


私立東海大學企業管理學系碩士班

碩士論文

台灣股票市場波動性與總體經濟
波動性關係之研究



指導教授：蕭慧玲 博士

研究生：黃勁豪 撰

中華民國九十年六月

誌 謝

本論文得以順利完成，承蒙恩師 蕭慧玲博士在研究方向的啟發、觀念的引導及研究、撰寫時的悉心指導，恩師的教誨，使學生感觸萬分，在此致上十二萬分之敬意。而論文口試委員 徐俊明博士、 詹場博士與 江明憲博士對本論文不吝指正，提供學生諸多寶貴意見，使本論文能更加完善，在此深表謝意。此外，同學仁甫與俊辰在實證步驟上之幫助，是本論文能如期完成之一大助力，謝謝大家!!!

在東海的兩年生活，點滴在心頭，同窗好友佳賓、建文、維平、舒斐、儀馨及俊賢的相互勉勵與照顧，驅除了大肚山的寒冬。在求學的過程中，大夥一起努力、互相激勵和幫助的感覺，帶給我無限地回憶，感謝您們。

感謝家人無怨無悔的支持，尤其是母親辛苦持家，讓我無後顧之憂得以順利完成碩士學位。研究所生涯隨論文的完成劃上休止符，兩年不短不長的歲月，在管研教師的提攜和同學們的扶持下，使我成長、茁壯。雖然學生生涯在此告一段落，但學習之路永無止境，願我們共勉之!!!

最後，將本論文獻給每一位關心我的朋友!!!

黃勁豪 誌于東海企研所

中華民國九十年六月

論文名稱:台灣股票市場波動性與總體經濟波動性關係之研究

校系:東海大學企業管理學系碩士班

學年度及論文別:八十九學年度碩士論文

研究生:黃勁豪 指導教授:蕭慧玲 博士

論文提要:

本研究的主旨在探討台灣股市波動性，以及影響台灣股市波動性之因子。尤其是個股波動性相對市場與產業波動性之變化與總體經濟波動性對台灣股市波動性之影響更是本研究的重點。因此，本研究根據 Campbell, Lettau, Malkiel and Xu(2001)提出的分解法(disaggregated approach)檢視台灣股票市場中，個股之波動相對於市場與產業的波動性是否有顯著之增加。並研究股票市場中個股間之相關性及市場模型的解釋力之變化。觀察不同產業下，各公司的波動是否有不同程度之變動與趨勢。其次檢視股票市場的波動與景氣循環，國民生產毛額之關係。最後觀察總體經濟變數，即利率、通貨膨脹率、貨幣供給額、工業生產力、及匯率，對股票市場波動之影響。實證結果如下：

- 1.市場與公司層級波動的變異程序較產業層級波動為大。去除了股市崩盤事件之影響後，可以發現市場層級波動之變異程度大幅減少；而產業與公司層級波動之變異減少程度較小。由此可知，股市崩盤事件對市場波動之影響的確較產業與公司層級波動為大。比較前後期的研究期間，可以發現公司層級波動已經較市場層級波動與產業層級波動增加。且在波動之變異程度上，公司層級波動之變異也較市場波動與產業波動之變異為增加。在波動性序列間之相關性分析，可以發現各序列間皆為正向關係，且在去除趨勢後，公司與市場層級波動之同時期相關性有稍微增加。在研究三種波動之組成相對於整體市場總波動之重要性，發現公司層級波動最為重要，其中市場層級波動之變異程度的確較公司層級波動之變異程度有隨時間而減緩之趨勢，即相對於市場與產業波動，公司層級波動對整體市場總風險之重要性有增加。在波動序列因果關係之研究上，發現市場與產業層級波動間無法相互預測，但市場與公司層級波動間卻可相互預測，而產業與公司層級波動間之因果關係會隨時間而改變。

2. 研究不同產業之波動，發現不同產業之波動程度與波動變異程度也不同，在產業層級波動方面，金融業之產業層級波動就較其他產業為大，而其他產業之間的產業層級波動則相差不大，且金融業之產業層級波動之變異程度也較其他產業為大，約為其他產業之 2 倍；在公司層級波動方面，其中營建、機電業與食品業之公司波動則較其他產業為大，而其他產業之間的公司層級波動則相差不大，且營建、機電業與食品業之公司波動之變異程度也較其他產業為大，約為其他產業之 2 倍。

3. 各股間之相關性以及市場模型判定係數值隨時間而遞減，隱含了投資組合多角化之利益已經隨時間而增加。各股報酬間之相關性有遞減之趨勢，即使各股之波動有增加，遞減之相關係數也可使得市場投資組合之波動維持不變。即各股之波動性增加，但由於各股間之相關性遞減，所以原本投資組合之利益並無受到各股波動性增加之影響。

4. 有關波動序列與景氣循環之相關性方面，股票市場之波動在經濟衰退時確實會增高，隱含在經濟衰退時，需要去分散風險之成本會增加。而投資人可藉由景氣之變動來預測波動之方向，作為分散風險之投資組合決策之依據。對於國民生產毛額成長值之預測，除了產業層級波動加入後，模型之判定係數有較大之增加幅度外，並無顯著之證據指出此三波動序列具有預測力。

5. 市場波動、產業波動與公司層級波動，除了受到貨幣供給成長率波動性以及利率波動落後期之影響外，幾乎只受本身落後值的影響，而不受總體經濟變數波動性落後期的影響，表示總體經濟資訊已立即反映，顯示市場有效率性。整體而言，顯示台灣股票市場的風險，在同時期下，的確有受到總體經濟波動性某一程度之影響。

Dissertation Name : An Empirical study on the relation of Taiwan stock market
volatility and macroeconomics volatility

Abstract :

According to Campbell, Lettau, Malkiel and Xu(2001), this paper uses a disaggregated approach to study the volatility of common stocks at the market, industry, and firm levels. Over the period 1981-2000 there has been a noticeable increase in firm-level volatility relative to market volatility. According, correlations among individual stocks and the explanatory power of the market for a typical stock has declined, while the number of stocks needed to achieve a given level of diversification has increased. All the volatility measures move together counter-cyclically but can't help to predict GDP growth. Market volatility tends to lead the other volatility series. Factors that may be responsible for these findings are suggested. Last, we check whether the macroeconomics variables—rates, exchange rates, money supply, industry productivity and inflations can affect the stock market volatility or not.

Our finding is like the list:

- 1.Over the period 1981-2000 there has been a noticeable increase in firm-level volatility relative to market volatility.
- 2.Relative to three-level volatility, firm-level volatility is the most important part in the aggregated market volatility.
- 3.In different industry, industry-level and firm-level volatility has different level variances.
- 4.Correlations among individual stocks and the explanatory power of the market for a typical stock has declined, while the number of stocks needed to achieve a given level of diversification has increased.
- 5.All the volatility measures move together counter-cyclically but can't help to predict GDP growth.
- 6.The market, industry, and firm levels volatility was not affect by the macroeconomics variable's lagged period. But the market, industry, and firm levels volatility was affect by the macroeconomics variable's contemporaneous period.

目錄

頁次

第一章 緒論	
第一節 研究背景與動機	1
第二節 研究目的	3
第三節 研究架構	4
第二章 文獻探討	
第一節 波動性衡量與分解	5
第二節 影響波動之因子	10
第三章 研究方法	
第一節 研究假說	19
第二節 研究方法	21
第三節 資料檢定	31
第四節 研究樣本與資料來源	33
第五節 研究限制	33
第四章 實證結果	
第一節 波動序列概述	35
第二節 三種波動序列之分析	44
第三節 公司波動與投資組合之關係	49
第四節 三種波動序列與景氣循環之關係	51
第五節 總體變數波動性與股票報酬波動性之關係	56
第五章 結論與建議	
第一節 結論	63
第二節 後續研究建議	65
參考文獻	67
附錄	74

表目錄

	<u>頁次</u>
表 2-1 波動衡量之文獻整理	8
表 2-2 產業與公司波動之文獻整理	11
表 2-3 波動與景氣循環關係之文獻整理	14
表 2-4 股市波動與總體經濟波動關係之國外文獻整理	16
表 2-5 股市波動與總體經濟波動關係之國內文獻整理	18
表 4-1 波動序列之自我相關	40
表 4-2 波動序列之單位根檢定	41
表 4-3 波動序列之基本統計量	42
表 4-4 不同產業下，產業與公司層級波動之敘述統計量	45
表 4-5 各波動序列間之相關性	46
表 4-6 整體市場波動序列之分解	47
表 4-7 波動序列間之 Granger 因果關係檢定表	48
表 4-8 個股間之平均相關值與平均判定係數值之檢定表	50
表 4-9 波動序列與景氣循環之相關性	53
表 4-10 波動序列與GDP 成長之預測衡量	55
表 4-11 各序列的基本統計性質	56
表 4-12 總體波動序列的單根檢定	58
表 4-13 總體變數波動序列的基本統計性質	58
表 4-14 總體變數波動序列的單根檢定	60
表 4-15 市場、產業、公司波動性與總體經濟波動性 Granger 因果關係檢定表	61
表 4-16 同時期之總體經濟變數波動性對各波動性的解釋能力	62
表 A-1 台灣之景氣循環	74

圖目錄

	<u>頁次</u>
圖 1.1 股價指數與成交量趨勢圖	2
圖 4.1 台灣加權股價指數波動圖	35
圖 4.2 市場、產業、公司層級波動(原始序列)	37
圖 4.3 市場、產業、公司層級波動(落後 12 期之移動平均序列)	38
圖 4.4 各層級波動佔整體市場波動之百分比	39
圖 4.5 個股間之平均相關值與平均判定係數值	51
圖 4.6 各總體經濟變數的時間趨勢	57
圖 4.7 各總體經濟變數波動的時間趨勢圖	59

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

證券市場是資金供需雙方溝通的重要橋樑，投資人藉由購買股票，得以分享公司未來的利潤；公司藉由股票之發行，得以籌措所需資金進行投資。因此，股票市場的建立有助於投資、加速資本形成，且經由「資本證券化，證券大眾化」的過程，達成促進國家經濟的發展。然而一個波動幅度大的股票市場，由於不確定性過高，投資風險過大，將會降低一般大眾的投資意願，如此資金供給量減少，造成公司無法順利籌措投資及營運活動所需之資金，證券市場移轉資金的功能無法發揮，會導致企業成長減緩，不利整個經濟社會的發展。

台灣證券市場自民國 51 年成立以來，迄今近四十載。初期之加權股價指數與成交量一直呈現緩慢的上升，直至民國 70 年代中期交易才逐漸活絡。由於隨著經濟高度成長，出口貿易額逐年大幅成長、外匯存底持續地擴增，伴隨而來的民間游資充裕而浮濫，加上投資管道缺乏的情況下，以致大量資金流向股票市場，造就了民國 75 年至 79 年歷時約四年的大多頭時期。此段時間，加權指數即從 75 年底的 1,000 餘點，一路升高至 79 年 2 月 12 日的 12,600 餘點的高峰。然因週轉率過高，投機氣氛過於濃厚，加上人為操控等因素，導致股價漲幅過大，背離基本面而失真，使得隨後股市一路狂洩。同年年底又跌至 3,000 點以下，此後股市呈現振盪起伏的局面，而於 86 年 8 月又再度突破萬點到達 10,200 餘點。然而，在 87 年下半年即因亞洲金融風暴與國內一連串企業財務危機的衝擊下，使台灣股市從 87 年 4 月的 9,000 餘點一路下滑到低點 5,422 點，之後拜國際景氣復甦，科技產業蓬勃發展，股價再度登上萬點大關。然而在 89 年，台灣總統大選前後，股市再度從近萬點一路下滑至五、六千點，如此大幅度的波動，相對先進國家股市而言，可謂相當之高。

面對國內股市暴漲暴跌的現象及 1987 年 10 月全球股市崩盤事件，如何降低市場風險受到主管單位與投資大眾的重視。我國財政部證券暨期貨管理委員

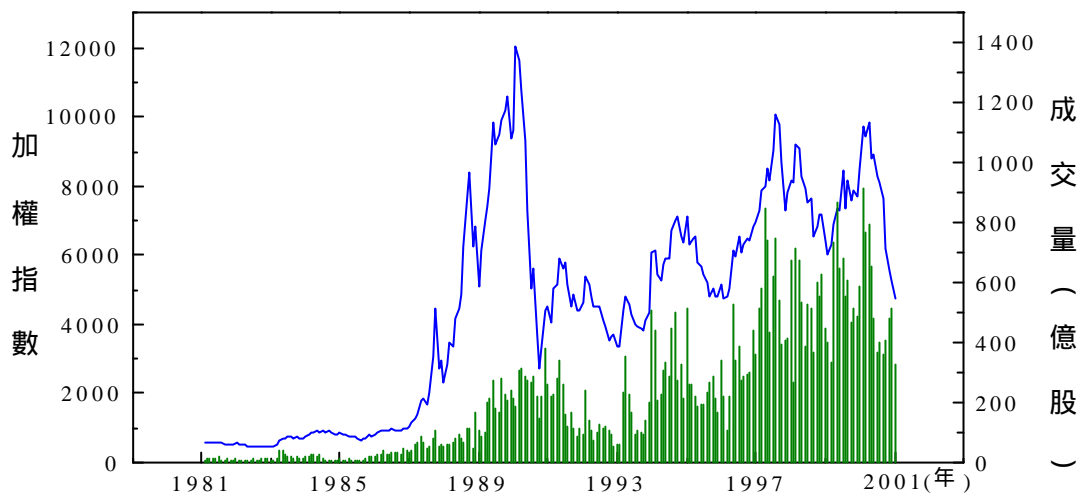


圖 1.1 股價指數與成交量趨勢圖

本圖為 70 至 89 年台灣加權股價指數與成交量趨勢圖。細線圖為加權股價指數，柱狀圖則為成交量。其中，成交量為每月市場總成交量，單位為億股。

會亦採取許多穩定股價的措施，如漲跌幅限制、信用交易保證金成數以及證券交易稅率的調整等等，目的即是希望創造一個穩定的證券交易環境。而國內外許多財經學者也陸續投入股價波動性之相關研究領域中。

在研究股市波動的議題中，股市波動之衡量及影響股市波動因素之探討，應是最為重要之課題。因此本研究之目的，即在探討股票市場中個別公司是否變得更波動(idiosyncratic risk)，以及影響股票市場之波動因素。過去學者在研究股市波動性時，多採用異質條件變異數模型(ARCH)或 stochastic-volatility 模型去衡量波動¹，其相當複雜且不易衡量的。因此本文依據 Campbell, Lettau, Malkiel and Xu(2001)的研究將整體市場波動性(aggregate market volatility)分解成三個部分：市場、產業及公司層級之波動性。藉此，本研究觀察與分析波

¹ 如 Bollerslev, Chou, and Kroner(1992)、Hentschel(1995)、Ghysels, Harvey, and Renault(1996)、Campbell, Lo, and Mackinlay(1997)使用異質條件變異數模型(ARCH)去衡量波動。

動性之特性及關係，包括波動性序列間之相關性分析，三種波動組成相對於整體市場總波動之重要性研究，波動序列間因果關係之研究，不同產業波動程度與波動變異程度之探討，以及各股報酬間相關性與市場模型解釋力變化之分析。且觀察股票市場波動性與景氣循環、國民生產毛額之關係。

另外，在研究造成股票市場波動之原因方面，由於影響股票市場波動性的原因十分複雜，學者大多將影響因子區分為三類：基本因素 (fundamental factors)、股市交易行為 (stock trading activity) 及制度因素。Schwert (1989) 分析 1857 年至 1987 年股票報酬波動性與總體經濟變數波動性間之關係，指出總體經濟變數之波動性對股票風險並無預測力。Fortune (1989) 研究金融市場之風險與總體經濟變數波動性之關聯，發現總體因素即貨幣政策是負債市場風險變動之主要來源；而股票市場風險則與景氣榮枯、短期利率有關；至於匯率風險、貿易赤字、財務槓桿與指數期貨之引進對金融市場之風險並無顯著影響。而過去國內對於股票市場波動性影響因子之研究，著重於總體經濟因素對股市波動性之影響。謝宗祐 (民 88) 研究股價波動性會受到實質生產風險、通貨膨脹風險的正向影響。李秀雯 (民 88) 分析貨幣供給成長率、工業生產指數成長率及貿易條件成長率等總體波動性對股市波動有顯著之影響。因此本文採用 Schwert (1989) 之研究方法，探討總體經濟變數對三種層級波動性之影響，並加入國際之影響因子-- 匯率，看匯率對波動性有無影響。

第二節 研究目的

基於上述的研究動機，本文主要探討台灣股票市場中，個股之波動是否有顯著之增加。並且分析影響台灣股票市場波動之總體經濟變數，研究各因子與股市波動之關係。因此，本文的研究目的如下：

1. 檢視台灣股票市場中，個股之波動幅度是否有顯著之增加，由此分析不

同波動組成相對於整體市場總波動之重要性。

2. 藉由觀察股票市場中個股間之相關性及市場模型之解釋力的變化，來檢視多角化投資之策略。

3. 探討公司層級的波動性是否會隨著產業之差異，而有不同程度之變動與趨勢。

4. 觀察股票市場的波動與景氣循環、國民生產毛額之關係，並進一步分析波動序列對國民生產毛額成長值是否具有預測能力。

5. 分析總體經濟變數波動性，即利率、通貨膨脹率、貨幣供給額、工業生產力，以及匯率，與三種層級之波動性的因果關係。

第三節 研究架構

本文共分成五章，第一章為序論，說明本文之研究背景與動機、研究目的、研究架構。第二章為文獻探討，本章共分為兩節，首先探討股票市場之波動，分別針對波動衡量與波動分解之相關的國內外文獻，作一綜合的整理；第二部份為研究影響股票市場波動之因子，共分為兩個部分，分別為波動與景氣循環、總體經濟因素相關的國內外文獻整理。第三章為研究方法，本章共分為四節，第一節首先依據過去文獻建立假說。第二節說明研究之實證方法，包括原始序列之建構與相關變數之定義與分析。第三節介紹實證分析所必須進行之資料檢定方法，包括單根檢定、落後期檢定等。第四節說明本研究之資料來源、研究期間與資料處理。第五節說明本研究之限制。第四章為實證結果，利用第三章所建立的模型進行實證研究，並對實證結果加以彙總、分析與解釋。第五章為結論建議，對本文作一總結，並對後續可能研究方向提出相關之建議。

第二章 文獻探討

本文主要探討股票市場中個別公司是否變的更具波動性，以及影響股票市場波動之總體波動因子之研究。因而所涉及之相關文獻，包括股票市場波動之衡量、不同層級波動之特性、波動與事業循環之關係、影響波動之因素等方面之文獻。本章的架構如下：第一節，將整理以往對於股票市場波動之衡量與分解關係所做的相關研究，探討不同波動衡量方式對於股市波動研究之影響。第二節，則為影響股票市場波動因子之研究文獻的整理，用以瞭解影響股票市場波動之因素為何。

第一節 波動性衡量與波動分解

一、波動衡量

總體股票市場之波動並非固定的，而是隨著時間而變動。經濟學家已經建立複雜之統計模型，去捕捉波動之時間與變異。其中 Officer(1973)使用之滾動標準差(rolling standard deviation)，已被 ARCH 或 stochastic-volatility 模型所取代。Nelson(1991)使用 EGARCH 模型，去測量股票報酬之條件報酬波動之不對稱回應。Cheung and Ng(1992)使用 EGARCH 模型以 CRSP 資料研究報酬、波動與其他影響變數間之關係。

Liljeblom and Stenius(1997)針對芬蘭 1920 年至 1991 年之月資料，研究股票市場隨時間而產生的波動是否可以被歸因於總體經濟變數的波動性。以 1. 遞延絕對誤差(lagged absolute errors)的簡單加權平均法。2.GARCH 模型等兩種方法來衡量每月條件波動性(conditional volatility)。再使用二變數 12 階自我迴歸模型及同時期的複迴歸模型來衡量總體經濟波動性與股票市場波動性之間的關係。實證結果顯示：利用 VAR 來衡量芬蘭股票市場波動性和總體經濟波

動性，有顯著的關係，此隱含了從股票市場波動性到總體經濟波動性以及從總體經濟波動性到股票市場波動性兩個方向的預測能力。針對總體經濟波動所作的聯合及同步性解釋能力指出在股票市場波動性的改變中與總體經濟波動性有關的約在六分之一至三分之二之間。而股票市場波動與股票市場交易量的成長則呈現微弱的負相關。

Aggarwal, Inclan and Leal(1998)主要探討全球性或地方性事件對於新興國家股票市場是否會造成較大的波動，同時也探討這些事件是傾向於社會、政治或經濟面。研究期間由 1985 年 5 月至 1995 年 4 月共計 10 年之日、週、月的股價報酬資料。利用 ICSS(iterated cumulative sums of squares)和加入虛擬變數至 GARCH 模型的變異數方程式中的方法來說明、觀察變異數突發性的改變。實證結果發現，引起股市劇烈波動的事件大部份傾向地方性事件而唯一造成劇烈波動的全球性事件為 1987 年 10 月股市大崩盤，因國家及事件型態的不同使得波動的水準與期間有所改變，以台灣為例，其會因當地事件而使得波動性增加，在研究期間以中央銀行收縮貨幣與 1987 年 10 月股市大崩盤時所產生的波動較為劇烈。

