

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

歐元匯率與美元匯率波動

對台灣股市報酬影響之研究

A RESEARCH ON THE EFFECT OF EURO AND US DOLLARS'
EXCHANGE RATE FLUCTUATIONS UPON TAIWAN STOCK
MARKET

指導教授：徐清俊 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：吳宗隆

GRADUATE STUDENT: CHUNG-LUNG WU

中華民國九十三年七月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

歐元匯率與美元匯率波動對台灣股市報酬影響之研究

研究生： 吳 宗 隆

經考試合格特此證明

口試委員： _____

邱魏頌正

吳 宗 隆

徐清俊

指導教授： 徐清俊

所 長： 徐清俊

口試日期：中華民國 93 年 5 月 10 日

南華大學財務管理研究所九十二學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：歐元匯率與美元匯率波動對台灣股市報酬影響之研究

研究生：吳宗隆

指導教授：徐清俊 博士

論文摘要內容：

由於過去關於台灣股匯市關連性探討的文獻中，有關匯率的部分大多是以新台幣兌換美元匯率來與股票市場進行探討。在 1999 年歐盟成員整合各會員國貨幣成立歐元後，歐元匯率的變動對國際經濟的影響力也日漸增強。本研究選取 1999 年 1 月 1 日至 2003 年 6 月 30 日之間美元兌換新台幣、歐元兌換新台幣的直接匯率，以及台灣加權股價指數，進行 GJR-GARCH-M 及 Granger 因果關係檢定，研究歐元匯率與美元匯率對台灣股市報酬和波動影響的差異。實證結果如下：

在使用 GJR-GARCH-M 模型比較股票市場與兩外匯市場的報酬後發現：股票市場與美元外匯市場報酬呈現雙向因果關係；股票市場與歐元外匯市場彼此卻互不影響對方。同時投資國內股票市場及歐元貨幣上可降低投資組合理論中的非系統風險，將可獲得較高的報酬。在波動性部分發現：美元匯率波動持續性高於歐元匯率波動的持續性，也就是對於訊息發生後歐元匯率比較能快速反應出其所造成的影響。另外以 Granger 因果關係檢定結果發現：匯率的漲跌會影響到台灣股價指數。美元匯率較不易受其他地區的貨幣及單一國家的股價所影響。美元的升貶值還是會間接影響到歐元。

關鍵詞：歐元、GJR-GARCH-M、Granger 因果關係

**Title of Thesis : A Research on The Effect of Euro and US Dollars'
Exchange Rate Fluctuations Upon Taiwan Stock Market**

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

Graduate date : July 2004

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Chung-Lung Wu

Advisor : Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

From the historical record of the financial market, most researches and documents related to the exchange rate have been analyzed by using the exchange rate of the NT Dollars to US Dollars and the stock market. In 1999, after the European members integrated all the currencies of each of the members to establish the Euro Dollars, the variation of the exchange rate of Euro Dollars more and more influences the international economy every day. This research has selected the data from historical records of January 1st, 1999 to June 30th, 2003. These data include the exchange rate of US Dollars to NT Dollars, the direct rate of the Euro Dollars to NT Dollars and the weighted stock index in Taiwan. The GJR-GARCH-M and Granger's causality models and effect examination focus on the different influences that the exchange rate of the Euro Dollars and the US Dollars will bring to the Taiwan's stock market return. The results are as followed:

By using the GJR-GARCH-M model to compare the return of the stock market with that of the two exchange rate markets, we have found the following: The return of the stock market and that of the exchange rate market for US Dollars present two sides of causality and effect relationship. On the other hand, the stock market and the exchange rate market for Euro Dollars are irrelevant to each other. According to the investment portfolio theory, an investment in the stock market of Taiwan and in the Euro currency together could possibly reduce the unsystematic risk and therefore, leading to a much higher return.

From the fluctuation point of view, the exchange rate of the US Dollar tends to fluctuate more frequently, while the Euro Dollar remains more stable. In other words, the Euro Dollars will be more likely to reflect instantly of all possible influences of a sign or news. In addition, the result from the examination of Granger has shown that the price fluctuation of the exchange rate is likely to affect the stock price index of Taiwan. The exchange rate of the US Dollars is less likely to be influenced by the money currency of

other countries or by the stock price of a country. The appreciation or devaluation of the US Dollars will still have an indirect effect on the Euro Dollars.

Keywords : Euro rate of exchange market , GJR-GARCH-M, Granger causality.

目 錄

論文口試委員審定書	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	v
表目錄	vi
圖目錄	vii
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	3
第三節 研究目的	5
第四節 論文架構	5
第二章 文獻探討	7
第一節 國際匯市互動關係	7
第二節 股票市場與外匯市場的互動情形	9
第三節 本章小結	11
第三章 研究方法	13
第一節 研究對象與研究期間	13
第二節 研究設計	13
第四章 實證結果	23
第一節 基本統計量之描述	23
第二節 單根檢定	25
第三節 GJR-GARCH-M 模型之實證	31
第四節 Granger 因果關係檢定	42
第五節 本章小結	46
第五章 結論與後續研究	48
第一節 結論	48
第二節 後續研究	50
參考文獻	51
附錄 國際金融投資相關理論	56

表目錄

表 1-1	2002/1/31~2002/10/14 台灣股票市場與美元兌換新台幣變動情形	2
表 1-2	2002/1/31~2003/6/16 歐元兌換美元匯率變動情形	3
表 4-1	股價報酬、美元匯率變動及歐元匯率變動的基本統計量	24
表 4-2	股價報酬、美元匯率變動及歐元匯率變動之序列自我相關及條件異質變異數檢定	25
表 4-3	股價指數和兩匯率報價之單根檢定	26
表 4-4	股價報酬和兩匯率變動之單根檢定	28
表 4-5	股價對數報酬與美元匯率波動之報酬估計值	32
表 4-6	股價對數報酬與美元匯率波動之波動估計值	34
表 4-7	股價報酬及美元匯率變動之標準化殘差項檢定	35
表 4-8	股價對數報酬與歐元匯率波動之報酬估計值	36
表 4-9	股價對數報酬與歐元匯率波動之波動估計值	38
表 4-10	股價報酬及歐元匯率變動之標準化殘差項檢定	39
表 4-11	美元匯率與股價的因果關係	43
表 4-12	歐元匯率與股價的因果關係	43
表 4-13	歐元匯率與美元匯率的因果關係	44
表 4-14	台灣加權股價指數、美元匯率與歐元匯率的因果關係匯總表	44

圖目錄

圖 1-1	論文架構圖	6
圖 3-1	研究流程圖	14
圖 4-1	台灣加權股價指數走勢圖	27
圖 4-2	美元匯率走勢圖	27
圖 4-3	歐元匯率走勢圖	28
圖 4-4	台股指數報酬變動圖	29
圖 4-5	美元匯率變動圖	29
圖 4-6	歐元匯率變動圖	30
圖 4-7	美元報酬波動圖	40
圖 4-8	歐元報酬波動圖	40

第一章 緒論

第一節 研究背景

股票市場與外匯市場是國內重要的金融市場。我國是以對外貿易為主的國家，匯率的波動幅度過大不但會嚴重影響進出口商的獲利能力，也會迅速的反應在證券市場股價的表現。過去在 1987-1990 年間，我國對美貿易逐年順差(經常帳)擴大造成新台幣面臨升值的壓力，政府為避免出口商成本上的損失，削弱經濟成長力，便以購置美元資產的方式來維持外匯市場上的均衡，造就股市萬點的繁景。此外在 1997 年的亞洲金融風暴期間，新台幣在因泰銖、菲律賓披索、印尼盾相繼貶值的情況下，也隨之出現預期貶值的心理因素，無論來自進口商對購置美元的避險動作，或是投機者的套匯行為，都將使市場上產生資金缺口，造成股市下跌現象發生。以上兩段期間股市的漲跌都與匯市有著密切的關係。

觀察過去台灣股匯市變動情形，學者發現¹台灣股匯市存在著匯率與股價呈現反向關係，當新台幣升值時(匯率下跌)，台灣股市呈現上漲情形；而新台幣貶值時(匯率上漲)，台灣股市呈現下跌的現象。然而 2002 年 1 月 31 日美元兌換新台幣匯率自新台幣 34.9632 兌換 1 美元曾一路升值到 2002 年 7 月 17 日新台幣 32.960 兌換 1 美元，緊接著再貶值回 2002 年 10 月 14 日新台幣 35.162 兌換 1 美元，台灣加權股價指數卻一路自 2002 年 1 月 31 日 5872 點跌到 2002 年 7 月 17 日 5250 點，再跌到 2002 年 10 月 14 日 3885 點(參見表 1-1)，不論新台幣在這段期間進行升值或貶值，台灣加權股價指數卻經歷的一段將近兩千點的空頭市場。這段期間台灣股匯市表現與過去台幣升

¹ 許村泰(1985)，俞海琴、張錫杰(1993)，詳細內容介紹於頁 9。

值造成股價上漲、台幣貶值造成股價下跌的歷史經驗並不相同。

表 1-1 2002/1/31~2002/10/14 台灣股票市場與美元兌換新台幣變動情形

	匯率高點	匯率低點	股市高點	股市低點	
2002/1/31~2002/7/17	34.9632	32.960	5872	5250	台幣升值 股市下跌
2002/7/17~2002/10/14	35.162	32.960	5250	3885	台幣貶值 股市下跌

台灣的外匯市場以美元為主要的報價，這主要原因乃是因為美國為我國最主要的貿易國家。然而歐盟成員為提升國家經濟的競爭力，降低匯率漲跌造成的匯兌風險，在 1999 年統一歐盟各國成員的貨幣成立歐元，2003 年 5 月東歐 10 國加入歐盟使歐元對國際貿易影響力更加強大。歐元成立後對過去美元為國際間唯一的強勢貨幣地位是否會有所影響，

再觀察歐元匯率走勢(參見表 1-2)，2002 年 1 月 31 日歐元兌換美元收盤價為 1 歐元兌 0.858 美元，同年 7 月 16 日歐元兌換美元收盤價為 1 歐元兌 1.012 美元，半年不到的時間美元貶值了約 18%。接下來三個月歐元對美元匯率約在 0.968~0.993 小幅波動。2002 年 10 月 17 日歐元兌換美元收盤價為 1 歐元兌 0.970 美元，到 2002 年年底歐元兌換美元收盤價為 1 歐元兌 1.048 美元，三個月不到美元再度貶值約 8%。2003 年 6 月 16 日，歐元兌美元匯率最高來到 1 歐元兌換 1.193 美元，半年不到美元貶值約 13.8%。累計 2002 年 1 月 31 日到 2003 年 6 月 16 日美元在 17 個月內貶值 28%。再觀察同期間台幣兌換美元的匯率，從 2002 年 1 月 31 日新台幣 34.963 兌換 1 美元到 2003 年 6 月 16 日新台幣 34.583 兌換 1 美元，新台幣卻僅僅升值了 1.1%，新台幣兌換美元的匯價並未隨著歐元的強勁升值而升值。

表 1-2 2002/1/31~2003/6/16 歐元兌換美元匯率變動情形

	期間	高點	低點	幅度
2002/1/31~2002/7/16	六個半月	1.012	0.858	美元貶值 18%
2002/7/16~2002/10/17	三個月	0.993	0.968	小幅盤整
2002/10/17~2002/12/31	兩個半月	1.048	0.970	美元貶值 8%
2003/1/1~2003/6/16	五個半月	1.193	1.048	美元貶值 13.8%

單位: x 美元 / 1 歐元

政府自 1978 年 7 月實施浮動匯率制度，每在外匯市場出現異常起伏時，便會進場干預，以穩定短期間匯率波動對股市所造成的衝擊。美元過去為國際間唯一的強勢貨幣，歐元成立後美元價值是否產生變化？新台幣、歐元與美元間的互動程度為何？當新台幣升值、台灣股市同時也下跌的這種與過去歷史經驗不同的情形，若以新台幣兌換歐元匯率來取代美元匯率來探討台灣的股市影響，所獲得的結論是否會因匯率不同而有所差異？這些都是值得探討的標的。

第二節 研究動機

過去關於台灣股匯市關連性的探討中，匯率部分都是以美元兌換新台幣匯率與股票市場來做探討，然而在 2002 年 1 月 31 日到同年 10 月 14 日股票市場經歷兩千點的空頭，新台幣兌換美元匯率卻未出現新台幣貶值、股票市場下跌的經驗法則。在 2002 年 1 月 31 日到 2003 年 6 月 16 日美元兌換歐元在 17 個月內貶值 28%，新台幣卻僅僅小幅升值 1%，可能的原因是新台幣貶值的幅度因為美元對歐元同時也出現貶值的現象，使得原本應該貶值的新台幣對美元匯價不但沒有貶值，更出現小幅升值現象。過

去在外匯市場探討都以美元兌新台幣匯率為主要探討對象，在歐盟成立後，歐元在國際市場的影響力可能會對過去美元獨大的地位有所影響。若以新台幣兌換歐元的匯率來進行與股票市場的關連性探討，與過去用新台幣兌換美元匯率研究股票市場變動，兩者之間的結論可能會存在著不同的結果。因此有必要再重新檢驗歐元匯率與美元匯率對股票市場的影響程度。

從事國際資本市場投資，除了考慮單一股票市場的價格外，當地貨幣的波動情形也必須同時考慮。若匯率波動幅度過大，不但會增加投資資本市場的風險，更會進一步影響到投資的報酬波動。Markowitz 所提出的投資組合理論(參見附錄)，就是希望能利用資產間的相關係數，來解釋投資組合間的風險，若以國際觀點來投資台灣股市，究竟以美元計價或是歐元計價對投資人而言何者的風險較低，能獲得較高的報酬？

