

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

短期利率期貨與現貨關聯性之研究—以三個月
期的美國國庫券與歐洲美元為例

A STUDY OF THE RELATIONSHIPS BETWEEN SHORT INTEREST
FUTURES AND SPOTS OF THE THREE-MONTH U.S. TREASURY
BILLS AND EURODOLLARS

指導教授：徐清俊 博士

ADVISOR : PH.D.CHING-JUN HSU

研究生：蔡依蓓

GRADUATE STUDENT : YI-CHAIN TSAI

中華民國 九十二年六月

南 華 大 學

碩 士 學 位 論 文

財 務 管 理 所

短期利率期貨與現貨關聯性之研究—以三個月期的美國國
庫券與歐洲美元為例

研究生：蔡 信 蒼

經考試合格特此證明

口試委員：徐 清 復
簡 明 坤
莊 淑 屏

指導教授：徐 清 復

所 長：徐 清 復

口試日期：中華民國

92年 7 月 1 日

南華大學財務管理研究所九十一學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：短期利率期貨與現貨關聯性之研究-以三個月期的美國國庫券與歐洲美元為例

研究生：蔡依蓓

指導教授：徐清俊 博士

論文摘要內容：

短期利率期貨不論在理論或實證研究上，大多預測期貨市場對於新資訊的反應能力較現貨市場快，且可能加速現貨市場反應新資訊的速度，亦即隱含明顯的領先落後關係。本研究以美國短期利率期貨中的三個月期美國國庫券期貨與現貨及三個月期歐洲美元期貨與現貨，1994年至2002年的收盤價為研究對象，進行短期利率期貨市場和現貨市場關聯性的探討。

在期貨和現貨價格關聯性方面，經以ADF及PP單根檢定法進行研究，發現不論是美國國庫券期貨與現貨及歐洲美元期貨與現貨，皆存在單根的現象。以Johansen共整合進行長期均衡關係檢定，美國國庫券與歐洲美元的期貨和現貨皆存在長期均衡的共整合關係，代表期貨和現貨有長期的均衡關係；利用ECM模型，得出短期失衡時，不論是美國國庫券或歐洲美元皆由期貨市場進行調整，而美國國庫券期貨和歐洲美元期貨是同時調整；Granger因果關係中，美國國庫券和歐洲美元皆為期貨領先現貨的單向關係，而在美國國庫券期貨與歐洲美元期貨中為互為回饋關係。

關鍵詞：短期利率期貨、Granger因果關係、誤差修正模型(ECM)。

Title of Thesis : A STUDY OF THE RELATIONSHIPS BETWEEN
SHORT INTEREST FUTURES AND SPOTS OF
THE THREE-MONTH U.S. TREASURY BILLS
AND EURODOLLARS

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

Graduate date : June 2003

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Yi-Chain Tsai

Advisor : Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

From the financial theories and previous empirical studies, most of the people will foresee that the futures market is more sensitive than the spot market, and the futures market may promote the spot market as well. In other words, it implies a significant lead-lag relationship. The purpose of this study is to discuss the relationships between the U.S. short interest futures market and the spot market based on the closing price from 1994 to 2002 of the three-month Treasury bills and Eurodollars.

On the relationship between prices of futures and spot, this research will apply Johansen co-integration method to evaluate the long-run equilibrium relationship. Our results indicate that both the futures and spot of three-month Treasury bills and three-month Eurodollars exist the long-run equilibrium relationship. Moreover, we employ the ECM to confirm that there is a short-term imbalance on the market, and the three-month Treasury bills and three-month Eurodollars will exercise futures to do the adjustment, but the Treasury bills futures and Eurodollars futures will reach the equilibrium simultaneously. By Granger causality model, we distinguish that there exists a unidirectional relationship on treasury bills and Eurodollars and the spot takes the lead. However, there exists a feedback relationship between Treasury bills futures and Eurodollars futures.

Keywords : Short Interest Futures, Granger causality, Error correction model(ECM).

目 錄

授權書	i
博碩士論文電子檔案上網授權書	ii
準碩士推薦函	iii
論文口試委員審定書	iv
版權宣告	v
中文摘要	vi
英文摘要	vii
目錄	viii
表目錄	ix
圖目錄	x
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	4
第四節 研究流程	5
第五節 本文架構	7
第二章 文獻探討	8
第一節 期貨市場的基本概念及其經濟功能	8
第二節 期貨、現貨價格關聯性之相關理論	13
第三節 相關研究文獻探討	17
第三章 研究方法	24
第一節 單根檢定	24
第二節 共整合檢定	28
第三節 誤差修正模型與 Granger 因果關係檢定	31
第四節 常態分配檢定、自我相關檢定及異質性檢定	38
第五節 ARCH 與 GARCH 模式之估計方法	41
第四章 實證結果與分析	46
第一節 資料描述	46
第二節 實證結果分析	50
第五章 結論與建議	71
第一節 結論	71
第二節 後續研究建議	74
參考文獻	76
附錄一 芝加哥商品交易所三個月期美國國庫券期貨契約	79
附錄二 芝加哥商品交易所三個月期歐洲美元期貨契約	80

