

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

台灣電子類股與美國股市波動性之研究

**THE STUDY ON VOLATILITY BETWEEN TAIWAN'S  
ELECTRIC STOCK AND AMERICAN STOCK MARKETS**

指導教授：徐清俊 博士

ADVISOR : PH.D.CHING-JUN HSU

研究生：張加民

GRADUATE STUDENT : CHIA-MIN CHANG

中華民國 九十二年七月

# 南 華 大 學

## 碩 士 學 位 論 文

財 務 管 理 所

台灣電子類股與美國股市波動性之研究

研究生：張加昆

經考試合格特此證明

口試委員：徐清俊

簡明哲  
莊子厚

指導教授：徐清俊

所 長：徐清俊

口試日期：中華民國 92 年 6 月 25 日

# 南華大學財務管理研究所九十一學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：台灣電子類股與美國股市波動性之研究

研 究 生：張加民

指導教授：徐清俊 博士

## 論文摘要內容：

台灣本身是一個對外貿易依存度相當高的國家，經濟活動以國際貿易為主，如果我貿易出口國的經濟情況有變化時，也會影響到我國。而美國是全球經濟的領導國家，其經濟的枯榮攸關著全球景氣狀況。而且美國亦為我國第一大的出口市場，對我國經濟有重大的影響。因此本論文選用雙變量 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，以期提供台灣之投資人於投資及避險之參考。實證結果整理如下：

1. 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。
2. 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。
3. 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。
4. 實證的結果顯示，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。
5. 本研究中也發現，在模型的配適上，以雙變量 GJR 模型為較佳。

關鍵字：雙變量 EGARCH 模型、波動外溢、不對稱性。

**Title of Thesis :** The Study on Volatility between Taiwan's Electric Stocks and American Stocks Market

**Name of Institute :** Institute of Financial Management, Nan Hua University

**Graduate date :** July 2003

**Degree Conferred :** M.B.A.

**Name of student :** Chia-Min Chang **Advisor :** Ph.D. Ching-Jun Hsu

### **Abstract**

This study examines volatility transmission correlation between Taiwan's electric stocks and U.S.'s NASDAQ with electronic, integrated circuit(IC), optoelectronics, communication, PCB and software categories by using bi-variate EGARCH model and GJR model. We furthermore separately explore the spill-over volatility and asymmetric effect. The empirical results are as follows :

1. The conditional return variance of electronic sectors in both Taiwan and NASDAQ have been significantly affected by one-period ahead the conditional variance and residual square which shows a significant GARCH effect, i.e. a larger one-period ahead volatility followed a current- period larger volatility.
2. As for the return spillover effect, the communication and PCB sectors are the only one category to show one-way NASDAQ to Taiwan effect. Never the less, the other four sets shows two-way return spillover effects.
3. For the volatility transmission effect, two-way effect exists in electronic and IC sectors between Taiwan and NASDAQ. Optoelectronics, communication and PCB sectors shows only one-way NASDAQ-led effect. However, NASDAQ overwhelmingly presents asymmetric volatility effect on all sets of Taiwan. 4. Empirical result also shows that a asymmetric effect exists between NASDAQ and all sectors with an exception of software industry sector.
4. We also found that the bi-variant GJR model shows the best fitting capacity among all model.

**Keywords :** Multivariate EGARCH Model, Spill-over Volatility, Asymmetry.

# 目 錄

博碩士論文授權書 .....	錯誤! 尚未定義書籤。
博碩士論文電子檔案上網授權書 .....	錯誤! 尚未定義書籤。
準碩士推薦函 .....	錯誤! 尚未定義書籤。
中文目錄 .....	i
英文目錄 .....	ii
目 錄 .....	iii
表 目 錄 .....	iv
圖 目 錄 .....	v
第一章 緒論 .....	1
第一節 研究背景與動機 .....	1
第二節 研究目的 .....	3
第三節 研究限制 .....	4
第四節 研究架構 .....	5
第二章 文獻探討 .....	6
第一節 國際股價連動之探討 .....	6
第二節 不對稱效果之探討 .....	16
第三章 研究方法 .....	21
第一節 研究流程 .....	21
第二節 實證模型 .....	22
第四章 實證結果與分析 .....	31
第一節 資料來源與處理 .....	31
第二節 檢定結果 .....	33
第三節 模型實證結果與分析 .....	35
第五章 結論與建議 .....	44
第一節 結論 .....	44
第二節 後續研究建議 .....	45
參考文獻 .....	47
附 錄 產品介紹 .....	53

# 表 目 錄

表 4-1 基本敘述統計.....	32
表 4-2 美國與台灣各指數之單根檢定.....	33
表 4-3 ARCH 效果檢定表.....	34
表 4-4 不對稱檢定表.....	35
表 4-5 台灣電子類股與 NASDAQ 指數參數估計表.....	37
表 4-6 台灣積體類股與 NASDAQ 指數參數估計表.....	38
表 4-7 台灣光電類股與 NASDAQ 指數參數估計表.....	40
表 4-8 台灣通訊類股與 NASDAQ 指數參數估計表.....	41
表 4-9 台灣印刷電路板類股與 NASDAQ 指數參數估計表.....	42
表 4-10 台灣軟體類股與 NASDAQ 指數參數估計表.....	43
表 A-1 我國 IC 業重要指標.....	53
表 A-2 我國 IC 製造業重要指標.....	54
表 A-3 我國國資封裝業歷年重要指標.....	55
表 A-4 新竹科學園區前五大光電產品.....	57

# 圖目錄

圖 3-1 研究流程圖.....	21
------------------	----

# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景與動機

Markowitz(1959)所提出的「投資組合理論(portfolio theory)」，說明了將資金投入不同資產而構成投資組合時，可以分散個別資產之風險。Grubel(1968)首度將投資組合理論應用到國際市場上，結論顯示將資金投資於不同國家的證券市場，可以規避投資單一國家證券市場所帶來的風險。此後，國際股市之間的關聯性獲得學者的重視。Solink(1974)提出之國際資產定價理論(International Asset Pricing Model, IAPM)，說明國際間股市相關係數越低，就可以利用跨國投資規避風險以獲得利潤，所以研究各國股市的相關性成為一個重要的課題。

隨著金融市場的自由化與國際化，影響國內金融市場的因素不再限於自身的政經因素，國際金融市場的情勢對本國市場的影響力與日俱增，加上網際網路的發達，資訊無國界時差，全世界儼然已經成為一個地球村，各國金融市場的關連性增加，各國股票市場間的共移性也隨之增加。而台灣本身是一個對外貿易依存度相當高的國家，經濟活動以國際貿易為主，如果我貿易出口國的經濟情況有變化時，也會影響到我國。而美國是全球經濟的領導國家，其經濟的枯榮攸關著全球景氣狀況。而且美國亦為我國第一大的出口市場，89年我國對美國出口金額為新台幣348.1億元，而90年為新台幣276.7億元，皆為我國第一大的出口市場<sup>1</sup>，對我國經濟有重大的影響。

---

<sup>1</sup>資料來源：行政院主計處。

台灣由 1980 年代開始發展電子產業，到目前為止，國內許多知名電子廠商在全球皆佔有一席之地。台灣電子產品的出口總值由 1989 年新台幣 125.63 億至 1999 年已到達新台幣 369.74 億；而電子產業佔總出口值的比重，也由 1989 年 24.04% 提升到 2000 年 33.40%<sup>2</sup>。而由經濟部國貿局 1999 年發佈的製造業類指數資料來說，製造業生產較上半年增加 8.1%，其中以電子業增加 19.8% 為最多，主要原因為半導體、介面卡、主機板、被動元件等產品需求暢旺，帶動業者持續投資，產能大幅擴充所致。而投資概況方面，1999 年度新設工廠開工家數與資本額，也以電子業的 1.370 家與 499 億居首<sup>3</sup>。由此可見，電子產業對於我國整體經濟有著非常密切的關係，而電子類股在證券市場中的影響力更不容忽視。以台灣證券交易所來說，電子類股的成交量由 1992 年的 3.576 億元到 2000 年已成長至 22.66 兆元，八年之間增加了六十三倍<sup>4</sup>。電子類股佔市場總成交量也由 1992 年的 6.04% 成長到 2000 年的 75.50%<sup>5</sup>。由上述數據可知，電子產業股價相較於其他產業的股價，更應該深入分析與研究。而電子產業中又可以產品為區分劃分為數個不同類型的產業，其中較重要的為積體電路、通訊、光電、電路板(PCB)、與軟體及三 C 通路。在積體電路方面，積體電路產業從 1970 年代開始發展至今已成為全球第四大產值的生產國，僅次於美國、日本與南韓，是目前最具競爭力的產業之一。而通訊業方面因電信自由化的開放、網際網路的興起與個人行動通訊的普及，正帶動著我國通訊設備市場的擴展，目前通訊業產值已佔全球第十三，而在三 C 的整合趨勢及政策引導和關鍵技術之輔導協助下通訊業將成為下一代的明星產業。

光電產業隨著相關業者的積極投入，近年來有極為亮眼的表現，2000 年總產值達新台幣 4,001 億元，年成長率高達 45.6%。2001 年我國光電產業之總產值達新台幣

---

<sup>2</sup>資料來源為行政院主計處重要國情統計。

<sup>3</sup>資料來源為行政院主計處重要國情統計。

<sup>4</sup>台灣證券交易所網站。

<sup>5</sup>台灣證券交易所網站。

4,649 億元，成長幅度為 16.2%<sup>6</sup>，相較於其他產業的表現可謂突出。而電路板(PCB)與軟體及三 C 通路在整個電子產業中也具有不可或缺的重要性。

因此本研究將以台灣為基準，除了電子類股指數外，並將以積體電路、通訊、光電、電路板(PCB)與軟體等五種電子產業列入研究對象。根據葉雲亮(2000)、汪曉雯(2000)等多位學者的研究認為 NASDAQ 股價指數為全球高科技股的領先指標，因此本研究選用 NASDAQ 股價指數為美國高科技廠商的代表，探討台灣電子類股指數與五種電子產業之加權股價指數和美國 NASDAQ 指數間報酬與報酬波動間之關聯性。

## 第二節 研究目的

本研究將採用 EGARCH 模型、GJR 模型，研究美國 NASDAQ 股價指數與台灣電子類股股價指數與分類之加權股價指數間關聯性。本研究所設立的研究目的如下：

- 一、探討美國 NASDAQ 指數分別與我國電子類股與各產業類股指數間之關聯性，分析美國 NASDAQ 對我國電子類股指數領先落後關係。
- 二、藉由探討美國 NASDAQ 指數對我國電子類股指數波動外溢(Spill-over Volatility)的效果，了解美國與台灣市場波動傳導的行為。
- 三、藉由不對稱效果的探討了解好、壞消息是否對兩國市場的波動產生不同的影響。

---

<sup>6</sup>工研院電子所網站。

### 第三節 研究限制

- (一) 由於台灣股市有漲跌幅限制，而美國則無，這可能使台灣股市無法迅速且完全反應國外股票市場的影響，可能產生實證上的偏誤。
  
- (二) 因為台灣和美國股票市場的交易日並不相同，所以在進行資料處理時，其中若有一國家當日沒有交易，則另一國的資料就予以去除，這樣處理方式或多或少會對實證結果有些許偏誤。

## 第四節 研究架構

本研究內文共分為五章，論文架構摘要如下：

第一章為本文之緒論，敘述研究的背景、動機、研究目的與本論文研究上的限制，以界定本論文欲探討的問題與範圍。

第二章為文獻探討，本章將探討迄今學者之研究成果，並依據不同的研究議題加以分類為國內、國外股市報酬、波動外溢效果與各市場之不對稱效果分別加以探討。

第三章為研究方法，敘述本論文所選用的檢定與估計模型和實證的模型。

第四章為實證結果，說明資料的來源、分類的方法、資料的處理與實證的結果。

第五章為結論與建議，將實證的結果整理出來，並將本研究所獲得之結論提供投資人做投資及避險上的參考，並給予後續學者在研究上的建議。

## 第二章 文獻探討

有關國際股市關連性分析，既有研究雖已有不少的分析與討論，惟其使用的研究設計大部分還是脫離不了時間序列的相關分析方法。本章將針對本研究之相關主題，如：國際股市關連性和不對稱效果進行文獻的探討。

### 第一節 國際股價連動之探討

#### 一、國外文獻

自從Grubel (1968)提出國際投資組合可以帶來風險分散的效果以來，許多有關國際股市關連性的研究，即不斷地在進行。早期的研究主要是利用相關係數來分析國際股價指數的共移性；近來國內亦有不少的學者持續運用不同的方法研究這個課題。

Schwert and Stambaugh(1987)以 1928~1984 年間 S&P 500 股價指數月報酬率的波動行為作研究，同時作者採用允許條件變異數可隨時間改變的 ARCH 及 GARCH 模型來配置兩個期間的變異數時，兩模型的參數估計值皆相當顯著，且透過卡方檢定亦發現不論是 ARCH 或 GARCH 模型的個別參數估計值並不相等，此即為股票報酬率變異數異質性的最佳證據。

Eun and Shim(1989)利用VAR模型利用九個全球資本額最大之市場來探討全球股市之間的互動關係。研究結果發現以美國最具影響力，且變化與波動性會明顯有效且快速的傳遞到其他市場，而多國之間也存在高度的多方互動關係，反之，其他國家的科技創新對於美國的的衝擊性並不高，顯示出美國股市在全球的重要地位。

