

國立交通大學

管理學院管理科學學程碩士班

碩士論文

DRAM 現貨價格與相關生產廠商股價的關係

Relations between DRAM Spot Price and DRAM Makers' Stock Price



研究生：陳怡光

指導教授：鍾惠民 博士

許和鈞 博士

中華民國九十四年六月

DRAM 現貨價格與相關生產廠商股價的關係

Relation of DRAM Price and DRAM Makers' Stock Price

研究生：陳怡光

Student：Yi-Kuang Chen

指導教授：鍾惠民

Advisor：Dr. Hui-Min Chung

許和鈞

Dr. Her-Jiun Sheu



Submitted to Master Program of Management Science

College of Management

National Chiao Tung University

in partial Fulfillment of the Requirements

for the Degree of

Master of Business Administration

In

Management Science

June 2005

Hsinchu, Taiwan, Republic of China

中華民國九十四年六月

DRAM 現貨價格與相關生產廠商股價的關係

學生：陳怡光

指導教授：鍾惠民 博士
許和鈞 博士

國立交通大學管理學院管理科學學程碩士班

摘 要

DRAM 生產廠商在台灣半導體產業中一直扮演著舉足輕重的角色，其相關廠商的股價也牽動著台灣股票指數的漲跌，大多數的投資人希望能夠從股價的歷史波動中找尋到一些蛛絲馬跡，事實上或許 DRAM 的現貨價格才是影響股價的關鍵因素之一。

本研究將運用 Engle 和 Granger 在 1987 年所提出的誤差修正模型，試圖找到 DRAM 現貨價格與生產廠商股價間的關係，透過針對 2003 到 2004 年間的資料分析，發現在短期上 DRAM 現貨價格的波動領先相關廠商股價的現象，在本研究所選定的三家 DRAM 生產廠商（力晶半導體、南亞科技、以及茂德科技）的股價資料上都呈現一致性的結果，但觀察誤差修正項的係數，可以得知在長期的關係中，DRAM 生產廠商的股價具有領先反應訊息的特性，另外在衝擊反應分系的結果中，也說明了股票市場的訊息反應以及價格發現能力優於現貨市場。最後本研究希望能夠以實證之後的結果，提供給投資大眾作為參考的依據，甚至在 DRAM 生產廠商的財務操作方面，也能有所幫助。

student : Yi-Kuang Chen

Advisors : Dr. Hui-Min Chung

Dr. Her-Jiun Sheu

Institute of Master Program of Management Science
National Chiao Tung University

ABSTRACT

DRAM manufacturers have been playing an important role in Taiwan semiconductor industry, so do their stock price in Taiwan stock market. While many people tried to predict the stock price of DRAM makers through historical data. This thesis finds that DRAM price has short-run price leadership over producer's stock price.

In this thesis we applied Engle and Granger's (1987) VEC Model, trying to explore the relations between DRAM price and stock prices of its manufacturers. By analyzing 2003 and 2004 data, the results reveal that in the short run, change of DRAM price would advance it of the stock prices of its producers. The three companies we observed in this thesis (Powerchip Semiconductor Corp., Nanya Technology and Promos Technology) confirmed the above statement. In the long run, stock prices of DRAM producers, however, would reflect information advance the spot market. As for impulse analysis, we found out that stock market is better in information reflection and price discovery than the spot market.

In sum, this thesis would like to provide a more profound foundation for the public to observe this market through empirical study, even helpful to the financial operation for the DRAM producers.

致 謝

兩年前的夏季，我懷著興奮的心情重拾書本，進入交大管科系碩士在職專班，那時正值我工作的低潮，進入職場並不算很長的時間，對於求知的心一直無法忘懷。很高興在碩士班的兩年時光裡，有許許多多的同學及師長的陪伴及教導，讓我再次的成長，也使我的工作歷程有了更寬更廣的轉變。

能夠完成本論文，首先要感謝恩師鍾惠民博士、許和鈞博士。在鍾惠民老師的『財務計量』課程中，老師給了我論文的方向，過去的一年中，雖然論文進度因為工作的關係有些落後，老師仍不斷的給予關心及指導，口試時，承蒙許和鈞老師協助，得以順利過關，此外也感謝口試委員謝文良博士、周冠男博士的諸多指正，讓論文得以更加完整。

就讀期間，管科專班同學間的相互砥礪，成為人生中最美好的回憶，同學間的幫助，在此無法一一致謝，僅以文字表達感激之意。

最後，我要將論文獻給我的家人，我的父母親在我求學階段的栽培與協助，內人的支持與鼓勵，讓我可以順利的完成此論文，謝謝你們。

陳怡光 謹誌

交通大學管科系

中華民國九十四年六月

中文摘要	I
英文摘要	II
目錄	III
表目錄	IV
圖目錄	V
第一章 緒論	1
1.1 研究背景說明	1
1.2 研究動機	3
1.3 研究流程架構	6
第二章 文獻探討	7
2.1 相關文獻探討	7
2.2 國內相關研究整理	10
第三章 研究方法	12
3.1 單根檢定	12
3.2 共整合檢定	12
3.3 誤差修正模型	14
3.4 衝擊反應分析	15
第四章 資料說明與整理	16
第五章 實證結果	18
5.1 時間序列走勢圖	18
5.2 敘述統計量	20
5.3 單根檢定	21
5.4 共整合檢定	22
5.5 誤差修正模型的估計結果	23
5.6 衝擊反應	27
5.7 加入外生變數	30
第六章 結論與建議	39
6.1 結論說明	39
6.2 未來研究建議	40



表目錄

表一	全球記憶體生產及設計公司	2
表二	2004 年全球記憶體製造商排行榜	3
表三	DRAM 規格的市場佔有率	17
表四	DRAM 現貨價格的計算權數	17
表五	各資料之敘述統計量	21
表六	差分後四組資料的敘述統計量	21
表七	南科、力晶、茂德及現貨價原始資料的單根檢定結果	22
表八	南科、力晶、茂德及現貨價一階差分後的單根檢定結果	22
表九	三家 DRAM 廠商與 DRAM 現貨價格軌跡檢定	23
表十	三家 DRAM 廠商與 DRAM 現貨價格特徵值檢定	23
表十一	DRAM MAKER 股價資料的 AIC 結果	24
表十二	南亞科技股價與 DRAM 現貨價格間的誤差修正關係式	25
表十三	力晶半導體股價與現貨價格間的誤差修正關係式	26
表十四	茂德科技股價與 DRAM 現貨價格間的誤差修正關係式	27
表十五	南亞科技股價與現貨價格的衝擊反應	28
表十六	力晶半導體股價與現貨價格的衝擊反應	29
表十七	茂德科技股價與現貨價格的衝擊反應	29
表十八	南亞科技股價與 DRAM 現貨價格間的誤差修正關係式 (WITH EXOGENOUS VARIABLES)	35
表十九	力晶股價與 DRAM 現貨價格間的誤差修正關係式 (WITH EXOGENOUS VARIABLES)	36
表二十	茂德股價與 DRAM 現貨價格間的誤差修正關係式 (WITH EXOGENOUS VARIABLES)	37
表二十一	三組 DRAM MAKER 股價與 DRAM 現貨價格的誤差修正模型估計結 果比較	38

圖目錄

圖一	2003 年全球主要記憶體製造商市佔率	2
圖二	論文研究架構圖	6
圖三	主要記憶體類型全球產值預測	16
圖四	南亞科技與加權 DRAM 價格的走勢圖	18
圖五	力晶半導體股價與加權 DRAM 現貨價格的走勢圖	19
圖六	茂德科技股價與加權 DRAM 現貨價格的走勢圖	19
圖七	南亞科技、力晶半導體以及茂德科技股價的走勢圖	20
圖八	南亞科技股價與現貨價格的衝擊反應	28
圖九	力晶半導體股價與現貨價格的衝擊反應	29
圖十	茂德科技股價與現貨價格的衝擊反應	30
圖十一	DRAM 現貨價與合約價相關走勢圖	31
圖十二	現貨價與合約價的移動平均線及外生變數曲線	34



第一章、緒論

1.1 研究背景說明

DRAM 是電子產品中不可或缺的關鍵零組件，由於 DRAM 的發展時間已久，而且技術的成熟度已經到達飽和的階段，即使有新規格產品的推出，各家 DRAM 製造廠也能夠很快的經由授權或是自行開發的過程突破技術上的障礙，因此，雖然 DRAM 屬於半導體製造，但是卻已經邁入近似於『傳統產業』的競爭模式—成本領導。

由於 DRAM 產品的成本結構主導了生產廠商的獲利能力，而在目前技術成熟的狀況，各家廠商的成本控制能力也就少有出入，於是 DRAM 產品的市場價格就成了廠商盈虧的依據。在 1999 年，由於全球景氣大好，加上 Y2K 所造成的換機熱潮，使得 DRAM 產品供不應求，價格節節上升，整體 DRAM 產值達到 231 億美元，成長率高達 46.4%，當然生產 DRAM 的廠商也獲利豐腴，股價屢創新高。不過在 2001 年全球景氣反轉，DRAM 產品價格崩跌，遠低於各家廠商的生產變動成本，但是礙於固定成本的折舊，DRAM 廠商仍然得繼續生產，甚至到了賣一顆賠一顆的情形，台灣的 DRAM 廠商戲稱自己是（虧損）一百億俱樂部，當然 DRAM 廠商的股價也是落到谷底。

記憶體規格大致可以分成以下三種，而台灣廠商的所生產的記憶體種類大致如下表所示：

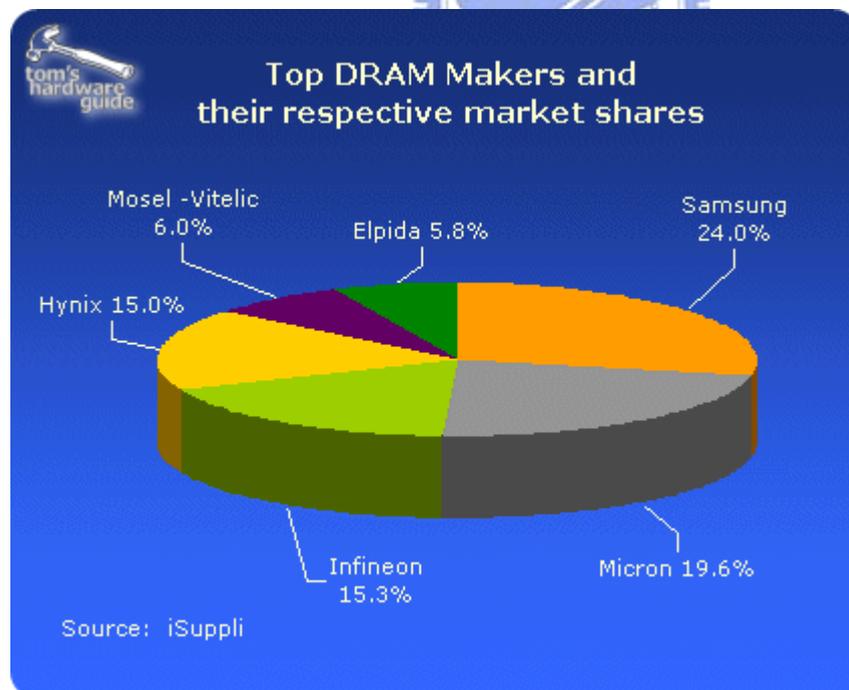
- SDRAM 為 DRAM (Dynamic Random Access Memory：動態隨機存取記憶體) 的一型，其主要特徵在於「同步 (Synchronous)」— 即藉由記憶體模組上的微型處理器，使得記憶體運作時脈與 CPU 取得同步，讓資料傳送更加流暢迅速；而「動態 (Dynamic)」指的是存在於記憶體中的資料，會因關機或當機，導致記憶體無電力持續供應而流失，而 SDRAM 目前的規格有 PC100 及 PC133，所謂的 100 及 133 就是指記憶體的時脈為 100Mhz 及 133Mhz
- DDR SDRAM (Double Data Rate Synchronous Dynamic Random Access Memory；中文譯：同步雙倍資料傳輸動態隨機存取記憶體)，是使用的 SDRAM 記憶體所延伸的技術。而目前的規格有 DDR266, DDR333, DDR400 等
- RDRAM 也就是 Rambus-DRAM，採用 184-Pin 的 RIMM 模組，目前最快的內部工作時脈為 800MHz，但是資料寬度為 2Bytes，由於 RDRAM 採用雙通道架構 (需兩條為一組)，因此總傳輸頻寬為 3200MB/s。不過目前市場價格仍比上述兩種 DRAM 高許多。

表一、全球記憶體生產及設計公司

	台灣廠商	國際主要大廠
Flash 記憶體	旺宏、華邦、力晶、茂矽	Intel、AMD、STM、Sharp
低功率 SRAM	矽成、連邦、晶豪、聯笙、台晶、鈺創	Samsung、Cypress、Toshiba、Mitsubishi
利基型低密度 DRAM	晶豪、聯笙、矽成、華邦、鈺創、世界先進	Samsung、Micron、Infenion
標準型 DRAM	力晶、茂德、南科、華邦、茂矽	Samsung、Micron、Hynix、Infenion、Elpida