台灣貿易以出口為導向，外銷以美元為主要的報價方式。央行過去又將台幣匯率維持在 1 美元兌換 40 元新台幣，主要目的就是要避免新台幣升值影響到我國出口商的獲利能力，間接影響到公司的股價。在匯率自由化後，央行又有龐大的外匯存底來捍衛新台幣匯率，這點可以由東亞金融風暴時期投機客不敢攻擊新台幣匯率，使得台灣在此次風暴中相對於其他國家而言，所受的傷害就相對較輕，可見台灣不屬於市場整合理論，投機客無法從相關資訊獲取套利空間。然而台灣又無法將本身獨立於國際資本市場之外，又不屬於市場區隔理論。所以台灣跟大部分資本市場一樣屬於弱勢區隔理論，會受到國際情勢的影響。當國際情勢發生變動時，通常會立刻反應在股票市場與外匯市場。就投資組合理論上單一國家匯率與股價的關連性高將提高整體投資組合的風險，降低可能的報酬。因此探討新台幣匯率與股價的關連性就有其必要性存在。

第三節 研究目的

過去學者多以 GARCH 模型來探討股匯市關連性的問題，另以 Granger 因果關係檢定，以確定股匯市間彼此是否相互影響。本研究的主要研究目的有四：

- 1.以 GJR-GARCH-M 模型先檢驗美元匯率與台灣股價指數的報酬與波動情形，以確定本研究期間與過去學者之研究是否有所不同。
- 2.再以 GJR-GARCH-M 模型檢驗歐元匯率與台灣股價指數的報酬與波動情形，探討歐元成立後對我國股票市場的影響。
- 3.根據上述兩個結論比較兩種不同貨幣報價對股價指數的報酬與波動程度解釋能力有何差異。
- 4.最後再以 Granger 因果關係檢定檢驗台灣股票市場與美元匯率及歐元匯率彼此間是否互相影響。

第四節 論文架構

本論文第一章緒論介紹研究背景、研究動機與研究目的外，並於第一章附錄中介紹投資組合理論等理論基礎，強調不同匯率對股價影響的重要性；第二章為基礎與文獻探討，回顧國內外有關股票市場與外匯市場報酬與波動之關連性研究，外匯市場以不同貨幣為計價單位是否會對國際投資組合的風險與報酬產生影響，以此確認本論文的研究目的；第三章為研究方法，說明本論文的實證模型及檢定過程；第四章為實證結果，解釋外匯市場以美元匯率及歐元匯率對台灣股票市場彼此間報酬與波動的連動關係；第五章為結論及後續研究，將實證結果作一陳述歸納，並提出未來可供繼續的研究方向。論文架構如圖 1-1。

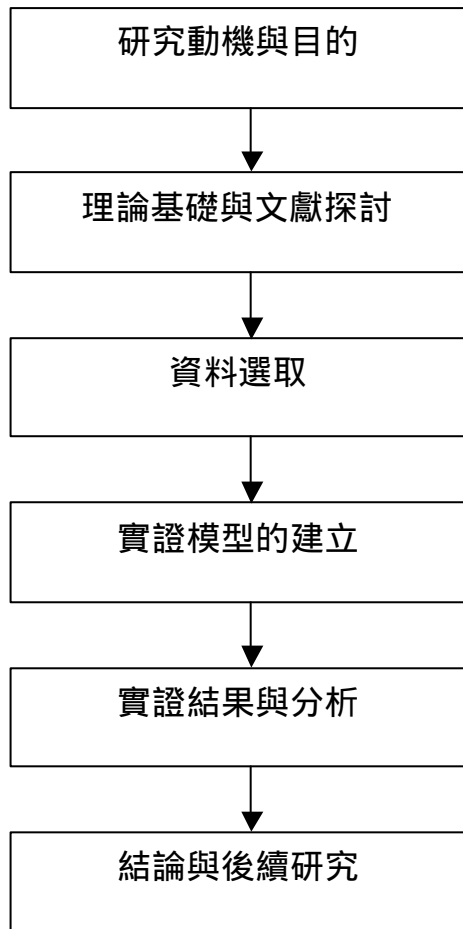


圖 1-1 論文架構圖

第二章 文獻探討

從事國際資本市場，除了考慮單一股票市場的價格外，當地貨幣的波動情形也必須同時考慮。若匯率波動幅度過大，不但會增加投資資本市場的風險，更會進一步影響到投資的報酬波動。過去台灣的外匯市場以美元報價為主，而有關於股匯市間的互動關係皆以美元與台灣加權股價指數兩者來進行探討；但是在歐盟成立後，歐元對國際外匯市場的重要性大幅增加，對我國的外匯市場的影響程度為何？對我國股市是否產生進一步的影響？本章第一節將先探討國際間匯市的互動情形，對各國外匯市場彼此間的連動情形進行研究。第二節再探討股票市場與外匯市場的互動情形，對股價與匯率的報酬與波動等相關文獻作一番回顧。

第一節 國際匯市互動關係

探討匯率與其他經濟變數(如股價指數、物價、利率.....等)之間的互動關係，一直是研究外匯市場的一項重要課題。Ajayi & Mougoue(1996), Otero(1999), Karfakis & Phipps(1999)等，利用共整合或是 Granger 因果關係分析法，向量自我迴歸法、誤差修正模型(ECM)，來分析匯率與股價、貨幣供給、物價及貿易.....等變數間是否具有因果關係或存在長期共整合結構。本研究對於匯率所關注的重點，在於新台幣與美元以及歐元三者間是否彼此互相影響，由於歐元成立時間才五年，對於歐元與國際貨幣相關研究較少，因此本研究先對過去探討國際貨幣的文獻進行回顧。

Baillie & Bollerslev(1989)研究 1980 年 3 月 1 日到 1985 年 1 月 28 日英鎊、馬克、法國法郎、里拉、瑞士法郎、日圓、加拿大幣等七大工業國的即期與 30 天遠期匯率，

發現在 5% 的顯著水準下都無法拒絕單根存在的虛無假設，顯示七大工業國的即期及遠期匯率皆為非定態的時間數列。在使用 Johansen Trace 統計值檢定七國即期或遠期匯率的共整合關係後，發現各有一種長期共同趨勢，在國際外匯市場上即期或遠期名目匯率存在整合關係，顯示即期匯率或遠期匯率可以被預期的。Layton & Tan (1992) 對澳洲外匯市場上七大工業國家貨幣及紐西蘭對澳幣的即期匯率加以研究，結果顯示八國匯率在日、週或月資料中，都至少有一種共同趨勢存在。Crowder (1994) 研究 1974 年 1 月到 1991 年 12 月馬克、英鎊與加拿大對美元的名目匯率月資料，進行 Johansen 共整合分析，結果發現三國匯率存在長期的共整合關係。

然而亦有許多研究並未發現匯率之間具有共整合關係，Macdonald & Taylor (1989) 研究 1973 年到 1985 年英、比、丹、法、義、荷、加、日、澳等十國名目即期匯率之月資料，結果發現各國匯率皆具備單根性質，且除了澳幣外，其餘皆呈現隨機漫步模型的隨機性質；然而檢驗匯率間的共整合關係，卻發現十國外匯市場間沒有共同趨勢存在。Coleman (1990) 將範圍擴大至英、德、日、義、瑞士等十八國貨幣兌美元的名目即期匯率為研究對象，探討其長期的共整合關係，結果證實皆沒有顯著的共整合關係。Rapp & Sharma (1999) 利用 Johansen 共整合分析檢定七大工業國的即期與遠期匯率，亦不存在任何長期共整合關係。

過去關於匯市間整合情形的文獻結論並不一致，且過去研究範圍大部分匯率並未涵蓋亞洲國家之貨幣，然而歐元成立後與其他地區的貨幣整合情形目前尚未發現有學者進行探討。因此有必要重新探討台幣、歐元與美元彼此間的影響關係為何？究竟是兩者存在相互回饋的因果關係，或僅僅存在單向的領先落後關係，或者是彼此間相互獨立？這方面可以用 Granger 因果關係來檢驗。

第二節 股票市場與外匯市場的互動情形

自 1987 年 10 月美國股市崩盤之後，部分研究者即開始重視股價波動之原因，並積極尋求穩定的股價政策。我國股票市場迄今，隨著市場制度的健全發展，已成為主要之資本市場；外匯市場自 1978 年起採用機動匯率制度以來，央行已逐步減少其間之干預，加上近年來政府大力提倡金融自由化，外匯市場對於市場供需之反應以趨向由價格機能所決定之自由市場體系。關於兩市場間的文獻可分為討論兩者間的關連性與波動程度兩方面進行探討。

（一）股價和匯率關連性部分：

Soenen & Hennigar(1988)研究美國股價與匯率間之關聯性，發現美國股票市場具有效率性(Efficient market)，即當美元貶值(匯率上升)時，美國股價即隨之上漲，兩者呈現正向關係。

Ma & Kao(1990)使用月資料，發現以出口為導向的國家，通貨貶值與股價呈正向關係；反之，以進口為導向的國家兩者則為反向關係。

Jorion(1990)對通貨貶值的跨國企業進行股票報酬的分析，研究發現企業在通貨貶值時股價是呈現上漲的情形。Jorion(1991)進一步研究匯率波動對股價的影響，考慮企業融資時應否將通貨貶值的風險納入資金成本中，結果顯示匯率風險在企業多角化的經營下，其風險程度並不高。

許村泰(1985)指出股價變動與匯率變動呈現反向關係，即當新台幣升值時，國內股價指數將會上升。

俞海琴、張錫杰(1993)以向量自我迴歸模型對台灣股價、匯率及利率進行實證研

究，結果顯示利率及匯率皆會影響股價的走勢。在利率與股價方面，兩者呈現雙向因果關係，且利率對股價的反應呈現領先的現象，即當利率上漲時，股價即有下跌的反應；而利率下跌時，股價即有上漲的反應。在匯率與股價方面，則僅存在單向的因果關係，在匯率領先股價的情況下，匯率的上漲(貶值)會引致股價的下跌，反之，匯率的下跌(升值)則帶動股價的上漲。由於匯率對股價的影響不若利率對股價來的反應敏銳，因此若要制訂穩定股市的政策，匯率將是一個重要的控制變數；至於匯率與利率的反應，兩者呈現雙向因果的關係則是必然的結果。

張宮熊、吳欽杉(1995)再次以 VAR 模型對台灣股票市場、貨幣市場與外匯市場進行檢視，實證結果亦支持外匯市場與貨幣市場對股票市場具有深遠的影響力，且外匯市場的匯率變動最具獨立性。

由上述文獻中可以很明白發現匯率與股價存在著相當密切的關係。在美國或是以進口為導向的國家，通貨貶值會造成股價上漲的結果；而在國內文獻部分也顯示出新台幣匯率的上漲(貶值)會導致股價的下跌，反之，新台幣匯率的下跌(升值)則帶動股價的上漲。

(二) 股票市場與外匯市場的波動程度：

在波動性方面，王毓敏(1997)使用雙變量 MA(1)-GARCH(1,1)模型探討台灣股票與外匯市場間報酬與波動外溢之關聯性。研究發現股市與匯市長期間有共整合的現象；報酬的外溢效果僅存在匯市，而波動的外溢效果則有雙向回饋的關係；此外，在波動外溢上，匯市對股市的衝擊也較為深遠。

邱哲修、邱建良及蘇英谷(2000)以四組不對稱 GARCH 模型探討台灣匯率波動對股價報酬的影響。研究結果除了再次證明匯率與股價呈反向關係外，也發現股市報酬

具有不對稱性，且在匯率報酬的衝擊下，股市的波動性時有反轉現象的發生。

方文碩(2001)探討 1995 年起至 1998 年底亞洲金融風暴前後的股票報酬，發現金融危機環境下的股票市場的巨幅變動，降低了股票報酬預測的正確性，增加股票持有的風險，若不給予足夠的風險貼水補償，則投資人無意持有股票。在金融危機衝擊下台幣貶值及其引發的貶值預期，誘使投資人以高報酬的外幣資產替代本國資產，增加股市賣壓，降低股票價格與報酬，顯示出匯率貶值負向影響股票市場報酬。

觀察上述文獻，由於許村泰(1985)、錢盡忠(1990)、俞海琴與張錫杰(1993)及張宮熊與吳欽杉(1995)等的研究未考慮到股票報酬誤差項的條件變異數並非為固定不變的假設；王毓敏(1997)雖考慮二階動差，卻未考慮到波動的不對稱性；邱哲修、邱建良及蘇英谷(2000)等，使用不對稱 GARCH 模型說明匯率波動對股價報酬的影響，但卻忽略兩市場的雙向因果關係。因此本研究應用 GJR-GARCH-M 模型來解釋兩市場報酬與波動程度，結合 GARCH-M 與 GJR-GARCH 兩種模型的優點，可同時考慮到匯率升貶值所造成不對稱性的問題，並檢驗投資人是否要求風險貼水的問題。另外以 Granger 因果關係檢定外匯與股票市場間的因果關係，以比較不同幣別對股票市場的解釋能力是否有所差異。

第三節 本章小結

關於國際匯市互動關係的探討，發現過去文獻對於國際匯市間的整合情形結論並不一致，歐元成立後歐元與其他地區的貨幣整合情形目前尚未發現有文獻討論，因此有必要對新台幣、歐元與美元彼此間的互動情形進一步進行討論。

關於股票市場與外匯市場的互動情形，可以發現以美國或是以進口為導向的國家，通貨貶值會造成股價上漲的結果；在國內文獻部分也顯示出新台幣匯率的上漲(貶值)會導致股價的下跌，反之新台幣匯率的下跌(升值)會帶動股價的上漲。然而，過去的文獻探討匯市的部分皆以美元兌換新台幣報價為主，關於歐元匯率的文獻尚未有相關的討論，對於歐元匯率與美元匯率對股市的影響是否會產生不同的結果，則是本論文所要探討的重點。

