

南華大學

財務管理研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION
INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT
NAN HUA UNIVERSITY

台灣半導體產業上、中、下游股價關聯性與波動性外溢效

果之研究-雙變量 EGARCH 模型的應用

A STUDY OF RELATIONSHIPS OF STOCK PRICES AND
VOLATILITY SPILLOVERS USING UPPER MIDDLE AND LOWER
STREAM OF SEMICONDUCTOR INDUSTRY IN TAIWAN
- AN APPLICATION OF BIVARIATE EGARCH

指導教授：莊益源 博士

ADVISOR: PH.D. I-YUAN CHUANG

指導教授：徐清俊 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：陳韋豪

GRADUATE STUDENT: WEI-HAO CHEN

中華民國九十四年六月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

台灣半導體產業上、中、下游股價關聯性與波動
性外溢效果之研究-雙變量 EGARCH 模型的應用

研究生：陳韋豪

經考試合格特此證明

口試委員：朱石清
林文昌
徐靖俊

指導教授：朱石清

所 長：徐靖俊

口試日期：中華民國 九十四年五月十七日

南華大學財務管理研究所九十三學年度第二學期論文摘要

論文題目：台灣半導體產業上、中、下游股價關聯性與波動性外溢效
果之研究-雙變量 EGARCH 模型的應用

研究生：陳 韋 豪

指導教授：莊 益 源 博士

徐 清 俊 博士

論文摘要內容：

本文建立一個完整的雙變量 EGARCH 模型，並以 1999 年 1 月 5 日至 2004 年 8 月 27 日台灣半導體產業上、中、下游各前 12 名營收編製產業上、中、下游股價加權指數，探討台灣半導體產業上、中、下游股價的報酬與波動之外溢效果。實證結果如下：

- 一、三者之間不僅受其本身的遞延影響外，也會受到另一市場影響。亦即上游加權股價指數報酬除受到其本身的遞延影響外，也受到中游加權股價指數報酬的遞延影響，其餘兩組之實證結果亦相同。
- 二、至於變異數方程式的估計結果顯示，上、中、下游加權股價指數報酬的波動性明顯存在 GARCH 效應，這表示兩兩市場間的波動遞延外溢效果明顯。然而此外溢效果除會對自己造成影響外，還會正向的外溢至另一市場。
- 三、波動的不對稱現象除了在中游和下游顯著外，其餘皆不顯著。
- 四、上、中、下游股價指數報酬三者對匯率變動與利率變動的波動性外溢效果的反應程度，以中游股價指數報酬對匯率變動及利率變動反應程度最大，上游股價指數報酬反應程度最小。

關鍵字：半導體產業，波動性外溢效果，EGARCH。

Title of Thesis : A Study of Relationships of Stock Prices and Volatility Spillovers Using Upper Middle and Lower Stream of Semiconductor Industry in Taiwan – An Application of Bivariate EGARCH

Name of student : Wei-Hao Chen

Advisor : Ph.D. I-Yuan Chuang

Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

By mainly applying bivariate EGARCH model, this paper has demonstrated that the volatility spillovers effect appears in Taiwan's upper middle and lower stream of semiconductor industry. The daily stock prices in the trading period of five years (1999-2004) have been examined. It is found that reciprocal volatility transmission exists between one to another of these three indexes. As for the return spillover effect, the three indexes show two-way return spillover effects. The conditional return variance of these three indexes have been significantly affected by one-period ahead the conditional variance and residual square which shows a significant GARCH effect. For the volatility transmission effect, two-way effect exists in these three indexes. Empirical results also show that the asymmetric effect does not exist between one to another of these three indexes with an exception of middle and lower stream. These three indexes also reflect reactions with level of exchange rate change and interest rate change, the highest is the middle stream stock return, and the lowest is the upper stream stock return.

Keyword: Semiconductor Industry, Volatility Spillovers, EGARCH.

目 錄

中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	iv
表目錄	vi
圖目錄	vii
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	2
第三節 研究目的	3
第四節 論文架構	4
第二章 文獻探討	6
第一節 產業上、中、下游股價關聯互動文獻	6
第二節 波動性外溢效果文獻	9
第三節 相關文獻總結	13
第三章 研究方法	15
第一節 資料選取與股價指數編製方式	16
第二節 恆定性檢定	19
第三節 自我相關與異質性檢定	23
第四節 條件變異數不對稱性檢定	24
第五節 雙變量 EGARCH 模型	26
第四章 實證結果與分析	29
第一節 恆定性檢定	29
第二節 自我相關檢定	30
第三節 異質性檢定	31
第四節 條件變異數不對稱性檢定	32
第五節 雙變量 EGARCH 模型實證結果	33
第六節 上、中、下游股價與匯價和利率的外溢效果與不對稱性	41
第七節 總結	52
第五章 結論與建議	54
第一節 結論	54
第二節 建議	56

表 目 錄

表 4-1	半導體產業上、中、下游加權股價指數原始值單根檢定結果	30
表 4-2	半導體產業上、中、下游加權股價指數差分值單根檢定結果	30
表 4-3	半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬自我相關檢定結果	31
表 4-4	半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬條件異質變異性現象檢定結果	32
表 4-5	半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬條件變異數不對稱性檢定結果	33
表 4-6	最大概似估計法配適出來的雙變量 EGARCH(1,1)	34
表 4-7 a	兩兩序列報酬遞延的外溢效果整理表	40
表 4-7 b	兩兩序列波動遞延的外溢效果整理表	40
表 4-7 c	兩兩序列訊息衝擊的外溢效果整理表	41
表 4-7 d	兩兩序列不對稱性整理表	41
表 4-7 e	兩兩序列半衰期整理表	41
表 4-8 a	上游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的 EGARCH 模型參數估計結果	43
表 4-8 b	上游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬平均數方程式影響方向表	44
表 4-8 c	上游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬變異數方程式影響方向表	44
表 4-9 a	中游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的 EGARCH 模型參數估計結果	46
表 4-9 b	中游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬平均數方程式影響方向表	47
表 4-9 c	中游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬變異數方程式影響方向表	47
表 4-10 a	下游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的 EGARCH 模型參數估計結果	49
表 4-10 b	下游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬平均數方程式影響方向表	50
表 4-10 c	下游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬變異數方程式影響方向表	50
表 4-11 a	上中下游股價報酬對匯率與利率變動的波動性外溢效果反應程度比較表	51
表 4-11 b	上中下游股價指數報酬對匯率變動與利率變動的不對稱性比較表	51

圖 目 錄

圖 1-1 研究架構流程圖	5
圖 3-1 研究流程圖	16

第一章 緒論

第一節 研究背景

我國半導體產業的發展，始於 1980 年代。在起始的前 15 年是靠後段的封裝、測試作為我國半導體產業的發展主軸；但之後的 15 年則因陸續建立不少四吋、五吋及六吋晶圓廠，遂逐步由後段漸向前段發展。至 1990 年初期，在眾多六吋廠陸續成立運轉後，國內半導體業才開始蓬勃發展起來。1993~1995 年間全球半導體市場在熱絡景氣帶動下，更興起了八吋廠的投資熱潮。1994 年世界先進成為我國八吋廠的先鋒後，國內十八座八吋晶圓廠亦陸續投入，其後又因 12 吋晶圓廠可使晶圓製造成本降低 30% 之多，且目前製程技術已推進到 0.13 μm ，以 12 吋晶圓生產製造最可顯現其成本效益。廠商帶來的高獲利又吸引了更多的半導體公司前仆後繼地投入；於是在半導體製造業的帶動下，亦促使半導體週邊相關產業亦如火如荼地參與盛會。而除了國內的半導體業內或業外廠商的積極參與外，國際級的相關大廠，亦開始積極投入台灣市場，為我國半導體產業開創了前所未有的燦爛歲月，更將我國半導體產業推舉至國際舞台更為重要的要角。不斷的投入先進製程研發、發展高附加價值的製程服務與產品是我國半導體業維持競爭力的重要途徑。

台灣的半導體產業結構與國際間的大廠有很大的不同。國際大廠多以設計、製造、封裝、測試，甚至系統產品等上、下游一元化的方式經營。我國廠商則將資源集中於單一產業領域的專業分工，故垂直完整的產業結構是我國半導體產業與國外最大之不同點。在快速變遷之產業環境，以及日益擴大之資本設備投資額下，由於專業分工具有術業專攻與效率的優勢與符合了產業趨勢需求，這幾年也確實獲得了相當好的成效。以我們最異於國際同業的專業分工體系而言，目前國內已有一百四十家的半導體設計公司、八家晶圓材料業者、四家光罩公司、十六家晶圓製造公司、四十八家封裝公司、三十七

家測試業者、十三家導線架生產廠商¹，而且有些行業的家數仍在增加當中。如此龐大且綿密之週邊相互支援體系，其實是除美、日之外，為他國所沒有的。雖說多數業者規模仍小，但是在集中資源於各家之專長領域內的情況下，發展實力及市場空間仍非常大。

第二節 研究動機

由於上述的背景使得資訊電子產業得以蓬勃發展，同時也因為產業結構變遷的因素，近年來在證券市場交易中，資訊電子產業已經取代金融業成為交易的主流產業，不論就其市值抑或是成長性來看，其他產業都無法望其項背。除此之外，國內各產業之中資訊電子業可說是成長最快速的產業²，也是推動國內出口景氣的主要動力；再加上電子類股的成交總值，動輒佔台灣股票市場成交值的五成以上，使得投資人對於電子股的興趣大於其他各類股，更是影響股票市場的重要指標，而電子類股中又以半導體產業為主要的交易對象，因此半導體產業已經成為台灣股市中的主流地位，所以瞭解半導體產業走勢，將可瞭解台灣股市的未來方向。但是電子產業環境的變遷非常的快，不論是新產品、新技術或是新觀念，一般人並不容易確實掌握，市場資訊也不易取得，可說是最難研究的產業。

以往在探討股價的相關的研究上，均集中於市場因素及公司因素對股價變動的影響，而在考慮市場因素與股價的關係中，多以貨幣供給額、匯率或利率等總體因素來探討股價的變動，且其解釋能力較佳，並認為市場因素是影響股價的主要原因，但是股價的變動仍存在著不可預知性。若從公司因素來探討股價變動，則會因公司本身的財務窗飾效果而導致股價無法充分的反應公司的本質，如果股價是反映未來公司的成長性，然而公司過去的營運狀況好壞卻不一定能代表未來公司的營運狀況，因此本文嘗試從另一個影響股價變動的因素—產業因素來探討股價的變動。

¹資料來源為 2003 年半導體年鑑。

²資料來源為黃玉元(2005)，頁 231。

本研究動機就是基於此一觀點，加上許多財務上的研究證實產業間的上、中、下游股價會因垂直分工的關係而有所互動。但大多數的研究皆是對其報酬的外溢效果做探討，卻沒有利用產業上、中、下游的報酬為研究標的且使用雙變量 EGARCH 模型來做波動性外溢效果的研究。另外本研究不只探討報酬的外溢效果，還加上波動性的外溢效果，故在模型設立上能顧及其完整性，以致不遺漏一些重要的因素。因此本研究想進一步的利用計量經濟模型來探討我國半導體業是否也因上、中、下游的變動，而造成股價報酬的波動性外溢效果。

第三節 研究目的

根據上述的研究背景與動機中，瞭解到我國的半導體業發展至今已建立起完整的產業結構，由於具有完整的垂直分工產業結構，使得半導體產業上、中、下游股價報酬可能相互影響因而造成報酬的波動性外溢效果。所以本研究想借助台灣半導體上、中、下游的關係來探討半導體產業三者之間的股票報酬互動關係和波動性外溢效果，因此本研究希望達到的目的如下：

1. 利用單根檢定去瞭解我國半導體產業上游、中游、下游產業股價指數是否為恆定序列。
2. 利用 Ljung-Box Q 檢定去瞭解我國半導體產業上游、中游、下游產業股價指數報酬是否存在自我相關。
3. 利用 LM 檢定去瞭解我國半導體產業上游、中游、下游產業股價指數報酬是否存在條件異質性。
4. 利用條件變異數不對稱性檢定去瞭解我國半導體產業上游、中游、下游產業股價指數報酬的條件變異數是否具有不對稱性效果。
5. 利用雙變量 EGARCH 之平均數方程式來探討我國半導體產業上游、中游、下游產業

股價報酬之傳遞過程，是否上游股價報酬帶動中游股價報酬、或者中游股價報酬帶動下游股價報酬亦或上游股價報酬帶動下游股價報酬。

6. 利用雙變量 EGARCH 之變異數方程式去探討我國半導體產業上游、中游、下游產業股價報酬波動的來源及波動性外溢效果與不對稱性。
7. 加入總體經濟因素利率與匯率去探討我國半導體產業上游、中游、下游產業股價報酬與兩者的波動性外溢效果與不對稱性，並且比較上、中、下游產業股價報酬何者的反應程度較大。。

第四節 論文架構

本論文共有五章，其架構如下所示：

第一章 緒論

本章主要是敘述本文的研究背景與動機、研究目的及研究架構。

第二章 文獻探討

本章分別針對產業上、中、下游股價互動關聯及波動性外溢效果相關之文獻作一簡要之回顧及摘要。

第三章 研究方法

本章主要是介紹研究理論架構與方法，包含了恆定性檢定、自我相關檢定、異質性檢定、條件變異數不對稱性檢定、雙變量 EGARCH 模型。

第四章 實證結果與分析

本章經由 E-VIEWS 4.0 軟體與 RATS 軟體求得實證的結果，並藉由表格的整理及文字的敘述進行分析。

第五章 結論與建議

本章歸納本研究的重要結論及對後續研究者的建議。

本文研究架構如下圖1-1：研究架構流程圖所示。

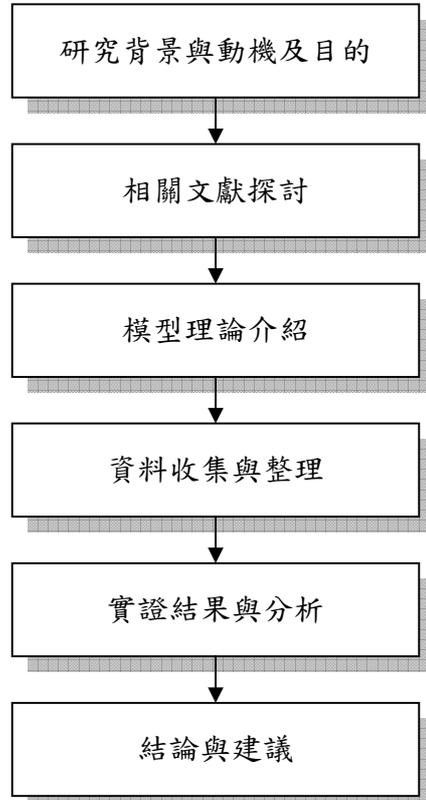


圖1-1研究架構流程圖

第二章 文獻探討

影響股價的原因可分為很多種，主要包含了市場因素、公司因素及產業因素等，本研究主要是利用雙變量EGARCH模型來探討產業的上、中、下游是否存在股價關聯性、波動性外溢效果與不對稱性。因此本章將分成三小節將過去的文獻做一簡要的回顧，第一節為產業上、中、下游股價關聯互動文獻，第二節為波動性外溢效果文獻，第三節為總結。

第一節 產業上、中、下游股價關聯互動文獻

張裕波(1997)利用向量自我迴歸模型及 Granger 因果關係檢定來驗證上、中、下游股價是否存在連動效果。以 15 家上市電子類股股價為研究標的，且將上述 15 家上市電子類股區分為上、中、下游，研究期間為 1996 年 1 月 1 日至 1997 年 12 月 31 日之日資料。實證結果指出上游被自身的解釋比例最高，依序為下游、中游，顯示上游是一個領導廠商。若以各股中的互動而言，台積電、聯電及宏電對其他電子股影響最大，這表示龍頭股在股市中具有指標性。而且台灣電子類股間的確存在連動效應，其中上游較易影響中、下游。