台灣是全球記憶體生產的主要地區，目前佔全球排名第二，僅次於韓國 (Samsung+Hynix=44.5%)，而日本廠商雖然仍握有先進的 DRAM 設計技術，但大多已退出 DRAM 製造，採取技術授權或結盟生產的方式繼續經營；圖一及表二列出了 2003、2004 年全球主要 DRAM 製造公司的營收及市佔率的狀況。

圖一、2003 年全球主要記憶體製造商市佔率



Source : Tom's Hardware Guild Website , 2003/08

表二、2004 年全球記憶體製造商排行榜

排名	公司	2003 年	2004 年	成長率	市佔率
1	Samsung	5,035	8,340	66%	31%
2	Micron	3,100	4,240	37%	16%
3	Hynix	2,375	4,090	72%	15%
4	Infineon	2,909	3,846	32%	14%
5	Elpida	7,00	1,530	119%	6%
6	PowerChip	475	1,230	159%	5%
7	ProMos	650	1,170	80%	4%
8	Nanya	825	1,165	41%	4%

單位：百萬美元

Source：IC Insights，2005/04

1.2 研究動機

近來記憶晶片價格上揚的速度是自 1999 年台灣 911 大地震以來最快者，主要是因為出現了全球性的缺貨。2004 年景氣高峰之時，DRAM 價位上漲 70% 以上，與分析家在 2003 年底的預測大異其趣，當時分析家認為記憶體的價格將因新生產技術得以提高產量而告下跌。以 256MB DDR DRAM 為例，本週的價格為 6.63 美元，而 DRAM 價格能夠一反常態持續上揚的原因，大致上可以歸納為以下三點

1. DRAM 廠為有效降低單位生產成本，2003 年底即陸續導入下一代 0.11 微米新製程，但 DRAM 晶圓因製程轉換不順，致使上萬片投片報廢，將造成第二季市場供不應求。
2. 2004 年各家 DRAM 廠商都轉向投產利基型 DRAM、NOR 或 NAND 規格快閃記憶體，導致標準型 DRAM 產能有限，2004 年第一季全球 DRAM 產量季成長率不及 5%。
3. 在個人電腦市場景氣復甦帶動 DRAM 需求增加，但 DRAM 供應量卻未增加情況下，DRAM 現貨價格持續走高。

而同一時期，DRAM 公司的股價也是扶搖直上，以力晶半導體為例，從 2004 年一月的 15 元一路上漲到最高點 39 元，漲幅足足有 164%，與前幾年低迷的股價相比，可說是天壤之別。

『由於 DDR DRAM 報價持續翻揚，DRAM 族群 5 日依舊表現亮麗，力晶 (5346)、茂德(5387)盤中分別爆量 18 萬張及 13 萬張巨量攻上漲停價位，受到激

勵，DRAM 模組的創見(2451)、勁永(6145)也亮燈漲停。

根據 DRAMeXchange 集邦科技報價，DDR/400 每顆現貨格已來到 5.68 美元，較前一交易日上揚 2.59%，DDR/333 每顆 5.2 美元，上揚 3.71%，DDR/266 每顆 5.67 美元，上揚 2.71%。法人指出，以力晶及茂德 12 吋晶圓廠生產成本約在 3 塊多美元之下，加上測試成本，廠商每賣一顆至少可賺 0.7 至 0.8 美元以上，為近年 DRAM 景氣最好的情況，因此，市場搶短買盤不斷，力晶、茂德均創波段新高，連模組廠商也雨露均霑，創見、勁永盤中也拉到漲停價位。』以上的報導節錄自經濟日報中的一段文章，說明了台股中 DRAM 相關公司的股價，受到 DRAM 現貨價格波動而產生的變化。

由上述例子可以得知，DRAM 的現貨價格似乎影響 DRAM 廠商的股價甚鉅，因此本文將探討 DRAM 現貨價格與 DRAM 廠商股價間的關係，希望能夠從之中找到一些關聯性；透過較為嚴謹的財務模型分析，找到 DRAM 現貨價格與 DRAM 生產廠商股價間的相互影響關聯性，進一步可以預測股價或是現貨價格的波動，不但可以提供給投資人作為投資時的參考，甚至可以提供給廠商一個避險的操作策略。另外，透過衝擊反應的分析結果，希望能夠了解現貨與股票市場的訊息反應速度以及價格發現能力。

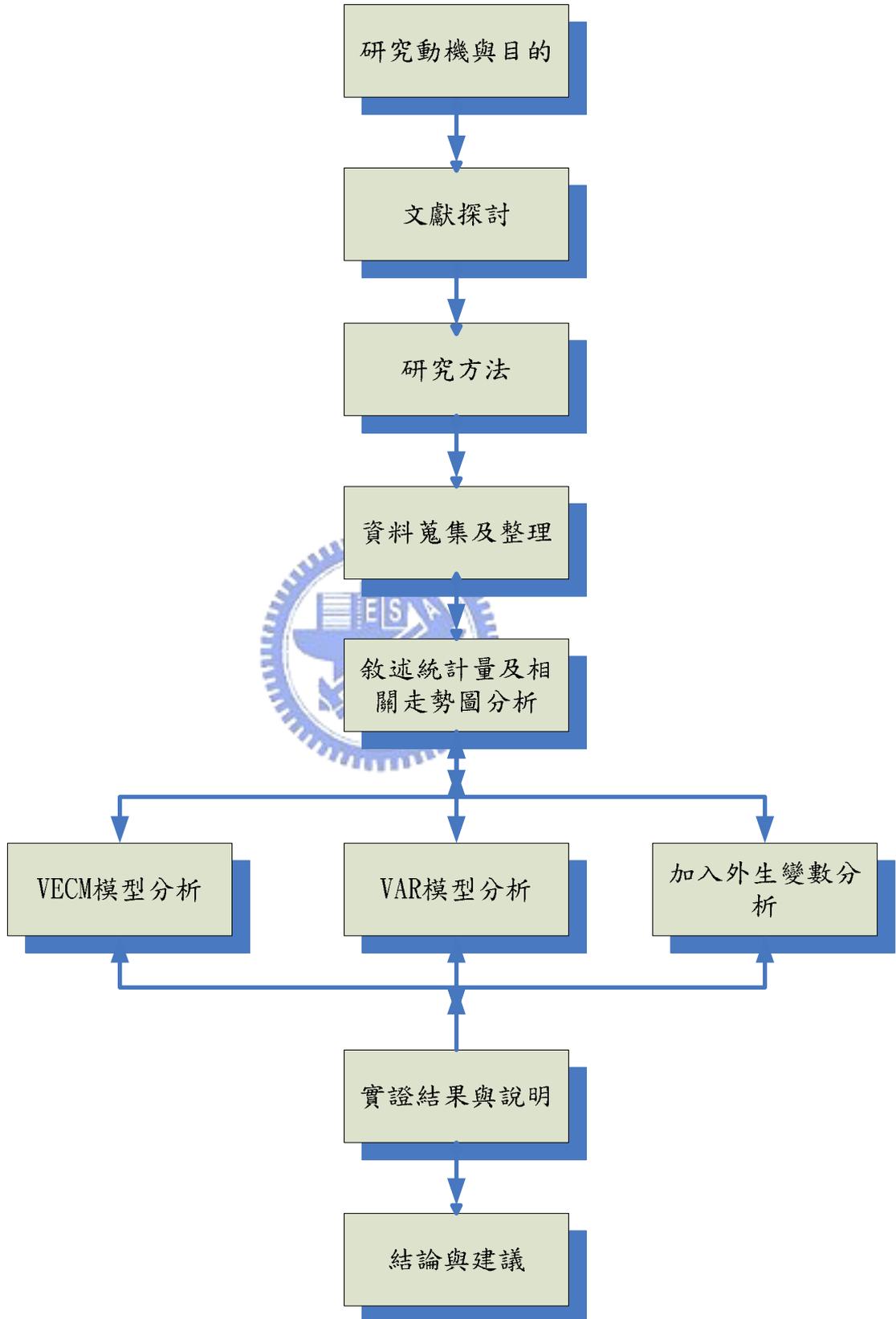
先前國內對於 DRAM 價格及股價的相關研究，多利用回歸方程式來加以解釋，探討的變數有 DRAM 的供給及需求狀況，吳福立（2000）在迴歸模型中考慮 DRAM 位元數的供給及需求，以及全球半導體的資本設備支出來解釋 DRAM 價格的變化，結論顯示出 DRAM 位元術的供給及需求量對於 DRAM 價格有一定的預測能力。DRAM 生產廠商的成本，葉麗貴（2002）運用複迴歸方程式，考慮 DRAM 的供給量、出貨量、使用量及廠商存貨，來解釋 DRAM 價格的變動，結論顯示出 DRAM 的價格變動與使用量的成長率以及存貨的成長率有高度的相關性。或是 DRAM 現貨價格及相關指數或股價，許俊賢（2004）利用回歸方程式，討論 DRAM 現貨價格、OTC 指數以及 DRAM 廠商的股價間的關係，顯示 OTC 的指數變動與股價的變動有高度相關，DRAM 現貨價格的變動僅與茂德科技的股價有相關性。

本研究認為，如同期貨市場與現貨市場的關係，DRAM 的現貨價格與廠商的股價存在著穩定的關係，DRAM 廠商的股價將反映 DRAM 生產廠商未來的獲利能力，因此股價的變動包含了投資人對於未來市場的預期，一如期貨市場反應了投資人對於未來景氣的猜測，加上股票市場的參與者包括了投資大眾、分析師、DRAM 生產廠商以及 DRAM 買家，遠大於 DRAM 現貨市場，在訊息的反應上，將有可能會優於現貨市場，不過也有相當的機會發生反應過度或反應不足的情況，另外，當 DRAM 現貨價格受到當期供需失調的影響而劇烈變動，DRAM 廠商的股價有可能會領先現貨價格，而快速的回到合理的水準。因此本研究將引

用誤差修正模型，試圖解釋 DRAM 現貨價格及 DRAM 生產廠商股價間的關係，並且更進一步探討現貨市場與股票市場的價格發現能力，以及訊息反應能力。



1.3 研究流程架構



圖二、論文研究架構圖

第二章、文獻探討

2.1 相關文獻探討

Campbell and Shiller(1988)的研究中，他們使用了股利與股價比，股利成長率，以及每股盈餘與股價比去預測未來報酬的折現值，而這篇論文的實證研究中，將未來報酬率的折現值對下列變數個別作迴歸分析，所運用到的變數有 dividend-price ratio (股利與股價比)，dividend growth rate (股利成長率)，earnings-price ratio (每股盈餘與股價比)，ten-year and thirty-year moving averages of earnings (每股盈餘的 10 年及 30 年的移動平均)，而在未來的報酬率的折現值的期間也分為 1 年，3 年，10 年，結果顯示隨著投資報酬期間的增加，股利與股價比的解釋能力也會增加，而股利成長率不論在任何一個投資報酬期間都沒有解釋能力，在他們的研究結果指出，較長的每股盈餘的移動平均，可以幫助預測未來的股利，且每股盈餘與股價比在預測未來報酬的折現值方面，是一個很有利的預測工具，特別是在投資報酬的期間越長效果越明顯。

而裡面使用 VAR 的模型：

$$Y_t = \alpha + \sum_{s=1}^m \beta_s Y_{t-s} + \mu_t$$

其中， $E(\varepsilon_t) = 0$ ， $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$ ， $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma \neq 0$ ， $E(\varepsilon_t Y'_{t-i}) = 0$

Engle & Granger(1987)提出共整合的觀念，他們指出即使個別經濟變數是依循隨機漫步的過程，但假若變數間存在共整合關係時，則這些變數的線性組合在長期內必藉由短期的動態調整，而回復至長期的均衡水準，也就是具有一個長期共同的趨勢。其正式的定義可寫成，若同時符合以下兩個條件：

1. 向量中 Y_t 所有變數的整合級次皆為 d 。
2. 存在一向量 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ ，使得線性組合 $\beta y_t = \beta_1 y_{1t} + \beta_2 y_{2t} + \dots + \beta_n y_{nt}$ 的整合級次為 $(d-b)$ ，其中 $b > 0$ ，向量 β 稱為共整合向量。

則我們稱向量 Y_t 中的變數具有共整合關係，可以表示成 $y_t \sim CI(d, b)$ 。

此外共整合分析因為不須對時間序列資料進行差分轉換，所以可以避免非定態的經濟變數在經由差分轉換後所導致喪失長期訊息的缺點。

唐婉嵐(民 92) 指數現貨、指數期貨與指數股票式基金間價格發現能力之探

討一以 NASDAQ 100 指數商品為例 的研究中，此利用 NASDAQ 100 指數商品探討指數現貨、指數期貨與指數 ETFs 三市場間的價格發現關係。所利用的資料型態為每分鐘收盤價的日內資料。並將三種商品進行分類，分別為兩商品的時間序列及三種商品的時間序列。主要使用模型依序為單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型、衝擊反應分析和預測變異數分解。而此研究所獲得的結論如下：

