

國立臺北大學統計學系

碩士論文

指導教授：吳祥華、鍾麗英 博士



美國費城半導體股市、台灣股市、台積電
股價的關聯性之實證研究

研究生：劉照群

中華民國 九十七 年 七 月

誌 謝

本論文能夠順利完成，首先最要感謝恩師吳祥華博士、鍾麗英博士的教導，無論是從論文的架構、觀念的啟發及研究期間均不餘遺力解惑，由於他們的引領，使我得以由財金、經濟領域再跨進統計領域開啟這扇學術殿堂，一窺統計領域之美，老師的學者風範與認真精神，為我的人生帶來許多啟示！師恩浩瀚，永難忘懷。

其次論文口試期間，承蒙許玉雪老師、蔡麗茹老師及鄭宗記老師對本研究提出許多寶貴的建議，使論文更臻完備，在此一併感謝。

研究所求學期間，教授的指導或者是同學的研討，都讓我受益匪淺，感謝統計系所老師，感謝同學美鈴、悅琴、欣如、智玲、芳瑛、信吉、用偉伴我渡過研究生涯中最成長的歲月。

最後，感謝在背後默默支持我的家人，由於您們的全力支持，我才得以心無旁騖的努力在研究課程上，有你們的付出，才能更上層樓，在此願以最真摯的心，祝福所有關心我及提攜我的人永遠健康、快樂！

劉照群 謹誌
2008.07.15

國立臺北大學 96 學年度第 2 學期碩士學位論文提要

論文題目：美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價的關聯性之實證研究

論文頁數： 73

所 組 別：統計學 系 (學號：79478915)

研 究 生：劉照群 指導教授：吳祥華 博士 鍾麗英 博士

論文提要內容：

過去有關美國股市與台灣股市關聯性之研究，所得到的檢定結果多是道瓊工業指數最具影響力，其次才是 NASDAQ 指數或費城半導體指數，且均為單向關係居多。

但隨著產業的變遷，特別是台灣已經成為世界電子科技業代工重鎮，電子業亦成為台灣主流產業，尤其是半導體業者，在晶圓代工領域，台灣更是獨佔鰲頭，台積電龍頭地位自然成為眾所矚目之投資標的，這幾年來費城半導體指數日趨重要，且在 19 家重要半導體廠成份股中，特別納入唯一亞洲的台積電。

為探討美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價的關聯性(領先落後關係)分析與之間的動態、交互關係，並尋找可作為投資決策上的參考意見。研究過程首先將報酬率數列進行單根檢定，確認為定態後，再以 Granger 因果關係檢定，另一端則以股價進行共整合分析、誤差修正模型來檢測數列間彼此之長短期關係結構。

研究期間自 2003.6.24 至 2008.2.12 止，共 1111 筆日資料，實證研究之結論歸納如下：

1. 我們發現費城半導體指數影響台積電股價(晶圓代工產業)的程度比台股來得強烈，即不論在 Granger 因果關係檢定、共整合檢定及誤差修正模型等均顯著，而費城半導體指數報酬率與台灣加權指報酬率在 Granger 因果關係檢定亦顯著。
2. 在共整合檢定中，則發現費城半導體指數、台灣加權指數與台積電股價三者存在著長期均衡關係，其次在兩兩共整合檢定下，費城半導體指數與台積電股價、台灣加權指數與台積電股價間存在著長期均衡關係，投資者可採用某一數列資料來預測另一數列資料，不過費城半導體指數、台灣加權指數則沒有共整合現象，這可能因半導體產業的摩爾定律現象影響，造成費城半導體指數波動會較明顯。
3. 在誤差修正模型下得知費城半導體指數與台積電股價均受到雙方前 1 期之影響，不僅有短期及長期之關係，且兩序列會有交互影響。然而台灣加權指數與台積電股價中；僅台積電股價前 4 期影響台灣加權指數外，其餘前 1~4 期交叉變數來解釋當期變數時均不顯著。

關鍵詞：費城半導體指數、台積電、單根檢定、Granger 因果關係檢定、共整合檢定、誤差修正模型

ABSTRACT

An Empirical study of the Relationship Among Philadelphia Semiconductor Index in American, Taiwan Stock Index and TSMC Stock Price

by

Liu, Chao-Chun

July 2008

ADVISOR: Dr. Wu, Shyang-Hwa and Dr. Chung, Ly-Inn

DEPARTMENT: GRADUATE SCHOOL OF STATISTICS

MAJOR : STATISTICS

DEGREE: MASTER OF BUSINESS

As regarding to the correlative study between Taiwan stock market and American stock market in the past, the inspected result indicated that the first one which owned the great authority was Dow Jones Industrial Average Index. The second one was NASDAQ index or PHLX Semiconductor Index; and mostly the correlation between them was single correlation.

However, by following the transition of industries, electronics industry turns into main industry in Taiwan, especially Taiwan becomes a place of strategic importance in OEM for worldwide electronic technology industries. In the field of wafer foundry, Taiwan occupies the most important position particularly. The leading position of TSMC naturally becomes the investing target for most people. These years, PHLX Semiconductor Index is getting more and more important. It subsumes TSMC, the only selected ASIA semiconductor factory, to the constituent stocks of nineteen great semiconductor factories.

To investigate the correlation (ahead or fall behind) among PHLX Semiconductor stock market, Taiwan stock market and TSMC, and analyze the dynamic and mutual relation for finding reference opinions of investment policy, the first thing is to carry out Unit Root test for rate of return sequence. After confirming the steady state, the study will use Granger Causal Relations to test it. Next, use the stock to carry out co-integration analysis and error-correction model to test the long-term and short-term relation structure among sequences.

The study started from 2003.6.24 to 2008.2.12 with 1111 daily data. The conclusion of the experimental study is generalized as follows:

1. We find that the influence of PHLX Semiconductor Index to TSMC stock is stronger than Taiwan stock index. That is, the result is remarkable no matter in Granger Causal Relations, co-integration test and error-correction model. In addition, the relation between the rate of return for PHLX Semiconductor Index and rate of return for Taiwan Weighted Stock Index also is remarkable by using Granger Causal Relations test.
2. In co-integration test, we find that long-term equilibrium relationship existed among PHLX Semiconductor Index, Taiwan Weighted Stock Index and TSMC Stock. Next, comparing all of them with co-integration test, two by two, PHLX Semiconductor

Index & TSMC Stock and Taiwan Weighted Stock Index and TSMC Stock exist long-term equilibrium relationship. Investors can use one of the sequence data to predict another one. However, there is no co-integration between PHLX Semiconductor Index and Taiwan Weighted Stock Index. It might be influence by Moore's Law in semiconductor industries and caused the significant fluctuation of PHLX Semiconductor Index.

3. From the error-correction model, we can know both PHLX Semiconductor Index and TSMC stocks are influenced by previous stage. Not only they have short-term and long-term correlations, but also both sequences will interact for each other. For Taiwan Weighted Stock Index and TSMC Stock, however, only the previous four stages of TSMC Stock would influence Taiwan Weighted Stock Index. When we use cross variable to explain the variable at that stage for the previous one to four stages, we can find that the result is not remarkable.

Key words : Philadelphia semiconductor index, TSMC, Unit root test, Granger causality test, Cointegration test, Error correction model



目錄

第一章	緒論	1
	第一節 研究背景與動機.....	1
	第二節 研究目的.....	2
	第三節 研究限制.....	3
	第四節 研究架構與流程.....	4
第二章	美國費城半導體市場與台股市場、台積電之互動	6
	第一節 美國費城半導體市場介紹.....	6
	第二節 台灣加權股價指數.....	8
	第三節 全球、台灣半導體產業之分析.....	9
	第四節 台積電簡介.....	12
第三章	文獻探討	17
	第一節 國外相關文獻.....	17
	第二節 國內相關文獻.....	21
第四章	研究方法	31
	第一節 單根檢定 (Unit Root Test)	31
	第二節 Granger 因果關係檢定.....	34
	第三節 共整合檢定 (Cointegration Test)	35
	第四節 誤差修正模型 (Error Correction Model ; ECM)	39
	第五節 向量自我迴歸模型 (Vector Autoregressive Model ; VAR)	40
第五章	實證研究結果	42
	第一節 資料來源與處理型態說明.....	42
	第二節 單根檢定實證結果.....	44
	第三節 Grange 因果關係檢定結果.....	48
	第四節 共整合檢定結果.....	50
	第五節 誤差修正模型估計結果.....	52

第六節 向量自我迴歸模型估計結果.....	56
第六章 結論.....	58
參考文獻.....	62
附錄一 外資持股比重與大盤總市值.....	66
附錄二 全球前三十大半導體業者關聯分析表.....	67
附錄三 摩爾定律.....	73



表目錄

表 1	美國費城半導體成份股.....	7
表 2	台灣上游 IC 產業經營結構分析表.....	10
表 3	晶圓代工全球市佔率.....	11
表 4	台積電與國內半導體業者關聯性表.....	15
表 5	國外文獻總結.....	27
表 6	國內文獻總結	29
表 7	費城指數、台股指數、台積電股價之單根檢定(ADF) 結果.....	44
表 8	費城半導體指數報酬率、台股指數報酬率、台積電股 價報酬率之 Granger 因果檢定	48
表 9	費城指數、台股指數、台積電股價間日資料之 AIC 表.....	50
表 10	費城指數、台股指數、台積電股價之共整合檢定結果 (最大概似估計法).....	51
表 11	費城指數、台股指數、台積電股價誤差修正模型估計 結果.....	53
表 12	費城半導體指數、台積電股價誤差修正模型估計結果.....	54
表 13	台灣加權指數、台積電股價誤差修正模型估計結果.....	55
表 14	費城半導體指數、台灣加權指數向量自我迴歸模型 估計結果.....	57

圖目錄

圖 1	研究流程	5
圖 2	台灣半導體子產業晶圓代工全球市佔率	11
圖 3	台積電產能利用率與毛利率走勢預估	14
圖 4	費城半導體指數(PSE)、台灣加權指數(TAIWAN)、 台積電股價(TSMC)	45
圖 5	費城半導體指數報酬率(PSE)、台灣加權指數報酬率 (TAIWAN)、台積電股價報酬率(TSMC)	47



第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

全球金融市場在地球村效應下，常常牽一髮動全身，國際間股市之訊息傳遞(spillover)效果已是非常迅捷而廣泛。這種現象可由 1997 年 7 月泰國金融危機擴散為亞洲金融風暴，進而引發國際股市連袂重挫，與 2007 年 8 月美國次級房貸(subprime loan)問題惡化再度重創全球股市看出端倪。

臺灣近年來在低利率環境下，投資理財已為潮流所趨，台灣股市隨著整體經濟社會之變遷發展，產業茁壯、轉型與升級，加上政治、法令的改變，已具備完善投資環境。法人及外資機構挾其龐大資金及專業研究團隊進入證券市場，由 1994 年持股比重僅 3%-5%到 2003 年持股比重已達 22.5%以上，2008 年更接近 35%(附錄一)，影響市場甚鉅，就外資法人操作邏輯而言，通常選股標的會集中在具競爭力權重股。

臺灣證券市場這十年來，產業隨著市場需求變動，經濟自由化、國際化、全球化，股市規模的日益龐大，資金投入講求效用，因此資金集中少數個股，特別是台灣已經成為世界電子科技業代工重鎮，電子業亦成為台灣主流產業，尤其是半導體業者，在晶圓代工領域，台灣更是獨佔鰲頭，台積電(全球晶圓代工市佔率曾達 55%，且佔台股權重達 10.85%)龍頭地位自然成為眾所矚目之投資標的，同時台積電股價中長期起落波動的趨勢；亦與全球電子產業榮枯有高度一至致性。這些年來，學者在探討各國股市報酬相關或波動性時，多以美、歐股市探討對象，然隨著

全球電子產業興起，台灣股市與電子股地位已不容小覷，故本文欲了解電子上游以半導體類股為主軸的「美國費城半導體股市對台灣股市、台積電股價之關聯性」。

研究期間前後經過 921 地震、美國 911 事件、美西封港事件、SARS 事件以及台灣電子廠商不斷西進、到目前中、下游以及上游紛紛出走、大陸科技廠商的崛起等因素影響，美、台電子業代工關係也產生變化，特別是半導體業，委外晶圓代工關係甚密，且台灣具世界領導地位，因此採『美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價』為對象做實證研究的必要，透過研究模型來探討其報酬率與股價變動的相關程度外，更深入研究何者具有領先或落後的關聯性，並可進一步作為投資決策上的參考意見。

第二節 研究目的

(一) 研究對象

美國費城半導體指數、台灣加權指數、台積電股價之指數(股價)與報酬率。

(二) 研究目的

本研究將進行上述三個指數(股價)之多元時間數列實證研究，研究期間採台積電納入美國費城半導體指數成份股次日開始，自 2003.6.24 至 2008.2.12 止，主要目的在：

- 1.探討『美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價的關聯性(領先落後關係)分析』。

- 2.深入檢視『美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價』之間長短期關係結構。
- 3.欲從『美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價』之間的動態、交互關係，尋找可作為投資決策上的參考意見。

第三節 研究限制

- (一)基本上美國與我國股市每週週六、週日休市，但其他休市日期些許不同，如台灣國定假日彈性調整的差異，為求數列一致性故刪除部分資料，如此或有產生偏誤的可能性。
- (二)美國費城半導體指數夏令(4月初至10月底)交易時間相當於台灣時間晚上 9:30 至隔天清晨 4:00(冬令交易時間則延後一個小時;10:30 至隔天清晨 5:00)，與台灣股市交易時間 9:00 至 13:30 並無重疊現象，故本研究選取樣本日期，採美國費城半導體指數為第 T 日，而對應台灣股市則為第 $T+1$ 日。
- (三)由於台灣股市有漲跌幅度的限制，因此可能使資訊無法迅速與充分的反應，而美國股市則完全沒有漲跌幅的限制，能快速反應屬效率市場，導致實證研究結果的偏差。
- (四)股市在縱斷面，多頭、空頭期間主觀假設的起點與終點判斷可能影響到實證結果。

第四節 研究架構與流程

本文之架構共分六章；

第一章 為緒論，分別說明研究背景與動機、研究目的、研究限制及研究架構。

第二章 為美國費城半導體市場與台股市場、台積電之互動，分別對於美國費城半導體市場之介紹及台股市場、台積電簡介，並說明選擇研究三個股價(指數)與報酬率關聯性之原因。