Hamao, Msulis and Ng (1990)利用MA(1)-GARCH(1,1)-in-Mean，研究期間自1985至1988年，探討紐約、東京、倫敦三地股市報酬率和波動性外溢效果。結果發現在報酬外溢效果方面，全樣本期間美國對日本、英國對美國股市有所影響，但在1987年10月美國股市大崩盤之前，僅英國對美國是顯著的，作者認為可能是紐約和倫敦股市交易時間重疊所致，並不代表市場在資訊傳遞上沒有效率。為了區隔此種影響效果，作者改以倫敦股市開盤至收盤報酬對紐約下午至收盤報酬率的外溢效果，結果發現英國對美國股市報酬之外溢效果已經不再顯著；而波動性外溢效果方面，崩盤前紐約及倫敦的外溢效果並不顯著，而東京卻受紐約和倫敦影響。而就全樣本期間，美國對日本、日本對英國。英國對美國股市的波動性外溢效果非常顯著，顯示在大崩盤後，三地的股票市場有趨於整合。

Theodossiou and Lee (1993)研究美、日、英、加及德股票市場間的平均(mean)及波動外溢效果，樣本期間為1980年1月11日至1991年12月27日之週資料，採用多變量GARCH-M為研究方法。結果發現所有市場的變異性顯著地隨時間變動而變動；而在平均外溢效果方面，發現美國對英國、加拿大、德國，以及日本對德國存在平均外溢效果。在自身的波動外溢效果方面，英國與加拿大並不顯著，表示兩國股票市場的波動性報酬皆導因於國外市場，特別是受美國影響。在橫斷面的波動外溢效果(cross-volatility spillovers)方面，美國對於其餘四個國家、英國對加拿大、德國對日本的股票市場存在波動性外溢效果。

Lin, Engle and Ito (1994)針對1988年到1993年的股票市場國際傳導現象，進行報酬率與報酬變異特性之探討，研究結果顯示：1.股價的波動性會隨時間而改變。2.股價的波動性越大，全球主要市場的股價變動亦呈現高度的相關性。3.股票價格與變異數的相關性是由美國傳遞至其他股市。4.股價變動和變異性的外溢效果只存在於全球主要股市之間。

Su (1994)研究臺灣和其它國際資本市場的動態關係，包含美國、日本、英國、德國和香港，研究期間為1982年至1992年。作者另外將樣本期間以大崩盤為界劃分成兩個子期間，以GARCH(1,1)-MA(1) 模型來偵測各個股市之間的動態外溢效果。結果發現：GARCH(1,1)-MA(1)是相當能刻劃國際資本市場股價報酬率之行為，臺灣和其它國家的外溢效果在落後二期後就已不顯著，顯示資訊在這些市場傳遞是有效率的；在1987年大崩盤前，其它市場對臺灣的外溢效果均不顯著，但在大崩盤後的樣本期間內外溢效果卻是顯著的。

Salim and Partha (1997)利用多元GARCH模型檢驗四個主要資本市場國家：美國、英國、加拿大及日本股價的連動現象，結果發現日本和美國存在顯著的暫時性報酬率相關性，但並不存在永久的相關性。其他國家間則存在暫時及永久性的相關。另外本文也發現，報酬率之間的相關性通常不太會隨著時間改變，因此就分散投資組合風險的觀點來看，跨國投資是有潛在獲利價值的。

Liu and Pan (1997)探討美國股市和日本股市對4個亞洲新興的股票市場(香港、新加坡、台灣和泰國)的股票報酬和波動性的外溢效果。而會選擇這4個國家作為研究標的原因為這4個國家與美國和日本有較深厚的經貿往來之關係，因此作者預期介於美國、日本和4個新興國家會有相當高程度的經濟整合現象。作者使用兩個階段的GARCH 方法來檢驗股票報酬率和波動性的國際傳導效果。在第1個階段先以ARMA(1,1)-GARCH(1,1)來配置每個股價指數之報酬率，而第2個階段則在4個新興的亞洲市場加入了美國股市和日本股市的標準化殘差項和標準化殘差項的平方作為衡量報酬率和波動性的外溢效果，研究期間為1984年1月3日至1991年12月30日，資料型態為日資料，結果發現：1.以ARMA(1,1)-GARCH(1,1)來配置每個股價指數之報酬率可以得到很高的配適度。2.在報酬率和波動性的傳導過程中會出現不穩定的現象，並且在1987年10月股市崩盤後外溢效果有明顯增加的現象。3.美國股市對亞洲股市的傳

導效果程度比日本股市更具有影響力。

Darber and Deb (1997)探討美國、日本、加拿大、英國等四個國際主要股票市場間股票報酬率之共移性，研究資料為 1989 年至 1997 年間之股價指數日報酬率，應用多變量 GARCH 模型為研究方法，並藉由對條件相關係數與共變異數之探討來驗證國與國之間股票報酬共同變動的時間變異特性。此外，作者在樣本期間內建立了一個各股市間的事件分析，該事件為 1989 年 10 月 13 日美國股市的崩盤(該日的跌幅為樣本中最大的)。實證結果顯示，美國與日本股市間沒有恆常的相關性，但在短期時之暫時相關性卻為顯著，其他所有各國股市間之相關性在恆常與暫時皆表現出顯著的現象。

Gerrits and Yuce (1999)研究美國、英國、德國及荷蘭股票市場間的相關性，樣本資料為 1990 年 3 月至 1994 年 10 月的日資料，利用 Granger 因果關係對這四個國家進行實證研究。結果發現美國市場對於歐洲市場有顯著的影響力，但反之不成立；而歐洲市場彼此之間不論短期或是長期都會互相影響；因此在這些國家進行分散投資組合並不能降低風險。

由以上的文獻我們可以發現到股價的波動性顯著地隨著時間變動而變動，因此 GARCH 模型為一良好的波動模型。而在國際股市傳導方面普遍顯示，美國對英國、加拿大、德國、日本和亞洲等國皆存在報酬外溢與波動外溢的效果，顯示美國股市在全球重要的地位，但各國對美國報酬和波動外溢的效果則沒有定論；文獻中我們還發現，在經歷全球性大崩盤後，國際間各國股市之相關性將會提高，市場將會趨於整合。

## 二、國內文獻

張麗蕙(1990)以證交所發行之股價指數、香港恆生指數、東京道瓊與紐約道瓊平均股價指數探討國際間股價之關連性，實證期間為民國七十六年一月一日至七十七年八月三十一日之日資料。結論顯示台灣與紐約兩地股價指數具有連動關係，作者也提及利用日資料來探討股價連動關係會比週資料及月資料更能顯現彼此相關之特性。

杜元隆(1993)使用向量自我迴歸模型，研究美、日、德、英、港、星、台、韓、泰等九國股票市場之互動關係，研究期間為1985年7月1日至1992年6月26日之每日收盤股價指數與匯率資料。結果發現美國對其他國家股市具有最強之影響力，且由衝擊反應的型態可得知，國際股市對於資訊的反應具有效率性，因此投資人難以在國際股市間進行套利。另外，美、日、德、英四國股市之間具有密切之因果關係，而對其他亞洲國家股市亦具有顯著之影響力。相對的除了日本之外的亞洲各國股市間，其因果關係顯得較為薄弱，且幾乎不能影響前面四國股市。

謝端櫻(1996)研究美國、日本、台灣、香港四國股市之間異常報酬及條件變異數的國際傳導現象(多變量 GARCH 模型)，並探討四國股市互動關係的起源，以及其傳導現象來源為何。另外，在落後一期外溢效果股市間進行交易法則的獲利性分析；研究期間為 1990 年 8 月 31 日至 1995 年 1 月 31 日。實證結果有以下四點：1、台灣、日本、香港間之異常報酬皆有顯著雙向的外溢效果，而美國與亞洲三股市間之國際傳導關係也都有雙向且顯著之異常報酬外溢效果。2、國際傳導現象主要是透過異常報酬外溢效果影響另一股市，而條件變異之外溢效果對他國股市之影響較弱。3、股市間之互動關係主要來自若干無法觀察的感染效應；除了台灣對美國及香港對美國之傳導現象，會受到美國實際經濟因素及感染效應的影響外，其餘股市間之國際傳導現象則皆單純起源於非經濟因素的感染效應。4、將交易法則運用於落後一期外溢效果顯

著的股市間，確實提供投資人獲取超額利潤的機會；而交易法則又以美國股市為指標，在台灣、日本、香港股市投資的獲利結果較佳。但當考慮到交易成本時，則皆沒有剩餘的超額利潤存在。

林青青(1998)以OLS 模型、GARCH模型，研究國際股市之漲跌對臺灣及東南亞各國股市的影響，研究標的為美國、臺灣及東南亞地區股市。其結果發現台灣股市傾向於接收日本股市上漲的消息。在1998年前、後期，台灣股市傾向於接收美國及香港股市上漲的正面消息及負面的消息。

紀嘉政(1998)探討台灣股市與美國、日本與香港股市間股票報酬之共移性現象，採用雙變量 GARCH 模型進行研究分析。實證結果顯示台灣股市與其他三個國家不管在長期或短期都有相關性存在，且三個組合(台灣與美國、台灣與日本、台灣與香港)之條件相關係數有負相關的機率小於百分之五。另外亦針對「俄羅斯效應」導致美國股市在 1998 年 8 月 31 日星期一崩盤的事件進行分析，發現三個組合在訊息衝擊後的條件相關係數都大幅提高，且美國與台灣，香港與台灣這兩組約耗費三至五天之後才回復到正常的水準，但日本與台灣這一組只花了三天就回復到原先的水準，此一結果顯示若投資者參考每日條件相關係數改變的過程來調整最適資產負債組合，則可擴大國際投資組合風險分散的潛在利益，而且當相關性回復到恆常水準的時間愈長時，隨時間變動之條件相關係數對調整之國際投資組合就有愈大的價值。

羅瑞宏(1998)探討金融風暴前後美國、日本、韓國、台灣、香港及東南亞股市之間報酬率波動的因果關聯性，研究方法為 TIAO & BOX (1981)所提出的多元時間數列分析法(VARMA Model)。實證結果發現，東南亞金融風暴使國際股市的連動擺脫了以往以美國為領先地位的因果關係。1997 年風暴發生前，美國股市可視為國際股市的領先指標，但在風暴期間，此一論點可能必須稍做修正，因為區域性的金融風暴事件

確實會影響美國股市表現，例如：美國會受香港、台灣、馬來西亞等國的影響。

江智德(1998)研究美、英、加、德、日、港與台等七個國家股票市場間股價指數報酬率及波動性的互動關係，樣本資料為 1990 年 1 月 1 日至 1997 年 12 月 31 日的每日收盤價資料，研究方法為 GARCH 模型。實證結果顯示七個國家的日報酬皆可以利用 GARCH(1,1) -MA(1)模型來配置。而不論是在報酬率或是波動率外溢效果方面，美國都是最有影響力的國家。地理區域的整合程度確實為影響股市互動關係的因素，且股票市場在短期間可能不具有互動關係。但長期來看，國際股票市場是趨於整合的。

楊筆琇(1999)以統計分析檢定台灣加權股價指數、台灣電子類股指數、美國道瓊工業指數、美國NASDAQ指數、美國費城半導體指數五種股價指數長期及短期領先或落後關係，使用單根檢定、共整合檢定、因果關係檢定、誤差修正模型，研究期間自1997年1月至1998年12月，結果發現：1.台灣電子股指數、美國NASDAQ指數、美國費城半導體指數，仍具有平均較高報酬與平均較高風險的特徵。2.只有美國道瓊工業指數、美國NASDAQ指數、美國費城半導體指數單一方向影響台灣加權股價指數及台灣電子股指數。3.美國費城半導體指數對台灣電子股指數，有長期及短期明顯先領關係。

陳君達(1999)使用指數型多變量GARCH、多變量EGARCH模型，研究台灣、美國、日本、香港四國股價指數。結果發現美國對台、日與港三國股市間的相關性較低，而香港則受到台、美和日的影響較為劇烈。美國股市對台、日和港股市具有領先的效應。台灣股市迅速且完全反應了美、日和港股市的非預期波動。

李敏生(1999)以AR-GARCH(1,1)模型研究NASDAQ股市對於台灣股市報酬率與波動性的影響。作者利用AR-GARCH(1,1)模型對NASDAQ綜合指數、電腦類指數、

NASDAQ100指數、台灣上市、上櫃大盤以及電子類指數進行研究，實證結果顯示，不論綜合指數、電腦類指數或NASDAQ100指數報酬率對於台股都具有顯著正面影響力；就台股報酬率而論，綜合類股指數對台股的影響最大；就台股波動性而論，電腦類股對台股的影響力最大；NASDAQ的負面消息對於台股波動性的影響較正面消息為大。