Song, Liu and Romilly(1998)使用 GARCH 模型去分析，中國兩個股票市場上海與深渠報酬與波動間之關係。結果發現兩市場間具有外溢效果，且兩市場間之報酬波動呈現一類似之結果。

許文成(民 85)以傳統變異數估計式以及 GARCH(1,1)模型，衡量股市波動性。研究結果顯示：以加權指數日報酬率變異數衡量波動性時，利用傳統變異數估計式較為適當；以月報酬率變異數衡量波動性時，則以日報酬率變異數的加總估計效果較佳。其以每月日報酬率變異數的加總衡量累積(短期)波動性，以月報酬率變異數衡量長期波動性。

陳元保(民 86)使用 GARCH 模型研究 1989 年 1 月至 1995 年 12 月股市及經濟因素的波動性，再使用二元 VAR 模型探討股市波動與經濟波動間的因果關係，為了瞭解景氣循環不同階段中上述的因果關係是否有差異，本研究進一步考慮景氣擴張及蕭條之因素，並進行因果關係檢定。實證結果顯示：股市波動會受經濟變數波動的影響，而經濟變數波動也受股市波動的影響。

黃冠璋(民 88)研究主要採用蒙地卡羅模擬法，並在考量波動性會隨時間改變的情況下引入 GARCH(1,1)模型來預測波動性，並以 SMA 與 EWMA 模型所估計之 VAR 值做為指標，最後藉由 Lopez(1998)所提出的漏損函數(Loss Function)法來評估不同方法下之 VAR 值效果。波動性以 GARCH(1,1)估計的蒙地卡羅模型之績效表現，在大多數情況下仍優於傳統波動性固定假設的蒙地卡羅模型。

陳煒朋(民 88)使用一般常用的 GARCH 模型，及一些相關的衍生模型與隱含波動性模型的預測能力來作比較，除了找出適合描述台灣金融市場的波動性模型之外，也嘗試將傳統的模型做修正，以期望能增進模型的預測能力表現。研究結果，對於台灣的金融市場而言，隱含波動性在預測未來真實波動性時，並非是一個良好的不偏估計值，而 GARCH 系列的模型反而能對各樣本提供一個較為穩定的估計及預測過程。

楊華欽(民 89)援引 Engle, Lilien and Robins(1987)之 ARCH-M 模型，修改條件變異數的設定型態，作為實證模型。另將影響股市波動的因子分為基本因素及交易因素，嘗試為台灣股市的高風險尋求解釋。實證結果：基本因素方面，工業生產指數成長率波動性及匯率風險與股市波動呈現正向關係，表示實質生產力不確定性愈大或匯率變動幅度愈激烈，將使股市的風險增加。貨幣供給波動性增加則會顯著降低股市風險；交易因素對股市風險的影響，主要在於成交量週轉率

及信用交易比率。其中，未預期成交量週轉率與股市波動性存在正相關，顯示股票市場的突發訊息愈多，投機性愈濃厚，股市即愈不穩定。以下將波動衡量之文獻整體於表 2-1。

二、產業與公司波動之研究

在大部分之風險與報酬理論中，總體之波動是很重要的。但是總體市場之報酬只是個股報酬其中一影響因子，產業層級(industry-level)與特有公司層級之衝擊(idiosyncratic firm-level shocks)，也是個股報酬之重要因子。在此有一些對於產業與公司層級波動的實證研究。

表 2-1 波動衡量之文獻整理

研究者	研究主題	研究方法	研究結果
Nelson(1991)	測量股票報酬之條件報酬波動之不對稱回應。	EGARCH 模型	發現報酬、波動與其他影響變數間具有一定之關係。
Cheung and Ng(1992)	以 CRSP 資料研究報酬、波動與其他影響變數間之關係。	EGARCH 模型	發現報酬、波動與其他影響變數間具有一定之關係。
Liljeblom and Stenius(1997)	研究股票市場隨時而產生的波動是否可以被歸因於總體經濟變數的波動性。	遞延絕對誤差的簡單加權平均法；GARCH 模型	芬蘭股票市場波動性和總體經濟波動性，有顯著的關係，此隱含了從股票市場波動性到總體經濟波動性以及從總體經濟波動性到股票市場波動性兩個方向的預測能力。
Aggarwal, Inclan and Leal(1998)	全球性或地方性事件對於新興國家股票市場是否會造成較大的波動。	GARCH 模型	結果發現，引起股市劇烈波動的事件大部份傾向地方性事件。
Song, Liu and Romilly(1998)	中國股票市場報酬與波動間之關係。	GARCH 模型	發現中國兩個股票市場上海與深渠，兩市場間具有外溢效果，且兩市場間之報酬波動呈現類似結果。

許文成(民 85)	探討股市波動性和基本面波動性、交易面變數、制度面變數的關係。	傳統變異數估計式以及 GARCH(1, 1) 模型	以加權指數日報酬率變異數衡量波動性時，利用傳統變異數估計式較為適當；以月報酬率變異數衡量波動性時，則以日報酬率變異數的加總估計效果較佳。
陳元保(民 86)	探討股市波動與經濟波動間的因果關係。	GARCH 模型，二元 VAR 模型	股市波動會受經濟變數波動的影響，而經濟變數波動也受股市波動的影響。股市波動與消費者物價及匯率波動間存在著雙向的 Granger 因果關係。
黃冠璋(民 88)	不同波動性衡量之績效。	蒙地卡羅模擬法，GARCH(1, 1) 模型	波動性以 GARCH(1, 1) 估計的蒙地卡羅模型之績效表現，在大多數情況下仍優於傳統波動性固定假設的蒙地卡羅模型。
陳煒朋(民 88)	找出適合描述台灣金融市場的波動性模型。	GARCH 模型，隱含波動性模型	對於台灣的金融市場而言，隱含波動性在預測未來真實波動性時，並非是一個良好的不偏估計值，而 GARCH 系列的模型反而能對各樣本提供一個較為穩定的估計及預測過程。
楊華欽(民 89)	將影響股市波動的因子分為基本因素及交易因素，嘗試為台灣股市的高風險尋求解釋。	ARCH-M 模型	基本因素方面，工業生產指數成長率波動性及匯率風險與股市波動呈現正向關係，表示實質生產力不確定性愈大或匯率變動幅度愈激烈，將使股市的風險增加。貨幣供給波動性增加則會顯著降低股市風險。

Lillen(1982)建立區域重新配置之模型，隱含生產力成長之產業波動之增加，也許會減少產出。正如資源之轉向，從生產至各區域成本之重新分配。Caballero and Hammer(1994)、Eden and Jovanovic(1994)建構 cleansing recession 模型，在公司層級也實證出類似之結果。一個額外關於管理品質之資訊增加，也許會短暫地減少產出，正如資源從低品質至高品質公司之重新分配。相對地，因某些原因而發生之衰退，也會釋放關於管理品質之資訊，且增加公司間資源重新分配之速度。

Heston and Rouwenhorst (1994)分解在產業之波動與特定國家之效果，以及研究國際多角化之意涵。日股票報酬顯示一顯著之序列相關，其會影響波動序列，特別是在序列相關之樣式隨時間而改變。

Duffee(1995)研究個股報酬、波動與總體市場報酬、波動間之關係。其研究發現個股報酬與波動間呈現正向關係，在小型公司，此一關係更為強烈；而總體市場中，報酬與波動則呈現反向關係，即報酬增加，波動會減少。

Shleifer and Vishny(1997)研究套利者去交易錯價之個股，所面對之風險與特定報酬波動有關。特定公司層級波動性較高時，較大定價錯誤才可能發生。

Campbell et al(1997)發現在事件研究中，公司層級之波動是很重要的。事件會影響個股，且異常事件相關報酬之統計顯著水準是由個股相對於市場、產業之報酬波動性所決定。

Cambell, Lettau, Malkiel and Xu(2001)使用分解法 (disaggregated approach)去研究普通股在市場、產業、公司層級之波動，使用三種不同方式，測量以月為單位之股票市場波動。1、以日為單位建構月-市場報酬之時間序列波動 (time-series volatility)；2、相對於市場，產業投資組合報酬之波動 (cross-sectional volatility)；3、相對於產業，個別公司報酬之分散程度。結果發現股票市場中，個股之波動幅度有顯著之增加。測量股票市場中個股間之相關性，發現其相關性遞減。不同產業下，各公司的波動有不同程度之變動與趨勢。股票市場的波動與景氣循環具有負相關。

王淑君(民 89)藉由 GARCH 模型探討股價指數、各類股指數及個股報酬率的波動性，及將前一期交易量、匯率、前一期法人買賣超等變數作為資訊的代理變數(proxy)，解釋 GARCH 效果。因此，分別將總體股價報酬率、各類股指數報酬率、十八個股報酬率的 MA(1)-GARCH(1,1)模型中個別加入前一期交易量、匯率及前一期法人買賣超三變數。探討在這些加入解釋變數的修正模型中的 GARCH

效果和原先不加入外生變數的原始 MA(1)-GARCH(1,1)模型的 GARCH 效果。若加入解釋變數的修正模型中之值(前一期殘差平方項係數和前一期變異數係數之和)較原始模型的係數和減少，則可以推論 GARCH 效果的減少是因為解釋變數的加入，因此可說明解釋變數解釋了 GARCH 效果，成為股價波動的來源之一。以下將產業與公司波動之文獻整體於表 2-2。

三、小結

由以上文獻可知，近期波動之衡量，已由早期 Officer(1973)所使用之滾動標準差(rolling standard deviation)，至近期許多學者所使用之 ARCH 或 stochastic-volatility 模型所取代，如 ARCH、GARCH、GARCH(1,1)、EGARCH 模型等。而在產業與公司波動研究方面，個股報酬與波動間呈現正向關係，在小型公司，此一關係更為強烈。且公司波動較市場與產業波動增加。公司波動性較高時，較大之股票定價錯誤才可能發生。且異常事件之發生會影響個股之表現。

第二節 影響波動之因子

一、波動與景氣循環

股票市場乃屬長期資本市場，企業家透過「資本證券化」的方式向投資人募集資金，做為公司營運及擴充規模之用。是故股票市場繫乎一國的經濟發展，乃經濟發展之櫥窗。無論基於何種因素，股價確實會有漲跌互異的現象，但消息面、心理面或其他非經濟因素並不能完全的支配股價走勢，從長期而論，股價終究會回歸基本面，所謂基本面，就是經濟之榮枯，常以景氣的好壞

表 2-2 產業與公司波動之文獻整理

研究者	研究主題	研究方法	研究結果
Heston and Rouwenhorst (1994)	分解在產業之波動與特定國家之效果，以及研究國際多角化之意涵。	迴歸分析	日股票報酬顯示一顯著之序列相關，其會影響波動序列，特別是在序列相關之樣式隨時間而改變。
Duffee (1995)	個股報酬、波動與總體市場報酬、波動間之關	GARCH 模型	發現個股報酬與波動間呈現正向關係，在小型公司，此一關係更為強烈。

	係。		
Shleifer and Vishny(1997)	套利者去交易錯價之個股，所面對之風險與特定報酬波動有關。	ARCH 模型	當特定公司層級波動性較高時，較大之定價錯誤才可能發生。
Campbell et al.(1997)	公司層級波動之研究。	事件研究	事件會影響個股，且異常事件相關報酬之統計顯著水準是由個股相對於市場、產業之報酬波動性所決定。
Cambell, Lettau, Malkiel, and Xu(2001)	市場、產業、公司層級波動之研究。	分解法	公司波動較市場與產業波動增加。
王淑君(民 89)	探討股價指數、各類股指數及個股報酬率的波動性。	GARCH 模型	前一期交易量、匯率、前一期法人買賣超等變數作為資訊的代理變數(proxy)，解釋 GARCH 效果，成為股價波動的來源之一。

來表現，景氣循環即為一種經濟波動的現象。

研究財務性之波動與景氣循環之關係。過去文獻皆針對在股票市場指數之波動上，即市場波動。其中 Officer(1973)測量景氣循環變數與股市波動之關係。Schwert(1989)在市場波動與經濟活動之關係上作一廣泛之分析，證實了 Officer's(1973)早期之研究，證實市場波動在經濟衰退時較高，其發現加入巨大之衰退期，則波動在衰退期時會更大。Christie(1982)回應 Officer(1973)之研究，認為此一效果是因為在衰退時，增加財務槓桿所導致。然而，Schwert(1989)研究槓桿(leverage)並不能為市場波動與經濟活動之強烈負相關做出解釋。最近的研究，Hamilton and Lin(1996)設計一股市報酬之聯合運輸與產業產出成長之更複雜之 regime-switching 模型，他們發現經濟衰退為解釋市場波動原因中，最重要之因子，約佔 60%。

Kearney(1998)測試造成在小型、國際市場波動之原因。研究愛爾蘭市場波動與英國市場波動與事業週期間之關係，其研究結果發現，匯率波動較利率波動為一明顯之影響因子，而歐洲貨幣制度可以減少歐洲小型國家之市場波動。

Li and Hu(1998)藉由在各種不同經濟景氣的狀態下，分別探討股票市場對於總體經濟訊息之宣示的反應，以提供有關經濟變數在股價上之效果的不偏估

計。研究期間為 1980 年 2 月 1 日至 1996 年 12 月 31 日之資料。先透過 OLS 來檢定股票市場對總體經濟訊息之宣示的反應作一初步估計，接著再加入虛擬變數以表示各種經濟狀況，並進一步探討在各種不同經濟景氣的狀態下，股票市場與總體經濟訊息之宣示的關係。實證結果指出，股票市場在相同的總體經濟之訊息於不同的經濟景氣狀態下，會有不同的反應。此外，在反應係數隨著各經濟狀態而改變時，也就是在考慮了經濟狀態下，會有較多的總體經濟變數對於股價產生更顯著的衝擊效果。

陳元保(民 86)研究期間為 1989 年 1 月至 1995 年 12 月。研究使用 GARCH 模型估計股市及經濟因素的波動性，再使用二元 VAR 模型探討股市波動與經濟波動間的因果關係，為了瞭解景氣循環不同階段中上述的因果關係是否有差異，本研究進一步考慮景氣擴張及蕭條之因素，並進行因果關係檢定。實證結果顯示：在景氣循環不同的階段中，股市波動與經濟波動之間呈現不同的因果關係。

高崇傑(民 89)從理論與文獻上整理說明股價變動與景氣循環的關係，並陳述 1990 年代的台灣股價指數與景氣循環走勢之關係，利用由 Johansen 所發展非常適於經濟模型的估計與檢定的計量工具---共整合分析與向量誤差修正模型，企圖以變數間所具有的整合線性關係作為衡量長期的均衡關係，並以均方誤差 (RMSE) 與絕對平均百分比誤差 (MAPE) 評量預測績效。其結論為股價與領先指標綜合指數，短期上落後一期和落後四期的領先指標綜合指數變動率與股價報酬率具有顯著的正向關係，此外股價與領先指標綜合指數長期存在正向共整合方程式。

陳仕偉(民 89)針對台灣景氣循環轉折點的認定與經濟成長的預測進行研究，以及台股指數波動性之探討。應用馬可夫轉換模型，實證結果發現同時指標與領先指標有助於景氣循環轉折點之預測，而且同時指標有助於經濟成長的預測而領先指標則無此效果。具有馬可夫轉換特性的自我迴歸變異數模型比傳統的一

般自我迴歸變異模型更能掌握台股指數報酬率波動性行為，而且前者在預測上的表現也比後者為佳。以下將波動與景氣循環關係之文獻整體於表 2-3。

二、波動與總體經濟因子

許多學者研究造成股票市場波動之原因。Officer(1973)，以工業生產指數的標準差作為經濟活動變遷的替代指數，將觀察期間分為經濟大蕭條前(1930 年以前)、大蕭條時期(1930 年至 1943 年)及戰後 (1943 年到 1968 年)三個子期間。其研究結果：30 年代與二次大戰期間，工業生產指數之標準差對股市風險有極佳的解釋力，判定係數達 50%。膨脹風險對股市風險並無影響，而 M2 成長率之標準差在蕭條前及戰後對股市的風險有很好的解釋力；工業生產指數的波動性與貨幣供給的波動性係上述三個子期間股市風險的主要來源。

Fortune(1989)，研究期間為 1978 年 1 月至 1987 年 12 月。研究金融市場(票券市場、債券市場、股票市場)的風險與總體經濟波性間的關聯。以 VAR 模型進行研究。研究結果指出：總體因素及貨幣政策是負債市場風險變動的主要來源。而股票風險則與景氣的榮枯、短期利率的波動有關。至於匯率風險、貿易赤字、財務槓桿以及指數期貨的引進等制度因素對金融市場的風險並無影響。

Schwert(1989、1990)，分析 1857 年至 1987 年(計 130 年)S & P 綜合指數風險與總體變數風險(包括名目與實質)間的關係。以 12 階向量自我迴歸模型(VAR(12))探討變數當期和落後期之間的關係，至於變數間同期間的關係則以迴歸分析加以探討。研究結果指出：在景氣蕭條期間，股票風險確實較大，而各經濟變數亦有較大的波動。貨幣供給波動性對股票風險具預測力，兩者存在正相關。實質面的風險與利率風險與股票風險間無顯著關係存在。

Hardouvelis(1990)，研究期間為 1978 年 1 月至 1988 年 12 月。將工業生產

指數的波動視為股利風險的替代變數，並認為代表資金面的貨幣供給會影響經濟情況，進而影響股票市場的風險。利用 VAR 模型進行研究。研究結果指出

表 2 - 3 波動與景氣循環關係之文獻整理

研究者	研究主題	研究方法	研究結果
Officer(1973)	測量景氣循環變數與股市波動之關係。	迴歸分析	膨脹風險對股市風險並無影響，而 M2 成長率之標準差在蕭條前及戰後對股市的風險有很好的解釋力；工業生產指數的波動性與貨幣供給的波動性係上述三個子期間股市風險的主要來源。
Schwert(1989、1990)	市場波動與經濟活動之關係。	12 階向量自我迴歸模型	在景氣蕭條期間，股票風險確實較大，而各經濟變數亦有較大的波動。
Hamilton and Lin(1996)	市場波動與景氣循環之關係。	regime-switching 模型	發現經濟衰退為解釋市場波動原因中，最重要之因子，約佔 60%。
Kearney(1998)	研究愛爾蘭市場波動與英國市場波動與事業週期間之關係。	ARCH 模型	匯率波動較利率波動為一明顯之影響因子，而歐洲貨幣制度可以減少歐洲小型國家之市場波動。
Li and Hu(1998)	在各種不同經濟景氣的狀態下，探討股票市場對於總體經濟訊息之宣示的反應。	迴歸分析	股票市場在相同的總體經濟之訊息於不同的經濟景氣狀態下，會有不同的反應。在考慮了經濟狀態下，會有較多的總體經濟變數對於股價產生更顯著的衝擊效果。
陳元保(民 86)	探討股市波動與經濟波動間的因果關係，考慮景氣擴張及蕭條之因素。	GARCH 模型，二元 VAR 模型	在景氣循環不同的階段中，股市波動與經濟波動之間呈現不同的因果關係。
高崇傑(民 89)	股價變動與景氣循環的關係。	共整合分析與向量誤差修正模型	股價與領先指標綜合指數，短期上落後一期和落後四期的領先指標綜合指數變動率與股價報酬率具有顯著的正向關係，此外股價與領先指標綜合指數長期存在正向共整合方程式。
陳仕偉(民 89)	台灣景氣循環轉折點的認定與經濟成長的預測進行研究，以及台股指數波動性之探討。	馬可夫轉換模型	同時指標與領先指標有助於景氣循環轉折點之預測，而且同時指標有助於經濟成長的預測而領先指標則無此效果。

工業生產指數的波動和貨幣供給兩個變數對股票風險並無顯著解釋力。

DhakaI, Kandil, and Sharma(1993)採用 VAR 模型研究貨幣供給與股價的因果關係，模型中包含股價、貨幣供給額、工業生產指數、三個月期國庫券利率以及消費者物價指數，實證期間為 1973 年 1 月至 1995 年 1 月的月資料，實證結果

顯示貨幣供給會直接影響股價，也會透過利率、通貨膨脹率等管道間接影響股價，顯示出股票市場並不具效率性，同時亦發現股價的改變會影響實質產出的成長率，作者認為這效果可能是因為股價的改變會影響企業部門籌資能力所致，故一般認為股價是總體經濟情勢的領先指標之一。

Sill(1993)，研究期間為 1981 年 1 月至 1991 年 12 月。研究變數包括股價指數、貨幣供給成長率、工業生產指數、消費成長率、利率、長短期利差。利用 VAR 模型進行研究。研究結果指出：貨幣供給成長率、工業生產指數、消費成長率均無法預測股市波動性。股票的風險可以自身的過去值加以預測，且利率及長短期利率的差對股票市場的波動性有極佳的預測力。

Kearney and Daly(1998)研究在澳洲股市中，影響波動之因子，其認為長期因子有市場報酬率、利率、通貨膨脹率、貨幣供給額、工業生產力、經常帳等。而其中通貨膨脹、利率會直接影響波動；工業生產力、經常帳、貨幣供給額會間接影響波動。對於匯率，其他則並無顯著之證據。