林俊亨(1999)利用共積檢定、誤差修正模型及 Granger 因果關係檢定以探討股價報酬變動對上、中、下游的傳遞效果。將我國資訊電子業區分成上游(台積電、聯電、華邦、日月光、旺宏、茂矽)、中游(華通、台積電、鴻海、國巨、光寶)、下游(誠洲、宏電、金寶、大眾、致福)。研究期間為 1998 年 1 月 1 日至 12 月 31 日之日資料與月資料。實證結果指出台灣資訊電子業上、中、下游關係，只有中、下游具有長期均衡關係；而不論是日資料股價或月資料股價，中游股價報酬的變動，均會引起下游股價報酬。這表示資

訊業中，中、下游產業純粹為個人電腦業，垂直整合程度較高因而受限於中游業績的表現。

蔣繼賢(1999)利用共整合檢定來探討台灣積體電路產業各生產階段之間的關係與股價之間的關係。依發行量加權股價指數的意義製作出代表台灣積體電路產業下之各生產階段的指數，共有 IC 設計股價指數、光罩股價指數、IC 製造股價指數、IC 封測指數及導線架股價指數等五組，研究期間為 1997 年 1 月 4 日至 1998 年 12 月 31 日之日資料。實證結果指出在一對一共整合分析中發現，只有 IC 設計與光罩之間具有共整合關係，此反映出 IC 設計的股價與光罩的股價之間具有亦步亦趨的關係，而透過彼此股價指數可以相互預測其股價，而其他生產階段並無共整合關係，此顯示出 IC 製造，IC 封裝及導線架這三者的股價與其他生產階段的股價無亦步亦趨的關係，換言之，無法由其他生產階段的股價走勢來研判這三者的股價走勢。而在一對多共整合分析中發現，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，或光罩、導線架及 IC 封測的組合來預測 IC 製造的股價走勢。IC 封測與導線架則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)利用共整合檢定、Granger 因果關係檢定以探討半導體上、中、下游三者之間是否存在互動的關係。且將半導體的垂直分工結構，劃分成上(IC 設計)、中(IC 光罩、IC 製造)、下游(IC 封裝、導線架、測試)，並編製加權指數。研究期間為 1999 年 3 月 6 日至 2000 年 3 月 31 日之日資料。實證結果指出半導體上、中、下游三者之間存在穩定均衡的關係。顯示我國半導體業上、中、下游股價的變動有亦步亦趨的現象。且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。

陳姿吟(2000)利用共整合檢定、Granger 因果關係檢定、誤差修正模型、衝擊反應分析以探討 IC 上、中、下游產業股價的關聯性。且將我國積體電路產業的製成階段，分別編列 IC 設計、光罩、IC 製造、IC 封裝測試指數，研究期間為 1996 年 1 月 4 日至 2000

年 3 月 31 日之日資料。實證結果指出這四種指數間存在共整合現象，亦即四種指數間具有長期穩定的關係。然而由因果關係分析顯示 IC 製造指數對 IC 封測指數及光罩指數對 IC 製造指數存在因果關係。此結果大致與上、中、下游產業的關係相符合。

翁維駿(2000)利用共整合檢定、Granger 因果關係檢定以瞭解 IC 產業的上、中、下游股價，是否具有共同趨勢關係、互動關係、影響方向為何與因果關係。將我國半導體業區分為上(IC 設計)、中(IC 光罩、IC 製造、晶圓代工)、下(IC 封裝、測試)游，共 25 家上市公司為代表。研究期間為 1991 年 4 月 1 日至 1999 年 12 月 31 日之月資料。實證結果指出我國半導體上、中、下游為分隔市場，即三種股價波動性均不相同，此結論與一般投資者認為整體半導體股價指數應會呈現同步上升或下降之觀念有所區分。但由 Granger 因果關係可知，上游股價會領先中游股價反應，即上游股價為中游股價之因。然而中游股價與下游股價間則互為領先與落後，即中游股價與下游股價互為因果，也就是當中游股價指數上漲時，下游股價指數會落後幾期上漲，反之亦然，故兩者可能是呈現交互領先或交叉反應之情況。此外，上游與下游間並無任何因果關係存在。

魏志鴻(2001)利用 Granger 因果關係檢定、共整合檢定、向量自我迴歸模型、衝擊反應分析以探討六大類股指數報酬率間之相關性、因果關性、衝擊反應與相互影響力。以台灣加權股價指數中電子、金融、食品、造紙、塑化以及紡織等六大類股指數為研究標的，研究期間為 2001 年 2 月 22 日至 2002 年 2 月 22 日之日資料。實證結果指出不論落差期數為何，電子與金融兩大類股均領先其餘類股。而電子類股為此六大類股的領先者，金融、食品、造紙、塑化以及紡織等五大類股則為跟隨者。此外，台灣加權股價指數的六大類股中最具影響力的類股是電子股，最不具影響力者為紡織類股。

第二節 波動性外溢效果文獻

Theodossiou and Lee(1993)利用多變量 GARCH-M 模型來探討各股市間之互動關係，研究標的為美國、加拿大、日本、英國及德國等五國股市間之股價指數。研究期間為 1980 年至 1991 年之週資料。實證結果指出美國股市前一期的報酬率對加拿大、英國及德國股市本期的報酬率有外溢效果，而日本對德國股市也有顯著的影響。再者美國對其他四國股市、英國對加拿大股市與德國對日本股市等，均存在波動性外溢效果。此外，英國及加拿大並無顯著的自我波動性外溢效果，顯示英國與加拿大兩國股市之波動性主要是受到外國影響。

Booth, Artikainen and Tse(1997)利用多變量 EGARCH 模型去探討北歐各國間的股價和波動性外溢效果與不對稱性。研究標的為丹麥、挪威、瑞典及芬蘭這四個市場的股價指數，研究期間為 1988 年 5 月 2 日至 1994 年 6 月 30 日之日資料。實證結果指出每一市場的報酬和波動都和過去有關，這也表示出四個市場為非效率市場。然而這四個市場之間的相互關係並不明顯，除了瑞典和芬蘭外。此外，除了丹麥外其他三個市場存在不對稱性。

Kanas(1998)利用 EGARCH 模型來捕捉股票市場波動衝擊的不對稱影響和槓桿效應。以三個歐洲主要的股票市場倫敦、法蘭克福及巴黎為研究標的，研究期間為 1984 年 1 月至 1993 年 12 月之日資料。實證結果指出這三個市場都存在著槓桿效應。除倫敦和法蘭克福之間不存在外溢效果外其餘兩組皆是存在相互的外溢效果，此外三者都有不對稱外溢效果。

Chou, Li, and Wu(1998)利用單變量 EGARCH 模型來探討台股指數與 S&P500 指數是否存在報酬及波動性的外溢效果，研究期間為 1995 年 1 月 3 日到 1997 年 12 月 30 日之日資料。實證結果指出美國股市引發了台灣股市日報酬波動 12%。尤其以收盤-開盤報酬(隔夜報酬)最為顯著。在收盤至隔日開盤期間，因無法透過交易來反映資訊，故國外市

場的資訊扮演較重要的角色。待開盤後，透過交易活動所反映的國內資訊凌駕國外資訊，因此開盤-收盤報酬的外溢效果不顯著。

Jeong(1999)利用多變量EGARCH模型來探討國際的股票交易市場其一天中股價指數波動傳導的關係，研究標的為美國紐約股市、加拿大多倫多及英國倫敦股市。研究期間為1996年1月2日至1998年12月30日之日資料。實證結果指出美國、加拿大與英國，三國的國內市場股價報酬率，其條件變異數，不僅只受到本身市場過去波動的影響，亦受到來自國外市場波動的影響。然而就來自國外市場的外溢效果而言，其影響力並不隨時間的過去而減弱，顯示外溢效果具有持續性。

楊大龍(2000)利用單變量GARCH模型、向量自我迴歸之因果關係模型及雙變量GARCH模型來探討台灣集中市場及店頭市場間，其股價報酬波動性之關連性及外溢效果。以台灣上市股票市場加權指數及台灣上櫃股票市場加權指數資料為研究標的，研究期間為1996年1月4日至1999年10月5日之日資料。就單變量GARCH模型實證結果而言，條件變異異質模型的估計值均大於零，可知台灣店頭與集中市場股價具有『波動性叢聚』現象；兩市場股價報酬率波動對於對方均存在外溢效果，而且外溢效果是具有持續性的。再者，對來自於另一市場的外溢效果影響，投資人會有過度反應或反應不足的現象，而在三天後做一些投資行為的調整。然而雙變量GARCH模型實證結果為同樣支持台灣店頭與集中市場股價具有波動性叢聚現象；就外溢效果而言，兩市場對另一市場均具有外溢效果，對於來自另一市場的波動影響，投資人會有過度反應或反應不足的情形，而在隔天做一些投資行為的調整。而以向量自我迴歸模型，探討兩市場股價報酬波動領先落後關係的結果而言：集中市場股價報酬波動與店頭市場股價報酬波動之間存在著單向的因果關係，此一因果關係為上市股價報酬波動領先上櫃股價波動。

In, Kim, Yoon, and Viney(2001)利用多變量VAR-EGARCH模型來探討亞洲金融風暴期間亞洲國際股票市場間的相互影響和波動傳遞關係。以香港、韓國及泰國為研究對象，研究期間為1997年2月至1998年6月之日資料。實證結果指出香港和韓國兩者的波動傳遞

效果存在著交互影響的關係，但韓國對泰國卻只有單向的傳遞關係。這表示香港是在亞洲股票市場的波動傳遞效應中扮演了一個具有顯著影響力的國家。然而此研究也指出每一市場的當地消息也會影響其他市場，特別是不利的消息。

So(2001)利用雙變量EGARCH模型來探討利率和匯率兩者的動態關係即利率變動和匯率變動間的波動性外溢效果。以三個月及十年的國庫券和美元匯率為研究標的，研究期間為1973年1月至1998年6月之日資料。實證結果指出利率變動會對匯率變動有正向的影響，相反的，匯率變動並不會對利率變動有影響。然而兩市場存在波動性外溢效果。總體來說兩市場在短期是有動態互動關係存在的；也因為兩者有波動性外溢效果所以這兩個經濟變數並不全然為線性關係。

林于文(2002)利用三變量 VAR-EGARCH 模型來研究台灣及南韓的股價、匯價及利率的波動傳遞效果。以台灣及南韓的股價指數、匯價及利率為研究標的，研究期間為 1994 年 1 月 1 日至 2002 年 12 月 31 日之日資料。實證結果指出三個變數的報酬衝擊改變皆會影響其他變數的報酬。變數之間普遍存在波動的傳遞效果，尤其台灣的波動傳遞效果較南韓的波動傳遞效果大，由此可顯示台灣的金融市場其金融商品之間相互影響的程度比南韓高。然而股價報酬、匯價報酬與利率報酬在台灣及南韓皆存在波動的不對稱傳遞效果。此外三個變數報酬波動的持續性，以南韓波動持續性較台灣長，此證據可顯示南韓金融市場的投資風險較台灣高。

洪慶鴻(2002)利用單變量GARCH(1,1)-MA(1)模型、多變量GARCH(1,1)-MA(1)模型來探討各國之短期利率、匯率及股價指數之變化是否對美國存託憑證(ADR)價格產生影響。其次，探討亞洲九國之股價指數對ADR價格產生之報酬率及波動性外溢效果。研究中將每日ADR的收盤價為應變數，以亞洲九國(台灣、中國大陸、香港、日本、韓國、新加坡、印尼、馬來西亞、泰國)之短期利率、匯率及股價指數為自變數，來探討，用以瞭解影響ADR價格變化的主要因素。研究期間為1998年1月1日到2001年8月31日之日資料。實證結果指出在總體經濟變數方面，大多數國家的股價指數變動會影響到該國的短

期利率與匯率的變動，其中香港、韓國、馬來西亞、新加坡、台灣等五國的股價指數變動會同時對短期利率與匯率產生衝擊。然而在ADR價格與總體經濟變數方面，股價指數影響ADR價格最為顯著，其次是ADR價格影響匯率與股價指數，顯示ADR價格與股價指數存在相互影響關係。在外溢效果方面，ADR價格對亞洲九國股價指數的波動性外溢效果最為明顯，其次是ADR對股價指數的報酬率外溢效果，而外溢效果最低的則是股價指數對ADR價格的影響，表示亞洲九國的股市投資人買賣股票會受前一日在美國市場交易的ADR所影響。

吳明恒(2003)利用 MA(1)-GARCH(1,1)模型來探討報酬及波動性波及效果。將我國半導體產業的製造階段，依序分別編列 IC 設計與光罩、IC 製造、IC 測試封裝指數，並據以探討半導體上游、中游、下游產業與美國費城半導體指數間的關聯性，研究期間從 2000 年 2 月至 2002 年 6 月之日資料。研究結果指出台灣與美國半導體產業的股價具有波動性叢聚現象。就報酬外溢效果來說，美國 NYSE 半導體產業綜合股價指數報酬的影響力大於 NASDAQ 半導體產業綜合股價指數報酬。台灣半導體市場中，以中游綜合股價指數最具有影響力。就波動外溢效果來說，NASDAQ 與 NYSE 半導體綜合股價指數對台灣半導體市場皆無顯著影響效果，除了 NYSE 綜合加權股價指數波動會影響台灣中游綜合股價指數外，且影響幅度很低。在半導體產業中，報酬外溢效果此因素比波動外溢效果來的重要。

張加民(2003)利用雙變量 EGARCH 模型分析探討美國 NASDAQ 指數與台灣電子類股股市間波動外溢與不對稱之關連性，以分析兩國股市間之資訊傳遞效果，研究期間為 1995 年 1 月至 2001 年 12 月之日資料。實證結果指出臺灣各類股指數與美國 NASDAQ 指數的報酬條件變異數皆顯著地受到前一期條件變異數與殘差平方項的影響，表示有明顯的 GARCH 效果，即前期股市波動越大時，當期也會存在較高的波動。而在報酬的外溢效果方面，除了 NASDAQ 與通訊類股和 NASDAQ 與印刷電路板類股，這兩組是 NASDAQ 單向的對台灣二個市場有影響外，其他四組樣本皆顯示台灣各類股指數與 NASDAQ 有雙向的報酬外溢的效果。就波動性傳導效果而言，台灣電子類股和積體電路

類股對 NASDAQ 有雙向的交互波動傳遞效果外，其他光電、通訊與印刷電路板類股指數皆顯示只有單方面受美國波動的影響，且 NASDAQ 對台灣各類股指數之波動的傳遞普遍皆具有不對稱的效果。此外，除了軟體產業類股指數外，NASDAQ 與其他類股皆有不對稱的效果。

胥愛琦、吳清豐(2003)利用雙變量 EGARCH 模型來探討台灣股價指數與匯率兩者的二階動差即股票報酬和匯率變動間的波動性外溢效果。研究期間為 1995 年 1 月至 2001 年 12 月之日資料。實證結果指出股票報酬與匯率變動除受本身影響外，還會受到另一市場的遞延影響。股票報酬與匯率變動的波動性存在 ARCH 效果，且受到前期利率變動和匯率變動的交叉影響。然而，股票報酬與匯率變動存在波動不對稱性。在波動外溢效果上，兩者的前期波動會負向外溢自另一市場。

楊踐為(2003)利用 EGARCH 來檢定台灣股票市場是否存在著所謂的槓桿效應，研究標的為十八種分類股價指數與加權股價指數。研究期間為 1996 年 1 月至 1998 年 12 月之日報酬率與週轉率資料。實證結果指出十九種股價指數中共有十二種呈現出顯著的槓桿效應，亦即報酬率與波動性為負相關，也就是說股票的歷史殘差值會對目前報酬率產生不對稱影響的現象。此外，週轉率之實證結果顯示投資人喜好追漲殺跌，亦即跟隨市場氣氛而順勢操作。

