

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

美元與歐元間之匯率波動對台灣加權股價指數波動之關
聯性研究

A RESEARCH ON THE INTERACTION BETWEEN US/ EURO
DOLLAR EXCHANGE RATE VOLATILITY AND TAIWAN
WEIGHTED STOCK INDEX VOLATILITY

指導教授：徐清俊 博士
ADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：李孟哲
GRADUATE STUDENT: MENG-CHE LEE

中華民國九十五年七月

南 華 大 學

財 務 管 理 研 究 所

碩 士 學 位 論 文

美元與歐元間之匯率波動與台灣加權股價指數波動之關聯
性研究

A RESEARCH ON THE INTERACTION BETWEEN US/EURO DOLLAR
EXCHANGE RATE VOLATILITY AND TAIWAN WEIGHTED STOCK INDEX
VOLATILITY

研究生：李 子 折

經考試合格特此證明

口試委員：

梁雪富

徐清俊

白宗民

指導教授：徐清俊

所 長：徐清俊

口試日期：中華民國 95 年 6 月 1 日

南華大學財務管理研究所九十五學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：美元與歐元間之匯率波動對台灣加權股價指數波動之關聯性研究

研究生：李孟哲

指導教授：徐清俊 博士

論文摘要內容：

過去探討外匯市場的文獻大多考量在單一匯率的探討，而歐盟成立後，歐元成為世界貿易的主要貨幣，對過去美元獨大的地位有所影響。本論文欲探討當美元與歐元間存在套利空間時，是否會影響股票價格。本研究選取 2002 年 1 月 1 日至 2005 年 6 月 30 日之間，其中匯率所使用的資料為美元兌換新台幣與歐元兌換新台幣，兩者間的相對匯率，以及台灣加權股價指數，進行雙變量 EGARCH 模型，探討美元與歐元間之匯率波動性對台灣加權股價指數波動性之連動關係及相關性。實證結果如下：

由 EGARCH 的平均數方程式得知：(1)台股報酬受到前一期自身報酬的正向影響，另外也受到美元兌歐元之匯率變動報酬前一期的正向影響；(2)美元兌歐元之匯率變動報酬會受到前一期自身報酬的正向影響，也受到台股報酬前一期的正向影響。

由 EGARCH 的變異數方程式得知：(1)台股報酬的波動會受到前一期台股報酬變動及前一期美元兌歐元之匯率變動報酬的正向影響；(2)美元兌歐元之匯率變動報酬的波動會受到前一期匯率變動報酬及前一期台股報酬變動的正面影響。

台股報酬與美元兌歐元之匯率變動報酬的波動性明顯存在 GARCH 效果，亦即其波動受到前期股價報酬波動與匯率變動報酬的波動影響。

關鍵詞：歐元、波動性、EGARCH。

Title of Thesis : A RESEARCH ON THE INTERACTION BETWEEN US/EURO
DOLLAR EXCHANGE RATE VOLATILITY AND TAIWAN
WEIGHTED STOCK INDEX VOLATILITY

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

Graduate date: June 2006

Degree Conferred: M.B.A.

Name of student: MENG-CHE LEE

Advisor: Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

Previous researches have been mostly focus on analyzing the effect by single exchange rate. However, as the European Union emerged, Euro Dollars has become a significant currency of the world. The variation between the exchange rate of Euro Dollars and US Dallars more and more influences the international market and stock price every day. This research uses the direct rate of US Dollars to Euro Dollars and the weighted stock index in Taiwan from January 1st, 2002 to June 30th, 2005 to analyze the interaction between US/EURO Dollar exchange rate volatility and Taiwan weighted stock index volatility. The bivariate EGARCH models are employed to investigate the interaction between US/Euro Dollar exchange rate volatility and Taiwan weighted stock index volatility and the effect of stock returns and volatility spillovers as well. The results are as followed :

The EGARCH mean equation shows that Taiwan's stock market return is positive and is affected by itself and earlier stage of the variation of the exchange rate between US Dollars to Euro Dollars. The variation of the exchange rate of US Dollars to Euro Dollars is positive affected by itself and Taiwan's stock market return at earlier stage.

The EGARCH variance equation shows that the variation of the Taiwan's stock

market return is positive which is affected by earlier stage the variation of the Taiwan's stock market return and earlier stage the variation of the exchange rate of US Dollars to Euro Dollar. The variation of the exchange rate of US Dollars to Euro Dollars is positive affected by itself and Taiwan's stock market return at earlier stage.

Taiwan's stock market return and the variation of the exchange rate between US Dollars to Euro Dollar show a significant GARCH effect, and the volatility is affected by the variation of the stock price and the variation of the exchange rate at earlier stage.

Keywords : Euro exchange rate, volatility, EGARCH

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	2
第三節 研究目的	4
第四節 論文架構	5
第二章 文獻回顧	7
第一節 匯市與股市相關性之文獻回顧	7
第二節 匯率與股票報酬相關性之文獻回顧	9
第三節 各國股市與匯市波動性之相關研究	11
第四節 相關文獻總結	16
第三章 研究方法	19
第一節 資料選取	21
第二節 恆定性檢定	23
第三節 共整合檢定	27
第四節 自我相關與異質性檢定	29
第五節 條件變異數不對稱性檢定	31
第六節 雙變量 EGARCH 模型	33
第四章 實證結果與分析	37
第一節 基本統計量檢定	37
第二節 恆定性檢定	38
第三節 共整合檢定	40
第四節 自我相關檢定與異質性檢定	40
第五節 條件變異數不對稱性檢定	41
第六節 最適落後期數的決定	42
第七節 雙變量 EGARCH 模型實證結果	43
第八節 總結	47
第五章 結論與後續研究	49
第一節 結論	49
第二節 後續研究與建議	51
參考文獻	52

表目錄

表 1- 1	2002/1/2~2005/6/30 歐元兌換美元匯率變動情形	4
表 4- 1	2002/1/2~2005/6/30 股價指數與匯率變動之基本統計量	38
表 4- 2	股價指數與匯率原始值之單根檢定結果	39
表 4- 3	股價指數與匯率一階差分後之單根檢定結果	39
表 4- 4	股價指數與匯率 Johansen 共整合檢定	40
表 4- 5	股價指數與匯率變動之序列自我相關	41
表 4- 6	股價指數與匯率變動之條件異質變異數檢定	41
表 4- 7	GARCH 模型下股價指數與匯率變動條件變異數不對稱性檢定結果	42
表 4- 8	各配適模型下的 AIC 及 SC 值	43
表 4- 9	最大似估計法配適出來的雙變量 EGARCH(1,1)	44
表 4-10	EGARCH 模型下股價指數與匯率變動之序列自我相關	46
表 4-11	EGARCH 模型下股價指數與匯率變動條件變異數不對稱性檢定結果	47

圖目錄

圖 1- 1	論文架構圖	6
圖 3- 1	研究流程圖	20
圖 3- 2	台灣加權股價指數	22
圖 3- 3	美元兌歐元匯率波動走勢圖	22

第一章 緒論

第一節 研究背景

近年來政府實施自由化與國際化的經濟政策，自然而然就吸引著國際投資人的注意，同時對於外國資金投入台灣證券市場的管制也日益放寬，例如摩根士丹利資本國際公司(Morgan Stanley Capital International, MSCI)就提升對台股的投資比重。外資投資於我國的股票市場逐年增加，散戶從以往投資比重占九成以上逐漸減少。法人投資比重逐年的增加，這將會使得我國股票市場更加趨於國際化，提升股票市場的熱度；從另一角度來看，國外資金的匯入與匯出，除影響匯率市場的變化外，亦將影響著股票市場。

屬於海島型經濟的台灣，非常仰賴貿易依存度，所以對於我國來說，匯率是一個不可輕忽的重要總體經濟變數。匯率的變動將會對國內的進口、出口產業造成一定程度的影響。新台幣的升值將會對進口、出口產業造成不盡相同的影響，以進口產業的角度來看，進口物料成本的下降，相對地會讓公司、企業的獲利增加，進而可能使公司的股價受到這樣激勵，而股價因此而上揚；若以出口產業的角度來看，將會讓所出口產品的競爭力降低，使出口廠商的利潤下降，影響到公司的價值，進而影響到股票的價值，使公司的股票有下跌的可能。

第二節 研究動機

隨著歐洲貨幣聯盟在 2002 年正式開始使用歐元(EURO)之後，歐元也成為國際間一種重要的貨幣。首批加入歐洲聯盟的 11 個會員國，代表著 11 個經濟體合而為一，同時歐洲經濟暨貨幣同盟 11 國共同以歐元作為清算的單一貨幣。到目前為止，已經有 12 個歐洲聯盟的成員國加入。所以不論在國際準備通貨、國際支付及計價單位方面皆與美元分庭抗禮。歐元區本身雄厚的經濟實力，將使歐元未來成為國際貿易及金融市場所廣為使用的另一種貨幣，逐漸改變了全球金融與經貿的版圖。依據美國國際經濟研究院(IE)的最新估測，歐元問世，現有全球投資之資金將有三分之一，也就是一兆美元，將由美元轉換為歐元，美元與歐元在全球金融版圖將各佔百分之四十。

據統計歐盟流通在外的貨幣市場總值僅次於美國，為世界第二貨幣市場。在歐元問世之後，歐盟的貨幣市場可能會有如下的變化：歐元貨幣市場終將繼續擴大：歐元問世的初期，不同歐元成員國間的貨幣市場工具仍將存有國家別的差異，但是，其後因競爭、業者間流動性的需求、匯率風險的消失及發行成本的下跌，將使不同的貨幣市場工具間的差異，漸漸消失，且這將有助於歐元貨幣市場的擴大。

歐元問世後，因外匯市場交易萎縮，資金可能向包括台灣在內的新興市場擴散，引起國外投機客的炒作。根據國際清算銀行的統計，1995 年 4 月全球外匯交易中，平均日交易額為 1 兆 1369 億美元，其中所有歐盟通貨間的交易額約 939 億美元，這隱含因歐元問世而消失的所有歐盟通貨間的交易，將使國際間的外匯交易減少約 8%。如果考慮到這些歐盟通貨間的部份交易是透過美元當媒介通貨，歐元問世造成外匯市場交易業務減幅還不止 8%，可見歐元問世對外匯市場的影響可觀。同樣地，在歐元問世初期，由於 11 個成員國通貨與歐元匯率固定，且利率一致，將使國際間衍生性金融商品市場也面臨萎縮。因歐元區內 11 個參加國貨幣間的外匯兌換業務消

失，區域內交易員無法在原有舞台操作，勢必加強並擴大對新興市場貨幣與衍生性金融商品的炒作。一旦歐洲發行單一貨幣：歐元，並可以保持穩定且強勢，那麼由於亞洲匯市正和過去的歐洲匯市一樣，充滿了各式各樣的交易幣別，而且各國各有其貨幣政策，正好提供外匯交易員以及投機客一展身手的空間。

過去在探討外匯市場都以美元兌換新台幣匯率為主要探討對象，因此歐盟的成立，會使得歐元在國際市場的影響力可能會對過去美元獨大的地位而有所影響。觀察 2002/1/2~2005/6/30 美元兌換歐元走勢(參見表 1-1)，以 6 個月為一個觀察期間，可以發現美元兌換歐元震盪幅度在 2003/7/1~2004/1/2 這段期間高達 17.2%。在 2002/7/1~2003/1/2 這段期間雖然震盪幅度為最小，但也有 8.4%。以 2002/1/2~2005/6/30 整個觀察期來說，震盪幅度達 59%，一方面顯示這段期間歐元兌換美元匯率變動存在高幅度震盪，另一方面顯示美元一直呈現貶值的情形，貶值幅度達 59%。當美元及歐元兩者間若存在大幅度的波動時，可能就會存在套利(arbitrage)的空間。

所謂套利是買入一個商品契約同時又賣出另外一個商品契約，以獲取兩個契約間的差價為目的一種交易策略。套利是藉由有一定價格關係存在的對應商品價格間，因價格無效率所產生的獲利交易機會。套利者的基本交易策略為同時進行買低賣高的交易，套利者並不在乎市場的價格趨勢，因為一個部位的虧損，是可以由另一個部位所抵銷的。以國際投資機構的角度來看，它將會轉換成有利的貨幣，進一步投資於所要投資的標的物，來獲取最大的收益。例如：外資發現外匯市場存在著市場有套利可能的時候，此時可能會出脫手中持股，換取資金賺取外匯市場的利潤，使得股票市場下跌。基於此現象，我們嘗試實證美元、歐元間的波動性是否會對台灣加權股價指數波動性有影響。