- (一)、三種商品間確實存在共整合關係，亦即具有長期的均衡關係。
- (二)、在兩兩分類的時間序列分析中，所有模型皆支持
 1. 指數 ETF 相對指數期貨有較佳的價格發現能力。
 2. 指數 ETF 相對於指數現貨有較佳的價格發現能力。
 3. 指數現貨和指數期貨在價格發現能力上並沒有明顯差異。
- (三)、利用三商品時間序列進行分析後，發現所有模型皆無法顯著指出三者
在價格發現能力上的優劣順序。

許俊賢(民 91) DRAM 價格與 DRAM 個股股價關係之研究，此研究主要的目的在探討為何在相較於其他電子零組件，DRAM 價格會呈現特別劇烈的變化，探討究竟這樣的變化是來自 DRAM 需求面多變的特性，還是來自供給技術面的生產預測缺陷，還是來自資本市場不穩定的特性。同時也利用統計迴歸方式，找出 DRAM 價格變動和台灣 DRAM 個股股價變動間之相關，企圖藉由這個統計關係，讓我們從 DRAM 的售價，來預測未來 DRAM 各股的股價走勢。國內生產 DRAM 的廠商包括華邦、茂德、力晶及南亞科技等，DRAM 的製造佔這四家廠商總業績的比重不一。此文所比較的個股樣本就是取自這四大 DRAM 製造廠，所取的股價為各廠商於 2000 年 2 月~2001 年 11 月每週股價及股市大盤、電子類股、OTC 等指數；DRAM 報價亦為同一相對日期之週報價。此研究之結論如下：

- (一)、就總體來說這四家公司只有茂德其產品和股價有較大的關聯性，而其他三家則不明顯，乃是由於茂德產品集中在 DRAM 中，而其他三家則多轉換生產較高利潤、製程類似的產品，如 flash 等 IC 製品。這意味著廠商產品組合的比重不同，股價也有很大的差距。
- (二)、這幾家 DRAM 廠商無論上市或是上櫃公司，他們的股價變動率都受到當期 OTC 指數變動率的影響。

洪美慧(1997)以1985年8月至1996年3月之台灣證券交易所90家上市公司股票作為研究樣本，使用乖離率、相對強弱及移動平均線等三種指標，作為交易的準則，並與買進持有策略作比較。其研究結果顯示，在考慮交易成本下，短期縱使某些技術指標有效，但長期仍無效，並且發現在多頭市場中，買進持有策略顯著的優於各種技術分析方法，而在空頭市場中，技術分析方法才具有其參考的價值。

研究實證得出下列結論：

1. 市場多空頭行情會影響技術分析的有效性，空頭時技術分析可能有效，多頭時技術分析無效。
2. 技術分析無一致性的績效表現。
3. 技術分析短期較有效，長期仍趨無效。

Bruce (2003) 在一篇評論預測 DRAM 價格的文章中指出，DRAM 的銷售量不斷地增加，不管需求如何，DRAM 製造商不斷的更新製程，好讓每塊晶圓能產出更多的晶片，這樣即使價格直線滑落，供應商還是可以生產比去年更多的 DRAM。除此之外，OEM 廠商也需要更多位元數的 DRAM，當單位成本下降，就更適合把這些 DRAM 放入個人電腦或其他裝置中。DRAM 的價格波動，一向甚於美國 NASDAQ 或紐約股市的股價。市場動力與大規模的預測都對 DRAM 價格的劇烈波動造成影響。當 JEDEC (聯合電子裝置工程協會) 與 DRAM 供應商研發出最新規格的 DRAM，以供最新的英特爾或超微處理器使用時，DRAM 價格的上下卻不因技術層面而大幅波動。預測 DRAM 市場的走向，反而像是賭賭將來日用品的價格一樣，例如橘子汁或豬皮。

另外在探討有關 DRAM 價格變動的模式，學術上有兩篇較為知名的理論分別是 π -rule 和 Bi-rule。 π -rule 是由 Lepselter 和 Sze 在 1985 年所提出， π -rule 指出封裝後 DRAM 的平均價格，在產量最高時，其價格會在 $3.14(\pi)$ 美元附近，價格會因技術進步持續下跌至 1.57 美元 ($\pi/2$) 穩定下來。 π -rule 在 DRAM 的容量是從 $1K\sim 256K$ 之間時，其解釋性相當的好。Bi-rule 是由 Tarui 等人所提出，該理論指出從 $1M$ 的 DRAM 之後，DRAM 的每位元成本(cost per bit)會每世代減半，因此從 $256K$ 到 $1M$ 是進步一個世代，容量增加四倍，但是根據 Bi-rule，每個 bit 的本將減半，因此 $1M$ DRAM 穩定價格將是 $256K$ DRAM 穩定價格的兩倍，亦即是 $3.14(\pi)$ 美元，最大產量的價格則會在 6.28 美元 (2π)。

從 DRAM 價格的歷史軌跡來看，確實可以得到些許的映證， $128MB$ PC133 記憶體目前均衡價格約為 USD\$3， $128MB$ DDR 記憶體價格也從世代交替時的 USD\$6 下滑至目前的 USD\$3，根據目前全球最大的 DRAM 製造廠韓國三星揭露的年報資料，以八吋晶圓廠生產記憶體的成本將會落在 USD\$2.5~2.7，包含封裝後的成本將會到達 USD\$3.1，並且在這個時刻，下一世代的記憶體規格—DDR2 也即將要推出，預料 DDR 的價格將逐步往 1.57 美元的方向移動(目前以 12 吋晶圓廠生產成本約在美金 1.8 元附近)。

2.2 國內相關研究整理

研究者及題目	研究方法	研究結果摘要
葉子龍－台灣 DRAM 產業股價報酬關聯性之實證研究【2004】	VAR	本研究之目的為探討國內 DRAM 廠商股價報酬率之間的關聯性，以股價日報酬率為樣本，研究對象為國內四大 DRAM 廠商，包括：南亞科技、茂德科技、力晶半導體及華邦電子。實證結果摘要如下： 1.所有廠商對本身報酬率的衝擊反應最大。南科及茂德對其它廠商的衝擊反應並不明顯，而華邦對南科及力晶的衝擊反應相當顯著。 2.南科及茂德的外生性最強，不容易受到其它廠商影響，最弱的為華邦，南科與力晶均對華邦有顯著的影響力。
許俊賢－DRAM 價格與 DRAM 個股股價關係之研究【2004】	回歸方程式	利用統計迴歸方式，找出 DRAM 價格變動和台灣 DRAM 個股股價變動間之相關，就總體來說這四家公司只有茂德其產品和股價有較大的關聯性，而其他三家則不明顯 這幾家 DRAM 廠商無論上市或是上櫃公司，他們的股價變動率都受到當期 OTC 指數變動率的影響
葉麗貴－DRAM 季價格預測【2001】	複回歸方程	結果顯示 64M DRAM 的約當價格 (equivalent price) 與 DRAM 使用量成長率、DRAM 製造商的存貨成長率有非常高度的顯著相關。這個複回歸方程式在預測 2001 年 第一季 64M DRAM 的季價格結果是本研究中所有回歸方程式中最好的
張家富－DRAM 價格模式研究【2001】	迴歸模式	使用迴歸方法預測 DRAM 價格變動，以 DRAM 市場供需面相關變數的歷史資料，使用因素分析方法及迴歸模式來預測 DRAM 價格變動，實證結果顯示： 在 DRAM 平均單位位元價格預測部份，以個人電腦出貨量與 DRAM 位元成長率供需比所構建的複迴歸模式(修正模式)有較好的預測效果； 在 DRAM 平均單位位元價格成長率預測部份，以因素分析的成份分數所構建的複迴歸模式有較好的預測效果

<p>吳福立－ DRAM 價格變動模式之探討 【2000】</p>	<p>迴歸模式</p>	<p>探討 DRAM 價格變動的影響因素。我們以 1992 年至 1998 年的全球個人電腦產業在 DRAM 市場供需的歷史資料，建構迴歸模式來探討 DRAM 價格變動的影響因素。迴歸分析結果顯示：造成 DRAM 年度平均銷售價格變動的主要二個因素為 DRAM 位元供需比與 DRAM 位元成長率供需比。另外也發現 DRAM 年度平均銷售價格與全球半導體資本支出成長率與設備支出成長率有顯著的線性關係。</p>
<p>莊惟傑－美國主要電腦廠商的股價對台灣 DRAM 廠商的股價影響 【2004】</p>	<p>Granger 因果關係檢定</p>	<p>選取台灣 DRAM 廠商為研究對象，並以美國的電腦大廠，戴爾電腦股價、微軟股價、英特爾股價的變化和費城半導體指數，來探討美國主要電腦廠商的股價對台灣 DRAM 廠商股價的影響，主要結論為： 美國主要電腦廠商股價對台灣 DRAM 股價具有領先效果，但相互之間不具互相影響效果</p>



第三章、研究方法

3.1 單根檢定 (Unit Root Test)

一般的時間序列可依定態 (stationary) 和非定態 (nonstationary) 加以區別。定態的時間序列面臨外來衝擊的反應是短暫的，隨著衝擊消失，該時間序列也會重回長期均衡；而非定態的時間序列恰恰相反，即使衝擊消失，對於時間序列的影響將永遠存在，表示該時間序列有長久的記憶特性。在對變數進行共整合檢定之前，必須先確定變數是否皆為定態，此為進行單根檢定的最重要目的。有學者利用單根檢定法對美國總體經濟變數加以檢驗，發現大多數的總體經濟變數普遍存在單根。若是變數未經單根檢定確定其是否定態，而依照傳統迴歸模型對非定態的時間序列進行研究，將會產生虛假性迴歸的嚴重偏誤，即模型中有很高的相關係數 (R^2) 且 t 統計量相當顯著，但其結果卻不具任何經濟含意。故進行時間序列之各項統計分析前，首要工作即判斷資料結構是否為定態，以避免假性迴歸之產生。所以，在實證分析過程中，單根檢定確有其存在的必要性。而我們採用 Augmented Dickey-Fuller (ADF) test 去檢定變數是否為定態數列。其估計模型如下：

$$\Delta X_t = \rho_0 X_{t-1} + \sum_{i=1}^L \rho_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + \rho_0 X_{t-1} + \sum_{i=1}^L \rho_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \rho_0 X_{t-1} + \sum_{i=1}^L \rho_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中 L 為適當的落後期數，確保誤差項 ε_t 為白噪音。

ADF 的檢定假設是對落後一期的變數 ΔX_t 的係數進行檢定，若該係數不顯著異於 0，則代表該時間序列具有單根，必須將其差分後再行單根檢定，直到拒絕虛無假設。AD 可區分為三種型式：不考慮常數項與時間趨勢，加入常數項但不考慮時間趨勢的影響，以及包含常數項與時間趨勢等三種型式。

3.2 共整合檢定 (Cointegration Test)

由於大多數的時間數列資料會呈現非定態的趨勢，因此，在做共整合檢定前，必須先確定資料是否為定態。若兩資料之原始序列為非定態，但是在經由差分以及適當的線性組合調整後，若能得到定態的狀態，則稱此兩序列間存在著共

整合的關係。

經濟學者們面對經濟變數大都為非定態序列的事實。傳統的OLS計量方法處理非定態時間序列所產生的虛假性迴歸問題，雖然可藉由對變數差分使其成定態來解決，但差分將使變數扭曲或喪失長期重要訊息，而使變數動態關係設定錯誤。因此，共整合的觀念便由此衍生而來，其優點便在於改善須對變數進行差分的不便，但仍能避免需假性迴歸及喪失長期訊息的問題。

Johansen (1988)提出模型中不論是共整合向量的個數或經濟理論對變數關係的限制都能直接估計。此外，該方法亦可驗證受限制下的共整合向量及其調整速度大小。此方法是從VAR出發，以最大概似函數找出共整合向量，並利用最大概似比來檢定最大共整合關係之間的數目，其理論模型如下：

假設 X_t 為 $(P \times 1)$ 的 $I(1)$ 向量，則其VAR(k)表現式為：

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t$$

其中， μ 為常數項， D_t 為經過中心化後總合為零的季節性虛擬變數或其他虛擬變數， ε_t 為標準常態分配， k 為落後期數。若 X_t 經檢定為 $I(1)$ 序列，則 ΔX_t 為 $I(0)$ 之定態時間序列。因一般經濟變數原始序列多為 $I(1)$ 序列，故可改寫為傳統一階差分VAR形式：

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t \\ &= \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

其中 $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_i, i = 1, 2, \dots, k-1$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$$