Chen, Mohan and Steiner(1999)使用日內資料去研究折現率之改變，對股市報酬、波動與交易量之影響。結果發現未預期之折現率改變，會造成短暫但極大之股票市場波動；且會產生極大之交易量，但異常交易量只發生在當期；其也會影響股票市場之報酬。茲將股市波動與總體經濟波動關係之國外文獻整理於表 2-4 中。

鄒孟文(民 82)分別利用 Granger 因果檢定與 Hsiao test 與迴歸分析的方式，分別檢定 M1A、M1B 及廣義貨幣供給額 M2 和股價之間的因果關係，研究期間為 1980 年 1 月至 1992 年 4 月的月資料。實證結果發現貨幣供給與股價間並無明顯的因果關係存在：利用 Hsiao test 顯示僅 M1A 對股價指數有單向的因果關係

存在，迴歸分析卻顯示僅有 M2 對股價指數有單向的因果關係存在。隨著檢定方式的不同，結果有不一致的情形出現，作者指出國內股票市場對於貨幣供給變動的訊息並不具效率性，而股價指數與貨幣供給間更無所謂雙向的因果關係存在。

黃德芬(民 83)研究主要目的在分析影響臺灣股市波動性的因素，探討臺灣股市風險的變動係來自基本面的不確定性，或是市場的投機交易行為所肇致。

表 2-4 股市波動與總體經濟波動關係之國外文獻整理

研究者	研究主題	研究方法	研究結果
Officer(1973)	測量總體經濟波動變數與股市波動之關係。	迴歸分析	30 年代與二次大戰期間，工業生產指數之標準差對股市風險有極佳的解釋力，判定係數達 50%。膨脹風險對股市風險並無影響，而 M2 成長率之標準差在蕭條前及戰後對股市的風險有很好的解釋力；工業生產指數的波動性與貨幣供給的波動性係上述三個子期間股市風險的主要來源。
Fortune(1989)	金融市場(票券市場、債券市場、股票市場)的風險與總體經濟波性間的關聯。	向量自我迴歸模型	總體因素及貨幣政策是負債市場風險變動的主要來源。股票風險則與景氣的榮枯、短期利率的波動有關。匯率風險、貿易赤字、財務槓桿以及指數期貨的引進等制度因素對金融市場的風險並無影響。
Schwert(1989、1990)	S & P 綜合指數風險與總體變數風險(包括名目與實質)間的關係	12 階向量自我迴歸模型	在景氣蕭條期間，股票風險確實較大，而各經濟變數亦有較大的波動。貨幣供給波動性對股票風險具預測力，兩者存在正相關。實質面的風險與利率風險與股票風險間無顯著關係存在。
Hardouvelis(1990)	總體經濟波動變數與股市波動之關係。	向量自我迴歸模型	工業生產指數的波動和貨幣供給兩個變數對股票風險並無顯著解釋力。
DhakaI, Kandil, and Sharma(1993)	研究貨幣供給與股價的因果關係。	向量自我迴歸模型	貨幣供給會直接影響股價，也會透過利率、通貨膨脹率等管道間接影響股價，顯示出股票市場並不具效率性，股價的改變會影響實質產出的成長率。
Sill(1993)	總體經濟波動變數與股市波動之關係。	向量自我迴歸模型	貨幣供給成長率、工業生產指數、消費成長率均無法預測股市波動性。股票的風險可以自身的過去值加以預測，且利率及長短期利率的差對股票市場的波動性有極佳的預測力。
Kearney and Daly(1998)	研究在澳洲股市中，影響波動之因子。	GARCH 模型	通貨膨脹、利率會直接影響波動；工業生產力、經常帳、貨幣供給額會間接影響波動。對於匯率，其他則並無顯著之證據。
Chen, Mohan and Steiner(1999)	研究折現率之改變，對股市報酬、波動與交易量之影響。	迴歸分析	未預期之折現率改變，會造成短暫但極大之股票市場波動；且會產生極大之交易量，但異常交易量只發生在當期；其也會影響股票市場之報酬。

其中基本因素包括總體因素及財務槓桿。利用 F 統計量檢定股票報酬波動性是否可由本身或其他變數的前期值加以預測，對於變數間的同期關係則施以迴歸分析。實證結果概要說明如下：臺灣股票市場波動性存在序列相關，當期的風險可由過去的風險加以預測。總體變數之波動性對股票波動性並無預測力。但同期間存在正相關。其中，臺灣早期股票市場之風險與通貨膨脹風險間存有正相關；後期則主要受匯率風險的影響。

許文成(民 85)以加權股價指數日報酬率衡量波動性時，使用傳統變異數估計式；以加權股價指數月報酬率衡量波動性時，使用 GARCH(1, 1)模型估計。影響因子分成基本面、交易面和制度面探討。基本面變數的波動性，以 ARCH 模型估計。以 12 階的 VAR 模型探討股市波動性和基本面波動性、交易面變數、制度面變數的關係。再以複迴歸模型分析同期變數的關係。研究結果顯示：股市波動性有顯著的叢聚現象，隱含波動性可以自身落後期值預測。營運槓桿和財務槓桿對股市波動性都沒有顯著影響。在同期關係方面，對短期波動性的影響較為強烈，對長期波動性的影響較微弱。

李秀雯(民 88)分析影響臺灣股市波動性的因素，探討臺灣股市的波動與總體經濟(基本面)、交易量成長率(交易面)之間的關係。其先利用遞延絕對誤差之簡單加權平均法與 GARCH 模型兩種方法分別衡量各變數的波動性。再來以 12 階的 VAR 模型探討股市波動性與總體經濟波動性間的動態關係，再以複迴歸模型分析同期變數間的關係。實證結果為，貨幣供給成長率、工業生產指數成長率及貿易條件成長率等總體波動性對股市波動有顯著之影響。且以貿易條件成長率波動性對台灣股市波動性的影響有最顯著的關係。

陳功業(民 88)探討影響台灣股票市場波動的因素，除了考慮以之前學者設

定的 VAR(12)模型研究，另外以 SUR(5)模型來討論股市波動與基本面、交易面間的關係；最後，再以自我迴歸異質條件變異數模型來分析股市波動的特性。最重要的是，根據誤差項的各類檢定結果來判定研究股市波動性質的最佳模型。研究結果發現代表資訊到達指標的兩變數 - 週轉率與成交量成長率 - 會影響股票市場的波動。此外，交易面(成交量成長率)可能會影響基本面(匯率)。

楊晴華(民 89)研究以股價波動性與總體經濟活動之間關係的探討為主題，專注於分析總體經濟活動中何者為引起股票市場波動的主因。從實證結果顯示，以營收成長波動與工業生產波動所代表的實質生產因素，並不能解釋國內的股價波動。利率波動、貨供波動與通膨波動中，僅貨供波動對於股價波動具有一定的解釋能力；以融資槓桿比率所代表的公司風險性因素，其實證結果支持 Christie(1982)所推導的統合債券模型(Consol Model)，顯示公司財務結構所可能導致的投資風險會反應在股價波動上；匯率波動對於股價波動並不具顯著的解釋能力。以下將股市波動與總體經濟波動關係之國內文獻整體於表 2-5 中。

三、小結

由以上文獻可知，在景氣蕭條期間，股票風險確實較大，而各經濟變數亦有較大的波動。且經濟衰退為解釋市場波動原因中，最重要之因子。而在總體經濟變數方面，學者對於總體經濟變數對於股市波動之影響，其結果並不一致，有研究發現，貨幣供給成長率、工業生產指數成長率及貿易條件成長率等總體波動性對股市波動有顯著之影響。也有研究發現，貨幣供給成長率、工業生產指數、消費成長率均無法預測股市波動性。歸納其原因，可能為研究時期與研究方法不同所致。

表 2 - 5 股市波動與總體經濟波動關係之國內文獻整理

鄒孟文(民 82)	檢定 M1A、M1B 及迴歸分析	國內股票市場對於貨幣供給變動的訊息並不
-----------	------------------	---------------------

	廣義貨幣供給額 M2 和股價之間的因果關係。		具效率性，而股價指數與貨幣供給間更無所謂雙向的因果關係存在。
黃德芬(民 83)	分析影響臺灣股市波動性的因素。	12 階向量自我迴歸模型	臺灣早期股票市場之風險與通貨膨脹風險間存有正相關；後期則主要受匯率風險的影響。
許文成(民 85)	股市波動性和基本面波動性、交易面變數、制度面變數的關係。	12 階向量自我迴歸模型	76 年以前短期波動性不受基本面影響，但長期波動性則有回歸基本面的趨勢；76 年以後股市波動性完全脫離同期基本面的影響。交易面變數和波動性間並無落後期間的關係。制度面和股市波動性：制度面和股市波動性間並無顯著關係存在。
李秀雯(民 88)	分析影響臺灣股市波動性的因素。	12 階向量自我迴歸模型	貨幣供給成長率、工業生產指數成長率及貿易條件成長率等總體波動性對股市波動有顯著之影響。
陳功業(民 88)	探討影響台灣股票市場波動的因素。	VAR(12) 模型，SUR(5) 模型	週轉率與成交量成長率會影響股票市場的波動。交易面(成交量成長率)可能會影響基本面(匯率)。
楊晴華(民 89)	探討股價波動性與總體經濟活動之間的關係。	ARCH 模型	營收成長波動與工業生產波動所代表的實質生產因素，並不能解釋國內的股價波動。僅貨供波動對於股價波動具有一定程度的解釋能力。

第三章 研究方法與設計

本篇論文主要是探討股票市場波動之行為，並且探討影響台灣股票市場波動之因素。本章共分成四節，第一節首先依據過去文獻建立假說。第二節說明研究之實證方法，包括原始序列之建構與相關變數之定義與分析。第三節介紹實證分析所必須進行之資料檢定方法，包括單根檢定、落後期檢定等。第四節說明本研究之資料來源、研究期間與資料處理。

第一節 研究假說

3.1.1 波動之衡量與波動分解之關係

Bollerslev (1992), Campbell et al. (2001)認為在風險與報酬之理論中，整體市場波動是很重要的。而影響整體市場報酬之因子可以分為市場因素、產業因素與公司因素。Duffee(1995)研究個股報酬、波動與總體市場報酬、波動間之關係。其發現個股報酬與波動間呈現正向關係。相對於市場在小型公司，此一關係更為強烈。Campbell et al. (2001)認為整體市場之波動不只受到市場因素之影響，其也受到產業層級以及特定公司層級事件衝擊之影響，因此其將整體市場波動性分解成三個部分：市場、產業及公司層級之波動性。其研究發現相對於市場之波動性，公司之波動性有顯著增加之趨勢。因此本文提出下列假說：

假說 1-1：分解整體市場報酬之波動，為市場、產業及公司層級之波動。其中公司層級之波動性會大於市場層級之波動性。

Leahy and Whited(1996)探討公司層級在波動與投資間之關係，其結果發現公司層級之波動會影響公司之投資，且有增加之趨勢。Shleifer and Vishny(1997)研究套利者去交易錯價之個股，所面對之風險與特定層級報酬波動有關。其研究發現當特定公司層級波動性較高時，較大之定價錯誤才可能發生。Campbell et

al (1997)認為在事件研究中，公司層級之波動是很重要的。事件會影響個股，且異常事件相關報酬之統計顯著水準，是由個股相對於市場、產業之報酬波動性所決定。綜合以上研究結論，相對於市場與產業層級波動，公司層級波動對整體市場的總風險影響更為重要。因此本文提出下列假說：

假說 1-2：相對於市場與產業層級波動，公司層級波動是整體市場總風險中
最為重要部份。

Campbell et al.(2001)研究個股波動是否會隨時間而增加，其研究發現市場層級波動會領先產業與公司層級之波動，且各波動層級之間具有領先落後之關係，可以相互預測。因此本文提出下列假說：

假說 1-3：市場層級波動領先產業與公司層級之波動，且各波動層級之間可
以相互預測。

Roll(1992)及 Heston and Rouwenhorst(1994)研究在不同產業下之波動影響效果，以及研究國際多角化之意涵，其結果發現不同產業下，其產業波動之程度不同，且對於股市之影響不同。Campbell et al.(2001)研究不同產業下，對公司波動是否會有不同程度之影響結果，其結果發現不同產業下，其波動之程度與波動之變異程度也不同。以上研究結論，發現不同產業下，其所產生之公司波動會因產業而有不同之波動程度。因此本文提出下列假說：

假說 1-4：不同產業下，產業與公司層級之波動會有不同程度之變動與趨勢。

Campbell et al.(2001)研究在個股與市場模型解釋力之關連性，其發現個股與市場模型之解釋力已經遞減，且各股報酬間之相關性有遞減之趨勢，而投資組合多角化之績效已經隨時間而增加。因此本文提出下列假說：

假說 1-5：隨著公司層級波動性之增加，個股間報酬之相關性與市場模型之
平均判定係數會遞減。

3.1.2 景氣循環與影響波動之因子

Hamilton and Lin(1996), Campbell et al.(2001)認為市場之波動幅度在經濟循環下降時會增加的，原因為財務槓桿之使用增加。其加入股票報酬與產業生產力成長等因素，認為經濟衰退應為解釋市場波動之重要因素。認為股票市場之波動性會在經濟衰退時皆增加。高崇傑(民 89)從理論與文獻上整理說明股價變動與景氣循環的關係，其結論為股價波動與景氣循環存在一領先落後之關係。因此本文提出下列假說：

假說 2-1：在經濟衰退時，市場、產業及公司層級之波動會顯著增加。

Schwert(1989)使用長期之月資料，去研究美國股市波動與總體經濟變數之關係。Kearney and Daly(1998)研究在澳洲股市中，影響波動之因子，其中通貨膨脹、利率會直接影響波動；工業生產力、經常帳、貨幣供給額會間接影響波動。對於匯率，其他則並無顯著之證據。鄒孟文(民 82)利用 Granger 因果檢定，分別檢定 M1A、M1B 及廣義貨幣供給額 M2 和股價之間的因果關係，實證結果發現貨幣供給與股價間並無明顯的因果關係存在。楊晴華(民 89)研究以股價波動性與總體經濟活動之間關係的探討，實證結果顯示，以營收成長波動與工業生產波動所代表的實質生產因素，並不能解釋國內的股價波動。利率波動、貨供波動與通膨波動三者中，僅貨供波動對於股價波動具有一定程度的解釋能力。因此本文提出下列假說：

假說 2-2：市場、產業及公司層級波動與通貨膨脹率、利率、工業生產力、貨幣供給額、匯率之波動有 Granger 因果關係。

第二節 研究方法

3.2.1 波動之衡量與波動分解之關係

一、波動性分解與衡量

本研究依據 Campbell et al.(2001)將股票之報酬分成三個部分：市場報酬、產業特定殘差 (industry-specific residual)、公司特定殘差 (firm-specific residual)。基於報酬之分解，可以衡量公司報酬波動之三種組成。此一方法之優點在於波動性之衡量無須追蹤其共變異數，且不用去測量該公司或產業之貝他值。

(一) 市場報酬波動之組成

依據 Campbell et al.(2001)，將市場報酬波動定義為：

$$s_{mt}^2 = (R_{mt} - m_m)^2 \quad (3.2.1)$$

其中， s_{mt}^2 為第 t 期市場波動，

R_{mt} 為第 t 期市場報酬，

m_m 為樣本期間內，市場報酬之平均值。

(二) 產業報酬波動之組成

其次依據 Campbell et al.(1997) 之市場報酬調整模式 (market-adjusted-return model)，首先將產業之報酬分解成兩部分：

$$R_{it} = R_{mt} + e_{it} \quad (3.2.2)$$

其中， R_{it} 為 i 產業之第 t 期報酬，

e_{it} 為 i 產業之第 t 期特定殘差。

產業報酬之變異為：

$$\begin{aligned} \text{Var}(R_{it}) &= \text{Var}(R_{mt}) + \text{Var}(e_{it}) + 2\text{Cov}(R_{mt}, e_{it}) \\ &= \text{Var}(R_{mt}) + \text{Var}(e_{it}) + 2(\mathbf{b}_{mi} - 1)\text{Var}(R_{mt}) \end{aligned} \quad (3.2.3)$$

其中， \mathbf{b}_{mi} 為市場與 i 產業報酬之貝他值。

茲將產業變異以加權平均方式加總，由於 $\sum_i w_{it} \mathbf{b}_{mi} = 1$ ，因此可得下式：

$$\begin{aligned} \sum_i w_{it} \text{Var}(R_{it}) &= \text{Var}(R_{mt}) + \sum_i w_{it} \text{Var}(\mathbf{e}_{it}) \\ &= \mathbf{s}_{mt}^2 + \mathbf{s}_{et}^2 \end{aligned} \quad (3.2.4)$$

其中， w_{it} 為 i 產業在第 t 期之權重，

\mathbf{s}_{et}^2 為第 t 期之產業波動。

即可以將整體市場之波動分解為市場與產業殘差波動部分。

(三) 公司報酬波動之組成

最後，將公司之報酬分解成三個部分：

$$R_{ijt} = R_{mt} + \mathbf{e}_{it} + \mathbf{h}_{ijt} \quad (3.2.5)$$

其中， R_{ijt} 為 i 產業中 j 公司在第 t 期之報酬，

\mathbf{h}_{ijt} 為 j 公司之特定殘差。

公司報酬之變異為：

$$\begin{aligned} \text{Var}(R_{ijt}) &= \text{Var}(R_{mt}) + \text{Var}(\mathbf{e}_{it}) + \text{Var}(\mathbf{h}_{ijt}) + 2\text{Cov}(R_{mt}, \mathbf{e}_{it}) \\ &\quad + 2\text{COV}(\mathbf{e}_{it}, \mathbf{h}_{ijt}) + 2\text{Cov}(R_{mt}, \mathbf{h}_{ijt}) \end{aligned} \quad (3.2.6)$$

茲可將共變異數以 \mathbf{b} 與變異數重新寫成下式：

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\mathbf{e}_{it}, \mathbf{h}_{ijt}) &= \text{Cov}(\tilde{\mathbf{e}}_{it} + (\mathbf{b}_{mi} - 1) R_{mt}, \tilde{\mathbf{h}}_{ijt} + (\mathbf{b}_{mj} - 1) R_{mt} + (\mathbf{b}_{ij} - 1) \tilde{\mathbf{e}}_{it}) \\ &= (\mathbf{b}_{ij} - 1) \text{Var}(\tilde{\mathbf{e}}_{it}) + (\mathbf{b}_{mi} - 1)(\mathbf{b}_{mj} - 1) \text{Var}(R_{mt}) \end{aligned} \quad (3.2.7)$$

$$\text{Cov}(R_{mt}, \mathbf{h}_{ijt}) = (\mathbf{b}_{mj} - 1) \text{Var}(R_{mt}) \quad (3.2.8)$$

其中， \mathbf{b}_{mj} 為市場與公司報酬之貝他值，

\mathbf{b}_{ij} 為產業與公司報酬之貝他值。

將 i 產業中所有公司的變異以加權平均的方式加總：

$$\sum_{j \in i} w_{ijt} \text{Var}(R_{ijt}) = \text{Var}(R_{mt}) + \text{Var}(\mathbf{e}_{it}) + \mathbf{s}_{hit}^2 + 2(\mathbf{b}_{mi} - 1)\text{Var}(R_{mt}) \quad (3.2.9)$$

其中， $\mathbf{s}_{hit}^2 \equiv \sum_{j \in i} w_{ijt} \text{Var}(\mathbf{h}_{ijt})$ 為 i 產業中，公司層級波動之加權平均，

w_{ijt} 代表 t 期 j 公司在 i 產業之權重。

由於 $\sum_i w_{it} \mathbf{b}_{mi} = 1$ ，所以(3.2.9)式可以簡化為：

$$\begin{aligned} \sum_i w_{it} \sum_{j \in i} w_{ijt} \text{Var}(R_{ijt}) &= \text{Var}(R_{mt}) + \sum_i w_{it} \text{Var}(\mathbf{e}_{it}) + \sum_i w_{it} \mathbf{s}_{hit}^2 \\ &= \mathbf{s}_{mt}^2 + \mathbf{s}_{et}^2 + \mathbf{s}_{ht}^2 \end{aligned} \quad (3.2.10)$$

其中， $\mathbf{s}_{ht}^2 \equiv \sum_i w_{it} \mathbf{s}_{hit}^2 = \sum_i w_{it} \sum_{j \in i} w_{ijt} \text{Var}(\mathbf{h}_{ijt})$ 為所有公司間公司層級波動之加權平均。

即可以將整體市場波動性分解為市場、產業與公司三個層級。

(四) 三種波動層級之衡量

以下將估計(3.2.10)式中之三種波動組成。

1. 市場波動層級

$$MKT_t = \hat{\mathbf{s}}_{mt}^2 = \sum_{s \in t} (R_{ms} - \mathbf{m}_m)^2 \quad (3.2.11)$$

其中， MKT_t 表示 t 期市場層級之波動性，

R_{ms} 為市場在 s 日之報酬，

\mathbf{m}_m 為樣本期間內，市場日報酬之平均值。

2. 產業波動層級

$$\begin{aligned} IND_t &= \sum_i w_{it} \hat{\mathbf{s}}_{eit}^2 \\ \hat{\mathbf{s}}_{eit}^2 &= \sum_{s \in t} \mathbf{e}_{is}^2 \end{aligned} \quad (3.2.12)$$