第三節 相關文獻總結

一、參考文獻中研究方向之探討

在台灣股票集中市場中，交易量最多、最受關注的為電子類股，而電子類股中又以半導體產業的交易為主。該產業所擁有的市值、股價的變動及交易量的高低，直接影響了台灣整體股市交易的波動。從過去的各項相關研究結果中可以發現，國內在關於半導體產業方面的研究相當廣泛，其結論大多支持半導體產業的上、中、下游股價的報

酬確實存在相互影響的關係。但大多數的研究皆是對其報酬的外溢效果做探討，而利用產業上、中、下游的報酬為研究標的且使用雙變量 EGARCH 模型來做波動性外溢效果的研究則沒有。因此，上述是本論文研究方向的考量重點。

二、參考文獻中研究方法之歸納

由於相關的參考文獻中，大多屬於近十年來之研究，在各研究中大抵已採用各項較為先進之研究方法，在迴歸模型的各種測試及檢定中包括：向量自我迴歸模型、共整合檢定、誤差修正模型、Granger 因果關係檢定、衝擊反應分析等計量模式。在 GARCH 模型上的運用則相當的廣泛，包括了：單變量 GARCH、多變量 GARCH、MA(1)-GARCH(1,1)、單變量 EGARCH 模型、多變量 VAR-EGARCH 模型等等。以上各項方法依不同的研究目的，在使用上各有所長。然而外溢效果分為報酬的外溢效果與波動性的外溢效果，如果只是要知道報酬的外溢效果則使用一般的向量自我迴歸模型或共整合檢定即可，但基於考量本研究之研究目的在於探討我國半導體產業上、中、下游股價報酬的連動關係及相關性，進而探討其報酬與波動外溢的效果，故本研究欲探討的是波動性的外溢效果與不對稱性，而根據上述文獻顯示，EGARCH 模型和一般 GARCH 模型不同的地方在於它可以捕捉不對稱現象，且近年來 EGARCH 模型用於探討外溢效果與不對稱性上已經被大多數的學者所認同是最適合模型。因此 EGARCH 模型是最符合本研究的目的，故我們採用 EGARCH 模型為研究方法。

第三章 研究方法

根據先前的研究動機與文獻探討後，本章將對本研究之流程、使用的研究方法、實證模型的建立加以說明。

本研究為了瞭解我國半導體產業上、中、下游三者之間的股票報酬互動關係和波動性外溢效果，因此針對三者間的恆定性、自我相關、異質性、不對稱性、連動關係及相關性，進行實證統計檢定與配適。研究方法採用 ADF、PP、KPSS 單根檢定、Ljung-Box Q 檢定、LM 檢定、條件變異數不對稱性檢定以及雙變量 EGARCH 等計量方法，得出實證結果，以瞭解上、中、下游三者間報酬的外溢性。整個研究的流程如圖 3-1：研究流程圖所示。

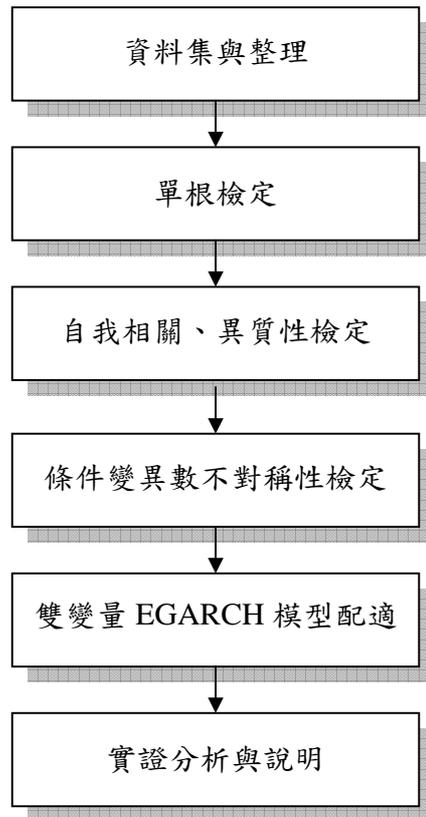


圖 3-1 研究流程圖

第一節 資料選取與股價指數編製方式

一、資料來源

本研究之實證主要是研究我國半導體產業上、中、下游股價的報酬是否存在關聯性與波動性外溢效果。本文研究期間從1999年1月5日至2004年8月27日，共1370筆日資料。半導體產業上、中、下游股價、匯率及利率資料來源為台灣經濟新報資料庫。匯率所使用的為每日美元即期匯率，即為本國貨幣表示的一美元貨幣價格。利率所使用的為金融業拆款利率。利率資料種類繁多，本文在考慮重貼現率及金融業拆款利率後，發現金融業拆款利率與股價指數具有長時間一起移動的情形，故在分析股市與利率的互動關係上，應較具有代表性，故本文採用金融業拆款利率作為利率的代表變數。

在樣本的選取方面是根據我國「半導體協會」所分類的上、中、下游，然後利用1999年到2003年的營收將上、中、下游所有的廠商加以排序各選出前12名營收。包括半導體上游的IC設計業¹；半導體中游的IC光罩業²、IC製造業³；半導體下游的導線架⁴、IC封裝測試⁵。本研究中的上、中、下游的分類是國內許多文獻研究中經常被採用的分類方法。例如：張裕波(1997)、翁維駿(2000)、洪志傑(2000)。

二、股價指數編製方式

本文擬採用我國半導體產業上、中、下游股價的關係去做研究，故本文首先編製產業上、中、下游加權股價指數，世界各國現行股價指數編製方法，大致有三種：一為簡單算術平均法，此種方法僅道瓊工業指數(Dow Johns Industrial Average)，及日經 225 指數(Nikkei 225 Index)在採用。二為加權平均法—部份採樣，目前世界各國較知名的指數多數採加權平均法，如恆生指數(Hang Seng Index)、標準普爾指數(S&P500)等。而此二種方式值得注意的是採樣數目均固定不變，如標準普爾指數採樣 500 種、日經 225 指數採樣 225 種、恆生指數採樣 33 種。最後一種為加權平均法—全部採樣，包括我國加權股價指數即採用此種編製方式，編製方式以發行量大小為加權，幾乎涵蓋了所有上市的第一、二類股票，只要上市滿一個月就會列入指數採樣的範圍。

本研究擬採用加權平均法—全部採樣來編製股價指數，計算方法與現行加權指數相同，均採用「巴氏指數」(Paasche Index)加權平均法。文獻上大多也是利用此一加權平均法來編製指數。例如：林俊亨(1999)、蔣繼賢(1999)、翁維駿(2000)、洪志傑(2000)、陳姿吟(2000)。

¹ IC 設計業：聯發科、威盛、凌陽、瑞昱、聯詠、揚智、晶豪科、義隆、鈺創、智原、盛群、矽成

² IC 光罩業：光罩、翔準

³ IC 製造業：台積電、聯電、華邦、南科、茂德、茂矽、力晶、旺宏、矽統、世界

⁴ 導線架：順德、一詮

⁵ IC 封裝測試：日月光、矽品、京元電、力成、全懋、超豐、華泰、菱生、立衛、矽格

以下就「巴氏指數」加權平均法編制描述如下：

1. 半導體產業上、中、下游加權股價指數：

利用「巴氏公式」(以計算期的發行量來加權)來計算加權股價指數。

$$\text{股價指數} = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n P_{i,t} Q_{i,t}}{\sum_{i=1}^n P_{i,0} Q_{i,0}} \right\} \times 100 \quad (3-1)$$

其中， $P_{i,t}$ 為第 i 個採樣個股在第 t 期的市場價格， $P_{i,0}$ 為第 i 個採樣個股在基期的市場價格， $Q_{i,t}$ 為第 i 個採樣個股在第 t 期的的發行量， n 為選樣股票的總數。

2. 決定基期：

以1999年1月5日為基期，並將基期的指數設為100。

3. 決定樣本：

樣本包括半導體上游的 IC 設計業；半導體中游的 IC 光罩業、IC 製造業；半導體下游的導線架、IC 封裝、IC 測試共 36 家為樣本。

4. 調整基期：

加權指數是以計算期的發行量來加權，當市場發生變化導致發行量改變時則必需調整指數以延續指數的連續性。

- 調整時機：
1. 調換選樣股票時的修正
 2. 有償增資除權時的修正
 3. 公開募集增資時的修正
 4. 公司合併後新股上市日
 5. 公開募集核配第三者認購

6.公司債轉換股票

調整公式：

$$\text{新的基期市價總額} = \text{舊基期市價總額} \times \frac{\text{異動後的發行市價總額}}{\text{異動前的發行市價總額}} \quad (3-2)$$

因此本文三組發行量加權指數是根據上述「巴氏指數」編制而成。

第二節 恆定性檢定

Nelson and Plosser(1982)指出總體經濟變數普遍存在單根(unit root)現象。多數經濟變數的時間數列為非恆定性且存在單根性質。所謂恆定性數列(stationary)，其數列的平均值、變異數與共變異數獨立於時間不因時間變動而改變。若有外生性衝擊且是屬於短暫效果，則在經過一段時間後，數列會逐漸回復原來的水準，呈現穩定狀態。非恆定性數列(non-stationary)在發生外生衝擊後，其數列在時間過程中會逐漸遠離其平均值，其變異數也會隨時間改變。而當迴歸模型中之變數為非恆定性數列時，最小平方估計值將不具有有一致性，使用此估計值將使迴歸之 R^2 很高，其 t 檢定統計量往往具顯著性，此違反古典迴歸模型假設的變數，其變數間可能會產生假性的關係，致使該迴歸成為一種虛假迴歸(spurious regression)。故在從事經濟變數分析時，先檢定其是否具有單根也就是變數是否是非恆定數列便成為不可缺少的步驟。

Nelson and Plosser(1982)首先利用Dickey and Fuller 於1979年所提出的檢定方法，欲檢定時間數列是否具有單根現象，結果顯示14個總體經濟變數中，有13個變數不能拒絕單根的假設，也因此開啟了學者對非恆定數列的研究。本章節將介紹實證時所需用到的單根檢定法。

一、ADF單根檢定法(Augmented Dickey-Fuller)

若誤差項為ARMA(p,q)的形式，則無法以傳統的Dickey-Fuller作檢定。Said and Dickey(1984)提供一個加入落後期數來捕捉自我相關的辦法，以解決殘差項序列存在序列相關(serial correlation)或異質變異數(heteroskedasticity)的問題。

設 y_t 為一時間數列，假設模型為AR(1)過程：

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-3)$$

其中， μ 及 ρ 為參數， ε_t 為一白噪音(white noise)。若 ρ 在-1與1之間($-1 < \rho < 1$)，則數列 y_t 為一恆定性數列(截距項為一隨機漫步過程)。若 ρ 的絕對值大於1，則數列將會發散(explosive)，則此數列沒有經濟涵義。虛無假設為數列是否為恆定性，其檢定 ρ 的絕對值是否小於1。此虛無假設與PP(Phillips and Perron)單根檢定的虛無假設相同皆為 $H_0: \rho = 1$ 。而對立假設為 $H_1: \rho < 1$ 。

(3-1)式等號左右邊各減去 y_{t-1} ，則(3-2)式的型態如下：

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-4)$$

其中， $\gamma = \rho - 1$ 。虛無假設及對立假設改變成 $H_0: \gamma = 0$ 及 $H_1: \gamma < 0$ 。此單根檢定的虛無假設已不是傳統的t分配，故Dickey and Fuller(1979)利用蒙地卡羅模擬(Monte Carlo simulation)其臨界值，而得到一種左偏(skewed to the left)的分配，亦可稱為Dickey- Fuller分配並進行檢定，且模型中的截距項和時間趨勢的存在與否亦影響其臨界值的大小。

若數列存在高階自我相關，則此一階AR(1)過程的干擾項就不再是一白噪音(white noise)了。而Augmented Dickey-Fuller則是由Dickey-Fuller單根檢定擴展而來，其模型設定如下：

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3-5)$$

虛無假設及對立假設分別為 $H_0: \gamma = 0$ ，亦即有單根存在及 $H_1: \gamma < 0$ ，無單根存在。此為Said and Dickey(1984)提出的模型，此模型加進 k 個落後期的差分項來消除誤差項為ARMA的困擾，使得迴歸式的誤差項為白色噪音，以符合Dickey-Fuller檢定的條件。若數列為單根則不拒絕虛無假設，表示數列本身不為恆定性，不能直接作迴歸分析。

二、PP非參數單根檢定法(Phillips and Perron)

PP單根檢定以調整AR(1)模型中 γ 係數的t統計量來捕捉殘差項的序列相關。由於落後期數不易決定，Phillips and Perron(1988)提出無母數校正檢定法(non-parameter correction method)，校正後的統計量仍為標準的Dickey-Fuller分配，故可以查Dickey-Fuller的臨界值。

首先計算Dickey-Fuller統計量，其模型如下：

$$y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-6)$$

並利用無母數統計法加以調整，以消除分配中對誤差項因模型設定時所產生額外變數相依。

$$\omega^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{v=1}^q \left(1 - \frac{v}{q+1} \right) r_j \quad (3-7)$$

$$r_j = \left(\sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j} \right) / T \quad (3-8)$$

PP單根檢定t統計量如下：

$$t_{pp} = \frac{\gamma_0^{1/2} t_b}{\hat{\omega}} - \frac{(\hat{\omega}^2 - \gamma_0) T s_b}{2 \hat{\omega}_s} \quad (3-9)$$

其中， t_b 為 β 之t統計量， s_b 為 β 之標準差。

因PP統計值在 $T \rightarrow \infty$ 時與DF、ADF統計值有相同分配。而為了決定殘差項自我共變異數的期數，在此使用Newey-West Correction(1987)法來計算，其 q 值計算法如下：

$$q = \int (4(T/100)^{2/9}) \quad (3-10)$$

虛無假設及對立假設分別為： H_0 :有單根及 H_1 :無單根

三、KPSS單根檢定法(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin)

Kwiatkowski et al.(1992)根據Phillips and Perron(1988) 提出修正的LM檢定統計量，稱之為KPSS單根檢定法。其虛無假設為變數具有恆定性的特徵。其統計量是以普通最小平方法計算以 x_t 為外生變數的 y_t 迴歸模型殘差項的值，模型如下所示：

$$y_t = x_t' \delta + \mu_t \quad (3-11)$$

LM統計量如下：

$$LM = \sum_t S(t)^2 / (T)^2 f_0 \quad (3-12)$$

$$S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r, \hat{u}_t = y_t - x_t' \delta(0) \quad (3-13)$$

虛無假設及對立假設分別為 H_0 : 恆定序列及 H_1 : 非恆定序列

臨界值參閱 Kwiatkowski et al.(1992)，較大的 LM 統計量將拒絕虛無假設，則變數具有單根為非恆定性變數。

第三節 自我相關與異質性檢定

當我們在進行 GARCH 模型參數估計時，整個演算估計過程必須經過多次的非線性運算 (Nonlinear Iteration)，因此為避免估計過程過於耗時，我們在估計之前必須先確認模型是否具有 ARCH 效果之後，然後再開始模型的估計，Engle(1982) 提出拉式乘數 (lagrange multiplier) 檢定方法，檢定殘差項變異數是否具有 ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity) 效果。Yang and Brorsen(1993) 指出，若報酬存在條件異質變異數，此時必須考慮報酬存在自我相關的問題，否則會得到不一致的參數估計值。因此以自我迴歸模型來建立報酬率的條件平均數方程式：

$$R_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i r_{t-i} + \varepsilon_t \quad i = 1, \dots, n \quad (3-14)$$