表 目 錄

表 1-1	全球各類資產期貨契約成交量	2
表 1-2	前十大期貨契約成交量	2
表 2-3	美國國庫券與歐洲美元關聯性文獻整理	22
表 4-1	美國國庫券及歐洲美元期貨與現貨價格序列之敘述統計	47
表 4-2	短期利率期貨與現貨原始樣本之時間數列的單根檢定	51
表 4-3	短期利率期貨與現貨一階差分之時間數列的單根檢定	51
表 4-4	三個月期美國國庫券期貨與歐洲美元期貨共整合檢定結果	53
表 4-5	三個月期美國國庫券期貨與現貨共整合檢定結果	53
表 4-6	三個月期歐洲美元期貨與現貨共整合檢定結果	54
表 4-7	美國國庫券期貨與歐洲美元期貨 ECM 下的 AIC 值	55
表 4-8	美國國庫券期貨與美國國庫券現貨 ECM 下的 AIC 值	56
表 4-9	歐洲美元期貨與歐洲美元現貨 ECM 下的 AIC 值	56
表 4-10	美國國庫券期貨與歐洲美元期貨誤差修正模型估計結果	58
表 4-11	美國國庫券現貨與期貨誤差修正模型估計結果	60
表 4-12	歐洲美元現貨與質貨誤差修正模型估計結果	61
表 4-13	美國國庫券期貨與現貨之因果關係檢定	62
表 4-14	歐洲美元期貨與現貨之因果關係檢定	63
表 4-15	美國國庫券期貨與歐洲美元期貨之因果關係檢定	64
表 4-16	報酬序列基本統計量	65
表 4-17	報酬序列自我相關檢定	66
表 4-18	報酬序列異質性檢定	67
表 4-19	美國國庫券期貨與歐洲美元期貨 - GARCH(1,1)之實證結果	68
表 4-20	美國國庫券期貨與美國國庫券現貨- GARCH(1,1)之實證結果	69
表 4-21	歐洲美元期貨與歐洲美元現貨- GARCH(1,1)之實證結果	69

圖 目 錄

圖 1-1	研究流程圖	6
圖 4-2	三個月期美國國庫券期貨走勢圖	48
圖 4-3	90 天期美國國庫券期貨走勢圖	48
圖 4-4	三個月期歐洲美元期貨走勢圖	49
圖 4-5	三個月期歐洲美元現貨走勢圖	49

第一章 緒論

第一節 研究背景

隨著我國金融市場發展日趨國際化與自由化，資本市場亦隨之發展，例如債券市場、票券市場在最近幾年都有很大的進步，這主要是我國經濟長期發展，已經累積足夠資本。雖然直接金融有助於經濟的發展，貨幣政策的執行、企業資金的需求，促使資金市場更有效率，但是利率的波動亦會影響經濟及企業的活動，所以當我國資本市場發展已初具規模的時候，接著應思考如何控管利率的風險，因為這已是整個經濟體系不得不面對的課題，尤其是規劃適當的避險管道及工具更是當務之急。

各國金融市場的發展，不外先是間接金融(即銀行體系)，進而直接金融(即貨幣市場、債券市場)，接著即是規劃利率衍生性商品市場的發展，我國在此方面的發展亦大致相同。我國金融市場無論是間接市場或直接市場都已發展初具規模，唯一較遺憾的是利率衍生性商品市場的發展不足，而且中央銀行雖說執行利率自由化政策，但實際上仍未能完全放任市場決定利率水準。因此國內的票券現貨市場雖已有相當的規模與發展，但是由於缺乏避險工具，加上沒有足夠的其他利率商品，使得票券市場無法透過現貨與衍生性商品交相運作、相互影響，進而在市場上建立公認的短期利率指標，這是國內貨幣市場發展的隱憂。

利率類期貨為全球交易量最活絡之期貨契約，約佔全球總期貨契約成交量之 51.98%，全球各資產類別期貨契約成交量之統計分析中(如表 1-1 全球各類資產期貨契約成交量)，其中長期利率(政府債券)期貨契約佔 32.10%，短期利率期貨契約則佔 19.88%。另外在全球交易量前十大期貨契約中，利率期貨即佔了七席，且位居前三大契約(如表 1-2 前十大期貨契約成交量)，其主要原因為利率波動乃是金融市場中之重要風險，規避風險之需求殷切，利率期貨則有效提供了避險之管道，由此可知利率期貨在國際間之重要性。故本研究將以國外利率期貨為標的，藉此希望有助於我國利率