表 1- 1 2002/1/2~2005/6/30 歐元兌換美元匯率變動情形

	期間	高點	低點	幅度
2002/1/2~2002/7/1	六個月	0.996	0.857	16.2%
2002/7/1~2003/1/2	六個月	1.047	0.966	8.4%
2003/1/2~2003/7/1	六個月	1.191	1.037	14.9%
2003/7/1~2004/1/2	六個月	1.261	1.076	17.2%
2004/1/2~2004/7/1	六個月	1.290	1.181	9.2%
2004/7/1~2005/1/2	六個月	1.363	1.201	13.5%
2005/1/2~2005/6/30	六個月	1.351	1.204	12.2%
2002/1/2~2005/6/30	三年六個月	1.363	0.857	59%

單位：1 美元/x 歐元

本論文的研究動機乃基於想瞭解歐元興起後，美元與歐元間匯率波動性對台灣加權股價指數波動性的關係。過去大多數的研究都是針對美元匯率對台股報酬的外溢效果做探討，或者是以美元匯率、歐元匯率分別對台股報酬來探討，卻沒有探討美元與歐元間的匯率波動對台灣加權股價指數波動的影響。此外，本研究不只探討報酬的波動性，並且使用雙變量EGARCH(Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, EGARCH)模型來做波動性外溢效果的研究。

第三節 研究目的

根據上述的研究背景與動機，美元、歐元與台灣加權股價指數可能相互影響因而造成報酬的波動性外溢效果，所以本研究企圖以美元、歐元間的波動性對台灣加權股價指數的波動性來探討互動關係和波動性外溢效果。本研究希望達到的目的如下：

1. 利用雙變量 EGARCH 之平均數方程式來探討美元與歐元間之波動性對台灣加權股價指數波動性之影響。
2. 利用雙變量 EGARCH 之變異數方程式來探討美元與歐元間之波動性對台灣加權股價指數波動性外溢效果與不對稱性。

第四節 論文架構

本論文共有五章，其架構如下所示：(參見圖1-1 論文架構圖)

第一章 緒論

本章主要是敘述本文的研究背景與動機、研究目的及研究架構。

第二章 文獻探討

本章分別針對美元、歐元與台灣股價指數相關之文獻及波動性外溢效果相關之文獻作一簡要之回顧及摘要。

第三章 研究方法

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

第四章 實證結果與分析

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

第五章 結論與建議

本章歸納本研究的重要結論及對後續研究者的建議。

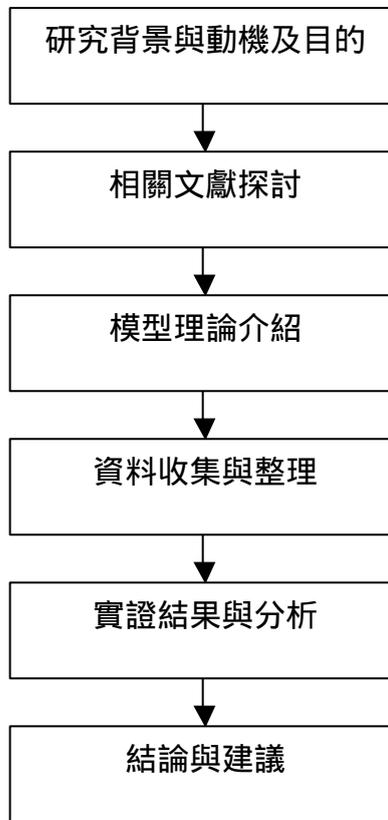


圖 1- 1 論文架構圖

第二章 文獻回顧

近年來，政府實施自由化與國際化的經濟政策，股票市場已經不再是一個區域性的市場，而是一個開放性的國際市場，股市與匯市關係更密不可分。過去由於台灣的外匯市場主要是以美元報價，近來因為歐元的興起，本研究主要是利用雙變量 EGARCH 模型來探討美元與歐元間的波動性對台灣加權股價指數波動性的關聯、及波動性外溢效果與不對稱性，故將以下文獻回顧分成四個部分來探討，一、匯市與股市相關性之文獻回顧。二、匯率與股票報酬相關性之文獻回顧。三、各國股市與匯市波動性之相關研究。第四節為總結。

第一節 匯市與股市相關性之文獻回顧

王毓敏(1998)以 MA(1)-GARCH(1,1)模型進行分析。資料期間為 1990 年 1 月 1 日至 1996 年 12 月 31 日。研究發現：(1)股市與匯市具有共整合關係；(2)匯市存在報酬的外溢效果，而股市不存在，即兩個市場不存在報酬的回饋效果；(3)股市與匯市均存在波動性外溢效果，即兩市場間存在波動性的回饋效果，影響力不同，影響的時間也不同；(4)股市對匯市報酬和波動性的外溢效果，在 2 天中，即可以完全的調整；而匯市對股市報酬和波動性的外溢效果，則須 9 天才可以完全調整。

蔡家宏(1999)探討股匯市之間相互影響的關係以及匯率變動對各類股指數的影響關係。資料期間為 1990 年 1 月 1 日到 1999 年 1 月 31 日。實證結果指出，台灣匯市對股市的影響較股市對匯市的影響為大，但是在金融風暴之後匯市對股市的外溢效果開始減少並且股市對匯市的影響正逐漸增加。在匯市對類股的影響方面，金融保險、水泥窯製、造紙類指數較不受匯率影響，作者認為是因為這 3 種產業主要以內需

為主，而塑膠化工、營造建材、食品類、紡織纖維類與機電類指數主要與匯率變動呈負相關，其中機電類是落後四期的負相關，顯示當台幣匯率升值，這四類股票價格會立即或在幾期之後上漲。

鄭如芳(2000)使用 GARCH(1,1)-M 模型來確認台灣股票市場及外匯市場之互動結構關係和探討匯市及股市報酬及其動性之外溢效果。資料期間為 1991 年 1 月 4 日至 1999 年 12 月 28 日止，並分成三個子期間。研究發現：(1)股匯市從單向關係演變成雙向互動關係，並且在金融風暴期間最顯著。匯市對股市報酬的影響力逐漸增強，而股市對匯市報酬的影響力，股市波動越大而影響力越大；(2)股市、匯市波動的來源有部分是來自總體經濟變數的波動所造成的。股市波動對於匯市波動的影響力大於匯市波動對股市波動的影響力；(3)水泥窯製、食品類、機電類、營建類及金融類股較可以從技術分析來預測未來股價報酬，營建類，金融保險類和水泥窯製類無 GARCH 效果存在。

姚慧芸與聶建中(2002)運用多項時間序列方法(單根檢定、共整合檢定、VAR 模型、衝擊反應分析、變異數分解、Granger 因果關係檢定)。資料期間為 1992 年 1 月至 2000 年 9 月。研究發現股市與匯市並不存在長期均衡關係；至於短期內，股市的變動單向領先匯市之因果關係檢定結果，股市短期間影響匯市較為顯著之 VAR 模型檢定現象，以及股市衝擊對匯市影響較巨之衝擊反應，各方法可謂加強了股市在短期間較匯市具影響力之結果發現。

觀察上述文獻，發現股市與匯市具有共整合關係結論並不一致，可能的原因是股票市場漲跌起伏較大，或是因為國內政經情勢不穩定所導致，與匯率市場較無關係，乃造成股市與匯市長期均衡的關係不一致。此外，台灣匯市對股市的影響較大，且匯市對股市報酬的影響力逐漸增強。

第二節 匯率與股票報酬相關性之文獻回顧

吳嘉豐(1998)以台灣外匯市場與加權股價指數日、週報酬率及報酬率波動性的關係，採用 GARCH 模型作為研究方法。資料期間為 1992 年 1 月到 1997 年 8 月。得到的結果顯示，在日報酬率方面，匯率變動率與台灣股市的波動為正相關，亦即當台幣貶值時股市的報酬率上升；匯率的波動也對股市的條件變異數有顯著影響，顯示當匯率大幅波動時會增加股市風險。然而在週報酬率資料方面，匯率變動率對股市報酬率以及波動性的影響就減少許多，作者認為會有這樣的結果是因為隨者時間的增加，影響股市的因素越來越多致使匯率對股票報酬的影響力大為降低。

蘇松齡(1999)研究台灣及新加坡上市公司所受到匯率風險的影響，所挑選的公司是出口比率大於 10% 西元 1987 年到 1992 年之間上市的台灣公司以及 1980 年到 1994 年之間上市的新加坡公司為研究樣本。研究結果顯示兩國公司受到當期匯率的影響並不高，顯著比率台灣有 12.3%，並且大多集中在資訊電子業而新加坡為 8.14%，並且台灣以負相關為主，表示台幣貶值對股票報酬不利。落後匯率變動對股票報酬率影響方面，實證結果顯示台幣貶值對台灣出口商的影響會在 1、2 個月後顯現，負相關會逐漸轉為正向，而新加坡則看不出此結果。

方文碩與田志遠(2001)以雙變量 GARCH-M 模型為架構並以台灣市場為例。資料期間為 1997 年 1 月至 2000 年 12 月。實證探討匯率貶值對股票市場報酬的影響，實證結果分析顯示匯率貶值及其波動皆顯著負面影響股票市場報酬，且匯率貶值波動增加股票市場報酬波動，也發現匯率貶值透過 3 個管道影響股票市場報酬：(1)匯率貶值負向影響股票報酬；(2)匯率風險降低股票報酬；(3)匯率貶值波動增加股票報酬波動。這 3 個結論明顯支持匯率貶值負向影響股市報酬的假說，而此一證據建議匯率貶值為台灣股票市場報酬的重要決定因素。

邱哲修、邱建良與蘇英谷(2001)以不對稱異質變異數模型和波動反轉模型探討外匯市場波動對股票市場所產生之影響。資料期間為 1996 年 1 月 4 日至 1998 年 12 月 31 日。結果發現匯率與股價明顯具有反向變動關係，即匯率下降，台幣升值，股價也呈現上漲現象，此外，台灣股市波動具有異質性現象，股票市場亦具有不對稱性效果，而實證結果亦顯示不對稱性模型對資料的配適明顯優於對稱性模型。

倪衍森與楊大龍(2002)以單變量 GARCH、雙變量 GARCH、向量自我迴歸 VAR 模型探討台灣集中市場與店頭市場股價指數報酬率波動外溢效果及兩者間的領先、落後之因果關係。資料期間為 1996 年 1 月 4 日至 1999 年 10 月 5 日。研究結果得到：(1)單變量 GARCH 模型實證結果，條件變異異質模型的估計值均大於零，可知台灣集中市場與店頭市場股價具有波動性叢聚現象，外溢效果的影響，投資人會有過度反應或反應不足的現象，而在三天後做一些投資行為調整；(2)雙變量 GARCH 模型實證結果，同樣支持台灣集中市場與店頭市場股價具有波動性叢聚現象，外溢效果的影響，投資人會有過度反應或反應不足的現象，而在隔天做一些投資行為調整；(3)向量自我迴歸 VAR 模型實證結果，集中市場股價報酬波動與店頭市場股價報酬波動之間存在單向的因果關係，此一因果關係為上市股價報酬波動領先上櫃股價報酬波動。

胥愛琦與吳清豐(2003)建立一個完整的雙變量 EGARCH 模型，探討台灣股票報酬與匯率變動之波動性外溢效果。資料期間為 1995 年 1 月 5 日至 2001 年 12 月 31 日。研究結果顯示，股票報酬不僅受其本身的影響外，也受其標準差項影響，而匯率變動除受其本身的遞延影響外，並受到股票報酬的遞延負向影響，其結果與股價和匯率呈現反向變動的預期一致，變異數方程式的估計結果，股票報酬與匯率變動的波動性明顯存在 GARCH 效應，且其波動受到前期股票報酬波動及匯率變動波動的交叉影響，另外波動的不對稱效果亦非常顯著，顯示台灣股市報酬與匯率變動存在上漲和下跌之波動性不對稱的情況，且在兩市場間交互影響。