$\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i}$ 代表 X_t 的短期關係，說明當體系出現干擾時，各變數由短期不均衡調整至長期均衡的經過。 ΠX_{t-k} 為誤差修正項，目的在於引導因一階差分而喪失的長期關係重回系統。其中， Π 又稱為衝擊矩陣(impact matrix)，為Johansen最大概似法估計與檢定之核心。

Π 的秩(rank)將決定共整合向量的個數：

1. 若 $\text{rank}(\Pi) = P$ ，即 Π 為全秩(full rank)，則 X_t 為一組定態的時間序列。
2. 若 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，則 Π 為一空矩陣，表示 X_t 中變數皆不存在共整合關係量，亦即變數間無長期均衡關係。
3. 若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < P$ ，則隱含 X_t 中的變數之間存在 r 個共整合向量，據Granger Representation定理，可將 Π 寫成 $\Pi = \alpha\beta'$ ， α 和 β 皆為 $p \times r$ 的矩陣，其中 β 為共整合向量矩陣， α 為平均調整速度(adjustment speed)係數矩陣，衡量誤差修正項回饋調整速度之大小。

由上可知，利用 Π 的秩大小可判定共整合向量之個數，而檢定向量的秩，即如同檢定該向量有多少個非零之特徵根；Johansen (1991)提出兩種概似比統計量(likelihood ratio statistics)，以檢定 r 的數值：

1. 軌跡檢定(trace test)

$$H_0 : \text{rank}(\Pi) \leq r$$

$$H_1 : \text{rank}(\Pi) > r$$

$$\lambda_{\text{trace}} \text{檢定統計量} : LR = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

其中，T為樣本個數， $\hat{\lambda}_i$ 為 Π 矩陣中的特性根 (eigenvalue)

2. 最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)

$$H_0 : \text{rank}(\Pi) = r$$

$$H_1 : \text{rank}(\Pi) = r+1$$

$$\lambda_{\text{max}} \text{檢定統計量} : LR = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

經由軌跡檢定和最大特性根檢定，可以決定r的個數，以判斷變數間的共整合關係。

3.3 誤差修正模型(error correction model)

根據Engle和Granger(1987)的研究指出，如果兩變數 X_t 和 Y_t 具共整合關係時，必定有一誤差修正項存在。其觀念是藉由前期之長期共整合失衡部份，修正短期動態調整的現象，以解釋數列間短期變動關係以及由短期不均衡狀態調整至長期均衡的過程，可用誤差修正模型來表示兩者之間的關係：

$$\Delta X_t = \mu_1 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{p=1}^m \beta_{1x} \Delta X_{t-p} + \sum_{q=1}^n \beta_{1y} \Delta Y_{t-q} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta Y_t = \mu_2 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{p=1}^m \beta_{2x} \Delta X_{t-p} + \sum_{q=1}^n \beta_{2y} \Delta Y_{t-q} + \varepsilon_{2t}$$

上述二式為誤差修正模型，其中 $Z_{t-1} = X_{t-1} - \alpha Y_{t-1}$ 為誤差修正項(error correction term)， α_1 及 α_2 為修正係數，衡量上一期偏離均衡的部份在本期反應於自變數變化之能力， ε_1 及 ε_2 為White Noise， μ_1 及 μ_2 為常數截距項， X_t 數列之變動可由上期誤差修正項、前期 X_t 的變化以及前期 Y_t 的變化所解釋； Y_t 亦同理。若 β_x 之

t 統計量顯著，表示變數 X_t 目前的變化，可由該變數過去之變化來解釋； β_y 之t 統計量顯著，則表示變數 X_t 目前的變化可由另一個變數 Y_t 過去的變化來解釋，此外，若 β 之統計量均不顯著，但 α 的統計量卻顯著，表示兩變數之間具有共同之趨勢，本期之變動為兩個變數線性的結果。可知誤差修正模型具有短期動態與長期均衡之概念；故以誤差修正模型進行因果關係檢定。故數列之變動不僅受自身與其他數列前期之影響，同時亦受前一期失衡狀態的影響。

1. $H_0 : \beta_{1y} = 0$ ，拒絕 H_0 ，表示 Y_t (股價) 為 X_t (報價) 的因，股價會影響

DRAM報價。

2. $H_0: \beta_{2x}=0$ ，拒絕 H_0 ，表示 X_t （報價）為 Y_t （股價）的因，DRAM報價會影響股價。
 3. 若 $H_0: \beta_{1y}=0$ 、 $H_0: \beta_{2x}=0$ 皆拒絕，表股價與DRAM報價之間存在回饋關係。
 4. $H_0: \alpha_1=0$ ，拒絕 H_0 ，表 X_t 會往長期均衡作移動。
 5. $H_0: \alpha_2=0$ ，拒絕 H_0 ，表 Y_t 會往長期均衡作移動。
- 若存在共整合關係，最後二種情況之檢定至少有一個會拒絕。

3.4 衝擊反應分析 (Impulse Analyze)

衝擊反應分析主要研究當VAR 模型中某一變數受到外生變數或殘差項影響，其他變數所受到的衝擊程度。一般VAR模型為：

$$Y_t = \alpha + \sum_{s=1}^m \beta_s Y_{t-s} + \mu_t$$

將上式轉換為以向量的模式來表示，此時每一個變數皆可用模型內所有當期及落後各期之隨機衝擊項來表示，其型態如下：

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

$$(1 - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_m \Gamma^m) Y_t = \alpha + \varepsilon_t$$

$$Y_t = (1 - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_m \Gamma^m)^{-1} \alpha + (1 - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_m \Gamma^m)^{-1} \varepsilon_t$$

$$Y_t = \theta + \sum_{i=0}^{\infty} c_i \varepsilon_{t-i}$$

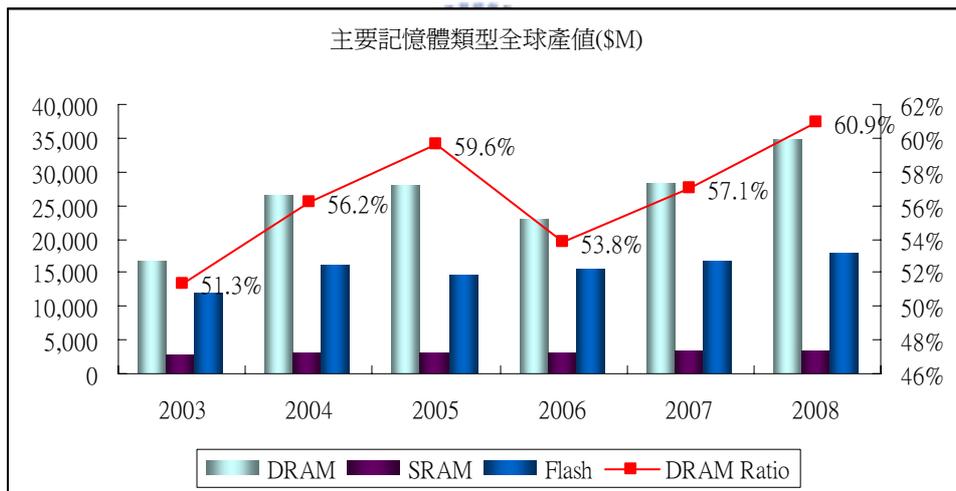
$$\theta = (1 - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_m \Gamma^m)^{-1} \alpha$$
，其中， Γ 為Lag operator

若隨機衝擊項與當期無關，則可求得唯一的預測誤差變異數分解百分比。但是當一般隨機衝擊項具有當期相關時，必須利用Cholesky 分解來處理正交化過程，去除 VAR 模型中預測誤差項之間的當期相關。

第四章、資料說明與整理

一般所稱的記憶體，大多以標準型記憶體（Commodity DRAM）為主，由圖三可以看到，在主要記憶體類型中，2005年全球標準型記憶體（DRAM）產值約為28億美元，佔全球記憶體產值的59.6%，顯示標準型記憶體為目前記憶體市場中最主要的產品，本文第一章所提到全球主要的記憶體生產廠商，也多以標準型記憶體為營收的主要來源，台灣地區則有力晶半導體、茂德科技以及南亞科技等三家，2004年三家廠商佔全球記憶體市場佔有率合計為14%，也是台灣記憶體生產及設計公司中規模最大的三家廠商，因此本研究將選定台灣主要的記憶體生產廠商為研究標的。

圖三、主要記憶體類型全球產值預測



Source : IDC , 2005/04

本研究選定力晶(5346)、茂德(5387)、南科(2408)為生產DRAM的廠商，從台灣證券交易所取得此三檔股票自2003/1/1到2004/12/31間的股價，而DRAM的市場價格則是來自於DRAMExchange的統計資料，包含16x8 PC133 SDRAM，32x8 PC133 DRAM，16x8 DDR266，32x8 DDR266，32x8 DDR333，32x8 DDR400等六種不同規格的記憶體現貨價格(spot price)及合約價格(contract price)。

由於市場上的DRAM報價並非為一特定的價格，而是提供一個高低價差的區間，但是我們並不知道各廠商實際出貨的價格為何，因此我們將選擇高低價格的平均價格為市場成交價；另外自2003下半年起256MB DDR333 & DDR400成

為各家DRAM廠商出貨的主要規格，在DRAM報價(X_t)的決定上，也是一個需要考量的因素，根據各家研究機構及公司所公佈的訊息，我們大膽的假設在2003年起，各家公司的出貨皆以DDR規格的記憶體為主，而上半年以DDR266及DDR333各佔40%，DDR400規格的記憶體的比重則逐漸隨時間增加，到了2004年則以DDR333及DDR400為主要出貨規格。根據這樣的假設，本文對於DRAM現貨價格的調整，如下表所示

表三、DRAM規格的市場佔有率

年	SDRAM	DDR	RDRAM	EDO	DDR2
2002	55%	39%	5%	1%	-
2003	13%	81%	3%	-	3%
2004	8%	83%	2%	-	9%
2005	5%	58%	2%	-	35%

表四、DRAM現貨價格的計算權數

記憶體規格	時間		
	2003/01 to 2003/07	2003/07 to 2003/12	2004/01 to 2004/12
DDR 266	40%	20%	0%
DDR 333	40%	50%	50%
DDR 400	20%	30%	50%

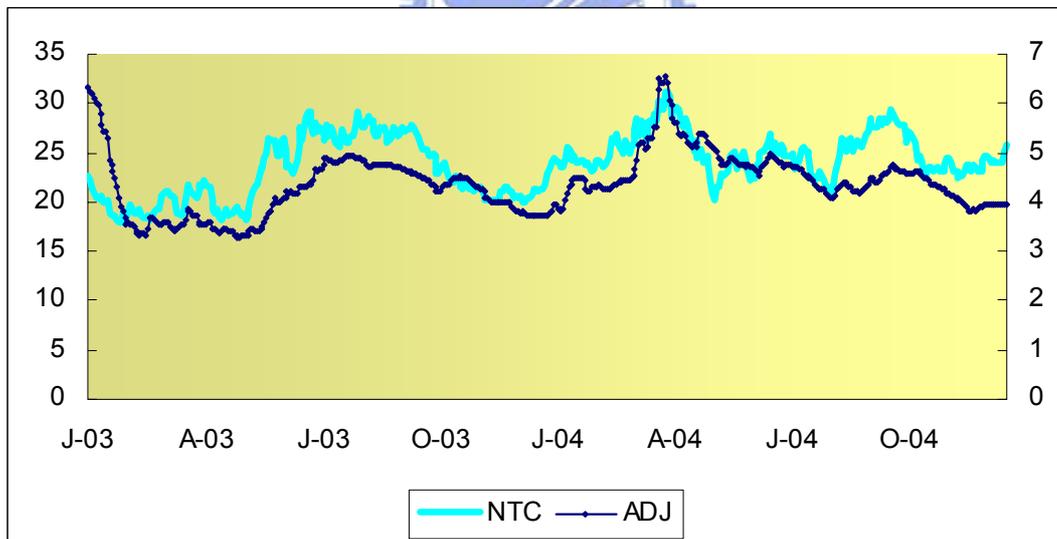
第五章、實證結果

本章首先將股價與DRAM現貨價格等四組資料進行初步的統計分析，分別觀察資料樣本間的時間序列走勢圖，以及敘述統計量，試圖就走勢圖觀察出資料間的關連性。接著對樣本資料進行檢定：單根檢定（unit root test）、共整合檢定（cointegration test）、誤差修正模型（VECM Model）估計，經由誤差修正模型的估計結果，來判斷DRAM生產廠商的股價與DRAM現貨價格間的關係。