期貨推出後，提供投機及避險者作為參考之依據及擬定較佳的策略。

表 1-1 全球各類資產期貨契約成交量

期貨契約類別	成交總量(百萬張)	%
長期利率期貨	409.788	32.10%
商品期貨	370.948	29.05%
短期利率期貨	253.781	19.88%
股價指數期貨	203.452	15.97%
外匯期貨	36.619	2.87%
個股期貨	2.145	0.17%

資料來源：IOMA data , 2001

表 1-2 前十大期貨契約成交量

Contract	Exchange	Y.T.D. 2001	Y.T.D. 2000	Change (%)
U.S. T-Bonds	CBOT	41,841,923	38,324,672	9.18%
3-Month Eurodollar	CME	35,600,663	31,283,536	13.8%
BUND	EUREX	26,023,307	24,755,323	5.13%
Euro-BUND	EUREX	24,235,463	22,004,234	10.14%
KOSPI200 Options	KSE	24,046,684	17,668,393	36.1%
CAC 40 Index	Options MONEP	21,409,947	18,567,294	15.31%
U.S.T-Bond Options	CBOT	15,593,573	16,420,032	(5.3%)
Crude Oil	NYMEX	15,037,488	12,732,843	18.1%
Ten Year T-Notes	CBOT	11,487,204	12,053,729	(4.7%)
3-Month Sterling	LIFFE	11,238,274	10,837,295	3.7%

資料來源：Futures Industry , June/July 2001

第二節 研究動機

由於金融市場日趨開放，國內各天期的利率水準大多已由整個金融市場的供需及經濟金融情勢決定，且我國利率將無可避免受到國外利率變動之影響，所以利率的波動程度日益加大，會造成所有金融市場的參與者也承受各種不同的風險。在貨幣市場中主要的交易工具均為固定收益債券，對持有固定收益債券的投資人而言，利率風險主要來自於利率變動所產生的價格風險與再投資風險兩種，一般來說中央銀行的貨幣政策及市場供需對短期利率水準有較大的影響，所以當政策動向、資金供需與經濟指標三者任一發生變化，均使金融市場的參與者承受利率波動所帶來的風險，尤其是固定收益證券易受利率波動影響資產價值與獲利水準，若欲穩定其收益，必須加強對利率風險的控管，進一步衡量風險大小及如何規避利率風險，所以台灣各界對於利率避險工具之需求日漸增加，因此主管機關更需要衡量整體金融環境，提供所有金融市場的參與者規避各種金融風險的工具。

儘管目前國內金融市場上已存在一些規避利率的衍生性金融商品，例如：遠期利率契約(Interest Rate Forward Contract)，利率交換契約(Interest Rate Swap)，利率選擇權如 Caps 或 Floors 等契約，雖然已有如此多樣化的管道，然而由於提供這些規避利率風險工具的機構有限，且這些機構承作與推廣的意願並不積極，這些交易均為櫃台買賣議價方式，由金融機構訂價，避險成本較高，因此金融市場的參與者尋求規避利率風險的工具並不容易，再加上市場並不夠開放，所以採用此類工具的成本亦相對較高。因此，政府應該儘快開放利率期貨市場，可使期交所儘快規劃可供規避利率風險的利率期貨商品，因為所有對利率敏感的企業、機構及投資人對於利率期貨皆有相當的需求。這主要是因為利率期貨屬於集中市場的商品，利率期貨為標準化之契約且交易活絡、資訊公開，故無論是避險、套利、或投機等市場功能的發揮，都比店頭市場的商品好且成本低，亦有助現貨市場之發展。所以目前所提供的這些利率衍生性金融商品恐不敷利率風險控管所需，且金融市場的參與者尋求規避利率風險的工具並不完全，及市場也不夠開放，因此我國有發展利率期貨之必要。

台灣期貨交易所於 1998 年推出指數期貨後，在 2001 年推出指數選擇權，未來並規劃在 2003-2004 年推出利率期貨。由於台灣目前沒有指標利率，期交所和橋訊財金資訊公司正合作編制指標利率，目前據期交所表示，將以融資性商業本票(CP2)加以調整後訂出指標利率，故未來將先推出短期利率期貨。對於我國短期利率期貨市場與現貨市場之相關性研究，受限於台灣短期利率期貨市場尚未開放，且台灣短期利率期貨市場與現貨市場間價格之相關性研究目前尚無具體成果，僅止於國外短期利率期貨市場與現貨市場的關聯性研究。然而由於台灣短期利率期貨即將推出，因此本研究藉由探討三個月期美國國庫券期貨及現貨與歐洲美元期貨及現貨間的關聯性，以瞭解開放後短期利率期貨市場對於現貨市場之影響。

由於目前國內沒有台灣利率期貨的研究資料，故以美國市場進行實證，希望研究結果能做為台灣的借鏡。本研究以三個月期美國國庫券期貨及現貨與歐洲美元期貨及現貨做為研究標的，其主要原因為：美元為強勢貨幣，三個月期美國國庫券利率為美國短期的指標利率，再加上美國國庫券利率期貨及歐洲美元期貨之成交量在所有利率期貨中成交量相對較高(參見表 1-2)，流動性大較具有代表性。本研究之目的在於希望能提供個別投資者及公司企業一個很好的參考依據，可利用本研究結論，整合期貨市場與現貨市場間之短期與長期之共整關係來改善其操作績效，增進避險效益，以及規劃其投資、融資決策與交易策略，此為本研究最主要的研究動機。

