-1）*

註：1.DESIGN、PRODUSE、PACK 分表代表 IC 設計業、IC 製造業、IC 封裝業。
2.*表示在 5%的顯著水準下顯著。
3.D（X）表示對各變數做 X 次差分。

臺灣大學學術期刊資料庫

四、因果關係檢定

經濟變數間的因果關係長久以來都是學者們所探討的重要課題，然而在迴歸模式中即使兩個變數存在很高的相關係數，我們也無法斷定兩者間有因果關係的存在。故本文採用 Granger（1969）所提出的因果關係檢定，從變數預測能力的角度出發以了解 IC 設計業、IC 製造業、IC 封裝業之間是否存在雙向的回饋（feedback）關係，或僅具有單向的領先－落後關係，甚或爲互不影響的獨立關係。

由（表 6）的分析結果可知，於 IC 設計業、IC 製造業、IC 封裝業之間並不具有任何領先－落後關係。換句話說，即便投資人可以很容易獲取過去的產業指數，並計算出其績效表現，但是卻不能據此而對其他產業有樂觀或悲觀的預期。

表 6　因果關係檢定表

領先變數	落後變數	F值	結果
DESIGN	PRODUCE	0.33321	X
	PACK	0.10537	X
PRODUCE	DESIGN	0.56714	X
	PACK	2.87245	X
PACK	DESIGN	0.30886	X
	PRODUCE	0.90256	X

註：1.DESIGN、PRODUSE、PACK 分表代表 IC 設計業、IC 製造業、IC 封裝業。
2.*代表在 5%之顯著水準下，領先變數顯著領先（cause）落後變數。
3.X 代表變數間不具任何因果關係。

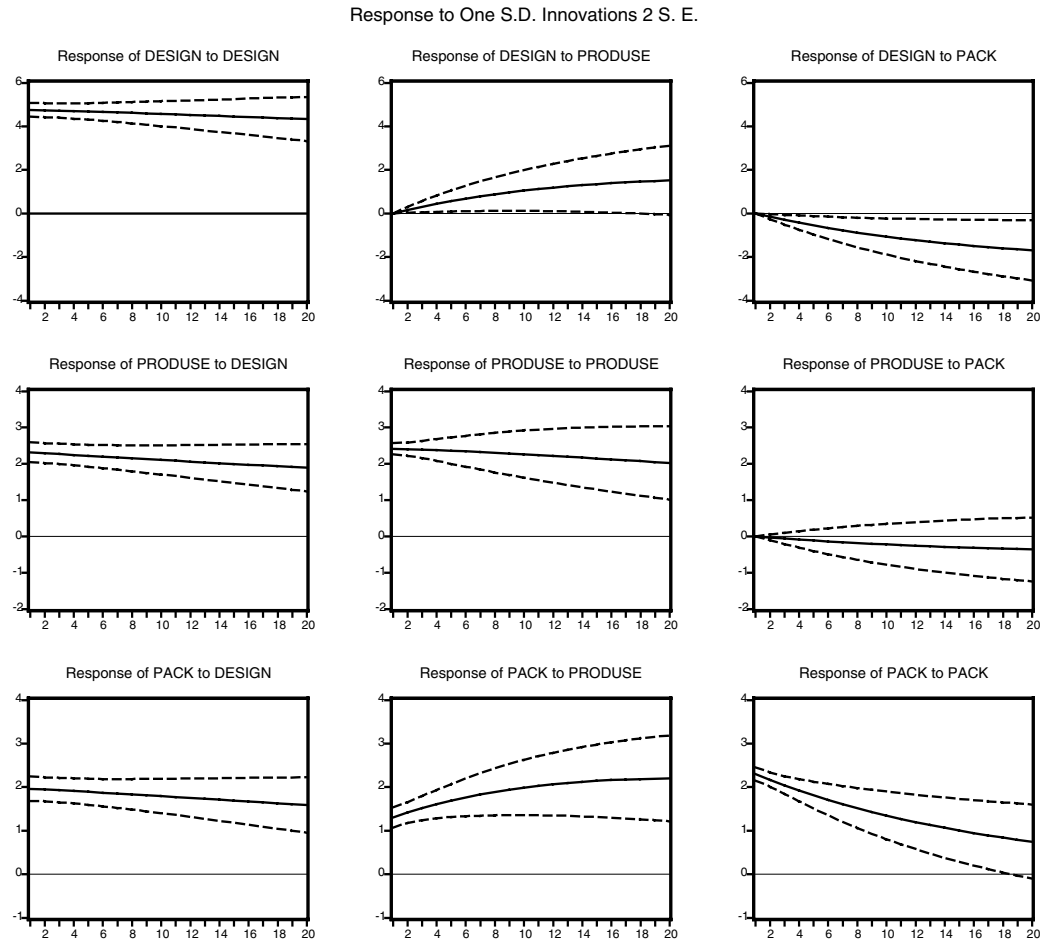
五、衝擊反應分析

在因果關係中的結果只能看出誰爲誰之因或果，其重點僅止於發生的前後順序，並無法觀察當某一變數發生自發性衝擊時，對本身及其他變數所造成的跨期動態影響，因此本研究更進一步進行衝擊反應函數分析，以茲瞭解 IC 上、中、下游三種產業之任一產業受到其他產業衝擊時，隨著時間的經過此衝擊對各產業影響的方向呈正向或負向、長期或短期、持續或跳動。本文以上一節因果關係測試所得變數間領先－落後順序關係做爲研究進行之排序，所選取的順序爲 IC 製造業、IC 封裝業、IC 設計業。進而由（圖 1）可得到以下結果：