徐雅君(1999)以產業的結構面出發，針對台灣電子業代工銷售型態的特色，進行國外資訊大廠與台灣電子代工公司之股價反應研究，分析對象以生產桌上型電腦與筆記型電腦廠商為主。此研究應用三種實證模型：事件研究法、VAR檢定、GARCH模型，分別檢視國外委託廠商的盈餘資訊是否存在資訊效果，以及國外委託廠商對於其相關代工業者之股價報酬與波動性的傳導效果。經由時間序列研究發現，國外委託公司與國內代工廠商間代工關係的深淺，反應在兩者間股價關聯性之程度。國外公司的委託量佔國內代工公司銷貨淨額比例愈高，其在股票報酬率上就會愈明顯地領先所對應的國內代工公司，即兩者間股價之連動關係愈顯著。另外，GARCH的實證結果亦顯示，國外委託公司與國內代工廠商之間的代工比例關係，亦是造成股票報酬率波動性外溢效果強弱的主要原因。此一結果顯示，代工比例關係愈高之國外委託廠商以及相關的台灣電子代工公司，其彼此間的股票報酬率以及報酬率波動性，比較會呈現出長期且持續的動態關聯。

葉雲亮(2000)以1995年1月至1998年12月間的週資料，利用單根檢定、向量自我迴歸模型(VAR)及Granger 因果關係檢定，探討台灣電子股分類指數與美國NASDAQ股價指數報酬率的高階動差、三階偏態係數及四階峰態係數與低階動差、一階報酬率及二階波動間短期的動態關係，藉由引進非常(Abnormality)以及資訊不對稱的觀念，嘗試以過去的資訊去找出影響台灣股票市場的重要訊息。實證研究發現，台灣電子股指數四階動差(峰態係數)的訊息會影響NASDAQ股價指數的三階偏態，顯示台灣電子

股資訊傳遞的非常態性將會對美國高科技股的訊息傳遞造成影響。此外，台灣電子股指數的風險大小亦會影響本身的四階峰態變化，同時NASDAQ指數的報酬率也會影響台灣電子股指數的高階動差：四階峰態。由於NASDAQ股價指數為全球高科技股的領先指標，因此其股價報酬訊息將會影響台灣電子股的非常態性。換言之，台灣電子股指數的常態性會受到NASDAQ 指數報酬率的牽引。

鄧仙雯(2000)研究美國與台灣高科技產業股市連動現象，討論訊息衝擊反應，使用兩階段的GARCH(1,1)-MA(1)模型，研究標的為美國NASDAQ與台灣股價指數。其結果顯示美國總體經濟消息會在台灣的開盤時反應，訊息傳遞是有效率的。公司間特殊關係的存在的確會對溢傳效果產生影響。美國高科技大廠和台灣電子公司特殊關係、存續期間報酬率及波動性溢傳效果並不顯著大於全樣本期間。美國高科技大廠的訊息宣告效果對具有產業相關性的台灣公司影響顯著。

田峻吉(2001)選取美國道瓊工業指數、NASDAQ指數、日本日經指數、香港恆生指數對台灣加權股價指數、上市電子類股指數、OTC股價指數、OTC電子股指數從1996年6月1日至2000年12月31日之日資料，並運用GARCH模型研究報酬率與波動性是否存在外溢效果，並觀察重大事件的發生，如亞洲金融風暴、Y2K危機、政治因素對於美國、日本、香港地區影響台灣股市的程度是否有所變化。其實證結果如下：美國道瓊工業指數、日經指數對於台灣加權股價指數與電子類股指數的均存在顯著的波動性、報酬率外溢效果，而香港恆生指數只在亞洲金融風暴的期間，對台灣股市與電子類股的影響是顯著的，其他期間均不顯著。但美國道瓊工業指數、NASDAQ指數、東京日經指數、香港恆生指數對OTC指數與OTC電子類股的波動性外溢效果均不顯著，可能因為店頭市場目前外資投資比例、金額並不多，減少了OTC指數與樣本股市之間的波動連動性。

謝朝光(2001)選取美國道瓊、美國那司達克、日本、香港、南韓與新加坡等五個國家六個指數與台灣股市做比較。研究期間自1993年1月1日至2000年12月31日止，以不同期間長度，分別為1日、3日及五日等三組報酬率資料做為研究區隔，運用Bi-GARCH探討台灣與亞太各股市間在不同研究樣本下之領先和互動關係，同時並計算出各組研究樣本之動態相關係數，進一步運用狀態空間模型分析該動態相關係數序列是否顯著異於固定常數，同時並探討各組動態相關係數是否具隨機性，最後再進行模擬投資，使用投資組合報酬率、標準差以及涉險值的指標，以比較不同投資策略的優劣。研究發現：1.各亞太股市的日報酬率，除南韓外，均對台灣具有領先效果，但隨著報酬率估算期間長度的增加，領先效果會消失。2.台灣在報酬率波動性上，除新加坡外，對其他國家股市具有領先效果，而美國道瓊、美國那司達克與日本對台灣報酬率波動性也具領先效果，代表台灣與美國、台灣與日本間具有互相影響的關係。至於不同報酬率估算期間長度，對波動性的影響程度則不明顯。3.台灣與亞太各國股市報酬率間之動態相關係數具有隨機性，而且其結果不會隨報酬率估算期間長度的增加而改變。4.本研究經過模擬投資結果發現，若能夠根據台灣與各國股市間的動態相關係數來適時調整投資組合的權重，對台灣的投資人而言，不但可以有效降低風險，還可以增加報酬。

姚志泯(2001)選取1997年8月1日至2000年7月31日台灣IC產業相關各股股價與台灣加權指數、美國道瓊、NASDAQ、費城半導體指數與美光股價日資料，探討股價指數資料是否存在共整合關係，並以GARCH模型分析波動性之外溢效果，其研究結論如下：費城半導體指數與美光不受台灣IC類股報酬率影響，但台灣電子股受費城半導體指數與美光報酬率落後一期的影響，而美光比費城半導體指數對台灣IC類股影響更大，其中又以對IC設計類股影響最大，此外，費城半導體指數對台灣IC類股指數存在波動性外溢效果，美光則無，而台灣只有IC類股股價對費城半導體指數、美光存在

波動性外溢效果。

由以上的文獻可知，在長時間而言，國際股市間是趨於整合的，但短期則沒有定論；而在報酬和波動外溢方面，美國對台灣之加權指數與電子類股指數皆有正面的影響，美國對台有領先的效應，但台灣對美國是否有雙向的影響則沒有一定的答案；在電子產業方面國外委託公司與國內代工廠商間代工關係的深淺，反應在兩者間股價關聯性之程度。國外公司的委託量佔國內代工公司銷貨淨額比例愈高，其在股票報酬率上就會愈明顯地領先所對應的國內代工公司，即兩者間股價之連動關係愈顯著。

## 第二節 不對稱效果之探討

### 一、國外文獻

Engle and Ng (1993)利用日本的股票市場資料來比較 EGARCH 模型、AGARCH 模型、NGARCH 模型、VGARCH 模型及 GJR 模型等，在捕捉條件波動不對稱性的優劣性上，指出 GJR 模型是最好的不對稱參數波動模型。

Bae and Karolyi (1994)研究1988-1992年日本Nikkei Stock Average和美國S&P500 Stock Index波動性傳遞關係。結果發現，好消息和壞消息影響股市波動性的程度並不相同，如果忽略此一不對稱的效果，則美國或日本發生的衝擊，波動性傳遞至世界其它股市的效果將被低估。在1987年美國股市大崩盤後，國際間波動性外溢效果減弱，對於想要利用短期波動性來投機的國際投資人而言，增加了一項不利的因素。

Fornari and Mele(1995)利用波動轉換 GARCH 模型與 GJD 模型對英國、美國、

香港、義大利、新加坡、日本與南非等七國的股票市場資料進行實證研究，發現股票市場的條件波動具有不對稱性。

Koutmos and Booth (1995)研究美國、日本及英國間的價格與波動外溢效果，樣本資料為 1986 年 9 月 3 日至 1993 年 12 月 1 日的日報酬，使用 EGARCH 模型探討各國股市間的外溢效果，以及受壞消息影響較大的不對稱效果。實證結果發現壞消息對波動性不僅影響程度大，也非常有效率；而美國對日本與英國、日本對英國有價格外溢效果；另外，三個國家間均有波動外溢效果，且均存在波動不對稱性。這項發現顯示各國股票市場對於他國市場的負面消息非常敏感。

Kanas (1998)檢驗歐洲三個最大的股票市場--倫敦、法蘭克福和巴黎三者之間是否存在波動性之不對稱的效果。作者認為在大多數的股票市場中，因為某個市場壞消息的波動性影響另外一個市場波動性的程度遠比好消息所造成的波動性來的大，所以造成了外溢效果是不對稱的。作者以1987年10月紐約股市崩盤將研究期間分為兩個階段，檢定崩盤後的外溢效果是否比崩盤前的外溢效果還更明顯。研究期間為1984年1月1日至1993年7月12日。研究方法使用由Nelson(1991)提出的EGARCH方法來捕捉槓桿效果(Leverage Effects) — 也就是不對稱的衝擊對股票市場波動性的影響，作者分別使用單變量的EGARCH和雙變量的EGARCH 來衡量外溢效果，單變量的EGARCH是用來檢驗從任兩個市場到第三個市場的波動性外溢效果，例如法蘭克福和倫敦對巴黎的外溢效果；至於雙變量的EGARCH是用來檢驗任何兩個市場之間的外溢效果，例如法蘭克福和倫敦兩者之間的外溢效果。而雙變量的EGARCH 也可以用來檢驗兩個市場之間的波動性外溢效果是否是不對稱的。研究結果發現槓桿效果在每個報酬率的序列都有發現。在5%的顯著水準下，介於倫敦和巴黎、巴黎和法蘭克福之間的外溢效果是交互影響的，至於從倫敦到巴黎的外溢效果則只有單向的影響關係；而崩盤後的外溢效果比崩盤前的外溢效果更為明顯。

## 二、國內文獻

余秀冬(1995)探討美國、日本、香港、新加坡、臺灣及韓國股票市場的相關性是受資訊效果或是交易效果所影響，樣本期間為1986年11月1日至1994年7月15日。實證結果發現，四國之股市波動性均有GARCH效果，而且各個股市波動性都有不對稱性，壞消息對市場波動性的影響比好消息來得大。

王牲(1995)發現不對稱效果顯著存在，顯示台灣股市在制度上雖異於其他國家(如漲停板限制)，但對於正的報酬衝擊對股市波動的效果弱，負的報酬衝擊對股市波動的不對稱性與其他學者的研究一致。

劉曦敏、葛豐瑞(1996)利用 GJR 模型來探討台灣股票集中市場股價變動的風險與報酬之關係，也發現股價波動具有不對稱性的現象。

邱建良、李命志、徐泰璋(1998)研究 1981/1/5~1997/6/23 台股加權股價指數日資料，探討全樣本時期、多頭期及盤整期是否具有 GARCH 及不對稱性效果，實證發現三個期間的 GARCH 效果顯著，不對稱性效果僅存在於多頭期。

黃紀風(1998)以台灣、香港、日本和美國為研究對象，針對此四國主要股市在1996年1月1日至1998年12月31日為樣本期間，探討各國股市間的互動關係。作者認為由於大多數的研究多是探討股市間報酬傳導的因果關係或長期均衡趨勢，卻忽略了國際股市間報酬波動的傳導效應，因此學者Christie(1982)發現股價下跌時，其報酬的變異數會大於股價上漲時的變異數，後來的學者也都證明了股價報酬變異數確實存在不對稱的特性，因此作者採用Nelson(1991)的EGARCH模型進行實證研究，結果發現：1.以

Johansen 最大似法對上述國家股票市場進行共整合分析，結果顯示這些股市不存在共整合現象，表示一國股價無法由其他國家股價來預測。2.美國股市在國際股票市場上，仍為一強勢的領導者，各國股市皆受美國股市收盤表現的影響，但香港股市對美國股市也有某一程度的影響，證實了國際股市受亞洲金融風暴的影響使得互動性增加。3.香港股市在亞洲股市中，地位日益重要。在本研究中發現其對亞洲股市的影響力最大，取代了日本的地位，但也最容易受到其他國際股票市場的影響。4.一國股市非預期的波動衝擊，會傳遞至其他國家股市，造成各國股市的波動性衝擊，且其傳導過程具有不對稱性的現象。5.在亞洲股市中，一國股市非預期的波動衝擊除了香港股市會受他國股市波動性干擾外，其餘股市皆不會彼此影響。

陳君達(2000)利用指數型多變量 GARCH 模型(EGARCH)探討台灣股市與美國、日本及香港股市間價格變化波動的傳遞效果，樣本資料為 1996 年 1 月 1 日至 1999 年 12 月 31 日的日資料。實證結果發現美國股市對台灣、日本和香港具有領先的效應。而香港股市受到台灣、美國與日本股市的影響最為明顯，原因是香港本身沒有自己的傳統產業作為經濟發展基礎，其經濟發展自然受到鄰近亞洲國家影響較大。在非預期的波動衝擊方面，香港股市不受日本股市的非預期干擾的衝擊，台灣股市則迅速且完全反映了美、日與港股市的非預期波動。

莊忠柱(2001)針對現貨、近月期與近季期股價指數期貨市場間價格與價格波動性的資訊傳遞，採用台灣期交所 1998/7/21~1999/9/20 股價指數現貨、近月期及近季期契約 318 個每日撮合價格為研究樣本，配適誤差修正 EGARCH(1,1)來探討。實證結果發現，近季期期貨對現貨不產生跨市場波動性不對稱性。