第三章 為文獻探討，本章是分析國內外文獻對股票市場特性不同理論、各國股票市場連動效果實證研究，作一回顧整合與探討。

第四章 為研究方法，說明本文之研究方法包括了 ADF 單根檢定、Granger 因果關係檢定、Johansen 共整合檢定、誤差修正模型及向量自我迴歸模型。

第五章 為實證結果，說明資料的來源、資料的處理，就蒐集之資料進行各種可能出現之情況加以檢定及估計，並以其作分析依據，說明各種可能之結果。

第六章 為結論，對於實證結果歸納本研究的重要結論，並對結論作進一步說明。

本研究之流程包括了文獻整理、建構長短期動態模型、實證結果之詮釋，最後提出結論，列於圖 1。

研究流程如下：

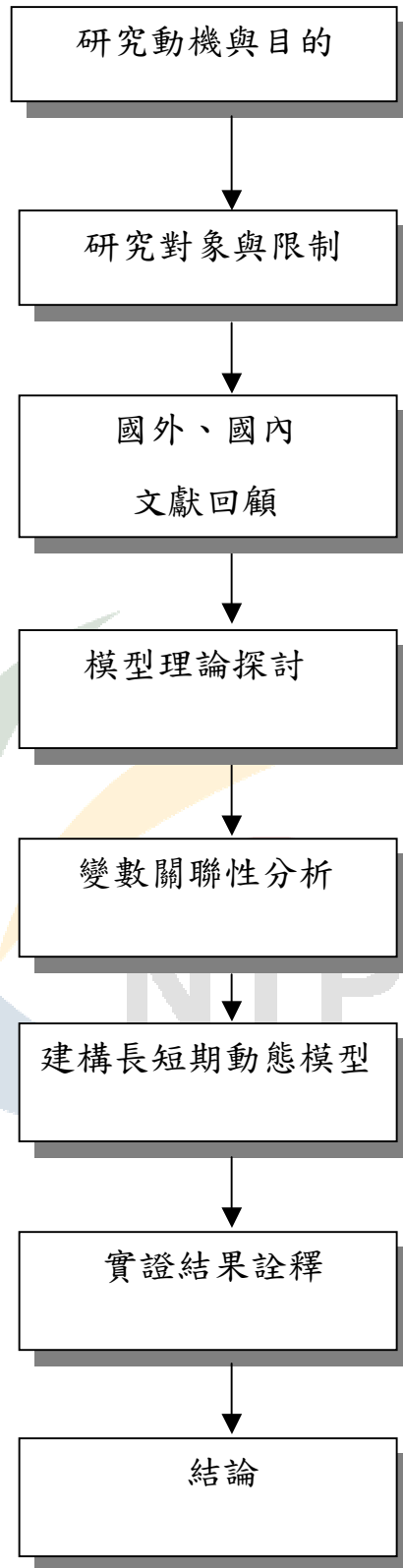


圖 1 研究流程

第二章 美國費城半導體市場與台股市場、台積電之互動

本研究將在本章說明選擇美國費城半導體股市、台灣股市與台積電股價關聯性研究之原因。

第一節 美國費城半導體市場介紹

費城半導體指數(Philadelphia Semiconductor Index ; PSE Index)是費城證券交易所的一項重要金融指數商品，目前費城半導體指數是以美國為主的 19 家重要半導體廠股價所組成，有 16 家為美國公司，其中三家非美國公司分別為台灣的台積電，德國的英飛凌(Infineon)及瑞士的意法半導體(STMicroelectronics)，這三間外國企業均有美國存託憑證(American Depositary Receipts ; ADRs)在紐約證券交易所買賣。就指數涵蓋的範圍包括半導體設計、晶圓製造等各領域具重要代表性廠商，不過這與美國股市主要的指數如道瓊工業指數、NASDAQ 指數採取「市值加權平均」的計算方式，不同的是美國費城半導體指數；是採取「股價算術平均」的方式來計算指數。簡單來說，不論公司股本大小，只針對個別公司漲跌幅加總平均，比如說甲公司股價上漲 1 美元，這與乙公司股價上漲 1 美元對整體指數的影響是一樣的，無關個別公司的市值規模。

費城半導體指數設立於 1993 年 12 月 1 日，指數的初次值為 200 點，之後在漲跌過程中，一度漲至 2000 年 3 月 14 日高點達到 1362 點，

10 年來指數最高漲幅達到 12.62 倍(因費城半導體指數在 1995 年 7 時曾做過 1 對 2 的分割)，充分的反映出 90 年代半導體產業的蓬勃發展，在 2007 年 9 月 21 日，該指數維持在 501 點。其次，我們將美國費城半導體成份股列示如表 1

表 1 美國費城半導體成份股

股票代號	公司名稱	中文名稱
ALTR	Altera Corporation	艾爾特拉
AMAT	Applied Materials Inc	應用材料
AMD	Advanced Micro Devices, Inc.	超微
BRCM	Broadcom Corporation	博康
IFX	Infineon	英飛凌
INTC	Intel Corporation	英特爾
KLAC	KLA-Tencor Corporation	科磊-探闊
LLTC	Linear Technology Corporation	線性科技
LSI	LSI Logic Corporation LSI	邏輯公司
MOT	Motorola, Inc.	摩托羅拉
MU	Micron Technology Inc.	美光科技
MXIM	Maxim Integrated Products, Inc.	美信集成
NSM	National Semiconductor Corporation	國家半導體
NVLS	Novellus Systems Inc	諾發科技
STM	STMicroelectronics N V	意法半導體
TER	Teradyne, Inc.	特拉戴
TSM	Taiwan Semiconductor Mfg, Ltd.	台積電
TXN	Texas Instruments Incorporated	德州儀器
XLNX	Xilinx Inc	智霖

資料來源：MoneyDj(嘉實資訊)

我們若以 2007 年全球前 20 大半導體廠商包括在費城半導體指數的廠商計有英特爾(第 1)、德州儀器(第 4)、意法半導體(第 5)、英飛凌(第 10)、超微(第 11)、美光(第 15)等 6 家公司，由於 6 家排行前 20 大半導體廠商都是費城半導體指數的成份股，因此費城半導體指數幾乎可以代表全球半導體產業景氣興衰的指標，這對全球股市的影響力實不亞於道瓊工業指數及 NASDAQ 指數，而半導體產業的榮枯應是電子產業的領先指標，所以瞭解費城半導體指數的動向對全球相關電子產業的波動關聯性是重要的。

第二節 台灣加權股價指數

台灣股票市場的指數主要是由台灣證券交易所編算之股價指數發行量加權股價指數；以(1)所有上市公司，(2)全額交割股除外，(3)新上市公司於上市滿一個月後次月的第一個營業日納入樣本。台灣加權股價指數的成分幾乎涵蓋整個台灣集中市場，是一種全體採樣的指數。以 2007 年 7 月 1 日為例，當期總市值為 225,706 億元台幣，其換算公式如下：

加權股價指數=當期總市值/基值*100

基值：採用民國 55 年底時全體採樣股票總市值。

當期總市值：計算股價指數當時全體股票的總市值。

加權股價指數已忠實反應各股市價漲跌的總和效果，而不受其他非價格因素的影響，指數在採樣股增資時必須以(1)新增或剔除採樣股票時，(2)現金增資日，(3)減資註銷庫藏股，(4)公司合併或新股上市，(5)可轉換公司債或特別股轉換普通股日，(6)海外存託憑證發行新股，(7)

其它非市場交易而影響總發行市值的因素。在以上情況時調整，以避免這種非市場因素使得指數產生斷層現象。

若公司增資或除權後，股本膨脹改變市值時，就必須調整加權股價指數的基值，來因應影響，以維持指數的連續性，其調整公式如下：

新基值=舊基值*異動後總市值/異動前總市值

由於台灣加權指數的成份股仍以電子股所佔的比例最重，大約佔權重 60~70% 的水準，且從過去學者研究資料顯示，台灣電子股的波動和 NADDAQ 指數、費城半導體指數的連動性高，所以美科技股強、弱勢(報酬率)連帶影響台股的表現。

第三節 全球、台灣半導體產業之分析

(一) 全球半導體產業之分析

全球前三十大半導體業者關聯分析表(附錄二)是為全球前 30 大半導體業者、與其上游供應商、下游客戶及產業相關的競爭對手分析，並將費城半導體成份股、台積電客戶分別標示。由該分析表得知，費城半導體指數的 19 家成份股中有 16 家名列其中，且直、間接與台積電往來客戶高達 16 家以上，兩者之間關聯性緊密程度可想而知。同時台積電在晶圓代工領域，地位不容忽視，展望未來晶圓委外代工趨勢有與日俱增現象，且台積電全球市佔率已拉大至 5~6 成，更加深了費城半導體指數與台積電的互動。

(二) 台灣半導體產業地位

台灣的半導體產業儼然已成為台灣股市中一個不可或缺的重要指標，這是因為台灣的股價指數是採市值加權，所以資本額便是權值大小的依賴，而半導體產業的資料額又較一般產業來得大，因此半導體族群

股價漲跌對台股指數的影響力自然不小。觀察半導體族群佔整體電子股的總市值比重，發現從民國 84 年至民國 90 年來比重平均都維持在近五成的水準，91 年更高達六成以上，因此若是說台灣的電子業是半導體為首，實在是一點也不為過。而且電子產業佔台灣股市總市值的比重也有逐年增加的趨勢，由民國 84 年的 10%的比重成長至民國 89 年的 60%，92~97 年動輒 60~85%，電子股已成為市場資金追逐的焦點，又國內的前 5 大半導體廠商，包括台積電、聯電、旺宏、茂矽及華邦五檔重量級的半導體廠商，其市值就佔了整個台股指數的 27.26%(以 2000 年 6 月股價為準)，到 2006 年 1 月 3 日台積電單一個股即佔了整個台股指數的 10.81%，因此我們可以說台灣股市的主流產業是電子產業，而電子產業中的主流族群是半導體族群，半導體族群中又以台積電為龍頭股，這對台股影響實不容小覷。

台灣電子上游的半導體產業包括：晶圓代工、IC 設計、IC 製造、IC 封裝測試等，如表 2

表 2 台灣上游 IC 產業經營結構分析表

產業	公司名稱	
IC	晶圓代工	台積電、聯電
	IC 設計	聯發科技、威盛、矽統、揚智、凌陽、瑞昱、偉詮、民生科技、太欣、鈺創、智原、原相、雷凌、聯傑、群聯、盛群、立錡、義隆、松翰、驊訊、晶豪科、茂達、聯詠、矽創、其樂達、凌越、聯陽…
	IC 製造	世界先進、茂矽、茂德、華邦、旺宏、德基、南亞科技、華亞科技、力晶、世大、漢磊、台灣光罩、新台科技、中德、台灣信越、台灣小松、合泰、台硝、永光…
	IC 封裝測試	日月光、矽品、福雷電、華泰、京元電子、超豐、凌生、矽豐、力成、飛信、欣詮、立衛、福懋科技、加茂、中信…

晶圓代工全球市佔率排名如表 3，其中該產業前三大分別為台灣的台積電(TSMC)、聯電(UMC)以及新加坡的特許(Chartered)，三者合計即達全球市佔率 68% (圖 2)。

表 3 晶圓代工全球市佔率排名

2006	Company	Revenue	Share
1	TSMC	9,716	45%
2	UMC	3,191	15%
3	Chartered	1,527	7%
4	SMIC	1,465	7%
5	IBM	688	3%
6	Dongbu	462	2%
7	MagnaChip	404	2%
8	Vanguard	398	2%
9	Hua Hong NEC	300	1%
10	X-Fab	293	1%
11	Others	3,122	14%

資料來源：市調研究機構 Gartner(顧能)



晶圓代工 (全球前三大佔 68%)

台積電 (TSMC) : 45%

聯電 (UMC) : 15%

特許 (Chartered) : 7%

圖 2 半導體子產業晶圓代工全球市佔率

第四節 台積電簡介

台灣積體電路製造股份有限公司(簡稱台積電公司；TSMC)，成立於民國七十六年，並於民國八十三年成為在台灣證券交易所掛牌之上市公司。台積電之美國存託憑證亦於民國八十六在美國紐約證券交易所(NYSE)以 TSM 為代號開始掛牌交易，之後九十二年六月二十三日再納入費城半導體指數成份股，成為第一家納入 PSE 的亞洲半導體廠，反映晶圓代工龍頭代表地位。

台積電在半導體製程技術上的不斷精進，是該公司持續保持高度競爭力的重要因素之一。在最新技術的研發及導入生產方面，不但在全球專業積體電路製造服務領域中居領先地位，並且能夠和全球主要半導體領導廠商並駕齊驅。

台積電經由提供整體的先進晶圓專業製造服務，以協助客戶生產範圍廣泛的產品，應用於包括個人電腦、網路伺服器、電腦及週邊、網際網路應用產品，有線及無線通訊產品、消費電子產品、汽車及工業用設備等各項系統產品之中，可看出台積電公司對整體電子科技業興衰具舉足輕重的地位。

台積電專注於以下製造服務技術的提供

- (一) 先進的互補金氧半導體邏輯製程
- (二) 先進的類比/數位訊號製程
- (三) 先進的靜態隨機存取記憶體及嵌入式靜態隨機存取記憶體製程
- (四) 先進的動態隨機存取記憶體及嵌入式動態隨機存取記憶體製程
- (五) 先進的快閃記憶體及嵌入式快閃記憶體製程

(六) 特殊半導體製程

(七) 設計支援服務

資料來源：台積電年報

目前台積電已為全球最大的積體電路製造服務公司，就全球半導體公司於 2003 年資本支出達到 10 億美元以上共計八家，分別有 INTEL、SAMSUNG、台積電、SONY、MICON、INFINEON、STMICRO 和 TOSHIBA，其中台積電更高達 20 億元以上，佔 2002 年台積電總營收約 27%。

2004 年張忠謀在台積電法說會表示，半導體業者平均將成長 10-15%，而台積電將領先半導體公司平均成長達 20%以上，2005 年事後見證無誤，顯示該公司對產業趨勢的前瞻性一流。

2008 年 4 月張忠謀針對 21 世紀晶圓廠的重大發表會中表示預估 2008 年半導體產值將成長約 5%。過去全球半導體產值年複合成長率約 11%，晶圓代工產值年複合成長率約 17%，高出整體半導體產業，就台積電而言，營收則以年複合成長率 43%高度成長。現階段晶圓代工佔 IC 半導體業相關營收約 28%，但重要性將持續與日俱增，預估 2012 年將達到約 40%比重。

2008 年市調機構 IC Insights 公布，2008 年第一季全球半導體前 20 大廠商的排行榜，台積電打敗意法半導體(STM)首度躍居全球前五大，不僅如此，台積電首季營收達 27.71 億美元，較 2007 年同期成長 44%，成長幅度更是前 20 大半導體廠商之冠，在全球半導體大廠中已成為眾所矚目的焦點。

未來晶圓代工獲利將更為穩定，主因為晶圓代工已隨半導體產業進入成熟期，其次複合成長率由過去 20%~30% 下滑至 10% 上下。但由台積電產能利用率與毛利率走勢預估(圖 3)可得知台積電相對穩定成長的獲利來自維持較高的產能利用率(2003 年第二季~2008 年第二季約維持在 90% 以上)與高毛利率(2003 年第二季~2008 年第二季約維持在 38%~50%)，這也可由全球競爭力看出些許端倪，其中 2008 年第一季以後是預估數值 (永豐金控研究處預估)。