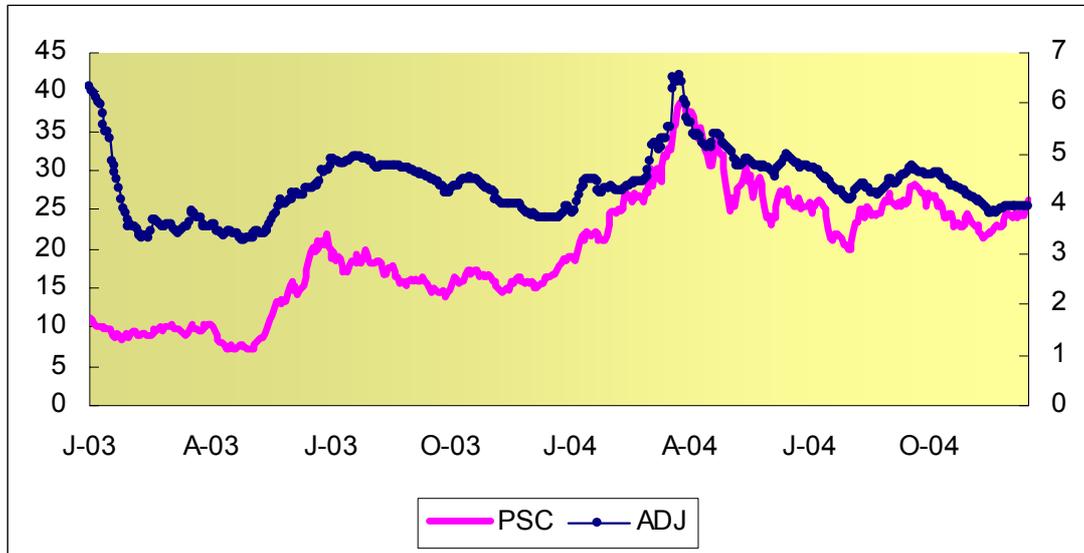
5.1 時間序列走勢圖

經由股價與DRAM現貨價格間的走勢圖，可以略為觀察到股價與DRAM現貨價格相互間具有一致的走勢。我們選取了2003年1月1日起至2004年12月31日止共486個樣本數（選擇股票市場交易日與DRAM現貨報價成立的交集天數），繪製出以下的走勢圖。

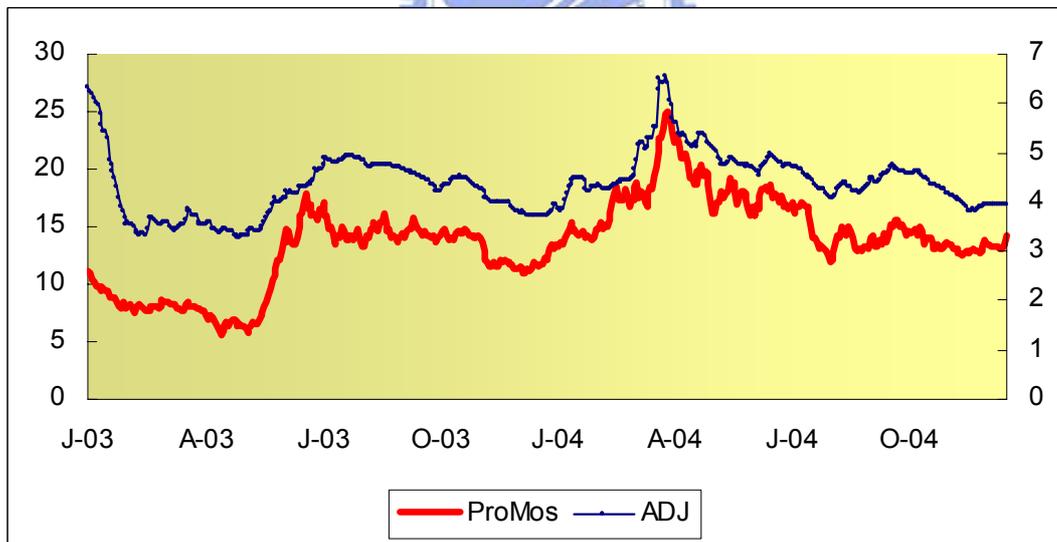
圖四、南亞科技與加權DRAM價格的走勢圖



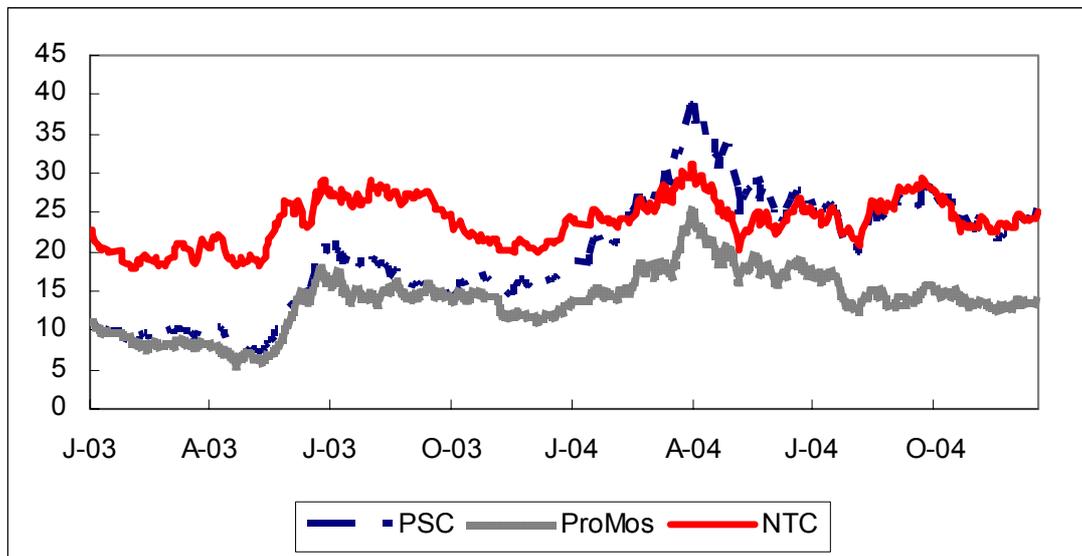
圖五、力晶半導體股價與加權DRAM現貨價格的走勢圖



圖六、茂德科技股價與加權DRAM現貨價格的走勢圖



圖七、南亞科技、力晶半導體以及茂德科技股價的走勢圖



由上述四張走勢圖可以初步的觀察到，DRAM廠商的股價與DRAM現貨價格間似乎存在有某種關聯性，尤其是南亞科技的股價，更是貼近DRAM現貨價格的走勢；另外在第四張走勢圖中，顯示了三家DRAM廠商的股價，似乎也存在著某種穩定的關係，當然，這都要經由之後的檢定來確認結果。

接著針對各資料的敘述統計量進行描述，

5.2 敘述統計量

透過各組資料的敘述統計量，可以粗略的觀察到樣本資料的特性，本研究在此部分將透過標準差(Standard Diviation)、峰度(Kurtosis)、偏度(Skewness)以及J-B檢定，來判斷資料的分配屬性。

表五、各資料之敘述統計量

	POWER	SOUTH	PROMOS	ADJ256
平均值	19.94450	23.92708	13.64910	4.360470
中位數	20.35000	24.10000	14.00000	4.346000
最大值	39.00000	31.20000	25.00000	6.540000
最小值	7.100000	17.93000	5.600000	3.285000

Power代表力晶半導體的股價資料，SOUTH代表南亞科技公司的股價資料，PROMOS代表茂德科技的股價資料，ADJ256代表經過加權計算的DRAM平均價格。由敘述統計量中的J-B檢定可以看出除了茂德科技的股價資料外（J-B值為0.816， $P=0.665 > 0.5$ ），其餘三組資料都不服從常態分配，另外股票價格的變動情形要比現貨價格來的劇烈（三檔股票的標準差分別為7.32、2.97、3.69，而現貨價格的標準差僅僅只有0.611）。

由於四組資料皆為非定態資料，因此本研究接著將資料進行差分之後，再整理出各組資料的敘述統計量，如表五所示：

表六、差分後四組資料的敘述統計量

	ADJ256D	SOUTH D	POWER D	PROMOS D
平均值	-0.004739	0.002265	0.026052	0.004108
中位數	-0.004000	0.000000	0.000000	0.000000
最大值	0.755000	1.900000	2.200000	1.400000
最小值	-0.440000	-2.100000	-2.700000	-1.700000
標準差	0.074257	0.688958	0.735627	0.506264
偏態	1.717282	0.028486	-0.140171	-0.072284
峰態	29.03912	3.622831	4.109524	3.456480
J-B檢定	14342.76	8.132959	27.22948	4.766986
Probability	0.000000	0.017138	0.000001	0.092228
總合	-2.365000	1.130000	13.00000	2.050000
標準差總合	2.746048	236.3825	269.4913	127.6391

5.3 單根檢定

在本文第三章的研究方法中提到，必須透過單根檢定來檢查樣本資料是否屬於定態資料，否則將有可能在接下來的檢定中出現假性回歸的嚴重誤差，以下針對四組資料進行單根檢定。

表七、南科、力晶、茂德及現貨價原始資料的單根檢定結果

Null Hypothesis: has a unit root, Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)									
		南亞科技		力晶半導體		茂德科技		DRAM現貨報價	
		t-統計量	Prob.*	t-統計量	Prob.*	t-統計量	Prob.*	t-統計量	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller 檢定統計量		-1.58982	0.4866	2.672508	1	0.749849	0.993	-1.59529	0.4838
檢定統計量 臨界值	1% level	-3.451146		-3.451146		-3.451146		-3.45121	
	5% level	-2.870591		-2.870591		-2.870591		-2.87062	
	10% level	-2.571663		-2.571663		-2.571663		-2.57168	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.									

表八、南科、力晶、茂德及現貨價一階差分後的單根檢定結果

Null Hypothesis: D() has a unit root, Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)									
		南亞科技		力晶半導體		茂德科技		DRAM現貨報價	
		t-統計量	Prob.*	t-統計量	Prob.*	t-統計量	Prob.*	t-統計量	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller 檢定統計量		-17.90633	0.00	-17.35556	0.00	-10.72585	0.00	-11.49254	0.00
檢定統計量 臨界值	1% level	-3.451214		-3.451214		-3.451283		-3.451214	
	5% level	-2.870621		-2.870621		-2.870651		-2.870621	
	10% level	-2.571679		-2.571679		-2.571695		-2.571679	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.									

單根檢定的結果顯示了，四組時間序列資料皆無法拒絕虛無假設(H_0 : 有單根)，即表示四組資料皆為非定態資料，而若將四組資料分別進行差分後的單根檢定，則顯示一階差分後的資料顯著拒絕虛無假設，表示差分後的資料拒絕單根的存在，為定態的資料，對此類的資料進行分析，可以避免假性迴歸的產生。

5.4 共整合檢定

了解資料的型態之後，便可以進行共整合檢定，以檢驗資料間是否存在共整合關係。以下將用軌跡檢定及最大特徵值檢定來判斷資料間的共整合關係。

表九、三家DRAM廠商與DRAM現貨價格軌跡檢定

軌跡檢定	南亞科技		力晶半導體		茂德科技		5 Percent	1 Percent
	Hypothesized	Trace	Trace	Trace	Trace	Trace		
No. of CE(s)	特徵值	統計量	特徵值	統計量	特徵值	統計量	臨界值	臨界值
None **	0.060669	22.90682	0.066811	21.68356	0.069608	22.34305	15.41	20.04
At most 1	0.011716	3.629777	0.001253	0.386233	0.000393	0.121112	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

表十、三家DRAM廠商與DRAM現貨價格特徵值檢定

特徵值檢定	南亞科技		力晶半導體		茂德科技		5 Percent	1 Percent
	Hypothesized	最大特徵值	最大特徵值	最大特徵值	最大特徵值	最大特徵值		
No. of CE(s)	特徵值	統計量	特徵值	統計量	特徵值	統計量	臨界值	臨界值
None **	0.060669	19.27705	0.066811	21.29733	0.069608	22.22194	14.07	18.63
At most 1	0.011716	3.629777	0.001253	0.386233	0.000393	0.121112	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

軌跡檢定及特徵值檢定的結果都顯示，在99%的信心水準下，三組成對資料都存在有一個共整合關係式。

5.5 誤差修正模型的估計結果

Akaike Information Criteria result

在進行ADF檢定同時也必須決定模型的最適落後期數以確保殘差項 ε_t 為白噪音，由於加入太多落後期數，將使的檢定能力下降，但加入太少落後期數，模型

將無法完全修正由移動平均項所造成臨界值放大之缺點。通常有二個決定最適期數的方法：

- 1、 逐步迴歸：將兩個不同期數的模型利用t檢定或F檢定，來檢定落後期數之係數是否顯著。
- 2、 AIC準則(Akaike information criterion)：比較各模型之AIC值，取最小者為最佳模型，

其計算方式如下：

$$AIC(p) = n \times \ln(SSE) + 2 \times p$$

其中p為參數估計的數目、n為使用觀測值的數目、SSE為誤差平方和(residual sum of square)、 $\ln(SSE)$ 表示對誤差平方和取自然對數ln。