由以上的文獻我們可發現到，在大部分的研究裡皆指出美國、英國、日本與台灣股市間好消息和壞消息影響股市波動性的程度並不相同，顯示美國、英國、日本與台

灣股市間波動的傳導具有不對稱的效果，如果忽略此一不對稱的效果，則波動性傳遞至世界其它股市的效果將被低估。因此本研究將選用雙變量 EGARCH 模型和雙變量 GJR 模型二種不對稱模型，來探討台灣與美國二市場間資訊之傳導。



# 第三章 研究方法

## 第一節 研究流程

本節將敘述本篇論文實證研究之流程，首先將資料進行基本的敘述統計分析和單根檢定，以了解資料是否為常態分配與確定資料已呈定態；接下來再進行 ARCH 檢定與不對稱性檢定，此二種檢定後可得知資料是否存在異質性和不對稱性；最後將進行二種雙變量模型之實證分析，其整個研究的流程如圖 3-1：研究流程圖所示。

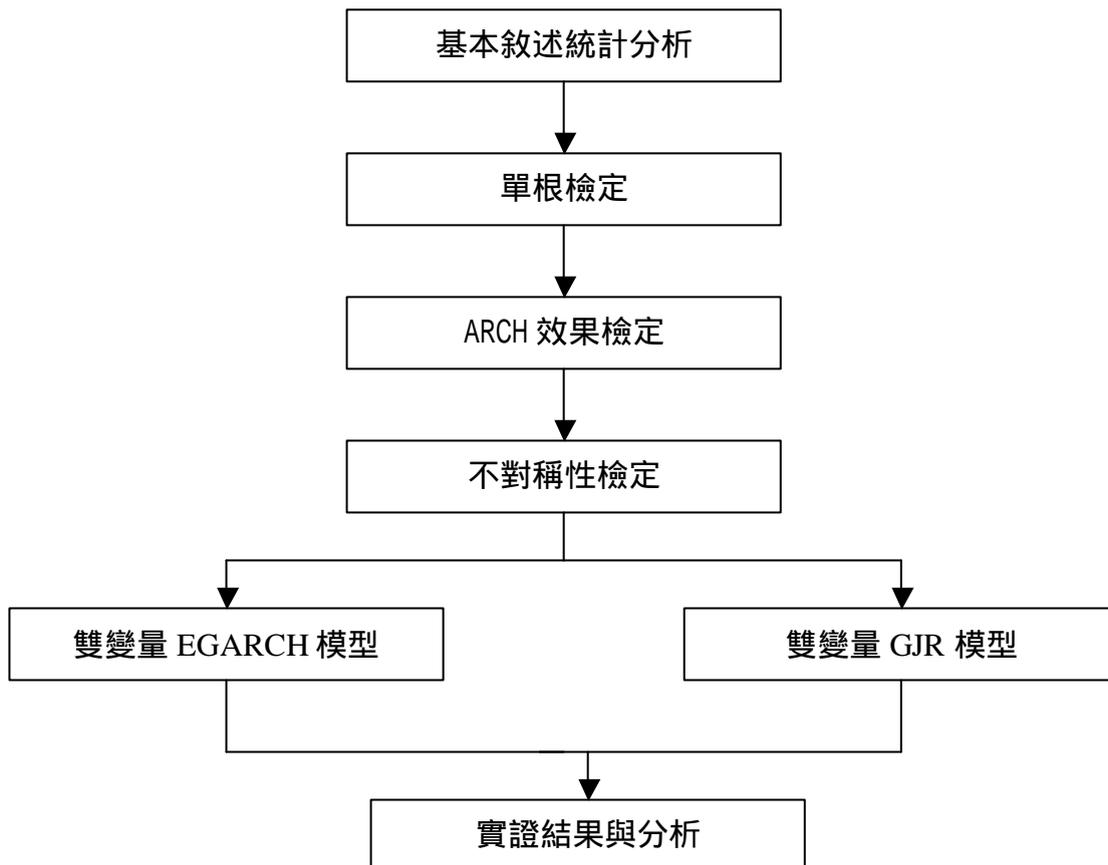


圖 3-1 研究流程圖

## 第二節 實證模型

### 一、單根檢定法

在進行時間數列分析前，必須先確定時間序列是否為恆定狀態，如此才可以一個固定係數的方程式來進行估計與預測，而以往的實證研究多採用傳統的迴歸分析方法如普通最小平方法(OLS)與一般化最小平方法(GLS)，其皆假設殘差必須滿足白噪音的條件。

為確保統計推論過程無誤，我們先以單根檢定確認本文所採用的數列是否為定態(stationary)。若資料不是呈現定態的數列時，利用OLS 進行估計會出現Granger and Newbold(1974)所提出的假性迴歸(spurious regression)的問題。大多數的經濟資料通常會受到時間之影響，因此為不穩定的數列，傳統將不穩定數列轉換為穩定數列之方式為差分，亦即將數列整合(integration)。根據Engle and Granger(1987)年對整合階數的定義為一數列 $X_t$ 經過 $d$ 次差分後為一穩定、可逆的ARMA 型式，則稱之為 $d$ 階整合，表示成 $X_t \sim I(d)$ 。若數列只經一次差分即符合弱勢定態的要求，則記為 $I(1)$ 數列；大多數總體資料即屬於 $I(1)$ 數列。Dickey and Fuller(1979, 1981)提出較為嚴謹的單根檢定(unit root test)以作為數列是否滿足定態的判斷依據。本文選用Augmented Dickey and Fuller(ADF)單根檢定法來進行單根檢定。

由於利用DF 檢定的三個模型必須假設殘差符合獨立與分配相同的假設(iid)，實證上殘差可能出現高度之序列相關而無法滿足殘差為白噪音(white noise)的要求。為解決此問題Said and Dickey-Fuller(1984)建議於DF估計模型等式右邊加入變數的落後項以捕捉殘差間高度相關之特性，落後期之階數需使殘差符合白噪音的假設，整體估計模型如下：

$$DU_t = bU_{t-1} + \sum_{i=1}^p d_i DY_{t-1} + e_t \quad (3-1)$$

其中： $U_t$  為數列  $y$  的原始資料值， $DU_t$  為數列  $y$  取一階差分(First difference)， $t$  為時間趨勢變數， $e_t$  為誤差項。ADF 之虛無假設與檢定的統計量則與 DF 檢定相同。若檢定結果無法拒絕虛無假設，則數列有單根為一不穩定之數列。

## 二、ARCH 效果檢定

由於 ARCH、GARCH 模型之參數估計必須經過非線性反覆演算，其估算過程十分繁複，為確定使用之時間序列資料，是否符合 ARCH 及 GARCH 模型配適，必須在變異數異質性檢定後再更嚴謹地進行 ARCH 效果檢定。根據 Engle(1982)和 Bollerslev(1986)之建議，可利用拉氏乘數(Lagrange Multiplier, LM)檢定是否存在 ARCH 效果，其檢定假設如下：

$H_0$ :沒有 ARCH 效果

$H_1$ :有 ARCH 效果

Lagrange Multiplier 統計量計算式如下：

$$R_t = a + e_t \quad (3-2)$$

$$e_t^2 = f_1 e_{t-1}^2 + f_2 e_{t-2}^2 + \dots + f_p e_{t-p}^2 + m \quad (3-3)$$

其中， $R_t$ ：各股第  $t$  期報酬率

$e_t^2$ ：各股第  $t$  期報酬殘差項平方。

若  $f=0$  時，就和殘差項( $e_t$ )為獨立一致分配性(independent identical distribution, iid)時的迴歸模型一樣不存在自我相關，在資料符合 white noise 之虛無假說之下，由以上

LM 檢定所得統計量為  $TR^2 \sim c^2$ ，若  $TR^2$  顯著大於  $c^2$  則拒絕虛無假設，必須在模式中考慮 ARCH 之效果。

#### 四、不對稱性檢定

股價波動除了具有條件異質性之外，尚需考慮條件變異數是否具不對稱性 (Asymmetry)，本研究採用 Engle and Ng(1993)發展的符號偏誤檢定(Sign Bias Test, SBT)、負符號偏誤檢定(Negative Sign Bias Test, NSBT)、正符號偏誤檢定(Positive Sign Bias Test, PSBT)等檢定來分析波動是否存在著不對稱性。

$$SBT : \frac{e_t^2}{h_t} = d_{01} + d_1 S_{t-1}^- + Z_{1t} \quad (3-4)$$

$$NSBT : \frac{e_t^2}{h_t} = d_{02} + d_2 S_{t-1}^2 e_{t-1}^2 Z_{2t} \quad (3-5)$$

$$PSBT : \frac{e_t^2}{h_t} = d_{03} + d_3 S_{t-1}^+ e_{t-1}^2 Z_{3t} \quad (3-6)$$

其中， $d_{0i}$  為實質非隨機參數 ( $i = 0,1,2,3$ )， $z_t$  為白噪音過程。 $S_{t-1}^-$  的定義為：

若未期望報酬為負值，則  $S_{t-1}^- = 1$ ，反之則為 0。 $S_{t-1}^+$  的定義則與  $S_{t-1}^-$  相反。SBT 主要在檢查正向與負向未期望報酬是否可以預測波動，若可以預測波動，則波動模型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，否則波動模型可能會設定不正確。NSBT 是使用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預期報酬對波動的不同影響。PSBT 是使用來檢定不同大小的正向未預期報酬對波動是否有不同的效果。

## 五、異質條件變異數波動性

### (一)ARCH 模型之設定

金融性資產報酬率常存在波動叢聚性(volatility clustering)現象，亦即報酬率的變異數並不固定，會受到過去訊息的影響。Engle(1982)提出 ARCH 模型就在解釋此一現象，在其所設定的模型中，條件變異數之值會受過去  $q$  期已實現的干擾項影響，且會隨時間的改變而改變，並說明波動聚集性的存在會使報酬率的分配相對於常態具有高狹峰，有肥尾現象。ARCH( $q$ )模型的一般式如下：

$$R_t = X_t B + e_t \quad (3-7)$$

$$e_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3-8)$$

$$h_t = w + \sum_{i=1}^q a_i e_{t-i}^2 \quad (3-9)$$

其中， $X_t$  為變數向量，其中包含了應變數落後項及其他同時性外生變數； $\Omega_{t-1}$  表示到  $t-1$  期之所有可用的資訊； $h_t$  為條件異質變異數，是過去干擾項平方之線性組合。此模型與傳統 OLS 模型最大不同之處在於其誤差項並非為獨立相同分配，相反的，其存在有 ARCH 誤差。

若從期望值的觀點來看，這樣的設定方式隱含著當期的變動是受到前期變動的影響，即前期產生大幅度變動時將伴隨著本期也呈同向的大幅變動；前期的小幅度變動時將伴隨著本期呈現同一方向的小幅度變動，此符合 Fama(1995)所提出的金融市場普遍存在報酬波動的群聚特性。

另外，就 ARCH 模型而言，當  $a_1 = a_2 = \dots a_q = 0$ ，則表示  $h_t$  恢復為一純

白噪音過程，但若  $a$  值過大則整個程序的變異數將無法收斂，因此必須再加上限制條件，Engle 曾證明，對一 ARCH( $q$ ) 模型而言，其非條件變異數之

$$a^2 = a \left/ \left(1 - \sum_{i=1}^q a_i\right) \right. \text{ 定態的必要條件為 } \sum_{i=1}^q a_i < 1。$$

## (二)單變量 GARCH 模型

在實證上發現許多財務上的時間序列資料的變異數是不固定的，是隨著時間的改變而改變，但傳統上計量模型都必須在變異數為固定的假設下進行，因此，Engle (1982) 推導出自我迴歸異質條件變異數模型 (ARCH) 模型，此模型允許條件變異數為過去殘差值得函數，使條件變異數並非固定常數而是隨時間改變。Bollersler (1986) 將過去殘差及條件變異數加入條件變異數方程式中，使 ARCH 模型成為較彈性且一般化的架構，稱為一般化自我迴歸異條件變異數模型。其模型之設定為：

$$Y_t = a + bX_t + e_t \quad (3-10)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i e_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p b_i h_{t-1} \quad (3-11)$$

$$e_t | \Omega_{t-1} \sim iid(0, h_t) \quad (3-12)$$

其中， $a_0 > 0$ 、 $a_i > 0$ ， $i = 1, 2, 3, \dots, q$ ； $b_j > 0$ ， $j = 1, 2, 3, \dots, p$ ； $\Omega_{t-1}$  表示在  $t-1$  期之前所有已知資訊之集合； $h_t$  為模型殘差之異質條件變異數，其受過去  $p$  期誤差干擾項的影響，以及過去條件殘差變異數之影響； $q$  為 ARCH 的階數； $p$  為 GARCH 的階數。