因 GARCH-M 模型僅僅討論投資人是否要求風險貼水的問題，而 GJR-GARCH 模型又僅能針對金融商品報酬的不對稱性進行探討。所以本研究將以 GJR-GARCH-M 模型來解釋股票市場與兩外匯市場報酬與波動程度，可結合以上兩種模型的優點，考慮到匯率升貶值所造成不對稱性的問題，並檢驗投資人是否要求風險貼水的問題。另外以 Granger 因果關係檢定外匯與股票市場間的因果關係，以比較不同幣別對股票市場的解釋能力是否有所差異。

第三章 研究方法

第一節 研究對象與研究期間

本研究所使用之股價資料取自於台灣經濟新報資料庫台灣加權股價指數日資料；匯率資料取自於 OANDA 資料庫，分別選取美元兌換新台幣及歐元兌換新台幣之直接匯率。研究期間取自 1999 年 1 月 5 日至 2003 年 6 月 30 日止，其中扣除非營業日及部分交易資料之遺缺，共計有 1097 筆日資料。

第二節 研究設計

本研究將先對兩匯率報價及股價指數進行單根檢定、自我相關檢定及條件異質變異數檢定，以確定此三數列能進行 GARCH 模型檢定。GARCH-M 模型則為檢定投資人是否為風險規避者。GJR-GARCH 則將匯率升貶值所造成的不對稱性納入考量。最後再對歐元對新台幣報價與美元對新台幣報價進行 Granger 因果關係的檢定，以確定檢定兩序列是否存在彼此相互影響關係。(參見圖 3-1)

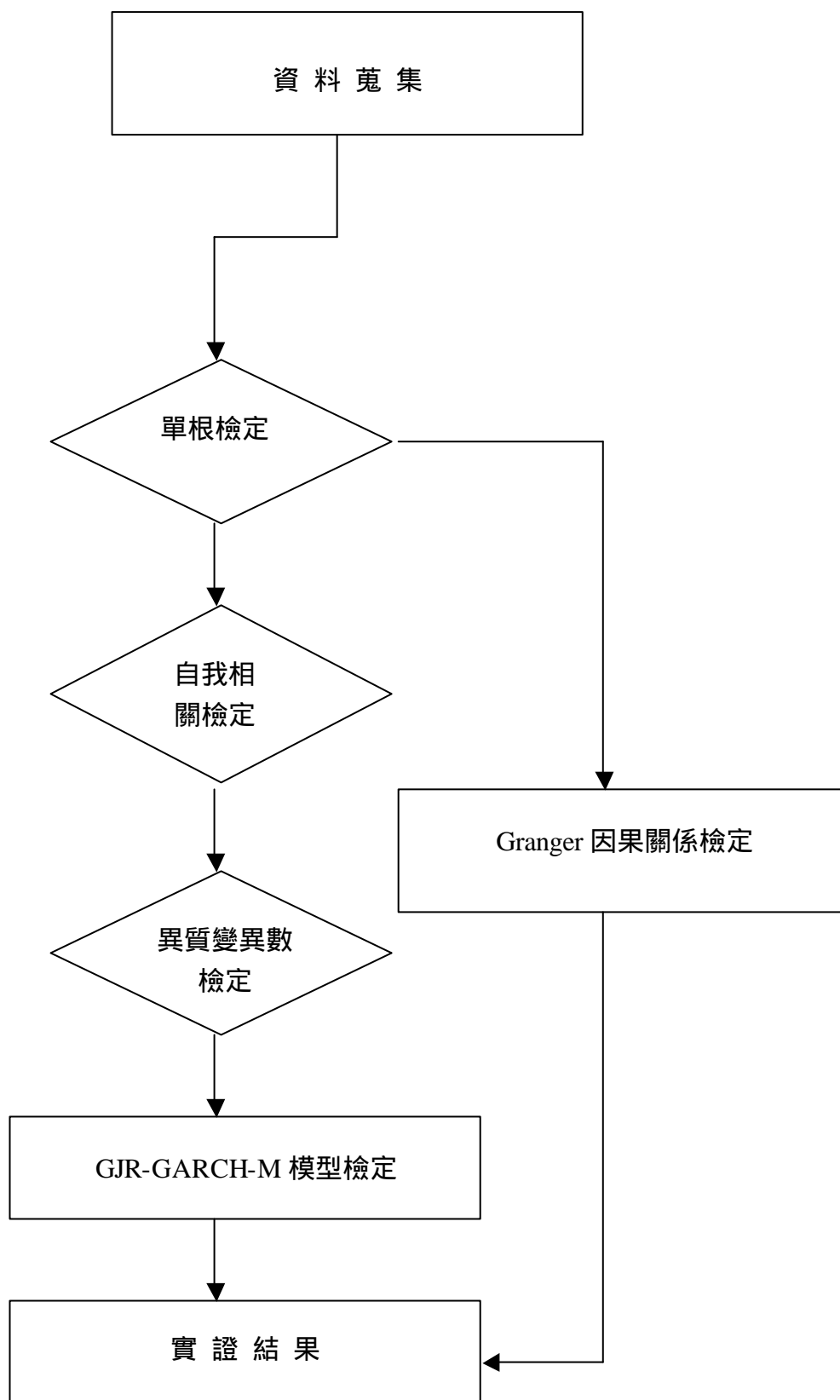


圖 3-1 研究流程圖

1.單根檢定 (unit root test)

在時間序列中，變數通常為非定態(Non-stationary)之序列，如果直接進行迴歸分析將會造成假性迴歸(Spurious Regression)之現象；故本研究需先進行單根檢定以檢視觀測值序列是否存在非定態現象，並用 Dickey & Fuller(1981)所設計之 ADF 統計量，檢定漂浮項與時間趨勢項之一階自我迴歸模式(AR(1))，其方程式如下：

$$\Delta Y_t = \mathbf{b} + \mathbf{b}_1 Y_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (3-1)$$

上式中 \mathbf{e}_t 為白噪音過程(White Noise Process)，選擇適當的滯延期數 p 能確保誤差項之間為不相關的白噪音，使得迴歸式能夠盡量呈現系統的動態行為。由上式中得知，當 Y_t 不為定態則要求 $\mathbf{b}_1 = 0$ ，而當 Y_t 為定態則 $\mathbf{b}_1 \neq 0$ ，因此統計檢定假設：

$$H_0 : \mathbf{b}_1 = 0 (Y_t \text{ 序列存在單根，為非定態序列})$$

$$H_1 : \mathbf{b}_1 \neq 0 (Y_t \text{ 序列不存在單根，為定態序列})$$

本研究將檢驗台灣加權股價指數、美元兌換新台幣以及歐元兌換新台幣的間接報價等三條時間數列資料進行單根檢定。若數列存在單根現象，則需對原始數列進行差分再檢驗該數列單根現象是否存在。

ADF 模型中最適落後期數 p 的決定方式，採用 AIC 準則：

$$\text{AIC} = \ln \frac{\text{SSE}_n}{T - N} + \frac{2(n + 2)}{T - N} \quad (3-2)$$

選定當 AIC 值為最小時，所對應之落後期數 n ，此即為最適落後期數。

2.自我相關及條件異質變異數檢定

若要檢定一組的序列相關係數是否為 0，則須採用一聯合檢定，依據 Ljung-Box 的 Q 統計量，方程式如下：

$$Q(P) = n(n+2) \sum_{s=1}^p \frac{1}{n-s} r_s^2 \sim X^2(P) \quad (3-3)$$

其中 n 為樣本數， s 表落後期數。此統計量之自由度為 P 之卡方分配。其虛無假設為自我相關統計量皆為 0，對立假設為自我相關統計量不全為 0，若一估計量 $Q(P)$ 大於 5% 顯著水準之臨界值，則拒絕沒有序列相關的虛無假設。

所謂異質性即表示一序列之變異數並非為固定之常數，而會是隨時間而變動，檢定異質性時亦採用 Ljung-Box² 檢定法，如果報酬率平方的 $Q(P)$ 值大於報酬率之 $Q(P)$ 值，則該序列具有異質性。此外，Engle(1982)所發展的 LM 檢定(Lagrange Multiplier Test)亦是檢定序列是否存在條件異質變異的統計方法。由於 ARCH 模型之估計值是採取反覆遞迴的方式(Iterative Procedure)，其過程較為複雜，因此在對模型進行估計之前需先檢定資料特性是否符合 ARCH 效應；通常以 ARCH - LM Test(Lagrange Multiplier，趨近於自由度為 P 的卡方統計量)作為檢定方式：

H_0 ：數列報酬具同質性

H_1 ：數列報酬具異質性

若虛無假設不被拒絕，即表示此序列並不適用於 ARCH 模型做處理。

本研究將檢驗台灣加權股價指數、美元兌換新台幣以及歐元兌換新台幣的間接報價等三條時間數列資料進行自我相關及條件異質變異數檢定。

3.GARCH-M 模型

GARCH-M 模型是由 Engle, Lilien & Robins(1987)等所提出，主要強調風險規避的投資者，要求補償其持有股票的風險，股票報酬包括代表風險的條件變異數，條件變異數的增加必須反應在風險補償，又使投資人繼續持有遞增風險的股票。

GARCH(1, 1)-M 模型為：

$$r_t = x_t C + fh_t + e_t$$

$$e_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3-4)$$

$$h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1} \quad (3-5)$$

其中 r_t ：報酬率

x_t ：解釋變數之向量

C ：解釋變數之係數向量

e_t ：殘差項

Ψ_{t-1} ：表示在 $t-1$ 期所有可利用的訊息集合

h_t ：條件變異數

a_1 及 b_1 ：為欲估計之參數

fh_t ：為隨時間變動的風險貼水，若預期報酬風險增加，則必須增加預期報酬以
為風險補償，故代表風險與報酬間抵換關係的參數 值需大於 0。

GARCH (1, 1) -M 模型的穩定條件為 $a_1 + b_1 < 1$ 。

本研究中 x_t 所代表解釋變數之向量即台灣加權股價指數、美元兌換新台幣以及歐
元兌換新台幣的間接報價等三條時間數列。

4.GJR-GARCH 模型

金融商品報酬的波動具有不對稱的效果，如：Black(1976)、Schwert(1989)等，他們都發現到負報酬所產生的波動性比正報酬所產生的波動性還大，探究其原因乃是因為融資槓桿效果(leverage effect)所引起。也就是說，當本期的金融商品價格受到事件或訊息的衝擊而下降時，該公司的融資槓桿比率會下降，這會使得融資槓桿的程度增加，因此方使所持有的金融商品風險增加，進而反應在未來的報酬波動率增加，所以本期的未預期衝擊對未來報酬率波動的影響並不具有對稱性。另外，Campbell & Hentschel(1992)更提出另一個可能的原因是波動的回饋效果(volatility feedback effect)。由於波動具有持續性，正的衝擊(好消息)通常跟隨著正的衝擊，使未來的波動性與風險增加，致使公司股票下跌，而抵消了正的衝擊所帶來的影響。相對的，對於負的衝擊(壞消息)而言，波動的回饋效果反而會加大對負面衝擊的影響，因而形成報酬波動的不對稱效果。本文採用 Glosten、Jagannathan and Runkle(1993)提出的 GJR-GARCH-M 模型來探討台灣加權股價指數、美元匯率與歐元匯率報酬與波動的情形，其方程式表達如下：

$$r_t = a_0 + e_t \quad (3-6)$$

$$h_t = w + bh_{t-1} + ae_{t-1}^2 + g \cdot S_{t-1}^- \cdot e_{t-1}^2 \quad (3-7)$$

其中 r_t ：台灣加權股價指數、美元匯率以及歐元匯率的報酬率

e_t ：殘差項

h_t ：條件變異數

a 、 b 及 g ：為欲估計之參數； 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 $w > 0$ ， $a \geq 0$ ， $b \geq 0$ ，且 $a + b < 1$ ，

若 $g \neq 0$ 存在不對稱效果。

5.GJR-GARCH-M 模型

GJR-GARCH-M 模型乃是結合 GARCH-M 模型以及 GJR-GARCH 模型兩者的優點，可同時探討 GARCH-M 模型風險規避者對於風險上升時，是否要求風險貼水的問題，也同時探討了 GJR-GARCH 模型所產生報酬不對稱性的問題。本研究針對台灣加權股價指數、美元匯率及歐元匯率進行探討，共可配對成四個模型，分別敘述如下：

(1) 股價報酬受本身遞延期及美元匯率變動之平均數與變異數方程式模型：

$$r_{s,t} = a_{s,0} + b_{s,1}s_{t-1} + b_{s,2}s_{t-2} + c_{s,1}u_{t-1} + c_{s,2}u_{t-2} + q_s h_{s,t} + e_{s,t}$$

$$e_{s,t} | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{s,t}) \quad (3-8)$$

$$h_{s,t} = w_s + a_s e_{s,t-1}^2 + b_s h_{s,t-1} + g_s s_{t-1}^- e_{t-1}^2 \quad (3-9)$$