迴歸式中殘差項 ε_t 若不為白色噪音 (white noise) 或有線性相關，則其平方項會受到干擾，所以在檢定 ARCH 效果之前，須先判定殘差項是否有無一階或高階自我相關，在此採用 Ljung-Box Q test (1978)：

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{j=1}^m \frac{r_j^2}{(T-j)} \sim \chi^2(m) \quad (3-15)$$

其中， T 為樣本數， m 為自我相關階數， r_j 為第 j 個自我相關係數， $Q(m)$ 為近似於自由度為 m 的 χ^2 分配。虛無假設及對立假設為： H_0 ： ε_t 無自我相關及 H_1 ： ε_t 有自我相關。

再對報酬的殘差平方項以LM檢定是否存在ARCH效果。即對報酬當期殘差平方項 $\hat{\varepsilon}_t^2$ 及常數項和落遲項 $\hat{\varepsilon}_{t-1}^2, \hat{\varepsilon}_{t-2}^2, \dots, \hat{\varepsilon}_{t-p}^2$ 作迴歸，並求得判定係數 R^2 ，檢定統計量為樣本數乘上判定係數即 $T \times R^2$ ，該統計量近似於自由度為 q 的 χ^2 分配。

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \beta_0 + \left(\sum_{s=1}^q \beta_s \varepsilon_{t-s}^2 \right) + v_t \quad (3-16)$$

其中， T 為樣本數， $\hat{\varepsilon}_t^2$ 為估計式所得到的殘差平方序列。

LM檢定的虛無假數及對立假設為 H_0 ：無ARCH效果及 H_1 ：有ARCH效果。

第四節 條件變異數不對稱性檢定

Nelson(1991)指出股票市場報酬的變異數存在不對稱性，即意外價格的上升或下降對條件變異數的影響大小並不相同。Engle and Ng(1993)建議四個診斷方法，以檢驗訊息到達波動的影響效果。分別為符號偏誤檢定(sign bias test, SBT)、負程度偏誤檢定(negative size bias test, NSBT)、正程度偏誤檢定(positive size bias test, PSBT)與聯合檢定(joint test, JT)。

1. 符號偏誤檢定(SBT)：

SBT檢定負的報酬衝擊對條件變異數之影響效果。

$$\varepsilon_t^2 = a_1 + b_1 \cdot S_{t-1}^- + Z_{1t} \quad (3-17)$$

其中， a_1 、 b_1 為實質非隨機參數， Z_{1t} 為殘差項。 S_{t-1}^- 為虛擬變數，若未期望報酬為負值

時， $S_{t-1}^- = 1$ 。反之，若未期望報酬為正值時則 $S_{t-1}^- = 0$ 。符號偏誤檢定主要在檢查正向與負向未期望報酬是否可以預測波動，若 S_{t-1}^- 可以預測波動，則波動模型中就必須考慮正向未期望報酬與負向未期望報酬對於波動有不同的影響效果，否則波動模型就可能設定不正確。

2. 負程度偏誤檢定(NSBT)

NSBT測試不同程度之負向報酬衝擊對條件變異數是否有不同效果。

$$\varepsilon_t^2 = a_2 + b_2 \cdot S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + Z_{2t} \quad (3-18)$$

其中， S_{t-1}^- 為虛擬變數，意義同前， Z_{2t} 為殘差項。負程度偏誤檢定是使用 $S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}$ 來檢查不同大小程度的負向未期望報酬對波動是否有不同的影響效果；若 $S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}$ 顯著能夠預測波動，則波動模型就必須考慮不同規模的負向未期望報酬對波動不同的影響。

3. 正程度偏誤檢定(PSBT)

PSBT測試不同程度之正向未期望報酬衝擊對條件變異數是否有不同的效果，而這個效果是原來的波動模型中所無法解釋的。

$$\varepsilon_t^2 = a_3 + b_3 \cdot S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1} + Z_{3t} \quad (3-19)$$

其中， S_{t-1}^+ 之意義與 S_{t-1}^- 相反， Z_{3t} 為殘差項。

4. 聯合檢定(JT)

將以上三個診斷檢定合併成以下的迴歸式，聯合檢定的統計量為LM檢定量。

$$\varepsilon_t^2 = c_0 + c_1 \cdot S_{t-1}^- + c_2 \cdot S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + c_3 \cdot S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1} + Z_t \quad (3-20)$$

聯合檢定主要檢定波動是否同時由 S_{t-1}^- 、 $S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}$ 與 $S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1}$ 三者來解釋。SBT、NSBT與PSBT的檢定方法是以 t 統計量分別檢定(3-18)式的參數 c_1 、 c_2 與 c_3 。聯合檢定的檢定方法是以統計量 $TR^2 \sim X^2(3)$ ，其分配自由度等於3的卡方分配。

第五節 雙變量 EGARCH 模型

高頻率(high-frequency)財務資料通常具有自我相關及條件異質變異的問題，因此 Engle(1982)發展 ARCH(autoregressive conditional hetroskedasticity)模型以解決此問題，而 Bollerslev(1986)將其擴展成 GARCH(generalized ARCH)模型以用來描述報酬率的波動群聚現象。不過由於 GARCH 模型無法區別正負衝擊對波動程度的不同影響(亦即波動不對稱現象)為加以區分，Nelson(1991)進一步發展 EGARCH(exponential autoregressive conditional hetroskedasticity)模型。EGARCH 模型是一組包括平均數方程式(mean equation)與變異數方程式(variance equation)的模型，因此他不但可以觀察一階動差的相關性，也可以觀察二階動差的相關性。

由單變量EGARCH模型擴充至多變量的架構，表示需要設定隨時間而變動的整個共變異矩陣。通常此類模型可能因許多估計參數而損失不少自由度，並且也可能無法得到收斂解，為克服此缺點，Bollerslev(1990)假設條件相關為常數，以簡化條件共變異數的變異來源。下列為本研究所使用的雙變量EGARCH模型，是國內外許多文獻研究中經常被採用的模型。例如：Booth, Artikainen and Tse(1997)、Kanas(1998)、Jeong(1999)、In, Kim, Yoon, and Viney, (2001)、So(2001)、胥愛琦，吳清豐(2003)。

$$X_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i,t-1} + \alpha_2 Y_{j,t-1} + e_{1,t} \quad (3-21)$$

$$Y_{j,t} = \varphi_0 + \varphi_1 X_{i,t-1} + \varphi_2 Y_{j,t-1} + e_{2,t} \quad (3-22)$$

$$\begin{aligned} \log h_{11,t} &= w_1 + \theta_{11} \log h_{11,t-1} + \theta_{12} \log h_{22,t-1} \\ &+ \lambda_{11} \left\{ |v_{1,t-1}| - E |v_{1,t-1}| + \xi_{11} v_{1,t-1} \right\} + \lambda_{12} \left\{ |v_{2,t-1}| - E |v_{2,t-1}| + \xi_{12} v_{2,t-1} \right\} \end{aligned} \quad (3-23)$$

$$\begin{aligned} \log h_{22,t} &= w_2 + \theta_{22} \log h_{22,t-1} + \theta_{21} \log h_{11,t-1} \\ &+ \lambda_{22} \left\{ |v_{2,t-1}| - E |v_{2,t-1}| + \xi_{22} v_{2,t-1} \right\} + \lambda_{21} \left\{ |v_{1,t-1}| - E |v_{1,t-1}| + \xi_{21} v_{1,t-1} \right\} \end{aligned} \quad (3-24)$$

$$h_{12,t} = \rho \sqrt{h_{11,t} \cdot h_{22,t}} \quad (3-25)$$

其中 $i=1,2,3$ $j=1,2,3$ $i \neq j$ (1 表示上游股價報酬；2 表示中游股價報酬；3 表示下游股價報酬) $X_{i,t}$ 為上游股價的報酬， $Y_{2,t}$ 為中游股價的報酬。 $e_{1,t}$ 、 $e_{2,t}$ 為誤差項，服從常態分配，其期望值為 0，變異數為 $h_{11,t}$ 、 $h_{22,t}$ 。而 $h_{12,t}$ 則為 $e_{1,t}$ 、 $e_{2,t}$ 的條件共變異數。另外 $v_{1,t} = e_{1,t} / \sqrt{h_{11,t}}$ 、 $v_{2,t} = e_{2,t} / \sqrt{h_{22,t}}$ 分別為上游股價的報酬與中游股價的報酬的標準殘差項。(3-21)及(3-22)為序列 X_i 及序列 Y_j 的條件平均方程式，方程式(3-23) (3-24) (3-25)則設定條件二次動差之時間變異，方程式(3-23)和(3-24)描述條件變異數的變動，而方程式(3-25)則是用來描述條件共變異數變動。

方程式(3-21)及(3-22)基本上乃由一簡單的向量自我迴歸做一修正，將異質性列入考慮。方程式(3-23) (3-24)中考慮了波動的持續性與外溢效果、訊息的效果、訊息的不對稱影響和訊息的外溢效果，其兩序列的波動持續性以參數 θ_{11} 、 θ_{22} 來表示，而訊息的效果，以參數 λ_{11} 、 λ_{22} 來表示，至於其不對稱性則以參數 ξ_{11} 、 ξ_{22} 來表示，若 $\xi_{11} < 0$ 表示序列 X_i 負的衝擊比正的衝擊更會增加序列 X_i 的波動性，因此具有訊息的不對稱效果。觀察兩序列間的波動外溢效果，由前一段的說明可知，外溢效果來自兩個管道：一為波動遞延的外溢效果， θ_{12} 代表序列 Y_j 變動波動外溢至序列 X_i 變動的遞延效果， θ_{21} 代表序列 X_i 變動

外溢至序列 Y_j 變動的遞延效果；另一為衝擊的外溢效果，由序列 X_i 變動至序列 Y_j 變動之衝擊外溢效果是以方程式(3-24)之 $\lambda_{21} \left\{ |v_{1,t-1}| - E|v_{1,t-1}| + \xi_{21} v_{1,t-1} \right\}$ 來代表。而由序列 Y_j 變動至序列 X_i 變動之衝擊外溢效果則以方程式(3-23)之 $\lambda_{12} \left\{ |v_{2,t-1}| - E|v_{2,t-1}| + \xi_{12} v_{2,t-1} \right\}$ 來代表。 λ_{12} 衡量由序列 Y_j 變動至序列 X_i 變動的衝擊外溢效果。而 ξ_{12} 則表示是否此衝擊的外溢是不對稱的。若 $\xi_{12} < 0$ ，表示負的序列 Y_j 之衝擊比正的衝擊更會增加序列 X_i 變動的波動性。相同的， λ_{21} 衡量由序列 X_i 變動至序列 Y_j 變動的波動外溢性，而 ξ_{21} 則顯示波動性是否為不對稱。

在常態假設之下，雙變量EGARCH 模型最大概似值如下：

$$L(\theta) = -0.5(NT)\ln(2\pi) - 0.5 \sum (\ln|\psi_t| + \varepsilon_t' \psi_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (3-26)$$

T 為觀察值， N 為平均數方程式個數(在此模型為二條)， θ 為估計的參數矩陣， $\varepsilon_t' = (\varepsilon_{S,t}, \varepsilon_{E,t})$ 為 t 時 1×2 殘差向量矩陣， ψ_t 為 2×2 隨時間變異的條件變異數及共變異矩陣。

本研究在估計EGARCH模型時，是以最大概似法估計平均數與變異數方程式。然而機率分配的選擇可能不當，此時可以利用QMLE(quasi maximum likelihood estimator)方法來估計。QMLE直接假設殘差項的機率分配為常態。由於模型在進行參數估計時，估計過程必須配合採用非線性的遞延演算法(iterative algorithm)，亦即先給定一組參數的起始值，來求出條件變異數的數值，然後再將所求算的條件變異數代入概似函數中，再利用概似估計法的參數數值反覆替代，直到收斂為止。Bollerslev(1986)建議採用Berndt et al.(1974)的BHHH(Berndt, E., B. Hall, R. Hall, and J. Hausman)演算法求解，而後來研究亦多採用此法，故本文也是採用BHHH演算法來求解。

第四章 實證結果與分析

本章乃根據第三章研究方法所敘述的樣本選取、檢定方法、實證模型等設計，將實證結果分成下列七節進行分析。第一節恆定性檢定；第二節自我相關檢定；第三節異質性檢定；第四節條件變異數不對稱性檢定；第五節雙變量 EGARCH 模型實證結果；第六節上、中、下游股價與匯價和利率的波動性外溢效果與不對稱性關係；第七節總結。

第一節 恆定性檢定

當一時間數列在發生外生衝擊時，只有短暫的效果，經過一段時間後，該變數漸漸回復原來水準，其平均值及變異數不隨時間變動而改變，呈現穩定的狀態，則稱其為恆定性時間數列；但若發生外生衝擊後而使得該數列遠離其平均值及變異數，則稱為非恆定性時間數列。在進行實證分析前，必須先進行單根檢定以確定其是否為恆定性數列，若為非恆定性數列在進行迴歸分析時可能會產生虛假迴歸(spurious regression)的問題。表4-1為半導體產業上、中、下游加權股價指數原始值單根檢定結果。表4-2為半導體產業上、中、下游加權股價指數差分值單根檢定結果。

ADF單根檢定及PP單根檢定之虛無假設表示數列為非恆定性的，不拒絕虛無假設表示數列為非恆定性數列。表4-1與表4-2中顯示半導體產業上、中、下游加權股價指數在5%顯著水準下，原始值時無法拒絕數列具有單根的虛無假設。經過一階差分(first-difference)後，在5%顯著水準下，則拒絕數列為非恆定的虛無假設，顯示報酬率為恆定性時間數列，其整合階為 $I(1)$ 。再者，因長期以來，學者對於ADF、PP統計量檢定力不足問題提出質疑，本文另以KPSS統計量來進行單根檢定。KPSS單根檢定虛無假設為數列為恆定性數列，由實證結果顯示，KPSS單根檢定在5%顯著水準下拒絕數列為恆

定性的虛無假設，經過一階差分後則不拒絕數列具單根的特性，顯示半導體產業上、中、下游加權股價指數為一階差分恆定性數列。綜合以上三種檢定結果，判定上、中、下游加權股價指數皆具有單根。但經過一階差分後單根現象即不顯著，亦即三序列的報酬為恆定。

表 4-1 半導體產業上、中、下游加權股價指數原始值單根檢定結果

	ADF	PP	KPSS
上游加權股價指數	-1.077150	-1.109648	3.958667**
中游加權股價指數	-2.563683	-2.477815	0.969383**
下游加權股價指數	-2.107664	-2.137929	0.451872**

- 註：1. ADF 表示 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定法，依 AIC 準則選取最適落後期。
 2. PP 表示 Phillips-Perron 單根檢定法，依 Newey-West Bandwidth 準則選取最適落後期。
 3. KPSS 表示 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin 單根檢定法，依 Newey-West Bandwidth 準則選取最適落後期。
 4. ADF 檢定法為 t 統計量，PP 檢定法為調整後 t 統計量，KPSS 檢定法為 LM 統計量。
 5. **表示在 5% 的顯著水準下呈現顯著

表 4-2 半導體產業上、中、下游加權股價指數差分值單根檢定結果

	ADF	PP	KPSS
上游加權股價指數	-34.82293**	-34.98421**	0.039431
中游加權股價指數	-33.83258**	-33.89132**	0.147107
下游加權股價指數	-33.90820**	-33.93791**	0.079791

- 註：1. ADF 表示 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定法，依 AIC 準則選取最適落後期。
 2. PP 表示 Phillips-Perron 單根檢定法，依 Newey-West Bandwidth 準則選取最適落後期。
 3. KPSS 表示 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin 單根檢定法，依 Newey-West Bandwidth 準則選取最適落後期。
 4. ADF 檢定法為 t 統計量，PP 檢定法為調整後 t 統計量，KPSS 檢定法為 LM 統計量。
 5. **表示在 5% 的顯著水準下呈現顯著