其中， IND_t 表示 t 期平均產業層級波動性。

亦即將(3.2.2)式中之產業特定殘差平方加總後，再以各產業市值佔市場之權重加權平均，即可得到產業波動層級之估計值。

3. 公司波動層級

$$FIRM_t = \sum_i w_{it} \hat{s}_{hit}^2$$

$$\hat{s}_{hit}^2 = \sum_{j \in i} w_{ijt} \hat{s}_{hijt}^2$$

$$s_{hijt}^2 = \sum_{s \in i} h_{ijs}^2 \quad (3.2.13)$$

其中， $FIRM_t$ 表示 t 期平均公司層級之波動性。

公司波動層級之衡量也是類似之方法。亦即將(3.2.5)式中之公司特定殘差平方加總後，以各公司市值佔產業之權重加權平均，再以各產業市值佔市場之權重加權平均，即可得到公司波動層級之估計值。以此方法來驗證假說 1-1，即將整體市場報酬之波動，以市場、產業、公司三種層級來衡量。而公司層級之波動性會大於市場層級之波動性。

(五) 整體市場總風險之組成分析

由於整體市場波動性分解為市場、產業與公司三個層級，透過(3.2.14)及(3.2.15)式可以分析不同波動性對整體市場總風險之共獻程度。

整體市場總波動之平均組成：

$$1 = \frac{E(MKT_t)}{E(S_n^2)} + \frac{E(IND_t)}{E(S_n^2)} + \frac{E(FIRM_t)}{E(S_n^2)} \quad (3.2.14)$$

整體市場總波動之變異組成：

$$1 = \frac{Var(MKT_t)}{Var(S_n^2)} + \frac{Var(IND_t)}{Var(S_n^2)} + \frac{Var(FIRM_t)}{Var(S_n^2)} + \frac{2Cov(MKT_t, IND_t)}{Var(S_n^2)} + \frac{2Cov(MKT_t, FIRM_t)}{Var(S_n^2)} + \frac{2Cov(IND_t, FIRM_t)}{Var(S_n^2)} \quad (3.2.15)$$

如果 $\frac{E(FIRM_t)}{E(S_n^2)}$ 大於 $\frac{E(MKT_t)}{E(S_n^2)}$ 則表示符合假說 1-2，即相對於市場與產業層級波動，公司層級波動是整體市場總風險中最为重要部份。

(六) 各波動層級間之因果關係

本文使用 Granger-Causality 去分析各波動序列之因果關係，以了解各波動序列是否存在領先落後之關係，而可相互預測。Granger (1969) 提出的因果關係檢定，假設 X_t, Y_t 為雙變數的時間數列變數，且具有線性 (Linear) 關係、共變異恆定 (Covariance Stationary)、完全隨機 (Purely Probabilistic) 等特性。則 X_t, Y_t 彼此間的關係，可用下列的方程式表示之：

$$\begin{aligned} Y_t &= C_0 + \sum_{i=1}^k a_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_i Y_{t-i} + m_t \\ X_t &= C_0 + \sum_{i=1}^k d_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k g_i X_{t-i} + v_t \end{aligned} \quad (3.2.16)$$

如果 X 與 Y 之間不存在任何因果關係時，在 F 檢定下，將拒絕 a_i 與 d_i 異於零的假設。即無法用變數 X(Y) 的過去資料來預測當期 Y(X) 的值，亦即前期的 X(Y) 事件發生與當期的 Y(X) 之間沒有任何的關聯。若 a_i 與 d_i 均不為零的假設成立時，則稱 X 與 Y 互為因果，表示 X 與 Y 存在著回饋關係 (Feedback)。若 a_i 為零 d_i 不為零時，表示可用 Y 的過去資料來預測當期 X 的值；若 d_i 為零 a_i 不為零時，表示可用 X 的過去資料來預測當期 Y 的值。在應用於領先與落後關係的探討時，如果兩事件存在因果關係時，即意謂的某一事件 (因) 領先另一事件 (果)。以此方法來驗證假說 1-3，即市場層級波動領先產業與公司層級之波動，且各波動層級之間可以相互預測。

二、波動趨勢之衡量

為衡量各波動序列是否具有時間之趨勢，以下列之簡單線性趨勢迴歸模型，來衡量各波動序列之時間趨勢，並以此一趨勢方程式，求得去除時間趨勢項 (de-trended) 之新序列 e_t 。

$$s_{xt}^2 = a + bt + e_t \quad (3.2.17)$$

其中， s_{xt}^2 即為 t 期之三種波動序列，x 分別為 MKT、IND、FIRM，

t 為時間序列項。

其中迴歸參數之檢定，本文採用 Newey-West (1994) 修正之 t 檢定，其可調整殘差異質變異數與自身相關的現象。

三、波動序列之平滑

為了使三個波動序列變的較平滑，分解各個波動之時間序列，分成預期與未預期部分：

$$\mathbf{s}_{x,t}^2 = E_{t-1} \mathbf{s}_{x,t}^2 + \mathbf{t}_t \quad (3.2.18)$$

其中， $\mathbf{s}_{x,t}^2$ 即為三種波動序列，x 分別為 MKT、IND、FIRM，

$E_{t-1} \mathbf{s}_{x,t}^2$ 為三種波動之預期部分，

\mathbf{t}_t 為三種波動之未預期部分。

計算各個波動序列之條件預期，在此落後期之長度，係依據 Campbell et al. (2001) 之實證模型，選擇 4 期落後期。波動序列之預期部分，係以原始波動序列落後期作為迴歸項，進行迴歸分析求得，如下式：

$$\mathbf{s}_{x,t}^2 = \mathbf{a}_t + \sum_{i=1}^4 \mathbf{b}_i \mathbf{s}_{x,t-i}^2 + \mathbf{e}_t \quad (3.2.19)$$

四、個別產業之波動衡量

上述之產業層級波動性乃一所有產業平均後的結果，然而不同產業間必存在差異性，因此以下將就不同產業研究個別產業之波動性。前述衡量產業與公司層級波動時，乃採用加權平均之方式，因此不用衡量貝他值。但若要研究個別產業之波動性，則無法以加權平均之方式進行，所以必須修改波動之衡量模式，考慮包含各個產業貝他值之模式。

$$R_{it} = \mathbf{b}_{im} R_{mt} + \tilde{\mathbf{e}}_{it}$$

$$\text{Var}(R_{it}) = \mathbf{b}_{im}^2 \text{Var}(R_{mt}) + \tilde{\mathbf{S}}_{it}^2 \quad (3.2.20)$$

其中， \tilde{e}_{it} 為 i 產業之特定殘差，

\tilde{s}_{it}^2 為 \tilde{e}_{it} 之變異數。

$$R_{ijt} = \mathbf{b}_{im} R_{mt} + \tilde{e}_{it} + \mathbf{h}_{ijt}$$

$$\sum_{j \in i} w_{ijt} \text{Var}(R_{ijt}) = \mathbf{b}_{im}^2 \text{Var}(R_{mt}) + \tilde{s}_{it}^2 + \mathbf{s}_{hijt}^2 \quad (3.2.21)$$

其中， \mathbf{h}_{ijt} 為 j 公司於 i 產業之特定殘差，

\mathbf{s}_{hijt}^2 為 \mathbf{h}_{ijt} 之變異數。

本文使用(3.2.20)之殘差 \tilde{e}_{it} ，與(3.2.21)式之 \mathbf{h}_{ijt} 去建構個別產業之產業與公司層級之波動¹。以此方法來驗證假說 1-4，即不同產業下，產業與公司層級之波動會有不同程度之變動與趨勢。

五、公司波動與投資組合建構之關係

本文藉由計算兩兩股票間報酬之相關性，來觀察個別股票間相關性之變化。利用觀察期之前 60 個月的月報酬，來計算兩兩股票間月報酬之相關性，以半年為一間隔，採滾動式(rolling)之方式，來算出各股票報酬間之相關性，且採取相同之權重來計算同一期間內所有股票間之平均相關性，以便分析各股票報酬間相關性之變化趨勢。

而在測試個別股票與大盤報酬之市場模型的平均判定係數值(R-square)方面。同樣使用觀察期之前 60 個月的月報酬，來計算個別股票與大盤報酬市場模型的判定係數值，以半年為一間隔，採滾動式之方式，來算出各股票市場模型之平均判定係數值，且採取相同之權重來計算同一期間內各股票市場模型之平均判定係數值，以便分析平均市場模型判定係數值之變化趨勢。以此方法來驗證假說

¹ 使用最小平方方法迴歸估計(3.2.20)式，只需增加 \mathbf{b}_{im} 之參數估計，假設該貝他值為固定值，因此在衡量個別產業之產業與公司波動性時，無須估計其共變異項，或公司之貝他值。

1-5，即隨著公司層級波動性之增加，個股間報酬之相關性與市場模型之平均判定係數會遞減。

3.3.2 影響波動因素

一、波動與景氣循環之測量

(一) 波動與景氣循環之關係

本文延伸 Schwert(1989)之研究，分析市場、產業及公司波動之循環行為(cyclical behavior)。本研究採用台灣景氣指標²與 GDP 成長率作為經濟衰退期之判定。在使用台灣景氣指標之資料時，以虛擬變數 1 代表擴張期，0 代表衰退期，其中從高峰到谷底為衰退期，從谷底至高峰為擴張期。觀察波動性與領先落後 12 個月景氣指標之相關性，以分析波動序列與景氣循環之關係。其次，以 GDP 成長率，分析波動序列與景氣循環之關係，由於 GDP 成長率之資料為季資料型態，因此觀察波動性與領先落後 4 季之 GDP 成長率的相關性。

(二) 波動與 GDP 之預測

接下來，以 GDP 之成長率為應變數，進行迴歸分析，檢視三種波動性是否可用來預測 GDP 之成長。其中迴歸項，以前一季之 GDP 成長率，及市場報酬率為主，再依序加入落後一季之三種波動估計值，看其對於 GDP 成長之預測力有無差異。其迴歸式如下：

$$GDP_t = a_0 + b_0 GDP_{t-1} + b_1 RVW_{t-1} + b_2 MKT_{t-1} + b_3 IND_{t-1} + b_4 FIRM_{t-1} \quad (3.2.22)$$

其中， GDP_t 為 t 期之國民生產毛額成長率，

RVW_{t-1} 為 t-1 期之市場報酬率。

由以上之方法來驗證假說 2-1，即在經濟衰退時，市場、產業、公司之波動

² 見附錄一。

會顯著增加。

二、總體經濟變數波動性之衡量

(一) 總體變數波動性之測量

由於總體經濟變數之原始資料，並不是平穩的序列，因此必須先將各變數之原始序列取自然對數後才能進行分析。對於總體經濟變數波動性之衡量，由於資料型態為月資料，一個月只有一筆觀察值，故無法由前述方法求得。本研究運用自我迴歸模型 (autoregressive model) 配合三次遞迴加權最小平方法 (3 time iterated weighted least squares)，估計總體變數之波動性。此法為兩位計量學者 Davidian and Carroll (1987) 所提出，而為 Schwert (1989、1990) 及 Haedouvelis (1990) 的實證研究中所採用。模型的特徵在以變數本身之過去值，預測變數之當期值，以淨化其他因素對於變數的影響，並允許條件變異數隨時間而改變，與 Engle (1982) 所提出異質條件變異數模型類似，符合時間序列分析法的精神。茲將其估計流程說明如下：

1. 建立各個月報酬率或月成長率序列之 12 階自我迴歸模型，其中包含 12 個季節虛擬變數，用以調整變數之季節因素，即：

$$R_{Kt} = \sum_{i=1}^{12} a_i D_{it} + \sum_{j=1}^{12} b_j R_{K,t-j} + e_{Kt} \quad (3.2.23)$$

其中， R_{Kt} 為變數在 t 月之報酬率或成長率，K=M2、CPI、IP、R、X，

M2 為貨幣供給量 M2 成長率，

CPI 為消費者物價指數成長率 (即通貨膨脹率)，

IP 為工業生產指數成長率，

R 為重貼現率，

X 為美元兌新台幣匯率報酬率，

D_{it} 為第 i 個月虛擬變數。

2. 利用上式求得殘差項 \hat{e}_{kt} ，取絕對值後乘上 $(p/2)^{0.5}$ ³，則為各序列標準差之估計值，即：

$$\hat{s}_{kt} = (p/2)^{0.5} |\hat{e}_{kt}| \quad (3.2.24)$$

其中， \hat{s}_{kt} 為各變數之標準差，K= M2、CPI、IP、R、X，

3. 將(3.2.24)式所求得之標準差估計值 \hat{s}_{kt} ，再配置 12 階自我迴歸模型，其中亦包含 12 個季節虛擬變數，即：

$$\hat{s}_{kt} = \sum_{i=1}^{12} g_i D_{it} + \sum_{j=1}^{12} b_j \hat{s}_{k,t-j} + m_{kt} \quad (3.2.25)$$

估計(3.2.25)式所得之配置值(Fitted Value)，即為序列 R_{kt} 之條件標準差，表示根據前 12 期所有可獲得資訊預期當期之風險。

4. 以最小平方法估計(3.2.25)式雖可獲得參數之不偏估計值(Unbiased Estimate)，但是當殘差項存在異質變異數時，參數的估計將不具效率性。因此，Davidian and Carroll(1987)建議採用遞迴 3 次之加權最小平方法(WLS)，以得到較具效率性之估計值。至於加權最小平方法權數的決定，Schwert(1989,1990)引用 Glejser(1969)所提出之迴歸式，將(3.2.25)式之絕對誤差對(3.2.25)式的配置值代入以下的迴歸式：

$$|\hat{m}_{kt}| = q_0 + q_1 \hat{s}_{kt} + x_{kt} \quad (3.2.26)$$

該方程式即為 Glejser 迴歸式。若係數 q_1 顯著，表示殘差存在自身相關。以估計(3.2.26)式得到的配置值 $|\hat{m}_{kt}|$ 之倒數代入作為權數，重新以加權最小平方法

³ $(p/2)^{0.5} \approx 1.253314$ ，為 Nelson 所建議的修正項(Correction Term)，因為絕對誤差的期望值小於常態分配

下之標準差，兩者的關係式如下： $E|\hat{e}_{kt}| = s_{kt} (2/p)^{0.5}$ ，故乘上 $(p/2)^{0.5}$ 作為微調。

估計(3.2.25)式，再將(3.2.25)式之絕對誤差與配置值代入 Glejser 迴歸式，獲得新的權數再重新估計(3.2.25)式，該步驟重複 3 次，使參數的估計符合效率性，(3.2.25)式之配置值 \tilde{S}_{kt} 即為 R_{kt} 之條件標準差，即預期的波動性。

(二) 總體經濟變數波動性與股票市場波動性間的關係

1. Granger 因果關係

為瞭解總體經濟變數波動與股票市場波動性間的動態關係，探討變數的當期值是否可由變數本身及其它變數落後值(lagged Values)加以預測。本研究參考 Schwert(1989)的研究，將落後階次取為 12，構建一個三種波動與總體經濟變數波動之 VAR(12)模型。因此，模型內的參數以最小平方方法估計，仍可得到最佳線性不偏的估計值(Best Linear Unbiased Estimates)。模型表示如下：

$$\begin{aligned} Y_t &= C_0 + \sum_{i=1}^{12} a_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} b_i Y_{t-i} + m \\ X_t &= C_0 + \sum_{i=1}^{12} d_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} g_i X_{t-i} + v_t \end{aligned} \quad (3.2.27)$$

為瞭解各變數間的關係，以 F 統計量檢定上式變數的當期值是否受到解釋變數前 12 期的影響，並判斷變數之間可能存在的 Granger 因果關係。以此來驗證假說 2-2，即市場、產業、公司波動與通貨膨脹率、利率、工業生產力、貨幣供給額、匯率之波動有 Granger 因果關係。

2. 複迴歸模型

由於(3.2.27)式中變數間沒有包含同時期的關係，模式中所有個別方程式僅含時差落後變數，以探討變數的預測能力。以下將就序列同期間的關係進行迴歸分析，探討總體經濟變數波動性對市場、產業、公司波動性序列之影響。

$$\hat{S}_{xt} = a_1 + b_1 \hat{S}_{M2,t} + b_2 \hat{S}_{CPI,t} + b_3 \hat{S}_{IP,t} + b_4 \hat{S}_{R,t} + \hat{b}_5 \hat{S}_{X,t} + m_t \quad (3.2.28)$$

其中， \hat{S}_{xt} 為三種波動序列，x 分別為 MKT、IND、FIRM，

$\hat{s}_{CPI,t}$ 為通貨膨脹率之條件標準差，

$\hat{s}_{M2,t}$ 為貨幣供給成長率之條件標準差，

$\hat{s}_{IP,t}$ 為工業生產指數成長率之條件標準差，

$\hat{s}_{R,t}$ 為重貼現率之條件標準差，

$\hat{s}_{X,t}$ 為匯率報酬率之條件標準差。

第三節 資料檢定

3.3.1 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定

一個時間序列模型，必須確保其在隨機過程下，不會隨時間經過而改變，如此方可以一個固定係數方程式來估計或預測。任何時間序列資料，必須達到平穩的狀態，其模型的估計、分析才具意義。

進行單根檢定最主要的目的在於確定變數時間序列的整合級次，藉以判定時間序列是否為定態序列。因為在時間序列變數的分析過程中，該變數是否符合定態的要求，對於以該變數作為統計模型之估計的正確性與否有直接的密切關係。

若某一非穩定的時間序列經過 d 次差分後可達穩定，則稱此數列為 d 階整合，表示為 $X_t \sim I(d)$ 。若數列為非穩定數列，即具有所謂的單根，則需經過差分方可達穩定。單根檢定一般較常用的有：

1. Augmented Dickey-Fuller(ADF) 檢定：用以處理較一般化的變數。
2. Phillips-Perron(PP)無母數檢定法：用以校正殘差項有序列相關與異質性的情形。

本研究主要以 ADF 檢定法，對於各種波動之序列進行檢定。單根檢定法首先由 Dickey and Fuller(1979, 1981)提出 Dickey-Fuller(DF)檢定法，但其缺點在於未將迴歸殘差項可能的自我相關納入，因為若迴歸殘差項存在自我相關的現

象，則迴歸殘差便不是白噪音(white noise)，此時 DF 迴歸式之最小平方法估計值將是無效率的。因此 Said and Dickey(1984)在原 DF 模式加入被解釋變數的落後期，視其為額外的變數後再進行檢定，屬於 AR(P)的過程。假設存在一時間序列 R_t ，其自我迴歸模型如下：

1. 無常數項且無時間趨勢項

$$R_t = \rho R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.3.1)$$

2. 含常數項，不含時間趨勢項

$$R_t = \mu + \rho R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.3.2)$$

3. 含常數項與時間趨勢項

$$R_t = \mu + \beta t + \rho R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.3.3)$$

式中必須選擇適當的落後期數 p 以保證殘差項 ε_t 為一白噪音。此時假設檢定為：

$$H_0: \rho = 0 \quad H_1: \rho < 0$$

$$\text{檢定統計量 } t = \frac{\hat{\rho}}{S(\hat{\rho})} \quad (3.3.4)$$

若單根檢定 ρ 之統計值小於臨界值，無法拒絕虛無假設 H_0 ，表示時間序列資料為不穩定狀態，即自我迴歸係數和應為 1 (數列具有單根)，必須進行兩個或兩個以上 ADF 單根檢定，直到序列資料呈穩定狀態；若單根檢定結果為拒絕虛無假設 H_0 ，表示該資料為一穩定時間序列。

3.3.2 落後期檢定(AIC 檢定)

ADF 檢定法和 PP 檢定法都需要決定一最適的落後期，以修正殘差項的自我相關問題，使殘差項為一白噪音形式。由於加入太多落後期數，將使得拒絕虛無假設之檢定能力下降；但加入太少落後期數，模式將無法完全修正由移動平均項

所造成臨界值放大之缺點。究竟需加入多少落後期數，則可利用 AIC 準則加以判斷，選擇 AIC 最小者為最適落後期。

當作時間序列定態檢定和以 VAR 模型做分析時，會發現時間數列落後期的選擇佔著相當重要的地位，不同落後期往往就會影響最後分析的結果。因此落後期數的選定相當的重要，在此選用一個廣為財務學界和經濟學界所採用的方法，AIC 檢定做為落後期選定的方法。

AIC(Akaike Information Criterion)檢定，方程式如下：

$$AIC = T \ln(RSS) + 2n \quad (3.3.5)$$

其中，n 為參數估計的數目，

T 為使用觀測值的數目，

RSS：殘差值的平方和。

上述 AIC 值必須愈小愈好，而且也可以為負值。當比較兩模型的適合度時，AIC 比較小的模型適合度較好。

第四節 研究樣本與資料來源

本節針對實證研究所使用的樣本與資料，做一通盤性的描述。

一、研究期間與樣本

本研究的樣本包括民國 70 年 1 月至 89 年 12 月止，所有台灣證券交易所各年度上市公司公開發行之普通股，至於上櫃股票、特別股、公司債與可轉換公司債則因為流動性較差，不予列入。由於研究期間涵蓋民國 76 年 10 月『黑色星期一』事件，導致股市大幅下滑，以及民國 79 年 9 月國內復徵證交稅，導致股市大幅下滑，因此為排除特殊事件對此實證結果之影響。本研究又將研究期間劃分出另一個子期間：民國 80 年至 89 年，以減少股市巨幅波動對研究之影響。