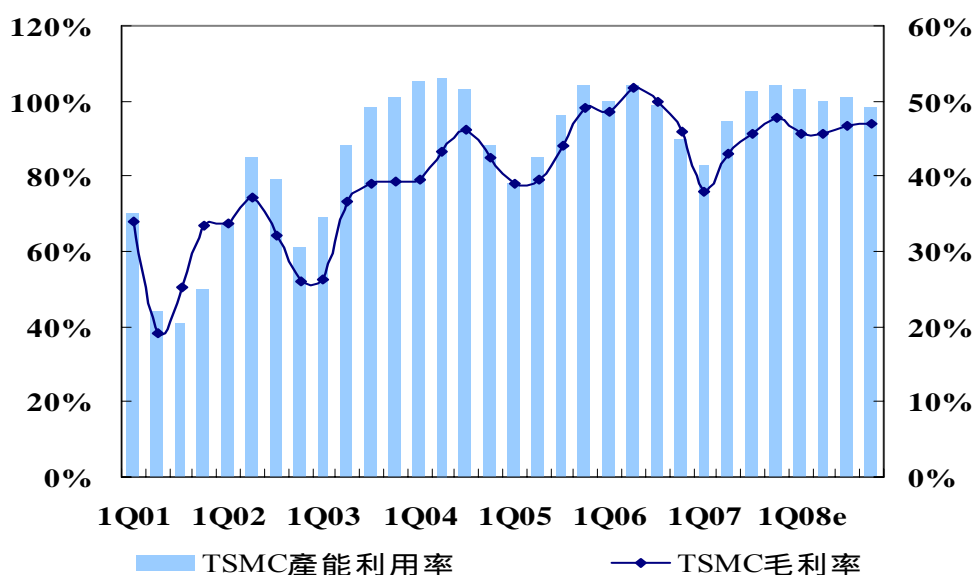


圖 3 台積電產能利用率與毛利率走勢預估

表 4 為台積電上、下游供應商、競爭者與其往來客戶關聯資料，並將客戶中若為費城半導體成份股或世界級公司分別標示之。

表 4 台積電與國內、外半導體業者關聯性表

台積電(2330)公司互動		
供應商	競爭者	客戶
Shin-Etsu Chemical BASF JSR MEMC Electronic Materials 1560 中砂 1717 長興 2338 光罩 2404 漢唐 2434 統懋 2464 盟立 2471 資通 2473 思源 2480 敦陽科 2493 揚博 3010 華立 3016 嘉晶 3018 同開 3030 德律 3052 阜典 3055 蔚華科 3093 港建 3264 欣銓 3265 台星科 3402 漢科 3532 台勝科 3551 世禾 5213 捷鴻 5326 漢磊 5347 世界 5434 崇越 5493 三聯 6112 聚碩 6139 亞翔 6140 訊達 6182 合晶 6192 巨路 6196 帆宣 6208 日揚 6218 豪勉	特許半導體 ADR Dongbu Electronics 2303 聯電 2342 茂矽 華潤微電子 中芯國際 先進半導體 上海貝嶺	AMD 費城半導體成份股 Conexant LSI Corp 費城半導體成份股 Microsoft Motorola 費城半導體成份股 Sun Microsystems Texas Instruments 費城半導體成份股 Analog Devices Qualcomm Transmeta Broadcom 費城半導體成份股 Altera 費城半導體成份股 Infineon 費城半導體成份股 nVidia 繪圖卡世界第一大廠 SanDisk SONY Cypress OmniVision Marvell Freescale Semiconductor Spansion Inc Silicon Laboratories Inc 1606 歌林 2379 瑞昱 2388 威盛 2401 凌陽 2454 聯發科 3034 聯詠 3041 揚智 3126 信億 3252 宏達科 3271 其樂達 3288 點晶 3298 圓創 3438 類比科 3443 創意 5314 世紀 6103 合邦 6130 亞全

台積電(2330)公司互動		
供應商	競爭者	客戶
6221 晉泰 6223 旺矽 8091 翔名 8383 千附 AZ Shin-Etsu Handotai Siltronic SUMCO Sumitomo T.O.K. Tai-Young High Tech 中德		6138 茂達 6186 晶磊 6198 凌泰 6202 盛群 6233 旺玖 6236 凌越 6243 迅杰 6286 立錡 6291 沛亨 8016 矽創 8040 九陽電 8081 致新 8227 巨有科 CSR Genesis Impinj
轉投資	被投資	策略聯盟
3443 創意 5347 世界 3374 精材 Emerging Alliance Fund, LP TSMC Partners VTAF II 上海台積電 日本台積電 台積電國際投資 美國台積電 歐洲台積電		STMicroelectronics 費城半導體成份股 Philips(ADR) 2311 日月光 2404 漢唐

資料來源：MoneyDj(嘉實資訊)

由表 4 可得知在費城半導體指數成份股 19 家中有 8 家與台積電有直接客戶關係，另外囊括兩家世界繪圖卡第一、二大廠客戶，且台積電與國內上下游關聯重要合作廠商也高達 80 家台股上市、櫃公司之譜，其間產業關聯、股價互動緊密可想而知。

第三章、文獻探討

影響股價的原因可分為很多種，主要包括了市場因素、產業因素及公司因素等，本研究主要是以市場因素的觀點來探討美國費城半導體指數、台灣加權指數、台積電股價的關聯性分析所造成的影響，而我們以報酬率與股價來當作衡量的指標，是因為報酬率與股價可以充分的反應出一家公司未來的前景，也就是說報酬率與股價可以反映出一家公司未來的成長性及產業未來的榮枯。接下來我們將針對與股市報酬率及股價波動性之相關市場因素研究做一簡要的回顧。

第一節 國外相關文獻

Su (1994)研究臺灣和其它國際資本市場的動態關係，包含美國、日本、英國、德國和香港。採用 $GARCH(1,1)-MA(1)$ 模型來偵測各個股市之間的動態外溢效果。

研究期間：1982 年至 1992 年，以大崩盤為界劃分成兩個子期間

實證結果：1. $GARCH(1,1)-MA(1)$ 是相當能刻劃國際資本市場股價報酬率之行為，臺灣和其它國家的外溢效果在落後二期後就已不顯著，顯示資訊在這些市場傳遞是有效率的。

2. 在 1987 年大崩盤前，其它市場對臺灣的外溢效果均不顯著，但在大崩盤後的樣本期間內外溢效果卻是顯著的。

Eun & Shim(1989)檢定各國的股票市場之間是否存在著國際傳導的效應，主要探討下列三點：1.某個股票市場的走向有多少的比例可以被另一個股票市場所解釋。2.美國的股票市場確實會影響其它的股票市場嗎？3.某個股票市場價格的波動會多快速的傳導到另一個股票市場。採用 VAR 模型來探討九個主要股票市場的傳導效應，包括澳大利亞、加拿大、法國、德國、香港、日本、瑞士、英國和美國。

研究期間：1980 年 1 月至 1985 年 12 月每日的股價報酬率

實證結果：1. 國際股票市場間確實存在著相互關係。

2. 由預測誤差變異分解得知，美國市場的確是世界上最具有影響力的市場，沒有一個國家的股票市場可能像美國市場這樣的具有影響力。
3. 由衝擊反應函數可得知，所有歐洲股票市場和亞太地區的股票市場，對美國市場所引起的衝擊在落後 1 期時最為強烈，而大部份的衝擊在 2 期內反應完畢。

Ozun(2007)使用日資料研究 Bovespa、ISE-100、Nikkei-225、FTSE-100、Xetra Dax、CAC-40、S&P500 與 NASDAQ 對巴西和土耳其兩個股票市場波動度的影響，採用 E-GARCH 模型來進行實證，

研究期間：指數自 2002 年 1 月 3 日至 2006 年 6 月 11 日

實證結果：1.美國和歐洲市場落後一期可以解釋會強烈正向影響 Bovespa。

- 2.日本股票市場則對 Bovespa 有微弱的正相關，證實新興市場的經濟與國際市場存在動態關係。

Zhu,Lu and Wang(2004) 分析上海、深圳綜合指數及香港恆生指數三個市場的報酬是否有因果關係，採用 Granger 因果關係法。

研究期間：1993 年至 2001 年

實證結果：三個市場的報酬之間沒有顯著的領先落後關係，但在波動度方面，上海和深圳市場之間有雙向的 Granger 因果關係，而香港市場的波動度則是領先上海市場。

Ma & Kao(1990)探究美國股票市場，探討美國國內外相對股價與美元匯率經濟風險、交易風險間的關係，對日本、加拿大、法國、英國、德國、義大利等六個自由金融的國家股市為外國樣本，採用多元線性迴歸模式實證結果指出匯率水準與相對股價為顯著正向的關係，但是匯率變動與相對股價之間則為顯著的負向關係，換言之，美元升值，美國股價相對於國外股價則會下跌。

Suliman(2005)調查美國利率的波動度與匯率，並調查股市的蔓延效果，採用 GARCH 模式來進行研究。

研究期間：1993 年 1 月至 1998 年 12 月

實證結果：墨西哥匯率溢出(spillover)會降低美國利率的蔓延效果。

Chan,Cheng and Fung(2002)探討香港、南韓、新加坡、台灣、日本與美國證券市場之間的關係，採用共整合方式，發現各國股價之間不具有共整合關係。

Ghosh(1999)採用共整合理論調查亞太地區開發中國家的股票市場，主要是由日本股票市場所影響或是由美國股票市場所影響，也就是探討介於開發中國家（香港、印度、韓國、台灣、馬來西亞、新加坡、印尼、菲律賓和泰國）與已開發國家（日本、美國）兩者股票市場的關連性。其中美國以 S&P500 指數為代表，日本以日經 225 指數為代表。為了使股價資料呈現平穩的狀態，對原始資料進行一階差分，最後以日本市場與美國市場分別與開發中國家的 9 個市場進行共整合檢定與誤差修正，來求得市場之間的關係。

研究期間：1997 年 3 月 26 日至 1997 年 12 月 31 日，日資料。

實證結果：1.香港、印度、韓國與馬來西亞與美國市場有長期均衡關係。

2.印度、菲律賓與新加坡與日本市場有長期均衡關係。

3.台灣和泰國則不受日本市場或是美國市場所影響。

綜合上述文獻，無論是在連動、共移或蔓延都是指不同股票市場間共同移動之趨勢，許多學者針對這種現象進行研究，隨著採用研究方法之差異與期間的不同和先後，也會產生不一致的結論，雖說股票市場的連動關係的研究已漸趨成熟，但仍需透過不同方法來檢視研究結果的穩定性，方能給投資者更嚴謹之參考依據。

第二節 國內相關文獻

國內文獻的部份，我們主要是探討下列四個主題，(一)台灣電子上游半導體產業股價關聯性之研究。(二)台灣股票市場股價關聯性之研究。(三)國外股票市場與國內股票市場關聯性之研究。(四)國際間股票市場與國際間個股關聯性之研究。

(一)台灣半導體產業股價關聯性之研究

蔣繼賢(1999)以發行量加權股價指數的概念，設計出代表台灣積體電路(IC)產業下之各生產階段的景氣榮枯，合計有 IC 設計、光罩、IC 製造、IC 封測及導線架共五組，再分別透過共整合分析來探討各生產階段之間的關係與股價之間的互動關係。

研究期間：1997 年 1 月 4 日至 1998 年 12 月 31 日，共計 517 筆股價日資料。

實證結果：1.發現在一對一共整合分析中，只有 IC 設計與光罩之間具有共整合關係，此反應出 IC 設計的景氣榮枯與光罩的景氣榮枯之間有亦步亦趨的趨勢。

2.發現在一對多共整合分析中，只有 IC 設計、光罩及 IC 製造是可以透過不同的組合來預測這三者的股價走勢。其中 IC 製造可透過光罩與導線架的組合或是光罩、導線架及 IC 封測之組合來預測 IC 製造之股價走勢；而 IC 封測與導線架則是無法透過任何共整合組合來預測這兩者的股價走勢。

洪志傑(2000)以半導體的垂直分工結構，將我國的半導體產業劃分為上、中、下游，並製作產業指數。利用單根檢定、共整合關係、因果關係及遲延分配模型來探討半導體股價的互動關係。

研究期間：1999 年 3 月 6 日至 2000 年 3 月 31 日，共 276 筆股價日資料。

實證結果：1.因果關係檢定發現，半導體上游與中游兩變數之股價變動具有相互回應關係；中游股價變動引起下游股價變動，下游股價變動引起上游股價變動。

2.Johansen 共整合檢定發現，半導體上、中、下游股價的變動有亦步亦趨的現象。

由以上二篇有關探討國內 IC 產業股價指數之研究，可以看出研究方向都是著重於國內 IC 產業上、中、下游的關連性影響，均只考慮國內產業而沒有考慮到國際因素對台灣 IC 產業股價指數的影響因素。因此本研究的目的主要就是要探討國際市場美國費城半導體股市對台灣股市及台灣 IC 產業之龍頭台積電股價的關聯性實證研究。

(二)台灣股票市場股價關聯性之研究

吳宗蓉(2000)探討以產業分類股價指數報酬率與景氣循環之間，檢定是否存在領先或落後的關係，以便瞭解到底是何種產業，才具有領先景氣的產業特質，而那些則是落後的產業。研究標的為台灣加權股價指數以及八大產業類股指數，包括了水泥類股、食品類股、塑化類股、紡織纖維類股、機電類股、造紙類股、營造建材類股、金融保險類股。

研究方法以當月之每日收盤價的平均值，採用 VAR 模型來進行股價指數報酬與景氣循環關連性的研究，最後以平均絕對百分比誤差來比較出何種股價報酬預測景氣的績效較佳。

研究期間：1987 年 1 月至 1999 年 12 月，資料型態為月資料。

實證結果：金融保險類股報酬，比加權股價指數報酬以及其它產業類股報酬，具有更佳的預測景氣績效。

林奕秀(1997) 採用單根檢定、共整合分析及誤差修正模型及 Granger Causality 來檢定台灣股價指數和貨幣供給、消費者物價指數、利率、匯率、工業生產指數等經濟變數之關連性研究。

研究期間：1990.1-1995.12 月資料

實證結果：無論長期或短期匯率都會對於股價有影響且為單向的影響。

由以上論文可得知，前者結論為金融保險類股報酬，比其他變數具有更佳的預測景氣績效，因研究期間有 2/3 的比例；金融股是主流產業。後者研究以總體經濟變數與股價指數兩者之間的關連性為主，其中所使用的總體經濟變數經常是國內生產毛額、工業生產指數、利率、匯率及貨幣供給額等，而影響變數也會隨著當時環境背景的不同而有所差異。