第二節 自我相關檢定

有關報酬序列的自我相關檢定，本研究使用Ljung-Box的Q檢定。該檢定為測度一個時間數列變數的時間相依性，並選取落後12及24期，以檢定當期報酬是否與其落後12及

24期有相關性。若Ljung-Box的Q統計量顯著，表示此序列具有自我相關現象。表4-3為半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬自我相關檢定結果。

表4-3中顯示，在5%顯著水準下，不論是落後12期或24期三序列之線性依存度皆為顯著拒絕無自我相關的虛無假設。這顯示上、中、下游加權股價指數報酬存在自我相關，這意味著報酬有一階動差自我相關性，即報酬具有隨時間經過而改變的現象，並非固定不變。

表 4-3 半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬自我相關檢定結果

	LB(12)	LB(24)
上游加權股價指數報酬	45.338**	66.785**
中游加權股價指數報酬	38.403**	56.785**
下游加權股價指數報酬	30.120**	35.309**

註：1. LB 表示 Ljung-Box 自我相關檢定法。
 2. (.) 為落後期數。
 3. LB 檢定法為 Q 統計量。
 4. ** 表示在 5% 的顯著水準下呈現顯著。

第三節 異質性檢定

有關報酬序列的異質性檢定，本研究使用Engle(1982)的拉式乘數(lagrange multiplier)檢定方法，以檢定序列殘差項的變異數是否具有條件異質變異性現象亦即ARCH 效果，若LM的統計量顯著，表示此序列具有條件異質變異性現象。表4-4為半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬條件異質變異性現象檢定結果。

表4-4中顯示，在5%顯著水準下，三序列之非線性依存度皆為顯著拒絕無條件異質變異性的虛無假設。這顯示上、中、下游加權股價指數報酬存在條件異質變異性，這意

味著報酬具有二階動差自我相關性，即報酬的波動性具有隨時間經過而改變的現象，並非固定不變。

表 4-4 半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬條件異質變異性現象檢定結果

	LM 檢定
上游加權股價指數報酬	23.342**
中游加權股價指數報酬	27.103**
下游加權股價指數報酬	113.59**

註：1. LM 表示 lagrange multiplier 異質性檢定法。
 2. LM 檢定法為 t 統計量。
 3. **表示在 5% 的顯著水準下呈現顯著。

由第二節與第三節的實證結果可以發現半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬存在自我相關與條件異質變異的關係。故描述報酬序列的模型須考慮自我迴歸 (autoregression) 及條件異質 (conditional heteroscedasticity) 等現象，亦即採用 GARCH 族模型是最適合的選擇。

第四節 條件變異數不對稱性檢定

Engle and Ng(1993)提出診斷性檢定法(diagnostic test)，用於變異數模型設定之判斷，檢定條件變異數是否具有不對稱性的效果，即檢定模型是否會因為正、負非預期衝擊的不同，而產生不同的結果，以作為不對稱GARCH模型設定的依據。表4-5為半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬條件變異數不對稱性檢定結果。

表4-5顯示，在5%顯著水準下，中游和下游的加權股價指數報酬皆為顯著拒絕無不對稱效果的虛無假設。亦即半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬條件變異數不對稱性檢定中只有中游和下游的加權股價指數報酬是存在不對稱效果，而上游的股價指數

報酬卻不存在不對稱性。

根據上述檢定因為上游和下游的加權股價指數報酬是存在不對稱效果，因此在 GARCH 族模型的選擇上要選擇可以捕捉不對稱性現象的模型。而 GARCH 族模型中可以捕捉不對稱性的模型中較常被學者引用的有 GJR-GARCH、T-GARCH 與 EGARCH 這三種。而根據第二章的文獻顯示，近年來將 EGARCH 模型用於探討不對稱性上已經被大多數的學者所認同是最適合模型。因此本研究採用 EGARCH 模型為研究方法用以捕捉不對稱性。

表 4-5 半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬條件變異數不對稱性檢定結果

	SBT	NSBT	PSBT	JT
上游加權股價指數	0.234	-1.176	2.033**	5.525
中游加權股價指數	-0.749**	-4.858**	1.292**	27.364**
下游加權股價指數	-3.302**	4.127**	-13.090**	179.596**

註：1. SBT 為符號偏誤檢定、NSBT 為負程度偏誤檢定、PSBT 為正程度偏誤檢定、JT 為聯合檢定。

2. 聯合檢定(JT)為服從自由度為 3 的卡方分配。5%臨界值為 7.82。

3. **表示在 5%的顯著水準下呈現顯著。

第五節 雙變量 EGARCH 模型實證結果

決定EGARCH模型為研究方法後，要對上、中、下游加權股價指數報酬的AR及MA期數配適加以檢定。然而雙變量所要估計的參數很多，因此本研究簡化模型的複雜性，決定以落後一期的AR及MA為最適落後期數。落後期數決定後，利用最大概似法估計平均數與變異數方程式。然而機率分配的選擇可能不當，此時可以利用QMLE方法來估計以克服分配的選取錯誤。最後利用BHHH演算法求解，以雙變量EGARCH(1,1)模型，來探討股價關聯性與波動性外溢效果與不對稱性。表4-6為最大概似估計法配適出來的雙變量EGARCH(1,1)。

表 4-6 最大概似估計法配適出來的雙變量 EGARCH(1,1)

	上、中游加權指數報酬	中、下游加權指數報酬	上、下游加權指數報酬
α_0	0.0167	0.0078**	2.5633**
α_1	0.1087**	0.1742**	0.8906**
α_2	0.0738**	0.1299**	0.1232
φ_0	0.0145**	0.0209	0.0103**
φ_1	0.1163**	0.1628**	0.2117**
φ_2	0.1407**	0.3722**	0.3038**
w_1	2.3802	-53.318**	0.6839**
θ_{11}	0.5329**	0.6946**	0.8066**
θ_{12}	0.4262	0.2897	0.4431
λ_{11}	0.4646**	0.7197**	0.7256**
ξ_{11}	0.3873**	-0.1798**	0.4616**
λ_{12}	0.4836	0.4389**	0.3942
ξ_{12}	0.3359**	-0.4032**	0.4223**
w_2	-1.2895**	0.3441	-1.1389**
θ_{22}	0.6034**	0.5382**	0.5063**
θ_{21}	0.3829**	0.3810**	0.3165**
λ_{22}	0.5481**	0.9083**	0.4497**
ξ_{22}	0.3376**	-0.2461**	0.2336**
λ_{21}	0.4201**	0.1200	0.4366**
ξ_{21}	0.3700**	-0.3187**	0.3282**
γ	0.3376**	-0.2461**	0.2337**
H-L	8.3 天	3.7 天	4.6 天

註：1. $X_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i,t-1} + \alpha_2 Y_{j,t-1} + e_{1,t}$

$$Y_{j,t} = \varphi_0 + \varphi_1 X_{i,t-1} + \varphi_2 Y_{j,t-1} + e_{2,t}$$

$$\log h_{11,t} = w_1 + \theta_{11} \log h_{11,t-1} + \theta_{12} \log h_{22,t-1} + \lambda_{11} \left\{ |v_{1,t-1}| - E |v_{1,t-1}| + \xi_{11} v_{1,t-1} \right\} + \lambda_{12} \left\{ |v_{2,t-1}| - E |v_{2,t-1}| + \xi_{12} v_{2,t-1} \right\}$$

$$\log h_{22,t} = w_2 + \theta_{22} \log h_{22,t-1} + \theta_{21} \log h_{11,t-1} + \lambda_{22} \left\{ |v_{2,t-1}| - E |v_{2,t-1}| + \xi_{22} v_{2,t-1} \right\} + \lambda_{21} \left\{ |v_{1,t-1}| - E |v_{1,t-1}| + \xi_{21} v_{1,t-1} \right\}$$

$$h_{12,t} = \rho \sqrt{h_{11,t} \cdot h_{22,t}}$$

2. H-L 為 Half-Life 半衰期值，公式為 $\frac{\log 0.5}{\log \gamma_i}$ 。

3. **表示在 5% 的顯著水準下呈現顯著。

一、上、中游加權股價指數報酬之雙變量 EGARCH(1,1)模型估計結果

(一) 上、中游平均數方程式估計結果

$$U_t = 0.01668 + 0.1087 U_{t-1} + 0.0738 M_{t-1} + e_{1,t} \quad (4-1)$$

$$M_t = 0.01447 + 0.1163 U_{t-1} + 0.1407 M_{t-1} + e_{2,t} \quad (4-2)$$

其中， U 為上游股價報酬， M 為中游股價報酬。

(4-1)式結果表示上游股價報酬受到前一期自身報酬的正向影響，另外也受到中游股價報酬前一期的正向影響。觀察(4-1)式的係數 0.0738，表示前一期的中游股價報酬若有一單位的變動，將會造成本期上游股價報酬正向變動 0.0738 單位，由此看來其正向效果是顯著的存在。然而由(4-2)式結果發現中游股價報酬會受到前一期自身報酬的正向影響，也受到上游股價報酬前一期的正向影響。然觀察其係數分別為 0.1163 及 0.1407 是有顯著的正向傳遞關係存在。

(二) 上、中游變異數方程式之波動遞延的外溢效果與訊息衝擊的外溢效果估計結果

$$\begin{aligned} \log h_{11} = & 2.38023 + 0.5329 \log h_{11,t-1} + 0.4262 \log h_{22,t-1} \\ & + 0.4646 \left\{ |v_{1,t-1}| - E|v_{1,t-1}| + 0.3873 v_{1,t-1} \right\} + 0.4836 \left\{ |v_{2,t-1}| - E|v_{2,t-1}| + 0.3359 v_{2,t-1} \right\} \end{aligned} \quad (4-3)$$

$$\begin{aligned} \log h_{22} = & -1.2895 + 0.6034 \log h_{22,t-1} + 0.3829 \log h_{11,t-1} \\ & + 0.5481 \left\{ |v_{2,t-1}| - E|v_{2,t-1}| + 0.3376 v_{2,t-1} \right\} + 0.4201 \left\{ |v_{1,t-1}| - E|v_{1,t-1}| + 0.3700 v_{1,t-1} \right\} \end{aligned} \quad (4-4)$$

其中， h_{11} 為上游股價報酬變動， h_{22} 為中游股價報酬變動， $v_{1,t}$ 為上游股價報酬的標

準殘差項， $v_{2,t}$ 為中游股價報酬的標準殘差項。

(4-3)、(4-4)式前半段表示上游股價報酬與中游股價報酬的波動性明顯存在 GARCH 效果，亦即其波動受到前期上游股價報酬波動與中游股價報酬的波動影響。觀察(4-3)式第二、三項發現上游股價報酬的波動會受到前一期上游股價報酬變動及前期中游股價報酬變動的正向影響。其(4-3)式的係數分別為 0.5329 及 0.4262，表示分別會有 53% 的前一期上游股價報酬波動及 42% 的前期中游股價報酬波動會延續至本期的上游股價報酬波動上；觀察(4-4)式第二、三項發現中游股價報酬的波動會受到前期中游股價報酬變動及前一期上游股價報酬變動的正向影響。其(4-4)式的係數分別為 0.6034 及 0.3829，表示分別會有 60% 的前期中游股價報酬波動及 38% 的前一期上游股價報酬波動會延續至本期的中游股價報酬波動上。

(4-3)、(4-4)式後半段表示波動的不對稱性並不顯著的存在，這顯示半導體業上游股價報酬與中游股價報酬並不存在上漲和下跌的波動不對稱情形。觀察(4-3)式第四項的係數顯示前一期的上游股價報酬正向訊息會造成本期上游股價報酬波動增加 17.99% (0.4646×0.3873)；觀察(4-4)式第四項的係數顯示前一期的中游股價報酬正向訊息會造成本期中游股價報酬波動增加 18.50%。另外波動的對稱性並不只會對自身產生影響，亦會在兩市場間交互影響，由(4-3)、(4-4)式第五項的係數顯示前期上游股價報酬變動對本期中游股價報酬變動的影響為 15.54%；前期中游股價報酬變動對本期上游股價報酬變動的影響為 16.24%。

二、中、下游加權股價指數報酬之雙變量 EGARCH(1,1)模型估計結果

(一) 中、下游平均數方程式估計結果

$$M_t = 0.0078 + 0.1742 M_{t-1} + 0.1299 D_{t-1} + e_{1,t} \quad (4-5)$$

$$D_t = 0.0209 + 0.1628 M_{t-1} + 0.3722 D_{t-1} + e_{2,t} \quad (4-6)$$

其中， M 為中游股價報酬， D 為下游股價報酬。

(4-5)式結果表示中游股價報酬受到前一期自身報酬的正向影響，另外也受到下游股價報酬前一期的正向影響。觀察(4-5)式的係數 0.1299，表示前一期的下游股價報酬若有一單位的變動，將會造成本期中游股價報酬正向變動 0.1299 單位，其傳遞關係是有明顯的存在。然而由(4-6)式結果發現下游股價報酬會受到前一期自身報酬的正向影響，也受到中游股價報酬前一期的正向影響。然觀察其係數分別為 0.1628 及 0.3722 其正向的傳遞關係亦是明顯的。

(二) 中、下游變異數方程式之波動遞延的外溢效果與訊息衝擊的外溢效果估計結果

$$\begin{aligned} \log h_{11} = & -53.318 + 0.6946 \log h_{11,t-1} + 0.2897 \log h_{22,t-1} \\ & + 0.7197 \left\{ |v_{1,t-1}| - E|v_{1,t-1}| - 0.1798v_{1,t-1} \right\} + 0.4389 \left\{ |v_{2,t-1}| - E|v_{2,t-1}| - 0.4032v_{2,t-1} \right\} \end{aligned} \quad (4-7)$$

$$\begin{aligned} \log h_{22} = & 0.3441 + 0.5382 \log h_{22,t-1} + 0.3810 \log h_{11,t-1} \\ & + 0.9083 \left\{ |v_{2,t-1}| - E|v_{2,t-1}| - 0.2461v_{2,t-1} \right\} + 0.1200 \left\{ |v_{1,t-1}| - E|v_{1,t-1}| - 0.3187v_{1,t-1} \right\} \end{aligned} \quad (4-8)$$

其中， h_{11} 為中游股價報酬變動， h_{22} 為下游股價報酬變動， $v_{1,t}$ 為中游股價報酬的標準殘差項， $v_{2,t}$ 為下游股價報酬的標準殘差項。

(4-7)、(4-8)式前半段表示中游股價報酬與下游股價報酬的波動性明顯存在 GARCH 效果，亦即其波動受到前期中游股價報酬波動與下游股價報酬的波動影響。觀察(4-7)式第二、三項發現中游股價報酬的波動會受到前期中游股價報酬變動及前一期下游股價報酬變動的正面影響。其(4-7)式的係數分別為 0.6946 及 0.2897，表示分別會有 70% 的前期中游股價報酬波動及 29% 的前一期下游股價報酬波動會延續至本期的中游股價報酬

波動上；觀察(4-8)式第二、三項發現下游股價報酬的波動會受到前一期下游股價報酬變動及前一期中游股價報酬變動的正面影響。其(4-8)式的係數分別為 0.5382 及 0.3810，表示分別會有 54% 的前一期下游股價報酬波動及 38% 的前一期中游股價報酬波動會延續至本期的下游股價報酬波動上。