而在計算股票間報酬相關性及市場模型的判定係數值之樣本選取上，由於有

些公司上市之時間少於 5 年，無法計算其相關性，故本研究只採用存在於市場超過五年的上市公司股票。故在各樣本期間內，符合資格之公司家數從 80 至 300 家不等。

二、資料來源

本研究所需資料來源分別為股票市場中市場、產業及公司之報酬，取自台灣經濟新報社(TEJ)股票市場資料庫。總體變數資料：貨幣供給額、消費者物價指數、工業生產指數、利率、匯率分別取自於教育部「AREMOS 經濟統計資料庫系統」之台灣地區金融、物價、工業生產統計資料庫。

第五節 研究限制

由於主、客觀因素的影響，對於本研究的實證過程可能產生某些程度的限制，茲說明如下：

1. 本研究係使用股票市場之日報酬來建構以月為單位之波動序列。然而，股票市場之日報酬存在顯著之短期序列相關，且台灣股票市場具有漲跌幅限制，因此以日報酬建構每月之波動序列所進行之分析，可能無法抓住結構性變動，使得研究結果存在某種程度之系統性偏誤。

2. 在長達 20 年的研究期間內，有不少新公司上市，和面臨危機下市的公司，因此加權股價指數的內容就會不同，而本研究假設上市公司的家數不影響波動，而不對其加以調整，此為一限制。

3. 本研究報酬是以收盤價計算，忽略了日內價格之變動所可能產生之現象，可能造成研究結果之不同，此為一限制。

4. 由於波動之衡量易受到極端值之影響，本研究未對重大事件加以處理，此為一限制。

5. 本研究景氣循環之代理變數乃採用行政院景氣循環指標之谷底、高峰期間來定義設計，對本研究可能有所偏誤，此為另一限制。

6. 在影響波動因子探討方面，本研究只考慮總體經濟變數，未加入其他個體及公司特徵變數，使得研究結果之周延性有所欠缺。

第四章 實證結果

本章分為五節，針對實證研究所使用的序列資料和波動性資料，做一說明與

分析。首先在第一節對波動性序列作一概述，並進行單根檢定，以確保所採用的數列資料為定態，第二節為各層級波動序列的分析與探討，第三節為公司層級波動與投資組合關係之探討，第四節即針對各層級波動序列與景氣循環關係之實證結果進行探討。第五節說明總體經濟變數波動性與股票報酬波動性之關係。

第一節 波動序列概述

一、波動序列之圖表分析

圖 4.1 為民國 70 年至 89 年台灣加權股價指數之波動程度。由圖顯示，民國 76 至 80 年呈現較強烈之振幅，可能是因為受到民國 76 年 10 月全球股市大崩盤，以及民國 79 年 9 月復繳證所稅導致股市無量下跌所影響，其值約為一般波動之 3 至 4 倍。

然而，根據 Campbell et al. (2001) 指出現今美國股票市場其個別股票之波動可能達到 25% 或更高，個別股票之波動比市場之波動還要劇烈。而且由於國際股市連動性日益提昇，波動外溢的現象常有所見。因此以下將探討台灣股票市場

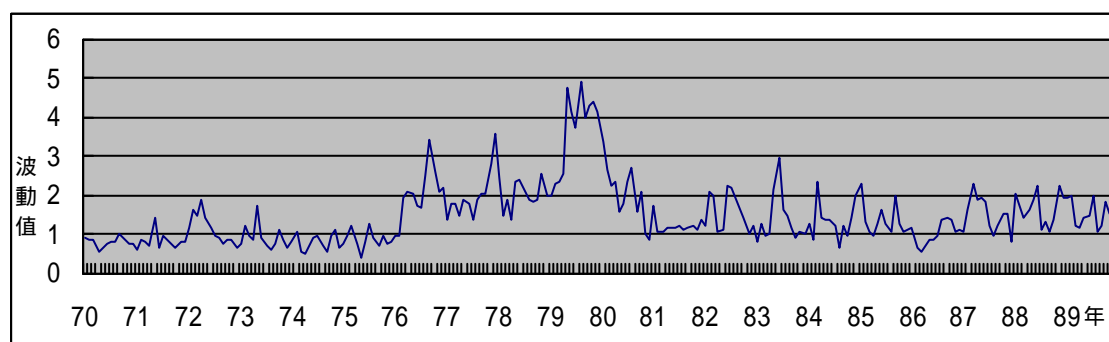


圖 4.1 台灣加權股價指數之波動

本圖為民國 70 至 89 年台灣加權股價指數波動圖。圖中波動值乃依照股價指數日資料建構月標準差。

個股之波動是否也有此一現象。由圖 4.2a 與圖 4.3a 中，可以比較市場層級波動之原始序列與落後 12 期之移動平均序列，發現市場層級波動有相當高程度之不

規則成分(high-frequency noise)。市場層級波動在民國 70 年代中期，以及民國 79 年波動的程度相當高。特別是在民國 76 年 10 月及 79 年下半年股市皆產生了極大之波動量，其值約為一般波動之 3 至 4 倍。

圖 4.2b 與圖 4.3b 為產業層級波動之序列。與市場層級波動相比，可以發現產業層級之波動程度，平均而言較市場層級波動為小，而且產業層級波動也有高程度之不規則成分。產業層級波動在民國 70 年代中期與 80 年代中期的波動也相當高。且在民國 76 年 10 月全球股市大崩盤之際，波動幅度也相當顯著。而產業層級波動也有隨時間而增加的趨勢。

圖 4.2c 及圖 4.3c 為公司層級波動序列。首先可以發現公司層級波動較市場層級波動與產業層級波動為大，隱含公司層級波動為整體市場的總波動中之最大波動組成部分。其次為公司層級波動也有隨著時間而增加之趨勢。而在市場層級波動中，並無顯著隨時間而增加趨勢，這指出了股票市場之波動已較以往增加，但這增加的部份為公司與產業層級之波動，而非市場層級之波動。

圖 4.4 為各層級波動佔整體市場波動之百分比。可以發現公司層級波動為整體市場波動中最大部分，其次為市場層級波動，且公司層級波動較市場與產業層級波動為大。而在民國 76 年至 79 年股市崩盤事件期間，市場層級之波動相較其他期間有大幅增加之趨勢。

若將此三個波動序列放在一起比較，可以發現不同之波動序列大致上皆朝同一方向移動。例如，在民國 76 年之股市大崩盤，其波動皆增加。然而，在某些時期，波動序列移動之方向不同。如產業之波動在民國 86 年之波動程度，就相對較市場與公司之波動為大。然而，民國 77 至 79 年以及 87 至 88 年股票市場股價指數皆有大幅之變動，但從圖中可以發現在市場層級之波動差異性較大，即民國 87 至 88 年之市場層級波動較小，此可能為本研究以日報酬建構每月之波動序列進行分析，可能無法抓住結構性變動，使得研究存在某種程度之系統性偏誤。

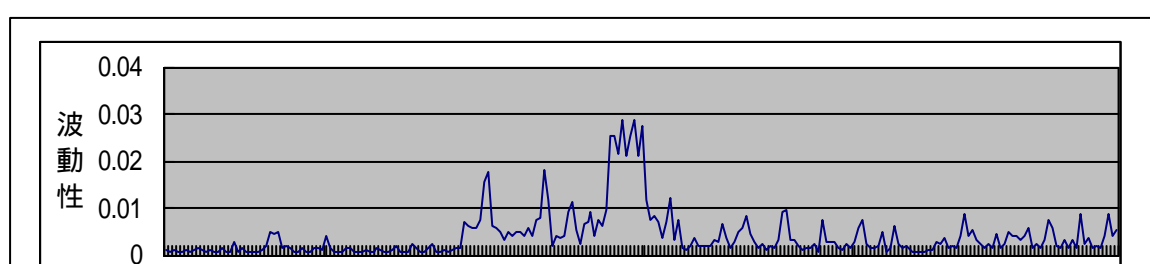


圖 4.2 市場、產業、公司層級波動(原始序列)

本圖為民國 70 至 89 年市場、產業及公司層級波動之原始序列圖。其中，市場、產業及公司層級波動序列之衡量分別依照下列程式衡量。

$$MVT^t = \hat{\Delta}^{ms} = \sum (D^{ms} - \bar{m}^s)^2 \quad IND^t = \sum \dots^{it} \hat{\Delta}^{it} \quad FIPM^t = \sum \dots^{it} \hat{\Delta}^{it}$$

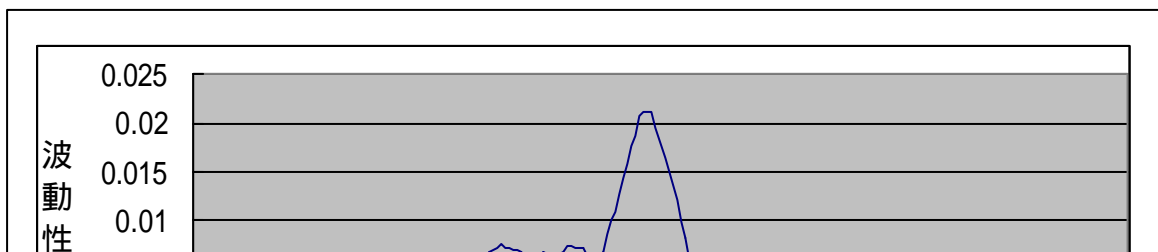


圖 4.3 市場、產業、公司層級波動(落後 12 期之移動平均之序列)

本圖為民國 70 至 89 年市場、產業、公司層級波動之落後 12 期移動平均序列圖，其目的是為了去除長期動能(long-run movements)之影響。其中，市場、產業及公司層級波動序列之衡量分別依照下列程式衡量。再將市場、產業及公司層級波動序列取 12 期之移動平均序列。

$$MKT^t = \hat{m}^t = \sum_{i=1}^2 (p_i^{ms} - r_{f,i}^t)^2 \quad IND^t = \sum_{i=1}^2 \alpha_i \hat{e}_i^t \quad FIRM^t = \sum_{i=1}^2 \alpha_i \hat{h}_i^t$$

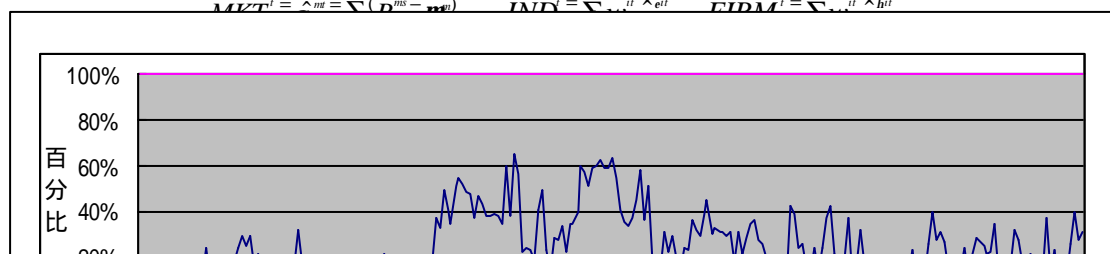


圖 4.4 各層級波動佔整體市場波動之百分比

本圖為市場、產業及公司層級波動佔整體市場波動之百分比圖。圖中線段下方即為市場層級波動佔整體市場波動之百分比，由於產業層級波動佔整體市場波動之百分比值極小，故無法顯著顯示，而線段上方即為公司層級波動佔整體市場波動之百分比。其中市場、產業及公司層級三種波動值相加為百分之百。

由於從圖中可以發現民國 76 年 10 月以及 79 年 9 月之重大事件，對於原始序列之影響擴及 1 至 2 年。為了釐清股市崩盤之影響，本文將整段研究期間劃分出後 10 年之子期間，以減少股市崩盤對於整個研究之影響，並且在實證中列出全期資料(民國 70 至 89 年)與後期資料(民國 80 至 89 年)之比較。

二、各層級波動序列之基本統計量與趨勢分析

由圖 4.2 及 4.3 可以觀察產業與公司層級波動可能有一向上之趨勢。因此應先釐清此一時間趨勢是確定的趨勢，亦或是隨機趨勢。表 4-1 為各層級波動原始序列全期資料與後期資料的自身相關係數，結果發現在全期資料中，市場層級之自我相關性較強，此與 Black(1976)之觀點相同。但是在後期資料中，市場、產業與公司層級波動序列之自身相關係數皆減弱，其中市場層級之自身相關係數減

少幅度最大，而產業與公司層級卻無太大變動，隱含市場層級波動在最近十年其波動之相關性逐漸減弱，且股市大崩盤對於市場層級波動之影響較大，對於產業與公司層級之波動影響較小。

由於本研究分析三種波動層級之時間序列資料，在對時間序列資料進行分析之前，必須先行確認這些數列是否為定態，時間序列模型的分析才有意義。本節採用財務文獻上最為廣泛使用的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定法對各個波動序列進行測試。

如表 4-2，可以發現所有變數，在不論是否包含時間趨勢項的模式下，均無單根存在的現象，即各序列為一穩定之序列。由於各波動的序列資料在未經差分的情況下，均拒絕單根之存在，表示各層級波動的序列為一穩定狀態。因此樣本序列不須經過差分，也就是以原本的形式進行時間序列模型分析。

表 4-3 為各層級波動序列之基本敘述統計值與趨勢係數。從全部研究期間發現公司層級平均之波動值較市場與產業層級為大，但市場層級之波動變異程度較

表 4-1 波動序列之自我相關

本表為三種波動層級序列之自身相關程度，觀察三種波動序列落後 12 期之自身相關程度。

落後期數	全期(70-89 年)			後期(80-89 年)		
	市場波動	產業波動	公司波動	市場波動	產業波動	公司波動
1	0.801	0.588	0.654	0.365	0.546	0.586
2	0.716	0.361	0.443	0.181	0.337	0.257
3	0.66	0.332	0.36	0.138	0.271	0.139
4	0.541	0.26	0.355	0.057	0.225	0.074
5	0.523	0.185	0.359	0.014	0.105	0.066
6	0.459	0.149	0.343	0.108	0.127	0.151
7	0.382	0.181	0.324	0.141	0.138	0.267
8	0.326	0.173	0.324	0.035	0.116	0.28
9	0.271	0.131	0.337	0.118	0.115	0.279
10	0.231	0.096	0.261	0.004	0.105	0.171
11	0.222	0.108	0.178	-0.034	0.066	0.052
12	0.202	0.129	0.164	-0.058	0.088	0.022

產業與公司層級為大。而在後期發現去除股市崩盤事件之影響後，市場波動之平

均值稍微降低，但產業與公司波動之平均值則稍微增加。在 75-79 年間，即股市崩盤時期，發現市場、產業與公司層級波動之平均值均較其他期間為大。而從兩段期間之比較，可以發現前十年市場層級波動之平均程度較後十年為大，而在產業與公司層級波動則相反，亦即產業與公司層級波動較市場層級波動有隨時間增加之趨勢。而就觀察各層級波動序列之標準差，可以發現市場與公司層級波動較產業層級波動隨著時間，波動變異的程度為大。但是在去除了股市崩盤事件之影響後，可以發現市場層級波動之變異程度，即其標準差，減少了約 40%；而產業與公司層級波動之變異程度較小。由此可知，股市大崩盤對市場層級波動之影響的確較產業與公司層級波動為大。

接下來便衡量各層級波動序列是否具有線性趨勢，即各層級波動序列是否會隨著時間之增加而產生變動。因為在表 4-2 中，衡量結果為拒絕單位根，其相對之假設即為其存在確定的線性趨勢。所以本文利用簡單線性趨勢迴歸模型來測量線性趨勢係數。結果顯示市場、產業與公司層級皆為正項之趨勢係數，其中產業與公司層級較為顯著，市場層級並不顯著。而在後期資料中，可以發現市場層級

表 4-2 波動序列之單位根檢定

本表為各波動序列之單位檢定，使用 ADF 檢定。其模式如下：

$$\text{不含時間趨勢項： } R_t = \alpha + \beta R_{t+1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i R_{t+i}$$

$$\text{含時間趨勢項： } R_t = \alpha + \beta t + \gamma + \beta R_{t+1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i R_{t+i}$$

為確保誤差項為一白噪音過程，根據 AIC 準則選取適當之落後期數。*代表在 5% 的顯著水準下，可拒絕非定態的虛無假設。

		全期(70-89 年)			後期(80-89 年)		
		市場波動	產業波動	公司波動	市場波動	產業波動	公司波動
不含時間 趨勢項	檢定 統計量	-3.0825*	-5.0687*	-4.0796*	-4.4781*	-4.6066*	-5.2652*
	落差期	4	2	3	8	1	1
	檢定 統計量	-3.7734*	-5.8536*	-6.5927*	-4.1550*	-4.5466*	-6.0630*
含時間 趨勢項	檢定 統計量	-3.7734*	-5.8536*	-6.5927*	-4.1550*	-4.5466*	-6.0630*
	落差期	3	2	1	8	3	3

之趨勢係數為負值，但仍然不顯著，而產業與公司層級仍具有顯著的正項趨勢係

數。

表 4-3 也呈現各層級波動序列去趨勢後之標準差。本文利用簡單線性趨勢迴歸模型來除去線性趨勢，得到一去趨勢之波動序列。在全期資料中，可以發現在去除掉線性趨勢之影響後，其公司之標準差降的較多，顯示公司層級具有較大之時間序列變異程度，而對於市場與產業層級之標準差影響則較小。而在後期資料中，其結果與全期資料類似。

由以上之實證結果可知，公司層級波動較市場層級波動與產業層級波動為大，而市場層級之波動變異程度較產業與公司層級為大。比較兩段期間，可以發現前十年市場波動之平均程度較後十年為大，而在產業與公司層級波動則相反，

表 4-3 波動序列之基本統計量

本表為三種波動序列之基本統計量，以及線性趨勢之衡量結果。本研究以下列之簡單線性趨勢迴歸模型，來衡量各波動序列之時間趨勢。趨勢迴歸方程式：

$$S_{xt}^2 = a + bt + e_t$$

其中， S_{xt}^2 即為三種波動序列，x 分別為市場、產業、公司波動，t 為時間序列項。其中迴歸參數之檢定，本文採用 Newey-West(1994)修正之 t 檢定。其中，亦包含去除線性趨勢序列之標準差。而*、**、***分別代表在 10%、5%和 1%的顯著水準下，線性趨勢顯著之程度。

	期間	平均值*100	標準差*100	標準差 *100(去趨勢)	線性趨勢 *10 ⁵	t 值
市場層級	70-89	4.9834	0.5195	0.5169	0.7832	1.6235
	80-89	4.3587	0.3378	0.3453	-2.76	-1.5182
	70-74	1.2891	0.0999	0.0999	0.1570	0.2786
	75-79	7.8365	0.7765	0.5579	3.9000*	3.9878
	80-84	5.1821	0.4149	0.3792	-9.6500	-1.9925
	85-89	4.7963	0.2552	0.2459	3.4900	2.1420
產業層級	70-89	0.0239	0.0014	0.0013	0.0090*	4.4552
	80-89	0.0275	0.0015	0.0014	0.0194*	3.2303
	70-74	0.0116	0.0007	0.0007	0.0048	1.6297
	75-79	0.0227	0.0014	0.0013	0.0299**	3.3139
	80-84	0.0199	0.0013	0.0013	0.0079	0.6403
	85-89	0.0334	0.0018	0.0016	0.0387**	2.4085
公司層級	70-89	11.8764	0.3745	0.3516	1.9306*	5.6899
	80-89	12.3818	0.3392	0.3180	4.46*	3.5594
	70-74	8.0181	0.2466	0.2425	2.5900	1.1170
	75-79	10.9814	0.4695	0.3242	19.4000**	7.9725
	80-84	10.2015	0.3517	0.3513	-0.9420	-0.3378
	85-89	14.5503	0.3166	0.3150	7.0600**	3.1919

亦即產業與公司層級波動較市場層級波動有隨時間增加之趨勢。而觀察各層級波

動序列之標準差，可以發現市場與公司層級波動較產業層級波動隨著時間，波動變異的程度為大。此部份之結論除產業波動也有隨時間增加之趨勢外與 Campbell et al.(2001)結果類似。此一實證結果與假說 1-1 相符。

第二節 三種層級波動序列之分析

一、個別產業之波動序列分析

接下來，分析在不同產業下¹，各層級波動序列之敘述統計量，看個別產業之波動程度，及其所包含之資訊。在表 4-4 中，可以發現金融業在整個樣本期間，其佔市場之權重平均約為 28%，為最大之產業，接下來為機電類佔 18%。在產業貝他值之衡量方面，除金融業之貝他值較高，大部分產業之貝他值皆相近，而食品業與水泥窯業較低，顯示該產業報酬與市場報酬之關係較弱。接下來，分析不同產業之產業波動與公司層級波動，整體平均而言，公司層級之波動較產業層級之波動為大，此一結果與先前實證結果相同，雖以不同產業來衡量產業與公司層級波動，但仍可證明公司層級之波動較產業層級之波動為大。而就不同產業來比較，在產業層級波動方面，金融業之產業波動就較其他產業為大，約為其他產業平均波動之 2 至 3 倍，而其他產業之間的產業層級波動則相差不大，且金融業之產業波動之變異程度也較其他產業為大，約為其他產業之 2 倍；在公司層級波動方面，其中營建、機電業與食品業之公司層級波動則較其他產業為大，約為其他產業平均波動之 1 至 2 倍，而其他產業之間的公司層級波動則相差不大，且營建、機電業與食品業之公司波動之變異程度也較其他產業為大，約為其他產業之 2 倍。所以由以上得知，不同產業，其波動程度與變異程度也不同，此一實證結果與假說 1-3 相符。