(三)國外股票市場與國內股票市場關聯性的研究

楊筆琇（1999）檢定台灣加權股價指數、台灣電子股指數、美國道瓊工業指數、美國 NASDAQ 指數、美國費城半導體指數五種股價指數長期及短期領先或落後關係，採用單根檢定、共整合檢定、因果關係檢

定、誤差修正模型。

研究期間：1997 年 1 月至 1998 年 12 月

實證結果：1.台灣電子股指數、美國 NASDAQ 指數、美國費城半導體指數，具有平均較高報酬與平均較高風險之特徵。
2.美國道瓊工業指數、美國 NASDAQ 指數、美國費城半導體指數單一方向影響台灣加權股價指數及台灣電子股指數。
3.美國費城半導體指數對台灣電子股指數，具有長期及短期的領先關係。

陳君達(2000)利用指數型多變量 GARCH 模型(EGARCH)探討台灣股市與美國、日本及香港股市間價格變化波動的傳遞效果

研究期間：1996 年 1 月 1 日至 1999 年 12 月 31 日的日資料。

實證結果：1.美國股市對台灣、日本和香港具有領先的效應。而香港股市受到台灣、美國與日本股市的影響最為明顯，原因是香港本身沒有自己的傳統產業作為經濟發展基礎，其經濟發展自然受到鄰近亞洲國家影響較大。
2.香港股市不受日本股市的非預期干擾的衝擊，台灣股市則迅速且完全反映了美、日與港股市的非預期波動。

劉健欣（1999）針對美國道瓊工業指數、NASDAQ 指數對台灣加權股價指數與台灣電子股指數的影響進行研究，使用向量自我迴歸模型（VAR），選取台灣加權指數、台灣電子股指數、美國道瓊工業指數以及 NASDAQ 指數等四種指數日報酬率，來探討兩國股市間的相互關係。

研究期間：1998 年 1 月 1 日至 1998 年 12 月 31 日

實證結果：1.台灣股市深受美國道瓊工業指數的影響，為台灣股市的領導者。

2.NASDAQ 指數對台灣電子股的影響力較道瓊工業指數為弱，且影響力逐漸減弱，再者台灣電子股受到 NASDAQ 指數衝擊時，其反應有遞延落後的現象。

3.台灣電子股受加權股價指數大盤的影響程度很深，顯示電子股無法脫離加權指數而獨立生存。

由以上的文獻可知，在長時間而言，國際股市間是趨於整合的，但短期則沒有定論；而在報酬和波動外溢方面，美國對台灣之加權指數與電子類股指數皆有正面的影響，美國對台股有領先的效應，但台灣對美國是否有雙向的影響則沒有一定的答案，就現階段電子產業方面而言，國外委託公司與國內代工廠商間代工關係的深淺，也會反應在兩變數間股價關聯性之程度。隨著國外公司的委託量佔國內代工公司銷貨淨額比例愈來愈高，其在股票報酬率上就會愈明顯地領先所對應的國內代工公司，即兩變數間股價之連動關係愈顯著。再者研究期間部份僅約一年左右，選取樣本數較少，這對研究實證結果恐產生偏誤。

(四)國際間股票市場與國際間個股關聯性之研究。

杜元隆(1993)研究美、日、德、英、港、星、台、韓、泰等九國股票市場股價指數與匯率資料之互動關係，採用向量自我迴歸模型。

研究期間：1985 年 7 月 1 日至 1992 年 6 月 26 日

實證結果：1.美國對其他國家股市具有最強之影響力，且由衝擊反應的型態可得知，國際股市對於資訊的反應具有效率性，因此投資人難以在國際股市間進行套利。

2.美、日、德、英四國股市之間具有密切之因果關係，而對其他亞洲國家股市亦具有顯著之影響力。相對的除了日本之外的亞洲各國股市間，其因果關係顯得較為薄弱，且幾乎不能影響前面四國股市。

姚志泯(2001)針對台灣 IC 產業相關各股股價與台灣加權指數、美國道瓊、NASDAQ、費城半導體指數與美光股價日資料，探討股價指數資料是否存在共整合關係，並以 GARCH 模型分析波動性之外溢效果

研究期間：1997 年 8 月 1 日至 2000 年 7 月 31 日

實證結果：1.費城半導體指數與美光不受台灣 IC 類股報酬率影響，但台灣電子股受費城半導體指數與美光報酬率落後一期的影響，而美光比費城半導體指數對台灣 IC 類股影響更大，其中又以對 IC 設計類股影響最大。

2.費城半導體指數對台灣 IC 類股指數存在波動性外溢效果，美光則無，而台灣只有 IC 類股股價對費城半導體指數、美光存在波動性外溢效果。

由以上的文獻可知，美國對其他國家股市具有最強之影響力，且由衝擊反應的型態可得知，國際股市對於資訊的反應具有效率性，另費城半導體指數與美光不受台灣 IC 類股報酬率影響，而美光個股比費城半導

體指數對台灣IC類股影響更大。顯見學者在國際間與個股關連性分析時，採樣均會以美股與美國個股居多。McDonald (1973) 提出「弱式區隔理論」(Weakly Segmented Market Theory)，其認為在實際上國際證券市場的區隔或整合僅僅是程度上的差別，各國股票市場不僅受到共通的國際市場因素（國際間共同的因素）所影響，同時也受到其他獨立因素的影響（區域因素或國家因素），故不能將國際證券市場區分為絕對的完全區隔或完全整合，而近期在半導體產業地位上，台灣IC類股的晶圓代工領域已獨步全球，故本文將研究美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價的關聯性(領先落後關係)分析。

表 5 國外文獻總結

作者	目的	方法	結論
Su (1994)	探討美、英、德、日、港、台等六國股市互動關係。	GARCH (1,1)-MA(1) 模型	1.崩盤前國際市場對台灣的波動性效果並不顯著，但崩盤後，美國、香港、日本、德國皆對台灣出現顯著的波動性效果。 2.全球股市崩盤後，國際資本市場有越來越整合之趨勢。
Eum&Shim (1989)	研究九個國家(澳、加、法、德、港、日、瑞士、英、美)股價指數日報酬率，來探討國際股票市場價格變之傳遞效果。	向量自我迴歸模型 (VAR)	1.國際股票市場間確實存在著相互關係。 2.除自身因素外，各國股市受美國股市影響最大。
Ozun (2007)	Bovespa 、 ISE-100 、 Nikkei-225 、 FTSE-100 、 Xetra Dax 、 CAC-40 、 S&P500 與 NASDAQ 對巴西和土耳其兩個股票市場波動度的影響。	E-GARCH 模型	1.美國和歐洲市場落後一期可以解釋會強烈正向影響 Bovespa 。 2.日本股票市場則對 Bovespa 有微弱的正相關，證實新興市場的經濟與國際市場存在動態關係。

表 5 國外文獻總結 (續一)

作者	目的	方法	結論
Zhu,Lu & Wang (2004)	分析上海、深圳綜合指數及香港恆生指數三個市場的報酬是否有因果關係。	Granger Causality (因果) test	1.三個市場的報酬之間沒有顯著的領先落後關係。 2.但在波動度方面，上海和深圳市場之間有雙向的Granger 因果關係，而香港市場的波動度則是領先上海市場。
Ma & Kao (1990)	探討美國國內外相對股價與美元匯率經濟風險、交易風險間的關係，對日本、加拿大、法國、英國、德國、義大利等六個自由金融的國家股市。	多元線性迴歸	匯率水準與相對股價為顯著正向的關係，但是匯率變動與相對股價之間則為顯著的負向關係，換言之，美元升值，美國股價相對於國外股價則會下跌。
Suliman (2005)	調查美國利率的波動度與匯率，並調查股市的蔓延效果。	GARCH 模型	墨西哥匯率溢出(spillover)會降低美國利率的蔓延效果。
Chan,Cheng & Fung (2002)	探討香港、南韓、新加坡、台灣、日本與美國證券市場之間的關係。	共整合檢定	發現各國股價之間不具有共整合關係。
Ghosh (1999)	探討介於開發中國家（香港、印度、韓國、台灣、馬來西亞、新加坡、印尼、菲律賓和泰國）與已開發國家（日本、美國）兩者股票市場的關連性。	共整合檢定與誤差修正模型	1.香港、印度、韓國與馬來西亞與美國市場有長期均衡關係。 2.印度、菲律賓與新加坡與日本市場有長期均衡關係。 3.台灣和泰國則不受日本市場或是美國市場所影響。

表 6 國內文獻總結

作者	目的	方法	結論
蔣繼賢 (1999)	台灣積體電路(IC)產業，合計有 IC 設計、光罩、IC 製造、IC 封測及導線架共五組，探討各生產階段之間的關係與股價之間的互動關係。	共整合檢定	1.發現在一對一共整合分析中，只有 IC 設計與光罩之間具有共整合關係。 2.IC 製造可透過光罩與導線架的組合或是光罩、導線架及 IC 封測之組合來預測 IC 製造之股價走勢；而 IC 封測與導線架則是無法透過任何共整合組合來預測這兩者的股價走勢。
洪志傑 (2000)	探討台灣半導體上下游產業股價的互動關係。	單根檢定、共整合檢定、因果關係檢定	1.中游股價變動引起下游股價變動，下游股價變動引起上游股價變動。 2.半導體上、中、下游股價的變動有亦步亦趨的現象。
吳宗蓉 (2000)	探討以產業分類股價指數報酬率與景氣循環之間，檢定是否存在領先或落後的關係。標的為台灣加權股價指數以及八大產業類股指數，包括了水泥類股、食品類股、塑化類股、紡織纖維類股、機電類股、造紙類股、營造建材類股、金融保險類股。	向量自我迴歸模型(VAR)	金融保險類股報酬，比加權股價指數報酬以及其它產業類股報酬，具有更佳的預測景氣績效。
林奕秀 (1997)	台灣股價指數和貨幣供給、消費者物價指數、利率、匯率、工業生產指數等經濟變數之關連性研究。	單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型及 GRANGER 因果檢定	無論長期或短期匯率都會對於股價有影響且為單向的影響。
楊筆琇 (1999)	研究道瓊工業指數、NASDAQ、費城半導體指數、台灣股價指數、台灣電子股五種股價指數長期及短期領先或落關係。	GRANGER 因果檢定	1.費城半導體對於台灣電子股有著長期與短期明顯領先關係。 2.美國道瓊工業指數、美國那斯達克指數、美國費城半導體指數單一方向影響台灣電子股指數及台灣加權股價指數。

表 6 國內文獻總結 (續一)

作者	目的	方法	結論
陳君達 (2000)	探討台灣股市與美國、日本及香港股市間價格變化波動的傳遞效果。	GARCH 模型 (EGARCH)	1. 美國股市對台灣、日本和香港具有領先的效應。而香港股市受到台灣、美國與日本股市的影響最為明顯。 2. 香港股市不受日本股市的非預期干擾的衝擊，台灣股市則迅速且完全反映了美、日與港股市的非預期波動。
劉健欣 (1999)	道瓊工業指數、NASDAQ、台灣電子股、台灣加權指數探討兩國指數因果關係。	向量自我迴歸模型(VAR)	1. 美國股市為台灣股市領導者 2. 台灣電子股深受台灣加權指數的影響。 3. 由於科技發達，國際資訊傳遞具有效率性。
杜元隆 (1993)	研究美、日、德、英、港、星、台、韓、泰等九國股票市場股價指數與匯率資料之互動關係。	向量自我迴歸模型(VAR)	1. 美國對其他國家股市具有最強之影響力，且國際股市對於資訊的反應具有效率性。 2. 美、日、德、英四國股市之間具有密切之因果關係，而對其他亞洲國家股市亦具有顯著之影響力。相對的除了日本之外的亞洲各國股市間，其因果關係顯得較為薄弱，且幾乎不能影響前面四國股市。
姚志泯 (2001)	對台灣 IC 產業相關各股股價與台灣加權指數、美國道瓊、NASDAQ、費城半導體指數與美光股價，探討股價指數是否存在共整合關係，及分析波動性之外溢效果。	共整合檢定、GARCH 模型	1. 費城半導體指數與美光不受台灣 IC 類股報酬率影響，但台灣電子股受費城半導體指數與美光報酬率落後一期的影響，而美光比費城半導體指數對台灣 IC 類股影響更大，其中又以對 IC 設計類股影響最大。 2. 費城半導體指數對台灣 IC 類股指數存在波動性外溢效果，美光則無，而台灣只有 IC 類股股價對費城半導體指數、美光存在波動性外溢效果。

第四章 研究方法

本研究主要目的在探討『美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價的關聯性實證研究』。研究過程首先將三者報酬率數列進行單根檢定，確認為定態後，再以 Granger 因果關係檢定，另一端則以三者股價進行共整合分析、誤差修正模型(ECM)來檢測數列間彼此的關係。

第一節 單根檢定(Unit Root Test)

就時間數列資料分析而言：首先要判定資料數列其檢定是否為平穩型狀態，才能符合迴歸的基本假設，也就是平均數及變異數不隨時間的變動而改變。因為在時間序列分析過程中，該變數是否符合定態(Stationary)，對於該變數作為統計模型之估計正確性與否有直接密切關係，一旦檢定結果為非平穩狀況，而依舊以原始數列來進行分析，則可能會發生假性迴歸 (Spurious Regression) 的問題，得到卻是沒有任何的經濟意義的結論，進而導置實證推論的錯誤(Quan,1992)。

所謂定態：依據 Yule-Walker公式推得，當時間序列面臨外來衝擊的反應只是短暫的，隨著衝擊而消失，就長期而言仍會均衡；而非定態(nonstationary)的時間序列恰好相反，亦衝擊即使消失，對時間序列的影響仍將永遠存在，表示該時間序列具永久性的記憶特性。

在「定態」的定義上，文獻將其分為弱式定態 (weakly stationary) 及強式定態 (strongly stationary) 兩種。本研究採用弱式定態，主要是其限制條件較強式定態來的嚴格，其定義如下：

若 $\{y_t\}$ 為定態的數列，必須滿足以下三條件：

$$1. \quad E(Y_t) = E(Y_{t+s}) = \mu \quad (3.1)$$

$$2. \quad \text{Var}(Y_t) = \text{Var}(Y_{t+s}) = \sigma^2 \quad (3.2)$$

$$3. \quad \text{Cov}(Y_t, Y_{t+s}) = \gamma_s \quad (3.3)$$

其中 μ 為期望值， σ^2 為變異數， γ_s 為自我相關係數，

三者皆為常數， t, s 表示不同之期數 $t, s=1, 2, 3, 4, \dots$

由(3.1)、(3.2)、(3.3)的條件可知，定態數列的期望值與變異數必須在任何時間點上皆為固定常數，且自我相關係數僅與兩期間的間隔有相關，和本身的時點無相關，亦即，期望值、變異數或自我相關係數皆須滿足時間獨立 (time-independent) 之特性，並不會隨時間而改變，其數列會有迴歸平均值(mean reversion)現象，亦即數列會在一個長期平均值附近波動，稱之為定態序列，否則皆為非定態序列。