古永嘉、孫瑞震與張美玲(2003)以雙變量 EGARCH 模型，探討股票報酬率與匯率變動的互動關係，藉由條件二級動差代表波動外溢效果探討台灣地區股票報酬率與匯率變動之間的相互依存關係。資料期間為 1991 年 1 月 3 日至 2000 年 6 月 5 日。實證結果顯示，股票報酬率與匯率變動兩者間確實存在波動外溢效果，且為雙向的互動關係，然而，訊息衝擊的反應上，僅股票報酬率對匯率變動呈現不對稱的波動外溢效果，即匯率變動對來自股票報酬率的好消息之反映較為顯著，同時此一結果會隨時間的經過而發生改變。

觀察上述文獻發現匯率與股價存在著相當密切的關係，且匯率與股價明顯具有反向變動關係，匯率大幅波動時會增加股市風險。國內文獻發現台幣貶值及其波動皆顯著負面影響股票市場報酬，且匯率貶值波動增加股票市場報酬波動。台灣股票報酬與匯率變動之波動性外溢效果，股票報酬受其本身的影響，而匯率變動除受其本身的遞延影響外，並受到股票報酬的遞延負向影響，其結果與股價和匯率呈現反向變動的預期一致，而股票報酬與匯率變動的波動性明顯存在 GARCH 效應，且其波動受到前期股票報酬波動及匯率變動波動的交叉影響，另外波動的不對稱效果亦非常顯著，顯示台灣股市報酬與匯率變動存在上漲和下跌之波動性不對稱的情況。

第三節 各國股市與匯市波動性之相關研究

Baillie and 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 7 大工業國的即期與 30 天遠期匯率，研究發現在 5% 顯著水準下都無法拒絕單根存在的虛無假設，顯示 7 大工業國的即期與遠期匯率皆為非定態的時間序列。在使用 Johansen Trace 統計值檢定 7 個國家即期或遠期匯率的共整合檢定後，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。

Macdonald and Taylor(1989)研究 1973 年到 1985 年英、比、丹、法、義、荷、加、日、澳等 10 個國家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，卻發現這 10 個國家外匯市場間沒有共同趨勢存在。

Ma and Kao(1990)以英國、日本、德國、法國、義大利、加拿大等 6 國為樣本，期間為 1973 年到 1983 年，主要研究股價與美元匯率間之關係，結果發現匯率波動性及相對股價之關係顯著為負，但匯率水準及相對股價則為顯著正向關係，即投資人可能偏好持有強勢貨幣，而且相對股價受匯率水準影響程度遠大於受匯率波動程度，因此，作者認為可能是因為美國經濟對外依賴程度相對較低，且銷貨及進口成本反應匯率波動之調整需經過一段期間。

楊欣怡(1997)針對各國匯率序列與股價指數進行實證，研究各國兩者變數間之互動關係，作者選取台灣、日本、韓國、香港、新加坡、印尼、馬來西亞、澳洲、紐西蘭、泰國、菲律賓等 11 個亞太地區國家，並採取 Augmented Dickey Fuller(ADF)單根檢定法、Engle 及 Granger 共整合檢定、Granger 因果相關檢定法及 LM 檢定法進行研究。研究發現：(1)這 11 個國家之匯率序列與股價指數都是一階穩定序列，每一個序列需經過一次差分才會變成穩定時間序列。(2)雖然各國匯率與相對股價指數皆有同樣一個單根，但共整合檢定結果發現，每個國家匯率與股價指數間都沒有共整合關係，顯示兩種變數沒有長期均衡關係。(3)針對匯率序列與股價指數進行 LM 檢定後，發現除泰國匯率序列及菲律賓之股價指數序列外，其他序列皆顯著拒絕殘差變異數為齊一之假設，由於多數序列之殘差變異數呈現存在變異數為異質之特質，因此，作者採用 Wald 檢定代替 t 檢定及 F 檢定，驗證亞太地區國家匯率與股價指數間之短期因果關係。

Lee(1993)利用多變量 GARCH-M 模型來探討各股市間之互動關係，研究標的為

美國、加拿大、日本、英國及德國等 5 國股市間之股價指數。研究期間為 1980 年至 1991 年之週資料。實證結果指出美國股市前一期的報酬率對加拿大、英國及德國股市本期的報酬率有外溢效果，而日本對德國股市也有顯著的影響。再者美國對其他 4 國股市、英國對加拿大股市與德國對日本股市等，均存在波動性外溢效果。此外，英國及加拿大並無顯著的自我波動性外溢效果，顯示英國與加拿大兩國股市之波動性主要是受到外國影響。

Booth, Artikainen and Tse(1997)利用多變量 EGARCH 模型去探討北歐各國間的股價和波動性外溢效果與不對稱性。研究標的為丹麥、挪威、瑞典及芬蘭這四個市場的股價指數，研究期間為 1988 年 5 月 2 日至 1994 年 6 月 30 日之日資料。實證結果指出每一市場的報酬和波動都和過去有關，這也表示出 4 個市場為非效率市場。然而這四個市場之間的相互關係並不明顯，除了瑞典和芬蘭外。此外，除了丹麥外其他三個市場存在不對稱性。

李碧純(1997)以 MA(1)-GARCH(1,1)模型，配適亞洲 9 國之股價報酬及匯價報酬之時間數列，驗證各國的股、匯價報酬和報酬波動性傳遞效果是否因 1997 年的金融風暴發生而有所改變。資料期間為西元 1996 年 7 月至 1998 年 3 月，資料型態為日資料。實證結果發現不論是在股市或是匯市上，在報酬率和報酬波動方面，風暴發生後之傳遞效果均較風暴發生前明顯增加。

Jeong(1999)利用多變量 EGARCH 模型來探討國際的股票交易市場其一天中股價指數波動傳導的關係，研究標的為美國紐約股市、加拿大多倫多及英國倫敦股市。研究期間為 1996 年 1 月 2 日至 1998 年 12 月 30 日之日資料。實證結果指出美國、加拿大與英國，3 國的國內市場股價報酬率，其條件變異數，不僅只受到本身市場過去波動的影響，亦受到來自國外市場波動的影響。然而就來自國外市場的外溢效果而言，其影響力並不隨時間的過去而減弱，顯示外溢效果具有持續性。

黃柏仁(1999)利用 GARCH(1,1)與 GARCH(1,1)-M 模型，檢驗台灣與泰國股市週報酬與週貶值的關係，其次傳遞效果檢驗台灣與泰國週報酬受馬來西亞股市週報酬率的傳遞效果。資料期間為 1991 年 1 月 5 日至 1998 年 12 月 26 日台灣、泰國及馬來西亞之每日加權股價指數平均後所得到的週加權股價指數，以及即時匯率為研究樣本。研究結果發現，台灣新台幣貶值對台灣股市報酬影響為負向，但貨幣波動對於股市報酬波動影響並不顯著。泰國方面，泰銖貶值對其股價報酬影響為負向，泰銖貶值波動對泰國股市報酬波動有顯著正向的影響，顯示泰國報酬波動來自泰銖貶值波動。

方文碩(2000)以傳統 GARCH(1,1)模型，加入通貨貶值的額外解釋變數，以台灣亞洲四小龍之香港、新加坡、南韓及台灣的股票市場為例。資料期間為西元 1997 年 1 月 6 日至 1999 年 2 月 26 日，期間包括亞洲金融危機，探討通貨貶值對股市報酬及其波動的影響。實證結果發現在新加坡、南韓、台灣 3 個市場中，通貨貶值對股市報酬及波動具有顯著的解釋能力，通貨貶值降低股市投資報酬，增加股市投資的波動；股市報酬呈現負的貶值效果證實股票與外匯為良好金融替代財的假設。而香港採行強勢盯住美元的匯率政策，其匯率變動幾乎為固定，匯率貶值不影響股市報酬，但在龐大的亞洲金融危機之下，通貨貶值引發的不確定心理因素則明顯的擴大股票市場的波動。

Kanas(2000)分析美國、英國、日本、德國、法國及加拿大 6 個工業化國家的股價報酬率和匯率變動率的外溢效果。研究期間分成兩個子期間，分別是 1987 股市崩盤前及股市崩盤後。實證結果顯示在所有國家中除了德國，其餘 5 個國在股價報酬對匯率變動皆有外溢效果存在。而匯率變動對股價報酬的外溢效果皆不顯著。在股票市場方面好消息及壞消息對股價報酬的衝擊有對稱性的效果。股價報酬波動對匯率變動的外溢效果在 1987 股市崩盤後有增加的趨勢。

李婉瑜(2001)利用 MA-GARCH(1,1)模型，探討日本、中國大陸、香港、台灣、韓國、新加坡、泰國與馬來西亞、印尼及菲律賓等 10 個亞洲國家地區股票市場與外匯市場波動之行為。資料期間為西元 1994 年 3 月 17 日至 2000 年 10 月 31 日期間。其研究主要結論如下：(1)觀察到匯率較波動的時期，股票市場價格亦較波動；(2)匯率制度與股市波動性兩者之間，並未觀察到存在系統上的關聯；(3)假設匯率波動的不穩定是經由市場投資者貶值預期進而影響股票市場，使股市價格下降、波動增加。則金融風暴發生之前，並未發現貶值預期對大部分股市報酬具負向的傳遞效果，金融風暴發生後，貶值預期對除了中國大陸市場外，其餘股市報酬均具負向的傳遞效果；不論金融風暴發生前後，各國貶值預期對該國股市報酬波動性確實具有顯著的傳遞效果，匯市波動的確是造成股市波動的主要原因；(4)金融風暴發生後，美國、日本、香港及新加坡股匯市報酬率對亞洲各國股市報酬率及波動性之傳遞效果有增加的趨勢，顯示在國際資本市場具有日趨整合趨勢下，投資者對於股票的投資，不僅需考慮被投資國經濟的基本面，對於世界及區域間金融情勢的考量亦是不可忽略，如此才有助於投資者降低投資的風險。

陳榮昌(2002)使用雙變量 EGARCH-M 模型探討匯率變動與股價報酬間的相互影響程度及其外溢效果。採用的樣本包括了工業化國家美國、英國、德國、日本及亞洲四小龍新加坡、香港、韓國、台灣共 8 個國家。實證結果發現：(1) 股票報酬對匯率變動及匯率變動對股價報酬的外溢效果存在這 8 個樣本國家，且有顯著正的效果；(2)不對稱外溢效果並不顯著。理由是不同國家間對匯率的政策干預程度不同。工業國家(已開發國家)對匯率採取較為彈性自由的政策。而亞洲國家(開發中國家)對匯率有較多的政策干預；(3)相關係數在經過 EGARCH-M 模型過濾異質性後，結果顯示股價報酬與匯率變動間由於不同的經濟體而存在著不同的關係。已開發國家(美國，英國，德國，日本)股價報酬與匯率變動間存在著負向的關係；而開發中國家(新加坡，香港，韓國，台灣) 則普遍存在著正向的關係；(4)股價報酬外溢性對匯率的波動外溢效果在亞洲金融風暴後皆有顯著增加的現象。表示不論是已開發中國家或開發中國

家，其金融市場的互相影響程度都在增加中。

觀察上述文獻發現美國、英國、德國、日本、新加坡、香港、韓國與台灣共8個國家，除 Kanas(2000)提出的德國之外，多數存在股票報酬對匯率變動及匯率變動對股價報酬的外溢效果。此外，Booth, Artikainen and Tse(1997)發現丹麥、挪威、瑞典及芬蘭為非效率市場，然而這4個市場之間的相互關係並不明顯。亞洲9國不論是在股票市場或是外匯市場上，在報酬率和報酬波動方面，金融風暴發生後之傳遞效果均較金融風暴發生前明顯增加，表示股票報酬與匯率變動的關係，在經過了金融風暴後變得更加強烈。而通貨貶值對股市報酬及波動具有顯著的解釋能力，降低股市投資報酬，增加股市投資波動。

第四節 相關文獻總結

一、匯市與股市相關性之文獻回顧

1. 股市與匯市具有共整合關係結論並不一致，可能的原因是股票市場漲跌起伏較大，或是因為國內政經情勢不穩定所導致。
2. 台灣匯市對股市的影響較大，且匯市對股市報酬的影響力逐漸增強。

二、匯率與股票報酬相關性之文獻回顧

1. 匯率與股價報酬存在著密切的關係，且匯率與股價報酬明顯具有反向變動關係，匯率大幅波動時會增加股市風險。
2. 台幣貶值及其波動皆顯著負面影響股票市場報酬，且匯率貶值波動增加股票市場報酬波動。
3. 台灣股票報酬與匯率變動之波動性外溢效果，股票報酬受其本身的影響，而匯率變動除受其本身的遞延影響外，並受到股票報酬的遞延負向影響，其結果與股