在前面的實證中，發現在產業與公司層級之波動存在正向之趨勢。接下來，看個別產業在波動上是否也有顯著之趨勢。從表 4-4 中，在產業層級波動方面，結果發現 8 個產業中，只有金融業為負向趨勢，其餘皆為正向趨勢。且其中只有水泥窯業與紡織業不顯著，其餘皆顯著，此意味著金融業之產業波動是隨著時間之增加而減少，其餘產業之產業波動是隨著時間之增加而增加；而在公司層級波動方面，8 個產業中，造紙業與金融業為負向趨勢，其餘皆為正向。其中塑膠化

¹ 由於本研究之樣本期間為民國 70 至 89 年，在產業之區分上，依照民國 70 年之產業去區分，選取出八大產業。其八大產業，分別為水泥窯業、食品類、塑膠化工、紡織、機電類、造紙類、營建、金融類。

工、機電、營建皆顯示顯著之正向趨勢，意味著此三個產業其公司層級波動會隨著時間而增加，而金融業之公司波動則是隨著時間之增加而減少，此一結果與Campbell et al.(2001)類似。此外由表中也可以發現在產業波動序列衡量上有顯著趨勢者，在公司層級波動序列衡量上大部分也有顯著的趨勢，除了食品與造紙業。

二、波動性之短期動態分析

表 4-5 為原始序列與去除趨勢序列間之相關性分析，從表中可以發現各序列間皆為正向關係。在全期資料中，去除趨勢後，產業與市場層級波動之相關性以

表 4-4 不同產業下，產業與公司波動之敘述統計量

本表為不同產業下，產業與公司波動之敘述統計量及趨勢係數之衡量結果。本研究將樣本分為 8 大產業，其中產業與公司波動序列之衡量依照下列模式：

$$R_{it} = \mathbf{b}_{mi} R_{mt} + \tilde{\mathbf{e}}_{it}$$

$$R_{ijt} = \mathbf{b}_{mj} R_{mt} + \tilde{\mathbf{e}}_{ijt} + \mathbf{h}_{ijt}^*$$

其中， R_{it} 為股票市場中 i 產業之第 t 期報酬， R_{mt} 為股票市場中大盤之第 t 期報酬， \mathbf{b}_{mi} 為大盤與 i 產業報酬之貝他值， $\tilde{\mathbf{e}}_{it}$ 為 i 產業之第 t 期特定殘差。 R_{ijt} 為股票市場中公司 j 屬於 i 產業在第 t 期之報酬， \mathbf{b}_{mj} 為大盤與公司報酬之貝他值， \mathbf{h}_{ijt}^* 為 j 公司之特定殘差。趨勢係數為衡量波動序列之時間趨勢。產業權重為各產業佔整體市場之市值比重。而*、**、***分別代表在 10%、5% 和 1% 的顯著水準下，線性趨勢顯著之程度。

產業別	產業權重(%)	產業貝他值	產業波動				公司波動			
			平均數	標準差	趨勢係數	t 值	平均數	標準差	趨勢係數	t 值
水泥窯業	4.876	0.767	3.773	0.982	1.472	1.634	9.102	3.501	1.130	0.924
食品	3.479	0.824	4.794	0.865	1.677*	2.122	16.325	4.227	1.420	0.604
塑膠	9.478	0.906	2.379	0.436	0.708*	1.770	11.185	1.502	1.780*	1.847
化工	9.822	0.881	3.389	0.575	0.774	1.466	14.512	2.656	1.290	0.963
機電	18.906	0.998	3.049	0.490	1.418***	3.202	18.891	3.726	4.770**	2.033
造紙	2.815	0.882	5.111	0.816	1.950*	2.629	9.854	1.634	-0.944	-0.829
營建	3.435	0.889	4.487	0.852	2.186***	2.827	29.173	4.243	7.590**	2.172
金融	28.382	1.177	10.210	1.648	-7.170***	-4.95	12.036	1.613	-6.180***	-3.433

及產業與公司層級波動之相關性下降，而市場與公司層級波動之相關性提高。在

後期資料中，去除趨勢後，產業與公司層級波動之相關性下降，而產業與市場層級波動之相關性以及市場與公司層級波動之相關性提高。總而言之，在去除趨勢後，可以看出來，公司與市場層級波動之相關性有稍微增加。

表 4-6 為研究此三種層級波動之組成相對於整體市場總波動之重要性。首先，考慮其平均值，在全部樣本期間，市場層級波動約佔全部波動 29.5%，而產業層級波動約佔 0.14%，而公司層級波動約佔 70.3%。由此可知，在全部樣本期間，公司層級波動為全部波動之最大組成部份。其中，市場層級之波動在民國 75 至 79 年間較其他期間之波動，佔整體市場之波動有較大幅增加，此與上述相同即股票市場崩盤事件對於市場層級之波動有較大之影響。本文再分前後 10 年來比較，發現公司層級波動從 67.1%增加至 73.8%，而市場層級波動從 32.7%減少至 25.9%，產業層級波動從 0.12.%增加至 0.16%。由此可知，後十年市場層級波動之平均波動程度較前十年為小，而在產業與公司層級波動則為相反，亦即產業與公司層級波動較市場層級波動有隨時間增加之趨勢。

表 4-5 各層級波動序列間之相關性

本表為各波動序列間之相關性衡量。本研究以下列趨勢方程式，求得去除時間趨勢項 (de-trended) 之新序列 e_t 。趨勢回歸方程式：

$$s_{xt}^2 = a + bt + e_t$$

其中， s_{xt}^2 即為三種波動序列，x 分別為市場、產業、公司波動，t 為時間序列項。

Panel A 全期(70-89 年)					
原始序列			去除趨勢序列		
市場波動	產業波動	公司波動	市場波動	產業波動	公司波動
1	0.3503	0.5540	1	0.3400	0.5560
	1	0.6958		1	0.6484
		1			1
Panel B 後期(80-89 年)					
原始序列			去除趨勢序列		
市場波動	產業波動	公司波動	市場波動	產業波動	公司波動
1	0.2150	0.3660	1	0.2537	0.4136
	1	0.7445		1	0.7117
		1			1

而由變異數之分解來看，總波動大部分之變異是來自於市場與公司層級，產

業層級波動皆很穩定。變異最大之兩部分為市場層級之變異、以及市場與公司層級之共變異，約佔波動整個時間序列變異之 85%，公司層級波動部分只佔 14%。而在後期，發現變異最大之兩部分為公司層級之變異，以及市場層級之變異，約佔波動整個時間序列變異之 70%，且其中公司層級之變異即佔 32%。可以發現市

表 4-6 整體市場波動序列之分解

本表為波動序列間之分解分析，本研究分析整體市場總波動之平均與變異組成。整體市場總波動之平均組成：

$$1 = \frac{E(MKT)}{E S_n^2} + \frac{E(IND)}{E S_n^2} + \frac{E(FIRM)}{E S_n^2}$$

整體市場總波動之變異組成：

$$\begin{aligned} 1 = & \frac{Var(MKT)}{Var(S)} + \frac{Var(IND)}{Var(S)} + \frac{Var(FIRM)}{Var(S)} + \frac{2Cov(MKT, IND)}{Var(S)} \\ & + \frac{2Cov(MKT, FIRM)}{Var(S)} + \frac{2Cov(IND, FIRM)}{Var(S)} \end{aligned}$$

其中，MKT 為市場波動序列，IND 為產業波動序列，FIRM 為公司波動序列， S_{xt}^2 為整體市場波動。接下來分解各個波動之時間序列，分成預期與未預期部分：

$$S_{xt}^2 = E_{t-1} S_{xt}^2 + t_t$$

其中， S_{xt}^2 即為三種波動序列，x 分別為市場、產業、公司波動， $E_{t-1} S_{xt}^2$ 為三種波動之預期部分， t_t 為三種波動之未預期部分。在此 lag 長度之選擇，乃依據 Campbell(2001)之實證模型，選擇 lag 之長度為 4。

Panel A 平均值(含有趨勢之序列)					
	市場波動(%)		產業波動(%)		公司波動(%)
1/70-12/74	21.83		0.12		78.04
1/75-12/79	42.59		0.12		56.29
1/80-12/84	31.68		0.14		68.19
1/85-12/89	20.26		0.22		79.52
1/70-12/79	32.73		0.11		67.14
1/80-12/89	25.99		0.16		73.83
1/70-12/89	29.51		0.14		70.34
Panel B 變異數(去除趨勢之序列)					
全期(70-89年)			後期(80-89年)		
市場波動	產業波動	公司波動	市場波動	產業波動	公司波動
0.5387	0.0006	0.3167	0.38204	0.0008	0.2910
	1.46E-06	0.0005		7.18E-06	0.0021
		0.1432			0.3239
Panel C 變異數之條件期望值(去除趨勢之序列)					
市場波動	產業波動	公司波動	市場波動	產業波動	公司波動
0.4497	0.0007	0.3402	0.36325	0.0006	0.2670
	2.94E-06	0.0010		9.99E-06	0.0028
		0.2081			0.3661

表 4-7 波動序列間之 Granger 因果關係檢定表

表 4-7 為各波動序列間之 Granger 因果關係檢定，由此來檢定各波動序列間是否可以相互預測，且各波動間是否會有領先落後之關係。其模式如下：

$$Y_t = C_0 + \sum_{i=1}^k a_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_i Y_{t-i} + m$$

$$X_t = C_0 + \sum_{i=1}^k d_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k g_i X_{t-i} + v_t$$

X、Y 分別為三種波動序列，為去除趨勢之資料。表中數值代表 P 值，() 中值代表最適落後期數，依 AIC 檢定選擇。而*、**、***分別代表在 10%、5%和 1%的顯著水準下，其因果關係顯著之程度。

全期(70-89年)				後期(80-89年)			
	市場波動	產業波動	公司波動		市場波動	產業波動	公司波動
市場波動		0.1379 (1)	0.0178** (1)	市場波動		0.1856 (2)	0.0301* (1)
產業波動	0.0664 (1)		0.0015* (11)	產業波動	0.225 (7)		0.2159 (1)
公司波動	0.0055** (1)	0.0307* (10)		公司波動	0.0290* (4)	0.1046 (8)	

場層級波動之變異程度降低約 15%，而公司層級波動之變異程度增加約 2 倍。由此可知，市場層級波動之變異程度的確較公司層級波動之變異程度有隨時間而減緩之趨勢，即相對於市場與產業波動，公司層級波動對整體市場總風險之重要性有增加，此一結果與 Campbell et al.(2001)類似。此一實證結果與假說 1-4 相符。

而為了去除一些長期動能之影響，而必須去平滑各波動之原始序列。在表 4-6 Panel C 中，以變異數之條件期望值來分析，可以發現其結果與上述類似，公司層級之波動變異約增加 2 倍，但市場層級波動之變異程度降低約 20%，而產業層級之波動變異則無什麼改變。

表 4-7 為各層級波動序列間之 Granger 因果關係檢定。從整段樣本期間發現市場與產業層級間不存在因果關係，但市場與公司層級間存在因果關係，且產業與公司層級間也存在因果關係。在後期中則發現市場與產業層級間、產業與公司層級間不存在因果關係，但市場與公司層級間卻存在因果關係。由此可知，市場與產業層級間無法相互預測，但市場與公司層級間卻可相互預測，即公司層級之

前期波動可解釋市場層級之後期波動，且市場層級之前期波動可解釋公司層級之後期波動。而產業與公司層級間之因果關係會隨時間而改變。在 Campbell et al. (2001) 中，其結論為各層級波動序列皆具有因果關係，各層級波動序列間可相互預測。此一實證結果與假說 1-5 不盡相符，即僅有市場與公司層級間可相互預測。

第三節 公司波動與投資組合之關係

由上述分析可以得知整體市場之波動是相當穩定，但公司之波動卻有向上增加之趨勢，此隱含了各股報酬間之相關性有遞減之趨勢，即使各股之波動有增加，遞減之相關係數也可使得市場投資組合之波動維持不變。即各股之波動性增加，但由於各股間之相關性遞減，所以原本投資組合之利益並無受到各股波動性增加之影響。

在圖 4.5a 中，發現各別股票報酬相關性隨著時間呈現遞減之趨勢。相關性基於五年之月資料計算，其相關性之變化為從民國 74 年之 0.299 逐漸上升至民國 81 年之最高點 0.592，之後再逐漸下降至 89 年之 0.270。且表 4-8 中各別股票報酬相關性變化之檢定為顯著，因此就近十年現象，其相關性之趨勢為隨時間而遞減的。在圖 4.5b 中，平均股票市場模型判定係數值也呈現相同趨勢。此一實證結果與假說 1-2 相符。此外，可以發現各別股票報酬相關性與平均股票市場模型判定係數呈現相同之走勢，檢驗兩者間之相關性，發現相關性達到 90% 之高度相關，表示兩者之間存在某種程度之關係。此一結果與 Campbell et al. (2001) 類似。

從圖 4.5 中，可以發現從民國 74 至 75 年，其相關係數突然提高了約 14%，判定係數值也突然提高了約 15%；而從民國 79 至 80 年，其相關係數突然降低了約 27%，判定係數值也突然降低了約 22%。此一現象乃因，民國 75 年至 79 年歷時約四年的大多頭時期，當時，加權指數即從 75 年底的 1,000 餘點，一路攀升

至 79 年 2 月 12 日的 12,600 餘點的高峰，個股間齊漲齊跌，個股間相關性大幅提昇，且個股與大盤之間之相關性也大幅提昇。然因週轉率過高、投機氣氛過於濃厚、加上人為操控等因素，導致股價漲幅過大早已背離基本面而失真，使得隨後股市一路狂洩，79 年底又跌至 3,000 點以下，因而導致個股間相關性大幅下降，且個股與大盤之間之相關性也大幅降低。再者，台灣初期之加權股價指數一直呈現緩慢的上升，直至民國 70 年中期交易才轉趨活絡，當初上市股票較少，個股之間以及與市場之關係較為密切，且互動性較高，所以其相關性應較近年來為高，即近年來個股間之相關性以及與市場之關係較為低。

在各股之間，隨時間而遞減之相關性，隱含了投資組合多角化之利益已經隨時間而增加。原來各股間相關性高之投資組合，隨著時間之增加，各股相關性降低，使得原本的投資組合也越能降低投資之風險，提高投資組合多角化之利益。此也告訴了投資人，個別股票之風險增加，而投資人在組成一投資組合時，或許可以考量個股之特性以及投資組合之數目，以便規避隨時間而增加之個股風險。

表 4-8 個股間之平均相關值與平均判定係數值之檢定表

表 4-8 為個股間之平均相關值與平均判定係數值之檢定表，由此來檢定個股間之平均相關值與平均判定係數值是否有顯著變化。而*、**、***分別代表在 10%、5%和 1%的顯著水準下，其數值是否有顯著變化。

	平均相關係數	平均判定係數
74-78()	0.4342	0.4280
79-83()	0.5513	0.5753
84-89()	0.3162	0.3195
-	0.1171***	0.1473***
-	-0.2351***	-0.2558***

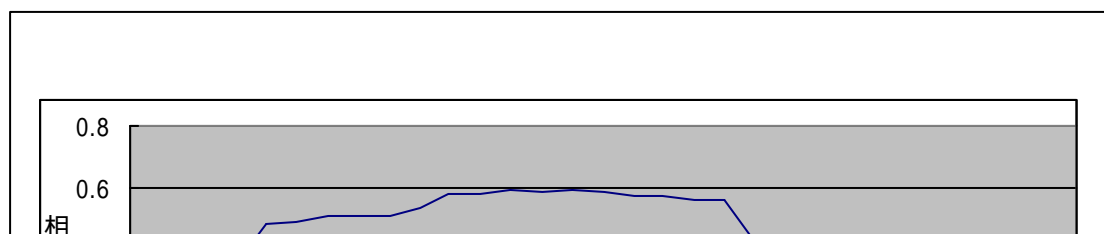


圖 4.5 個股間之平均相關值與平均判定係數值

本圖為個股間之平均相關值與平均判定係數值。樣本期間為民國 74 至 89 年。藉由計算兩兩股票間報酬之相關性，來觀察個股間相關性之變化。使用樣本期間內前 60 個月之月報酬，來計算兩兩股票間月報酬之相關性，以半年為一間隔，採滾動式(rolling)之計算方式。而個別股票與大盤報酬市場模型的判定係數值，以半年為一間隔，採滾動式之計算方式。

第四節 三種層級波動序列與景氣循環關係之探討

在本節中，延伸 Schwert(1989)之結果，研究市場、產業、公司層級波動之循環性行為。由圖 4.2 至 4.3 可以發現似乎波動在景氣衰退時較高，因此以下就各種層級波動序列與景氣循環之相關性進行探討。

本文依照經建會所編制景氣綜合指標來建構景氣循環變數，將景氣循環分為擴張期與收縮期，擴張期之時間點以虛擬變數 1 代表，收縮期以 0 代表。在此，亦平滑各層級波動之原始序列，將各個層級波動之序列分解為預期與未預期部

分。

首先看原始序列，由表 4-9 Panel A 中，可以發現雖然各種層級波動序列與景氣循環之相關程度不高，但市場、產業與公司層級波動之同期、領先、落後期幾乎皆為負相關，除市場落後 2 期之後非為負相關較為特殊外，各層級波動序列與景氣循環之相關性幾乎皆為負相關，即隱含在景氣衰退時市場、產業與公司層級之波動皆為增加。且公司層級之相關性較為強烈，市場層級同時期之相關性為 -0.102，而產業層級為 -0.027，公司層級為 -0.2247。可以發現條件預期值之結果也類似，且其值也較原始值為大，乃因條件預期值之不規則成分較少。此一結果顯示在經濟衰退時，市場及公司層級之波動有增加之趨勢，且波動與衰退之關係會隨著時間而減少。此一結果與 Campbell et al.(2001)類似。

然而，或許有些資訊是無法從經建會所編制景氣綜合指標建構之景氣循環看出。接下來，使用 GDP 之資料來測試波動之循環性行為，由於 GDP 為季資料，故重新建構以季為衡量單位之新波動序列。由表 4-9 Panel B 中，發現其結果與經建會所編制景氣綜合指標建構之景氣循環類似，雖然其相關程度不高，但幾乎所有之波動序列與 GDP 之成長值皆為負相關，除了市場層級之序列較為特殊外，此即顯示了 GDP 之成長減緩時，市場、產業與公司層級之波動皆呈現增加的趨勢，且公司與產業層級之相關性較為強烈，市場層級同時期之相關性為 -0.031，產業層級為 -0.1971，公司為 -0.135。此一實證結果與假說 2-1 相符。

此一測試波動序列之循環性行為，隱含了在景氣循環不同階段分散風險之重要性，即股票市場之波動在經濟衰退時確實會增高，甚至擁有一良好之投資組合，其波動也是會增加，而未擁有一分散風險之投資組合其波動會更大。因為產業與公司層級之波動會在經濟衰退時增加，所以隱含在經濟衰退時，需要去分散風險之成本會增加。而投資者或許可藉由景氣之變動來預測波動之方向，作為分散風險之投資組合決策之依據。