單根檢定定態序列較常用有兩種方式：

1. Dickey-Fuller(1979)提出 Dickey and Fuller (簡稱DF)單根檢定

由於此方法檢定只考慮AR(1)，並未將迴歸殘差項可能有自我相關的現象加以排除，通常不能達到白噪音(white noise)序列，因此估計值將產生偏誤，同時不具一致性。

2. Augmented Dickey-Fuller(簡稱ADF)

由Dickey-Fuller (1981)再提出以修正DF(Dickey-Fuller)檢定上自我相關之問題，即在檢定迴歸式中增加應變數的落遲項，消除殘差項序列

自我相關，使其成為白噪音(white noise)序列，並且指出有高階自我相關AR(P)問題之時間數列，使用ADF分析其結果會較DF檢定來的嚴謹。

因此本研究將採用ADF分析時間序列變數是否為定態。

其模型檢定分三種模式：

一. 無截距項且無趨勢項之隨機漫步(random walk)模式

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^L k_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

二. 有截距項但無趨勢項之隨機漫步(random walk)模式

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^L k_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

三. 有截距項與趨勢項之隨機漫步(random walk)模式

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma T + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^L k_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

其中 Y_t 表示被預測的變數， Δ 表示一階差分， $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ， α 表示截距（漂浮項）， γT 為時間趨勢項， t 為檢定單根檢定時的統計參數值， L 為落後期數，誤差項 ε_t 為白噪音。

單根檢定假設：

虛無假設 H_0 : $\rho = 0$ ，存在單根，數列非定態

對立假設 H_1 : $\rho < 0$ ，不具單根，數列為定態

檢定的目的在於確定落後一期的變數 Y_{t-1} 係數值 ρ 是否為0。若虛無假設無法被拒絕，則代表原始的時間序列為差分定態（difference stationnary），衝擊對 Y_t 有永久的影響，亦即單根存在（ $\rho = 0$ ），則必須對數列做一次差分，再進行一次單根檢定，直到拒絕虛無假設為止。相反地，若第一次的單根檢定即能拒絕虛無假設，則表示原始時間序列即為定態，不具單根（ $\rho \neq 0$ ）

第二節 Granger 因果關係檢定

Granger(1969)所提出之因果關係，乃由預測的角度來定義兩變數間之因果關係。此處的因和果，並非指因何者發生變化而導致另一變數也發生變化的結果。僅能確認變數間互為領先或落後的關係。

假設兩變數 X 與 Y ，若對 Y 進行預測時，除了使用 Y 過去資料所提供的資訊外，再加上 X 過去的資料，這會讓 Y 的預測值更為精確，並能降低預測誤差。則稱 X 為 Y 的因(X Granger cause Y)，反之，若對 X 進行預測時，除了使用 X 過去資料外，再加上 Y 過去的資料，這會讓 X 的預測值更為精確，則稱 Y 為 X 的因(Y Granger cause X)；當 X 與 Y 兩變數同時互為因果關係，則稱 X 與 Y 互有領先關係。

假設 Y_t 及 X_t 為兩定態序列

方程式表示：

$$Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^m b_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m c_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$X_t = a_2 + \sum_{i=1}^m d_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m e_i X_{t-i} + \eta_t \quad (3.8)$$

其中 a_1 、 a_2 為截距項， b 、 c 、 d 、 e 均為係數， i 表示不同之期數
 $i = 1, 2, 3, \dots, m$ ， m 為最長的落後期數， ε_i 、 η_i 為兩個不相關的白噪音
 數列（white-noise series）

若統計檢定之結果顯示：係數 $\sum_{i=1}^m b_i$ 與 $\sum_{i=1}^m d_i$ 皆為 0，則兩數列並無因
 果關係，表示兩數列互為獨立關係；若係數 $\sum_{i=1}^m b_i$ 與 $\sum_{i=1}^m d_i$ ，其中有一者為
 0，則表示 X 與 Y 之間具有單項之因果關係；若兩係數 $\sum_{i=1}^m b_i$ 與 $\sum_{i=1}^m d_i$ 的檢
 定值皆具顯著，則表示 X 與 Y 互為領先關係。

若以 X_t 而言：統計檢定 $H_0: \sum_{i=1}^m d_i = 0$ 及 $H_0: \sum_{i=1}^m e_i = 0$ ，結果顯示
 $\sum_{i=1}^m d_i$ 顯著，而 $\sum_{i=1}^m e_i$ 不顯著，則表示 Y 為 X 之因， Y 會影響 X 。
 檢定時所使用的統計方式為 F-test

計算方式如下：

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_c) / m}{SSE_c / (T - 2m - 1)}$$

其中 SSE_r 為受限制模式下的殘差平方和， SSE_c 為完整迴歸模式下的殘
 差平方和， T 為樣本數， m 為落後期數。

第三節 共整合檢定（Cointegration Test）

本研究主要在探討美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價，
 其股價間是否存在著一穩定的共整合關係。

共整合是由 Engle and Granger(1987) 等所發展出來的一種統計模

式，目的在以共整合向量研究非恆定變數間長期趨勢移動的相互關係，若兩變數間存在長期均衡關係，則可視兩變數為共整合。而Johansen(1988)進一步提出最大概似法(maximum likelihood approach)的共整合檢定，其所包含的訊息較廣泛，較具有檢定力，同時也為近期的相關研究所採用。

時間序列資料大部分會呈現非定態的趨勢，因此，應先將時序資料做單根檢定，以確立資料之定態與否。共整合檢定旨在檢定迴歸模型中之各變數是否已達到「同階定態」，並探討兩個數列是否存在長期穩定的關係。若一時序數列呈現非定態的趨勢，但經由d次差分才達到定態，且為可逆的(Invertible)自我迴歸移動平均過程(ARMA Process)，我們稱此數列的整合秩數為d，即表示該時序數列有d個單根，則 Y_t 定義為 $Y_t \sim I(d)$ ，稱此數列為 $I(d)$ (integrated of order d)，一般來說，時序數列若經過一次差分就可達到定態，則此時序數列為 $I(1)$ 。

由於數列要進行共整合檢定的前提是其數列必須為非定態狀況，且須以同階來做整合檢定，並選擇一最適落後期數來估計結果。採用適當的選取準則，估計則可降低產生的偏誤，並可提高模式的效率。本研究將以Box-Jenkins的精簡法則(Principle of Parsimony)，採取AIC(Akaike's Information Criterion)準則，該準則較強調不偏性，其為Akaike於1973年提出的判定準則，當AIC值最小時，即為最適落後期數。

公式：

$$AIC = T \ln(RSS) + 2n$$

其中RSS為殘差平方和(residual of sum squares)，T為觀察值個數，n為預估計的參數個數。

本研究採用 Johansen(1990)建議以最大概似估計法(Maximum Likelihood Estimation)以檢定變數之間是否具有共整合關係。

Johansen 的最大概似估計法是假設所要檢定向量共整合的變數群中，至多有 r 個向量共整關係(r 在 Johansen 稱為共整合秩即 Cointegrating Rank)；此即為虛無假設 H_0 ，並利用最大概似比率法來對此假設進行檢定。先以向量自我迴歸模式(Vector Autoregressive Model；VAR) 表示如下：

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \cdots + \Pi_k X_{t-k} + \Psi D_t + \mu + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

其中， k 為落後期數， D_t 為季節性因素， μ 為 $(N \times 1)$ 向量， $\varepsilon_t \sim \text{iid} N_p(0, \Lambda)$ ， Λ 為 $(N \times N)$ 的殘差項變異數矩陣。

再求一階差分表示如下：

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \Psi D_t + \mu + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \cdots + \Pi_k \quad i=1, 2, 3, \cdots, k-1$$

$$\Pi = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \cdots + \Pi_k$$

其中 I 為單位矩陣， Γ_i 為 $(N \times N)$ 階之係數矩陣， Π 為長期衝擊矩陣(Long-term impact matrix)，包括所有隱含在 X 中的長期資訊，除了 ΠX_{t-k} 外，其餘皆為一階差分形式，而秩(rank)則表示存在於 X_t 間共整合向量的數目。

關於 Π 的秩分三種模式：

- 一. 當 $\text{rank}(\Pi) = N$ ，即 Π 為全秩，表示向量 X_t 為一恆定的序列。
- 二. 當 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，即 Π 為零秩，表示向量 X_t 不存在長期共整合關係。
- 三. 當 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < N$ ，表示變數間有 r 個共整合向量。

而 $\Pi = \alpha \beta'$ ，其中 α 為誤差修正係數之矩陣 (adjustment coefficient matrix)， β' 為共整合向量之矩陣 (cointegration vector matrix)， α 、 β' 為 $N \times r$ 的矩陣。

利用概似比檢定的方法，可得到軌跡檢定量 (trace test) 和最大特性根檢定量 (maximum eigenvalue test)，兩種方法的統計量分別表示如下：

1. 軌跡檢定 (trace test)

$$H_0 : \text{rank}(\Pi) \leq r \quad (\text{變數間至多有 } r \text{ 個共整合向量})$$

$$H_1 : \text{rank}(\Pi) > r \quad (\text{變數間至少有 } r+1 \text{ 個共整合向量})$$

$$\text{檢定統計量：} \lambda_{\text{Trace}} = -T \sum_{j=r+1}^p \ln(1 - \lambda_j)$$

其中 T 為觀察值個數， λ_j 為顯著特性根的數目。 $r=0,1,2,\dots,p$

拒絕 H_0 則表示變數間至少有 $r+1$ 個長期共整合向量。

2. 最大特性根檢定法 (maximum eigenvalue test)

$$H_0 : \text{rank}(\Pi) = r \quad (\text{變數間有 } r \text{ 個共整合向量}) \quad r=0,1,2,\dots,p$$

$$H_1 : \text{rank}(\Pi) = r+1 \quad (\text{變數間至少有 } r+1 \text{ 個共整合向量})$$

$$\text{檢定統計量：} \lambda_{\text{Max}} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

最大特性根檢定是由 0 個共整合關係開始檢定，即 $r=0$ 開始，並逐漸增加共整合數目，直到無法拒絕 H_0 為止。

第四節 誤差修正模型 (Error Correction Model ; ECM)

誤差修正模型乃是描述更正均衡誤差 (Equilibrium Error) 的隨機過程 (Stochastic Process)，當前期的殘差項偏離長期均衡價格時，即可在本期作修正調整。在共整合迴歸模型中的殘差項代表了迴歸式變數線性組合偏離長期均衡的離差，本模型將此殘差項列入了考慮，可計算各變數的誤差值，進一步觀察誤差項的干擾對整個模型長期關係的動態調整行為，如此不僅能找出時間序列間前後期相互影響的短期作用，並考慮誤差項對整體干擾作用的長期關係，可從短期及長期的交叉印證中獲得兩個序列間的回饋效果。

若數列已達到共整合之關係，將採用誤差修正模型來分析變數的短期動態關係，其股價變動間，在長期及短期上，是否存在著一個領先或落後的關係，並利採用AIC準則來找出變數間最適的落後期數。

Granger (1988) 指出，由於先前的因果關係檢定 (Granger Causality test) 中忽略了前期殘差項會恢復均衡 (Reversion—To—Equilibrium Channel of Causality) 的情況。因此，在檢定共整合變數間的因果關係時，必須在一誤差修正模式的架構下來執行。當兩個序列之間具有共整合 (長期穩定) 之關係存在，且其因果關係的方向已經建立之後，我們才可使用誤差修正模型更嚴謹地來檢視此關係之隨機動態過程 (Random Dynamic)。該誤差修正模型結合了長短期之參數一併做估計，同時考慮了長短期之調整過程，且已證實比先前的因果關係檢定 (Lin & Swanson ; 1993) 較佳，故，本研究將採用誤差修正模型，來探討變數間領先或落後的關係，進而獲得更有效、更具可信度之結論。

誤差修正模型：

$$\Delta Y_t = a_1 + a_y e_{t-1} + \sum_{i=1}^m b_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m c_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (3.11)$$

$$\Delta X_t = a_2 + a_z e_{t-1} + \sum_{i=1}^m d_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m e_i \Delta X_{t-i} + \eta_{zt} \quad (3.12)$$

其中 Δ 表示一階差分， $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ， $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ， a_1 、 a_2 為截距項， b 、 c 、 d 、 e 均為參數， i 表示不同之期數， $i=1, 2, 3, \dots, m$ ， m 為最長的落後期數， a_y 、 a_z 為誤差修正係數(error correction coefficient)，代表長期均衡誤差修正項的調整速度，若此係數顯著，則表示變數間具有長期均衡關係。 e_{t-1} 為殘差項 e_t 的一期落差值，用以衡量第 $t-1$ 期偏離長期均衡的程度，此即代表誤差修正項，它使得模型不會脫離長期均衡值。另 ε_{yt} 、 η_{zt} 為兩個不相關的白噪音數列(white-noise series)。

若 Y_t 和 X_t 兩數列間存在共整合關係，則此為穩定數列。對於(3.11)及(3.12)的模型可得知， Y 數列的變動可由上一期的誤差修正項、前期 Y 的變化，以及前期 X 的變化來解釋。同理 X 數列也可由上一期誤差修正項、前期 X 的變化，以及前期 Y 的變化來解釋。

第五節 向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model；VAR)

Sims(1980)提出向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model；VAR)，主要是依據資料本身的特性進行研究，屬於一種動態模式

(Dynamic Model)，也就是將所有變數均以內生變數(endogenous variable)來處理，避免在多個變數間因果關係尚未明確前，便假設某個變數為它變數之解釋變數，或某個變數為應變數(內生變數)，其它變數為自變數(外生變數)，容易造成誤差發生，如此就可解決內生外生變數認定的疑慮。

由於未限制的VAR雖是過度參數化，但在了解預測誤差的屬性對於揭露系統間變數之間的關係確是非常有用的。由VAR的標準式：

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

其中 Y_t 為變數， c 為截距項， β_i 為係數， ε_t 為白噪音(white-noise)， m 為落後期數。最適落後期的採用AIC準則，選取AIC最小值為最適落後期，並以Ljung-Box Q統計量檢定任一殘差是否存在自我相關，若殘差仍有自我相關則增加落後期數，直至殘差無自我相關為止。

在預測殘差變異過程告訴我們當一個時間數列變動的比例是因為它自己的變動或是對其它變數的變動。若考慮兩個數列 Y_t 和 X_t ，如果 Y_t 對 X_t 的預測殘差變異數分析中的比例為零，則稱 X_t 為外生變數，另一個極端例子為，若是 Y_t 對 X_t 的預測殘差變異數分析中的比例為100%，表示其預測殘差變異數有完全的解釋力，則稱 X_t 為內生變數，即我們要了解 Y_t 的變動能解釋 X_t 殘差變異的比例為若干。