價和匯率呈現反向變動的預期一致。

4.股票報酬與匯率變動的波動性明顯存在 GARCH 效應，且其波動受到前期股票報酬波動及匯率變動波動的交叉影響，另外波動的不對稱效果亦非常顯著，顯示台灣股市報酬與匯率變動存在上漲和下跌之波動性不對稱的情況。

5.貨幣貶值對股市報酬及波動具有顯著的解釋能力，降低股市投資報酬，增加股市投資波動。

三、各國股市與匯市波動性之相關研究

1.英國、日本、德國、法國、義大利、加拿大這 6 個國家，股價與美元匯率間之關係顯著為負，但匯率水準及相對股價則為顯著正向關係。

2.美國、英國、德國、日本、新加坡、香港、韓國與台灣共 8 個國家，除德國之外，多數存在股票報酬對匯率變動及匯率變動對股價報酬的外溢效果。

3.丹麥、挪威、瑞典及芬蘭為非效率市場，然而這 4 個市場之間的相互關係並不明顯。

4.亞洲 9 個國家不論是股票市場或是外匯市場上，在金融風暴發生後之傳遞效果均較金融風暴發生前明顯增加，表示股票報酬與匯率變動的關係，在經過了金融風暴後變得更加強烈。

由於相關的參考文獻中，在各研究中大抵已採用各項較為先進之研究方法，在迴歸模型的各種測試及檢定中包括：向量自我迴歸模型、共整合檢定、誤差修正模型、Granger 因果關係檢定、衝擊反應分析等計量模式。在 GARCH 模型上的運用則相當的廣泛，包括了：單變量 GARCH、多變量 GARCH、MA(1)-GARCH(1,1)、單變量 EGARCH 模型、多變量 VAR-EGARCH 模型等等。以上各項方法依不同的研究目的，在使用上各有所長。EGARCH 模型和一般 GARCH 模型不同的地方在於它可以捕捉不對稱現象，且近年來 EGARCH 模型用於探討外溢效果與不對稱性上已經被大多數的學者所認同是最適合模型。因此 EGARCH 模型是最符合本研究的目的，故我們採

用 EGARCH 模型為研究方法。

本文假設當美元及歐元兩者間存在大幅度的波動時，兩種貨幣間會存在套利的空間，因而探討此時對台灣加權股價指數的影響為何。從文獻來看，大部分探討報酬的外溢效果與波動性的外溢效果，而以美元與歐元間之匯率波動性對台灣加權股價指數之波動性的關係來探討的相關文獻不多，本研究之研究目的在於以 EGARCH 模型探討美元與歐元間的匯率波動性對台灣加權股價指數波動性之連動關係及相關性，進而探討其報酬與波動外溢的效果。

第三章 研究方法

根據先前的研究動機與文獻探討後，本章將對本研究之流程、使用的研究方法、實證模型的建立加以說明。(參見圖 3-1 研究流程圖)

本研究為瞭解美元兌歐元之匯率變動波動性與台灣加權股價指數波動性的互動關係和波動性外溢效果，因此針對二者的恆定性、共整合、自我相關、異質性、不對稱性、連動關係及相關性，進行實證統計檢定與配適。研究方法採用 ADF、PP、KPSS 單根檢定、Johansen 檢定、Ljung-Box Q 檢定、LM 檢定、條件變異數不對稱性檢定以及雙變量 EGARCH 等計量方法，得出實證結果，以瞭解美元兌歐元之匯率變動波動性與台灣加權股價指數波動性的互動關係和波動性外溢效果。

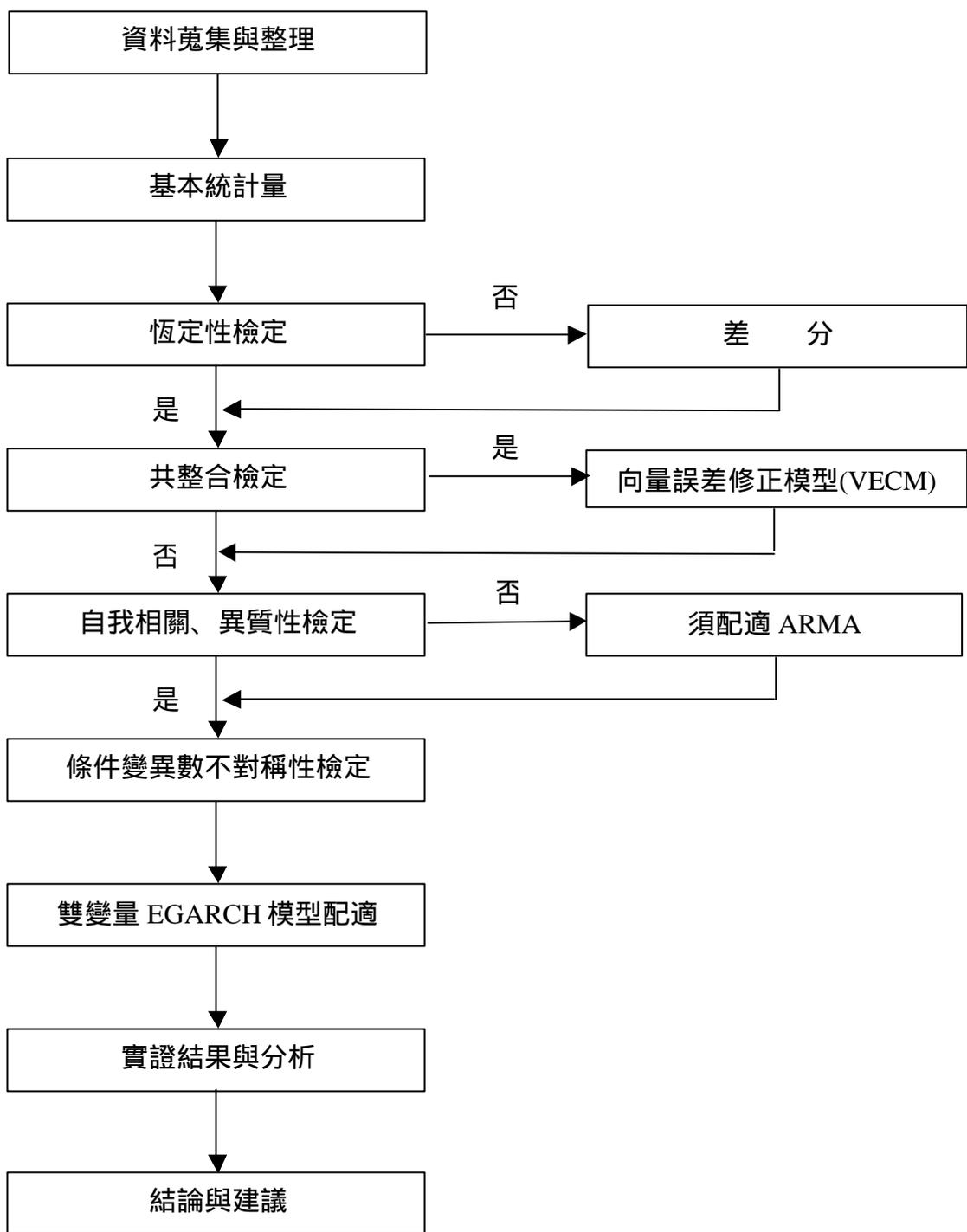


圖 3-1 研究流程圖

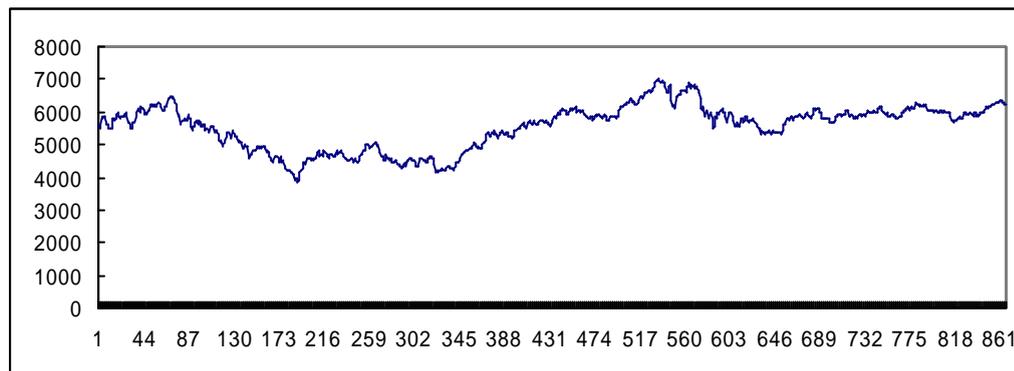
第一節 資料選取

本研究之實證主要是研究美元與歐元間之波動性對台灣加權股價指數波動性的互動關係和波動性外溢效果。本研究之加權股價收盤指數以台灣證券交易所每日所發佈，匯率所使用的資料為美元兌換新台幣與歐元兌換新台幣，兩者間的相對匯率，其資料來源取自於台灣經濟新報資料庫(TEJ)。研究期間取自 2002 年 1 月 2 日至 2005 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 866 筆日資料，資料遺缺可能的原因是股市有開盤但匯市沒有，或者是匯市有開市但是股市沒有開盤，對於資料遺缺的處理方式，是以當日遺漏資料的前一天以及後一天的平均來當做當日遺漏的資料。股票報酬是以 $R_t = \ln(P_t - P_{t-1})$ 來定義， P_t 代表第 t 日的股票收盤價格，匯率變動則是以 $E_t = \ln(e_t - e_{t-1})$ 來定義。

對於所選取的這段期間，股票市場方面，台灣加權股價指數一路從 2002 年 1 月 31 日 5,872 點跌到 2002 年 7 月 17 日 5,250 點，不到半年的時間跌了約 600 點，甚至到 2002 年 10 月 11 日的 3,850 點，在這一年不到的時間，台灣加權股價指數下跌 2,000 點。接下來台灣加權股價指數在 2004 年 3 月 4 日到達 7,034 點，在這一年半的期間，台灣加權股價指數上漲 3,000 點，台灣加權股價指數共經歷一場空頭市場與一場多頭市場，再加上貨幣聯盟在 2002 年正式開始使用歐元，所以以這段期間來進行研究。外匯市場方面，受到油價走高、利率強升等因素，讓美國顯現有通貨膨脹的風險。歐元匯率的長期走勢受到多種因素的影響，如利率、股市以及投資流量和走向等。因此，預測匯率長期走勢存在許多不可測的變數。但有一點是肯定的，歐元的啟動不僅消除歐元區的匯率震盪，穩定該地區的利率，而且開始給歐元區的金融市場注入活力。近日來，由於國際匯市揣測美國升息已接近尾聲，以及市場對美國經濟成長可能放緩的疑慮上升，導致美元兌主要國家貨幣走貶。至於歐元，由於歐洲經濟持續好轉，以及市場預期歐洲央行未來會有進一步升息空間，助長歐元的氣勢。所以歐元興起後，勢

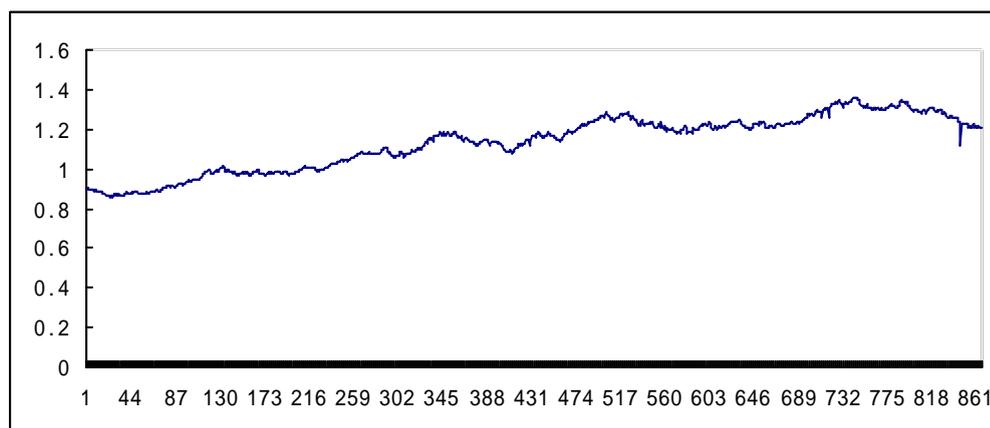
必會對美元造成影響，而美元與歐元間匯率波動性對台灣加權股價指數波動性的影響，是值得來做探討的。