當 IC 製造業發生突發性衝擊時，除了對其本身有較顯著且持續性的反應外，亦對其餘變數皆呈現越來越嚴重且延續長時期的正面影響，顯示出其最具影響力的角色。至於 IC 設計業及 IC 封裝業的突發性衝擊對其本身皆有著顯著但遞減的反應關係，而兩者間則呈現相互衝擊影響的效果，但影響皆不明顯，屬於負向且持續增加

臺灣大學學術期刊資料庫

的微小反應型態。最後，IC 設計業及 IC 封裝業發生突發性衝擊對 IC 製造業的影響，除了 IC 封裝業對 IC 製造業呈現出不明顯的負向反應型態外，IC 設計業對 IC 製造業幾乎沒有任何影響。



註：DESIGN、PRODUCE、及 PACK 分別代表 IC 設計業、IC 製造業、及 IC 封裝測試業。

圖 1　衝擊反應圖

六、變異數分解

本節透過預測誤差變異數分解的實證來分析，當 IC 產業上、中、下游三個變數發生變動時，各產業本身所能解釋的程度，以及其他產業所佔的解釋比例；取五季爲一觀測點，共 20 季，藉以觀察並判斷各產業間的相互關係以及彼此間相對外生性的強弱，裨提供投資人投資決策的參考依據。

臺灣大學學術期刊資料庫

由（表 7）得知：

當 IC 製造業發生變異時，其本身的解釋能力高達 100%，第十期時仍居高不下（99.38623），顯示 IC 製造業外生性很強，對自身變異的解釋能力高，受其他 IC 產業的影響程度相當低。而 IC 設計業及 IC 封裝業發生變異時，顯示出約只有一半的變動是來自其本身的變異，外生性強度非常低，且皆受 IC 製造業的解釋能力較佳，隨著期數的增加更有顯著的提高（47.88%→64.18%及 48.74%→75.55%），如此證明 IC 設計業及 IC 封裝業的產出與績效表現對於 IC 製造業的依賴程度相當大。

綜上所述，IC 製造業之變動，在整體 IC 產業中扮演著一個相當重要的要角，一旦 IC 製造業產生變動，整體 IC 產業皆可能發生強烈的波動；換言之，IC 製造業足以做爲其他 IC 產業的變動指標。

表 7　預測誤差變異數分解表

	Period	DESIGN	PRODUSE	PACK
DESIGN	1	49.65604	47.88302	2.460942
	5	45.17074	53.82879	1.000472
	10	40.33530	58.96467	0.700035
	15	36.50948	62.21042	1.280100
	20	33.58640	64.18265	2.230944
PRODUSE	1	0.000000	100.0000	0.000000
	5	0.000129	99.95007	0.049804
	10	0.000109	99.80395	0.195945
	15	0.000803	99.60770	0.391498
	20	0.004261	99.38623	0.609508
PACK	1	0.000000	48.74243	51.25757
	5	0.158918	57.33612	42.50496
	10	0.588747	65.56868	33.84258
	15	1.089939	71.43165	27.47841
	20	1.562124	75.54667	22.89120

註：表中所列示之預測誤差變異數分解的結果係表示各列變數發生變動時由各欄變數變動所解釋的百分比。

伍、結論

本研究以編算 IC 產業上、中、下游各股價指數的方式，運用多項時間序列的方法，探討三個產業的股價指數間是否反應出三者之間密切的垂直分工，即具有亦步

臺灣大學學術期刊資料庫

亦趨關連性的產業特性。研究所得結果：在單根檢定中，IC 設計業、IC 製造業及 IC 封裝業均無法拒絕存在單根之虛無假設，表示原始數列爲非恆定數列，而呈隨機漫步走勢之弱式效率市場，表示任何投資人均無法在長期裡以過去的價格來預測未來的價格。共整合檢定的結果顯示，三種呈 I（1）序列的 IC 產業，其股價指數之間並不存在任何的共整合向量，此支持 IC 產業之上、中、下游間不具有長期穩定的均衡關係。在向量自我迴歸（VAR）分析中發現，IC 設計及封裝產業在短期內除了受其本身的影響外，亦受到其他兩種產業的影響。唯有 IC 製造業在短期內僅受到其本身的影響。至於從因果檢定方面可以發現，IC 設計業、IC 製造業、IC 封裝業之間並不具有任何領先－落後關係。換句話說，即便投資人可以很容易獲取過去的產業指數，並計算出其績效表現，但是卻不能據此而對其他產業有樂觀或悲觀的預期。