(4-7)、(4-8)式後半段表示波動的不對稱性顯著的存在，這顯示半導體業中游股價報酬與下游股價報酬存在上漲和下跌的波動不對稱情形。觀察(4-7)式第四項的係數顯示前一期的中游股價報酬負向訊息會造成本期中游股價報酬波動增加 12.94%；觀察(4-8)式第四項的係數顯示前一期的下游股價報酬負向訊息會造成本期下游股價報酬波動增加 22.35%。另外波動的不對稱性並不只會對自身產生影響，亦會在兩市場間交互影響，由(4-7)、(4-8)式第五項的係數顯示前期中游股價報酬變動對本期下游股價報酬變動的影響為-3.82%；前期下游股價報酬變動對本期中游股價報酬變動的影響為-17.70%。

三、上、下游加權股價指數報酬之雙變量 EGARCH(1,1)模型估計結果

(一) 上、下游平均數方程式估計結果

$$U_t = 2.5633 + 0.8906 U_{t-1} + 0.1232 D_{t-1} + e_{1,t} \quad (4-9)$$

$$D_t = 0.01031 + 0.2117 U_{t-1} + 0.3038 D_{t-1} + e_{2,t} \quad (4-10)$$

其中， U 為上游股價報酬， D 為下游股價報酬。

(4-9)式結果表示上游股價報酬受到前一期自身報酬的正面影響，另外也受到下游股價報酬前一期的正面影響。觀察(4-9)式的係數 0.1232，表示前一期的下游股價報酬若有一單位的變動，將會造成本期上游股價報酬正向變動 0.1232 單位，由此看來其正向的傳遞關係頗為顯著。然而由(4-10)式結果發現下游股價報酬會受到前一期自身報酬的正面影響，也受到上游股價報酬前一期的正面影響。然觀察其係數分別為 0.2117 及 0.3038 由此

看來其正向的傳遞關係頗為顯著。

(二) 上、下游變異數方程式之波動遞延的外溢效果與訊息衝擊的外溢效果

$$\begin{aligned} \log h_{11} = & 0.6839 + 0.8066 \log h_{11,t-1} + 0.4431 \log h_{22,t-1} \\ & + 0.7256 \left\{ |v_{1,t-1}| - E|v_{1,t-1}| + 0.4616v_{1,t-1} \right\} + 0.3942 \left\{ |v_{2,t-1}| - E|v_{2,t-1}| + 0.4223v_{2,t-1} \right\} \end{aligned} \quad (4-11)$$

$$\begin{aligned} \log h_{22} = & -1.1389 + 0.5063 \log h_{22,t-1} + 0.3165 \log h_{11,t-1} \\ & + 0.4497 \left\{ |v_{2,t-1}| - E|v_{2,t-1}| + 0.2336v_{2,t-1} \right\} + 0.4366 \left\{ |v_{1,t-1}| - E|v_{1,t-1}| + 0.3282v_{1,t-1} \right\} \end{aligned} \quad (4-12)$$

其中， h_{11} 為上游股價報酬變動， h_{22} 為下游股價報酬變動， $v_{1,t}$ 為上游股價報酬的標準殘差項， $v_{2,t}$ 為下游股價報酬的標準殘差項。

(4-11)、(4-12)式前半段表示上游股價報酬與下游股價報酬的波動性明顯存在 GARCH 效果，亦即其波動受到前期上游股價報酬波動與下游股價報酬的波動影響。觀察(4-11)式第二、三項發現上游股價報酬的波動會受到前一期上游股價報酬變動及前一期下游股價報酬變動的正向影響。其(4-11)式的係數分別為 0.8066 及 0.4431，表示分別會有 80% 的前一期上游股價報酬波動及 44% 的前一期下游股價報酬波動會延續至本期的上游股價報酬波動上；觀察(4-12)式第二、三項發現下游股價報酬的波動會受到前一期下游股價報酬變動及前一期上游股價報酬變動的正向影響。其(4-12)式的係數分別為 0.5063 及 0.3165，表示分別會有 50% 的前一期下游股價報酬波動及 31% 的前一期下游股價報酬波動會延續至本期的下游股價報酬波動上。

(4-11)、(4-12)式後半段表示波動的不對稱性並不顯著的存在，這顯示半導體業上游股價報酬與下游股價報酬並不存在上漲和下跌的波動不對稱情形。觀察(4-11)式的第四項係數顯示前一期的上游股價報酬正向訊息會造成本期上游股價報酬波動增加 33.49%；觀察(4-12)式第四項的係數顯示前一期的下游股價報酬正向訊息會造成本期下游股價報酬

波動增加 10.50%。另外波動的對稱性並不只會對自身產生影響，亦會在兩市場間交互影響，由(4-11)、(4-12)式第五項的係數顯示前期上游股價報酬變動對本期下游股價報酬變動的影響為 14.33%；前期下游股價報酬變動對本期上游股價報酬變動的影響為 16.65%。

表 4-7a 為兩兩序列報酬遞延的外溢效果的整理表。4-7b 為兩兩序列波動遞延的外溢效果的整理表。4-7c 為兩兩序列訊息衝擊的外溢效果的整理表。4-7d 為兩兩序列不對稱性的整理表。4-7e 為兩兩序列半衰期的整理表。表 4-7a 表示上游加權股價指數報酬除受到其本身的遞延影響外，也受到中游加權股價指數報酬的遞延影響，其餘兩組之實證結果亦相同。4-7b 表示上游股價波動除受到其本身的遞延影響外，也受到中游股價波動的遞延影響，其餘兩組之實證結果亦相同。4-7c 表示上游股價波動除受到其本身的訊息影響外，也受到中游股價訊息的遞延影響，其餘兩組之實證結果亦相同。4-7d 表示波動的不對稱現象除中游和下游這一組明顯外，其餘兩組皆不明顯。4-7e 表示中、下游加權股價指數的反應天數最短，上、中游加權股價指數的反應天數長。

表 4-7 a 兩兩序列報酬遞延的外溢效果整理表

上、中游股價報酬				上、下游股價報酬				中、下游股價報酬			
影響		方向		影響		方向		影響		方向	
上游	↔	上游	正	上游	↔	上游	正	中游	↔	中游	正
中游	↔	中游	正	下游	↔	下游	正	下游	↔	下游	正
上游	↔	中游	正	上游	↔	下游	正	中游	↔	下游	正

表 4-7 b 兩兩序列波動遞延的外溢效果整理表

上、中游股價報酬				上、下游股價報酬				中、下游股價報酬			
影響		方向		影響		方向		影響		方向	
上游	↔	上游	正	上游	↔	上游	正	中游	↔	中游	正
中游	↔	中游	正	下游	↔	下游	正	下游	↔	下游	正
上游	↔	中游	正	上游	↔	下游	正	中游	↔	下游	正

表 4-7 c 兩兩序列訊息衝擊的外溢效果整理表

上、中游股價報酬				上、下游股價報酬				中、下游股價報酬			
影響		方向		影響		方向		影響		方向	
上游	↔	上游	正	上游	↔	上游	正	中游	↔	中游	正
中游	↔	中游	正	下游	↔	下游	正	下游	↔	下游	正
上游	↔	中游	正	上游	↔	下游	正	中游	↔	下游	正

表 4-7 d 兩兩序列不對稱性整理表

上、中游股價報酬				上、下游股價報酬				中、下游股價報酬			
影響		方向		影響		方向		影響		方向	
上游	↔	上游	正	上游	↔	上游	正	中游	↔	中游	負
中游	↔	中游	正	下游	↔	下游	正	下游	↔	下游	負
上游	↔	中游	正	上游	↔	下游	正	中游	↔	下游	負

表 4-7 e 兩兩序列半衰期整理表

上、中游股價報酬	上、下游股價報酬	中、下游股價報酬
8.3 天	4.6 天	3.7 天

第六節 上、中、下游股價與匯價和利率的外溢效果與不對稱性

在探討完半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬之間的股價關聯性與波動性外溢效果與不對稱性後，本節將接著探討上、中、下游加權股價指數報酬與匯價報酬和利率報酬的波動性外溢效果與不對稱性的關係。

一、上游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的EGARCH模型參數估計結果

表4-8a為上游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的EGARCH模型參數估計結果。表4-8b為上游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬平均數方程式影響方向表。表4-8c為上游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬變異數方程式影響方向表。

在上游股價指數報酬條件平均數方程式中，在5%顯著水準下， $a_{S,1}$ 係數為0.10089，顯示落後一期的上游股價指數報酬與當期報酬為一正向關係。 $a_{E,1}$ 係數為-1.24559，顯示兩者為負向關係，即匯率報酬往上(貶值)，會影響到股價報酬使得股價報酬下跌。 $a_{I,1}$ 係數為-0.0289，顯示兩者為負向關係，表示政府為刺激經濟而調降利率，會使得股價報酬上升，符合一般傳統的觀點。

在匯率報酬條件平均數方程式中，5%顯著水準下， $b_{S,1}$ 係數為-0.00603，表示兩者為一負向關係，與前面的實證結果符合。 $b_{E,1}$ 係數為0.197466，表示匯價報酬受到本身落後報酬的影響為正向關係，及匯價報酬上升(貶值)，則未來的報酬也將上升(貶值)。 $b_{I,1}$ 係數為0.00111，表示在這段期間內利率報酬上升卻使得匯價報酬(上升)貶值為正向關係。

在利率報酬條件平均數方程式中，5%顯著水準下， $c_{S,1}$ 係數為0.10528，表示利率報酬受到股價報酬的影響為正向的關係。 $c_{E,1}$ 係數為0.22661，表示兩者為正向關係，與匯價報酬受到利率報酬衝擊同為正向關係。 $c_{I,1}$ 係數為-0.37038，表示利率對本身的反應為負向關係。

在變異數方程式中，衡量波動傳遞效果的 $\delta_{S,S}$ 為正而且顯著，表示股價報酬波動受到本身報酬波動的傳遞果為正向的傳遞效果。 $\delta_{S,I}$ 及 $\delta_{S,E}$ 雖不顯著但同為正值，顯示具有正向的傳遞效果。 $\delta_{E,E}$ 及 $\delta_{E,I}$ 為正而且顯著，表示匯率報酬波動受到匯率及利率報酬波動的傳遞效果為正向的傳遞效果，即匯價和利率報酬波動增加會使得匯價報酬的波動也增加。 $\delta_{E,S}$ 顯著為負值，顯示股價報酬波動對匯價報酬波動為負的傳遞效果。 $\delta_{I,I}$ 及 $\delta_{I,S}$ 為正而且顯著表示利率報酬波動受到利率報酬本身及股價報酬波動的傳遞且傳遞效果為正向的傳遞效果，此表示的利率報酬與股價報酬波動增加，則利率報酬波動也會增加。 $\delta_{I,E}$ 雖不顯著但為負值，表示具有負的傳遞效果。在估計波動持續性方面，顯著 γ_S 、 γ_E 與 γ_I 三個值皆為顯著的正值且接近於1(不大於1)，顯示股價報酬、匯價報酬及利率報酬具有

波動持續性的效果。半衰期係數(half-life)顯示，股價報酬波動性在經過17.8天，衝擊力量才會減半，匯價報酬在經過2.44天衝擊力量才會減半，利率報酬在經過15.92天衝擊力量才會減半，以上結果顯示股價報酬波動持續性較匯價與利率報酬波動持續性長。 θ_S 、 θ_E 與 θ_I 則衡量波動的不對稱傳遞效果，在5%的顯著水準下， θ_S 值與 θ_I 為負，且 θ_E 為正，顯示 θ_S 與 θ_I 具有負的不對稱傳遞效果， θ_E 具有正的不對稱傳遞效果，而此波動的不對稱傳遞效果來自報酬本身及其它兩個變數報酬波動傳遞效果的相互影響。

表 4-8 a 上游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的 EGARCH 模型參數估計結果

股價報酬		匯價報酬		利率報酬	
參數	估計值	參數	估計值	參數	估計值
$a_{S,1}$	0.1009**	$b_{S,1}$	-0.0060**	$c_{S,1}$	0.1053**
$a_{E,1}$	-1.2456**	$b_{E,1}$	0.1975**	$c_{E,1}$	0.2266**
$a_{I,1}$	-0.0289**	$b_{I,1}$	0.0011	$c_{I,1}$	-0.3704**
$n_{S,0}$	0.0368**	$n_{E,0}$	-0.6627**	$n_{I,0}$	0.1269**
$\delta_{S,S}$	0.1956**	$\delta_{E,S}$	1.2198**	$\delta_{I,S}$	0.6332**
$\delta_{S,E}$	0.00002	$\delta_{E,E}$	-0.0659**	$\delta_{I,E}$	0.097**
$\delta_{S,I}$	0.00612	$\delta_{E,I}$	0.1434**	$\delta_{I,I}$	-0.035
γ_S	0.9618**	γ_E	0.7535**	γ_I	0.9574**
θ_S	-0.4568**	θ_E	0.0568**	θ_I	-0.1372**
H-L	17.80天	H-L	2.44天	H-L	15.92天

註： 1. $S_t = a_{S,0} + a_{S,1} \cdot S_{t-1} + a_{E,1} \cdot E_{t-1} + a_{I,1} \cdot I_{t-1} + \varepsilon_{S,t}$

$$E_t = b_{E,0} + b_{S,1} \cdot S_{t-1} + b_{E,1} \cdot E_{t-1} + b_{I,1} \cdot I_{t-1} + \varepsilon_{E,t}$$

$$I_t = c_{I,0} + c_{S,1} \cdot S_{t-1} + c_{E,1} \cdot E_{t-1} + c_{I,1} \cdot I_{t-1} + \varepsilon_{I,t}$$

$$\sigma_{S,t}^2 = \exp \left\{ n_{S,0} + \gamma_S \log(\sigma_{S,t-1}^2) + \sum_{j=1}^3 \delta_{i,j} f(Z_{j,t-1}) \right\}, \text{ for } i, j = 1, 2, 3$$

$$\sigma_{E,t}^2 = \exp \left\{ n_{E,0} + \gamma_E \log(\sigma_{E,t-1}^2) + \sum_{j=1}^3 \delta_{i,j} f(Z_{j,t-1}) \right\}, \text{ for } i, j = 1, 2, 3$$

$$\sigma_{I,t}^2 = \exp \left\{ n_{I,0} + \gamma_I \log(\sigma_{I,t-1}^2) + \sum_{j=1}^3 \delta_{i,j} f(Z_{j,t-1}) \right\}, \text{ for } i, j = 1, 2, 3$$

$$f(Z_{j,t-1}) = \left(\left| Z_{j,t-1} \right| - E \left| Z_{j,t-1} \right| + \theta_j Z_{j,t-1} \right)$$

$$\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t} \text{ for } i, j = 1, 2, 3 \text{ and } i \neq j$$

2.H-L 為 Half-Life 半衰期值。

3.**表示在 5%的顯著水準下呈現顯著。

表 4-8 b 上游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬平均數方程式影響方向表

平均數方程式		
影響		方向
股價報酬	→ 股價報酬	正
匯價報酬	→ 股價報酬	負
利率報酬	→ 股價報酬	負
股價報酬	→ 匯價報酬	負
匯價報酬	→ 匯價報酬	正
利率報酬	→ 匯價報酬	正
股價報酬	→ 利率報酬	正
匯價報酬	→ 利率報酬	正
利率報酬	→ 利率報酬	負

表 4-8 c 上游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬變異數方程式影響方向表

變異數方程式		
影響		方向
波動遞延外溢效果	股價報酬 → 股價報酬	正
	匯價報酬 → 股價報酬	正
	利率報酬 → 股價報酬	正
	股價報酬 → 匯價報酬	正
	匯價報酬 → 匯價報酬	負
	利率報酬 → 匯價報酬	正
	股價報酬 → 利率報酬	正
	匯價報酬 → 利率報酬	正
	利率報酬 → 利率報酬	負
不對稱效果	股價報酬	負
	匯價報酬	正
	利率報酬	負
波相關性	股價與匯價	負
	股價與利率	負
	匯價與利率	正