圖 3-2 與 3-3 分別為台灣加權股價指數走勢圖與美元兌歐元匯率波動走勢圖，從兩圖中可以觀察出兩時間序列移動的趨勢呈現出隨機漫步的現象。



- 註：1.資料期間為 2002/1/2~2005/6/30，共計 866 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 3- 2 台灣加權股價指數走勢圖



- 註：1.資料期間為 2002/1/2~2005/6/30，共計 866 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 3- 3 美元兌歐元匯率波動走勢圖

第二節 恆定性檢定

經濟變數的時間數列可劃分為恆定與非恆定。Nelson and Plosser(1982)指出總體經濟變數普遍存在單根(unit root)現象。多數經濟變數的時間數列為非恆定性且存在單根性質。所謂恆定性數列(stationary)，其數列的平均值、變異數與共變異數獨立於時間不因時間變動而改變。若有外生性衝擊且是屬於短暫效果，則在經過一段時間後，數列會逐漸回覆原來的水準，呈現穩定狀態。非恆定性數列(non-stationary)在發生外生衝擊後，其數列在時間過程中會逐漸遠離其平均值，其變異數也會隨時間改變。而當迴歸模型中之變數為非恆定性數列時，最小平方估計值將不具有的一致性，使用此估計值將使迴歸之判定係數 R^2 很高，且其 t 檢定統計量往往具顯著性，此違反古典迴歸模型假設的變數，其變數間可能會產生假性的關係，致使該迴歸成為一種虛假迴歸(spurious regression)。故在從事經濟變數分析時，先檢定其是否具有單根也就是變數是否是非恆定數列便成為不可缺少的步驟。進行實證分析前，必須先進行單根檢定以確定其是否為恆定性數列，若為非恆定性數列在進行迴歸分析時可能會產生虛假迴歸(spurious regression)的問題。在探討股票市場與外匯市場間的關係時，必須先對股價指數與匯率變動進行單根檢定，驗證是否為定態數列。

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

一、ADF單根檢定法(Augmented Dickey-Fuller)

若誤差項為ARMA (p, q) 的形式，則無法以傳統的Dickey-Fuller作檢定。Said and

Dickey(1984)提供一個加入落後期數來捕捉自我相關的辦法，以解決殘差項序列存在序列相關(serial correlation)或異質變異數(heteroskedasticity)的問題。

設 y_t 為一時間數列，假設模型為AR(1)過程，如公式(3-1)：

$$y_t = m + ry_{t-1} + e_t \quad (3-1)$$

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

公式(3-1)等號左右邊各減去 y_{t-1} ，則型態如公式(3-2)：

$$\Delta y_t = m + g y_{t-1} + e_t \quad (3-2)$$

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

若數列存在高階自我相關，則此一階AR(1)過程的干擾項就不再是一白噪音(white noise)了。而Augmented Dickey-Fuller則是由Dickey-Fuller單根檢定擴展而來，其模型設定如公式(3-3)：

$$\Delta y_t = \mathbf{m} + \mathbf{g}y_{t-1} + \mathbf{d}_1\Delta y_{t-1} + \mathbf{d}_2\Delta y_{t-2} + \dots + \mathbf{d}_p\Delta y_{t-k} + \mathbf{e}_t \quad (3-3)$$

虛無假設及對立假設分別為 $H_0 : \mathbf{g} = 0$ ，亦即有單根存在及 $H_1 : \mathbf{g} < 0$ ，無單根存在。

此為Said and Dickey(1984)提出的模型，此模型加進 k 個落後期的差分項來消除誤差項為ARMA的困擾，使得迴歸式的誤差項為白色噪音，以符合Dickey-Fuller檢定的條件。若數列為單根則不拒絕虛無假設，表示數列本身不為恆定性，不能直接作迴歸分析。

二、PP非參數單根檢定法(Phillips and Perron)

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

首先計算Dickey-Fuller統計量，其模型如公式(3-4)：

$$y_t = \mathbf{m} + \mathbf{g}y_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (3-4)$$

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

$$\mathbf{w}^2 = \mathbf{g}_0 + 2 \sum_{v=1}^q \left(1 - \frac{v}{q+1} \right) r_j \quad (3-5)$$

$$r_j = \left(\sum_{t=j+1}^T \hat{\mathbf{e}}_t \hat{\mathbf{e}}_{t-j} \right) / T \quad (3-6)$$

PP單根檢定 t 統計量如公式(3-7)：

$$t_{pp} = \frac{\mathbf{g}_0^{1/2} t_b}{\hat{\mathbf{w}}} - \frac{(\hat{\mathbf{w}}^2 - \mathbf{g}_0) T s_b}{2 \hat{\mathbf{w}}_s} \quad (3-7)$$

其中， t_b 為 \mathbf{b} 之 t 統計量， s_b 為 \mathbf{b} 之標準差。

因PP統計值在 $T \rightarrow \infty$ 時與DF、ADF統計值有相同分配。而為了決定殘差項自我共變異數的期數，在此使用Newey-West Correction(1987)法來計算，其 q 值計算法如公式(3-8)：

$$q = \int (4(T/100)^{2/9}) \quad (3-8)$$

虛無假設及對立假設分別為： H_0 ：有單根及 H_1 ：無單根。

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

Kwiatkowski et al.(1992)根據Phillips and Perron(1988)提出修正的LM檢定統計量，稱之為KPSS單根檢定法。其虛無假設為變數具有恆定性的特徵。其統計量是以普通最小平方法計算以 x_t 為外生變數的 y_t 迴歸模型殘差項的值，模型如公式(3-9)所示：

$$y_t = x_t' \mathbf{d} + \mathbf{m}_t \quad (3-9)$$

LM統計量計算如公式(3-10)：

$$LM = \sum_t S(t)^2 / (T)^2 f_0 \quad (3-10)$$

$$S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r, \hat{u}_t = y_t - x_t' \mathbf{d}(0) \quad (3-11)$$

虛無假設及對立假設分別為 H_0 : 恆定序列及 H_1 : 非恆定序列。

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

ADF單根檢定及PP單根檢定之虛無假設表示數列為非恆定性的，不拒絕虛無假設表示數列為非恆定性數列。KPSS單根檢定之虛無假設表示數列為恆定性的，不拒絕虛無假設表示數列為恆定性數列。

本研究將檢驗美元兌換新台幣與歐元兌換新台幣，兩者間的相對匯率及台灣加權股價指數二條時間序列進行單根檢定。若存在單根現象，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。

第三節 共整合檢定

一般經濟理論的建立都是假設模型中的變數彼此間維持相關，或許在短期會受外在短暫衝擊或者是季節型因素而偏離均衡，但就長期而言，變數間的關係都會受到市場機能的牽引而回到均衡，否則此模型將會受到質疑，共整合的概念，即是一種探討模型中的變數是否具有長期關係的方法。

一般而言，多數的總體經濟變數在水準項時為非定態，也就是說這些變數的基本統計特質會隨時間而改變，因此在從事實證分析時，為避免有虛假迴歸的問題，是以差分後的定態序列進行分析，但使用差分處理的方式將使某些具有長期關係的經濟變數喪失許多重要的訊息，此時，我們先檢定變數間是否具有共整合的關係，若變數間具有共整合的關係時，我們可以利用誤差修正項將序列間的長期均衡關係調整回模型中，避免變數間的動態關係設定錯誤，進而產生不當的結論。

Johansen(1988, 1991)運用多變量的架構來探討共整合檢定，並假設一個多變數長、短期動態行為VAR(vector autoregression)體系，在極大此組變數線性組合標準相關的觀點上，以VAR模型中的迴歸係數矩陣的秩(rank)決定共整合關係；Johansen 並利用係數矩陣的特徵根(eigenvalues)建立LR統計值(c^2 分配)，檢定共整合向量及從事模型線性限制的統計推論。

Engle and Granger(1987)指出非恆定性數列存在愈多共整合向量，但表此體系長期愈安定。此長期穩定的線性關係，可以解釋為變數間為一條長期均衡的共整合方程式。Johansen多變量共整合的架構，基本上避免了Engle and Granger(1987)的缺點，除了可以得到共整合向量的最大概似估計量外，也能明確的檢驗存在多少個共整合檢定向量。而此共整合建立在VAR體系下，假設一個落後 k 階且具 k 個變數向量的VAR模型，如公式(3-12)：

$$X_t = p_1 X_{t-1} + \dots + p_k X_{t-k} + m + e_t \quad (3-12)$$

X_t 為落後 k 階的非恆定變數，其整合階為 $I(1)$ ， m 為常數向量， e_t 為誤差項。

將(3-12)式改寫為一向量誤差修正模型(VECM)，如公式(3-13)， $\square = 1 - L$ (L 為 lag operator)：

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi X_{t-i} + m + e_t \quad (3-13)$$

$$\text{其中 } \Pi = -I + \sum_{i=1}^k X_t, \quad i=1,2,\dots,k-1 \quad (3-14)$$

原始資料在經過一階差分後，常會消除原系統中的長期現象，但經由(3-14)式可知 $\Pi_{k \times k}$ 為各項係數矩 Π_i 之線性組合，表示所有長期相關訊息均可由 Π 反應出來，故 Π 可稱為長期衝擊矩陣(long run impact matrix)。同時， Π 的秩(rank)決定了共整合向量個數(r)。

Johansen and Juselius(1990)利用最大概似估計法建立公式(3-15)、(3-16)，Trace與 I max LR 統計量檢定共整合向量個數(r)：

$$Trace(r) = -T \cdot \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - I_i) \quad (3-15)$$

$$I \max(r, r+1) = -T \ln(1 - I_{r+1}) \quad (3-16)$$

其中 I_{r+1}, \dots, I_n 為 Π 矩陣的估計特徵根， T 為樣本數。LR值可以檢定共整合向量個數，另外也可以檢定任何共整合向量的線性限制。另外，VAR體系的落遲期數選擇影響共整合檢定結果，本文以AIC準則選取落遲期數。

第四節 自我相關與異質性檢定

當我們在進行GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 模型參數估計時，整個演算估計過程必須經過多次的非線性運算(nonlinear iteration)，因此為避免估計過程過於耗時，我們在估計之前必須先確認模型是否具有ARCH效果之後，然後再開始模型的估計，Engle(1982)提出拉式乘數(lagrange multiplier)檢定方

法，檢定殘差項變異數是否具有ARCH(autoregressive conditional hetroskedasticity)效果。Yang and Brorsen(1993)指出，若報酬存在條件異質變異數，此時必須考慮報酬存在自我相關的問題，否則會得到不一致的參數估計值。因此以自我迴歸模型來建立報酬率的條件平均數方程式，如公式(3-17)：

$$R_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i r_{t-i} + e_t \quad i = 1, \dots, n \quad (3-17)$$

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

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{j=1}^m \frac{r_j^2}{(T-j)} \sim c^2(m) \quad (3-18)$$

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

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

$$\hat{e}_t^2 = b_0 + \left(\sum_{s=1}^q b_s \hat{e}_{t-s}^2 \right) + v_t \quad (3-19)$$

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

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

第五節 條件變異數不對稱性檢定

Nelson(1991)指出股票市場報酬的變異數存在不對稱性，即意外價格的上升或下降對條件變異數的影響大小並不相同。Engle and Ng(1993)建議4個診斷方法，以檢驗訊息到達波動的影響效果。分別為符號偏誤檢定(sign bias test, SBT)、負程度偏誤檢定(negative size bias test, NSBT)、正程度偏誤檢定(positive size bias test, PSBT)與聯合檢定(joint test, JT)。

一、符號偏誤檢定(SBT)

SBT檢定負的報酬衝擊對條件變異數之影響效果。

$$e_t^2 = a_1 + b_1 \cdot S_{t-1}^- + Z_t \quad (3-20)$$

其中， a_1 、 b_1 為實質非隨機參數， Z_t 為殘差項。 S_{t-1}^- 為虛擬變數，若未期望報酬為負值時， $S_{t-1}^- = 1$ 。反之，若未期望報酬為正值時則 $S_{t-1}^- = 0$ 。符號偏誤檢定主要在檢查正向與負向未期望報酬是否可以預測波動，若 S_{t-1}^- 可以預測波動，則波動模型中就必須考慮正向未期望報酬與負向未期望報酬對於波動有不同的影響效果，否則波動模型就可能設定不正確。