第五章 實證研究結果

第一節 資料來源與處理型態說明

本文研究對象分別為美國費城半導體指數、台灣加權指數、台積電股價之指數(股價)與報酬率。其資料來源，台灣加權指數、台積電股價(還原權值股價)兩個是來自於台灣經濟新報資料庫(TAIWAM ECONOMIC JOURNAL DATA BANK，簡稱 TEJ)，而美國費城半導體指數則來自於彭博社(BLOOMBERG)。

研究期間則採台積電納入美國費城半導體指數成份股次日開始(考慮報酬率計算)，自 2003.6.24 至 2008.2.12 止，共計 1111 筆日資料之收盤價。在研究樣本中，美國股市交易日及休市日與我國不盡相同，為避免股市間交易日期不一致性的差異，在資料處理過程中，對於日期不一致而無法對應的觀察值分別予以刪除。

本研究除了針對探討『美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價的關聯性(領先落後關係)分析』並深入檢視之間長短期分析與動態、交互關係。

第二節 單根檢定實證結果

本研究採用 ADF 單根檢定法，分別對股價序列與報酬率序列檢測是否為定態時間數列，若數列非為穩定狀態，則須將資料予以差分，再判斷數列為何種整合階次數列。

(一)計算指數(股價)、報酬率

指數(股價)： $\ln(X_t)$ ；將每日的收盤指數(股價)取對數。

報酬率： $R_t = \ln\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right) * 100\%$ ，取相連兩日指數(股價)計算。

其中 R_t 表示在 t 期之報酬率， X_t 表示在 t 期之指數(股價)，

X_{t-1} 表示在 $t-1$ 期之指數(股價)。

(二)判斷單根檢定(ADF)型態

ADF 單根檢定之檢測結果，有三種方式；分別為無截距與無趨勢、有截距無趨勢及有截距有趨勢三項，首先在費城半導體指數、台灣加權指數、台積電股價等時間數列在 ADF 單根檢定之結果，三者序列皆為非穩定數列(圖4)，經由一階差分後，皆拒絕單根存在的虛無假說；三者序列皆為穩定時間序列，確定各時間序列資料具有相同的整合階次 $I(1)$ ，結果如表 7。

表 7 費城指數、台股指數、台積電股價之單根檢定(ADF)結果

	指數數列	指數差分數列		
	有截距與趨勢	無截距與無趨勢	有截距與無趨勢	有截距與趨勢
費城指數	-2.726601	-34.72965*	-34.71377*	-34.77119*
台股指數	-2.446766	-32.24141*	-32.25770*	-32.25973*
台積電股價	-2.343771	-19.10308*	-19.12722*	-19.12179*

註： *表示在5%的顯著水準下顯著。

根據Engle & Yoo (1987) 臨界值之數值表決定

- 1、 無截距與無趨勢項之ADF 模型單根檢定統計量:顯著水準為1%、5%、10% 的臨界值分別為-2.6048、-1.9465、-1.6189。
- 2、 有截距與無趨勢項之ADF 模型單根檢定統計量:顯著水準為1%、5%、10%的臨界值分別為-3.5523、-2.9146、-2.5947。
- 3、 有截距與有趨勢項之ADF 模型單根檢定統計量:顯著水準為1%、5%、10%的臨界值分別為-4.1314、-3.4919、-3.1744。

由表 7 的單根檢定(ADF)結果可以發現，上列三種方式無截距與無趨勢、有截距無趨勢及有截距與趨勢三項，在5%的顯著水準下，費城半導體指數、台灣加權指數、台積電股價等皆拒絕單根的虛無假設，顯示所有變數，在一階差分後成為一定態時間數列。

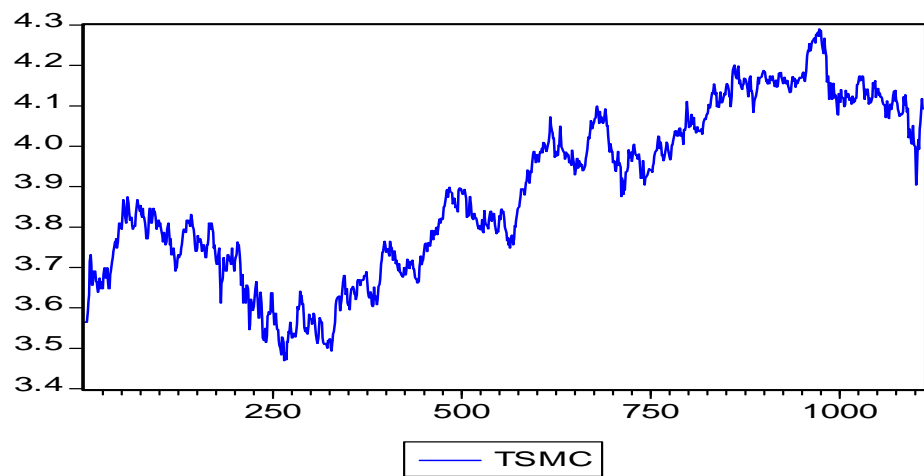
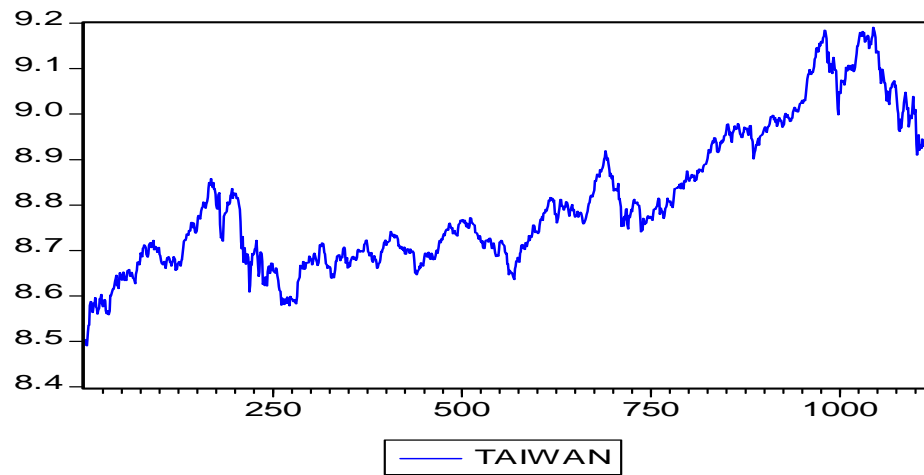
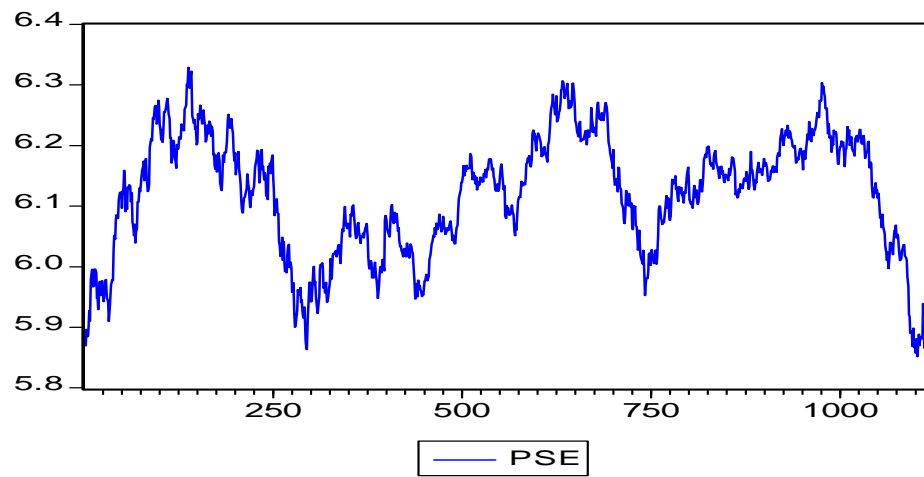


圖 4 費城半導體指數(PSE)、台灣加權指數(TAIWAN)、台積電股價(TSMC)

其次在報酬率 R_t 之時間數列(圖 5),由圖示可直接判斷為無截距與無趨勢之單根檢定(ADF)型態,其檢定結果剛好與表 7 的第三欄無截距與無趨勢相同(即 $R_t = \ln(X_t) - \ln(X_{t-1}) = \Delta \ln X_t$)。顯見費城半導體指數報酬率、台灣加權指數報酬率、台積電股價報酬率數列均為定態時間數列。



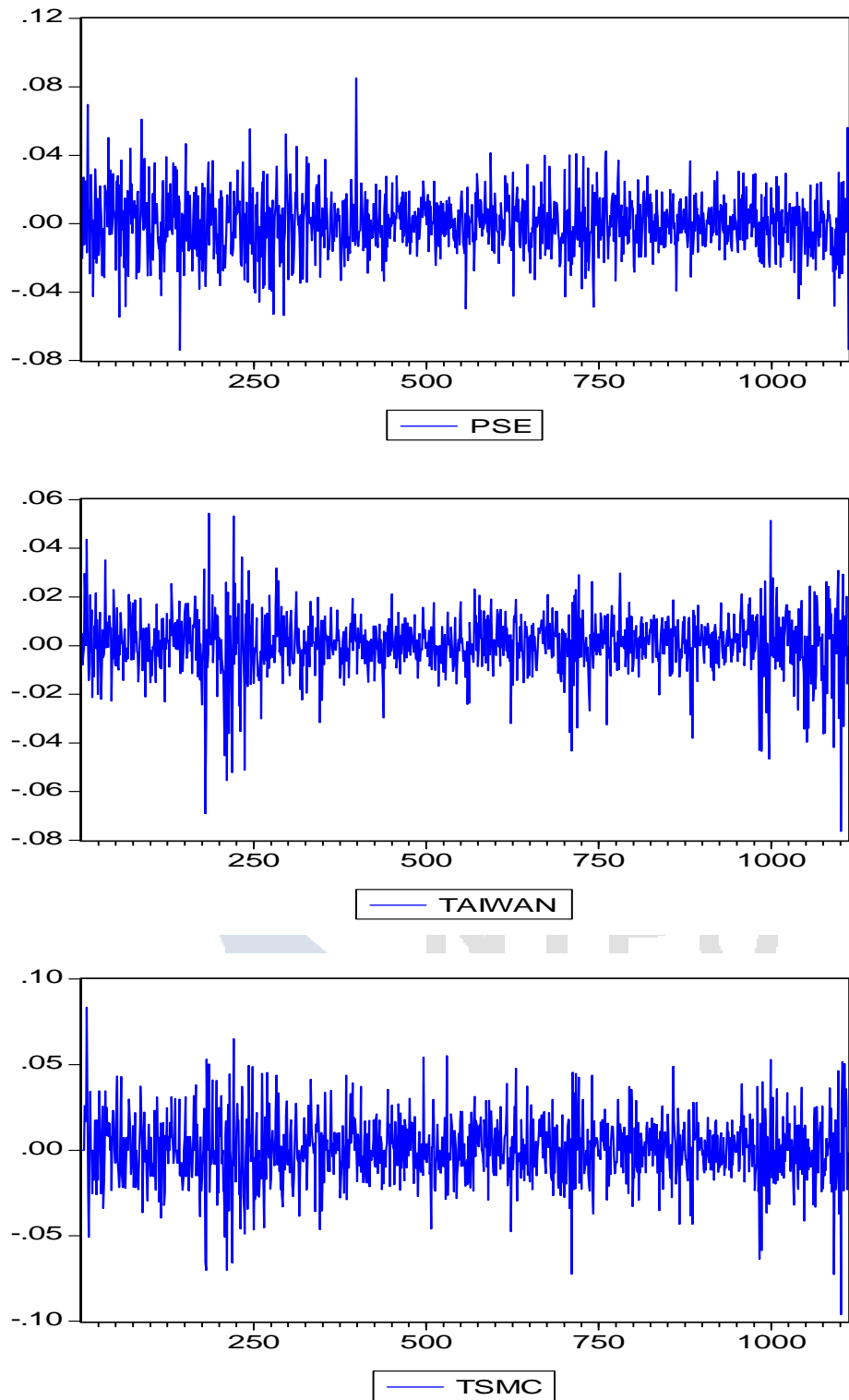


圖 5 費城半導體指數報酬率(PSE)、台灣加權指數報酬率(TAIWAN)、台積電股價報酬率(TSMC)

第三節 Granger 因果關係檢定結果

因果關係檢定(Granger causality test)，僅能確認變數間互為領先或落後的關係，這個關係可做為後續預測工作的一個重要參考。檢定結果是用來判斷費城半導體指數報酬率、台灣加權指數報酬率、台積電股價報酬率等時間數列中，兩兩數列在短期的領先與落後關係。所謂領先，乃指一變數波動先上漲或下跌時，而另一變數也隨之上漲或下跌之關係，結果如表 8。

表 8 費城半導體指數報酬率、台股指數報酬率、台積電股價報酬率之Granger因果檢定

前因變數	應變數	F-Statistic	p-value
費城半導體指數報酬率	台灣加權指數報酬率	3.67176*	0.02574*
台灣加權指數報酬率	費城半導體指數報酬率	31.62950*	4.4E-15*
費城半導體指數報酬率	台積電股價報酬率	3.21280*	0.04060*
台積電股價報酬率	費城半導體指數報酬率	31.44490*	5.2E-14*
台灣加權指數報酬率	台積電股價報酬率	2.32665	0.09810
台積電股價報酬率	台灣加權指數報酬率	3.22575*	0.04010*

註：*表示在5%的顯著水準下顯著。

表 8 為費城半導體指數報酬率、台股指數報酬率、台積電股價報酬率數列之因果關係檢定結果。若檢定的結果為拒絕虛無假設時，則表示兩變數間具有因果的關係，檢定時所使用的統計方式為F-test。

在5%的顯著水準下，有下列領先關係，費城半導體指數報酬率變化領先台灣加權指數報酬率變化、台灣加權指數變化領先費城半導體指數報酬率變化，於是費城半導體指數報酬率與台灣加權指數報酬率互為雙向領先的關係，其次費城半導體指數報酬率變化領先台積電股價報酬率變化、台積電股價報酬率變化領先費城半導體指數報酬率變化，於是費城半導體指數報酬率與台積電股價報酬率互為雙向領先的關係，另外台積電股價報酬率變化也是領先台灣加權指數報酬率變化。

我們發現在美國費城半導體指數與台股市場(台灣加權指數與台積電股價)不同的交易國家，均會有雙向領先的關係發生。可推斷出兩項發生的主因，一項為美國費城半導體指數在產業的關係與台股市場之電子產業比重高且國際連動程度深化，因此台股市場容易受到美國費城半導體指數的影響，同時美國費城半導體指數也會受到台股市場的影響。