本研究將使用AIC準則，列出資料組的AIC值，找尋AIC最小的Lag order，作為接下來共整合關係式中Lag Order的決定

表十一、DRAM Maker股價資料的AIC結果

	南亞科技	力晶半導體	茂德科技
Lag 1	-0.595495	-0.446632	-1.236228
Lag 2	-0.584543	-0.432485	-1.230413
Lag 3	-0.566745	-0.419528	-1.215195
Lag 4	-0.552343	-0.410068	-1.204903
Lag 5	-0.529359	-0.385266	-1.185900

由上述結果可以看出，三組資料的AIC的最小值，都出現在Lag 1的時候，因此可以決定下一個步驟的VECM simulation時所選定的Lag order

VECM 估計結果

經由前一步驟的結果，我們決定以Lag Order=1進行VECM模型的估計，結果如下所示：

表十二、南亞科技股價與DRAM現貨價格間的誤差修正關係式

誤差修正關係式	CointEq1	
現貨價格變動量	1.000000	
南科股價變動量	-0.228047	
	(0.02736)	
	[-8.33627]	
常數項	1.099795	
Error Correction:	D(ADJ256)	D(SOUTH)
誤差修正項係數	-0.032297	0.092555
	(0.00539)	(0.05724)
	[-5.99421]	[1.61687]
前一期現貨價格變動量 係數	0.389997	1.543255
	(0.04139)	(0.43978)
	[9.42156]	[3.50918]
前一期南科股價變動量 係數	-0.006713	-0.009795
	(0.00437)	(0.04643)
	[-1.53600]	[-0.21096]
常數項係數	-0.002699	0.010553
	(0.00289)	(0.03066)
	[-0.93530]	[0.34425]

誤差修正項的係數，在現貨價格的關係式中較為顯著，而對於當期股票價格的影響係數並不顯著異於零 ($t\text{-value}=1.62 < 1.96$)，而且前一期的現貨價格變動，對於當期的現貨價格變動以及南亞科技股票價格變動都具有顯著的影響，但前一期的南亞科技股票價格的變動對於當期現貨價格及南亞科技股票價格的變動影響均不顯著 ($|t\text{-value}| = 1.54、0.21 < 1.96$)。

表十三、力晶半導體股價與現貨價格間的誤差修正關係式

誤差修正關係式	CointEq1	
現貨價格變動量	1.000000	
力晶股價變動量	-0.071243	
	(0.01285)	
	[-5.54359]	
常數項	-2.935701	
Error Correction:	D(ADJ256)	D(POWER)
誤差修正項係數	-0.030182	0.022777
	(0.00602)	(0.06679)
	[-5.01188]	[0.34100]
前一期現貨價格變動量 係數	0.408792	2.334164
	(0.04072)	(0.45171)
	[10.0379]	[5.16742]
前一期力晶股價變動量 係數	0.003525	-0.050595
	(0.00408)	(0.04525)
	[0.86404]	[-1.11804]
常數項係數	-0.002716	0.038855
	(0.00292)	(0.03234)
	[-0.93164]	[1.20143]

誤差修正項的係數，在現貨價格的關係式中較為顯著（ $|t\text{-value}| = 5.01 > 1.96$ ），而對於股價的影響不顯著，並且前一期的現貨價格變動，對於當期的現貨價格變動以及力晶半導體股票價格變動都具有顯著的影響（ $|t\text{-value}| = 10.04、5.17 > 1.96$ ），並且在股票價格關係式中係數較大（ $\beta = 2.33$ ）；但前一期的力晶半導體股票價格的變動對於當期現貨價格及力晶半導體股票價格的變動影響均不顯著（ $|t\text{-value}| = 0.86、1.12 < 1.96$ ）。

表十四、茂德科技股價與DRAM現貨價格間的誤差修正關係式

誤差修正關係式	CointEq1	
現貨價格變動量	1.000000	
茂德股價變動量	-0.150966	
	(0.01678)	
	[-8.99920]	
常數項	-2.295836	
Error Correction:	D(ADJ256)	D(PROMOS)
誤差修正項係數	-0.042656	0.075727
	(0.00749)	(0.05724)
	[-5.69364]	[1.32294]
前一期現貨價格變動量 係數	0.398676	1.788272
	(0.04079)	(0.31168)
	[9.77299]	[5.73748]
前一期茂德股價變動量 係數	0.004551	-0.072758
	(0.00594)	(0.04536)
	[0.76644]	[-1.60392]
常數項係數	-0.002691	0.013460
	(0.00289)	(0.02209)
	[-0.93049]	[0.60922]

誤差修正項的係數，在現貨價格的關係式中較為顯著（ $|t\text{-value}| = 5.69 > 1.96$ ），在股票價格的關係式中則不顯著異於零（ $|t\text{-value}| = 1.32 < 1.96$ ）。而且前一期的現貨價格變動，對於當期的現貨價格變動以及茂德科技股票價格變動都具有顯著的影響（ $|t\text{-value}| = 9.77、5.74 > 1.96$ ），但前一期的茂德科技股票價格的變動對於當期現貨價格的變動以及當期茂德股票價格的變動影響不顯著（ $|t\text{-value}| = 0.77、1.6 < 1.96$ ）。

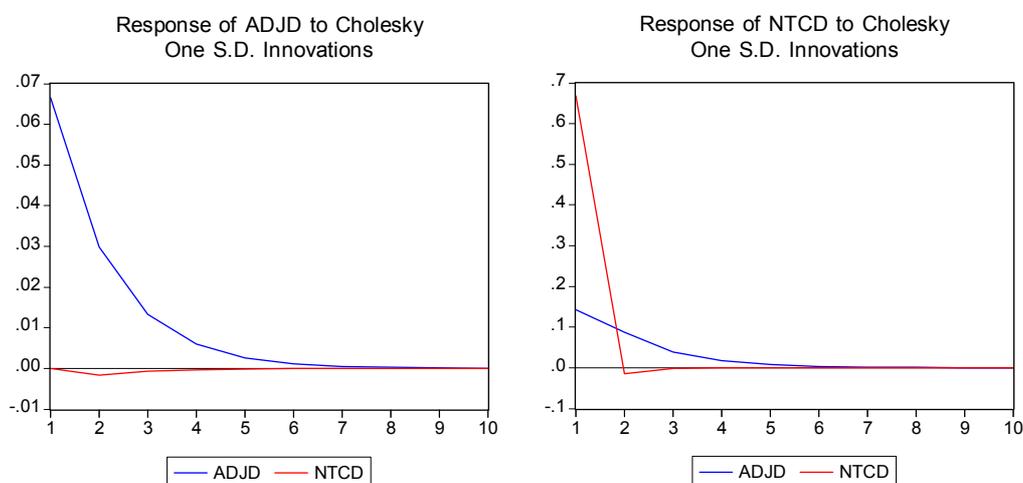
5.6 衝擊反應

接下來進行衝擊反應的分析，藉由衝擊反應的分析來了解現貨市場及股票市場對於訊息的反應程度，以及價格發現的能力

表十五、南亞科技股價與現貨價格的衝擊反應

Period	來自股價的衝擊		來自現貨價格的衝擊	
	DSOUTH	DADJ256	DSOUTH	DADJ256
1	0.668989	0	0.018953	0.07464
2	-0.01247	0.082535	0.005945	0.030372
3	0.007197	0.02946	0.002452	0.012141
4	0.002352	0.011953	0.000979	0.004862
5	0.000965	0.004779	0.000392	0.001947
6	0.000385	0.001914	0.000157	0.00078
7	0.000154	0.000766	6.29E-05	0.000312
8	6.18E-05	0.000307	2.52E-05	0.000125
9	2.47E-05	0.000123	1.01E-05	5.01E-05
10	9.91E-06	4.92E-05	4.04E-06	2.00E-05

圖八、南亞科技股價與現貨價格的衝擊反應

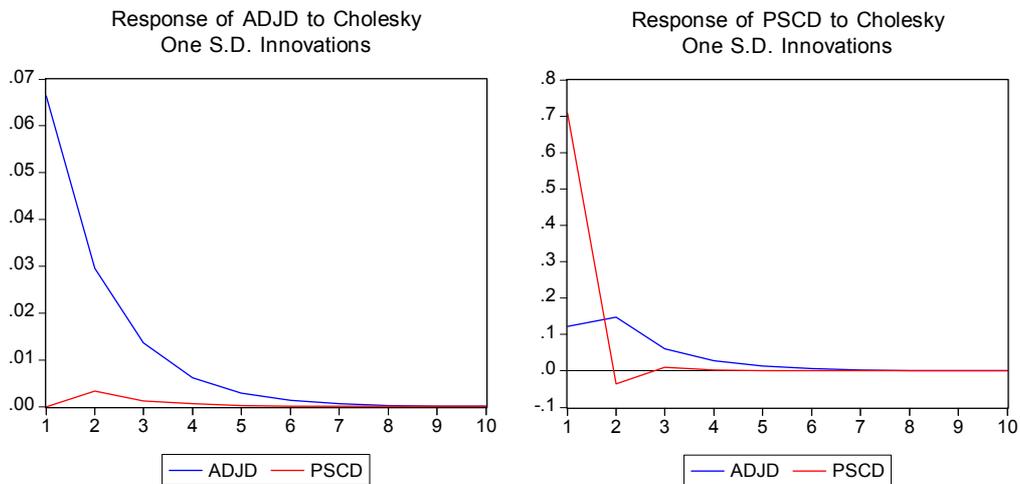


從上表可以觀察到，當衝擊來自於股票價格的變動時，股價的變動情形在第二期之後就遠小於現貨價格的變動，若是衝擊來自於現貨價格的變動，股價的變動也相同的很快就恢復到平衡的狀態，此結果說明了股票市場的訊息反映程度相較於現貨市場來的迅速，價格發現能力也優於現貨市場。

表十六、力晶半導體股價與現貨價格的衝擊反應

Period	來自股價的衝擊		來自現貨價格的衝擊	
	DPOWER	DADJ256	DPOWER	DADJ256
1	0.59377	0	0.018379	0.074742
2	-0.01296	0.120364	0.010329	0.029144
3	0.017563	0.038306	0.003959	0.012005
4	0.005116	0.016587	0.001637	0.004885
5	0.00227	0.006678	0.000666	0.001993
6	0.000909	0.002731	0.000272	0.000813
7	0.000372	0.001113	0.000111	0.000331
8	0.000152	0.000454	4.52E-05	0.000135
9	6.19E-05	0.000185	1.84E-05	5.51E-05
10	2.52E-05	7.55E-05	7.51E-06	2.25E-05

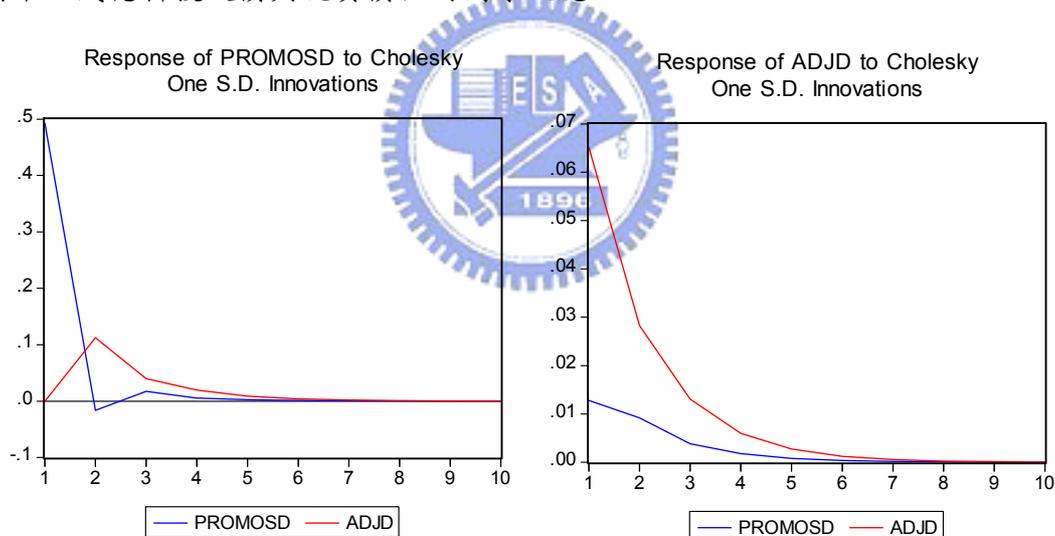
圖九、力晶半導體股價與現貨價格的衝擊反應



表十七、茂德科技股價與現貨價格的衝擊反應

Period	來自股價的衝擊		來自現貨價格的衝擊	
	DPROMOS	DADJ256	DPROMOS	DADJ256
1	0.46365	0	0.015655	0.074925
2	-0.01209	0.093469	0.014609	0.028009
3	0.01905	0.028566	0.005233	0.012236
4	0.005229	0.013316	0.002316	0.005113
5	0.002533	0.005471	0.000965	0.002163
6	0.00103	0.002325	0.000408	0.000912
7	0.000439	0.000979	0.000172	0.000385
8	0.000185	0.000413	7.26E-05	0.000162
9	7.80E-05	0.000174	3.06E-05	6.85E-05
10	3.29E-05	7.36E-05	1.29E-05	2.89E-05