在分析完市場、產業、公司層級波動之循環性行為後。接下來，便來看這些

表 4-9 波動序列與景氣循環之相關性

本表為研究各波動序列與景氣循環之相關性，表中數值代表各波動序列與景氣循環間領先落後期之相關係數，例如在-1 之值代表景氣循環與落後一期波動序列之相關性，黑體之數字為該欄中最大值。本研究依照經建會所編制景氣綜合指標建構之景氣循環，其將景氣循環分為擴張期與收縮期，將擴張期之時間點以虛擬變數 1 代表，收縮期以 0 代表。以此景氣綜合指標建構之景氣循環資料以及 GDP 之資料來測試波動之循環性行為，其中 GDP 為季資料，故從新建構以季為衡量單位之新波動序列，藉此來檢視在景氣變動時，各波動是否有呈現特殊之關係。在此，將各個波動之序列分解為預期與未預期部分：

$$s_x^2 = E_{t-1} s_x^2 + t_t$$

其中， s_{xt}^2 即為三種波動序列，x 分別為市場、產業、公司波動， $E_{t-1} s_x^2$ 為三種波動之預期部分， t_t 為三種波動之未預期部分。計算各個波動序列之預期部分，lag 長度之選擇，乃依據 Campbell(2001)之實證模型，選擇 lag 之長度為 4，其模型如下：

$$s_x^2 = a_t + \sum_{i=1}^4 b_i s_{x,t-i}^2 + e_t$$

月	市場波動			產業波動			公司波動		
	原始資料	可預期部份	不可預期部份	原始資料	可預期部份	不可預期部份	原始資料	可預期部份	不可預期部份
-12	0.114	0.137	0.001	-0.145	-0.134	-0.087	-0.109	-0.082	-0.073
-11	0.116	0.123	0.027	-0.150	-0.151	-0.082	-0.092	-0.107	-0.032
-10	0.114	0.125	0.020	-0.113	-0.155	-0.036	-0.075	-0.095	-0.020
-9	0.138	0.120	0.070	-0.078	-0.119	-0.018	-0.056	-0.083	-0.005
-8	0.158	0.142	0.073	-0.055	-0.090	-0.009	-0.052	-0.070	-0.011
-7	0.125	0.161	-0.014	-0.038	-0.066	-0.004	-0.078	-0.064	-0.049
-6	0.096	0.138	-0.031	0.009	-0.045	0.039	-0.086	-0.086	-0.042
-5	0.071	0.112	-0.039	0.022	0.005	0.023	-0.113	-0.088	-0.074
-4	0.038	0.080	-0.048	0.063	0.015	0.065	-0.120	-0.113	-0.063
-3	0.004	0.048	-0.062	0.021	0.063	-0.015	-0.163	-0.123	-0.110
-2	-0.028	0.014	-0.071	-0.002	0.018	-0.014	-0.206	-0.166	-0.131
-1	-0.077	-0.020	-0.106	-0.018	0.006	-0.024	-0.223	-0.210	-0.117
0	-0.102	-0.067	-0.082	-0.027	-0.011	-0.025	-0.225	-0.225	-0.107
1	-0.130	-0.101	-0.082	-0.020	-0.025	-0.008	-0.219	-0.238	-0.090
2	-0.120	-0.133	-0.018	-0.020	-0.020	-0.011	-0.183	-0.242	-0.040
3	-0.124	-0.127	-0.034	-0.006	-0.022	0.007	-0.165	-0.211	-0.042
4	-0.134	-0.132	-0.043	0.015	-0.007	0.022	-0.188	-0.197	-0.083
5	-0.124	-0.136	-0.020	0.000	0.012	-0.008	-0.182	-0.219	-0.058
6	-0.109	-0.130	-0.003	0.017	-0.004	0.022	-0.156	-0.204	-0.036
7	-0.094	-0.119	0.006	0.024	0.018	0.017	-0.130	-0.176	-0.025
8	-0.073	-0.102	0.020	0.007	0.023	-0.006	-0.132	-0.158	-0.042
9	-0.031	-0.080	0.062	-0.004	0.006	-0.009	-0.111	-0.159	-0.014
10	0.008	-0.041	0.075	0.058	-0.002	0.069	-0.060	-0.133	0.030
11	0.042	-0.002	0.078	0.034	0.061	0.002	-0.027	-0.081	0.030
12	0.074	0.041	0.070	0.009	0.026	-0.005	-0.024	-0.046	0.006

季	市場波動			產業波動			公司波動		
	原始資料	可預期部份	不可預期部份	原始資料	可預期部份	不可預期部份	原始資料	可預期部份	不可預期部份
-4	-0.009	0.015	-0.034	-0.003	0.007	-0.004	-0.007	0.000	0.020
-3	0.087	-0.008	0.155	-0.009	-0.007	-0.016	0.014	0.029	-0.010
-2	0.001	0.100	-0.130	-0.057	-0.021	-0.136	-0.029	0.006	-0.121
-1	0.017	-0.013	0.046	-0.137	-0.081	-0.173	-0.065	-0.023	-0.136
0	-0.031	0.013	-0.068	-0.197	-0.206	-0.017	-0.135	-0.109	-0.079
1	-0.034	-0.038	-0.006	-0.144	-0.158	0.002	-0.130	-0.125	-0.010
2	0.029	-0.035	0.093	-0.091	-0.077	-0.073	-0.122	-0.128	0.021
3	0.002	0.040	-0.050	-0.090	-0.074	-0.118	-0.047	-0.085	0.015
4	0.052	-0.001	0.087	-0.086	-0.083	-0.003	-0.038	-0.040	0.081

波動序列對於 GDP 之成長值是否具有預測能力。在表 4-10 中，使用 GDP 之成長

值為應變數，將落後一期之 GDP 成長值、市場之平均報酬、市場、產業、公司層級波動作為迴歸項，看各變數間之組合，是否可對 GDP 之成長值作一預測與解釋。

結果如表 4-10。首先，將落後一期之 GDP 成長值及市場之平均報酬作為迴歸項，其判定係數為 2%，並不高，且其個別迴歸項之係數也不顯著。再來，各別加入落後一期之市場、產業、公司層級波動為迴歸項，看何者對於 GDP 之成長值有較佳之解釋與預測能力，結果發現當產業波動加入時，其判定係數大幅提昇至 18%，且落後一期之 GDP 成長值、產業波動的係數也為顯著。而個別加入落後一期之市場、公司層級波動為迴歸項，解釋力皆不高，但加入公司層級波動較市場層級波動解釋力為高。

而同時加入兩個層級波動序列或全部之波動序列的迴歸項後，其結果也是相同，即只要加入產業層級之波動序列後，其解釋力顯著提昇。接著，分析後期之序列，其結果也與原始序列相同，只要加入產業層級之波動序列後其解釋力皆顯著提高，其判定係數增加至 48%，且落後一期之 GDP 成長值、市場之平均報酬、產業、公司層級波動的係數也為顯著。

本研究可以發現對於 GDP 成長值，市場之平均報酬、市場、公司層級波動，其解釋力皆不高，但加入產業層級之波動序列後，在全期中其解釋力增加至 18% 至 23%，後期之解釋力更增加到 48%，且其解釋變數之係數也為顯著。雖然無顯著之證據指出此三波動序列具有預測力，但是產業層級波動序列之 t 值卻高於市場與公司層級之值，且判定係數之值在有產業層級波動序列加入時即大幅提昇，此一結論與 Campbell et al.(2001)之結果類似。

表 4-10 波動序列與 GDP 成長之預測衡量

表 4-10 為研究各波動序列對於 GDP 之成長值是否有預測能力。其迴歸式如下：

其中， GDP_t 為當期之國民生產毛額成長率， RVW_{t-1} 為落後一期之市場報酬， MKT_{t-1} 為落後一期之市場波動， IND_{t-1} 為落後一期之產業波動， $FIRM_{t-1}$ 為落後一期之公司波動。其中數值代表各迴歸模型之係數，()中數值為 t 值。而*、**、***分別代表在 10%、5%和 1%的顯著水準下，其解釋力顯著之程度。

Panel A 全期(70-89 年)					
GDP_{t-1}	RVW_{t-1}	MKT_{t-1}	IND_{t-1}	$FIRM_{t-1}$	判定係數
-0.156 (-1.354)	9.94E-05 (0.265)				0.025
-0.157 (-1.415)	0.000 (0.266)	0.051 (0.267)			0.025
-0.282* (-1.757)	-0.001 (-0.921)		1066.727* (1.453)		0.184
-0.167 (-1.482)	1.82E-05 (0.037)			1.398 (1.143)	0.052
0.301* (-1.799)	-0.002 (-1.160)	-0.745 (-1.296)	1387.382* (1.608)		0.228
-0.160 (-1.467)	-0.000 (-0.194)	-0.470 (-0.848)		2.222 (1.100)	0.066
-0.324* (-1.716)	-0.002 (-1.103)		1556.114* (1.471)	-2.146 (-1.237)	0.216
-0.320* (-1.764)	-0.002 (-1.182)	-0.579 (-1.135)	1592.444 (1.575)*	-1.213 (-0.982)	0.236

Panel B 後期(80-89 年)					
GDP_{t-1}	RVW_{t-1}	MKT_{t-1}	IND_{t-1}	$FIRM_{t-1}$	判定係數
-0.148 (-1.147)	-0.001 (-0.425)				0.022
-0.175 (-1.571)	-0.001 (-0.709)	1.032 (1.417)			0.039
-0.469** (-2.394)	-0.006 (-1.896)*		2479.064** (2.686)		0.451
-0.210 (-1.478)	-0.003 (-1.137)			5.914 (1.451)	0.168
-0.468** (-2.412)	-0.006* (-1.875)	-0.099 (-0.148)	2489.411** (2.637)		0.451
-0.209 (-1.669)	-0.003 (-1.101)	-0.044 (-0.039)		5.945 (1.259)	0.168
-0.532** (-2.521)	-0.006* (-1.879)		3336.990** (-2.118)	-4.563 (0.000)	0.487
-0.542** (-2.511)	-0.006* (-1.818)	0.395 (0.555)	3362.418*** (2.794)	-4.919*** (-2.156)	0.489

第五節 總體經濟變數波動性與股票報酬波動性之關係

影響股市波動性的總體因素包羅萬象，尤其在互動的經濟環境下，總體經濟變數彼此間交互連動，故股票市場與總體經濟間的關聯至今尚無定論。因此，本節將對總體經濟變數波動性與股票市場波動性之關係作一分析與探討。

一、總體經濟變數序列資料的描述

由圖 4.6 顯示 M2 貨幣供給量及消費者物價指數之時間趨勢，呈現逐漸上升的趨勢，而且曲線相當的平滑，也沒有大幅的跳動現象。工業生產指數時間趨勢呈現逐漸上升的趨勢，且有相當明顯的季節性效果。重貼現率則呈現逐漸下降的趨勢，在民國 71 年達到最高點 14% 左右，維持幾個月之後便開始下降，在 75 年到達最低點 5% 左右，維持了兩年，又上升至 8% 左右，現在則維持在 5% 附近。至於，美元兌新台幣匯率之時間趨勢，其值在 40 元附近盤旋，從民國 75 年開始下跌，至民國 78 年，維持在 30 元左右。

總體經濟變數的基本統計性質列示於表 4-11。從偏態係數的結果可知，M2 貨幣供給成長率、工業生產指數成長率、通貨膨脹率、利率報酬率與匯率報酬率的分配形狀為微偏。由峰度係數可知，工業生產指數成長率、利率報酬率、M2 貨幣供給成長率、通貨膨脹率及匯率報酬率其分配形狀皆接近低闊峰。

表 4-11 各序列的基本統計性質

表 4-11 為民國 70 年 1 月至 89 年 12 月各總體變數原始序列取自然對數後之基本統計性質。其中，變數包括 M2 貨幣供給、通貨膨脹率即消費者物價指數、工業生產指數、利率即重貼現率、及美元兌新台幣匯率。

原始序列	平均數	標準差	偏態係數	峰度係數
貨幣供給	6.7436	0.3936	-0.3901	-1.1209
通貨膨脹	1.9243	0.0633	0.2086	-1.5780
工業生產	1.8832	0.1430	-0.3272	-0.8225
利率	0.7785	0.1177	1.1311	0.8060
匯率	1.4917	0.0725	0.3870	-1.4282

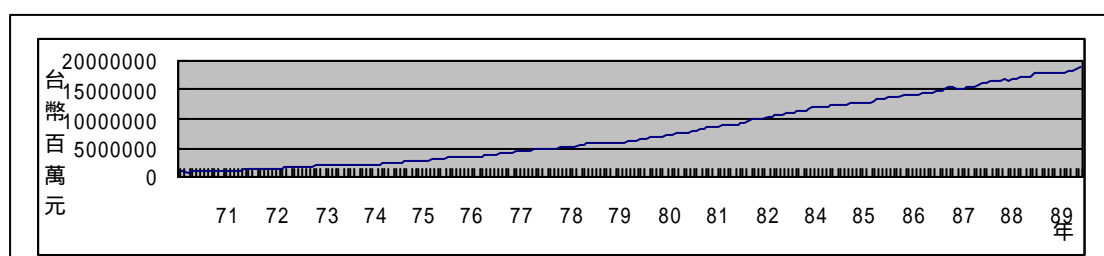


圖 4.6 各總體經濟變數的時間趨勢圖

本圖為民國 70 至 89 年各總體經濟變數原始序列的時間趨勢圖。其中，變數包括 M2 貨幣供給、消費者物價指數即通貨膨脹率、工業生產指數、重貼現率、及美元兌新台幣匯率。

表 4-12 總體經濟變數序列的單根檢定

本表包含各總體變數原始序列之單根檢定值。其模式如下：

$$R_t = \alpha + \beta R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i R_{t-i} + \epsilon_t$$

為確保誤差項為一白噪音過程，根據 AIC 準則選取適當之落後期數。而*代表在 1%的顯著水準下，可拒絕非定態的虛無假設。

總體經濟變數原始序列					
含時間趨勢項	貨幣供給	通貨膨脹	工業生產	利率	匯率
檢定統計量	-12.12*	-14.58*	-19.28*	-9.58*	-10.89*
落差期	1	1	1	1	1

表 4-12 為各總體經濟變數序列之單根檢定，結果顯示在顯著水準 1%的情況下，總體經濟變數序列均為定態。

二、總體經濟變數波動性資料的描述

有關總體經濟變數波動性的估計，均採用 Schwert(1989)的方法由總體經濟變數月報酬率的 12 階自我迴歸模型配合三次遞迴加權最小平方法。總體經濟變數波動性的基本統計性質列示於表 4-13，波動性資料的時間趨勢圖則列於圖 4.7。由標準差來看，匯率報酬率波動性的標準差最大，其次為工業生產指數成長率之波動性標準差，其他估計之波動性標準差均較小。從偏態係數可知，M2 貨幣供給成長率波動性、通貨膨脹率波動性、與工業生產指數成長率波動性的分配形狀為不偏；利率報酬率波動性與匯率報酬率波動性為甚偏。

表 4-13 總體經濟變數波動序列的基本統計性質

本表為民國 70 年 1 月至 89 年 12 月各總體變數波動序列之基本統計性質。總體經濟變數波動性的估計，均採用 Schwert(1989)由總體經濟變數月報酬率的 12 階自我迴歸模型配合三次遞迴加權最小平方法。

波動性序列	平均數	標準差	偏態係數	峰度係數
貨幣供給波動性	0.0028	0.0025	1.4970	2.4568
通貨膨脹波動性	0.0038	0.0027	1.3115	2.7663
工業生產波動性	0.0138	0.0131	1.9317	4.6313
利率波動性	0.0097	0.0137	5.4441	42.5951
匯率波動性	0.0039	0.0073	4.0117	22.5718

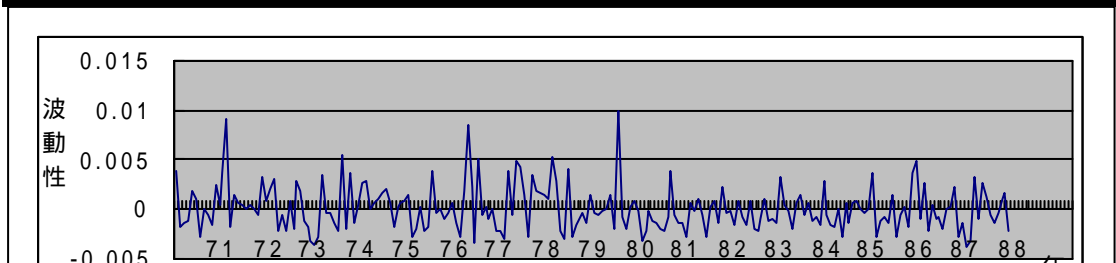


圖 4.7 各總體經濟變數波動之時間趨勢圖

本圖為民國 70 至 89 年各總體經濟變數波動序列的時間趨勢圖。其中，變數包括 M2 貨幣供給、通貨膨脹率即消費者物價指數、工業生產指數、利率即重貼現率、及美元兌新台幣匯率。

表 4-14 總體經濟變數波動序列的單根檢定

本表為總體經濟變數波動序列之單根檢定值。其模式如下：

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i R_{t-i}$$

為確保誤差項為一白噪音過程，根據 AIC 準則選取適當之落後期數。而*代表在 1%的顯著水準下，可拒絕非定態的虛無假設。

總體經濟變數波動序列					
含時間趨勢項	貨幣供給 波動性	通貨膨脹 波動性	工業生產 波動性	利率波動性	匯率波動性
檢定統計量	-10.40*	-10.33*	-9.89*	-10.43*	-10.24*
落差期	1	1	1	1	1

由峰度係數可知，M2 貨幣供給成長率波動性、通貨膨脹率波動性、與工業生產指數成長率波動性的分配形狀較偏常態峰。而利率報酬率波動性與匯率報酬率波動性為高狹峰狀態。

表 4-14 為各總體經濟變數波動序列之單根檢定，結果顯示在顯著水準 1%的情況下，總體經濟變數波動序列均為定態。

三、Granger 因果關係

為瞭解總體經濟波動性與股票報酬波動性之關係，本研究建立一個各包含兩兩變數的 12 階向量自我迴歸模型。由表 4-15 的實證結果，得知市場層級波動性受到利率報酬率波動之顯著影響；產業層級波動性受到貨幣供給成長率以及利率報酬率波動之影響，且為顯著；公司層級波動性並無受到總體變數波動性之影響。而在總體變數方面，可以發現市場、產業及公司層級波動性對於總體變數波動性並無預測能力。由以上結果可以發現總體經濟變數波動性對於市場、產業及公司層級之波動有不同程度之影響。但整體來看，並無充分證據顯示總體經濟變數之波動性能夠預測市場、產業、公司層級之風險。

至於總體變數波動性彼此間之關係，由表 4-15 中可知，工業生產指數成長率波動性對通貨膨脹率波動性有預測能力，而工業生產指數成長率波動性、貨幣供給成長率波動性、利率報酬率波動性則不受其他總體變數波動性之影響，匯率報酬率波動性則受到通貨膨脹率波動性之影響。

綜合以上實證結果可以發現，市場及產業層級波動受到貨幣供給成長率以及利率報酬率波動性之影響外，其他總體變數波動並無顯著影響，且公司層級波動完全不受總體變數波動之影響。因此與假說 2-2 不盡相符，即市場、產業及公司層級波動與總體變數波動間並非全具有 Granger 因果關係，只有市場與產業層級波動受到貨幣供給成長率波動性以及利率報酬率波動之部份影響。

由於重貼現率乃銀行之借款利率，為銀行營運成本之一，其變動將影響資金之流動，進而影響股市之波動；而貨幣供給量之變動，也會影響整體市場資金之流動，貨幣供給之增加，有利於上市公司籌措生產時所須之融通資金，倘若持續性地增加，將造成社會游資過剩，資金市場利率降低，金融機構存款大量流失，資金流向高流動性、獲利性的投資工具，股票市場即是其一，故也會影響股市之波動。過去國內學者²之研究發現股票風險可由股票風險過去值加以預測，股市

表 4-15 市場、產業、公司波動性與總體經濟波動性 Granger 因果關係檢定表

本表為市場、產業、公司波動性與總體經濟波動性的 Granger 因果關係檢定，表中數值為 F 統計值，表示列變數前 12 期的觀察值對行變數當期值的影響，反應出變數的預測能力。其模型如下：

$$Y_t = C_0 + \sum_{i=1}^{12} a_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} b_i Y_{t-i} + m$$

$$X_t = C_0 + \sum_{i=1}^{12} d_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} g_i X_{t-i} + v_t$$

其中 X、Y 分別為市場、產業、公司波動，M2 貨幣供給成長率波動性、通貨膨脹率波動性、工業生產指數成長率波動性、利率報酬率波動性、及匯率報酬率波動。資料期間為民國 70 年 1 月至 89 年 12 月。而*代表在 5% 的顯著水準下，其因果關係顯著之程度。

因變數	MKT	IND	FIRM	S_{M2}	S_{CPI}	S_{IP}	S_R	S_X
MKT	39.02*			1.75	0.96	1.45	0.40	1.02
IND		6.97*		0.85	1.03	1.41	0.99	0.44
FIRM			12.31*	0.68	0.72	0.72	1.79	0.64
S_{M2}	1.02	2.09*	1.61	4.39*	0.98	1.75*	1.12	1.01
S_{CPI}	0.31	1.07	0.86	1.62	6.74*	1.29	0.88	2.18*
S_{IP}	0.11	0.69	0.43	1.29	1.92*	3.68*	0.54	0.70
S_R	1.95*	1.88*	0.92	1.13	1.32	1.66	5.09*	0.95
S_X	0.20	1.40	0.75	0.71	1.29	0.87	0.31	15.02*

之波動並不受總體經濟變數波動性落後期的影響。但本研究將波動性分為三種層

² 黃德芬(民 83)、許文成(民 85)研究發現總體變數之波動性對股票波動性並無預測力。

級加以分析，結果發現部份之總體經濟變數確實有所影響，但影響顯著性不高，因此並無不一致的結論。

四、序列間的同期關係—複迴歸模型(multiple regression model)

由表 4-16 的實證結果發現通貨膨脹率波動性與市場、產業、公司層級波動性呈現負向但不顯著之關係。然而，匯率報酬率波動性與產業、公司層級波動性則有非常顯著的負向關係，達 1%之顯著水準。其次，在利率風險方面，市場波動與利率報酬率波動呈現一顯著之正向關係，顯示利率之風險越大則市場之波動會越大。另外，代表資金面波動之貨幣供給成長率及工業生產指數成長率之波動性對市場、產業及公司層級波動無顯著之關係存在。

綜合上述結果可知，匯率報酬率波動性與利率報酬率之波動性分別對市場、產業與公司層級之波動性皆有顯著的影響。整體而言，顯示台灣股票市場的風險，在同時期下，的確有受到總體經濟波動性某一程度之影響。

表 4-16 同時期之總體經濟變數波動性對各波動性的解釋能力

本表為同時期之總體經濟變數波動性對各波動性的解釋能力。其模型如下

$$\hat{s}_{x,t} = a + b_1 \hat{s}_{m2,t} + b_2 \hat{s}_{cpi,t} + b_3 \hat{s}_{ip,t} + b_4 \hat{s}_{r,t} + b_5 \hat{s}_{x,t} + m$$