第三節 研究目的

基於國內短期利率期貨市場開放在即，為完整了解短期利率期貨與現貨市場間之關聯性，因此本文研究主題為探討短期利率期貨與現貨之領先落後關係，以推論短期利率期貨是否可為現貨之領先指標。倘若期貨能領先現貨，則加入期貨變數之模式應有助於現貨之預測，反之則會造成偏誤。本研究是以三個月期美國國庫券期貨與現貨及歐洲美元期貨與現貨為研究標的，探討短期利率期貨間的領先落後關係，最後並將採用不同的研究方法來探討其關聯性是否一致。

基於期貨價格與現貨價格存在非穩定及長期一起變動(move together)的特性，故本研究有先考量價格間共整合(cointegration)關係，再以存在長期均衡關係的誤差修正模型(Error Correction Model, ECM)，檢驗價格間的動態關係及透過 Granger 因果關係，探討短期利率期貨價格與現貨價格間之領先落後關係，另外將再採用 GARCH 模型來探討現貨與期貨報酬波動之關係。

本研究的主要目的可列示如下：

1. 檢驗各組樣本是否為定態的時間序列。
2. 探討短期利率期貨與現貨是否存在長期穩定的均衡關係。
3. 探討美國國庫券利率期貨與歐洲美元期貨是否具有長期穩定的均衡關係。
4. 探討短期利率期貨與現貨的因果關係，何者為因、何者為果、或存在互為因果的回饋關係，而各市場變數間其領先-落後的關係。
5. 探討美國國庫券利率期貨與歐洲美元期貨的因果關係，何者為因、何者為果、或存在互為因果的回饋關係，而各市場變數間其領先-落後的關係。
7. 透過不同的模型來檢驗短期利率期貨與現貨的領先落後關係。
8. 透過不同的模型來檢驗美國國庫券利率期貨與歐洲美元期貨的領先落後關係。

第四節 研究流程

本研究可分為以下數個步驟：首先說明研究背景與動機，進而確定研究問題與目的地，再確定研究對象與範圍。透過相關文獻探討，選定適合本研究之研究方法，進而蒐集資料，將資料處理及分析，最後進行研究結果的探討。