另一項為市場投資人的心理面因素，當股票投資人認為費城半導體指數是影響未來台股市場的重大變數之一，於是在交易股票時，會參考費城半導體指數的變化，使得台股市場波動受到費城半導體指數變動的影響。另一方面，台股市場逐漸受國際化影響與日俱增，交易人為了長期投資或短期投機心理乃致於避險操作，甚致於考量外資買賣超的關係，進而造成費城半導體指數的波動也會與台股市場有一定程度的關聯性，於是費城半導體指數的投資人也會同時留意台股市場的報酬波動，作為交易的參考資訊。所以費城半導體指數與台股市場之間存在著雙向領先的關係。

其次台股市場中，台積電佔台股權重曾高達10.85%，為台灣加權指數的最大比重個股，使得台股市場波動明顯受到台積電股價變動的

影響。另一方面，台灣加權指數的波動，受制產業景氣循環；包括傳產股、金融股與電子股...等產業脈動影響，因此台積電股價波動受到台灣加權指數變動的影響並不顯著。

第四節 共整合檢定結果

Johansen(1988)最大概似法(maximum likelihood approach)的共整合檢定，來了解費城半導體指數、台灣加權指數、台積電股價等時間數列數間是否有長期的均衡關係存在。

在進行共整合檢定前，仍需選擇一最適落後期數，以確定模型的殘差符合白噪音，估計的結果才能具有一致性，而本研究仍採用AIC準則，結果如表 9。

表 9 費城指數、台股指數、台積電股價間日資料之 AIC 表

落後期數	1	2	3	4	5
費城指數/ 台股指數/ 台積電股價	-17.33292	-17.33521*	-17.32921	-17.32944	-17.32216
費城指數/ 台股指數	-11.33414	-11.33449	-11.33506	-11.33766*	-11.33063
費城指數/ 台積電股價	-10.56152	-10.57530*	-10.56793	-10.56994	-10.56533
台股指數/ 台積電股價	-11.78391	-11.82948	-11.82858	-11.83652*	-11.83160

註：*表示根據AIC準則所選取的最適落後期數

接下來將延續此一結果，依據Johansen的最大概似估計法檢定費城半導體指數、台灣加權指數、台積電股價間是否具有長期穩定的共整

合關係，結果如表 10。

表 10 費城指數、台股指數、台積電股價之共整合檢定結果

	特性根值	軌跡檢定	5%臨界值	共整合向量個數
費城指數/ 台股指數/ 台積電股價	0.022233 0.014977 0.007043	49.46294 24.55078 7.83072	42.91525 25.87211 12.51798	None* At most 1 At most 2
費城指數/ 台股指數	0.008276 0.007186	17.16794 7.97606	25.87211 12.51798	None At most 1
費城指數/ 台積電股價	0.013325 0.010378	26.42194 11.55901	25.87211 12.51798	None* At most 1
台股指數/ 台積電股價	0.018452 0.010784	32.59029 11.99192	25.87211 12.51798	None* At most 1

註：*表示在5%的顯著水準下顯著。

由表 10可得知共整合檢定結果，其中以軌跡(Trace)檢定法，在 5%的顯著水準下發現，費城半導體指數、台灣加權指數與台積電股價三者存在著1組共整合向量，說明費城半導體指數、台灣加權指數與台積電股價三者存在著長期均衡關係。另一對一共整合結果，費城半導體指數與台積電股價、台灣加權指數與台積電股價間兩兩均存在1組共整合向量，亦存在著長期均衡關係。

不過費城半導體指數、台灣加權指數檢定結果不顯著，說明費城半導體指數、台灣加權指數間沒有共整合。由於選取期間，費城半導體指數因半導體產業震盪起伏較大，而台股因半導體股成份股相對較少，指數震盪格局亦相對平緩，這可由圖 7看出些許端倪，比較沒有共整合現象。

第五節 誤差修正模型(ECM)估計結果

若數列已達到共整合之關係，將採用誤差修正模型來分析變數的短期動態關係，即費城半導體指數、台灣加權指數、台積電股價，其股價變動間，在長期及短期上，是否存在著一個領先或落後的關係，並採用AIC準則來找兩兩變數間最適的落後期數。

建構誤差修正模型來估計費城半導體指數、台灣加權股價指數、台積電股價，結果如表 11。

由表 11可得知費城半導體指數差分後的誤差修正項係數顯著，表示短期失衡時具有調整回長期均衡的能力。而費城半導體指數受到費城半導體指數前1期、台灣加權股價指數前1期、台積電股價前1期之影響，由AIC準則最小值所決定迴歸式的最適落後期數為二期。

其次台灣加權股價指數僅受到費城半導體指數前1期之影響，由AIC 準則最小值所決定迴歸式的最適落後期數為二期。

再者台積電股價差分後的誤差修正項係數顯著，表示短期失衡時具有調整回長期均衡的能力。而台積電股價受到費城半導體指數前1期、台積電股價前2期之影響，由AIC準則最小值所決定迴歸式的最適落後期數為二期。

最後在誤差修正模型下得知費城半導體指數與台積電股價、費城半導體指數與台灣加權股價指數，兩兩不僅有短期及長期之關係，且兩序列會有交互影響，不過台灣加權股價指數與台積電股價兩兩之影響並不顯著。

表 11 費城半導體指數、台股指數、台積電股價誤差修正模型估計結果

誤差修正模型	D(費城)	D(台灣)	D(台積電)
誤差修正項	-0.015534* [-2.98307]	-0.004120 [-1.07413]	-0.020161* [-3.45232]
D(費城(-1))	-0.143853* [-4.34135]	0.057549* [2.35813]	0.103891* [2.79578]
D(費城(-2))	-0.022668 [-0.70112]	0.003138 [0.13179]	0.036245 [0.99963]
D(台灣(-1))	0.217464* [3.54351]	-0.019789 [-0.43781]	-0.123128 [-1.78904]
D(台灣(-2))	0.033054 [0.53567]	-0.008980 [-0.19759]	-0.001320 [-0.01907]
D(台積電(-1))	0.118844* [2.81997]	0.030954 [0.99726]	0.003362 [0.07113]
D(台積電(-2))	0.004672 [0.11258]	-0.056325 [-1.84269]	-0.120876* [-2.59711]
C	-0.000176 [-0.34841]	0.000415 [1.11387]	0.000577 [1.01699]

註：()表示落後期數
[]表示 t統計量

D()表示一階差分後指數或股價
*表示在5%的顯著水準下顯著。

C表示常數項

建構誤差修正模型來估計費城半導體指數、台積電股價，結果如表12。

由表 12可得知費城半導體指數差分後的誤差修正項係數顯著，表示短期失衡時具有調整回長期均衡的能力。而費城半導體指數受到費城半導體指數前1期、台積電股價前1期之影響，由AIC準則最小值所決定迴歸式的最適落後期數為二期。

其次台積電股價差分後的誤差修正項係數顯著，表示短期失衡時具有調整回長期均衡的能力。而台積電股價受到費城半導體指數前1期、台積電股價前2期之影響，由AIC準則最小值所決定迴歸式的最適落後

期數為二期。

最後在誤差修正模型下得知費城半導體指數與台積電股價，不僅有短期及長期之關係，且兩序列會有交互影響。

表 12 費城半導體指數、台積電股價誤差修正模型估計結果

誤差修正模型	D(費城)	D(台積電)
誤差修正項	-0.011711* [-2.25456]	-0.019026* [-3.27964]
D(費城(-1))	-0.146279* [-4.42663]	0.106000* [2.87216]
D(費城(-2))	-0.021900 [-0.67283]	0.036043 [0.99147]
D(台積電(-1))	0.226123* [7.76889]	-0.054819 [-1.68638]
D(台積電(-2))	0.032877 [1.10119]	-0.126146* [-3.78314]
C	-0.000143 [-0.28147]	0.000559 [0.98326]

註：()表示落後期數 D()表示一階差分後指數或股價 C表示常數項
[]表示 t統計量 *表示在5%的顯著水準下顯著。

建構誤差修正模型來估計台灣加權股價指數、台積電股價，結果如表13

由表 13可得知台灣加權指數差分後的誤差修正項係數顯著，表示短期失衡時具有調整回長期均衡的能力。而台灣加權指數受到台灣加權指數前3期、台積電股價前4期之影響，由AIC準則最小值所決定迴歸式的最適落後期數為四期。

其次台積電股價差分後的誤差修正項係數顯著，表示短期失衡時具有調整回長期均衡的能力。而台積電股價並無受到台灣加權股價指數前

1~4期之影響，僅受到台積電股價前2、4期之影響，由AIC準則最小值所決定迴歸式的最適落後期數為四期。

最後在誤差修正模型下得知台灣加權指數與台積電股價，雖有短期及長期之關係，不過僅台積電股價前4期影響台灣加權指數外，其餘前1~4期交叉變數來解釋當期變數時均不顯著。

表13 台灣加權指數、台積電股價誤差修正模型估計結果

誤差修正模型	D(台灣)	D(台積電)
誤差修正項	-0.017078* [-3.48146]	-0.017877* [-2.36493]
D(台灣(-1))	-0.010401 [-0.23242]	-0.126786 [-1.83846]
D(台灣(-2))	-0.007943 [-0.17765]	0.000205 [0.00298]
D(台灣(-3))	0.101080* [2.26015]	0.088617 [1.28586]
D(台灣(-4))	-0.011938 [-0.26779]	0.009431 [0.13728]
D(台積電(-1))	0.044052 [1.50484]	0.040319 [0.89381]
D(台積電(-2))	-0.053941 [-1.84382]	-0.102524* [-2.27419]
D(台積電(-3))	-0.020747 [-0.70901]	-0.044972 [-0.99735]
D(台積電(-4))	-0.058739* [-2.01496]	-0.108025* [-2.40474]
C	0.000384 [1.03895]	0.000568 [0.99662]

註：()表示落後期數
[]表示 t統計量

D()表示一階差分後指數或股價
*表示在5%的顯著水準下顯著。

C表示常數項

第六節 向量自我迴歸模型(VAR)估計結果

若兩數列為未達到共整合之關係，則以Sims(1980)提出向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model；VAR)，將所有變數均以內生變數(endogenous variable)來處理，如此就可解決內生外生變數認定的疑慮。即以I(1)序列採用VAR模型參數估計，結果如表14。

由表 14可得知費城半導體指數受到費城半導體指數前1期、台灣加權股價指數前1期之影響，由AIC準則最小值所決定迴歸式的最適落後期數為四期。

其次台灣加權股價指數受到費城半導體指數前1期、台灣加權股價指數前2~4期之影響，由AIC準則最小值所決定迴歸式的最適落後期數為四期。

最後在向量自我迴歸結構模型下得知費城半導體指數與台灣加權指數，兩序列會有交互影響。

表14 費城半導體指數、台灣加權指數向量自我迴歸模型估計結果

向量自我迴歸結構模型	費城	台灣
費城(-1)	-0.121974* [-3.85077]	0.058046* [2.52075]
費城(-2)	-0.026579 [-0.82602]	-0.025435 [-1.08735]
費城(-3)	-0.036231 [-1.12751]	0.003584 [0.15343]
費城(-4)	-0.026263 [-0.84177]	-0.008385 [-0.36968]
台灣(-1)	0.345807* [8.01938]	0.024714 [0.78838]
台灣(-2)	0.009059 [0.20465]	-0.075946* [-2.36005]
台灣(-3)	0.021593 [0.48780]	0.089773* [2.78968]
台灣(-4)	-0.044900 [-1.01667]	-0.068777* [-2.14220]
C	-0.000143 [-0.27982]	0.000379 [1.01974]

註：()表示落後期數 []表示 t統計量 *表示在5%的顯著水準下顯著
C表示常數項

第六章 結論

本研究除了針對探討『美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價的關聯性(領先落後關係)分析』並深入檢視之間長短期分析與動態、交互關係。研究期間為2003.6.24至2008.2.12止，藉以瞭解美國的半導體產業景氣和台灣晶圓代工產業景氣兩者之間的連動性，並尋找可作為投資決策上的參考意見，茲將本研究之結論歸納如下：

- 一、在Granger因果關係發現，在本研究期間有下列領先關係，費城半導體指數報酬率變化領先台灣加權指數報酬率變化、台灣加權指數報酬率變化領先費城半導體指數報酬率變化，於是費城半導體指數報酬率與台灣加權指數報酬率互為雙向領先的關係；其次費城半導體指數報酬率變化領先台積電股價報酬率變化、台積電股價報酬率變化領先費城半導體指數報酬率變化，於是費城半導體指數報酬率與台積電股價報酬率互為雙向領先的關係，另外台積電股價報酬率變化是領先台灣加權指數報酬率變化為單向的因果關係。
- 二、在分析共整合檢定前先做單根檢定，發現費城半導體指數、台灣加權指數、台積電股價，皆為非穩定數列。但經過一階的差分後，則可達恆定狀態。在共整合檢定中，則發現費城半導體指數、台灣加權指數與台積電股價三者存在著長期均衡關係，其次在兩兩共整合檢定下，費城半導體指數與台積電股價、台灣加權指數與台積電股價間存在著長期均衡關係，投資者可採用某一數列資

料來預測另一數列資料，不過費城半導體指數、台灣加權指數則沒有共整合現象，表示費城半導體指數與台灣加權指數沒有同期關聯性，但從Granger因果關係檢定，可用費城半導體指數報酬率前一期資訊與台灣加權指數報酬率前一期資訊來預測對方，而由向量自我迴歸結構模型(VAR)分析也發現兩指數均受對方前一期資訊之影響。

三、在誤差修正模型中，首先在三個指數(股價)中則發現費城半導體指數均受到三個指數(股價)前1期之影響，而台灣加權指數僅受到費城半導體指數前1期之影響，另台積電股價受到費城半導體指數前1期、台積電股價前1、2期之影響，不過台灣加權指數與台積電股價兩兩之影響並不顯著。

其次在兩兩股價(指數)中則發現費城半導體指數受到費城半導體指數前1期、台積電股價前1期之影響，而台積電股價受到費城半導體指數前1期、台積電股價前2期之影響，然而台灣加權指數與台積電股價中；僅台積電股價前4期影響台灣加權指數外，其餘前1~4期交叉變數來解釋當期變數時均不顯著，也呼應在Granger因果關係檢定台積電股價報酬率是領先台灣加權指數報酬率(落在5%臨界值附近)為單向的因果關係。

四、綜觀整體結果，我們發現費城半導體指數影響台積電股價(晶圓代工產業)的程度比台股來得強烈，即不論在Granger因果關係檢定、共整合檢定及誤差修正模型等均顯著，而費城半導體指數報酬率與台灣加權指報酬率在Granger因果關係檢定顯著。這與過去有關美國股市與台灣股市關聯性之研究，何種股價指數對台股最具影響力時，學者不論由日資料及月資料所得到的檢定結果多是道瓊