其中： $a_{s,0}$ $b_{s,1}$ $b_{s,2}$ $c_{s,1}$ $c_{s,2}$ w_s a_s b_s g_s 為待估計之參數

s_{t-1} s_{t-2} 分別代表落後一期與落後兩期的股價報酬

u_{t-1} u_{t-2} 分別代表落後一期與落後兩期的美元匯率變動

q_s 代表股價報酬的風險貼水

$h_{s,t}$ ：條件變異數

$e_{s,t}$ ：殘差項

Ψ_{t-1} ：表示在 $t-1$ 期所有可利用的訊息集合

s_{t-1}^- 為虛擬變數。當 e_t 為負時， $s_{t-1}^- = 1$ ；反之則為 0。

(2)美元匯率變動受本身遞延期及股價報酬之平均數與變異數方程式模型：

$$r_{u,t} = a_{u,0} + b_{u,1}u_{t-1} + c_{u,1}s_{t-1} + \mathbf{q}_u h_{u,t} + \mathbf{e}_{u,t}$$

$$\mathbf{e}_{u,t}|\Psi_{t-1} \sim N(0, h_{u,t}) \quad (3-10)$$

$$h_{u,t} = w_u + \mathbf{a}_u \mathbf{e}_{u,t-1}^2 + \mathbf{b}_u h_{u,t-1} + \mathbf{g}_u s_{t-1}^- \mathbf{e}_{t-1}^2 \quad (3-11)$$

其中： $a_{s,0}$ $b_{s,1}$ $b_{s,2}$ $c_{s,1}$ $c_{s,2}$ w_s \mathbf{a}_s \mathbf{b}_s \mathbf{g}_s 為待估計之參數

s_{t-1} s_{t-2} 分別代表落後一期與落後兩期的股價報酬

u_{t-1} u_{t-2} 分別代表落後一期與落後兩期的美元匯率變動

\mathbf{q}_s 代表股價報酬的風險貼水

$h_{s,t}$ ：條件變異數

$\mathbf{e}_{s,t}$ ：殘差項

Ψ_{t-1} ：表示在 $t-1$ 期所有可利用的訊息集合

s_{t-1}^- 為虛擬變數。當 \mathbf{e}_t 為負時， $s_{t-1}^- = 1$ ；反之則為 0。

(3)股價報酬受本身遞延期及歐元匯率變動之平均數與變異數方程式模型：

$$r_{s,t} = a_{s^*,0} + b_{s^*,1}s_{t-1} + b_{s^*,2}s_{t-2} + c_{s^*,1}u_{t-1} + c_{s^*,2}u_{t-2} + \mathbf{q}_{s^*} h_{s^*,t} + \mathbf{e}_{s^*,t}$$

$$\mathbf{e}_{s^*,t}|\Psi_{t-1} \sim N(0, h_{s^*,t}) \quad (3-12)$$

$$h_{s^*,t} = w_{s^*} + \mathbf{a}_{s^*} \mathbf{e}_{s^*,t-1}^2 + \mathbf{b}_{s^*} h_{s^*,t-1} + \mathbf{g}_{s^*} s_{t-1}^- \mathbf{e}_{t-1}^2 \quad (3-13)$$

其中： $a_{s^*,0}$ $b_{s^*,1}$ $b_{s^*,2}$ $c_{s^*,1}$ $c_{s^*,2}$ w_{s^*} \mathbf{a}_{s^*} \mathbf{b}_{s^*} \mathbf{g}_{s^*} 為待估計之參數

s_{t-1} s_{t-2} 分別代表落後一期與落後兩期的股價報酬

u_{t-1} u_{t-2} 分別代表落後一期與落後兩期的歐元匯率變動

q_{s^*} 代表股價報酬的風險貼水

$h_{s^*,t}$: 條件變異數

$e_{s^*,t}$: 殘差項

Ψ_{t-1} : 表示在 $t-1$ 期所有可利用的訊息集合

s_{t-1}^- 為虛擬變數。當 e_t 為負時, $s_{t-1}^- = 1$; 反之則為 0。

(4) 歐元匯率變動受本身遞延期及股價報酬之平均數與變異數方程式模型 :

$$r_{e,t} = a_{e,0} + b_{e,1}e_{t-1} + c_{e,1}s_{t-1}^* + q_e h_{e,t} + e_{e,t}$$

$$e_{e,t} | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{e,t}) \quad (3-14)$$

$$h_{e,t} = w_e + a_e e_{e,t-1}^2 + b_e h_{e,t-1} + g_e s_{t-1}^- e_{e,t-1}^2 \quad (3-15)$$

其中 : $a_{e,0}$ $b_{e,1}$ $c_{e,1}$ w_e a_e b_e g_e 為待估計之參數

e_{t-1} : 落後一期的歐元匯率變動

s_{t-1}^* : 落後一期的股價報酬

q_e 代表歐元匯率變動的風險貼水

$h_{e,t}$: 條件變異數

$e_{e,t}$: 殘差項

Ψ_{t-1} : 表示在 $t-1$ 期所有可利用的訊息集合

s_{t-1}^- 為虛擬變數。當 e_t 為負時, $s_{t-1}^- = 1$; 反之則為 0。

6.Granger 因果關係檢定

在許多經濟理論模型中，為了便於分析問題，會將變數與變數之間的關係假設為相互獨立。但在實際的情況裡，由於干擾的因素太多，經濟變數間不容易維持獨立的關係。當變數產生相互影響時，其來源有可能是單方面的，也可能是相互存在的。若能釐清影響效果的因果關係，將有助於預測變數的行為。

Granger(1969)從變數預測能力的角度，定義兩變數間的因果關係。他以預測值與實際值差異大小為判定準則，而該差異是以預測誤差便異數的大小來衡量。假設有 x 、 y 兩個變數，當我們對 y 做預測時，除了使用 y 過去的數值提供訊息外，若因 x 過去的數值加入，而使對 y 的預測更為準確，亦即降低了 y 原本的預測誤差，則稱 x 是 y 的因(x granger cause y)。反之，則稱 y 是 x 的因(y granger cause x)。若兩者情形同時存在時，則稱 x 和 y 之間具有回饋(feedback)關係。其簡單的迴歸模型如下：

$$x_t = c + \sum_{i=1}^p a_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i y_{t-i} + e_t \quad (3-16)$$

其中， e_t 為不相關之干擾項

p 是最佳落後期數

a 、 b 都是迴歸係數。

H_0 : x does not granger cause y

H_1 : x granger cause y

若 b_i 係數檢定結果不全為 0，則可認定 y 是 x 的因。

本研究中的 x 、 y 即為美元匯率、歐元匯率以及股價指數。

第四章 實證結果

本章第一節先對台灣加權股價指數、美元匯率及歐元匯率進行基本統計量檢定，確認三條時間序列是否服從常態分配。第二節對三條時間序列做定態檢定，以確保實證結果不因非定態過程而造成假性迴歸的現象。第三節為 GJR-GARCH-M 模型之實證結果。第四節為 Granger 因果關係檢定結果。

第一節 基本統計量之描述

由於在傳統時間序列模型下，均假設變數序列之殘差項服從白噪音過程，即在常態分配下，自變數與自我落後期數、與因變數間需獨立，且具變異數齊一的特徵。然而 Engle(1982)證實許多金融性資料並不符合常態分配之過程，且其條件變異數具有隨時間變動而變動的特徵。因此本文先針對序列資料的分佈做基本統計量說明，以檢視序列是否服從常態分配。

表 4-1 為股價報酬與兩匯率變動之敘述性統計分析。在平均數方面：長期而言股價報酬是呈現空頭的情形，匯率報酬則是呈現貶值的情形。因此，先驗上的推論為股票報酬與兩匯率變動長期之下呈現反向變動關係；在標準差方面，長期而言股價報酬的波動大於歐元匯率的波動，歐元匯率波動又大於美元匯率波動，顯示出股票市場比相對於歐元外匯上存在較高的風險，歐元相對於美元匯率又存在較高的風險；在偏態係數上，股價報酬、美元匯率變動與歐元匯率變動皆呈現出右偏的情形；在峰態係數上，三時間序列皆呈現出高峽峰的現象。由以上分析可得知，無論是股價報酬或匯率變動上皆不符合常態分配的假設。本文進一步以 Jarque-Bera 來檢定序列是否符合常態分配的過程，發現結果亦呈現出拒絕虛無假設為常態分配的現象，驗證了

Engle(1982)提出許多金融性資料並不符合常態分配過程的看法。由於檢定的結果不符合常態分配的假設，因此需要再進一步檢驗序列自我相關及條件異質變異數。

本文以 Ljung-Box $Q(L-B Q)$ 來檢定序列相關的問題，表 4-2 中無論是股價報酬或匯率變動的殘差項在落後六期與十二期的 $L-B Q$ 檢定下，其估計結果均了拒絕虛無假設(H_0 ：序列無自我相關的現象)，表示三序列均存在自我相關的情形；在殘差項平方的自我相關上，落後六期與十二期的 $L-B Q^2$ 檢定，也呈現出拒絕了虛無假設(H_0 ：序列平方無自我相關的現象)，一方面說明三時間序列存在了高階的自我相關，也暗示著序列有條件異質變異的現象，因此建議使用 GARCH 模型；本文在條件異質變異上另使用 ARCH-LM 檢定，在觀察落後十二期的殘差項估計值，其結果呈現三時間序列均拒絕虛無假設(H_0 ：序列無條件異質變異的現象)，表示有 ARCH 效果的存在，或是說報酬的平均方程式中有條件異質變異數的出現，而必須使用 GARCH 模型來克服此一問題。

表 4-1 股價報酬、美元匯率變動及歐元匯率變動的基本統計量

	股票報酬	美元匯率變動	歐元匯率變動
樣本數	1096	1096	1096
平均數	-0.021288	0.006673	0.003830
標準差	1.928523	0.502206	0.913964
偏態	0.067078	0.062323	0.070565
峰態	4.422625	64.07786	11.49656
Jarque-Bera 檢定	93.24489***	170363.4***	3297.658***

註：1. Jarque-Bera 為常態分配檢定統計量，虛無假設為 $H_0 : D = 0$ ，表示該序列為一常態分配，而對立假設為 $H_1 : D > 0$ ，表示該序列不為一常態分配。若 D 值大於 5% 顯著水準的臨界值，則拒絕該序列為常態分配。

2.***為 1%顯著水準。

表 4-2 股價報酬、美元匯率變動及歐元匯率變動之
序列自我相關及條件異質變異數檢定

	股票報酬	美元匯率變動	歐元匯率變動
L-B $Q(6)$	14.557**	74.966***	17.055***
L-B $Q(12)$	22.860**	99.611***	23.865**
L-B $Q^2(6)$	79.984***	127.56***	108.04***
L-B $Q^2(12)$	106.11***	161.91***	135.58***
ARCH LM(12)	5.287604***	16.38998***	13.10329***

註：1.Ljung-Box 統計量：1%臨界值 16.81，5%臨界值 12.59，10%臨界值 10.65。

2.ARCH LM 為 Engle(1984)檢定 ARCH(1)的 Lagrangian Mutiplier 統計量，其為 c^2 分配。

3.**為 5%顯著水準；***為 1%顯著水準。

第二節 單根檢定

在進行迴歸分析時，需先針對兩市場之價格序列做定態檢定，以確保實證結果不因非定態過程而造成假性迴歸的現象。表 4-3 為股價指數和美元兌換新台幣匯率及歐元兌換新台幣匯率之單根檢定結果。由於股價指數與兩匯率報價序列從落後一期到落後六期的估計值皆落於單根檢定之臨界值內，表示兩序列為非定態序列。圖 4-1、圖 4-2 與圖 4-3 分別為台灣加權股價、美元兌換新台幣匯率以及歐元兌換新台幣匯率走勢圖，從三個圖中即可觀察出兩序列移動的趨勢是呈現出隨機漫步的現象。於是需將序列進行差分過程(本文採用報酬率取對數乘以 100 作表示)，再次進行單根檢定，直到估計結果顯示出為定態序列；表 4-4 為股價報酬與匯率報酬之單根檢定結果。兩序

列在經過差分過程後，其估計值已大於單根檢定之臨界值，表示拒絕虛無假設為非定態序列之現象，因此股價報酬與匯率報酬為定態序列；圖 4-4、圖 4-5 與圖 4-6 分別代表股價對數報酬、美元兌換新台幣匯率以及歐元兌換新台幣匯率變動走勢圖，從三個圖中可觀察出兩序列移動的趨勢是呈現恆定現象的(在零點上下跳動)，表示當出現高報酬時，序列會有下降的趨勢，當出現低報酬時，序列會有上升的趨勢。

表 4-3 股價指數和兩匯率報價之單根檢定

落後期數	股價指數	AIC	美元匯率	AIC	歐元匯率	AIC
1	-1.1185	12.422	-1.7035	-0.6606	-0.8458	0.1412
2	-1.2059	12.418	-1.2692	-0.7295	-0.6022	0.1307
3	-1.2893	12.417	-1.2334	-0.7273	-0.5567	0.1331
4	-1.987	12.416	-1.0838	-0.7378	-0.5147	0.1343
5	-1.2333	12.418	-1.1241	-0.7362	-0.5147	0.1363
6	-2.2545	12.418	-1.0714	-0.7348	-0.6902	0.1350