本研究之流程可以圖 1-1 研究流程圖表示之：

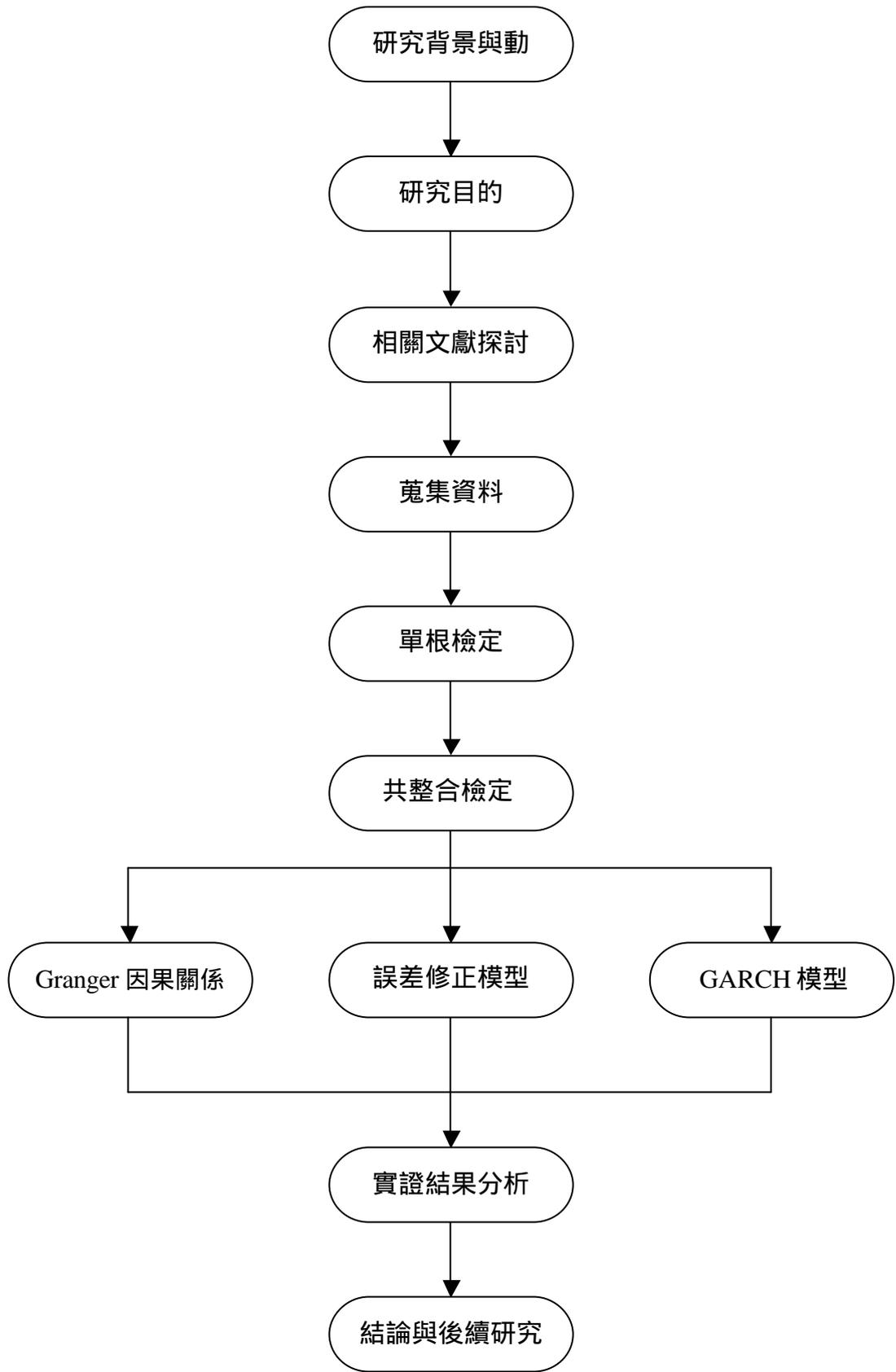


圖 1-1 研究流程圖

第五節 本文架構

本研究本文共分為五章，其架構摘要如下：

第一章 緒論

為本文之緒論，敘述研究動機與目的，確立本研究欲探討的問題及探討問題的範圍，並簡要說明所採用的研究方法，以及本文的整體架構。

第二章 文獻探討

回顧短期利率期貨與現貨之相關文獻，包括美國市場與其他國家市場的實證研究，並探討國內外相關文獻所用的研究方法和結論。

第三章 研究方法

詳細說明本研究所使用的實證方法，包括單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型、Granger 因果關係、GARCH 模型等。

第四章 實證結果與分析

首先說明研究資料選取的期間、形態及來源。接著將研究資料代入第三章所設立之模型中，透過實證分析來陳述其內容及結果。

第五章 結論與建議

首先針對實證結果下結論，並觀察其實用參考價值，接著說明本研究的實證結果在財務領域上的意義，並對後續研究提供建議。

第二章 文獻探討

本研究為能建構有效之模型，因此須先對期貨相關理論有所認識。故本章第一節先對利率期貨市場特性與經濟功能做一概要說明，其次再分析短期利率期貨與現貨價格的形成及其間之關係的基礎，最後在第三節中對研究之短期利率期貨與現貨價格間關聯性的文獻做一綜合的回顧與整理，以利第四章實證模型之建構及實證結果之對照。

第一節 期貨市場的基本概念及其經濟功能

一般而言期貨交易產生的原因，乃商品因其生產特性導致價格變動幅度很大，而生產者及原料購買者為降低價格變動的風險並將營運成本固定於某一水準，於是產生期貨交易的基本需要。至1970年代，由於物資產銷失調，使得價格變動更劇烈，而大量借助期貨市場來管理風險，亦使得期貨交易更加迅速成長。

就交易的標的物而言，有些商品契約能成功上市且交易活絡，但是有些契約則交易不久隨即終止，基本上得視商品是否具同質性、可否標準化或等級化、價格是否易變，更重要的為是否存在公開的訊息，所以期貨市場基於其公開化的訊息、可自由進入或退出。

期貨是由現貨商品中衍生出來的一種標準化契約，現今已成為國際金融市場中不可或缺的金融商品。最早開辦利率期貨業務的是美國。70年代末，由於受兩次石油危機的衝擊，美國和西方各主要資本主義國家的利率波動非常劇烈，使借貸雙方面臨

著巨大的風險。為了降低或規避利率波動的風險，在 1975 年 9 月美國芝加哥商業交易所首先開辦了利率期貨 - - 「聯邦國家抵押協會(GNMA)」的抵押權擔保債券期貨契約；隨後又分別推出了短期國庫券、中長期國庫券、商業銀行定期存款證及歐洲美元存款等金融工具的利率期貨。進入 80 年代，英國、日本、加拿大、澳大利亞、法國、德國、香港等國家和地區分別推出了各自的利率期貨。從此利率期貨的發展便一日千里，新商品不斷問世，交易量也快速地成長。