## (三)EGARCH 模型

GARCH 模型在應用上存在一些重要的限制。在當欲研究樣本存在有較明顯波動不對稱的效果時，以一般GARCH 模型對此無法完整描述，而且在估計GARCH模型參數時亦有符號的限制。此外Nelson(1991)指出，在對於波動衝擊持續性的研究中，GARCH 可能會出現不一致的結果，故於1991年提出了EGARCH模型來彌補GARCH之缺點。Hamilton(1994)及Mills(1993)歸納整理指數型自我迴歸條件異質變異數模型，將Nelson(1991)EGARCH(1,1)方程式表示為：

$$R_t = bx_t + e_t \quad (3-13)$$

$$\log h_t^2 = a_0 + b_1 \log h_{t-1}^2 + g \frac{e_{t-1}}{h_{t-1}} + a_1 \left[ \frac{|e_{t-1}|}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{p}} \right] \quad (3-14)$$

$$e_t | W_{t-1} \sim N(0, s_t^2) \quad (3-15)$$

其中， $R_t$  為各股第  $t$  期報酬率； $\log h_t^2$  為各股價報酬第  $t$  期異質條件變異數； $e_t$  為過去殘差。

不同於GARCH(1,1)模型，EGARCH(1,1)模型對其參數並無非負數限制，穩定條件僅為 $|b_1| < 1$ 。EGARCH 模型反映了好消息與壞息對條件變異數 $\log h_t^2$ 的不對稱影響（asymmetric effect）。舉例來說，當 $\gamma$ 顯著小於零時，表示壞消息的條件變異數影響力較好消息來得大。同時，EGARCH 模型在 $\gamma < 0$ 的情況下，正可解釋未來報酬的波動度與當期報酬所呈現的負向關係。

#### (四)雙變量EGARCH 模型 (Multivariate EGARCH Model)

$$R_{i,t} = a_{i,1} + a_{i,2} R_{j,t-1} + e_{i,t} \quad (3-16)$$

$$R_{j,t} = a_{j,1} + a_{j,2}R_{i,t-1} + e_{j,t} \quad (3-17)$$

$$\ln(h_{i,t}) = b_{i,0} + b_{i,1} \ln(h_{i,t-1}) + b_{i,2} \left( |m_{i,t-1}| - E|m_{i,t-1}| + g_i m_{i,t-1} \right) + b_{i,j} \left( |m_{j,t-1}| - E|m_{j,t-1}| + g_{i,j} m_{j,t-1} \right) \quad (3-18)$$

$$\ln(h_{j,t}) = b_{j,0} + b_{j,1} \ln(h_{j,t-1}) + b_{j,2} \left( |m_{j,t-1}| - E|m_{j,t-1}| + g_j m_{j,t-1} \right) + b_{j,i} \left( |m_{i,t-1}| - E|m_{i,t-1}| + g_{j,i} m_{i,t-1} \right) \quad (3-19)$$

$$h_{ijt} = r \sqrt{h_{i,t} h_{j,t}} \quad \text{固定相關係數} \quad (3-20)$$

其中， $R_{i,t}$  表示國內電子類股與各產業類股指數在第  $t$  期的報酬， $R_{j,t}$  表示 NASDAQ 指數第  $t$  期的報酬， $u_t = e_t/h_t$ ， $h_{i,t}$  為在  $t-1$  期的資訊集合下  $R_{i,t}$  的條件變異數， $h_{j,t}$  為在  $t-1$  期的資訊集合下  $R_{j,t}$  的條件變異數； $e_t$  為報酬率的殘差項； $h_{ijt}$  為第  $j$  與第  $i$  市場的條件共變異數。

在模型中，參數  $g$  為符號效應的迴歸係數，當  $g = 0$  時表示，同規模的正向報酬衝擊與負向報酬衝擊具有相同的效果，當  $g$  為負時表示，負向報酬衝擊所引起的波動較正向報酬大。而  $a_{i,2}$  與  $a_{j,2}$  為第  $j$  與第  $i$  市場的報酬外溢效果， $b_{i,j}$  與  $b_{j,i}$  為第  $j$  與第  $i$  市場的波動外溢效果。

本研究將多變量EAGRCH 模型中的條件誤差項之分配假設為常態分配。雖然金融資產時間序列資料多數具有高狹峰(leptokurtic)或厚尾(fat tails)的特性，但根據過去許多相關研究發現，認為以  $t$  分配或是GED(generalized error distribution) 分配來替代常態分配，其殘差項仍具有高狹峰的特性，

Kanas(1998)採用EGARCH(1,1)模型從事股票報酬相關研究時，指出採用t分配或是GED分配並無法得到較常態分配較好的配適結果，故本文仍採用常態分配，並以最大概似法(MLE)來估計模型中的參數，本文採Berndt et al.(1974)的BHHH演算法來求解。

#### (五)雙變量GJR GARCH模型

雙變量 GJR 實證模型如下：

$$R_{i,t} = a_{i,1} + a_{i,2}R_{j,t-1} + e_{i,t} \quad (3-21)$$

$$R_{j,t} = a_{j,1} + a_{j,2}R_{i,t-1} + e_{j,t} \quad (3-22)$$

$$h_{i,t} = b_{i,0} + b_{i,1}h_{i,t-1} + b_{i,2}e_{i,t-1}^2 + g_i \cdot S_{i,t-1}^- \cdot e_{i,t-1}^2 + b_{i,j}h_{j,t-1} + q_{i,j}e_{j,t-1}^2 \quad (3-23)$$

$$h_{j,t} = b_{j,0} + b_{j,1}h_{i,t-1} + b_{j,2}e_{j,t-1}^2 + g_j \cdot S_{j,t-1}^- \cdot e_{j,t-1}^2 + b_{j,i}h_{i,t-1} + q_{j,i}e_{i,t-1}^2 \quad (3-24)$$

$$h_{(i,j)t} = r \cdot \sqrt{h_{i,t}^2 \cdot h_{j,t}^2} \quad \text{固定相關係數} \quad (3-25)$$

其中， $R_{i,t}$ 表示國內電子類股與各產業類股指數在第  $t$  期的報酬； $R_{j,t}$ 表示NASDAQ 指數第  $t$  期的報酬； $S_{t-1}^-$ 為虛擬變數，當  $e_t$  為負時， $S_{t-1}^- = 1$ ；反之則為 0。其參數限制為  $b_0 > 0$ ， $b_1 \geq 0$ ， $b_2 \geq 0$ ，且  $b_1 + b_2 < 1$ ，若  $g > 0$  存在不對稱效果。

Engle and Ng(1993)利用日本的股價資料來比較EGARCH模型，AGARCH模型、NGARCH模型、VGARCH模型與GJR模型，在捕捉條件波動不對稱性的優劣上，指出GJR模型是最好的不對稱參數波動模型，王甦、林華德(1995)也應用了四種條件變異數模型針對台股報酬分析，發現GJR模型配適台股最佳，因此本研究加入雙變量GJR GARCH模型，期獲得較妥適

的結果。



## 第四章 實證結果與分析

### 第一節 資料來源與處理

#### 一、資料分類

本研究除了探討電子類股指數外，並將電子業以產品為區分劃分成積體電路、通訊、光電、電路板(PCB)、與軟體五種類型產業，並分別將這五種電子產業以每一產業內公司流通在外股數為權重編製加權股價指數。

編製過程為：

$$\text{Weight Index} = \sum_{i=1}^n P_i \frac{Q_i}{Q_1 + Q_2 + \dots + Q_n} \quad (4-1)$$

其中 $P_i$ 與 $Q_i$ 分別代表第 $i$ 家公司之股價與流通在外股數， $i=1,2,\dots,n$ 。

本研究之分類標準是按各公司之技術關聯性與主要產品再參照新竹科學園區同業公會與學者吳文文(2000)、林書賢(2001)的方式分類。

#### 二、資料來源

本研究以美國 NASDAQ 指數、台灣上市電子類股指數與台灣上市各電子類股指數為研究對象，其資料來源為 TEJ 資料庫。研究期間是自 1995 年 1 月 1 日到 2001 年 12 月 31 日之日資料。

### 三、資料處理

由於美國多年以前就以實行週休二日，再加上國定假日也有所差異，所以二國間會有許多假日不同的情況。本論文在資料處理的過程中，參考 Hamao, Masulis and Ng (1990) 的方法，只要遇到兩國股市中有一國休市，則另外一國股價資料一併刪除。依據 Hamao(1990)等學者指出此種方法處理各國股市非同步交易時間的問題並不影響其結果的正確性。其次，我們將股價資料轉換成報酬的型態，其轉換的方法乃是將股價指數資料取對數後，再進行一階差分，以求得股價日報酬的型態。

$$R_{i,t} = \ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1} \quad (4-2)$$

其中， $R_{i,t}$  為第  $i$  資產第  $t$  期股市之報酬， $y_{i,t}$  為第  $i$  資產第  $t$  期之股價。

### 四、基本敘述統計

表 4-1: 基本敘述統計為美國 NASDAQ 指數和台灣電子與各大類股之初步統計，從表 4-1 可知，從各指數之標準差看，顯示美國 NASDAQ 指數之風險較高。另外，偏態係數與峰態係數皆顯示美國與台灣各指數序列並非為常態分配，而 Jarque-Bera 也證實了此論點。

表 4-1 基本敘述統計

	Mean	Median	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
NASDQ 指數	2119.528	1835.08	936.9492	1.039115	3.218239	239.6208
電子類股	231.179	231.36	121.914	0.503	2.471395	82.60741
積體類股	30.911	28.23	18.539	0.742	2.769	144.35
光電類股	25.07744	24.84049	10.30016	0.368236	2.267326	69.02397
通訊類股	34.245	33.00673	14.65495	0.65293	2.677405	115.7222
印刷電路類股	41.68849	43.8856	18.11014	0.150126	1.721832	110.2555
軟體類股	34.037	35.896	16.15932	0.35489	2.549210	135.3685

## 第二節 檢定結果

### 一、單根檢定

為了更進一步分析台灣與美國股市間報酬與波動傳遞的連動關係，我們必須先對各指數的時間序列進行單根檢定，確定資料是否為定態。本文採用一般財務實證文獻中最被廣泛使用的Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定法進行檢定。若實證結果發現數列資料拒絕單根的虛無假設，表示此數列資料是定態的 $I(0)$ 數列，但若是無法拒絕單根，則表示此數列資料是非定態的，必須將原始數列資料進行差分轉換後，再繼續進行單根檢定。本文之單根檢定皆以AIC 準則作為選取落差期的標準。表4-2：美國與台灣各指數之單根檢定為各指數原始時間序列與一階差分後之時間序列的單根檢定。表中顯示，各指數之原始時間序列都無法拒絕單根的現象，表示各指數之原始時間序列為非定態之時間序列。由於各指數之原始時間序列都呈現無法拒絕單根的情形，所以我們將各指數之數列資料進行一階差分轉換成報酬後，再做單根的檢定。實證結果顯示各指數在轉換成報酬後，都在1%的顯著水準下顯著的拒絕單根的虛無假設，顯示這些資料為 $I(1)$ 時間序列。

表 4-2 美國與台灣各指數之單根檢定

	ADF(原始)	ADF(報酬)
NASDQ 指數	-1.461699	-25.70307***
電子類股指數	-1.39045	-24.70375***
積體類股指數	-1.22582	-24.4051***
光電類股指數	-1.63288	-25.8202***
通訊類股指數	-2.00856	-17.8238***
印刷電路類股指數	-1.80278	-25.8740***
軟體類股指數	-1.56913	-21.8325***

註\*\*\* 為 1%顯著水準。

## 二、ARCH 效果之檢定

在估計 GARCH 模型參數之前，應先檢定資料是否存在 ARCH 效果。本研究採用 Engle 的拉氏乘數(Lagrange Multiplier)檢定方法，檢定殘差項的變異數是否具有 ARCH 效果。

由表 4-3：ARCH 效果檢定表中我們可以發現我國電子類股等各指數與美國 NASDAQ 指數之檢定皆達 5% 以上的顯著水準，顯示我國各產業類股指數與美國 NASDAQ 指數股報酬皆具有異質性，因此股價指數報酬率的樣本時間序列可以採用 GARCH 模型來估計。

表 4-3 ARCH 效果檢定表

診斷檢定方法	ARCH-LM
電子類股指數	24.0357***
積體電路類股指數	14.4455***
光電類股指數	5.1553**
通訊類股指數	7.1729***
印刷電路板類股指數	6.4519**
軟體類股指數	5.3979**
NASDAQ 指數	6.7387***

註：\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準

## 三、不對稱效果檢定

股價報酬波動除了具有條件異質性之外，本研究進一步應用 Engle & Ng(1993)的方法，檢驗訊息到達對波動的影響效果。Engle & Ng 建議了三個診斷方法，分別為符號偏誤檢定 SBT、負向規模偏誤檢定 NSBT、正向規模偏誤檢定 PSBT，檢定股票條件波動是否具有不對稱效果，以做為不對稱 GARCH 模型設定的依據。由表 4-4：不對稱檢定表中三個診斷方法的 t 檢定值可知，SBT 的 t 檢定統計值非常顯著，表示各

類股指數正向與負向的報酬衝擊對於條件波動影響效果有顯著的差異。而在 NSBT 及 PSBT 的 t 檢定結果亦多呈現顯著水準，表示較大負向報酬衝擊與較大的正向報酬衝擊對於條件波動的影響比較小的負向報酬衝擊或較小的正向報酬衝擊對於條件波動的影響為大。綜合以上波動不對稱性的檢定結果，顯示報酬衝擊的方向與大小會影響波動的行為，因此考慮必須不對稱性的 GARCH 模型，才能夠捕捉到標的股價波動的行為特性。

表 4-4 不對稱檢定表

	SBT	NSBT	PSBT
台灣電子大盤指數	-0.2411***	-1.0900***	0.7774***
積體類股指數	-0.1010***	-0.2733***	0.1990***
光電類股指數	-0.5700***	0.3632***	-0.7830***
通訊類股指數	-0.0653**	-0.2118**	-0.0267**
印刷電路板類股指數	-0.2425***	-0.2123***	0.0043**
軟體類股指數	-0.2697**	-0.1146**	0.0732**
NASDAQ 指數	-0.4116***	0.4199***	0.1188**