二、中游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的 EGARCH 模型參數估計結果

表 4-9a 為中游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的 EGARCH 模型參數估計結

果。表 4-9b 為中游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬平均數方程式影響方向表。表 4-9c 為中游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬變異數方程式影響方向表。

在中游股價指數報酬條件平均數方程式中，在5%顯著水準下， $a_{S,1}$ 係數為0.144，表示其為正向關係。 $a_{E,1}$ 係數為-0.52345，顯示兩者為負向關係，表示匯價報酬與股價報酬呈現負向關係，即匯率升值(下跌)、股價上升。 $a_{I,1}$ 係數為0.02296，其為正的係數表示利率變動對股價的影響為正向關係，及利率下降，股價股價下降。

在匯率報酬條件平均數方程式中，在5%顯著水準下， $b_{S,1}$ 係數為-0.0008，表示股價報酬的衝擊對匯價報酬為負向關係。 $b_{E,1}$ 係數為-0.1775，表示匯價報酬的衝擊對匯價報酬本身的影響為負向關係。 $b_{I,1}$ 係數為-0.0234，表示為負向關係，即利率上升則匯率升值(下降)，符合傳統觀點。

在利率報酬條件平均數方程式中，在5%顯著水準下， $c_{S,1}$ 係數為0.11708，表示股價報酬對利率的衝擊為正向關係即股價報酬增加則利率上升。 $c_{E,1}$ 係數為-1.03286，表示兩者為負向關係即匯率貶值(上升)則利率下降。 $c_{I,1}$ 係數為-0.2911，表示為負向關係。

在變異數方程式中，波動傳遞效果方面，顯著且為正的 $\delta_{S,S}$ 、 $\delta_{S,E}$ 及 $\delta_{S,I}$ 表示股價報酬波動受到本身報酬、匯價報酬及利率報酬波動傳遞效果為正的傳遞效果，即股價報酬、匯價報酬及利率報酬波動增加則股價報酬的波動也增加。顯著為正的 $\delta_{E,E}$ 表示匯價報酬波動對匯價報酬波動本身為正的傳遞效果。顯著為負的 $\delta_{E,S}$ 表示股價報酬波動對匯價報酬有負的傳遞效果，即股價報酬波動增加，匯價報酬波動減少。 $\delta_{E,I}$ 為正的傳遞效果但不顯著。顯著為正的 $\delta_{I,I}$ 表示，利率報酬波動對利率報酬本身有正的傳遞效果。 $\delta_{I,S}$ 與 $\delta_{I,E}$ 分別為負及正的傳遞效果但不顯著。在估計不對稱傳遞效果的 θ_S 、 θ_E 與 θ_I 係數，顯著為負的 θ_S 與及負的 θ_I 表示股價報酬及匯價報酬具有負的不對稱傳遞效果， θ_E 為正表示匯價

報酬具正的不對稱傳遞效果，而此波動不對稱的影響則來自報酬本身及其它兩個變數報酬波動傳遞效果的相互影響。在估計波動持續性方面，顯著 γ_S 、 γ_E 與 γ_I 三個值皆為顯著的正值且接近於1(不大於1)，顯示股價報酬、匯價報酬及利率報酬具有波動持續性的效果。半衰期值顯示，股價報酬波動性在經過3.01天，衝擊力量才會減半，匯價報酬在經過3.20天衝擊力量才會減半，利率報酬在經過14.98天衝擊力量才會減半，以上結果顯示利率報酬波動持續性較匯價與股價波動持續性長。

表 4-9 a 中游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的 EGARCH 模型參數估計結果

股價報酬		匯價報酬		利率報酬	
參數	估計值	參數	估計值	參數	估計值
$a_{S,1}$	0.144**	$b_{S,1}$	-0.0008**	$c_{S,1}$	0.1171**
$a_{E,1}$	-0.5235**	$b_{E,1}$	-0.1775**	$c_{E,1}$	-1.033**
$a_{I,1}$	0.023**	$b_{I,1}$	-0.0234**	$c_{I,1}$	-0.2911**
$n_{S,0}$	0.1122**	$n_{E,0}$	-0.7539**	$n_{I,0}$	0.1402**
$\delta_{S,S}$	0.261**	$\delta_{E,S}$	1.0543**	$\delta_{I,S}$	0.4814**
$\delta_{S,E}$	0.1458**	$\delta_{E,E}$	-0.2010**	$\delta_{I,E}$	-0.038
$\delta_{S,I}$	0.1495**	$\delta_{E,I}$	0.0503	$\delta_{I,I}$	0.0066
γ_S	0.7949**	γ_E	0.8053**	γ_I	0.9548**
θ_S	-0.5357**	θ_E	0.0628**	θ_I	-0.1301**
H-L	3.01天	H-L	3.2天	H-L	14.98天

註：1. $S_t = a_{S,0} + a_{S,1} \cdot S_{t-1} + a_{E,1} \cdot E_{t-1} + a_{I,1} \cdot I_{t-1} + \varepsilon_{S,t}$

$$E_t = b_{E,0} + b_{S,1} \cdot S_{t-1} + b_{E,1} \cdot E_{t-1} + b_{I,1} \cdot I_{t-1} + \varepsilon_{E,t}$$

$$I_t = c_{I,0} + c_{S,1} \cdot S_{t-1} + c_{E,1} \cdot E_{t-1} + c_{I,1} \cdot I_{t-1} + \varepsilon_{I,t}$$

$$\sigma_{S,t}^2 = \exp \left\{ n_{S,0} + \gamma_S \log(\sigma_{S,t-1}^2) + \sum_{j=1}^3 \delta_{i,j} f(Z_{j,t-1}) \right\}, \text{ for } i, j = 1, 2, 3$$

$$\sigma_{E,t}^2 = \exp \left\{ n_{E,0} + \gamma_E \log(\sigma_{E,t-1}^2) + \sum_{j=1}^3 \delta_{i,j} f(Z_{j,t-1}) \right\}, \text{ for } i, j = 1, 2, 3$$

$$\sigma_{I,t}^2 = \exp \left\{ n_{I,0} + \gamma_I \log(\sigma_{I,t-1}^2) + \sum_{j=1}^3 \delta_{i,j} f(Z_{j,t-1}) \right\}, \text{ for } i, j = 1, 2, 3$$

$$f(Z_{j,t-1}) = \left(\left| Z_{j,t-1} \right| - E \left| Z_{j,t-1} \right| + \theta_j Z_{j,t-1} \right)$$

$$\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t} \text{ for } i, j = 1, 2, 3 \text{ and } i \neq j$$

2.H-L 為 Half-Life 半衰期值。

3.**表示在 5%的顯著水準下呈現顯著。

表 4-9 b 中游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬平均數方程式影響方向表

平均數方程式		
影響		方向
股價報酬	→ 股價報酬	正
匯價報酬	→ 股價報酬	負
利率報酬	→ 股價報酬	正
股價報酬	→ 匯價報酬	負
匯價報酬	→ 匯價報酬	負
利率報酬	→ 匯價報酬	負
股價報酬	→ 利率報酬	正
匯價報酬	→ 利率報酬	負
利率報酬	→ 利率報酬	負

表 4-9 c 中游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬變異數方程式影響方向表

變異數方程式		
影響		方向
波動遞延外溢效果	股價報酬 → 股價報酬	正
	匯價報酬 → 股價報酬	正
	利率報酬 → 股價報酬	正
	股價報酬 → 匯價報酬	正
	匯價報酬 → 匯價報酬	負
	利率報酬 → 匯價報酬	正
	股價報酬 → 利率報酬	正
	匯價報酬 → 利率報酬	負
	利率報酬 → 利率報酬	正
不對稱效果	股價報酬	負
	匯價報酬	正
	利率報酬	負
性相關動	股價與匯價	負
	股價與利率	負
	匯價與利率	正

三、下游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的 EGARCH 模型參數估計結果

表 4-10a 為下游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的 EGARCH 模型參數估計結

果。表 4-10b 為下游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬平均數方程式影響方向表。表 4-10c 為下游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬變異數方程式影響方向表。

在下游股價指數報酬平均數方程式中，在5%顯著水準下， $a_{s,1}$ 係數為0.106998，表示股價報酬受股價報酬本身的衝擊影響，且為正關係。 $a_{e,1}$ 係數為-1.00237，表示匯價報酬衝擊對股價報酬為負向關係。 $a_{i,1}$ 係數為-0.18975，顯示利率報酬衝擊對股價報酬衝擊為負向關係。

在匯率報酬平均數方程式中，在5%顯著水準下， $b_{s,1}$ 係數為-0.02623，表示匯價報酬受到股價報酬衝擊的關係為負向。 $b_{e,1}$ 係數為0.02755，表示匯價報酬受到匯價報酬本身衝擊關係為正向。 $b_{i,1}$ 係數為0.03700，表示匯率報酬受到利率報酬衝擊的關係為正向關係。

在利率報酬條件平均數方程式中，在5%顯著水準下， $c_{s,1}$ 係數為0.055718，表示利率報酬受到股價報酬衝擊的影響為正向關係。 $c_{e,1}$ 係數為0.76021，顯示利率報酬受到匯率報酬的衝擊為正向關係。 $c_{i,1}$ 係數為-0.45841，顯示利率報酬受到利率報酬本身衝擊的影響為負向關係。

在變異數方程式中，顯著且為正的 $\delta_{s,s}$ ，顯示股價報酬波動對股價報酬本身為正的傳遞效果。顯著為正的 $\delta_{e,e}$ 表示匯價報酬波動對匯價報酬本身有正的傳遞效果。 $\delta_{s,e}$ 及 $\delta_{s,i}$ 為正向的傳遞效果但不顯著。顯著為負的 $\delta_{e,s}$ 及 $\delta_{e,i}$ 顯示股價報酬與利率報酬波動對匯價報酬波動有負的傳遞效果。顯著為正的 $\delta_{i,i}$ 表示利率報酬波動對利率報酬本身有正的傳遞效果。 $\delta_{i,s}$ 及 $\delta_{i,e}$ 分別為正向及負向關係，但不顯著。在估計不對稱傳遞效果的 θ_s 、 θ_e 與 θ_i 係數，顯著為負的 θ_s 表示股價報酬波動具負的不對稱傳遞效果，而此波動不對稱的影響則來自報酬本身及其它兩個變數報酬波動傳遞效果的相互影響。在估計波

動持續性方面，顯著 γ_S 、 γ_E 與 γ_I 三個值皆為顯著的正值且接近於1(不大於1)，顯示股價報酬、匯價報酬及利率報酬具有波動持續性的效果。半衰期值顯示，股價報酬波動在經過3.58天，衝擊力量才會減半，匯價報酬在經過2.63天衝擊力量才會減半，利率報酬在經過14.85天衝擊力量才會減半，以上結果顯示利率報酬波動持續性較股價與匯價波動持續性長。

表 4-10 a 下游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬的 EGARCH 模型參數估計結果

股價報酬		匯價報酬		利率報酬	
參數	估計值	參數	估計值	參數	估計值
$a_{S,1}$	0.107**	$b_{S,1}$	-0.0262**	$c_{S,1}$	0.0557**
$a_{E,1}$	-1.0024**	$b_{E,1}$	-0.0276**	$c_{E,1}$	0.7602**
$a_{I,1}$	-0.1898**	$b_{I,1}$	0.037**	$c_{I,1}$	-0.4584**
$n_{S,0}$	0.1542**	$n_{E,0}$	-0.6953**	$n_{I,0}$	0.0807**
$\delta_{S,S}$	0.2879**	$\delta_{E,S}$	1.4071**	$\delta_{I,S}$	0.7501**
$\delta_{S,E}$	0.0469	$\delta_{E,E}$	-0.5725**	$\delta_{I,E}$	0.0804
$\delta_{S,I}$	0.078	$\delta_{E,I}$	-0.2812**	$\delta_{I,I}$	-0.0371
γ_S	0.824**	γ_E	0.7685**	γ_I	0.9544**
θ_S	-0.4707	θ_E	-0.009	θ_I	-0.0896
H-L	3.58天	H-L	2.63天	H-L	14.85天

註：1. $S_t = a_{S,0} + a_{S,1} \cdot S_{t-1} + a_{E,1} \cdot E_{t-1} + a_{I,1} \cdot I_{t-1} + \varepsilon_{S,t}$

$$E_t = b_{E,0} + b_{S,1} \cdot S_{t-1} + b_{E,1} \cdot E_{t-1} + b_{I,1} \cdot I_{t-1} + \varepsilon_{E,t}$$

$$I_t = c_{I,0} + c_{S,1} \cdot S_{t-1} + c_{E,1} \cdot E_{t-1} + c_{I,1} \cdot I_{t-1} + \varepsilon_{I,t}$$

$$\sigma_{S,t}^2 = \exp \left\{ n_{S,0} + \gamma_S \log(\sigma_{S,t-1}^2) + \sum_{j=1}^3 \delta_{i,j} f(Z_{j,t-1}) \right\}, \text{ for } i, j = 1, 2, 3$$

$$\sigma_{E,t}^2 = \exp \left\{ n_{E,0} + \gamma_E \log(\sigma_{E,t-1}^2) + \sum_{j=1}^3 \delta_{i,j} f(Z_{j,t-1}) \right\}, \text{ for } i, j = 1, 2, 3$$

$$\sigma_{I,t}^2 = \exp \left\{ n_{I,0} + \gamma_I \log(\sigma_{I,t-1}^2) + \sum_{j=1}^3 \delta_{i,j} f(Z_{j,t-1}) \right\}, \text{ for } i, j = 1, 2, 3$$

$$f(Z_{j,t-1}) = \left(|Z_{j,t-1}| - E |Z_{j,t-1}| + \theta_j Z_{j,t-1} \right)$$

$$\sigma_{i,j,t} = \rho_{i,j} \sigma_{i,t} \sigma_{j,t} \text{ for } i, j = 1, 2, 3 \text{ and } i \neq j$$

2.H-L 為 Half-Life 半衰期值。

3.**表示在 5%的顯著水準下呈現顯著。

表 4-10 b 下游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬平均數方程式影響方向表

平均數方程式		
影響		方向
股價報酬	→ 股價報酬	正
匯價報酬	→ 股價報酬	負
利率報酬	→ 股價報酬	負
股價報酬	→ 匯價報酬	負
匯價報酬	→ 匯價報酬	正
利率報酬	→ 匯價報酬	正
股價報酬	→ 利率報酬	正
匯價報酬	→ 利率報酬	正
利率報酬	→ 利率報酬	負

表 4-10 c 下游股價指數報酬、匯價報酬與利率報酬變異數方程式影響方向表

變異數方程式		
影響		方向
波動遞延外溢效果	股價報酬 → 股價報酬	正
	匯價報酬 → 股價報酬	正
	利率報酬 → 股價報酬	正
	股價報酬 → 匯價報酬	正
	匯價報酬 → 匯價報酬	負
	利率報酬 → 匯價報酬	負
	股價報酬 → 利率報酬	正
	匯價報酬 → 利率報酬	正
	利率報酬 → 利率報酬	負
不對稱效果	股價報酬	負
	匯價報酬	負
	利率報酬	負
波動相關性	股價與匯價	負
	股價與利率	正
	匯價與利率	正

表 4-11a 為上、中、下游股價指數報酬對匯率變動與利率變動的波動性外溢效果反應程度比較表。表 4-11b 為上、中、下游股價指數報酬對匯率變動與利率變動的不對稱

性比較表。

根據表 4-11a 在股價指數報酬對匯率變動反應程度以中游股價指數報酬的係數 0.1458 最大，上游股價指數報酬的係數 0.0002 最小。這表示中游股價指數報酬對匯率變動反應程度最大，上游股價指數報酬對匯率變動反應程度最小。在股價指數報酬對利率變動反應程度以中游股價指數報酬的係數 0.1495 最大，上游股價指數報酬的係數 0.0061 最小。這表示中游股價指數報酬對利率變動反應程度最大，上游股價指數報酬對利率變動反應程度最小。比較上、中、下游股價指數報酬對匯率變動與利率變動反應的半衰期以上游股價指數報酬的 17.8 天最長，中游股價指數報酬的 3.01 天最短。這表示上游股價指數報酬對匯率變動與利率變動的反應需要較長的時間。