繼倫敦國際金融期貨交易所(LIFFE)後，新加坡國際貨幣交易所(SIMEX)、東京國際金融期貨交易所(TIFFE)、雪梨期貨交易所(SFE)、多倫多期貨交易所(TFE)及紐約商品交易所(COMEX)也陸續成立，彼此互相交易其他交易所的產品，交易時間也互有重疊，形成 24 小時的全天候交易網。由於利率期貨商品始終在期貨交易中扮演最重要的角色，根據 Futures Industry 2002 統計，期貨交易量最大的交易所為芝加哥期貨交易所(CBOT)，主要業務即是「長期公債期貨」的交易(約占總成交量的六成)；而排名第二的是芝加哥商業交易所(CME)，其業務亦有五成以上是來自於「歐洲美元期貨」的交易。由此均可看出利率期貨在期貨市場的重要性。

而所謂利率期貨，其標的物並非是利率本身，而是一些與利率關係密切的固定收益證券，它可以規避銀行利率波動所此起的證券價格變動的風險。以美國現有的利率期貨一般可分為短期利率期貨和長期利率期貨，前者大多以銀行同業拆借市場 3 月期利率為標的物，如國庫券(T-Bills)、歐洲美元定存單(Eurodollar CD)等，後者大多以 5 年期以上長期債券為標的物，如中期國庫債券、長期國庫債券及地方政府債券等，換言之，利率期貨的標的物即是「未來所需要的一筆資金、一筆存款或無實體公債」。而利率波動使得金融市場上的借貸雙方均面臨利率風險，特別是越來越多持有國家債券的投資者，急需迴避風險、套利保值的工具，在此情形下，利率期貨油然而生。

影響利率期貨價格波動的因素主要有：(1)貨幣供給量：當貨幣供給不足時，利率上升；貨幣供給過剩時，利率下跌。(2)經濟發展速度：當經濟發展速度較快，貨幣需求旺盛時，利率會升高；經濟發展速度放慢，貨幣需求減少時，利率會下跌。(3)政府的財政收入：當出現財政赤字時，支出大於收入，利率會下跌。(4)其他國家利率水準：由於當今國際間資本流動十分頻繁，因此一國的利率水準很容易受到其他國家利率水準的影響。最明顯的是美國利率對其他國家利率的影響。(5)其他因素：例如社會政治環境、失業率等。

利率期貨的交易與其他期貨的交易相同，只須繳交保證金即可承作，故可提供債券交易者成本低廉的避險管道，亦是債券投資組合管理的利器。由於本研究主要是探討短期利率期貨，所以在此只介紹短期利率期貨中的三個月期美國國庫券期貨與歐洲美元期貨的契約內容與交易方式。

美國國庫券期貨於 1976 年開始在芝加哥商品交易所/國際貨幣交易所交易，而歐洲美元期貨於 1981 年開始在芝加哥商品交易所/國際貨幣交易所交易。由於借款人和貸款人為了規避利率風險，因此這二種合約的交易量便逐漸增加。

一、美國國庫券期貨

美國國庫券是美國聯邦政府財政部發行的一種短期性公債。不付息，票面利率為零，到期償還本金。CME/IMM 掛牌交易的美國短期國庫券期貨契約，其交易標的為美國聯邦政府財政部所發行面額一百萬美元的國庫券，期貨契約到期必須交割距到期日還剩90天期(13週)的國庫券，契約的交割月份包括3、6、9 與12月。美國國庫券期貨在歐洲美元期貨存在以前，是短期利率期貨中最重要期貨契約。

芝加哥商品交易所/國際貨幣市場為因應短期利率期貨的開發，特別設計了廣為

其它交易所採用的報價方式—國際貨幣市場指數(IMM index)，即期貨利率等於 100% 減去合約報價，但為了顧慮利率與價格的反向關係，在 IMM 指數下的買方出價之數值要比賣方要價低，才能符合自然的競價原理¹。有關芝加哥商品交易所三個月期的美國國庫券期貨契約的規範，請參見附錄一(芝加哥商品交易所三個月期美國國庫券期貨契約)。

二、歐洲美元期貨

根據美國學者對歐洲美元的定義為：「歐洲美元係指以美元表示，並存放於美國國境以外銀行之存款負債。」，由於歐洲美元所受的管制較美國國內之美元少，且交易單位通常以百萬美元為單位，故交易成本也低。因此歐洲美元市場之經營效率較美國國內市場之經營效率為高，故歐洲美元市場之業務規模得以不斷成長。且成功地成為全球短期利率的指標。Kuprianov(1986)提出歐洲美元市場快速成長之原因有三：一為倫敦銀行同業間拆款利率(LIBOR)已成為美國短期利率的指標。二為歐洲美元存款期貨可在芝加哥商品交易所交易使得交易熱絡。三為大多數的國際性銀行相當倚賴歐洲美元的短期資金。

目前歐洲美元的交易中心在英國倫敦，由於市場的成長，使得倫敦成為國際資本市場移動的中樞。它已成為許多國家的中央銀行對外準備的投資出口，並且是開發中國家資金的來源，它接受美元存款，然後再貸放給需要美元者。