圖十、茂德科技股價與現貨價格的衝擊反應



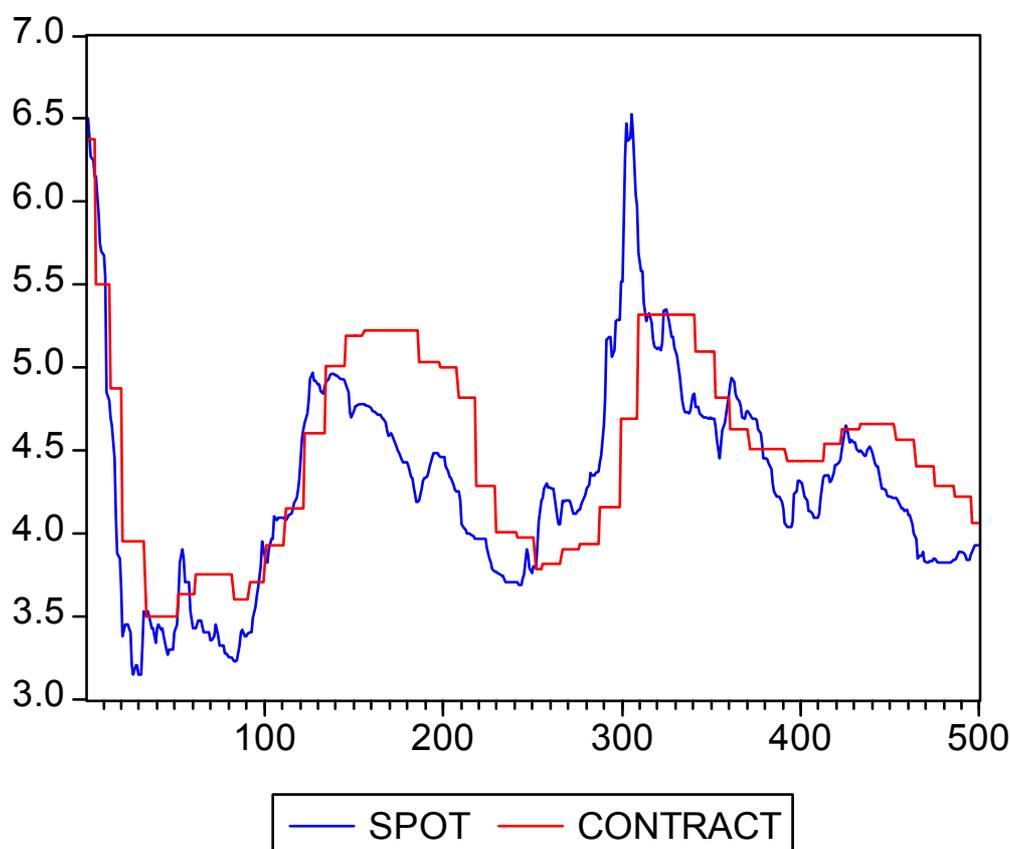
由接下來的表十五、十六以及圖八、九可以發現，在力晶及茂德的股價表現上也產生同樣的結果，股票市場的訊息反應及價格發現能力都優於現貨市場。

5.7 加入外生變數

由前一節的估計結果可以知道，DRAM Maker的股價與DRAM現貨價格間存在有共整合關係，而且DRAM Maker的股價會受到前一期DRAM現貨價格的影響，因此接下來本文將引進新一外生變數，來預測DRAM現貨價格的走勢，希望能夠提高此共整合關係式的準確度。

在DRAM現貨市場中，由於銷售市場以及要求規格的不同，同時存在有兩個不同的報價系統，分別為現貨價（Spot Price）以及合約價（Contract Price）；其中合約價（Contract Price）的議定為DRAM生產廠商與個人電腦OEM公司（如Dell、HP等國際大廠）協議產生，通常以合約價出售給下游客戶的產品，所要求的規格將會比較嚴格，例如測試時間較長，測試項目較多，品質也較現貨市場上的產品來的穩定，因此在供給的數量上將會受到限制，造成合約價會比現貨價來的高，另外由於個人電腦生產者大多為批量購買，因此議定價格的次數不如現貨價來的頻繁，以目前市場上的狀況而言，約為每雙周定價一次。在現貨價格（Spot Price）方面，為一般消費大眾或是以售後市場（After Market）為銷售對象的模組製造商的參考價格，也是我們普遍所稱的DRAM現貨價格，其定價方式則是由其他非OEM廠商所報的買價及DRAM製造商所報的賣價撮合而成，換言之，可以說是由DRAM市場上的供給和需求所決定出來的價格，此報價系統為每日定價，價格的波動程度也較合約價來的劇烈。下圖顯示出現貨價與合約價的走勢，可以得到印證。

圖十一、DRAM現貨價與合約價相關走勢圖



外生變數決定方法的選擇

在證券市場中，存在著各種的技術分析方法，希望藉由歷史資料的分析，發現未來股票價格的走勢，其中比較常用的技術指標有移動平均線法則、KD值、RSI、及乖離率等四種：

1. 平滑異同平均線 (MACD)：MACD是由二位美國學者艾培爾與希斯勒所提出，利用快速和慢速的平滑移動平均線(EMA)，計算兩者之間的差離值(DIF)，再利用差離值與差離值平均值(DEM)的收斂(交會)與發散(分離)的徵兆，用以研判股市行情買進或賣出的時機。一般多採用12日與26日的平滑平均值，以及9日MACD值，當DIF向上穿越MACD時為買進訊號，DIF向下穿越MACD時為賣出訊號。
2. KD隨機指標：為美國George Lane在1957年首先發佈原始公式，而於1986年提出修正公式。根據觀察股價上漲時，當日收盤價總是朝向當日價格波動的最高價接近；反之，當股價下跌時，當日收盤價總是朝向當日價格波動的最低價接近之原理。並改善移動平均線反應遲鈍的缺點，將每日盤勢的開高低收透過計算，而表達在該項指標中，並推演出新的交易策略。以根據快速、慢速移動平均線原理，K線向上突破D線（即K值>D值）為買進訊號；K線跌破D線（即K值<D值）為賣出訊號。
3. RSI：1978年美國作者華德(Welles Wilder Jr.)在著作『技術交易系統中的新觀念』中所提出交易方法之一。相對強弱指標是先行指標的一種，它是以一定期間內商品(股票或指數)價格的變動關係為基礎，去推敲其未來價位的變動方向。基本原理是利用在正常股市中多空買賣雙方的力道必須取得均衡，股價才會穩定。而RSI是計算在一定期間內，股價上漲總幅度平均值佔總漲跌幅總幅度平均值的比例，RSI值會介於0~100之間。
4. 乖離率 (BIAS)：乖離是指當日指數與平均線之間的差距，將乖離再除以移動平均值即為乖離率。當指數離開平均線過遠時，短期內大多會呈現技術性的回檔或反彈，將股價與移動平均線的距離拉近。所以，如果能掌握市場的特性，統計出指數的乖離率變化，就能夠在行情乖離率過大時，儘早採取對應的操作策略。

觀察DRAM現貨價格與合約價格的關係，類似於MACD指標中所提到的快速平滑移動平均線以及慢速平滑移動平均線，或是KD隨機指標中的快速移動平均線(K線)和慢速移動平均線(D線)，因此本章節將使用KD值的觀念，引入外生變數來預測DRAM現貨價格的走勢。以下將對外生變數的決定方法進一步說明。

KD隨機指標計算說明

隨機指標(KD)同時融合了動量觀念，相對強弱指標(RSI)及移動平均速度觀念等優點，並考慮最高價與最低價，可以表現出一段行情的真正波幅，故對於短期行情變動的敏感度可以加以掌握。

1、觀念與作法：該種指標的論點為，如果股價是呈現上升的走勢，則當日的收盤價通常也是一段期間內的最高價，也就是股價的上升具有單調性，如此該指標才較能反應出上漲的趨勢。茲將指標的作法說明如下：

(1) 計算未成熟隨機值 (RSV, Raw Stochastic Value)

$$RSV_t = \frac{(C_t - L_n)}{(H_n - L_n)} \times 100$$

C_t ：第t天的收盤價

L_n ：從第t天往前算n-1天內的最低價

H_n ：從第t天往前算n-1天內最高價

(2) 求出快速隨機指標 K_t 及慢速隨機指標 D_t

$$K_t = RSV_t \times \frac{1}{3} + K_{t-1} \times \frac{2}{3}$$

$$D_t = K_t \times \frac{1}{3} + D_{t-1} \times \frac{2}{3}$$

2、特色與限制：該種指標的計算考慮到一段期間內的最高價與最低價，可以反應出該段期間內價格波動的幅度，但是如果價格在盤中波動幅度很大，使得最高價或是最低價不是出現在收盤價時，雖然整體的趨勢仍是呈現上升的走勢，則此時該指標的代表性會降低。

3、操作方法：以KD值的交叉作為買賣點研判的依據：當K線向上突破D線時為買進訊號（黃金交叉），此時採用買進策略；反之，當K線向下突破D線時為賣出訊號（死亡交叉），此時則採用賣出策略。其中的買進和賣出訊號如下：

(1)買進訊號：當前一天之9天K值 > 前一天之9天D值。

(2)賣出訊號：當前一天之9天K值 < 前一天之9天D值。

根據KD隨機指標的作法，本研究接著計算現貨價格及合約價格的9天移動平均數，作為K值 (Spot_9) 及D值 (Contract_9)，另外根據KD隨機指標的買賣判斷法則，訂出外生變數的決定條件如下

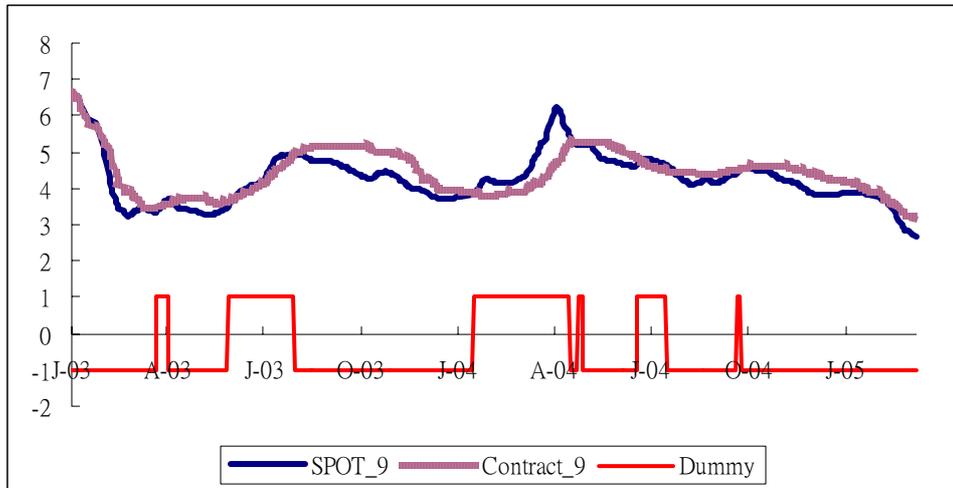
$$Spot_9_t > Spot_9_{t-1} \ \& \ Spot_9_t > Contract_9_t \Rightarrow D = 1$$

$$Spot_9_t < Spot_9_{t-1} \ \& \ Spot_9_t < Contract_9_t \Rightarrow D = -1$$

others, maintain last number

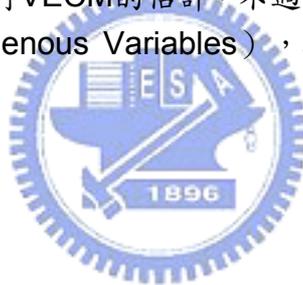
根據上述的方法，針對9天平均合約價及現貨價整理出顯示買進或賣出的虛擬變數，結果整理如下圖所示：

圖十二、現貨價與合約價的移動平均線及外生變數曲線



VECM estimate with the Dummy Variable

接著，同樣針對三組樣本進行VECM的估計，不過此次在估計時加入整理好的虛擬變數作為外生變數（Exogenous Variables），觀察與第一次進行的估計之異同處。



表十八、南亞科技股價與DRAM現貨價格間的誤差修正關係式 (with Exogenous Variables)

誤差修正關係式	CointEq1	
現貨價格變動量	1.000000	
南科股價變動量	-0.191943	
	(0.02765)	
	[-6.94255]	
常數項	0.235854	
Error Correction:	D(ADJ256)	D(SOUTH)
誤差修正項係數	-0.036024	0.064524
	(0.00584)	(0.06260)
	[-6.16642]	[1.03067]
前一期現貨價格變動量 係數	0.372412	1.475753
	(0.04200)	(0.45004)
	[8.86782]	[3.27917]
前一期南科股價變動量 係數	-0.006763	-0.014078
	(0.00434)	(0.04656)
	[-1.55647]	[-0.30235]
常數項係數	0.000400	0.009195
	(0.00318)	(0.03408)
	[0.12584]	[0.26983]
外生變數係數	0.007336	-0.002418
	(0.00327)	(0.03503)
	[2.24440]	[-0.06903]