註：1.臨界值是根據 Mackinnon(1991)之數值表決定，1%臨界值-3.4412，5%臨界值-2.8655，10%臨界值-2.5689。

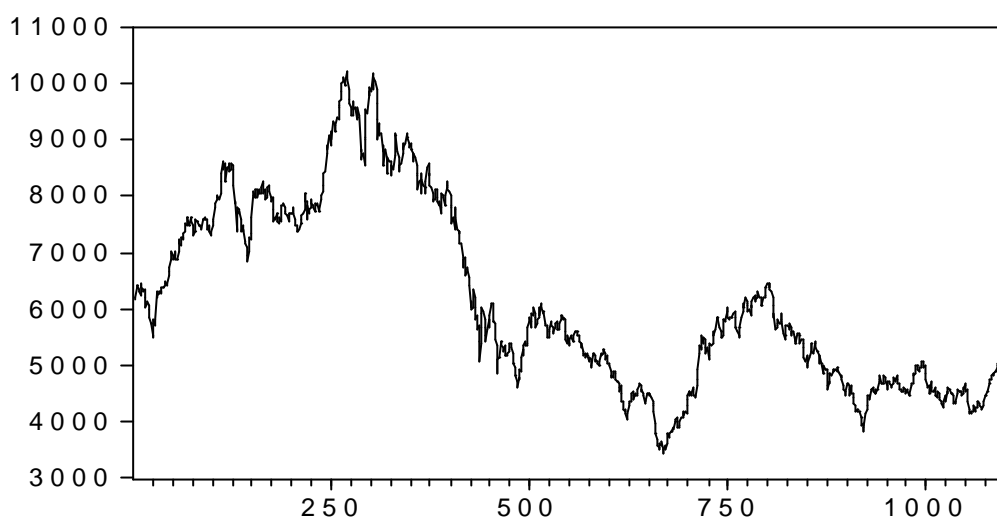


圖 4-1 台灣加權股價指數走勢圖

註：1.資料期間為 1995/1/5~2003/6/30，共計 1097 筆。

2.圖中的橫軸以樣本數來代表資料期間，縱軸為變數跳動的區間。

3.資料來源：台灣經濟新報資料庫。

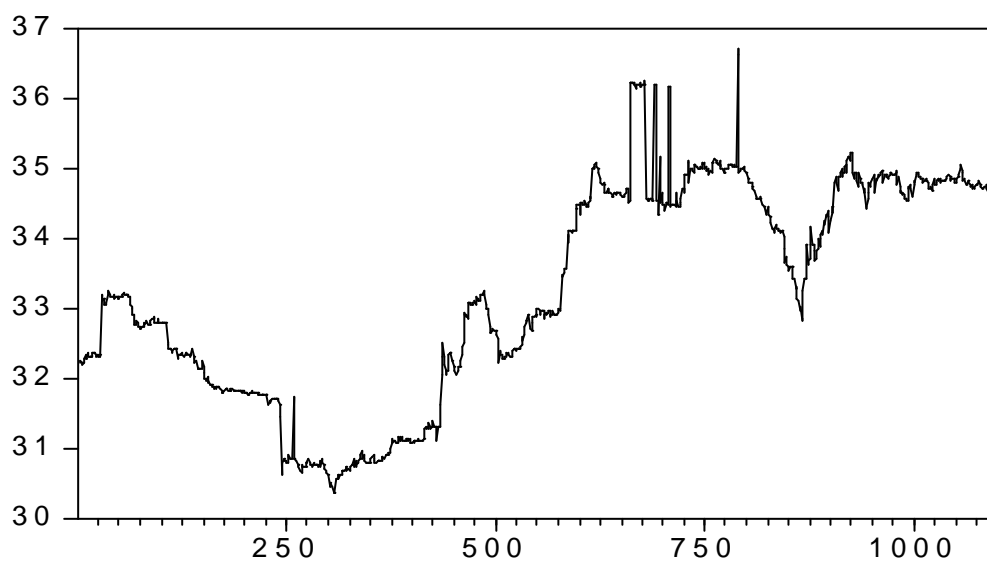


圖 4-2 美元匯率走勢圖

註：1.資料期間為 1995/1/5~2003/6/30，共計 1097 筆。

2.圖中的橫軸以樣本數來代表資料期間，縱軸為變數跳動的區間。

3.資料來源：台灣經濟新報資料庫。

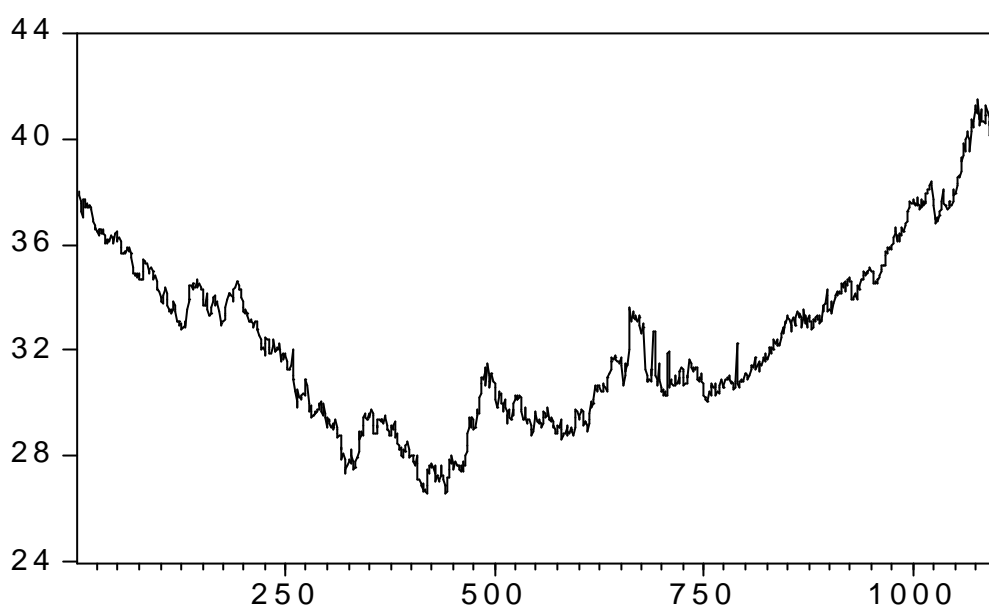


圖 4-3 歐元匯率走勢圖

註：1.資料期間為 1995/1/5~2003/6/30，共計 1097 筆。

2.圖中的橫軸以樣本數來代表資料期間，縱軸為變數跳動的區間。

3.資料來源：台灣經濟新報資料庫。

表 4-4 股價報酬和兩匯率變動之單根檢定

落後期數	股價報酬	AIC	美元匯率變動	AIC	歐元匯率變動	AIC
1	-21.7530***	4.1508	-31.0735***	1.3978	-26.6642***	2.4169
2	-17.0362***	4.1495	-23.2031***	1.3999	-20.9720***	2.4194
3	-15.8131***	4.1501	-21.0979***	1.3912	-17.7401***	2.4212
4	-14.1835***	4.1527	-17.1874***	1.3929	-15.3558***	2.4231
5	-13.7345***	4.1524	-15.7135***	1.3946	-13.4769***	2.4210
6	-12.6844***	4.1549	-13.9224***	1.3969	-12.8117***	2.4230

註：1.臨界值是根據 Mackinnon(1991)之數值表決定，1%臨界值-3.4412，5%臨界值-2.8655，10%臨界值-2.5689。

2.***為 1%顯著水準。

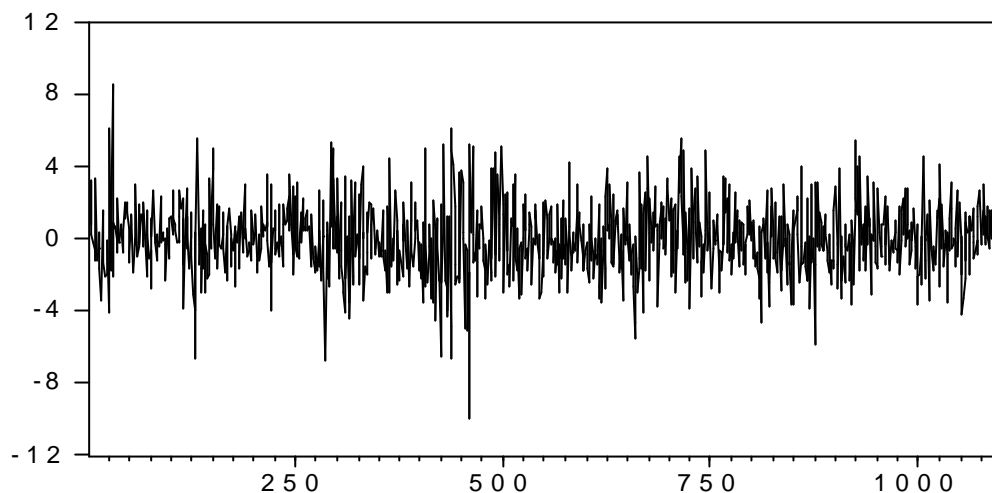


圖 4-4 台股指數報酬變動圖

註：1.資料期間為 1995/1/5~2003/6/30，共計 1097 筆。

2.圖中的橫軸以樣本數來代表資料期間，縱軸為報酬率跳動的區間。

3.資料來源：台灣經濟新報資料庫。

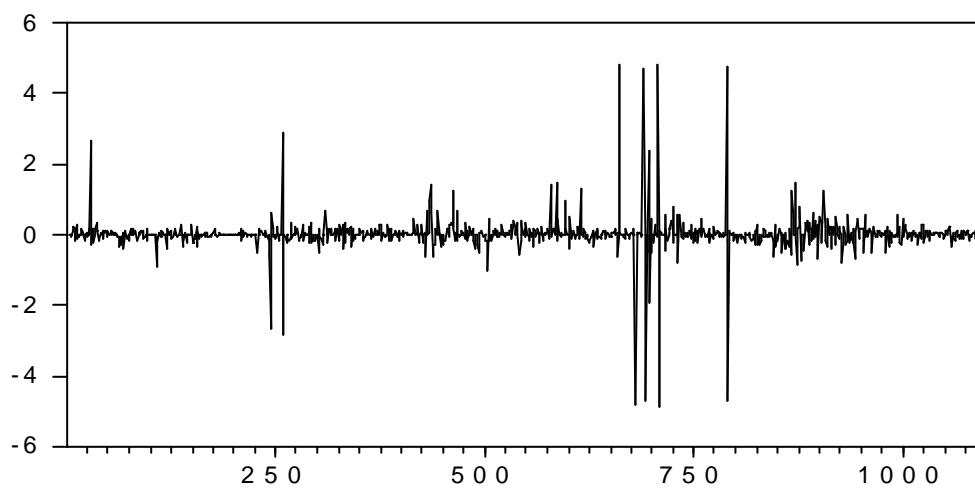


圖 4-5 美元匯率變動圖

註：1.資料期間為 1995/1/5~2003/6/30，共計 1097 筆。

2.圖中的橫軸以樣本數來代表資料期間，縱軸為報酬率跳動的區間。

3.資料來源：台灣經濟新報資料庫。

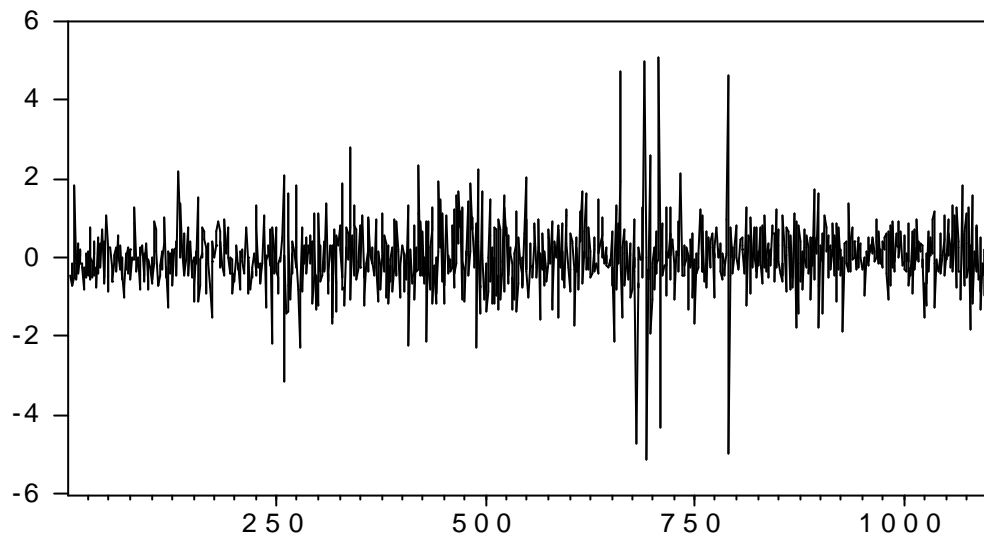


圖 4-6 歐元匯率變動圖

註：1.資料期間為 1995/1/5~2003/6/30，共計 1097 筆。

2.圖中的橫軸以樣本數來代表資料期間，縱軸為報酬率跳動的區間。

3.資料來源：台灣經濟新報資料庫。

第三節 GJR-GARCH-M 模型之實證

一、以下為股票市場與美元外匯市場實證所得結果：

從表 4-5 可觀察到股價報酬受到本身遞延前期及前兩期($b_{s,1}$ 、 $b_{s,2}$)，以及前期美元匯率變動($c_{s,1}$)所影響；而 $c_{s,1} < 0$ ，代表當股票價格持續上升時，美元持有者將會從外匯市場中將資金抽離而投入股票市場上，以獲取更高的利潤，由於此時投資人對外匯需求減少，匯率自然下降。美元匯率變動則受本身遞延前期($b_{u,1}$)、以及前期股價對數報酬($c_{u,1}$)所影響；而 $c_{u,1} < 0$ ，代表匯率持續上升，則會使投資人產生通貨貶值的預期心理，此時將會增加市場上的美元外匯需求量，短期間因市場產生資金缺口，股市在缺乏適時的資金注溢下，自然失去動能，股價下降。由以上分析得知，股票報酬與美元匯率變動為雙向因果關係，投資人在預期心理下將會發生資產替代的現象。此結果與學者許村泰(1995)，俞海琴、張錫杰(1993)所得的結論相同。

表 4-5 中 q 探討風險貼水部分 實證結果發現：股票市場上之風險貼水並不隨美元匯率變動而改變；反之，美元匯率市場上卻存在風險貼水的效果。此結果並非說明股票不為風險性資產，而是在同時考慮美元匯率時，投資人將有較大資產替代的選擇空間，以致當股市風險上升時，投資人寧願離開股市，而不願追求更多的報酬。在美元匯率市場上則因進出口廠商將外匯視為必需品，不論美元升貶值的影響，仍會繼續持有，加上投資人對資產替代的效應，因此美元匯率市場上存在風險貼水的效果。