¹若以收益率來報價，則買方必須出較高的收益率，賣方出較低的收益率。因此，若 IMM 指數的報價為 93.40，即表示此期貨價格所購買的短期公債之折價收益率或短期公債期貨利率為 6.6%。因此交割的價格為： $\$1,000,000 \times \{1 - (0.066 \times 90/360)\} = \$985,500$

像芝加哥商品交易所/國際貨幣市場的短期公債期貨一樣，歐洲美元存款期貨亦為一短期利率期貨，但其成交量卻遠超過短期公債期貨。歐洲美元期貨契約的交易標的物與短期公債的債券型契約不同，歐洲美元期貨的交易標的為商業銀行的美元定期存款，因此不像短期公債期貨以實體公債來履行交割義務，而是以現金結算。歐洲美元存款期貨契約規範，參見附錄二(芝加哥商品交易所三個月期歐洲美元期貨契約)。

由於期貨契約最大的特性是標準化。舉凡標的物的種類、數量、品質、交割條件、時間與地點等等都有嚴格的規定，唯一可由買賣雙方協商的價格則是由交易廳內需求與供給的力量所決定。而期貨價格的形成乃基於交易者現時對未來時點供需狀況的預期，就理性的經濟學者而言，將使用所有可得之訊息來做預測，所以說期貨價格為交易者對未來均衡現貨價格所做成的理性預期。預期下所形成的期貨價格之訊息，可幫助廠商對可儲藏商品訂定儲存決策，並且影響整個生產及消費決策，對商品供需過程的穩定也有所助益，此牽涉到期貨市場價格發現功能，在此將期貨的功能列述如下：

(一)避險功能

期貨交易最原始的目的，即在於提供交易標的商品的生產者、中間商、持有者或使用者，移轉其可能遭受到的價格變動風險，使其成本及利潤得以有所保障，可專心於本身的經濟活動。

(二)價格發現的功能

期貨價格代表市場參與者對未來價格的預期，並透過公開競價的過程來進行交易，最後所成交的價格，最能反映市場參與者對未來供需的判斷。

(三)投機功能

期貨市場由避險者與投機者所組成，投機者有能力去承擔避險者所不願意承擔的

風險，如此期貨交易才得以進行，市場運作更有效率。

第二節 期貨、現貨價格關聯性之相關理論

期貨價格與現貨價格存在一理論關係，當期貨現貨價格偏離理論價格關係，且偏離程度大於手續費及稅捐時，套利之力量將會介入，在價格高估的一方賣出，在價格低估的一方買進，藉此套利行為將會使期貨價格與現貨價格回歸均衡。至於期貨與現貨存在何種關係，將影響市場套利之力量大小，以及一般學者研究期貨價格時常著眼於其是否能一致反應未來的現貨價格，而究竟能反應到何種程度，即對此兩種價格間的關係情形各有各的看法，因此，本節就期貨與現貨之價格間關聯性的相關期貨市場理論做一概略性的說明。

一、正常反向市場理論(The Normal Backwardation Theory)

Keynes(1964)基於以下三個假設：

- 1.投機者為淨買方，避險者為淨賣方。
- 2.投機者為風險趨避者，故要求正的報酬。
- 3.投機者無預測價格能力，即其所有的利潤可視為承擔風險的報酬。

認為期貨價格雖高於目前的現貨價格，但會低於未來的現貨價格，而期貨價格低於未來現貨價格的差額即為賣方付與買方的風險貼水，亦即期貨價格會有低估偏誤。由於以上三個假設太過嚴謹，且與現實情況不盡符合，故受到不少批評。

二、儲存價格理論(The Theory of the Price of Storage)

此理論由Working(1949)提出，而由Brennan(1958)加以延伸。Working認為只有在預期報酬大於儲存成本時才會有人願意持有貨幣，而預期報酬為期貨價格與現貨價格之差，且預期報酬為存貨的函數，即

$$F_t - S_t = f(X_t) \quad (2-1)$$

其中 F_t 為期貨價格， S_t 為現貨價格， X_t 為期末存貨水準。而Brennan則認為儲存的總成本 $m(X_t)$ 為實質儲存成本 $o(X_t)$ 、風險趨避因子 $r(X_t)$ 及便利報酬 $c(X_t)$ 的函數，即總成本可寫為：

$$m(X_t) = o(X_t) + r(X_t) - c(X_t) \quad (2-2)$$

三、持有成本理論(Cost of Carry Theory)

根據Brenner and Menachem(1989)先將基差(Basis)定義為現貨價格與期貨價格的差，基差通常包含了時間、空間與等級的因素，故一般認為其已反應了持有成本。持有成本包括：倉儲、運費、融資利息、保險、腐壞等成本。