工業指數最具影響力，其次才是NASDAQ指數或費城半導體指數，且均為單向關係居多的結論有所不同。

但隨著產業的變遷，這幾年來費城半導體指數日趨重要，在19家重要半導體廠成份股中，特別納入唯一亞洲的台積電(晶圓代工龍頭)，該指數涵蓋的範圍包括晶圓代工，半導體設計、晶圓製造等各領域代表性廠商，所以費城半導體指數幾乎可以代表著全球半導體產業景氣興衰的指標，而台積電的地位更是不容小覷；已經愈來愈受到法人、外資機構的重視，再者費城半導體指數已在90年代的蓬勃發展，而在邁向21世紀科技的時代，未來關係可能會更密切，相信半導體產業仍然會是投資人眾所矚目的焦點。

綜合上述結論作進一步說明如下；

- (一)投資台股時多留意費城半導體指數、台積電的變化，投資費城半導體指數時多留意台積電、台股的變化，投資台積電時只需留意費城半導體指數的變化。
- (二)費城半導體指數的波動受到台積電股價前1期明顯影響，同樣台積電股價的波動也受到費城半導體指數的前1期明顯影響，後續研究者可多留意台股中電子族群與全球接軌的連動現象。
- (三)本研究期間採取台積電納入美國費城半導體指數成份股次日開始，由於本期間半導體產業受景氣興衰或產業擴張階段影響甚鉅(費城半導體指數起伏較大)，使得費城半導體指數、台灣股市沒有共整合現象，後續研究者可留意半導體產業的摩爾定律(附錄三)現象；即該產業出現供需缺口或成長週期循環時，其指數波動會較

明顯。

(四)本研究範圍僅單純考慮股票市場的影響，而股票市場絕非只有單純的市場因素，其他的總體經濟變數如匯率、利率、國內生產毛額、工業生產指數、貨幣供給額及通貨膨脹率等皆會影響到股票市場價格的波動，因此，後續研究者可在各國重大事件背景下，加入一些適當的經濟變數，更嚴謹的探討實證結果。

(五)本研究樣本均採日資料收盤價之時間序列所得到的結論，後續研究者可採用美國費城半導體指數收盤價及台股、台積電開盤價之時間序列，納入研究參考。



參考文獻

中文部分

1. 杜元隆 (1993),「國際股票市場股價指數關係之實證研究」,台灣大學財務金融研究所碩士論文。
2. 吳其定 (2007),「滬、港、台、美四地股市指數與區域經濟成長關聯性及共整合之研究—以中、港 CEPA 實施前後期為例」,中央大學財務金融研究所碩士論文。
3. 吳宗蓉 (2000),「臺灣股價指數與景氣動向關聯性之探討」,台北大學經濟學系碩士論文。
4. 李敏生 (1999),「NASDAQ 股市對於台灣股市報酬率與波動性的影響」,交通大學經營管理研究所碩士論文。
5. 林奕秀 (1997),「股價與總體經濟因素之關聯性研究」,成功大學企業管理研究所碩士論文。
6. 姚志泯 (2001),「費城半導體指數與美光股價對台灣電子股的影響」,淡江大學管理科學研究所碩士論文。
7. 洪志傑 (2000),「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碩士論文。
8. 張加民 (2003),「台灣電子類股與美國股市波動性之研究」,南華大學財務管理研究所碩士論文。
9. 陳君達 (2000),「價格變動與國際股市波動相關性之研究」,淡江大學財務金融研究所碩士論文。

10. 陳萱倫 (2002),「台灣、美國、日本半導體產業股價連動關係之研究」, 成功大學企業管理研究所碩士論文。
11. 曾俊賢 (1999),「歐元穩定性之探討」, 台灣大學國際企業研究所碩士論文。
12. 楊筆琇 (1999),「台灣電子股指數與美國股價指數互動關係之實證研究」, 成功大學企業管理研究所碩士論文。
13. 葉雲亮 (2000),「台灣電子股指數與 NASDAQ 股價指數各階動差關聯性之探討」, 淡江大學管理科學研究所碩士論文。
14. 葉銀華 (1991),「國際股票市場股價指數共移型態與關聯性之研究」, 台灣經濟金融月刊, 第 27 卷第 10 期, 11-19 頁。
15. 黃伯乙 (2004),「歐元匯價與歐洲主要國家股價指數之關連性研究」, 長庚大學企業管理研究所碩士論文。
16. 黃紀風 (1999),「國際股票市場共整合與動態關連性之實證研究」, 淡江大學財務金融研究所碩士論文。
17. 蔣繼賢 (1999),「台灣積體電路產業之股價關聯性」, 東華大學國際經濟研究所碩士論文。
18. 劉健欣 (1999),「台灣股市與美國股市關連性之實證研究」, 淡江大學管理科學研究所碩士論文。
19. 顏秀娥 (1996),「時間數列波動之時變性與共變異性分析-以臺灣和東京股票報酬率為例」, 中興大學統計學研究所碩士論文。

英文部分

1. Chan, K. C., Cheng, T. W. and Fung, K. W. (2002), "Ownership Restrictions and Stock-price Behavior in China", *The Chinese Economy*, Vol. 34, pp.29-48.
2. Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979), "Distribution of Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
3. Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Times-Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, pp.1057-1072.
4. Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987), "Cointegration and Error Correction:Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, pp.251-276.
5. Eun, C. S. and Shim, S. (1989), "International Transmission of Stock Market Movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, pp.241-257.
6. Ghosh, A. (1999), "Who Moves the Asia-Pacific Stock Markets--US or Japan?Empirical Evidence Based on the Theory of Cointegration", *The Financial Review*, Vol.34, pp.159-170.
7. Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, Vol.37, pp.424-438.
8. Johansen, S.and Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration : With Application to The Demand For Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp.169-210.
9. Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors",

- Journal of Economic Dynamics and Control*, pp.231-254.
10. Ma, C. K. and Kao, G. W. (1990), "On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 17(3), pp.441-449.
 11. McDonald, J. G. (1973), "French Mutual Fund Performance: Evaluation of Internationally Diversified Portfolios", *Journal of Finance*, pp.1161-1181.
 12. Ozun, A. (2007), "Are the Reactions of Emerging Equity Markets to the Volatility in Advanced Markets Similar? Comparative Evidence from Brazil and Turkey", *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 9, pp.220-230.
 13. Quan, J. (1992), "Two-Step Testing Procedure for Price Discovery Role of Futures", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 12, pp.139-145.
 14. Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, pp.1-48.
 15. Suliman, O. (2005), "Interest rate volatility, exchange rates and external contagion", *Applied Financial Economics*, Vol. 15, pp.883-894.
 16. Zhu, H., Lu, Z. and Wang, S. (2004), "Causal Linkages among Shanghai, Shenzhen and Hong Kong Stock Markets", *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, Vol. 7, pp.135-149.

附錄

附錄一 外資持股比重與大盤總市值(研究期間20030624~20080212)

	大盤總市值 (億)	外資持股市值(億)	外資持股比重
2008/2/12	191,336	62,490	32.66%



資料來源：CMoney(全曜財經)

附錄二

全球前三十大半導體業者關聯分析表

股票名稱	供應商	客戶	競爭對手
Altera 費城半導體成份、 台積電客戶	2330 台積電 5307 耀文	6227 茂綸	Lattice Semiconductor Xilinx Inc.
AMD 費城半導體成份、	3035 智原 2303 聯電	6265 方士昶 3033 威健	Broadcom 費城半導體成份股 Conexant Infineon 費城半導體成份股 Intel NEC Corp. STMicroelectronics Texas Instrument Transmeta
Amkor			2311 日月光 2325 矽品
Analog Devices 台積電客戶			Linear Technolog 費城半導體成份股 Motorola 費城半導體、台積電客戶 National Semiconductor 費城半導體成份 Texas Instrument 費城半導體成份股、 台積電客戶
Anam Semiconductor			Chartered Semiconductor IBM 2330 台積電 2303 聯電
Applied Materials 費城半導體成份股			ASM International KLA-Tencor 費城半導體成份股 LAM Research Nikon Novellus 費城半導體成份股 Tokyo Electron 2479 和立
ATI Technologies 台積電客戶	2311 日月光 2330 台積電 2446 全懋 6138 茂達 2303 聯電		nVidia 台積電客戶

股票名稱	供應商	客戶	競爭對手
Broadcom 費城半導體成份股 台積電客戶	2330 台積電 3035 智原	3209 全科 6135 佳營 3033 威健	AMCC AMD 費城半導體成份股 Intel 費城半導體成份股 Lucent Vitesse 3014 聯陽
Chartered Semiconductor			Anam Semiconductor IBM 2330 台積電 2303 聯電
Conexant	2311 日月光 2330 台積電 2455 全新 2303 聯電	Ericsson Motorola Nokia Nortel Samsung Electronics 3033 威健	AMD 費城半導體成份股 Anadigics Lucent RFMD
Cypress	5346 力晶 2330 台積電	3033 威健	
Hynix	6147 順邦	2416 世平	Elpida Infineon Micron 費城半導體成份股 Samsung Electronics 5346 力晶 2408 南科 2342 茂矽 5387 茂德 2344 華邦
Infineon 費城半導體成份股	2408 南科 2344 華邦 2329 華泰	2470 品佳	AMD Elpida Hynix Micron 費城半導體成份股 Samsung Electronics Texas Instrument 5346 力晶 2342 茂矽

股票名稱	供應商	客戶	競爭對手
Intel 費城半導體成份股	2308 台達電 2388 威盛 2381 華宇 2420 新巨	2416 世平 6113 亞矽 5384 捷元 2347 聯強	AMD 費城半導體成份股 Broadcom 費城半導體成份股 Lucent Transmeta 5388 中磊 2388 威盛 2345 智邦 2379 瑞昱
KLA-Tencor 費城半導體成份股			Applied Materials 費城半導體成份股
Kyocera	3058 立德 2316 楠梓電 2333 碧悠 2367 耀華		5345 天揚 5328 華容
LAM Research			Applied Materials 費城半導體成份股 2479 和立
Lattice Semiconductor			Altera Lucent Xilinx Inc.
LG Chem			3051 力特 日東電工 住友化工
LSI Logic 費城半導體成份股 台積電客戶	2330 台積電		Lucent VLSI Technology 3014 聯陽
Micron 費城半導體成份股			Elpida Hynix 費城半導體成份股 Infineon 費城半導體成份股 Samsung Electronics 5346 力晶 2408 南科 2342 茂矽 5387 茂德 2344 華邦
National Semiconductor 費城半導體成份股	2410 鼎大	6119 大傳 6159 詮鼎	Analog Devices 台積電客戶 Texas Instrument 台積電客戶

股票名稱	供應商	客戶	競爭對手
NEC Corp.	Transmeta 2319 大眾 6232 仕欽 2474 可成 2308 台達電 6158 禾昌 2376 技嘉 2366 亞旭 5438 東友 5473 矽成 5457 宣得 3063 飛信 3005 神基 5203 訊連 6131 悠克 3057 喬鼎 2381 華宇 8101 華冠 2357 華碩 2377 微星 6153 嘉聯益 2382 廣達 2465 麗臺	5493 三聯 2475 華映	AMD Ericsson Hitachi Matsushita Electric Pioneer Samsung SDI Toshiba 台朔光電 5324 華昕 2475 華映
Novellus 費城半導體成份股			Applied Materials 費城半導體成份股 EEJA Semitool
nVidia 台積電客戶	IBM 2330 台積電 2446 全懋 2425 承啟	Microsoft 3048 益登	ATI Technologies
SanDisk	3054 萬國 6205 詮欣 6199 精威 2303 聯電		

股票名稱	供應商	客戶	競爭對手
STMicroelectronics 費城半導體成份股 台積電客戶	2303 聯電	3036 文晔	AMD 費城半導體成份股 Lucent Texas Instrument 台積電客戶 2454 聯發科
Teradyne Inc. 費城半導體成份股	2312 金寶 2494 突破		
Texas Instrument 費城半導體成份股 台積電客戶	2330 台積電 8092 建緯 3063 飛信 2303 聯電	2403 友尚 3036 文晔 2475 華映 4910 陽慶	AMD 費城半導體成份股 Analog Devices 台積電客戶 Infineon 費城半導體成份股 Lucent Motorola 台積電客戶 National Semiconductor STMicroelectronics 台積電客戶 6286 立錡 6195 旭展 6243 迅杰
Tokyo Electron			Applied Materials 費城半導體成份股
Toshiba	Transmeta 6239 力成 2324 仁寶 2409 友達 6158 禾昌 2498 宏達電 2376 技嘉 2494 突破 2356 英業達 6116 彩晶 3035 智原 6107 華美 6121 新普 5494 德鑫 2430 燦坤	6178 振遠 2475 華映 2347 聯強	NEC Corp. 2422 國聯 2448 晶電
Transmeta 台積電客戶	2330 台積電	Fujitsu NEC Corp. Sharp	AMD 費城半導體成份股 Intel 費城半導體成份股

股票名稱	供應商	客戶	競爭對手
VLSI Technology			LSI Logic 費城半導體成份股、 台積電客戶
Xilinx Inc. 費城半導體成份股	3037 欣興 2325 矽品 2303 聯電 5307 耀文		Altera 費城半導體成份股 Lattice Semiconductor Lucent
日東電工			LG Chem 3051 力特 住友化工
住友化工			LG Chem 3051 力特 日東電工

資料來源：MoneyDj(嘉實資訊)



附錄三 摩爾定律

是指 IC 上可容納的電晶體數目，約每隔 18 個月便會增加一倍，性能也提升一倍。

摩爾定律是由英特爾(Intel)名譽董事長摩爾經過長期觀察發現得之。摩爾定律是指一個尺寸相同的晶片上，所容納的電晶體數量，因製程技術的提升，每十八個月會加倍，但售價相同；晶片的容量是以電晶體 (Transistor) 的數量多寡來計算，電晶體愈多則晶片執行運算的速度愈快，當然，所需要的生產技術愈高明。

若在相同面積的晶圓下生產同樣規格的 IC，隨著製程技術的進步，每隔一年半，IC 產出量就可增加一倍，換算為成本，即每隔一年半成本可降低五成，平均每年成本可降低三成多。就摩爾定律延伸，IC 技術每隔一年半推進一個世代。

摩爾定律是簡單評估半導體技術進展的經驗法則，其重要的意義在於長期，而 IC 製程技術是以一直線的方式向前推展，使得 IC 產品能持續降低成本，提升性能，增加功能。

台積電董事長張忠謀先生曾表示，摩爾定律在過去 30 年相當有效，未來 10~15 年應依然適用。

著作權聲明

論文題目：美國費城半導體股市、台灣股市、台積電股價的關聯性
之實證研究

論文頁數：73 頁

系所組別：統計學系

研 究 生：劉照群

指導教授：吳祥華 博士 鍾麗英 博士

畢業年月：97 年 7 月

本論文著作權為劉照群所有，並受中華民國著作權法保護。