表 4-5 股價報酬與美元匯率波動之報酬估計值

	股價報酬	美元匯率變動
$a_s \setminus a_u$	-0.139704 (-1.012123)	0.035563 (1.560198)
$b_{s,1} \setminus b_{u,1}$	0.057471* (1.683592)	-1.144613*** (2.871415)
$b_{s,2}$	0.073247** (2.353040)	
$c_{s,1} \setminus c_{u,1}$	-0.156328* (-1.693380)	-0.032627*** (-7.710501)
$c_{s,2}$	-0.039195 (0.391969)	
$q_s \setminus q_u$	0.036390 (0.874818)	-0.193186* (-1.956929)

註：1. () 內為 t 值

2. *為 10%顯著水準；**為 5%顯著水準；***為 1%顯著水準

3. 股價報酬受本身遞延期及美元匯率變動之平均數方程式為：

$$r_{s,t} = a_{s,0} + b_{s,1}s_{t-1} + b_{s,2}s_{t-2} + c_{s,1}u_{t-1} + c_{s,2}u_{t-2} + q_s h_{s,t} + e_{s,t}$$

$$e_{s,t} | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{s,t})$$

$b_{s,1}$ 、 $b_{s,2}$ 分別代表落後一期與落後兩期的股價報酬估計參數

$c_{s,1}$ 、 $c_{s,2}$ 分別代表落後一期與落後兩期的美元匯率變動估計參數

q_s 代表股價報酬風險貼水

4. 美元匯率變動受本身遞延期及股價報酬之平均數方程式模型為：

$$r_{u,t} = a_{u,0} + b_{u,1}u_{t-1} + c_{u,1}s_{t-1} + q_u h_{u,t} + e_{u,t}$$

$$e_{u,t} | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{u,t})$$

$b_{u,1}$ ：落後一期的美元匯率變動估計參數

$c_{u,1}$ ：落後一期的股價報酬估計參數

q_u 代表美元匯率變動的風險貼水

由表 4-6 的 a 、 b 來探討模型的穩定性 由於 $a_s(a_u) > 0$ ， $b_s(b_u) > 0$ ，且 $a_s + b_s(0.864334) < 1$ ， $a_u + b_u(0.957857) < 1$ ，表示使用 GJR-GARCH(1,1)-M 模型能夠正確地描述股票市場與美元外匯市場的波動，同時也說明波動性的發生具有波動群聚的現象。在股票市場上係數值 $b_s > a_s$ ，美元匯率市場之係數值 $b_u > a_u$ ，顯示出當期的波動的主要來源皆為舊訊息的發生。

表 4-6 的 g 在波動的不對稱性 股票市場(美元外匯市場)未預期的負面報酬(即壞消息)，是造成波動不對稱性的因素($g_s > 0$)，此隱含股市在空頭時，將會提高股票市場的風險性；在美元外匯市場上則是出現升值的效應($g_u > 0$)，顯示當美元匯率下降時，將會提高外匯市場的風險性。當新台幣的升值，持有美元部位的風險因此提高。

表 4-6 股價報酬與美元匯率波動之波動估計值

	股價報酬	美元匯率變動
w_s 、 w_u	0.220292*** (3.077643)	0.012229*** (19.41809)
a_s 、 a_u	0.015979 (1.131873)	0.114674*** (6.469641)
b_s 、 b_u	0.848355*** (25.14658)	0.843183*** (127.1053)
g_s 、 g_u	0.159257*** (4.643661)	0.069180*** (4.563484)

註：1. () 內為 t 值

2. ***為 1% 顯著水準

3. 股價報酬受本身遞延期及美元匯率變動之變異數方程式為：

$$h_{s,t} = w_s + a_s e_{s,t-1}^2 + b_s h_{s,t-1} + g_s s_{t-1}^- e_{t-1}^2$$

a_s ：代表股價報酬的波動來自於新消息的影響

b_s ：代表股價報酬的波動來自於舊消息的影響

g_s ：代表股價報酬波動的不對稱性

4. 美元匯率變動受本身遞延期及股價報酬之變異數方程式為：

$$h_{u,t} = w_u + a_u e_{u,t-1}^2 + b_u h_{u,t-1} + g_u s_{t-1}^- e_{t-1}^2$$

a_u ：代表美元匯率變動的波動來自於新消息的影響

b_u ：代表美元匯率變動的波動來自於舊消息的影響

g_u ：代表美元匯率變動波動的不對稱性

表 4-7 為股價報酬及美元匯率變動之標準化殘差項檢定，在使用 GJR-GARCH-M 模型後，對於標準化的殘差序列再次做自我相關及異質性檢定，以研判 GJR-GARCH-M 模型是否為良好模型。無論在 L-B Q 、L-B Q^2 以及 ARCH LM 檢定上皆無法拒絕虛無假設(H_0 ：序列平方無自我相關的現象、序列無條件異質變異的現象)，顯示標準化殘差後的序列不存在自我相關與條件異質變異的現象，在此說明了股票報酬與美元匯率變動上使用 GJR-GARCH-M 模型為適合的模型。

表 4-7 股價報酬及美元匯率變動之標準化殘差項檢定

	股價報酬	美元匯率變動
L-B $Q(6)$	5.1305	12.478
L-B $Q(12)$	9.4936	15.130
L-B $Q^2(6)$	8.6464	0.8412
L-B $Q^2(12)$	13.986	1.2591
ARCH LM(12)	1.1424	0.1024

註：1.Ljung-Box 統計量：1%臨界值 16.81，5%臨界值 12.59，10%臨界值 10.65

2.ARCH LM 為 Engle(1984)檢定 ARCH(1)的 Lagrangian Multiplier 統計量，其為 c^2 分配

二、以下為股票市場與歐元外匯市場實證所得結果：

從表 4-8 可觀察到股價報酬僅僅受到本身遞延前兩期($b_{s*,2}$)，並未受到前期歐元匯率變動($c_{s*,1}$)所影響。歐元匯率變動既不受本身遞延期($b_{e,1}$)、也不受前期股價對數報酬($c_{e,1}$)所影響。由以上資料得知，股票報酬不受歐元匯率變動所影響，且歐元匯率變動也不受股票報酬所影響，就國際投資組合觀點來看，同時投資於國內股票市場及

歐元貨幣上可降低非系統風險，將可獲得較高的報酬。

表 4-8 中 q 探討風險貼水部分 就風險貼水而言：股票市場上之風險貼水並不隨歐元匯率變動而改變；同時，歐元匯率市場上之風險貼水也不隨股價對數報酬變動而改變。此結果說明股價價格的漲跌並不受歐元匯率變動而影響；歐元匯率變動也不受國內股票價格變動而影響。這可能的原因是我國的進出口廠商對外報價皆以美元為主，歐元即使整合了歐洲地區的貨幣市場，歐元的升貶值對我國廠商獲利情形並不產生較大的影響，也不會反映在廠商的股價上，才會出現歐元匯率變動和股價對數報酬的風險貼水皆不存在的現象。

表 4-8 股價報酬與歐元匯率波動之報酬估計值

	股價報酬	歐元匯率變動
$a_{s^*}、a_e$	-0.128979 (-0.935235)	0.316216 (1.470139)
$b_{s^*,1}、b_{e,1}$	0.053295 (1.560091)	-0.026664 (-0.497416)
$b_{s^*,2}$	0.075605** (2.415428)	
$c_{s^*,1}、c_{e,1}$	-0.061363 (-0.990367)	-0.014712 (-0.795732)
$c_{s^*,2}$	0.026512 (0.388239)	
$q_{s^*}、q_e$	0.032732 (0.787681)	-0.317510 (-1.374323)

註：1. () 內為 t 值

2. **為 5% 顯著水準

3. 股價報酬受本身遞延期及歐元匯率變動之平均數方程式模型為：

$$r_{s,t} = a_{s^*,0} + b_{s^*,1}s_{t-1} + b_{s^*,2}s_{t-2} + c_{s^*,1}u_{t-1} + c_{s^*,2}u_{t-2} + q_{s^*}h_{s,t} + e_{s^*,t}$$

$$e_{s^*,t}|\Psi_{t-1} \sim N(0, h_{s^*,t})$$

$b_{s^*,1}$ 、 $b_{s^*,2}$ 分別代表落後一期與落後兩期的股價報酬估計參數

$c_{s^*,1}$ 、 $c_{s^*,2}$ 分別代表落後一期與落後兩期的歐元匯率變動估計參數

q_{s^*} 代表股價報酬風險貼水

4. 歐元匯率變動受本身遞延期及股價報酬之平均數方程式模型為：

$$r_{e,t} = a_{e,0} + b_{e,1}e_{t-1} + c_{e,1}s_{t-1}^* + q_e h_{e,t} + e_{e,t}$$

$$e_{e,t}|\Psi_{t-1} \sim N(0, h_{e,t})$$

$b_{e,1}$ 分別代表落後一期的歐元匯率變動估計參數

$c_{e,1}$ 分別代表落後一期的股價報酬估計參數

q_e 代表歐元匯率變動的風險貼水

由表 4-9 的 a 、 b 來探討模型的穩定性 $a_{s^*}(a_e) > 0$ ， $b_{s^*}(b_e) > 0$ ，且 $a_{s^*} + b_{s^*}(0.867579) < 1$ ， $a_e + b_e(0.693541) < 1$ ，表示使用 GJR-GARCH(1,1)-M 模型能夠正確地描述股票市場與歐元外匯市場的波動，同時也說明波動性的發生具有波動群聚的現象。在股票市場上係數值 $b_{s^*} > a_{s^*}$ ，歐元匯率市場之係數值 $b_e > a_e$ ，顯示出當期的波動的主要來源皆為舊訊息的發生。從波動的持續性來看，美元外匯市場的波動持續性 $a_u + b_u(0.957857)$ (圖 4-7)較歐元外匯市場的波動持續性 $a_e + b_e(0.693541)$ (圖

4-8)來得深遠，差別的原因可能在於國內使用歐元的廠商並不多，產品銷售到歐洲地區的營業額也不高，因此歐元匯率波動才會以較快的速度反應完畢。

表 4-9 的 g 代表波動的不對稱性 股票市場(歐元外匯市場)未預期的負面報酬(即壞消息)，是造成波動不對稱性的因素($g_{s^*} > 0$)，此隱含股市在空頭時，將會提高股票市場的風險性；在歐元外匯市場上則是出現升值的效應($g_e < 0$)，顯示當匯率下降時，將會降低外匯市場的風險性。當新台幣的升值，持有歐元部位的風險因此降低。

表 4-9 股價數報酬與歐元匯率波動之波動估計值

	股價報酬	歐元匯率變動
$w_{s^*}、w_e$	0.214923*** (3.002232)	0.371633** (2.281208)
$a_{s^*}、a_e$	0.017717 (1.215502)	0.126469*** (6.264965)
$b_{s^*}、b_e$	0.849862*** (25.12731)	0.567072*** (3.087333)
$g_{s^*}、g_e$	0.155689*** (4.583868)	-0.158018*** (4.583868)

註：1. () 內為 t 值

2. **為 5% 顯著水準；***為 1% 顯著水準

3. 股價報酬受本身遞延期及歐元匯率變動之變異數方程式為：

$$h_{s^*t} = w_{s^*} + a_{s^*}e_{s^*,t-1}^2 + b_{s^*}h_{s^*,t-1} + g_{s^*}s_{t-1}^-e_{t-1}^2$$

a_{s^*} ：代表股價報酬的波動來自於新消息的影響

b_{s^*} ：代表股價報酬的波動來自於舊消息的影響

g_{s^*} ：代表股價報酬波動的不對稱性

4. 歐元匯率變動受本身遞延期及股價報酬之變異數方程式為：

$$h_{u,t} = w_u + a_u e_{u,t-1}^2 + b_u h_{u,t-1} + g_u s_{t-1}^- e_{t-1}^2$$

a_e ：代表歐元匯率變動的波動來自於新消息的影響

b_e ：代表歐元匯率變動的波動來自於舊消息的影響

g_e ：代表歐元匯率變動波動的不對稱性

表 4-10 為股價報酬及歐元匯率變動之標準化殘差項檢定，在使用 GJR-GARCH-M 模型後，對於標準化的殘差序列再次做自我相關及異質性檢定，以研判 GJR-GARCH-M 模型是否為良好模型。無論在 L-B Q 、L-B Q^2 以及 ARCH LM 檢定上皆無法拒絕虛無假設(H_0 ：序列平方無自我相關的現象、序列無條件異質變異的現象)，顯示標準化殘差後的序列不存在自我相關與條件異質變異的現象，在此說明了股票報酬與歐元匯率變動上使用 GJR-GARCH-M 模型為適合的模型。

表 4-10 股價報酬及歐元匯率變動之標準化殘差項檢定

	股價報酬	歐元匯率變動
L-B $Q(6)$	5.5986	5.8225
L-B $Q(12)$	9.7896	13.003
L-B $Q^2(6)$	9.1633	17.308
L-B $Q^2(12)$	14.784	18.383
ARCH LM(12)	1.2031	2.9828