註：\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

### 第三節 模型實證結果與分析

絕大部分金融資產的時間序列資料都不符合誤差項為同質性的假設，加上股價可能存在有不對稱波動的情形，因此本研究將使用雙變量 EGARCH 模型和 GJR 模型來探討台灣電子類股指數與美國 NASDAQ 指數間波動外溢效果與不對稱效果。而模型實證結果為：

#### 一、台灣電子類股大盤指數與美國 NASDAQ 指數

表 4-5：台灣電子類股與 NASDAQ 指數參數估計表為台灣電子類股指數與 NASDAQ 指數雙變量 GJR、EGARCH 模型參數估計值，首先檢視 GJR 模型參數的限制，看 GJR 模型是否穩定，GJR 模型之  $b_{i,1}$ 、 $b_{i,2}$  與  $b_{j,1}$ 、 $b_{j,2}$  皆顯著且大於零，此表示此模型為穩定的模型。從係數  $a_{i,2}$  與  $a_{j,2}$  的顯著與否可知二個市場報酬率外溢效果，二組模型中  $a_{i,2}$  與  $a_{j,2}$  皆顯著且大於零，表示 NASDAQ 指數與台灣電子大盤雙方面的報酬都會影響對方，也就是雙方的報酬對於對方皆有回饋的關係。在波動外溢方面，EGARCH 模型之參數  $b_{i,j}$  表示 NASDAQ 指數對台灣市場波動外溢的效果，而參數  $b_{j,i}$  則反之，從表 4-5 可知  $b_{i,j}$  與  $b_{j,i}$  皆顯著且大於零，表示台灣電子類股指數與 NASDAQ 指數對雙方皆有波動外溢的效果，也就是表示雙方具有雙向的交互波動傳導效果，且其波動外溢的傳遞具有不對稱 ( $g_{i,j}$  與  $g_{j,i}$  皆顯著且為負)，也就是表示，雙方負向的報酬衝擊較正向的報酬衝擊所引起的波動外溢效果來的大。在 GJR 模型方面，參數  $b_{i,j}$  為 NASDAQ 落後期條件變異數項對台灣電子類股指數條件變異數的影響，此係數可協助說明 NASDAQ 過去舊消息對台灣電子類股指數條件變異數的影響；而  $q_{i,j}$  則是代表 NASDAQ 近期市場的噪音或新消息對台灣電子類股指數波動的影響； $b_{j,i}$  與  $q_{j,i}$  則是台灣電子類股的落後期條件變異數項與落後期殘差平方項對 NASDAQ 數條件變異數的影響。由表 4-5 可發現  $b_{i,j}$  與  $q_{i,j}$  皆為顯著，表示 NASDAQ 指數對台灣電子類股指數有明顯的波動外溢效果，但在台灣對 NASDAQ 方面則只有  $q_{j,i}$  顯著且其係數值很小，表示台灣電子類股指數只有近期的訊息對 NASDAQ 指數有小幅的影響。在不對稱方面，若在 GJR 模型中  $g > 0$ ，EGARCH 模型中  $g < 0$ ，則表示市場上負向的報酬的衝擊會增加市場的波動性，而在表 4-5 中可發現不管是 GJR 模型或是 EGARCH 模型都顯示台灣電子類股指數與 NASDAQ 指數皆存在不對稱的

效果。為了避免二組模型參數估計結果有所不同而造成解釋的錯誤，本研究以最大概似值來選擇最適的模型，而從表 4-5 可知，兩組模型之最大概似值以 GJR 模型較大，因此在此 GJR 模型的表現優於 EGARCH 模型。

表 4-5 台灣電子類股與 NASDAQ 指數參數估計表

	EGARCH	GJR
$a_{i,1}$	0.001129 <sup>***</sup>	-0.008353 <sup>***</sup>
$a_{i,2}$	0.014329 <sup>***</sup>	0.581786 <sup>***</sup>
$a_{j,1}$	0.003786	0.022309 <sup>***</sup>
$a_{j,2}$	0.00616 <sup>**</sup>	0.010351 <sup>***</sup>
$b_{i,0}$	0.000903	4.358861 <sup>**</sup>
$b_{i,1}$	0.037806 <sup>***</sup>	0.458416 <sup>***</sup>
$b_{i,2}$	0.036263 <sup>***</sup>	0.395548 <sup>***</sup>
$b_{i,j}$	0.041131 <sup>***</sup>	0.254888 <sup>***</sup>
$q_{i,j}$		0.255189 <sup>***</sup>
$b_{j,0}$	0.000486	1.274282 <sup>***</sup>
$b_{j,1}$	0.045784 <sup>***</sup>	0.248344 <sup>***</sup>
$b_{j,2}$	0.058350 <sup>***</sup>	0.170766 <sup>***</sup>
$b_{j,i}$	0.024557 <sup>***</sup>	0.116474
$q_{j,i}$		0.006215 <sup>**</sup>
$g_i$	-0.030302 <sup>***</sup>	0.285217 <sup>***</sup>
$g_{i,j}$	-0.044769 <sup>**</sup>	
$g_j$	-0.012282	0.335295 <sup>***</sup>
$g_{j,i}$	-0.05275 <sup>***</sup>	
最大概似值	360.0229	517.3220

註：\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

## 二、台灣積體電路類股與美國 NASDAQ 指數

表 4-6：台灣積體類股與 NASDAQ 指數參數估計表為台灣積體電路類股指數與 NASDAQ 指數之參數估計表，在其中  $b_{i,1}$ 、 $b_{i,2}$  與  $b_{j,1}$ 、 $b_{j,2}$  皆顯著且大於零，表示 GJR 模型為穩定的模型。在 EGARCH 模型條件平均式之參數估計結果中，NASDAQ 前一期報酬率( $a_{i,2}$ )對台灣積體類股指數報酬率的影響是顯著的，但反( $a_{j,2}$ )之則並不

那麼的顯著；而 GJR 模型估計結果則顯示 NASDAQ 與台灣積體類股指數有雙向報酬率外溢的效果。波動外溢方面，EGARCH 模型顯示  $b_{i,j}$  與  $b_{j,i}$  皆為顯著正值，表示 NASDAQ 與台灣積體類股指數的波動會互相影響對方，且 NASDAQ 對台灣積體類股指數的波動傳遞有不對稱的效果，而 GJR 模型的  $b_{i,j}$ 、 $b_{j,i}$  與  $q_{i,j}$  為正且顯著，但  $q_{j,i}$  則並不顯著，此表示 NASDAQ 市場近期的消息和過去的波動皆明顯的影響台灣積體類股指數，而 NASDAQ 市場只被台灣積體類股落後期條件變異數項所影響。在不對稱方面，不管是 GJR 模型或是 EGARCH 模型都顯示台灣積體類股指數與 NASDAQ 指數皆存在不對稱的效果。而在這二組模型中，依舊以 GJR 模型表現較佳。

表 4-6 台灣積體類股與 NASDAQ 指數參數估計表

	EGARCH	GJR
$a_{i,1}$	0.000941**	-0.022889**
$a_{i,2}$	0.996690***	1.087063***
$a_{j,1}$	0.000343**	0.136845
$a_{j,2}$	0.006645**	0.040196***
$b_{i,0}$	-4.189635**	3.754751
$b_{i,1}$	0.491124***	0.189290***
$b_{i,2}$	1.080665***	0.019291***
$b_{i,j}$	0.272541***	0.427938***
$q_{i,j}$		0.365360**
$b_{j,0}$	-9.33798**	-0.417596**
$b_{j,1}$	0.008474***	0.505975***
$b_{j,2}$	1.218645***	0.134532***
$b_{j,i}$	0.090504**	0.276301***
$q_{j,i}$		-0.080431
$g_i$	-0.723066***	0.227167***
$g_{i,j}$	-0.569606**	
$g_j$	-0.043948***	0.191934***
$g_{j,i}$	0.229705	
最大似似值	591.7110	637.4425

註：\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

### 三、台灣光電類股指數與美國 NASDAQ 指數

表 4-7：台灣光電類股與 NASDAQ 指數參數估計表，其中  $b_{i,1}$ 、 $b_{i,2}$  與  $b_{j,1}$ 、 $b_{j,2}$  皆顯著且大於零，表示 GJR 模型皆為穩定的模型。在報酬率外溢上，二個模型出現了不同的結果，EGARCH 模型顯示只有 NASDAQ 指數的報酬單方面( $a_{i,2}$  顯著而  $a_{j,2}$  不顯著)的影響光電類股指數，而 GJR 模型則顯示雙方對對方的報酬率皆有外溢的效果，惟台灣光電類股對 NASDAQ 的影響較小( $a_{j,2}$  值較小)。另外，EGARCH 模型實證結果也顯示台灣光電類股與 NASDAQ 有相互的波動傳遞效果；兩個市場的波動皆會影響對方，且 NASDAQ 對台灣光電類股的傳遞具有不對稱效果，而 GJR 模型實證則顯示為只有 NASDAQ 單方面對台灣光電類股指數有波動的傳遞(只有  $b_{i,j}$ 、 $q_{i,j}$  顯著)。在不對稱方面，EGARCH 模型之係數  $g_i$ 、 $g_j$  皆小於零，而 GJR 模型之  $g_i$ 、 $g_j$  皆大於零，且都為顯著，顯示二個市場皆存在不對稱的效果( $g_i$ 、 $g_j$  且皆顯著)。在這二組模型中，依舊以 GJR 模型表現較佳。

表 4-7 台灣光電類股與 NASDAQ 指數參數估計表

	EGARCH	GJR
$a_{i,1}$	0.004289***	0.057799***
$a_{i,2}$	0.520340***	0.63398***
$a_{j,1}$	0.001785**	0.109911**
$a_{j,2}$	-0.008727	0.057807**
$b_{i,0}$	4.736800**	2.069725
$b_{i,1}$	0.356697***	0.118850***
$b_{i,2}$	0.344058***	0.025303***
$b_{i,j}$	0.264395**	0.595263***
$q_{i,j}$		0.243280***
$b_{j,0}$	8.534569	0.567792**
$b_{j,1}$	0.078114***	0.340525***
$b_{j,2}$	0.436329***	0.151922***
$b_{j,i}$	0.001045***	0.032108
$q_{j,i}$		-0.035165
$g_i$	-1.670161***	1.027207***
$g_{i,j}$	-0.291685**	
$g_j$	-1.533745***	0.423457***
$g_{j,i}$	-2.514797	
最大概似值	576.5763	589.3321

註：\*\*為 5% 顯著水準；\*\*\*為 1% 顯著水準。

#### 四、台灣通訊類股與美國 NASDAQ 指數

表 4-8：台灣通訊類股與 NASDAQ 指數參數估計表，其中  $b_{i,1}$ 、 $b_{i,2}$  與  $b_{j,1}$ 、 $b_{j,2}$  皆顯著且大於零，表示 GJR 模型皆為穩定的模型。在此組樣本的實證中，兩組雙變量 GARCH 模型皆顯示，不論是報酬外溢或是波動外溢效果，皆是 NASDAQ 指數對台灣通訊類股指數有影響，反之則無此效果。原因可能是因為台灣的通訊產業多半為代工大廠，其股價仍受國外科技大國的影響，本身的市場並不足以影響國外。在波動外溢的傳導上，仍是 NASDAQ 指數的傳導存在不對稱的效果。在不對稱方面，EGARCH 模型之係數  $g_i$ 、 $g_j$  皆小於零，而 GJR 模型之  $g_i$ 、 $g_j$  皆大於零，且都為顯著，

顯示二個市場皆存在不對稱的效果( $g_i$ 、 $g_j$ 且皆顯著)。在這二組模型中，依舊以 GJR 模型表現較佳。

表 4-8 台灣通訊類股與 NASDAQ 指數參數估計表

	EGARCH	GJR
$a_{i,1}$	0.025819 <sup>***</sup>	0.336145 <sup>***</sup>
$a_{i,2}$	0.883886 <sup>***</sup>	0.739091 <sup>***</sup>
$a_{j,1}$	0.008735 <sup>**</sup>	0.094707 <sup>***</sup>
$a_{j,2}$	-0.252890	-0.067391
$b_{i,0}$	6.095378 <sup>**</sup>	4.031281 <sup>***</sup>
$b_{i,1}$	0.234906 <sup>***</sup>	0.174170 <sup>***</sup>
$b_{i,2}$	0.095023 <sup>***</sup>	0.131184 <sup>***</sup>
$b_{i,j}$	0.3373099 <sup>***</sup>	0.101694 <sup>***</sup>
$q_{i,j}$		0.015675 <sup>**</sup>
$b_{j,0}$	7.058178 <sup>***</sup>	-0.619852
$b_{j,1}$	0.016169 <sup>**</sup>	0.382014 <sup>**</sup>
$b_{j,2}$	0.397170 <sup>**</sup>	0.128730 <sup>***</sup>
$b_{j,i}$	1.812700	0.320194
$q_{j,i}$		0.002728
$g_i$	-0.600744 <sup>***</sup>	0.334534 <sup>**</sup>
$g_{i,j}$	-0.441102 <sup>***</sup>	
$g_j$	-0.303931 <sup>**</sup>	0.367864 <sup>**</sup>
$g_{j,i}$	-0.020417	
最大似似值	367.9376	418.7839