表十九、力晶股價與DRAM現貨價格間的誤差修正關係式 (with Exogenous Variables)

誤差修正關係式	CointEq1	
現貨價格變動量	1.000000	
力晶股價變動量	-0.053573	
	(0.01155)	
	[-4.63672]	
常數項	-3.288284	
Error Correction:	D(ADJ256)	D(POWER)
誤差修正項係數	-0.035748	-0.044305
	(0.00635)	(0.07093)
	[-5.63030]	[-0.62464]
前一期現貨價格變動量 係數	0.380782	2.087598
	(0.04138)	(0.46222)
	[9.20309]	[4.51649]
前一期力晶股價變動量 係數	0.002132	-0.061187
	(0.00406)	(0.04537)
	[0.52500]	[-1.34875]
常數項係數	0.002167	0.070339
	(0.00322)	(0.03599)
	[0.67254]	[1.95418]
外生變數係數	0.011481	0.074645
	(0.00338)	(0.03778)
	[3.39513]	[1.97593]

表二十、茂德股價與DRAM現貨價格間的誤差修正關係式 (with Exogenous Variables)

誤差修正關係式	CointEq1	
現貨價格變動量	1.000000	
茂德股價變動量	-0.135544	
	(0.01798)	
	[-7.53830]	
常數項	-2.506416	
Error Correction:	D(ADJ256)	D(PROMOS)
誤差修正項係數	-0.044494	0.057815
	(0.00761)	(0.05843)
	[-5.84940]	[0.98949]
前一期現貨價格變動量 係數	0.379074	1.678117
	(0.04149)	(0.31868)
	[9.13729]	[5.26587]
前一期茂德股價變動量 係數	0.003773	-0.077973
	(0.00591)	(0.04543)
	[0.63791]	[-1.71636]
常數項係數	0.000651	0.027809
	(0.00319)	(0.02452)
	[0.20388]	[1.13436]
外生變數係數	0.007911	0.034235
	(0.00328)	(0.02523)
	[2.40846]	[1.35694]

由以上三個關係式的估計結果得知，

1. 誤差修正項的係數對於股價的變動都是顯著的 ($t\text{-value} = 6.17、5.63、5.85 > 1.96$)，而對於現貨價格變動的影響皆不顯著。此部分與加入外生變數前的結果一致。
2. 前一期現貨價格的變動對於當期現貨價格及股票價格的變動影響都是顯著的。此部份也與加入外生變數前的結果一致。
3. 前一期股票價格的變動對於當期現貨價格及股票價格變動的影響皆不顯著，此結果也與加入外生變數前的結果一致。
4. 外生變數的係數對現貨價格變動的影響皆顯著，不過除了力晶半導體的樣本外，外生變數對於股票價格變動的影響皆不顯著。

另外從DRAM Maker與現貨價格的誤差修正模型估計結果的比較中，可以觀察到，當加入外生變數（Exogenous Variables）之後，在R-squared以及調整後的R-squared數值都較原始的估計結果高（除了南亞科技股價變動的影響，在加入外生變數後R-squared較低），顯示出加入外生變數後，模型的準確度有所提升。並且在殘差的平方和（Sum sq. resids）一項，加入外生變數後的結果要小於原始的估計結果，也顯示出加入外生變數後的模型準確度高於原始的模型；因此本研究認為，運用KD隨機變數的原理，自DRAM現貨價（Spot Price）與合約價（Contract Price）間所決定出來的外生變數，對於現貨價格走勢的趨勢有一定的準確度。

表二十一、三組DRAM Maker股價與DRAM現貨價格的誤差修正模型估計結果比較

	With Exogenous Variables		Original Data Set	
	D(ADJ)	D(NTC)	D(ADJ)	D(NTC)
R-squared	0.265873	0.022573	0.255411	0.02561
Adj. R-squared	0.259916	0.014642	0.250889	0.019693
Sum sq. resids	2.009956	230.819	2.038598	230.1017
S.E. equation	0.063851	0.684246	0.06424	0.68249
	D(ADJ)	D(POWER)	D(ADJ)	D(POWER)
R-squared	0.257832	0.058845	0.241301	0.051541
Adj. R-squared	0.25181	0.051209	0.236693	0.045781
Sum sq. resids	2.031971	253.585	2.077231	255.553
S.E. equation	0.0642	0.717197	0.064845	0.719245
	D(ADJ)	D(PROMOS)	D(ADJ)	D(PROMOS)
R-squared	0.2619	0.065126	0.252213	0.062948
Adj. R-squared	0.255911	0.057541	0.247672	0.057258
Sum sq. resids	2.020833	119.2398	2.047355	119.5176
S.E. equation	0.064024	0.491799	0.064377	0.491872

第六章、結論及建議

6.1 結論說明

本文探討DRAM生產廠商股價與DRAM價格之間的關係，研究對象包括台灣記憶體生產廠商力晶半導體、南亞科技、茂德科技的股價，以及記憶體現貨價格，所使用的資料期間為2003年1月1日自2004年12月31日止，合併共486個交易日。經由上述的誤差修正模型的分析，可以初步得到下列的結論，

1. DRAM生產公司的股價與DRAM現貨價格間存在有共整合關係。
此結果表現出DRAM生產公司的股價與DRAM現貨價格間存在著一種穩定關係，再進一步分析，可以得知現貨價格的變動領先於股票價格的變動。
2. 誤差修正項係數只在現貨價格的式子中具有顯著性，而對於股票價格的影響較不具顯著性，不過在力晶半導體的例子中，誤差修正項對於股價變動的影響極不顯著（ $t\text{-value}=0.34$ ）。
再進一步觀察，誤差修正項係數對於現貨價格的變動皆為負向的影響，顯示前期的現貨價格對當期的現貨價格變動的影響為負向的影響，而前一期股票價格對當期的現貨價格變動的影響為正向。
3. DRAM生產公司股價的報酬明顯的會受到前一期DRAM現貨價格報酬的影響，而且是呈現正向的關係；並且係數方面的比較，力晶半導體>茂德科技>南亞科技。
此一結果顯示現貨價格的變動將直接影響到下一期股價的漲跌，而且力晶股價將會受到現貨價格的影響而產生較其他兩家顯著的波動，這樣的結果與一般市場的認知相同，當現貨價格上漲，市場將會預期DRAM生產公司的獲利增加，進而帶動投資人購買股票的慾望，使得股價上揚；反之當現貨價格下跌的時候，則會出現股價下跌的結果。
4. 前一期股價的變動對於下一期的現貨及股價的變動影響不具顯著性。在力晶半導體與茂德科技的例子中，前期的股價變動，對於當期的股價變動的影響稍稍具有顯著性；而在南亞科技的例子中，前期股價的變動，卻是對當期現貨價格的變動具有些微的影響性。
此結果可以解釋為第三點的映證，股價的波動來自於現貨價格變動的影響，而股價的波動並不會影響到下一期現貨價格的變化。
5. 不論衝擊的發生來自於DRAM現貨市場或是股票市場，公司的股價都會較快速的趨於平穩狀態。
此結果顯示出股票市場在訊息反應以及價格發現的能力上優於現貨市場。
6. 加入外生變數後，共整合關係式所表現出來的結果與加入外生變數前一

致，惟外生變數僅對於現貨價格變動有顯著的影響，對於股票價格的變動並無顯著影響。

另外若是進一步觀察對應模型的調整後R-squared和殘差的平方和，可以發現加入外生變數之後模型的解釋力較為優秀，調整後R-squared較高，且殘差的平方和較小，因此本研究認為運用合約價與現貨價來判斷價格的走勢，有一定的準確度。

由這些結論得知，投資人可以根據現貨價格的變動情形，來預測股價的變動，而公司方面，也可以藉由預測股價的變動，在金融市場中進行資產的投資操作，來減低由於DRAM現貨價格變動所帶來的影響；例如當DRAM現貨價格走低時，公司方面可以預期營收將會受到影響而減少，這時可以藉由股票的融券來避險，降低營收減少的影響；若是DRAM現貨價格走揚，公司預期營收增加，則必須結束融券的部位，避免投資操作的損失。以台灣目前的情況而言，尚未出現DRAM相關的期貨市場，故公司在金融市場進行操作時，只有股票市場可以使用，而且必須注意相關的法規。

6.2 未來研究建議

由於各家公司出貨的DRAM規格不盡相同，因此應該更進一步收集到詳細的資料，已求得DRAM出貨價格的正確性，不過這樣的資料在各家公司中屬於機密資料，取得相當不易，增加了本分析的困難度以及誤差。另外實際影響DRAM廠商股價的因素，可能還有成本、產量大小及出貨量等，應該一併予以考量，甚至納入模型中分析，或許可以增加模型的預測能力。

若是以廠商的角度來觀察DRAM價格的變化，所有的DRAM製造廠最想了解的，應該會是DRAM現貨價格的未來發展，因為DRAM價格的變化，嚴重的影響到了這些製造廠商的獲利能力，如果能夠準確的預測DRAM現貨價格的變化，生產DRAM的廠商可以提前對產能進行調整，減輕虧損或是增加獲利，但也有可能是經過產能的調整而減緩現貨價格的波動；不過很可惜的，本文所引用的模式，只能觀察出股價的變動會受到現貨價格變動的影響，並沒有辦法預測DRAM現貨價格的波動及走勢，這個部分的研究，可以在未來更加深入的探討。

參考文獻

1. Campbell, J. and Shiller, R. ,『 Stock price, earning and expected dividends 』, Journal of Finance , vol43, 661-676 , 1988
2. Engle, R. F. and Granger, C. W. J. ,『 Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing. 』 Econometrica, 55, pp. 251-276 , 1987
3. Dickey, D. and Fuller, W., 『 Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root 』 , Econometrica, pp. 1057~1072, 1981
4. Dickey, D. and Fuller, W., 『 Distribution of the Estimators for Auto-Regressive Time Series with a Unit Root 』 , Journal of American Statistical Association, Vol. 74, pp. 427~431, 1979.
5. Bruce Gain ,『 DRAM Prices and Pork Rind Futures 』, Tom's Hardware Guide , August 28, 2003
6. M P. Lepselter and S. M. Sze ,『 DRAM Pricing Trends – The π rule 』, IEEE Circuits and Device Magazine, pp 53-54, Vol. 1, No. 1 , 1985
7. Yasuo Tarui ,『 New DRAM Priceing Trends : The Bi Rule 』, IEEE Circuits and Device Magazine , pp 44 ~ 45, Vol.7 , March ,1991
8. 林建甫 ,『 共整合與拱論 』, 科學月刊 (Science Monthly) , P2~9 , 第三十四卷第十二期 , Dec. 2003
9. 洪美慧 ,『 技術分析應用於台灣股市之研究—移動平均線、乖離率指標與相對強弱指標之研究 』, 東海大學管理研究所碩士論文 , 民國88年
10. 吳福立 ,『 DRAM價格變動模式之探討 』, 交通大學工業工程與管理系碩士論文 , 民國89年
11. 施雅菁 ,『 小型台指期貨價格發現之研究 』, 淡江大學財務金融學系碩士論文 , 民國93年
12. 許俊賢 ,『 DRAM價格與DRAM個股股價關係之研究 』, 台北大學企管系碩士論文 , 民國93年
13. 唐婉歲 ,『 指數現貨、指數期貨與指數股票式基金間價格發現能力之探討—以NASDAQ 100指數商品為例 』, 淡江大學財務金融學系博士論文 , 民國91年
14. 郭振國 ,『 台灣動態記憶體模組產業供應鏈之探討分析 』, 交通大學EMBA碩士論文 , 民國93年
15. 孫世昌 ,『 DRAM設計公司與晶圓製造公司供應鏈系統特性之比較分析 』, 交通大學EMBA碩士論文 , 民國92年
16. 莊惟傑 ,『 美國主要電腦廠商的股價對台灣DRAM廠商的股價影響 』, 東華大學國際企業學系碩士論文 , 民國93年

17. 劉政欣,『探索半導體世界』,工業技術研究院電子工業研究所,1999
18. 徐松奕,『以技術指標對台灣加權股價期貨指數報酬之研究』,東華大學企業管理學系碩士在職專班論文,民國92年
19. 葉思賢,『DRAM產業供需現況分析』,拓璞產業研究所報告, No.3, April 11, 2002
20. 張瑞華,『燕子飛來、表現亮眼的2003年』,拓璞產業研究所報告, Dec. 25, 2003
21. 連于惠,『名人講堂—集邦科技執行長聶聖陶 數位化衝擊DRAM產業眼前只是暴風雨前的寧靜,記憶體次集團陸續成形戰國時代即將來臨』,電子時報, May. 24, 2004
22. 陳福騫,『IA類記憶體產業概況』,拓璞產業研究所報告, No.6, June. 27, 2002