註：1.Ljung-Box 統計量：1%臨界值 16.81，5%臨界值 12.59，10%臨界值 10.65。

2.ARCH LM 為 Engle(1984)檢定 ARCH(1)的 Lagrangian Multiplier 統計量，其為 c^2 分配。

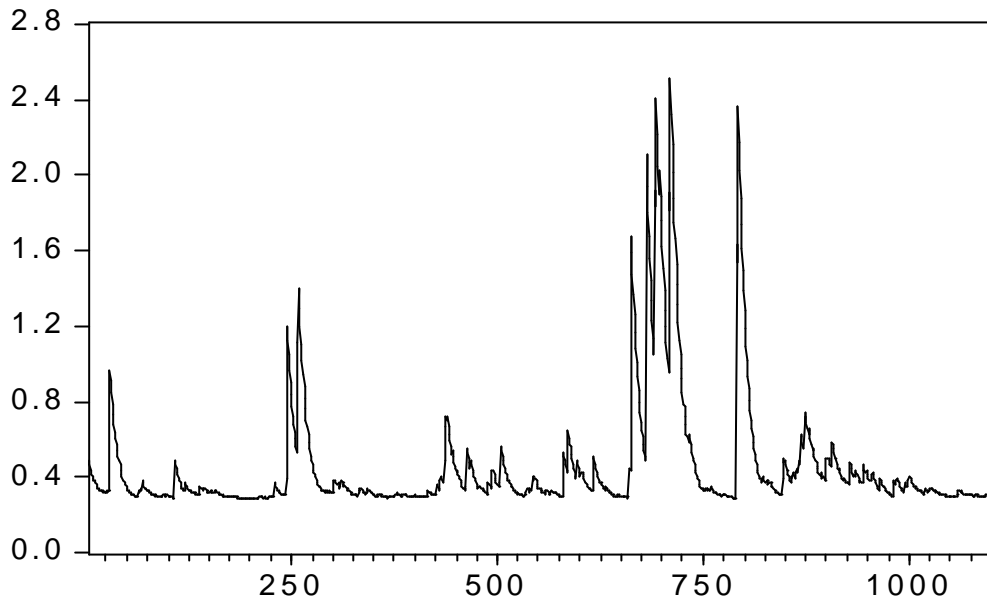


圖 4-7 美元報酬波動圖

註：1.資料期間為 1995/1/5~2003/6/30，共計 1097 筆。

2.圖中的橫軸以樣本數來代表資料期間，縱軸為波動率跳動的區間。

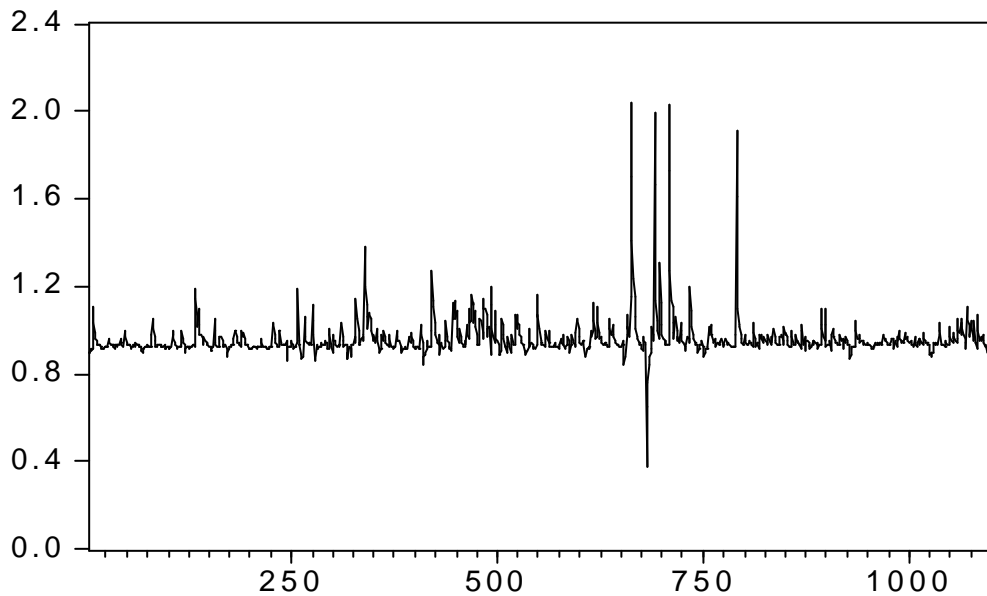


圖 4-8 歐元報酬波動圖

註：1.資料期間為 1995/1/5~2003/6/30，共計 1097 筆。

2.圖中的橫軸以樣本數來代表資料期間，縱軸為波動率跳動的區間。

本節使用 GJR-GARCH-M 模型來比較美元匯率與歐元匯率對股價報酬的影響，發現有以下幾點結論：

1. 美元匯率對股價報酬有顯著的影響，但歐元匯率對股價報酬影響並不存在。
2. 美元匯率市場存在風險貼水；投資人對於歐元匯率市場與股票市場皆不要求風險貼水。
3. 股票市場、美元匯率市場及歐元匯率市場上的波動大部分皆受舊消息所影響；但是歐元匯率市場的波動會以較快的速度反應完畢。
4. 未預期到的負面報酬(壞消息)是造成股票市場、美元匯率市場及歐元匯率市場波動不對稱性的主要因素。



第四節 Granger 因果關係檢定

無論股票市場或外匯市場報酬與波動的關聯性常是投資人爭執已久的話題，在上節中由 GJR-GARCH-M 模型實證得知波動性有將隨時間變化的特質，且投資人在面臨到風險上升時，也往往會改變現有的資產組合。本節使用 Granger 因果檢定模型希望進一步確定出股票市場與美元匯率變動及歐元匯率變動間的因果關係，以期能更明確地掌握投資的脈動。

由表 4-11 之 Granger 模型檢定值發現：美元匯率單向影響股價指數；股價指數並未影響美元匯率。

由表 4-12 之 Granger 模型檢定值發現：歐元匯率在兩日內單向影響股價指數，股價指數單向影響歐元匯率。

由表 4-13 之 Granger 模型檢定值發現：歐元匯率並未影響美元匯率；美元匯率在兩日內並未影響歐元匯率，但是在三日以上美元匯率則單向影響歐元匯率。

表 4-11 美元匯率與股價的因果關係

Granger Lag(k)	US does not Granger Cause Stock	Stock does not Granger Cause US
1	23.5476***	0.21830
2	11.8476***	1.14646
3	8.49933***	0.67433
4	8.57752***	0.91065
5	7.73721***	0.96175
6	6.33970***	0.96796

註：1.表中的 Granger 因果關係檢定值為 F-ststistic

2. ***為 1%顯著水準

表 4-12 歐元匯率與股價的因果關係

Granger Lag(k)	EUR does not Granger Cause Stock	Stock does not Granger Cause EUR
1	4.41388***	9.07633***
2	3.63435***	5.05731***
3	2.04649	5.01665***
4	1.58940	5.16433***
5	1.63895	4.03365***
6	1.40580	3.39732***

註：1.表中的 Granger 因果關係檢定值為 F-ststistic

2. ***為 1%顯著水準

表 4-13 歐元匯率與美元匯率的因果關係

Granger Lag(k)	EUR does not Granger Cause US	US does not Granger Cause EUR
1	0.75863	3.55216*
2	0.56385	1.91656
3	0.58054	11.7108***
4	0.50420	8.92572***
5	1.11343	8.34324***
6	0.96752	6.97723***

註：1.表中的 Granger 因果關係檢定值為 F-ststistic

2.*為 10%顯著水準；***為 1%顯著水準

表 4-14 台灣加權股價指數、美元匯率與歐元匯率的因果關係匯總表

	台灣加權股價指數	美元匯率	歐元匯率
台灣加權股價指數			————→
美元匯率	————→		————→
歐元匯率	————→		

註：1.表中 —————→ 表示單向影響

綜合以上 Granger 因果關係檢定，結果發現：

1.台灣股價指數受到美元匯率及兩日內歐元匯率影響。匯率的漲跌會影響到台灣股價指數。本研究期間的股價呈現空頭下跌的情形，而美元匯率與歐元匯率皆呈現貶值的情形，可得匯率貶值將會導致股價下跌。

2.美元匯率不受台灣股價指數影響，亦不受歐元匯率影響。美元為國際最流通的

貨幣，儘管歐盟統一各會員國貨幣成立歐元，但世界各國大多數還是以美元為主要的國際流通貨幣，所以美元匯率反應的是美元在國際市場的價格，較不易受其他地區的貨幣及單一國家的股價所影響。

3. 歐元受到三日以上的美元匯率所影響。儘管歐元已經成為歐盟成員的共同貨幣，但美元在國際間的升貶值還是會間接影響到歐元。

第五節 本章小結

本章首先將股價指數、美元匯率與歐元匯率取對數報酬做為報酬率的表達方式，以降低極端值的影響程度。

其次對於股價報酬與兩匯率變動進行基本統計量的描述，發現三條時間數列皆出現右偏、高峽峰等不符合常態分配的現象，因此再以 Ljung-Box Q 檢驗發現三數列皆存在自我相關，同時也存在條件異質變異數的現象，所以必須使用 GARCH 模型來解決上述問題。

接著對於股價報酬、美元匯率波動與歐元匯率波動進行單根檢定，發現在遞延期數為四期時三條時間數列皆呈現定態結果，確保實證結果不因非定態過程而造成假性迴歸的現象。

本章主要部分為應用 GJR-GARCH-M 模型得到下列實證結果。

1.比較台灣股票市場報酬與兩外匯市場的報酬：

- (1)股票市場報酬與美元外匯市場報酬呈現雙向因果關係，投資人在預期心理下將會發生資產替代的現象。
- (2)股票市場報酬與歐元外匯市場報酬彼此卻互不影響對方，同時投資於國內股票市場及歐元貨幣的投資組合可降低非系統風險，將可獲得較高的報酬。
- (3)美元外匯市場存在風險貼水。進出口廠商將外匯視為必需品，不論美元升貶值的影響，仍會繼續持有。
- (4)股票市場不存在風險貼水，可能原因為當股市風險上升時，投資人寧願

離開股市，而不願追求更多的報酬。

- (5) 歐元外匯市場不存在風險貼水，可能原因為我國的進出口廠商對外報價皆以美元為主，歐元的升貶值對廠商獲利情形並不產生較大的影響。

2. 比較股票市場與兩外匯市場的波動性：

- (1) 美元匯率波動持續性高於歐元匯率波動的持續性。
- (2) 當股票市場未預期的負面報酬(即壞消息)發生時，是造成波動不對稱性的主要因素，此隱含股市在空頭時，將會提高股票市場的風險。
- (3) 當匯率市場未預期的負面報酬(即壞消息)發生時，是造成波動不對稱性的主要因素。在美元匯率下降、台幣升值時，美元外匯市場波動會增加，但在歐元匯率下降、台幣升值時，歐元外匯市場波動會降低。這可能的原因為廠商為避免手中外匯部位發生損失而急於變現導致，因美元為我國進出口的主要貨幣，在台幣升值時持有美元外匯的風險較大，因此增加美元外匯市場的波動幅度。

最後再以 Granger 因果關係檢定，結果發現：

1. 台灣股價指數受到美元匯率及兩日內歐元匯率影響。匯率的漲跌會影響到台灣股價指數。
2. 美元匯率反應的是美元在國際市場的價格，較不易受其他地區的貨幣及單一國家的股價所影響。
3. 儘管歐元已經成為歐盟成員的共同貨幣，但美元在國際間的升貶值還是會間接影響到歐元。

第五章 結論與後續研究

第一節 結論

由於過去關於台灣股匯市關連性探討的文獻中，有關匯率的部分都是以新台幣兌換美元匯率來與股票市場進行探討。在 1999 年歐盟成員整合各會員國貨幣成立歐元後，歐元匯率的變動對國際貿易影響力也日漸增強。然而在 2002 年 1 月 31 日到 2003 年 6 月 16 日這段期間內，新台幣兌換美元匯價並未隨著歐元的強勁升值而升值。而在 2002 年 1 月 31 日到 2002 年 10 月 14 日這段期間，在新台幣兌換美元匯率變動僅僅小幅貶值的情形下，台灣加權股價指數卻經歷一段將近兩千點的空頭襲擊，股匯市表現與過去台幣升值、股價上漲；台幣貶值、股價下跌的歷史經驗並不相同。

本研究選取 1999 年 1 月 1 日至 2003 年 6 月 30 日美元兌換新台幣、歐元兌換新台幣的直接匯率，以及台灣加權股價指數，扣除非營業日及資料缺失部分共 1097 筆資料，將三組時間數列取對數報酬以降低極端值的影響程度後，歐元匯率變動標準差為 0.914，遠大於美元匯率變動標準差 0.502，這可能是美元與新台幣同時貶值的結果造成美元匯率變動幅度小於歐元匯率的變動幅度，但也有可能是歐元在台灣外匯市場成交量過低所造成變動幅度較大的結果。

在使用 GJR-GARCH-M 模型比較股票市場與兩外匯市場的報酬後發現：股票市場與美元外匯市場報酬呈現雙向因果關係；股票市場與歐元外匯市場彼此卻互不影響對方。在同時投資國內股票市場及歐元貨幣上可降低投資組合理論中的非系統風險，將可獲得較高的報酬。在波動性部分發現：美元匯率波動持續性高於歐元匯率波動的

持續性，也就是對於訊息發生後歐元匯率比較能快速反應出其所造成的影響。

在 Granger 因果關係檢定結果發現：匯率的漲跌會影響到台灣股價指數。美元匯率較不易受其他地區的貨幣及單一國家的股價所影響。美元的升貶值還是會間接影響到歐元。

由於過去關於外匯市場的研究大致以美元匯率為主要研究，歐盟成立歐元以來關於歐元的研究尚有待加強。本研究的主要貢獻在以 GJR-GARCH-M 模型針對歐元兌換新台幣匯率變動對台灣股票市場進行探討，並比較美元匯率變動與歐元匯率變動對台灣股票市場的影響是否有所不同，最後再以 Granger 因果關係檢定美元匯率、歐元匯率與股票市場的關係，希望能對後續研究有所助益。