二、負程度偏誤檢定(NSBT)

NSBT測試不同程度之負向報酬衝擊對條件變異數是否有不同效果。

$$e_t^2 = a_2 + b_2 \cdot S_{t-1}^- e_{t-1} + Z_{2t} \quad (3-21)$$

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

三、正程度偏誤檢定(PSBT)

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

$$e_t^2 = a_3 + b_3 \cdot S_{t-1}^+ e_{t-1} + Z_{3t} \quad (3-22)$$

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

四、聯合檢定(JT)

將以上三個診斷檢定合併成以下的迴歸式，聯合檢定的統計量為LM檢定量。

$$e_t^2 = c_0 + c_1 \cdot S_{t-1}^- + c_2 \cdot S_{t-1}^- e_{t-1} + c_3 \cdot S_{t-1}^+ e_{t-1} + Z_t \quad (3-23)$$

聯合檢定主要檢定波動是否同時由 S_{t-1}^- 、 $S_{t-1}^- e_{t-1}$ 與 $S_{t-1}^+ e_{t-1}$ 三者來解釋。SBT、NSBT與

PSBT的檢定方法是以 t 統計量分別檢定(3-18)式的參數 c_1 、 c_2 與 c_3 。聯合檢定的檢定方法是以統計量 $TR^2 \sim c^2(3)$ ，其分配自由度等於3的卡方分配。

第六節 雙變量 EGARCH 模型

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

由單變量EGARCH模型擴充至多變量的架構，表示需要設定隨時間而變動的整個共變異矩陣。通常此類模型可能因許多估計參數而損失不少自由度，並且也可能無法得到收斂解，為克服此缺點，Bollerslev(1990)假設條件相關為常數，以簡化條件共變異數的變異來源，以ARCH模型的配適檢定來決定最適的條件相關模式，應該是較為合理的做法。下列公式(3-24)~(3-28)為本研究所使用的雙變量EGARCH模型，是國內外許多文獻研究中經常被採用的模型。例如：Booth, Artikainen and Tse(1997)、Kanas(1998)、Jeong(1999)、So(2001)、胥愛琦與吳清豐(2003)等。本文假設(3-24)與(3-25)式落後一期，再檢定配適完之殘差必須為白噪音，在比較各配適模型之AIC、SBC值。

$$X_{i,t} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 X_{i,t-1} + \mathbf{a}_2 Y_{j,t-1} + e_{1,t} \quad (3-24)$$

$$Y_{j,t} = \mathbf{j}_0 + \mathbf{j}_1 X_{i,t-1} + \mathbf{j}_2 Y_{j,t-1} + e_{2,t} \quad (3-25)$$

$$\begin{aligned} \log h_{11,t} = & w_1 + \mathbf{q}_{11} \log h_{11,t-1} + \mathbf{q}_{12} \log h_{22,t-1} \\ & + \mathbf{I}_{11} \left\{ |v_{1,t-1}| - E |v_{1,t-1}| + \mathbf{x}_{11} v_{1,t-1} \right\} + \mathbf{I}_{12} \left\{ |v_{2,t-1}| - E |v_{2,t-1}| + \mathbf{x}_{12} v_{2,t-1} \right\} \end{aligned} \quad (3-26)$$

$$\begin{aligned} \log h_{22,t} = & w_2 + \mathbf{q}_{22} \log h_{22,t-1} + \mathbf{q}_{21} \log h_{11,t-1} \\ & + \mathbf{I}_{22} \left\{ |v_{2,t-1}| - E |v_{2,t-1}| + \mathbf{x}_{22} v_{2,t-1} \right\} + \mathbf{I}_{21} \left\{ |v_{1,t-1}| - E |v_{1,t-1}| + \mathbf{x}_{21} v_{1,t-1} \right\} \end{aligned} \quad (3-27)$$

$$h_{12,t} = \mathbf{r} \sqrt{h_{11,t} \cdot h_{22,t}} \quad (3-28)$$

其中 $i=1,2$ $j=1,2$ $i \neq j$ (1 表示美元兌歐元之直接匯率；2 表示台灣股價指數) $X_{1,t}$ 為美元兌歐元的報酬， $Y_{2,t}$ 為台灣股價指數報酬。 $e_{1,t}$ 、 $e_{2,t}$ 為誤差項，服從常態分配，其期望值為 0，變異數為 $h_{11,t}$ 、 $h_{22,t}$ 。而 $h_{12,t}$ 則為 $e_{1,t}$ 、 $e_{2,t}$ 的條件共變異數。另外 $v_{1,t} = e_{1,t} / \sqrt{h_{11,t}}$ 、 $v_{2,t} = e_{2,t} / \sqrt{h_{22,t}}$ 分別為美元兌歐元的報酬與台灣股價指數報酬的標準殘差項。(3-24)及(3-25)為序列 X_i 及序列 Y_j 的條件平均方程式，方程式(3-26)、(3-27)、(3-28)則設定條件二次動差之時間變異，方程式(3-26)和(3-27)描述條件變異數的變動，而方程式(3-28)則是用來描述條件共變異數變動。

方程式(3-24)及(3-25)基本上乃由一簡單的向量自我迴歸做一修正，將異質性列入考慮。方程式(3-26)及(3-27)中考慮了波動的持續性與外溢效果、訊息的效果、訊息的不對稱影響和訊息的外溢效果，其兩序列的波動持續性以參數 \mathbf{q}_{11} 、 \mathbf{q}_{22} 來表示，而訊

息的效果，以參數 I_{11} 、 I_{22} 來表示，至於其不對稱性則以參數 \mathbf{x}_{11} 、 \mathbf{x}_{22} 來表示，若 $\mathbf{x}_{11} < 0$ 表示序列 X_i 負的衝擊比正的衝擊更會增加序列 X_i 的波動性，因此具有訊息的不對稱效果。觀察兩序列間的波動外溢效果，由前一段的說明可知，外溢效果來自兩個管道：一為波動遞延的外溢效果， q_{12} 代表序列 Y_j 變動波動外溢至序列 X_i 變動的遞延效果， q_{21} 代表序列 X_i 變動外溢至序列 Y_j 變動的遞延效果；另一為衝擊的外溢效果，由序列 X_i 變動至序列 Y_j 變動之衝擊外溢效果是以方程式(3-27)之 $I_{21} \left\{ |v_{1,t-1}| - E|v_{1,t-1}| + \mathbf{x}_{21} v_{1,t-1} \right\}$ 來代表。而由序列 Y_j 變動至序列 X_i 變動之衝擊外溢效果則以方程式(3-21)之 $I_{12} \left\{ |v_{2,t-1}| - E|v_{2,t-1}| + \mathbf{x}_{12} v_{2,t-1} \right\}$ 來代表。 I_{12} 衡量由序列 Y_j 變動至序列 X_i 變動的衝擊外溢效果。而 \mathbf{x}_{12} 則表示是否此衝擊的外溢是不對稱的。若 $\mathbf{x}_{12} < 0$ ，表示負的序列 Y_j 之衝擊比正的衝擊更會增加序列 X_i 變動的波動性。相同的， I_{21} 衡量由序列 X_i 變動至序列 Y_j 變動的波動外溢性，而 \mathbf{x}_{21} 則顯示波動性是否為不對稱。

在常態假設之下，雙變量EGARCH 模型最大概似值如公式(3-29)：

$$L(\mathbf{q}) = -0.5(NT) \ln(2\mathbf{p}) - 0.5 \sum (\ln|y_t| + \mathbf{e}'_t \mathbf{y}_t^{-1} \mathbf{e}_t) \quad (3-29)$$

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

本研究在估計EGARCH模型時，是以最大概似法估計平均數與變異數方程式。然而機率分配的選擇可能不當，此時可以利用準最大概似法(quasi-maximum likelihood estimation, QMLE)來估計。QMLE直接假設殘差項的機率分配為常態。由於模型在進行參數估計時，估計過程必須配合採用非線性的遞延演算法(iterative algorithm)，亦即

先給定一組參數的起始值，來求出條件變異數的數值，然後再將所求算的條件變異數代入概似函數中，再利用概似估計法的參數數值反覆替代，直到收斂為止。Bollerslev(1986)建議採用Berndt et al.(1974)的BHHH演算法求解，而後來研究亦多採用此法，故本文也是採用BHHH演算法來求解。

第四章 實證結果與分析

本章乃根據第三章研究方法所敘述的樣本選取、檢定方法、實證模型等設計，將實證結果分成下列 8 節進行分析。第一節先對台灣加權股價指數與美元兌歐元的匯率變動進行基本統計量檢定，確認兩條時間序列是否服從常態分配。第二節對兩條時間序列做恆定性檢定，確保實證結果不會因為非定態過程而造成假性迴歸的現象。第三節對台灣加權股價指數與匯率變動做共整合檢定，檢定兩者長期是否有均衡關係。第四節自我相關檢定與異質性檢定，估計之前必須先確認模型是否具有 ARCH 效果之後，然後再開始模型的估計，檢定殘差項變異數是否具有 ARCH 效果。若報酬存在條件異質變異數，此時必須考慮報酬存在自我相關的問題，否則會得到不一致的參數估計值。第五節條件變異數不對稱性檢定，股票市場報酬的變異數存在不對稱性，即意外價格的上升或下降對條件變異數的影響大小並不相同。第六節最適落後期數的決定，以 AIC 與 SIC 兩準則來判定，所配適模型之 AIC 與 SIC 值最小者為最適。第七節雙變量 EGARCH 模型實證結果，模型估計完成後，進一步觀察殘差，以確定模式設定是否存在偏誤。第八節總結。

第一節 基本統計量檢定

本文先觀察台灣加權股價指數與美元兌歐元匯率變動兩數列的基本統計量，兩序列之基本統計量檢定結果列於表 4-1，包括平均數、中位數、最大值、最小值、標準差、偏態係數與峰態係數、Jarque-Bera 常態分配檢定。

由表 4-1 可看出，股價指數與匯率的變異係數數字相差不大，表示股票市場波動與外匯市場波動相差不大，以偏態及峰態來看，股價指數與匯率相對於常態分配為左

偏，且兩者峰態係數值階大於 3，呈現高峽峰分配。以 Jarque-Bera 來檢定序列是否為常態分配，結果在 5% 的顯著水準下，拒絕二數列為常態分配的虛無假設，故二序列不屬於常態分配。由於檢定的結果不屬於常態分配的假設，因此需要再進一步檢驗序列自我相關及條件異質變異數。

表 4-1 2002/1/2~2005/6/30 股價指數與匯率變動之基本統計量

	股價指數	匯率
樣本數	866	866
平均數	5552.269	1.130
中位數	5760.375	1.169
最大值	7034.100	1.363
最小值	3850.040	0.859
標準差	674.841	0.148
變異係數	0.122	0.131
偏態	-0.444	-1.330
峰態	3.342	9.457
Jarque-Bera 檢定	44.041**	1759.547**

註：1. Jarque-Bera 檢定乃是 Jarque 與 Bera(1983)所提出，為常態分配檢定統計量，虛無假設為 $H_0: D=0$ ，表示此序列為常態分配；而對立假設為 $H_1: D>0$ ，表示此序列不為常態分配。

2. **為 5% 顯著水準。

第二節 恆定性檢定

表 4-2 為台灣加權股價指數與美元對歐元匯率變動原始值單根檢定結果，顯示股價指數與匯率在 5% 顯著水準下，原始值時無法拒絕數列具有單根的虛無假設，表示數列為非恆定性的。表 4-3 為台灣加權股價指數與美元對歐元匯率變動差分值單根檢定結果，顯示股價指數與匯率經過一階差分(first-difference)後，在 5% 著水準下，其估計值已大於單根檢定的臨界值，表示拒絕數列為非恆定的虛無假設，顯示股價指數

與匯率為恆定性時間數列。

本文另以 KPSS 統計量來進行單根檢定。KPSS 單根檢定虛無假設為數列為恆定性數列，由實證結果顯示，KPSS 單根檢定在 5%顯著水準下拒絕數列為恆定性的虛無假設，經過一階差分後則不拒絕數列具單根的特性，顯示股價指數與匯率為一階差分恆定性數列。綜合以上檢定結果，台灣加權股價指數與美元兌歐元匯率皆具有單根。但經過一階差分後單根現象即不顯著，亦即二序列的報酬為恆定。