本研究另自衝擊反應分析中可以得知，當 IC 製造業發生突發性衝擊時，除了對其本身有較顯著且持續性的反應外，亦對其餘變數皆呈現越來越嚴重且延續長時期的正面影響，顯示出其最具影響力的角色。此外，IC 設計業及 IC 封裝業的突發性衝擊對其本身皆有著顯著但遞減的反應關係，而兩者間則呈現相互衝擊影響的效果，但影響皆不明顯，屬於負向且持續增加的微小反應型態。至於 IC 設計業及 IC 封裝業發生突發性衝擊對 IC 製造業的影響，除了 IC 封裝業對 IC 製造業呈現出不明顯的負向反應型態外，IC 設計業對 IC 製造業幾乎沒有任何影響。最後，在解釋波動變異的變異數分解中，研究發現，IC 製造業外生性很強，對自身變異的解釋能力高，受其他 IC 產業的影響程度相當低。至於 IC 設計業及 IC 封裝業發生變異時，皆顯示出其外生性強度非常低，且受 IC 製造業的解釋能力較佳，隨著期數的增加更有顯著的提高，如此證明 IC 設計業及 IC 封裝業的產出與績效表現對於 IC 製造業的依賴程度相當大。更說明了 IC 製造業之變動，在整體 IC 產業中扮演著一個相當重要的要角，一旦 IC 製造業發生變動，整體 IC 產業皆可能產生強烈的波動；換言之，IC 製造業足以做爲其他 IC 產業的變動指標。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

洪志傑，股價關聯互動之研究—我國半導體業上、中、下游個案，大葉大學事業經營研究所之碩士論文，民 89。

陳萱倫，台灣、美國、日本半導體產業股價連動關係，成功大學企業管理學研究所之碩士論文，民 91。

翁唯峻，半導體產股價關連性暨泡沫檢定，東吳大學企業管理學系研究所之碩士論文，民 89。

劉豐誠，台灣專業 IC 封裝廠之發展與分析，國立東華大學企業管理學系研究所之碩士論文，民 89。

Bauer, Johannes M. The Regulatory Treatment of Utility Diversification. Land Economics. 71(3), 1995: 386-400.

Box, G.E.P. and G.M. Jenkins. Time Series Analysis, Forecasting, and Control, San Francisco, CA: Holden-Day, 1970.

Cramer, Christopher. Can Africa industrialize by processing primary commodities? The case of Mozambican cashew nuts. World Development. 27(7), 1999: 1227-1466.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root. Journal of American Statistical Association. 74, 1979: 427-431.

_____. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root. Econometrica. 49, 1981: 1057-1072.

Dickey, D. A. and S. G. Pantula. Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes. Journal of Business and Economic Statistics. 5, 1987: 445-461.

Doldado, Juan, Tim Jenkinson and Simon Sosvilla-Rivero. Cointegration and Unit Roots. Journal of Economic Surveys. 4, 1990: 249-73.

Engle, R. and C. Granger. Co-Integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing. Econometrica. 55, 1987: 251-267.

Gonzalo, J. Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships. Journal of Econometrics. 60, 1994: 203-233.

Granger, C. W. J. and P. Newbold. Spurious Regressions in Econometrics. Journal of Econometrics. 2, 1974: 111-120.

Johansen, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economics and Dynamics and Control. 12, 1988: 231-254.

_____. The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables. Econometric Review. 13(2), 1994: 205-229.

臺灣大學學術期刊資料庫

Johansen, S. and K. Juselius. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 52(2), 1990: 169-210.

Luke, David F. The impact of the Uruguay Round on trade preferences - Toward a forward-looking trade agenda for African countries. Journal of World Trade. 30(3), 1996: 141-159.

Mackinnon, J. E. Critical Values for Co-integration Tests In Long-Run Economic Relationship, edited by R.F. Engle and C.W.J. Granger, 267-276, Long-Run Economic Relationships, Oxford University Press. 1991.

Nieh, C. C. and C. F. Lee Dynamic Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries. Quarterly Review of Economics and Finance. 41(4), 2001: 477-490.

Osterwald-Lenum, M. Practitioner's Corner-A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 54, 1992: 461-472.

Reimers, H. E. Comparions of Tests for Multivariate Cointegration. Statistics Paper. 33, 1992: 335-346.

Schindler, H. J. Chemical industry diversification. Journal of International Marketing and Marketing Research. 17(1), 1992: 25-38.

Sims, C. A. Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered. American Economic Review. 70(2), 1980: 250-257.

Yu, Tony Fu-Lai. Coordination and Industrial Organization: South Korea's Chaebols versus Taiwan's Small Enterprises. Journal of the Korean Economy. 1(2), 2000: 367-92.

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