第二節 後續研究

1. 本研究發現歐元匯率變動並未受到本身遞延期的影響，是否與研究期間較短所導致的結果，未來可將研究期間延長再進行討論。

2. 歐元匯率的波動相對於美元匯率的波動，歐元匯率能以較快的速度反應完畢，可能與台灣歐元匯市的成交量較小有關。過去學者對於成交量的研究僅在美元匯率上進行探討，建議後續學者將歐元匯率的成交量也應一併納入考量。

3. 股票市場不存在風險貼水的現象，除了可能因股市風險上升，投資人可以選擇離開股票市場外，近年來期貨市場與選擇權市場另外提供了避險管道也有可能造成影響，故衍生性金融商品對於台灣股票市場是否存在著避險效果也是值得後續學者研究的標的。

4. 本研究並未對景氣循環作區分，故日後可朝股市與匯市在多、空時期下之比較，以利投資人與進、出口廠商更能掌握市場之脈動。

5. 外資近年來大量資金流入台灣股票市場，使得原本應該貶值新台幣價位因為外資的大量投入而使新台幣獲得支撐。外資又可細分為美洲資金、歐洲資金及亞洲資金三種，因此外資的進出中美元與歐元所佔的資金比重對股匯市的影響也是值得後續學者探討。

6. 本研究匯率以每日收盤價為依據，但外匯買賣過程中是否存在價差交易，以及匯率間是否存在套利機會則有待將來學者進行探討。

參考文獻

中文部分：

方文碩(89),「金融危機期間股票報酬風險貼水與貶值效果」,《風險管理學報》,第二卷第一期,39-68頁。

王甦(民 84),「報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果」,《證券市場發展季刊》,第七卷第一期,125-161頁。

王毓敏(民 86),「台灣地區股票市場與外匯市場間報酬與波動性外溢效果之研究」,《台北銀行月刊》,第二十八卷第十二期,159-171頁。

沈中華、黃河泉(民 81),「股票波動與結構性變異轉變之探討 - 不同漲跌幅限制分析」,《台大管理論叢》,5:2,23-46頁。

林華德、王甦(民 84),「臺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》,19:2,40-58頁。

林楚雄、劉維琪及吳欽杉(民 88),「不對稱 GARCH 模型之研究」,《管理學報》,第十六卷第三期,479-515頁。

邱哲修、邱建良及蘇英谷(民 89),「台灣匯率波動對股價報酬之影響」,《企銀季刊》,第二十四卷第四期,131-147頁。

俞海琴、張錫杰(民 82),「台灣地區股價與匯率、利率互動關係之研究 - 向量自我迴歸模式之應用」,《中原學報》,第二十二卷,177-191頁。

張宮熊、吳欽杉(民 84),「我國股票市場、貨幣市場與外匯市場資訊傳遞結構之研究」,《高苑學報》,第四期,225-246頁。

許村泰(民 76),「市場因素影響股價變動之分析 - 以台灣股票市場為例」,中央大學產業經濟研究所未出版碩士論文。

黃仁德、蕭明福(民 87),「通貨替代與貨幣需求：台灣的實證研究」,經濟論文,第二十六卷第四期,403-440 頁。

西文部分：

Ajayi, R.A. and M. Mougoue(1996), “On the dynamic relation between stocks prices and exchange rates,” *Journal of Financial*, 19, pp. 193-207.

Bachman Daniel, Jongmoo Jay Choi, Bang Nam Jeon and Kenneth J. Kopecky(1996), “Common factors in international stock prices: evidence from a cointegration study, ” *International Review of Financial Analysis*, 5:1, pp.39-53.

Baillie, R.T and Tim Bollerslev(1989), “Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates,” *Journal of Finance*, Vol.44, pp.167-181.

Black, F.(1976), “ Studies of Stock, Price Volatility Changes ,” *Proceedings of the American Statistical Association: Business and Economic Statistics Section*, pp. 177-181.

Bollerslev, T.(1986), “ Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ” *Journal of Econometrics*, 31 : 1, pp.307-327.

Bollerslev, T.(1987), “ A Conditional Heteroskedasticity Time Series Model for Speculative Prices and Rate of Return,” *Review of Economic and Statistics*, 69, pp.542-547.

Campbell, J. and L. Hentschel (1992), “ No News is Good News : An Asymmetric Model

- of Changing Volatility in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 31, pp.281-318.
- Coleman, M.(1990), "Cointegration-Base Tests of Daily Foreign Exchange Market Efficiency," *Economics Letters*, 32,pp.53-59.
- Crowder, W. (1994) "Foreign Exchange Market Efficiency and Common Stochastic Trends," *Journal of International Moneyand Finance*, 13, pp.551-564
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1981), " Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, " *Econometric*, 49, pp.1057-1072.
- Engle, R.F.(1982), " Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation, " *Econometric*, 50 : 1, pp.987-1008.
- Engle, R.F., and T. Bollerslev(1986), " Modeling the Persistence of Conditional Variance, " *Econometric Review*, 5 : 3, pp.1-50.
- Engle, R.F., D. Lilien, and R. Robins (1987), " Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model, " *Econometric*, 55, pp.391-407.
- Eun, C.S. and Shim, S.(1989), "International Transmission of Stock Market Movement," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), pp.241-256.
- Fama, Eugene F.(1990), " Stock Returns, Expected Returns and Real Activity, " *The Journal of Finance*, 24, pp.1089-1180.
- Grubel, H. G. (1968), "Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows," *American Economic Review*, 58, pp.1299-1314.
- Grubel, H. G. and Fadner, K. (1971), "The interdependence of International Equity

Markets.” *Journal of Finance*, 26(1), pp.89-94.

Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D.E. Runkle(1993), “On the relation between the Exoected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks,” *Journal of Finance*, 48, pp.1779-1801.

Jorion, P.(1990), “ The Exchange Rate Exposure of U.S. Multi-nation, ” *Journal of Business*, 63, pp.331-345.

Jorion, P.(1991), The pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market, ” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26 : 3, pp.363-376.

Karfakis, Costa and Anthony Phipps(1999), “Modeling the Australian Dollar-US Dollar Exchange Rate Using Cointegration Techniques,” *Review of international Economics* 7, pp.265-279.

Markowitz, H.(1952), “Portfolio Selection,” *Journal of Finance* 7, pp.77- 91.

McDonald, John G. (1973), ” French Mutual Fund Performance : Evaluation of Internationally-Diversifled portfolios”, *Journal of Finance* , pp.1161-1180.

MacDonald, Ronald and Mark P. Taylor, 1989, “Foreign exchange market efficiency and cointegration: Some evidence from the recent float”, *Economics Letters* 29, p. 63-68.

Ma, C. K. and G. W. Kao(1990), “ On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions, ” *Journal of Business Finance and Accounting*, 17, pp.441-449.

Mackinnon, J.G.(1991), “Critical values for cointegration test,” *In: R.F. Engle and C.W.J. Granger, eds., Long-Run Economic Relationships: Readings in cointegration*, Oxford University Press.

- Officer, R. R.(1973), “ The Variability of the Market Factor the New York Stock Exchange, ” *the Journal of Business*, 46, pp.434-453.
- Otero, Jesus G.(1999), “The real exchange rate in Colombia: an Analysis Using Multivariate Cointegration,” *Applied Economics*, 31, pp.661-671.
- Riplay, D. M.(1973), “Systematic Elements in the Linkage of National Stock Market Indices”, *Review of Economics and Statistics*, pp.356-361.
- Rapp, Duncan M.(1973), “Systematic Elements in the Linkage of National Stock Market Indices,” *The Reviews of Economic and Statistics*, Aug., pp. 356-361.
- Ross, Stephen, Nai-Fu, Chan and Richard, Roll(1986), “ Economic Forces and the Stock Market, ” *Journal of Business*, 59, pp.383-403.
- Solink,B.,1974a,”The International Pricing of Risk: An Empirical Invetigation of The World Capital Market Structure,” *Journal of Finance*, pp.365-378
- Solnik, B.(1987), “ Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note, ” *Journal of Finance*, 42, pp.141-149.
- Soenen Luc, A. and Elizabeth S. Hennigar(1988), “ An analysis of exchange rates and stock prices-the U.S. experience between 1980 and 1986, ” *Akron Business and Economic Review (ABER)*, 19, pp.7-16.
- Schwert, G. W.(1989), “ Why Does Stock Market Volatility Change Over Time ?” *The Journal of Finance*, 44 : 1, pp.1115-1153.
- Tobin,J.,(1958) “Estimation of Relation of Relationships for Limited Dependent Variables”, *Econometrica* ,26, pp.24-36

附錄 國際金融投資相關理論

一、投資組合理論(portfolio theory)

該理論是由 Markowitz 在 1952 年提出，其主要探討投資者在進行投資時，應如何安排其投資組合的內容，以達到在任何可接受的風險水準下，使報酬率極大。在投資組合理論中，Markowitz 除了利用資產間的相關係數，來解釋以投資組合消除風險的原理外，並將投資風險分成兩部分：

- (一)若透過多角化分散的風險，稱為非系統風險(unsystematic risk)
- (二)若無法透過多角化投資分散的風險，稱為系統風險(systematic risk)

投資者僅能就系統風險部分，要求高於市場報酬率的風險溢酬。

假設某投資組合中有 n 種證券，其風險以 s_p^2 表示

$$s_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 s_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n w_i w_j s_{ij} \quad (\text{A1-1})$$

其中， s_p^2 代表投資組合的變異數

s_i^2 代表第 i 種證券之價格變異數，

w 代表投資組合的權數

s_{ij} 代表證券價格的價格變異數。

由上式可之，當投資組合中的證券數目逐漸增加時，個別證券的變異數(s_i^2)對整個投資組合的影響會減少，但共變異數(s_{ij})的影響會變大。

令 $w_1 = w_2 = \dots = w_n = \frac{1}{n}$ ，且個別變異數相等 $s_1^2 = s_2^2 = \dots = s_n^2 = s^2$ 。

又 \bar{s}_{ij} 代表平均共變異數， $\bar{s}_{ij} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n s_{ij}}{n(n-1)}$ ，

則： $s_p^2 = \left(\frac{1}{n}\right)^2 n s^2 + \left(\frac{1}{n}\right)^2 (n-1) \bar{s}_{ij} = \frac{1}{n} s^2 + \left(1 - \frac{1}{n}\right) \bar{s}_{ij}$

當 $n \rightarrow \infty$ 時， $s_p^2 = \bar{s}_{ij}$ 這表示當證券的數目夠多時，投資組合的變異數會等於平均共變異數，而個別證券的變異數將趨近於零。因此透過投資組合可將個別證券的風險完全分散，只留下無法分散的系統風險 (\bar{s}_{ij})。

二、國際金融市場的結構：

學術界自從 Markowitz(1952)與 Tobin(1958)提出投資組合理論後，這種『不要將所有雞蛋放在同一個籃子裡』的投資概念，已被廣泛的應用在資本市場的投資上，但其範圍始終侷限於國內市場。直到 Grubel(1968)以效率投資組合與效率前緣等方法，證實利用國際證券市場進行多角化投資，亦可達到風險分散的效果，且兩國間的相關係數越低，風險分散的效果越佳。這個發現可說是為投資組合理論開創了一個新的領域，許多學者紛紛投入國際證券市場相關性與風險分散能力等方面的研究，其中較著名的有：Grubel & Fadner(1971)以相關係數探討美、英、德三國之間國內市場與國際市場的風險分散能力，研究發現國內股市的相關係數大於國際股市的相關係數，而長期國際股市的相關係數則大於短期的，因此短期國際股市的風險分散效果較佳。

投資組合理論中將投資範圍侷限在 n 種國內證券中，後續學者已將投資範圍擴大至債券、貨幣及其他投資工具，再由 Grubel 將投資地區由國內擴展到全球成為國際投資組合理論，同時考量全球的證券市場、貨幣市場等，可將風險降至最低，達到只留下無法分散的系統風險為目標。然而國家與國家彼此間的是否存在關連性，學者間

則又有不同的看法。

Ripley(1973)則以因素分析法(factor analysis)，研究國際股市的共變形態，結果顯示經濟開放程度高的國家，其國內股市較容易受到國際股市的影響，而管制程度高的國家，其國內股市較不受影響。然而由於學者分析的角度不同，因此在國際資本市場結構的問題上看法相當分歧。而 Solnik(1974)以國際資產定價模式(International Asset Pricing Model, IAPM)，來探討國際股市投資組合的績效，並表示以國家別的投資組合風險會低於以產業別的投資組合，其分別為極端的整合理論(integration)、與區隔理論(segmentation)以及介於兩者之間的弱勢區隔理論(weakly segmented)。這三種理論之內容如下：

(一) 市場區隔理論：

各個國家的資本市場皆為獨立的體系，因此不受外來因素的干擾，其報酬率互異且相關性低。當市場達到均衡時，由於具備市場效率性，因此各國的股票報酬會落在該國的資本市場線上。但在國際間因為種種的限制因素，造成資本不能自由移動，因此國際資本市場無法藉由投資者的套利行為，以達成市場的效率性。

(二) 市場整合理論：

該理論認為國際資本市場是由各國的資本市場整合而成，這些市場的相關性高且資金可自由移動，因此投機者可充分利用有關資訊從事國際的套利活動，而套利的結果使得國際間的資本價格漸趨一致。當達成均衡時，各國股市的報酬會落在一條共同的資本市場線上，這時在不考慮匯率的變動下，國際資本市場不存在任何的套利空間，即市場呈現效率性。

(三) 弱勢區隔理論：

McDonald(1973)以 Sharp-Lintner 資產定價模式來探討國際股市的結構關係，並對區隔理論與整合理論做詳細的比較，認為純粹的整合市場或區隔市場並不存在，而提出弱勢區隔理論。一般而言，國際間各資本市場皆具備整合與區隔兩者的特質，而彼此的差異僅在於程度深淺的不同。至於究竟會傾向整合市場或區隔市場，則視該國貿易依存度與資本市場對外資的限制條件而定。