註：\*\*為 5% 顯著水準；\*\*\*為 1% 顯著水準。

## 五、台灣印刷電路板類股與美國 NASDAQ 指數

表 4-9: 台灣印刷電路板類股與 NASDAQ 指數參數估計表，其中  $b_{i,1}$ 、 $b_{i,2}$  與  $b_{j,1}$ 、 $b_{j,2}$  皆顯著且大於零，表示 GJR 模型皆為穩定的模型。在此組樣本的實證中，兩組雙變量 GARCH 模型皆顯示，不論是報酬外溢或是波動外溢效果，皆是 NASDAQ 指數對台灣印刷電路板類股指數有影響，反之則無此效果。在不對稱方面，不管是 GJR

模型或是 EGARCH 模型都顯示台灣印刷電路板類股指數與 NASDAQ 指數皆存在不對稱的效果。在這二組模型中，依舊以 GJR 模型表現較佳。

表 4-9 台灣印刷電路板類股與 NASDAQ 指數參數估計表

	EGARCH	GJR
$a_{i,1}$	0.001097 <sup>**</sup>	0.002918 <sup>***</sup>
$a_{i,2}$	0.041894 <sup>**</sup>	0.020329 <sup>**</sup>
$a_{j,1}$	-0.000726	0.000127 <sup>***</sup>
$a_{j,2}$	0.150876	0.071348
$b_{i,0}$	2.710069 <sup>**</sup>	0.000250 <sup>**</sup>
$b_{i,1}$	0.672882 <sup>**</sup>	2.011661 <sup>***</sup>
$b_{i,2}$	0.281158 <sup>**</sup>	0.039193 <sup>**</sup>
$b_{i,j}$	0.011050 <sup>***</sup>	0.772517 <sup>***</sup>
$q_{i,j}$		0.027690 <sup>**</sup>
$b_{j,0}$	5.941779 <sup>**</sup>	0.000134 <sup>***</sup>
$b_{j,1}$	0.290118 <sup>***</sup>	1.269274 <sup>**</sup>
$b_{j,2}$	0.640067 <sup>***</sup>	0.252736 <sup>**</sup>
$b_{j,i}$	1.612085	0.596331
$q_{j,i}$		0.002709
$g_i$	-0.011150 <sup>***</sup>	0.237703 <sup>***</sup>
$g_{i,j}$	-0.821005 <sup>***</sup>	
$g_j$	0.704351 <sup>***</sup>	0.340707 <sup>***</sup>
$g_{j,i}$	0.203160	
最大似似值	567.4742	596.5655

註：\*\*為 5% 顯著水準；\*\*\*為 1% 顯著水準。

## 六、台灣軟體類股與美國 NASDAQ 指數

由表 4-10：台灣印刷電路板類股與 NASDAQ 指數參數估計表可知，以上二組模型顯示台灣軟體類股與美國 NASDAQ 指數間各項效果並不明顯，其原因可能是因為軟體業在台灣並不發達。由此可見，軟體業在台灣雖投入很多的心力，但其成效相當有限，其在世界所佔的地位甚至不如印度，且軟體業的樣本也很少，這可能也是原因之一。

表 4-10 台灣軟體類股與 NASDAQ 指數參數估計表

	EGARCH	GJR
$a_{i,1}$	0.0006***	0.0001***
$a_{i,2}$	0.0429	0.0149
$a_{j,1}$	0.0010	0.0009***
$a_{j,2}$	0.0004	0.0001
$b_{i,0}$	0.0625***	0.0499
$b_{i,1}$	0.0643***	0.0546***
$b_{i,2}$	0.9984***	0.1081
$b_{i,j}$	0.0462	0.0811
$q_{i,j}$		0.23770351
$b_{j,0}$	0.0627	0.9527
$b_{j,1}$	0.0827***	0.0224***
$b_{j,2}$	0.0389	0.0950***
$b_{j,i}$	0.0476	-0.0253
$q_{j,i}$		0.6400677
$g_i$	0.0436	-0.0670
$g_{i,j}$	0.0367	
$g_j$	0.0006	-0.0883
$g_{j,i}$	0.0429	
最大似值	96.2354	254.3291

註：\*\*\*為 1%顯著水準。

本章實證分析美國 NASDAQ 指數與台灣各電子類股指數之關聯，其實證結果發現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。另外，實證結果亦顯示，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。

## 第五章 結論與建議

### 第一節 結論

台灣本身是一個對外貿易依存度相當高的國家，經濟活動以國際貿易為主，如果我貿易出口國的經濟情況有變化時，也會影響到我國。而美國是全球經濟的領導國家，其經濟的枯榮攸關著全球景氣狀況。而且美國亦為我國第一大的出口市場，對我國經濟有重大的影響。

本研究利用雙變量 EGARCH 與 GJR 模型研究美國 NASDAQ 指數與台灣電子類股、積體電路、光電、通訊、印刷電路板與軟體產業類股指數間之報酬與波動傳遞相關性。整個實證模型的結論整理如下：

1. 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。
2. 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，在電子類股、積體電路與光電類股指數三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。此結果顯示，NASDAQ 股價的波動對我國各電子類股都會有所影響，因此投資人可從 NASDAQ 指數預測我國各電子類股。

3. 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，此現象可能是因為台灣的電子業在全球已逐漸重要，因此台灣電子大盤和各積體類股已受美國投資人的注意，其訊息也能影響美國股市。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，對美國 NASDAQ 指數並沒有回饋的效果。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，因此美國壞消息對台灣各電子類股波動的影響較大，因此投資人在做投資決策時也必須考慮美國股市的訊息。
4. 實證的結果顯示，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，此現象顯示市場的壞消息對台灣電子大盤與各電子類股和 NASDAQ 會造成較大的波動。
5. 本研究中也發現，在以最大概似值擇其最佳之模型時，以雙變量 GJR 模型優於 EGARCH 模型。

## 第二節 後續研究建議

### 一、對參與者的建議

在國際市場連動性日與劇增的情形下，國外市場的表現亦為不可忽略的投資參考，尤其是美國與我國有高度的產業相關性及貿易依存度，因此對國內投資人而言，本研究提供了投資人一個觀測美國 NASDAQ 與我國各電子類股資訊傳導方向的模式，投資人可從中了解美國 NASDAQ 股價的變化與新訊息對我國各電子類股的影響。此外，因 NASDAQ 指數與我國有高度的關連性，所以 NASDAQ 指數對果內投

資人而言並不是一個良好規避風險的管道。

## 二、對後續研究的建議

1. 本研究僅以美國股市為研究的對象，因此建議後續的研究者可以對國外的市場加以擴充，可再加入英國、德國、日本等國家，更深入的探討國際間金融市場對台股的傳導效果。
2. 在 NASDAQ 指數方面，後續的研究者可再將其作更細的分類，對應於台股類股以期在研究中獲得更精準的結果。
3. 在台灣市場的部份，後續學者可從電子類股上、中、下游與美股之聯動再做探討。
4. 影響股價的因素還有很多，例如匯率、利率和許多總體經濟的變數等，後續學者可以往這方面再做考量。

## 參考文獻

國內相關文獻：

王姓、林華德(民 84),「台灣股市成交量對股價波動的影響 1986-1994—GARCH 修正模型的應用」, *企銀季刊*, 第十九卷第二期, 40-58 頁。

王姓(民 84),「報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果—台灣股票市場之實證分析」, *證券市場發展*, 第七卷第一期, 125-161 頁。

田峻吉(民 90),「美國、日本、香港股市對台灣電子股指數的影響 - GARCH模型之應用」, 國立臺灣大學農業經濟學研究所碩士論文。

江智德(民 86),「國際資本市場互動關係之研究—GARCH 模型之應用」, 國立台灣大學商學研究所碩士論文。

李敏生(民 89),「NASDAQ 股市對於台灣股市報酬率與波動性的影響」, 國立交通大學經營管理研究所碩士論文。

杜元隆(民 82),「國際股票市場股價指數關係之實證研究」, 國立台灣大學財務金融研究所碩士論文。

汪曉雯(民 89),「美國與台灣股市外溢效果之研究-金融風暴前後之探討」, 淡江大學國際貿易學系碩士論文。

余秀冬(民 84),「亞太地區股市相關性：資訊效果或交易效果?」, 國立台灣大學財務金融研究所碩士論文。

邱建良、李命志及徐泰璋(民 87),「台灣股市報酬率波動性行為之探討」, *台灣金融月刊*, 35卷6期, 43-53頁。。

林青青(民 87),「國際股市之漲跌幅對台灣及東南亞各國股市的影響」, 國立台灣大學財務金融研究所碩士論文。

林書賢(民 90),「國內資訊電子業中國投資概念股股價指數連動性暨變異數分解之研究」, 東吳大學企業管理學系碩士論文。

吳文文(民 89),「台灣電子股分類及其股價預測之研究---運用類神經之實證分析」, 朝陽科技大學企業管理系碩士論文。

- 莊忠柱(民 90),「現貨、近月期與近季期股價指數期貨市場間價格與價格波動性資訊傳遞：台灣早期經驗」, *管理學報*, 第十八卷第二期, 311-332頁。
- 姚志泯(民 90),「費城半導體指數與美光股價對台灣電子股的影響」, 淡江大學管理科學研究所碩士論文。
- 紀嘉政(民 87),「台灣股市與美國、日本及香港股市共移性之研究」, 私立淡江大學財務金融學系金融碩士班碩士論文。
- 陳君達(民 89),「價格變動與國際股市波動相關性之研究」, 私立淡江大學財務金融學系金融碩士班碩士論文。
- 徐雅君(民 88),「美國與台灣電子業代工關係之股價反應研究」, 國立中正大學財務金融研究所碩士論文。
- 張麗蕙(民 79),「臺灣股價波動之總體經濟因素分析」, *證券管理*, 第八卷第三期, 16-20頁。
- 黃紀風(民 88),「國際股票市場共整合與動態關連性之實證研究」, 私立淡江大學財務金融研究所碩士論文。
- 楊筆琇(民 88),「台灣電子股指數與美國股價指數互動關係之實證研究」, 國立成功大學企業管理學系碩士論文。
- 葉銀華(民 80),「國際股票市場股價指數共移型態與關聯性之研究」, *台灣經濟金融月刊*, 第27卷第10期, 11-19頁。
- 葉雲亮(民 89),「台灣電子股指數與NASDAQ股價指數各階動差關聯性之探討」, 淡江大學管理科學學系未出版碩士論文。
- 鄧仙雯(民 89),「美國與台灣高科技產業股市連動現象探討-訊息衝擊反應」, 國立台灣大學碩士論文。
- 劉曦敏、葛豐瑞(民 85),「台灣股價指數報酬率之線性及非線性變動」, *經濟研究*, 第三十四卷第一期, 73-109頁。
- 謝朝光(民 90),「台灣與亞太各國股市間關連性與動態相關係數之研究」, 國立台北大學企業管理研究所碩士論文。
- 謝瑞櫻(民 85),「股價波動之國際傳導效果—以台灣、美國、日本及香港為例」, 私

立元智大學管理研究所碩士論文。

羅瑞宏(民 87 ), 「美國與國際股市在金融風暴前後波動性外溢效果之因果關係」 ,  
私立淡江大學金融研究所碩士論文。

國外相關文獻：

Abhyankar, A. H. (1995), “Return and Volatility Dynamics in the FTSE-100 Stock Index and Stock Index Futures Markets,” *Journal of Futures Markets*, Vol.15(4), pp.457-488.

Arshanapalli, B. and J. Doukas (1997), “The Linkages of S&P500 Stock Index Futures Prices During October 1987,” *Journal of Economics and Business*, Vol.49, pp.253-266.

Bae, K. H. and G. A. Karolyi (1994), “ Good news. bad news and international spillovers of stock return volatility between Japan and the U.S.,” *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.2, pp.405-438.

Berndt, E. K., Hall, H. B., Hall, R. E., and Hausman, J. A. (1974), “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol.4, pp.653-666.

Bollerslev, T. (1986), “Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327.

Chang, E. C., J. W. Cheng, and J. M. Pinegar (1999), “Does Futures Trading Increase Stock Market Volatility? The Case of the Nikkei Stock Index Futures Markets,” *Journal of Banking & Finance*, Vol.23, pp.727-753.

Charles R. Nelson (1991), “Mean Reversion in Stock Prices? A Reappraisal of the Empirical Evidence,” *Review of Economic Studies*, Vol.58, pp.515-528.

Darbar, S. M. and P. Deb (1997), “Co-Movement in International Equity Markets,” *Journal of Financial Research*, Vol.20(3), pp.305-322.

Darbar, M. and Partha (1997), “Comovement in International Equity Market,” *Journal of Financial Research*, Vol.3, pp. 305-322.

- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive times series with a unit root," *Econometrica*, Vol.49, pp. 1057-1072.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation," *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol.9(1), pp.27-39.
- Engle, R.F. and K.F. Kroner (1993), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," *Econometric Theory*, Vol.11(1), pp.122–150.
- Engle, R.F. and V.K. Ng (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, Vol.48(5), pp.1749–1778.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- Eun, C.S. and S. Shim (1989), "International transmission of stock market movements," *Journal of Financial and Quantative Analysis*, Vol.24, pp.241-256.
- Fama, E.F. and Palasvirta, A.P. (1990), "Efficient capital markets: a review of theory and empirical work," *Journal of Finance*, Vol.25, pp.383-417.
- Fornari, F. and A. Mele (1995), "Sign-and Volatility-Switching ARCH Models Theory and Applications to International Stock Markets," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.12, pp.49-65.
- Gerrits, R. J. and A. Yuce (1999), "Short and Long Term Links among European and US Stock Markets," *Applied Financial Economics*, Vol.9, pp.1–9.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol.2, pp.111-120.
- Grubel, H.G. (1968), "Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows," *American Economic Review*, Vol.5, pp.1299-1314.
- Hamao, Y. R., R. W. Masulis, and V. K. Ng (1990), "Correlation in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, Vol.3(2), pp.281–307.
- James, D. Hamilton (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University press.

- Kanas, A. (1998), "Volatility Spillovers Across Equity Market : European Evidence," *Applied Financial Economics*, Vol.8, pp.245–256.
- Koutmos, G. and G. G. Booth (1995), "Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets," *Journal of International Money and Finance*, Vol.14, pp.747–762.
- Koutmos, G. and M. Tucker (1996), "Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Market," *Journal of Futures Markets*, Vol.16(1), pp.55–69.
- Lin, W. , R.F. Engle and T. Ito (1994), "Do bull and bears move across borders? International transmission of stock return and volatility," *Review of Financial Studies*, Vol.7, pp.507-538.
- Liu, Y. A. and M. S. Pan (1997), "Mean and Volatility Spillover Effects in the U.S and Pacific-Basin Stock Markets," *Multinational Finance Journal*, Vol.1, pp.47-62.
- Markowitz, H. M. (1952), "Portfolio Selection," *Journal of Finance*, Vol.7, pp.77-91.
- Mills, T. C. (1993), *The Econometric Modeling of Financial Time Series*, Cambridge Uni. Press, Chapter 4.
- Nelson, D. (1991), "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach," *Econometrica*, Vol.59, pp.347-370.
- Pizzi, M. A., A. J. Economopoulos, and H. M. O' Neill (1998), "An Examination of the Relationship between Stock Index Cash and Futures Market: A Co-integration Approach," *Journal of Futures Markets*, Vol.18(3), pp.297–305.
- Said, S. E. and D. A. Dickey (1984), "Testing for Unit Root in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, Vol.71, pp.599-607.
- Salim, M. Darbar and Partha (1997), "Comovement in International Equity Markets," *Journal of Financial Research(Fall)*, pp.305-322.
- Schwert, G.W. and R.F. Stambaugh (1987), "Expected stock returns and volatility," *Journal of Financial Economics*, Vol.19, pp.3-27.

Solnik, B. H. (1974), "The International Pricing of Risk: An Empirical Investigation of the World Capital Market Structure," *Journal of Finance*, Vol.29(2), pp.365-378.

Su, Yong-Chern (1994), "The dynamic spillovers between Taiwan and international capital markets," *中國財務學會1994年研討會論文*, pp.427-442.

Theodossiou, P. and U. Lee (1993), "Mean and Volatility Spillovers across Major National Stock Markets: Further Empirical Evidence," *Journal of Financial Research*, Vol.16(4), pp.337-350.

Tse, Y. (1999), "Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, Vol.19(8), pp.911-930.

# 附 錄

## 產業介紹

本附錄將介紹台灣各大產業近年來的發展與產值的概況，以期能了解各產業在全球所佔的地位和其在台灣產業中的重要性。

### 一、積體電路產業：

半導體產業為應用半導體材料製造電子零組件的相關產業，產業體系由上游至下游可分為設計、製造、封裝與測試三大產業，在需求面上以電腦、通訊、消費性電子為主，產業特性為建廠與設備投資金額大、需不斷開發製程技術、持續擴充產能、對於品質嚴格的要求、積體電路設計服務需求增加。我國積體電路產業由於特有的水平分工產業結構，在國際市場表現亮麗。在1999年底為止，國內計有127家IC設計公司、8家晶圓材料業者、5家光罩公司、21家晶圓製造公司、42家封裝公司、33家測試業者、11家導線架生產廠商等，近年來成長速度十分快速，如表A-1：我國IC業重要指標所示。

表 A-1 我國 IC 業重要指標 單位：億台幣

	1997	1998	1999	2000	2000/98 (成長率)
產業產值	1882	2479	2834	4235	49.34%
IC 設計業	218	363	469	742	58.2%
IC 製造業	1256	1532	1694	2649	56.4%
代工值	560	842	938	1404	49.7%
IC 封裝業	358	478	540	659	22.0%
國資封裝業	252	362	420	549	30.7%
IC 測試業	50	106	131	185	41.2%
產品產值	914	1053	1225	1987	62.2%
內銷比例(%)	39.5	47.0	49.7	54.7	-
市場值	2036	2355	2744	3457	26.0%

資料來源：工研院電子所ITIS 計畫

就IC設計業來說，1999年有127家廠商，其中98家為專業IC設計公司，其餘則分別為系統公司的設計部門、外商在台設計部門以及晶圓廠之ASIC部門。由於具有晶圓代工、封裝與測試等產業完整的支援體系，因此產業群聚效益逐漸擴張，在1999年產值高達742億台幣，僅次於北美，成為世界IC第二大設計業所在，國內兩家代表廠商—威盛與矽統兩家公司1999年營收已超越三億美元，使得IC設計業規模儼然成形。

就IC製造業而言，1999年整體國內IC製造業產值成長率高達56.4%，產值為2649億台幣。1999年底，國內有21家IC製造公司，包括代工、IDM(Integrate Device Manufacturing)、記憶體等廠商，尤其代工與記憶體占我國IC製造業營收比例九成五，影響IC製造業產業發展甚鉅，近年IC製造業重要指標如表A-2：我國IC製造業重要指標所示。

表 A-2 我國 IC 製造業重要指標

項目	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
營運廠商數	10	11	12	15	17	20	21
營業額(億台幣)	415	700	1193	1256	1532	1694	2649
成長率(%)	76.9	68.7	70.4	5.3	22.0	10.6	56.4
最先進製程(微米)	0.6	0.5	0.45	0.35	0.3	0.25	0.18
內銷：外銷	47：53	37：63	33：67	32：68	44：56	45：55	50：50
投資額/營業額(%)	25.4	37.6	73.8	68.6	78.5	74.4	71.4
R&D/營業額(%)	6.3	4.7	5.1	5.4	7.7	10.5	7.0

資料來源：工研院電子所ITIS 計畫

就IC封裝業而言，1999年封裝業產值(含外資)達659億台幣，占國內IC產業產值的16%，封裝前五大廠商依次為日月光、矽品、華泰、日月欣、超豐，前五大廠商集中度為72.9%。隨著IC製程的快速微細化，使得覆晶(Flip Chip)封裝技術將成為未來封裝產業的主流，歷年IC封裝業重要指標如表A-3：我國國資封裝業歷年重要指標所示。

表 A-3 我國國資封裝業歷年重要指標

項目	1996	1997	1998	1999	2000
廠商數	12	14	17	25	38
營業額(億台幣)	222	252	362	420	549
成長率(%)	59	14	44	16	31
內外銷比例	60:40	59:41	57:43	57:43	50:50

資料來源：工研院電子所ITIS 計畫

就IC測試業而言，1999年測試業營收達185億台幣，成長率為41.2%，在整體IC產業中僅高於IC封裝業。由於IC測試業相當依賴測試設備，屬於高度資本密集產業，更由於IC產品累積度與研發速度急速增加，使得資本投資需求高居不下，1999年IC測試業資本支出佔總產值比重高達117.4%。1999年我國IC試業前五大廠商依次為福雷、南茂、聯測、矽豐與京元，前五大廠商產業集中度為57.4%，由於測試在IC產業價值鏈與封裝同屬下游產業，所以提供封裝測試一元化的廠商日益增多，也成為產業未來發展趨勢。

## 二 通訊產業：

我國通訊產業主要分為通訊設備與電信服務兩大類，通訊設備業包括局用交換機、傳輸設備、網路接取設備及用戶端設備等，電信服務業涵蓋各民營行動電話公司、衛星通訊服務公司、國際電信加值業者與網際網路服務供應商等。

1999年我國通訊設備產業總產值高達1166.3億，主要原因在於寬頻接取設備逐步進入量產階段、掌握行動終端產品OEM市場以及投入全球定位系統相關產品的研發及生產。根據工研院電通所ITIS計畫(2000)預測，我國通訊設備產業2000年總產值將達1620.6億元，較1999年成長38.9%，主要成長因素包括區域網路相關產品需求增加、全球寬頻接取產品市場需求增加，使我國廠商代工機會增加等。

電信服務業自1997年電信總局開放行動電話(Cellular)、無線電叫人(paging)、中繼式無線電話(Trunked Radio)及行動數據(Mobile Data)等業務後，又於1998年6月開放衛星通訊業務，1999年7月開放低階無線電話業務，2000年公布固定網路執照的業者，這些業務的開放使得我國電信業積極邁向自由化。

### 三 光電產業：

光電產業具有以下特性：融合光學、電子、機械、材料科技的新興產業，應用範疇包括資訊，通訊，自動化，醫療，航太等、屬於技術密集產業與能源依存度低等特性。光電產業領域包括光儲存、光輸入、光輸出、顯示器、光電元件、光通訊、光學元件與器材、光電應用等領域。1999年我國光電產業產值為2662億台幣，其中光資訊產品產值為1731億台幣，佔總產值65%，顯示器產值為317億台幣，佔11.9%，光電元件產值為254億台幣，佔總產值9.6%，光學元件與器材產值為226億台幣，佔總產值8.5%，至於光通訊與光電應用則分佔2.6%與2.4%。1999年我國光電產業中有多項產品表現亮麗，如影像掃描器、光碟機、光碟片、發光二極體等均達全球第一地位，而2000年我國廠商產值可望大幅成長的產品有TFT-LCD、光主被動元件、數位相機、電腦相機等。

光電產業近年發展十分迅速，依據新竹科學園區管理局的資料顯示，以園區產業的營業額來看，十四年來的複合成長率以積體電路產業最高(39.87%)，光電產業次之(37.34%)，若以五年複合成長率來看，光電產業高達38.65%。以園區各產業資本額之五年複合成長率來看，光電產業居首，達40.71%(遠見科技精銳200大排行，2000)。

目前新竹科學園區1999年前五大光電產品為影像掃描器、TFT-LCD、LED中游、LCD顯示器與液晶投影機，如表A-4：新竹科學園區前五大光電產品所示，其中

TFT-LCD成長迅速，根據光電科技協進會資料顯示，台灣大尺寸TFT-LCD至西元2000年生產的玻璃基板數可高達500 萬片，成為全球第二大TFT-LCD生產國。

表 A-4 新竹科學園區前五大光電產品 單位：億台幣

	1998		1999		2000	
	產品	產值	產品	產值	產品	產值
1	影像掃描	178.50	影像掃描	226.00	影像掃描	226.00
2	CD-RON 光碟機	38.50	LED 中游	49.60	TFT-LCD	60.00
3	LED 中游	35.53	液晶投影機	24.40	LED 中游	47.50
4	液晶投影機	15.40	LED&LCD	22.92	LCD	34.30
5	各類光碟	10.40	各類光碟	21.08	液晶投影機	29.47

#### 四、印刷電路板產業：

本研究調查發現，國內的溼製程設備業者有相當高的比例為公司在設立之初便為PCB設備專業供應商，故PCB設備營業額佔全公司營業額之比重相當高。但在乾製程設備業者方面，有不少廠商在成立之初非投入PCB領域，而是後來才切入PCB設備的生產，如恩德原生產木工機械，後來投入PCB鑽孔機，志聖由乾燥設備後來投入曝光機，瀧澤由工具機投入PCB鑽孔機，連傑由油壓機投入PCB壓合機等等，故該類廠商在PCB設備領域的營額佔全公司營業額之比重就不像溼製程設備那麼高。

還有一點不同的是，溼製程設備為連續製程，故PCB廠在擴廠時需一次擴滿，而乾製程設備由於多為單機且試機時間短，所以PCB廠可分批擴充，再加上乾製程設備製造商大多還有供應其他領域的設備，故當面臨PCB產業景氣低迷時，其所受到的衝擊通常較溼製程設備廠商小；而在PCB產業景氣回升時，由於乾製程設備大多較溼製程設備單價低，再加上單機且試機時間短等因素，故乾製程設備業者接獲訂單成長的速度也較溼製程設備廠商快。

在民國50年代及60年代為PCB產業的萌芽期，當時雖已有設備業者成立，但大部分生產的是其他領域的機械設備，仍尚未投入PCB設備的生產，所以在民國70年以前，國內PCB製造廠商所需的生產設備絕大多數仰賴自日本、美國與歐洲進口。直至民國70年以後，國內PCB產業進入了成長期，相對的也有越來越多的專業PCB設備製造商成立，且有不少原來為其他領域的設備廠投入PCB設備的行列。

近年來，由於國內電路板市場不斷成長，所以PCB設備市場規模也持續擴大。本調查由訪談統計得知，估計1998年我國PCB設備整體市場規模約為140億台幣；而1999年則約為160億台幣，較98年成長15%。2000年由於PCB廠商的設備投資趨緩，設備市場規模將約為180 億台幣，僅有10%的成長，而市場中尤其以先進製程設備(如雷射成孔機、水平電鍍線等)之成長幅度最高。