根據表 4-11b 上游、中游股價報酬對匯率變動的方向為正。上、中、下游股價報酬對利率變動的方向為負。

表 4-11 a 上中下游股價報酬對匯率與利率變動的波動性外溢效果反應程度比較表

	上游股價報酬	中游股價報酬	下游股價報酬
$\delta_{S,I}$	0.0002	0.1458	0.0469
$\delta_{S,E}$	0.0061	0.1495	0.078
H-L	17.8 天	3.01 天	3.58 天

註：1. $\delta_{S,E}$ 為股價指數報酬對匯率變動的反應程度。

2. $\delta_{S,I}$ 為股價指數報酬對利率變動的反應程度。

3. H-L 為 Half-Life 半衰期值。

表 4-11 b 上中下游股價指數報酬對匯率變動與利率變動的不對稱性比較表

	上游股價報酬	中游股價報酬	下游股價報酬
θ_E	0.0568	0.0628	-0.009
θ_I	-0.1372	-0.1301	-0.0896

註：1. θ_E 為股價指數報酬對匯率變動的不對稱性。

2. θ_I 為股價指數報酬對利率變動的不對稱性。

第七節 總結

本研究針對半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬，利用雙變量 EGARCH 模型，來探討股價關聯性與波動性外溢效果與不對稱性。因此需要經過一些檢定與模型的配適才能確保所選的模型是有能力可以去解釋所要探討的問題。

而根據自我相關檢定的結果可以發現半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬存在自我相關的現象，若報酬存在自我相關，此時必須考慮報酬存在條件異質變異數的問題，否則會得到不一致的參數估計值。然而在條件異質性檢定中發現三序列亦存在條件異質性的現象，這代表殘差平方項可能存在著若干資訊，因此需要使用 GARCH 族模型來捕捉這兩個現象。

然而股票市場報酬的變異數有可能會存在不對稱性，即意外價格的上升或下降對條件變異數的影響大小並不相同。因此採用條件變異數不對稱性檢定，以檢驗正負訊息對波動的影響效果。而檢定的結果顯示中、下游加權股價指數報酬的確存在條件變異數不對稱性的現象，因此在 GARCH 族模型的選擇上要選擇可以捕捉不對稱性現象的 EGARCH 模型。

最適的模型決定後，利用最大概似法估計平均數與變異數方程式。然而機率分配的選擇可能不當，此時可以利用 QMLE 方法來估計以克服分配的選取錯誤。最後利用 BHHH 演算法求解，以配適出雙變量 EGARCH(1,1)。由平均數方程式的估計結果顯示，上游加權股價指數報酬除受到其本身的遞延影響外，也受到中游加權股價指數報酬的遞延影響，其餘兩組之實證結果亦相同，亦即兩兩市場間的報酬遞延外溢效果明顯。由變異數方程式的估計結果顯示，在波動遞延的外溢效果方面，上游股價波動受到前期上游股價波動及中游股價波動的影響，其餘兩組之實證結果亦相同，亦即兩兩市場間的波動遞延外溢效果明顯。在訊息衝擊的外溢效果方面，上游股價波動受到前期上游股價訊息

及中游股價訊息的影響，其餘兩組之實證結果亦相同，亦即兩兩市場間的訊息衝擊外溢效果明顯。另外波動的不對稱現象除中游和下游這一組明顯外，其餘兩組皆不明顯。

在探討完半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬之間的股價關聯性與波動性外溢效果與不對稱性後，接著探討上、中、下游加權股價指數報酬與匯價報酬和利率報酬的波動性外溢效果與不對稱性的關係。比較上、中、下游股價指數報酬三者對匯率變動與利率變動的反應程度以中游股價指數報酬對匯率變動反應程度最大，上游股價指數報酬對匯率變動反應程度最小。中游股價指數報酬對利率變動反應程度最大，上游股價指數報酬對利率變動反應程度最小。比較上、中、下游股價指數報酬對匯率變動與利率變動反應的半衰期以上游股價指數報酬的17.8天最長，中游股價指數報酬的3.01天最短。匯率的變動與上、中、下游加權股價指數報酬的變動有著密切的關係。大體而言，當匯率上升時，股價會下跌；匯率下跌則股價反而會上漲。利率的變動與上、中、下游加權股價指數報酬的變動有著密切的關係。大體而言，當利率上升時，股價會下跌；利率下跌則股價反而會上漲。

第五章 結論與建議

第一節 結論

本研究利用雙變量 EGARCH 模型，來探討我國半導體產業上、中、下游加權股價指數報酬之波動性外溢效果。於模型設定上，除考慮波動性對平均數的影響外，亦考慮其他市場波動性對個別市場波動性的影響，特別是兩市場間的交互影響效果之觀察。本研究之研究目的有四：第一為利用單根檢定、Ljung-Box Q 檢定、LM 檢定去瞭解我國半導體產業上游、中游、下游產業股價指數是否為恆定序列、是否存在自我相關與條件異質性。第二為利用雙變量 EGARCH 之平均數方程式來探討上游、中游、下游產業股價報酬之傳遞過程。第三為利用雙變量 EGARCH 之變異數方程式來探討上游、中游、下游產業股價報酬波動的來源及波動性外溢效果與不對稱性。第四為加入總體經濟因素利率與匯率去探討我國半導體產業上游、中游、下游產業股價報酬與兩者的波動性外溢效果與不對稱性，並且比較三者何者的反應程度較大。

本研究實證結果顯示，半導體產業上、中、下游加權股價指數之原始值皆具有單根性質。將三序列取一階差分後，得到產業上、中、下游加權股價指數報酬之三個新的時間序列資料。觀察其 Ljung-Box Q 及 LM 的統計量後，顯示三序列之線性依存度與非線性依存度均為顯著，亦即需考慮自我相關與條件異質性的現象。由於三序列具有上述的兩個現象，因此 EGARCH(1,1)為最適合的模型。

由平均數方程式的估計結果顯示，上游加權股價指數報酬除受到其本身的遞延影響外，也受到中游加權股價指數報酬的遞延影響，其餘兩組之實證結果亦相同。亦即三者的股價報酬是存在互相影響的關係。

由變異數方程式的估計結果顯示，上、中、下游加權股價指數報酬的波動性明顯存

在 GARCH 效應，亦即其上游股價波動受到前期上游股價波動及中游股價波動的影響，其餘兩組之實證結果亦相同。亦即兩兩市場間的波動遞延外溢效果明顯。然而此衝擊的外溢效果除會對自己造成影響外，還會正向的外溢至另一市場。另外波動的不對稱現象除中游和下游明顯外，其餘皆不明顯。此結論與一般的認知不同，一般認為整體半導體上、中、下游股價應會呈現一漲一跌之觀念有所不同，推論此原因有二：第一為台灣雖然專業分工明顯，但大多數的廠商仍有兼營的現象。第二為台灣大多數的投資者皆為散戶，其購買股票時並不會將半導體產業分為上、中、下游而僅僅只是將其歸類為電子類股，因此當市場對中游廠商有一壞消息出來時散戶並不會去研判對其對上游或下游廠商有好的影響或壞的影響，而是趕快將半導體的股票傾倒而出，因此一漲一跌的現象就不會明顯的存在。

在探討完三者的相互影響後，接著本研究要探討的是加入總體經濟因素利率與匯率後我國半導體產業上游、中游、下游產業股價報酬與兩者的波動性外溢效果與不對稱性，並且比較三者何者的反應程度較大。在波動性外溢效果方面，比較上、中、下游股價指數報酬三者對匯率變動與利率變動的反應程度以中游股價指數報酬對匯率變動反應程度最大，上游股價指數報酬對匯率變動反應程度最小。中游股價指數報酬對利率變動反應程度最大，上游股價指數報酬對利率變動反應程度最小。比較上、中、下游股價指數報酬對匯率變動與利率變動反應的半衰期以上游股價指數報酬最長，中游股價指數報酬最短。推論此原因有二：第一為中游廠商所需的原料多為國外進口，且其製品也多為替國外大廠加工因此其與國外的交易較上游廠商與下游廠商頻繁，因此其股價較易受匯率的變動而有所影響；第二為中游廠商大多是資本密集的產業因此其所需的資金會較上游廠商與下游廠商來的多，而其資金來源除了發行股票或公司債外即為向銀行作資金融通，而利率的高低對其利息費用有直接的影響，因此會影響到其每股稅後盈餘進而影響到股價，因此其股價較易受利率的變動而有所影響。在不對稱性方面，上游、中游股價報酬對匯率變動的方向為正。上、中、下游股價報酬對利率變動的方向為負。推論此原因有二：第一為利率上升時，投資人的必要報酬率亦跟隨上升，因此所評估出來的股票價值會降低，股價自然的也會下跌到合理價位。且投資人使用資金的機會成本增加，如果股

票的報酬率無法高於銀行的存款報酬率時，理性的投資人會將資金抽離股市，將其存放銀行賺取較多的利息。一旦多數投資人的資金皆離開股市的情況之下，股價失去支撐的力量而導致下跌；第二為台灣半導體產業是以進出口為主要經濟活動的產業，因此當本國貨幣相對於外幣升值時，本國外銷產品之價格相對升高，與其他國家產品競爭下將處於不利的情形，使得外銷量無法大幅增加，所以半導體產業就會受到新台幣升值所造成之不利影響；反之，當本國貨幣相對於外幣貶值時，則外銷產品相對有較強的競爭力，海外銷售量可望增加，廠商利潤有能隨之提升。

本研究的貢獻在於根據實證結果，台灣的半導體產業上、中、下游加權股價指數以中游的股價指數波動性較大，然而高風險伴隨著高報酬，因此較適合可以承擔風險來換取高報酬的風險愛好者。而上游的股價指數波動性較小，因此所需承擔的風險較小，故較適合對風險態度比較保守的風險規避者。而三者間雖然存在相互關係，但彼此的股價漲跌卻是同向的，因此代表投資人不可能利用半導體產業上、中、下游間形成一投資組合，以達到規避風險。而半導體產業的中游受匯率變動與利率變動的影響程度較上游與下游為大，因此如遇到匯率與利率變動方向不明顯時，應降低手中中游廠商的股票以降低投資組合的風險。

第二節 建議

1. 本研究未將股市的多空關係加入探討，而股市的多空會影響到整個股市的交易量進而影響到波動性的大小，因此建議後續研究可以將股市的多空關係加入研究裡去探討。
2. 很多事件是會影響到股市波動性的大小，例如選舉、法律或制度的改變(金融控股法通過、勞退新制的實行、股市交易時間延長)，因此建議後續研究可以加入一些特定的事件去探討事件前後的波動性何者較大，是事件前較大亦或是事件發生後波動性較大。

參考文獻

中文文獻

工研院經資中心作者群(民 92)，2003 年半導體年鑑，工研院 IEK 電子組。

林子文(民 91)，「股價、匯價、利率傳遞效果之分析—多變量 VAR-EGARCH 的應用」，逢甲大學經濟學所碩士論文。

洪志傑(民 89)，「股價關聯互動之研究—我國半導體產業上、中、下游個案」，私立大葉大學事業經營研究所碩士論文。

吳明恒(民 92)，「半導體產業股價關聯性之探討」，僑光學報，第 21 期，57-73 頁。

林俊亨(民 88)，「國內產業上中下游之廠商其股價變動相互關聯性之研究-以資訊電子業為例」，私立大葉大學事業經營研究所碩士論文。

洪慶鴻(民 91)，「美國存託憑證之外溢效果與動態反應分析-以總體經濟變數為實證」，中原大學企業管理學系碩士論文。

胥愛琦、吳清豐(民 92)，「台灣股市報酬與匯率變動之波動性外溢效果-雙變量 EGARCH 模型的應用」，台灣金融財務季刊，第 4 輯第 3 期，87-103 頁。

翁維駿(民 89)，「半導體產業股價關連性暨泡沫檢定」，私立東吳大學碩士論文。

張加民(民 92)，「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。

陳姿吟(民 89)，「台灣股市上、中、下游股價關聯性之研究—以積體電路產業為例」，實踐大學企業管理研究所出版碩士論文。

張裕波(民 86)，「電子股上中下游股價關聯性之研究」，國立台北大學碩士論文。

黃玉元(民 94)，「臺灣 IC 產業展望」，清雲學報，第 25 輯第 1 期，231-240 頁。

楊大龍(民 89)，「台灣上市與上櫃股票市場其股價報酬波動性之外溢效果實證研究」，淡江大學管理科學學系碩士論文。

楊踐為(民 92)，「台灣股市槓桿效應與順勢操作行為之研究」，風險管理學報，第 2 輯第

1期， 1-17頁。

蔣繼賢(民 88)，「台灣積體電路產業之股價關聯性」，國立東華大學國際企業研究所未出版碩士論文。

魏志鴻(民 90)，「台灣股市六大類股間關聯性之研究」，實踐大學企業管理研究所碩士論文。

英文文獻

Angelos, Kanas(1998), "Volatility spillovers across equity market: European evidence," *Applied Financial Economics*, Vol.8, pp.245-256.

Berndt. E., B. Hall, R. Hall, and J. Hausman(1974), "Estimation and inference in nonlinear structural models," *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol.4, pp.653-665.

Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327.

Bollerslev, T.(1990), "Modeling the Coherence in Short Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model," *Review of Economics and Statistics*, Vol.72, pp.498-505.

Bollerslev, T., F. Robert and J. M. Wooldridge(1998), "A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances," *Journal of Political Economy*, Vol.96, pp.116-131.

Bollerslev, T. and J. M. Wooldridge(1992), "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances," *Econometric Reviews*, Vol.11, pp.143-172.

Brooks, C. and O. T. Henry(2000), "Can Portmanteau Nonlinearity Tests Serve as General Mis-specification Tests? Evidence from Symmetric and Asymmetric GARCH Models," *Economics Letters*, Vol.67, pp.245-251.

Chou, R. J., L. Li, and C. S. Wu(1998), "Modeling Taiwan Stock Market and International Linkages," NTU International Conference on Finance.

Engle R. F.(1972), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol.50, pp.987-1007.

Engle R. F. and V. K. Ng(1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, Vol.48, pp.1749-1778.

- Francis In, Sangbae Kim, Jai Hyung Yoon and Christopher Viney(2001), “Dynamic interdependence and volatility transmission of Asian stock markets: Evidence from the Asian crisis,” *International Review of Financial Analysis*, Vol.10, pp.87-96.
- G. Geoffery Booth , Teppo Artikainen and Yiuman Tse(1997), “Price and Volatility Spillovers in Scandinavian Stock Markets,” *Journal of Banking & Finance*, Vol.21, pp.811-823.
- Jin-Gil Jeong(1999), “Cross-Border Transmission of Stock Price Volatility: Evidence from The Overlapping Trading Hours,” *Global Finance Journal*, Vol.10, pp.53-70.
- Nelson, D.(1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica*, Vol.59, pp.347-370.
- Raymond W. So(2001), “Price and volatility spillovers between interest rate and exchange value of the US dollar,” *Global Finance Journal*, Vol.12, pp.95-107.
- Roll, R.(1992), “Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Market Indices,” *Journal of Finance*, Vol.47, pp.3-41.
- Theodossiou, P. and U. Lee(1993), “Mean and Volatility Spillovers across Major National Stock Markets: Future Empirical Evidence,” *Journal of Financial Research*, Vol.16, pp.337-350.
- Kwiatkowski, D., P. Philips, P. Schmidt and Y. Shin(1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series have a Unit Root?” *Journal of Economics*, Vol.54, pp.159-178.