ADF 表擴張型的 Dickey-Fuller 單根檢定，依 AIC 準則選取最適落後期。在 10%顯著水準下臨界值-2.5676；在 5%顯著水準下臨界值-2.8631；在 1%顯著水準下臨界值-3.4359。PP 表示 Phillips-Perron 單根檢定法，依 Newey-West Bandwidth 準則選取最適落後期。KPSS 表示 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin 單根檢定法，依 Newey-West Bandwidth 準則選取最適落後期。在 10%顯著水準下臨界值 0.3470；在 5%顯著水準下臨界值 0.4630；在 1%顯著水準下臨界值 0.7390。ADF 檢定法為 t 統計量，PP 檢定法為調整後 t 統計量，KPSS 檢定法為 LM 統計量。

表 4- 2 股價指數與匯率原始值之單根檢定結果

	股價指數	匯率
ADF	-1.510	-1.850
PP	-1.220	-1.021
KPSS	1.484**	3.391**

註：**表示在 5%的顯著水準下呈現顯著。

表 4- 3 股價指數與匯率一階差分後之單根檢定結果

	股價指數	匯率
ADF	-20.251**	-17.207**
PP	-18.563**	-28.845**
KPSS	0.129	0.315

註：**表示在 5%的顯著水準下呈現顯著。

第三節 共整合檢定

若股價指數與匯率二序列間具有長期均衡關係時，此時，應將此長期均衡關係納入方程式中，以避免模型估計上的偏誤，因此，將進一步檢定股價指數與匯率變動兩序列是否存在著共整合現象。本文採取 Johansen 方法進行檢定，檢定結果如表 4-4，在 5% 顯著水準下，無法拒絕虛無假設，說明了股價指數與匯率兩者之間並不存在長期均衡關係，因此實證模型中，將排除誤差修正項的考量。

表 4-4 股價指數與匯率 Johansen 共整合檢定

Trace 統計量			
虛無假設	特徵值	統計量	5% 臨界值
$g = 0$	0.0025	6.538	15.41
$g = 1$	0.0022	2.684	3.76

第四節 自我相關檢定與異質性檢定

本研究使用 Ljung-Box $Q(L-B-Q)$ 檢定，檢定股票市場與匯率市場兩市場是否存在自我相關，若 Ljung-Box 的 Q 統計量顯著，表示此序列具有自我相關現象。選取落後 6 及 12 期，以檢定當期報酬是否與其落後 6 及 12 期有相關性。表 4-5 中顯示，在 5% 顯著水準下，不論是落後 6 期或 12 期皆為顯著拒絕無自我相關的虛無假設，由兩個數列平方項的 $L-B-Q^2$ 檢定，顯示存在高階自我相關，隱含著兩數列有著異質性的特徵。Ljung-Box 報酬序列 Q 統計量顯著，表示序列具有自我相關的現象， $L-B$ 報酬序列 Q^2 統計量顯著，表示序列變異數具有自我相關的現象。

表 4- 5 股價指數與匯率變動之序列自我相關

	股價指數	匯率變動
$L-B Q(6)$	26.67***	21.46***
$L-B Q(12)$	38.03***	30.51***
$L-B Q^2(6)$	98.586***	95.286***
$L-B Q^2(12)$	104.374***	102.426***

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.***為 1%顯著水準。

3.(.)為落後期數。

4. LB 檢定法為 Q 統計量。

此外，本研究欲使用 Engle(1982)的拉式乘數(lagrange multiplier, LM)檢定方法，以檢定序列殘差項的變異數是否具有條件異質變異性現象亦即 ARCH 效果，若 LM 的統計量顯著，表示此序列具有條件異質變異性現象。其結果為顯著拒絕無條件異質變異性的虛無假設，表示存在條件異質變異性。實證結果可以發現股價指數報酬與匯率變動報酬存在自我相關與條件異質變異的關係，故描述報酬序列的模型須考慮自我相關及條件異質等現象，亦即採用 GARCH 族模型為最適合的選擇。

表 4- 6 股價指數與匯率變動之條件異質變異數檢定

	股價指數	匯率變動
LM 檢定	4.954***	12.035***

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

2.***為 1%顯著水準。

第五節 條件變異數不對稱性檢定

Engle and Ng(1993)提出診斷性檢定法(diagnostic test)，用於變異數模型設定之判斷，檢定條件變異數是否具有不對稱性的效果，即檢定模型是否會因為正、負非預期衝擊的不同，而產生不同的結果，以作為不對稱 GARCH 模型設定的依據。

表 4-7 顯示，在 5% 顯著水準下，台灣加權股價指數與匯率變動皆為顯著拒絕無不對稱效果的虛無假設。即股價指數與匯率變動存在不對稱效果。

根據上述檢定，因為台灣加權股價指數與美元對歐元匯率變動是存在不對稱效果，因此在 GARCH 族模型的選擇上要選擇可以捕捉不對稱性現象的模型。近年來 EGARCH 模型用於探討不對稱性上已經被大多數的學者所認同是最適合模型。因此本研究採用 EGARCH 模型為研究方法用以捕捉不對稱性。

表 4-7 GARCH 模型下股價指數與匯率變動條件變異數不對稱性檢定結果

	股價指數	匯率變動
SBT	-2.658 (-2.386)**	1.756 (3.672)**
NSBT	-3.374 (-6.325)**	-2.286 (-3.546)**
PSBT	1.257 (1.243)	2.349 (3.294)**
JT	29.476 (9.268)**	35.617 (8.367)**

註：1.聯合檢定(JT)為服從自由度為 3 的卡方分配。5% 臨界值為 7.82。

2. **表示在 5% 的顯著水準下呈現顯著。

3.(.)為 t 值。

第六節 最適落後期數的決定

決定 EGARCH 模型為研究方法後，要對台灣加權股價指數與美元對歐元匯率變動的 AR 及 CH 期數配適加以檢定。AR 及 CH 最適落後期數決定，是以 AIC(Akaike's information criterion)及 SC(Schwarz's criterion)兩準則來判定，所配適模型之 AIC、SC 值最小者為最適。

表 4-8 列出觀察股價指數與匯率變動各配適模型下的 AIC 及 SC 值，由檢定結果可知兩序列的最適模型皆為 EGARCH(1,1)。

表 4-8 各配適模型下的 AIC 及 SC 值

股價指數	AIC 值	SC 值	備註
EGARCH(1,1)	-12.658	-12.452	*
EGARCH(1,2)	-12.653	-12.386	
EGARCH(2,1)	-12.650	-12.341	
EGARCH(2,2)	-12.652	-12.426	
匯率變動	AIC 值	SC 值	備註
EGARCH(1,1)	-0.751	-0.746	*
EGARCH(1,2)	-0.746	-0.739	
EGARCH(2,1)	-0.736	-0.735	
EGARCH(2,2)	-0.747	-0.734	

註：*表示 AIC、SC 值最小。

第七節 雙變量 EGARCH 模型實證結果

本研究針對台灣加權股價指數與美元對歐元匯率波動，以雙變量 EGARCH 模型，來探討股價關聯性與波動性外溢效果與不對稱性。因此利用最大概似法估計平均數與變異數方程式。最後利用 BHHH 演算法求解，以配適出雙變量 EGARCH(1,1)。表 4-9 為最大概似估計法配適出來的雙變量 EGARCH(1,1)。

表 4-9 最大概似估計法配適出來的雙變量 EGARCH(1,1)

股票報酬與匯率變動之 EGARCH 模型估計結果		
參數	係數	t 值
a_0	-0.0167	(-1.392)
a_1	0.1087	(2.632)**
a_2	0.1284	(2.358)**
j_0	0.0145	(3.542)**
j_1	0.1068	(6.459)**
j_2	0.1146	(3.586)**
w_1	-1.5083	(-1.276)
q_{11}	0.6438	(2.689)**
q_{12}	0.4248	(1.129)
l_{11}	0.2754	(2.746)**
x_{11}	0.1855	(2.198)**
l_{12}	0.2436	(0.988)
x_{12}	0.3359	(2.357)**
w_2	0.3441	(2.856)**
q_{22}	0.6588	(1.998)**
q_{21}	0.5737	(2.158)**
l_{22}	0.3457	(3.258)**
x_{22}	0.1939	(6.572)**
l_{21}	0.4633	(4.586)**
x_{21}	0.3782	(2.657)**
g	0.2337	(3.256)**

註：**表示 5% 顯著水準顯著。

(一)均數方程式估計結果：

$$x_t = -0.01666 + 0.1087 x_{t-1} + 0.1284 y_{t-1} + e_{1,t} \quad (4-1)$$

(1.392) (2.632) (2.358)

$$y_t = 0.01447 + 0.1146 y_{t-1} + 0.1068 x_{t-1} + e_{2,t} \quad (4-2)$$

(3.542) (3.542) (6.459)

其中， x 為股價報酬， y 為匯率變動報酬。

(4-1)式結果表示股價報酬受到前一期自身報酬的正向影響，另外也受到匯率變動報酬前一期的正向影響。觀察(4-1)式的係數 0.1284，表示前一期的匯率變動報酬若有一單位的變動，將會造成本期股價報酬正向變動 0.1284 單位，由此看來其正向效果是顯著的存在。然而由(4-2)式結果發現匯率變動報酬會受到前一期自身報酬的正向影響，也受到股價報酬前一期的正向影響。然觀察其係數分別為 0.1068 及 0.1146 是有顯著的正向傳遞關係存在。

(二)異數方程式之波動遞延的外溢效果與訊息衝擊的外溢效果估計結果：

$$\begin{aligned} \log h_{11} = & -1.5083 + 0.6438 \log h_{11,t-1} + 0.4248 \log h_{22,t-1} \\ & (-1.276) \quad (2.689) \quad (1.129) \\ & + 0.2754 \left\{ \left| v_{1,t-1} \right| - E \left| v_{1,t-1} \right| + 0.1855 v_{1,t-1} \right\} + 0.2439 \left\{ \left| v_{2,t-1} \right| - E \left| v_{2,t-1} \right| + 0.3359 v_{2,t-1} \right\} \quad (4-3) \\ & (2.746) \quad (2.198) \quad (0.988) \quad (2.357) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \log h_{22} = & 0.3441 + 0.6588 \log h_{22,t-1} + 0.5737 \log h_{11,t-1} \\ & (2.856) \quad (1.998) \quad (2.158) \\ & + 0.3457 \left\{ \left| v_{2,t-1} \right| - E \left| v_{2,t-1} \right| + 0.1939 v_{2,t-1} \right\} + 0.4633 \left\{ \left| v_{1,t-1} \right| - E \left| v_{1,t-1} \right| + 0.3782 v_{1,t-1} \right\} \quad (4-4) \\ & (3.258) \quad (6.572) \quad (4.586) \quad (2.657) \end{aligned}$$

其中， h_{11} 為匯率變動報酬變異數， h_{22} 為股價報酬變動變異數， $v_{1,t}$ 為匯率變動報酬殘差項， $v_{2,t}$ 為股價報酬殘差項。

(4-3)、(4-4)式前半段表示股價報酬與匯率變動報酬的波動性明顯存在 GARCH 效果，亦即其波動受到前期股價報酬波動與匯率變動報酬的波動影響。觀察(4-3)式第二、三項發現股價報酬的波動會受到前一期股價報酬變動及前一期匯率變動報酬的正向影響。其(4-3)式的係數分別為 0.6438 及 0.4248，表示分別會有 64% 的前一期股價報

酬波動及42%的前一期匯率變動報酬波動會延續至本期的股價報酬波動上；觀察(4-4)式第二、三項發現匯率變動報酬的波動會受到前一期匯率變動報酬及前一期股價報酬變動的正向影響。其(4-4)式的係數分別為 0.6588 及 0.5737，表示分別會有65%的前一期匯率變動報酬波動及 57%的前一期股價報酬波動會延續至本期的匯率變動報酬波動上。

(4-3) (4-4)式後半段表示波動的不對稱效果顯著的存在，顯示股價報酬與匯率變動報酬存在上漲和下跌的波動不對稱情形。觀察(4-3)式第四項的係數顯示前一期的股價報酬正向訊息會造成本期股價報酬波動增加5.11%(0.2754×0.1855)；觀察(4-4)式第四項的係數顯示前一期的匯率變動報酬正向訊息會造成本期匯率變動報酬波動增加19.8%。另外，波動的不對稱性並不只會對自身產生影響，亦會在兩市場間交互影響，由(4-3) (4-4)式第五項的係數顯示前期股價報酬變動對本期匯率變動報酬的影響，股票市場對外匯市場為 8.18%；前期匯率變動報酬對本期股價報酬變動的影響，外匯市場對股票市場為 17.52%。