其中， $\hat{s}_{x,t}$ 即為三種波動序列，x 分別為市場、產業、公司波動， $\hat{s}_{cpi,t}$ 表示通貨膨脹率之條件標準差， $\hat{s}_{m2,t}$ 表示貨幣供給成長率之條件標準差， $\hat{s}_{ip,t}$ 表示工業生產指數成長率之條件標準差， $\hat{s}_{r,t}$ 表示重貼現率之條件標準差， $\hat{s}_{x,t}$ 表示匯率月報酬率之條件標準差。其中數值代表各迴歸模型之係數，()中數值為檢定 t 值。資料期間為民國 70 年 1 月至 89 年 12 月。而*、**、***分別代表在 10%、5%和 1%的顯著水準下，其解釋能力顯著之程度。

自變數	截距項	貨幣供給波動性	通貨膨脹波動性	工業生產波動性	利率波動性	匯率波動性
市場波動	0.0001 (0.1352)	0.0250 (0.1600)	-0.0680 (-0.5882)	0.0219 (0.4795)	0.0529** (2.0158)	0.0112 (0.2366)
產業波動	0.0000 (-0.0778)	0.0001 (0.3628)	-0.0002 (-0.7847)	0.0000 (0.3886)	0.0001 (1.0058)	-0.0003*** (-3.3656)
公司波動	0.0001 (-0.1897)	0.0290 (0.2417)	-0.0774 (-0.9666)	0.0172 (0.8996)	0.0253 (1.4791)	-0.0687*** (-2.7813)

第五章 結論與建議

第一節 結論

本論文主要探討股票市場中個別股票是否變的更具波動性，以及研究影響股票市場波動性之總體波動因子之研究。我們以 Cambell et al.(2001)所使用的分解法，去研究整體市場在市場、產業、公司層級之波動。而就影響股市波動性的因素方面，本研究嘗試由總體經濟面出發，探討股票市場風險和總體經濟風險之間的關係。對於總體變數波動性之衡量，本研究運用自我迴歸模型配合三次遞迴加權最小平方法，估計總體變數之波動性。經由實證分析之後，本研究獲得以下幾點結論：

一、個別股票波動性之研究

在民國 70 至 89 年的研究期間，可以發現在公司之波動層級序列上，存在一顯著且為正向之定態趨勢。在市場波動層級之序列上並無發現此一趨勢。比較前後期的研究期間，可以發現公司波動層級已經較市場波動與產業波動層級增加。觀察各波動層級序列之標準差，可以發現市場與公司波動較產業波動層級隨著時間，波動變異的程度為大。但是在去除股市崩盤事件之影響後，可以發現市場波動之變異程度減少了約 40%；而產業與公司波動之變異程度影響較小。由此可知，股市大崩盤對市場波動之影響的確較產業與公司波動層級為大。

在研究三種波動層級之組成相對於整體市場總波動之重要性，發現市場波動之變異程度的確較公司波動之變異程度有隨時間而減緩之趨勢，即相對於市場與產業波動，公司波動層級對整體市場總風險之重要性有增加。

而就不同產業來分析，發現不同產業其波動程度與其變異程度也不同。在產業層級波動性方面，8 個產業中，只有金融業為負向趨勢，其餘皆為正向趨勢。意味著金融業之產業波動是隨著時間之增加而減少，其餘產業之產業波動是隨著時間之增加而增加；而在公司層級之波動性方面，只有造紙業與金融業為負向趨勢，其餘皆為正向。其中塑膠化工、機電、營建皆顯示顯著之正向趨勢，即意味著此三個產業其公司波動會隨著時間而增加，而金融業之公司波動則是隨著時間

之增加而減少，此一結果與 Campbell et al. (2001) 類似。

衡量各波動層級間之因果關係方面。在全期資料中，其結果為市場與產業層級間不存在因果關係，但市場與公司層級間存在因果關係，且產業與公司層級間也存在因果關係。在後期資料中，其結果為市場與產業間、產業與公司間不存在因果關係，但市場與公司間卻存在因果關係。即市場與公司間具有領先落後之關係，彼此間可相互預測。

在各股之間，隨時間而遞減之相關性，隱含了投資組合多角化之利益已經隨時間而增加。個別股票之波動相對於市場層級之波動已經增加，由於個別股票之風險增加，而投資人在組成一投資組合時，或許可以考量個股之特性以及投資組合之數目，以便規避隨時間而增加之個股風險。

至於研究各波動序列與景氣循環之相關性方面。其結果為市場、產業與公司層級波動之同期、領先、落後期幾乎皆為負相關，除市場落後 2 期之後非為負相關較為特殊外，各波動序列與景氣循環之相關性幾乎皆為負相關。此一測試波動序列之行為，隱含了在景氣循環不同階段分散風險之重要性，即股票市場之波動在經濟衰退時確實會增高，甚至擁有一良好之投資組合，其波動也是會增加，而未擁有一分散風險之投資組合其波動會更大。因為產業與公司層級之波動也會在經濟衰退時增加，所以隱含在經濟衰退時，需要去分散風險之成本會增加。而投資人或許可以藉由景氣之變動來預測各波動之方向，作為分散風險之投資組合之依據。

而在波動序列對於 GDP 之成長值是否具有預測能力之研究方面，發現市場之平均報酬、市場、公司層級波動，對於 GDP 之成長值解釋力皆不高，但加入產業層級之波動序列後，其解釋力增加至 18% 至 23%，且其獨立之係數也為顯著。雖然無顯著之證據指出此三波動序列具有預測力，但是判定係數值在有產業層級波動序列加入時為高，隱含產業層級波動序列與 GDP 成長值有較高之相關性，此一結論與 Campbell et al. (2001) 之結果類似。

二、影響股票市場波動之總體波動因子之研究

市場波動、產業波動與公司層級波動，除了受到貨幣供給成長率波動性以及利率報酬率波動之影響外，幾乎只受本身落後值的影響，且總體經濟變數影響之顯著性不高。因此顯示整體市場資訊之即時反應，具有效率。由以上結果亦可知總體經濟變數波動性對於市場、產業與公司層級波動有不同程度之影響。

在同時期下，匯率報酬率波動性與利率報酬率之波動性分別對市場、產業與公司之波動性皆有顯著的影響。整體而言，顯示台灣股票市場的風險，在同時期下，的確有受到總體經濟波動性某一程度之影響。

第二節 後續研究建議

股市波動性的研究範圍很廣，受限於時間和能力，本研究仍有很多不足之處，茲依本研究心得，提出幾點建議以供後續相關研究人士參考：

1 本研究之樣本，其原始資料為使用股票市場之日報酬來建構以月為單位之波動序列。然而，股票市場之日報酬存在顯著之短期序列相關，且台灣股票市場具有漲跌限制，對於以日報酬建構之波動序列值有限制效果，進而影響所建構之波動序列，未來研究者可以其他型態之資料來研究，如日內資料、週資料、月資料來建構不同期間之波動層級序列，看研究結果是否有差異。

2 在本研究中，可以發現公司層級波動上有一明顯之正向趨勢。未來研究者，可以從此一方向著手，研究影響公司層級波動趨勢增加之原因為何，如公司組成型態之改變、法人機構持股之增加等公司特徵變數。

3 在研究波動性分解方面，可研究不同國家股票市場波動性之分解，比較波動性是否會受到不同市場結構之影響，而有不同之研究結果。

4 本研究報酬是以收盤價計算，忽略了日內價格之變動所可能產生之現象，

未來研究者可考慮日內價格，如日內最高價與最低價變動之影響。

5 未來研究者可處理重大事件之影響，避免波動之衡量受到極端值之影響。

6 本研究景氣循環之代理變數乃採用行政院景氣循環指標之谷底、高峰期間來定義設計，對本研究可能有所偏誤，未來研究者或許可採行其他景氣循環之代理變數。

7 在研究影響股市波動之因素方面，可納入其他影響股市波動之因子，看其對影響股市波動之解釋力能否提昇，亦或是進行國際性的比較，探討影響各國股票風險的因素是否有所不同，與經濟開發是否有所關聯等等。

參考文獻

一、中文部分

1. 王淑君,「台灣股市波動因子之探討-GARCH 模型之應用」,台灣大學農業經濟學研究所碩士論文,民國八十九年十二月。
2. 田佳弘,「台灣股價指數期貨交易對股票價格波動之影響-以 TAIEX 和 SIMEX 兩市場分析」,中原大學企業管理學系碩士論文,民國八十九年六月。
3. 李秀雯,「股票市場波動性與總體經濟波動性及市場交易量之關係」,淡江大學財務金融學系碩士論文,民國八十七年六月。
4. 高崇傑,「臺灣股價與景氣循環關係之研究」,政治大學財政研究所碩士論文,民國八十九年六月。
5. 徐光耀,「台灣股市波動性之遞延性研究」,淡江大學管理科學研究所碩士論文,民國八十七年六月。
6. 黃德芬,「台灣股票市場波動性之研究」,證卷市場發展季刊,第七卷第四期,民國八十四年十月。
7. 黃冠瑋,「結合蒙地卡羅模擬法與波動性模型之涉險值分析」,淡江大學財務金融學系碩士論文,民國八十八年六月。
8. 陳元保,「股市波動與經濟波動的因果關係」,中國經濟學會年會論文集,民國八十六年,1-22。
9. 陳俊劭,「景氣循環與台灣股市日內異常現象關係之研究」,淡江大學財務金融學系碩士論文,民國八十六年六月。
10. 陳功業,「台灣股票市場波動性之研究」,政治大學國際貿易學系碩士論文,民國八十七年六月。
11. 陳煒朋,「GARCH 模型與隱含波動性模型預測能力之比較」,私立淡江大學財務金融研究所碩士論文,民國八十八年六月。
12. 陳仕偉,「台灣景氣循環與股票市場波動性之探討:馬可夫轉換模型之應用」,政治大學經濟學系碩士論文,民國八十九年六月。

13. 許文成，「台灣股票市場波動性之衡量及其影響因子之探討」，中正大學企業管理研究所碩士論文，民國八十五年六月。
14. 楊晴華，「影響股市波動因素之研究 以台灣股市為例」，中正大學企業管理研究所碩士論文，民國八十九年六月。
15. 楊華欽，「台灣股票市場波動性之研究-ARCH-M 修正模型的應用」，輔仁大學經濟研究所碩士論文，民國八十九年六月。
16. 鄒孟文，「台灣股價指數與貨幣供給之因果關係檢定」，台灣經濟金融月刊，第二十九卷第十二期，民國八十二年十二月，26-33。

二、英文部分

1. Anderson, Torben G., Tim Bollerslev, Francis X. Diebold, and Paul Labys, 1999, ‘ ‘The Distribution of Exchange Rate Volatility’ ’, Unpublished Paper, Northwestern University, Duke University, and University of Pennsylvania.
2. Arjun Chatrath, Sanjay Ramchander, and Frank Song, 1998, ‘ ‘Speculative Activity and Stock Market Volatility’ ’, *Journal of Economics and Business* 50, 323-337.
3. Bernard, Andrew B. and Douglas G. Steigerwald, 1993, ‘ ‘Cleansing Recessions: Evidence From Stock Prices’ ’, Working Paper, MIT and UC Santa Barbara.
4. Black, Fischer, 1976, ‘ ‘Studies of Stock Price Volatility Changes’ ’, *Proceedings of The 1976 Meetings of The Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association*, 177-181.
5. Bollerslev, Tim, Ray Chou, and Kenneth Kroner, 1992, ‘ ‘ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence’ ’, *Journal of Econometrics* 52, 5-59.
6. Brainard, S. Lael and David M. Cutler, 1993, ‘ ‘Sectional Shifts and Cyclical Unemployment Reconsidered’ ’, *Quarterly Journal of Economics* 108, 219-243.
7. Caballero, Ricardo J. and Mohammed Hammour, 1994, ‘ ‘The Cleaning Effect of Recessions’ ’, *American Economic Review* 84, 1350-1368.
8. Campbell, John Y., 1991, ‘ ‘A Variance Decomposition for Stock Returns’ ’, *Economic Journal* 101, 157-179.
9. Campbell, John Y., and Martin Lettau, 1990, ‘ ‘Dispersion and Volatility in Stock Returns: An Empirical Investigation’ ’, NBER Working Paper No. 7144.
10. Campbell, John Y., Martin Lettau, Burton G. Malkiel, and Yexiao Xu, 2001, ‘ ‘Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk’ ’, *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 1, 1-43.

11. Campbell, John Y., Andrew W. Lo, and A. Craig Mackinlay, 1997, ‘ ‘The Econometrics of Financial Markets’ ’, Princeton University Press, Princeton, Nj.
12. Carl R. Chen, Nancy J. Mohan, Thomas L. Steiner, 1999, ‘ ‘Discount Rate Changes, Stock Market Returns, Volatility, and Trading Volume: Evidence From Intraday Date and Implications For Market Efficiency’ ’, Journal of Banking and Finance 23,897-924.
13. Christie, Andrew, 1981, ‘ ‘The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value Leverage, and Interest Rate Effects’ ’, Journal of Financial Economics 10,407-432.
14. Colm Kearney, 1999, ‘ ‘The Causes of Volatility in a Small, International Integrated Stock Market: Ireland, July 1975-June 1994’ ’, The Journal of Financial Research, Vol. 111, No.1,85-104.
15. David Mcmillan, Alan Speight and Owain Gwilym, 2000, ‘ ‘Forecasting UK Stock Market Volatility’ ’, Applied Financial Economics 10,435-448.
16. Davidian, M., and R. J. Carroll, 1987, ‘ ‘Variance Function Estimation’ ’, Journal of American Statistical Association 82,1079-1091.
17. Dhakil, D., Kandil, M., and Sharma, S. C., 1993, ‘ ‘Causality Between The Money Supply and Share Prices’ ’, Quarterly Journal of Business and Economics 32, 53-71.
18. Duffee, Gregory R., 1995, ‘ ‘Stock Returns and Volatility: A Firm-Level Analysis’ ’, Journal of Financial Economics 37, 399-420.
19. Eden, Benjamin and Boyan Jovanovic, 1994, ‘ ‘Asymmetric Information and The Excess Volatility of Stock Prices’ ’, Economic Inquiry 32,228-235.
20. Engle, Robert F. and G.G.J. Lee, 1993, ‘ ‘Long Run Volatility Forecasting for Individual Stocks in a One Factor Model’ ’, Unpublished Paper, University of California At San Diego.
21. French, Kenneth and Richard Roll, 1986, ‘ ‘Stock Return Variances: The Arrival of

- Information and The Reaction of Traders' ' .Journal of Financial Economics 19,3-30.
- 22.French Kenneth, G. William Schwert and Robert Stambaugh, 1987, ' 'Excepted Stock Returns and Volatility' ' , Journal of Financial Economics 19, 3-30.
- 23.Fortune, P., 1989, ' 'An Assessment of Financial Market Volatility: Bills, Bonds, and Stocks' ' , New England Economic Review, 13-28.
- 24.Froot, Kenneth and Andre Perold, 1995, ' 'New Trading Practices and Short-Run Market Efficiency' ' , Journal of Futures Markets 15, 731-765.
- 25.Ghysels, Eric, Andrew Harvey, and E. Renault, 1996, ' 'Stochastic volatility' ' , in G.S. Maddala, ed.: Handbook of Statistics, Vol. 14(North-Holland, Amsterdam)
- 26.Gregory Koutmos, 1999, ' 'Asymmetric Price and Volatility Adjustments In Emerging Asian Stock Markets' ' , Journal of Business Finance and Accounting 26(1)&(2), 83-101.
- 27.Haedouvelis, G. A., 1990, ' 'Margin Requirements, Volatility, and The Transitory Component of Stock Prices' ' , American Economic Review 80,736-762.
- 28.Hamilton, James D. and G. Lin, 1996, ' 'Stock Market Volatility and The Business Cycle' ' , Journal of Applied Econometrics 11,573-593.
- 29.Haiyan Song, Xiaming Liu, and Peter Romilly, 1998, ' 'Stock Returns and Volatility: An Empirical study of Chinese stock Markets' ' , International Review of Applied Economics, Vol. 12,No. 1,129-139.
- 30.Hentschel, Ludger, 1995, ' 'All In The Family: Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models' ' , Journal of Financial Economics 39,71-104.
- 31.Heston, Steven L. and K. Greet Rouwenhorst , 1994, ' 'Does Industrial Structure Explain The Benefits of International Diversification?' ' , Journal of Financial Economics 36, 3-27.
- 32.Jeff Fleming, Chris Kirby, Barbara Ostdiek, 1998, ' 'Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets' ' , Journal of Financial

- Economics 49,111-137.
33. Leahy, John V. and Toni M. White, 1996, ‘‘The Effect of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts’’, *Journal of Money, Credit, and Banking* 28, 64-83.
34. Liljeblom, E. and Stenius, M., 1997, ‘‘Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility: Empirical Evidence on Finnish Data’’, *Applied Financial Economics*, 419-426.
35. Li Li, and Zuliu F. Hu, 1998, ‘‘Responses of the Stock Market to Macroeconomic Announcements Across Economic States’’, *International Monetary Fund Working Paper*.
36. Loungani, Prakash, Mark Rush, and W. Trave, 1990, ‘‘Stock Market Dispersion and Unemployment’’, *Journal of Monetary Economics* 25,367-388.
37. Malkiel, Burton G. and Yexiao Xu, 1999, ‘‘The Structure of Stock Market Volatility’’, *Unpublished Paper, Princeton University*.
38. Merton, Robert C., 1980, ‘‘On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation’’, *Journal of Financial Economics* 8,323-361.
39. Nelson, Daniel, 1992, ‘‘Filtering and Forecasting with Misspecified ARCH Models I: Getting the Right Variance with the Wrong Model’’, *Journal of Econometrics* 52,61-90.
40. Newey, Whitney and Kenneth D. West, 1994, ‘‘Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation’’, *Review of Economic Studies* 61,631-654.
41. Reena Aggarwal, Carla Inclan, and Ricardo Leal, 1999, ‘‘Volatility in Emerging Stock Markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*’’, Vol. 34, No.1, 33-55.
42. Officer, R. R., 1973, ‘‘The Variability of the Market Factor of New York Stock Exchange’’, *Journal of Business* 46, 434-453.

43. Roll, Richard, 1992, ‘‘Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Market Indices’’, *The Journal of Finance* 47, 3-42.
44. Schwert, G. William, 1989, ‘‘Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?’’, *Journal of Finance* 44, 1115-1153.
45. Schwert, G. W., 1989, ‘‘Margin Requirements and Stock Volatility’’, *Journal of Finance Services Research*, 153-164.
46. Schwert, G. W., 1990, ‘‘Stock Market Volatility’’, *Finance Analyst Journal* May/June, 23-34.
47. Schwert, G. W., and Seguin, P. J., 1990, ‘‘Heteroscedasticity in stock returns’’, *Journal of Finance* 45, 1129-1155.
48. Sill, D. Keith, 1993, ‘‘Predicting Stock –Market Volatility’’, *Business Review –Federal Reserve Bank of Philadelphia*, 15-27.
49. Shleifer, Andrei and Robert W. Vishny, 1997, ‘‘The Limits of Arbitrage’’, *Journal of Finance* 52, 35-55.
50. Thorbecke, W., 1997, ‘‘On Stock Market Returns and Monetary Policy’’, *The Journal of Finance* 52, 635-654.
51. Vogelsang, Timothy, 1998, ‘‘Trend Function Hypothesis Testing in the Presence of Serial Correlation’’, *Econometrica*, Vol. 66, 123-148.

附錄一

景氣循環階段為本研究實證研究所採用的區隔變數之一，故各景氣階段期間

之設定，不僅決定分析資料的分佈，而且將會影響最終實證的結果。因此，本研究在景氣循環階段的認定上，採用經濟建設委員會經研處出版的臺灣景氣指標所公佈的臺灣景氣循環作為依據。由表 A-1，在本文研究期間內，橫跨了第五至第十循環，包括第六、七、八、九等三個全循環，至於第十循環尚未到達高峰點，故自民國 87 年 12 月至 89 年 12 月本文認定其皆屬於擴張期。其中，從高峰到谷底為衰退期，從谷底至高峰為擴張期。因此，在本研究中包含了四個擴張期，共有 159 個月；另外包含四個收縮期，共 55 個月，如表 A-1。

表 A-1 台灣之景氣循環

循環次序	谷底	高峰	谷底	擴張期	收縮期	全循環
第一循環	43 年 11 月	44 年 11 月	45 年 9 月	12	10	22
第二循環	45 年 9 月	53 年 9 月	55 年 1 月	96	16	112
第三循環	55 年 1 月	57 年 8 月	58 年 10 月	31	14	45
第四循環	58 年 10 月	63 年 2 月	64 年 2 月	52	12	64
第五循環	64 年 2 月	69 年 1 月	72 年 2 月	59	37	96
第六循環	72 年 2 月	73 年 5 月	74 年 8 月	15	15	30
第七循環	74 年 8 月	78 年 5 月	79 年 8 月	45	15	60
第八循環	79 年 8 月	84 年 2 月	85 年 3 月	54	13	67
第九循環	85 年 3 月	86 年 12 月	87 年 12 月	21	12	33
第十循環	87 年 12 月	-	-	-	-	-

資料來源：行政院經濟建設委員會，台灣景氣指標