表 4-10 顯示，在 5% 顯著水準下，不論是落後 6 期或 12 期皆為拒絕無自我相關的虛無假設。Ljung-Box 報酬序列 Q 統計量不顯著，表示序列不具有自我相關的現象， $L-B$ 報酬序列 Q^2 統計量不顯著，表示序列變異數不具有自我相關的現象。在 EGARCH 模型下，股價指數與匯率變動皆不存在序列自我相關的現象。

表 4-10 EGARCH 模型下股價指數與匯率變動之序列自我相關

	股價指數	匯率變動
$L-B Q(6)$	1.282	1.146
$L-B Q(12)$	1.357	1.188
$L-B Q^2(6)$	1.484	1.237
$L-B Q^2(12)$	1.538	1.358

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.(.)為落後期數。

3.LB 檢定法為 Q 統計量。

模型估計完成後，須進一步觀察殘差，以確定模式設定是否存在偏誤。首先進行不對稱性檢定，以了解 EGARCH 模式是否已經掌握波動不對稱現象，檢定結果如表 4-11。由表中可以得知，股價指數與匯率變動其係數均未顯著，表示 EGARCH 模式已經能夠掌握不對稱效果，因此模式設定偏誤的問題已不存在。且觀察估計後的殘差已不顯著，顯示模型設定可能沒有偏誤。

表 4-11 EGARCH 模型下股價指數與匯率變動條件變異數不對稱性檢定結果

	股價指數	匯率變動
SBT	-1.072 (-0.417)	0.567 (0.863)
NSBT	-1.214 (-0.518)	-1.084 (-1.365)
PSBT	1.045 (1.068)	1.226 (0.962)
JT	1.235 (1.153)	1.053 (1.244)

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

第八節 總結

本研究針對台灣加權股價指數與美元對歐元匯率波動，利用雙變量 EGARCH 模型，來探討股價關聯性與波動性外溢效果與不對稱性。因此需要經過一些檢定與模型的配適才能確保所選的模型是有能力可以去解釋所要探討的問題。

根據自我相關檢定的結果可以發現台灣加權股價指數與美元對歐元匯率波動報酬存在自我相關的現象，若報酬存在自我相關，此時必須考慮報酬存在條件異質變異數的問題，否則會得到不一致的參數估計值。然而在條件異質性檢定中發現兩序列亦

存在條件異質性的現象，這代表殘差平方項可能存在著若干資訊，因此需要使用 GARCH 族模型來捕捉這兩個現象。

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

決定 EGARCH 模型為研究方法後，要對台灣加權股價指數與美元對歐元匯率波動報酬的 AR 及 CH 期數配適加以檢定使其能選擇較適合的 EGARCH 模型，由檢定結果可知兩序列的最適模型皆為 EGARCH(1,1)。

最適的模型決定後，利用最大概似法估計平均數與變異數方程式。最後利用 BHHH 演算法求解，以配適出雙變量 EGARCH(1,1)。由平均數方程式的估計結果顯示，股價指數報酬除受到其本身的遞延影響外，也受到匯率變動報酬的遞延影響，亦即兩市場間的報酬遞延外溢效果明顯。由變異數方程式的估計結果顯示，在波動遞延的外溢效果方面，股價波動受到前期股價波動及匯率變動波動的影響，亦即兩市場間的波動遞延外溢效果明顯。在訊息衝擊的外溢效果方面，股價波動受到前期股價訊息及匯率變動訊息的影響，亦即兩市場間的訊息衝擊外溢效果明顯。

第五章 結論與後續研究

第一節 結論

隨著金融自由化與國際化的世界潮流，投資者面對一個高度整合的金融市場，無論是國際或國內有價證券的持有人，其所關注的是持有證券的期望報酬率，並不在意證券的國別。投資人在從事國際投資時，除了考慮投資組合、計畫可行性及報酬率外，也要進一步追蹤國際金融情勢，並了解各國間匯率之關聯性，才能對本身投資報酬率及風險有更清楚認識，以做出理性之決策。

過去的文獻大多數都探討著美元與歐元間之波動性對台灣加權股價指數報酬的外溢效果與波動性的外溢效果，而以美元與歐元間之匯率波動性對台灣加權股價指數的波動性的關係來探討的相關文獻。由於歐盟成員整合各會員國成立歐元，歐元匯率變動對國際影響力也日漸增強，過去關於外匯市場的研究主要是以美元匯率為主，但自從歐洲聯盟成立歐元後，歐元的影響值得我們來觀察。本論文之研究目的在於以 EGARCH 模型探討美元與歐元間之匯率波動性對台灣加權股價指數波動性之連動關係及相關性，進而探討其報酬與波動外溢的效果。

本論文之研究期間取自 2002 年 1 月 2 日至 2005 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 868 筆日資料。

由 EGARCH 的平均數方程式估計結果顯示，股價報酬受到前一期自身報酬的正向影響，另外也受到匯率變動報酬前一期的正向影響，匯率變動報酬會受到前一期自

身報酬的正向影響，也受到股價報酬前一期的正向影響。

由 EGARCH 的變異數方程式估計結果顯示，股價報酬與匯率變動報酬的波動性明顯存在 GARCH 效果，亦即其波動受到前期股價報酬波動與匯率變動報酬的波動影響。發現股價報酬的波動會受到前一期股價報酬變動及前一期匯率變動報酬的正向影響，匯率變動報酬的波動會受到前一期匯率變動報酬及前一期股價報酬變動的正面影響。表示波動的不對稱性並顯著的存在，這顯示股價報酬與匯率變動報酬存在上漲和下跌的波動不對稱情形。

當美元及歐元兩者間存在大幅度的波動時，可能原因來是於其中一種貨幣的利率大於另一種貨幣，此時兩種貨幣就會存在套利的空間，例如：當美元的利率高於歐元的利率時，擁有歐元的投資人會想要把錢轉存到美元貨幣存款帳戶。兩國貨幣之間，利率只要有差距存在，投資者即可利用套匯或套利等方式賺取價差，兩國貨幣間的匯率將因為此種套利行為而產生波動，直到套利的空間消失為止。

本論文的主要貢獻為以雙變量 EGARCH 模型針對美元與歐元間之匯率波動性對台灣加權股價指數波動進行探討，研究發現當美元及歐元兩者間存在大幅度的波動時，兩種貨幣間會存在套利的空間，投資人應該注意這種現象，一方面可找尋適當時機進行套利，另一方面可以降低匯兌損失。投資於台灣股市的投資人，此時亦應該注意資金的匯入與匯出，會影響股票市場的波動，研究發現希望對投資人有所助益。

第二節 後續研究與建議

- 1.本論文並未對景氣循環做區分，故日後研究可以把股票市場與匯率市場分多、空時期下比較，以利投資人與進、出口廠商更能夠掌握市場脈動。
- 2.外資近年來大量資金流入台灣股票市場，而外資又可細分美洲資金、歐洲資金及亞洲資金等，因此外資的進出美元與歐元所佔的資金比重對股匯市的影響，值得繼續探討。
- 3.本論文僅關注股票市場與美元兌歐元之外匯市場兩市場關聯性之探討，影響這兩個金融市場的因素很多，例如貨幣與外匯政策、物價與利率水準及政治干擾等，因此，可以就影響這兩個金融市場的因素繼續探討。

參考文獻

中文部分：

方文碩(2000)，「通貨貶值對股市報酬與波動的衝擊：亞洲四小龍實證研究」，亞太管理評論，第五卷第四期，451-465 頁。

方文碩、田志遠(2001)，「匯率貶值對股票市場的衝擊-雙變量 GARCH-M 模型」，台灣金融財務季刊，第二輯第三期，99-117 頁。

王毓敏(1998)，「台灣地區股票市場與外匯市場間報酬與波動外溢效果之研究」，台北銀行月刊，第二十八卷第十二期，159-171 頁。

古永嘉、孫瑞雲與張美玲(2003)，「台灣股票報酬率與匯率變動波動外溢效果之再探討-雙變量 EGARCH 模型的運用」，輔仁管理評論，139-162 頁。

李碧純(1997)，「亞洲各國股匯市波動之傳遞效果-金融風暴前後之探討」，國立中央大學財務管理研究所碩士論文。

李婉瑜(2001)，「金融風暴前後亞洲各國股匯市波動性之相關研究」，私立東吳大學經濟學研究所碩士論文。

吳嘉豐(1998)，「匯率與股價指數報酬率及其波動性之關係：GARCH 模型的應用」，私立淡江大學財務金融學研究所碩士論文。

陳榮昌(2002)，「匯率與股價報酬間外溢效果之多國分析」，國立雲林科技大學財務金融研究所碩士論文。

邱哲修、邱建良與蘇英谷(2001)，「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。

胥愛琦與吳清豐(2003)，「台灣股市報酬與匯率變動之波動性外溢效果-雙變量 EGARCH 模型的應用」，台灣金融財務季刊，87-103 頁。

姚慧芸與聶建中(2002)，「台灣股價與匯率關聯性之研究」，國立台北商業技術學院學報，1-16 頁。

倪衍森與楊大龍(2002),「台灣上市與上櫃股票市場其股價報酬波動性之外溢效果實研究」,企銀季刊,103-124頁。

黃柏仁(1999),「股市報酬、貨幣貶值與傳遞效果」,逢甲大學經濟學研究所碩士論文。

楊欣怡(1997),「亞太各國股價指數與匯率互動關係之實證研究」,國立政治大學財務管理研究所碩士論文。

蔡佳宏(1999),「台灣股市與匯市間報酬及波動性之外溢效果-GARCH 及 GMM 之應用」,國立政治大學企業管理研究所碩士論文。

鄭如芳(2000),「股市、匯市報酬及波動性之外溢效果分析」,私立淡江大學國際貿易學研究所碩士論文。

蘇松齡(1999),「探討匯率變動對股票價格之影響-以台灣股票市場為例」,成功大學會計學系碩士論文。

西文部份：

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

Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall and J. Hausman(1974), "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol.14, pp.653-665.

Booth, G. Geoffery and Y Tse(1997), "Price and Volatility Spillovers in Scandinavian Stock Markets," *Journal of Banking & Finance*, Vol.21, pp.811-823.

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

Bollerslev, T. and J. M. Wooldridge(1988), "Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances," *Econometrics Reviews*, Vol.11, pp.143-172.

Engle, R. F.(1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol.50, pp.987-1007.

- Engle, R. F. and C. W. J. Granger(1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol.55, pp.251-76.
- Engle, R. F. and V. K. Ng(1993), “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility,” *Journal of Finance*, Vol.48, pp.1749-1778.
- Jeong, Jin-Gil(1999), “Cross-Border Transmission of Stock Price Volatility: Evidence from The Overlapping Trading Hours,” *Global Finance Journal*, Vol.10, pp.53–70.
- Johansen, S. and K. Juselius(1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Application to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, pp.169-210.
- Kanas, A.(2000), “Volatility Spillovers between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence,” *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.27, pp.447-467.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin(1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root,” *Journal of Econometrics*, Vol.54, pp.159-178.
- 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.
- Macdonald, R. and M. P. Taylor(1989), “Foreign Exchange Market Efficiency and Cointegration Some Evidence from The Recent Float,” *Economics Letters*, Vol.29, pp.63-68.
- Nelson, C. R. and C. I. Plosser(1982), “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, pp.139-162.
- Nelson, D. B.(1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica*, Vol.59, pp.347-370.
- Phillips, P. C. and B. P. Perron(1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, Vol.75, pp.335-346.
- Said, S. E. and D. A. Dickey(1984), “Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving

Average Models of Unknown Order,” *Economics Letters*, Vol.60, pp.131-137.

Theodossiou, U. L.(1993), “Mean and Volatility Spillovers across Major National Stock Markets: Future Empirical Evidence,” *Journal of Financial Research*, Vol.16, pp.337-350.

Yang, S. R. and B. W. Brorsen(1993), “Nonlinear dynamics of daily futures prices: Conditional heteroskedasticity or chaos,” *Journal of Futures Markets*, Vol.13, pp.175-191.