基於下列完美市場的假設條件下，可將儲存價格理論加以擴展為持有成本理論。

- 1.沒有交易成本及稅的考量，沒有賣空的限制。
- 2.可以無限制的進行借貸，而且利率水準維持不變。
- 3.沒有信用風險存在。
- 4.商品可以儲存。

在持有成本理論下，期貨價格應等於現貨價格加上持有成本減去持有報酬(carry return)和便利性報酬(convenience return)，表示如下式：

$$F_{t,T} = S_t + CC_{t,T} - CR_{t,T} - CY_{t,T} \quad (2-3)$$

其中， $CC_{t,T}$ 表示從第 t 期持有現貨到第 T 期所需負擔的持有成本， $CR_{t,T}$ 表示第 t 期持有現貨到第 T 期所能獲得的持有報酬， $CY_{t,T}$ 表示從第 t 期到第 T 期所產的便利性報酬。

在持有成本理論下，期貨與現貨的價格會維持在一個穩定的均衡關係下。若期貨價格高於理論價格，則可賣出期貨而買進現貨來進行套利活動，賺取無風險報酬。此稱為持有現貨套利策略(long arbitrage)。此時，因套利活動進行賣出期貨及買進現貨，使得期貨價格下跌而現貨價格上升，如此期貨與現貨的價格又會回到其原有的均衡狀態。反之，若現貨價格高於理論價格，則可賣出現貨而買進現貨來進行套利活動，賺取無風險報酬。此稱為賣空現貨套利策略(short arbitrage)，之後期貨與現貨價格亦會又回到其原有的均衡狀態。

依據持有成本理論的說法，期貨與現貨的價格會維持在一個穩定的均衡關係。然而，在現實環境中並不與持有成本理論中所假設之完美市場條件相符合，以期貨與現貨間之關係為例，「理論」與「現實」之間的差距主要有以下幾點：

1.交易成本存在

市場上的套利者原本可以藉著在兩市場內一買一賣的套利策略獲取無風險利潤，但因須負擔交易成本而變的無利可圖。因此，套利者會等到現貨與期貨價格偏離均衡關係達一定差距後(差價大於交易成本)，才會進行套利行為，也正因為期貨與現貨之買進或賣出之交易成本不同，導致此均衡區間的不對稱關係。

2.利率水準不是固定不變

在現實環境中，利率水準是隨著時間及經濟環境的改變而有所變化的，且期貨契約每日結算(daily settlement)的特徵，使得即使未達到期日也會有產出現金的流進或流出，因此套利者同時也面臨了利率波動的風險，而持有成本理論所認為之期貨與現貨價格的均衡關係可能不存在。

3.資金成本不同

嚴格的套利行為定義必須符合無期初期末現金流出、無風險與利潤為正等之條件。故在整個套利行為完成前，有可能須以借款的方式籌措資金或將多餘的資金貸放出去。但借貸的利率不會相等。除此之外，借貸款的利率也會因金額及個人信用條件而有所不同。也正因為有資金成本不同的原因使得期貨與現貨價格的均衡關係可能不存在。

4.槓桿效果不同

至於期貨之買賣是採取保證金交易，其具有的槓桿效果又較融資、融券的槓桿效果來的大。也正因為有此槓桿效果不同的原因使得期貨與現貨價格的均衡關係可能不存在。

5.稅賦效果不同

現貨市場中，個人交易者有權利選擇實現其資本利得或損失的時點(timing option)，因此造成在稅賦上的一些利益，但期貨市場卻無此權利，這項稅賦效果的差異，將會使得期貨價格略低於依持有成本理論所出之均衡價格。

第三節 相關研究文獻探討

本節將回顧探討短期利率期貨與現貨價格關聯之文獻，內容涵蓋期貨現貨領先落後關係，期貨之價格發現功能，及比較不同模型。由於過去文獻相當多，無法一一列舉，故本節將對本文形成有重要啟示之文獻，利用實證結果分為期貨領先現貨、現貨領先期貨、期貨與現貨互為因果或無關來回顧文獻，且依年代先後逐一回顧國內外相關之文獻。

早期文獻包括 Hendershott(1967), Kwack(1971), Argy and Hodiera(1973)及 Levin(1974)發現美國貨幣市場較不易受到國外貨幣市場的影響，且歐洲美元利率期貨會隨美國國內利率變化而調整。說明了當時利率傳導方向是偏於單向的，即由美國境內傳至外在金融市場。但從最近文獻發現，自從外匯管制解除，美國國內利率一般對經濟與貨幣變化的調整較外在市場來得快速。

Hendershott(1967), Kwack(1971), Argy and Hodiera(1973)最早發現美國國庫券利率(T-Bill Rate)是歐洲美元利率期貨(Eurodollar-rate Futures Contract)之主要決定者。此時只認為二者的關係是單向，也就是美國國庫券利率會影響歐洲美元利率期貨，而歐洲美元利率期貨不會影響美國國庫券利率。而由於受限於美國可轉讓定期存單存在利率上限，因此美國可轉讓定期存單和歐洲美元存款利率之間並無直接關係。但自 1973 年，聯邦準備銀行取消了該利率上限的規定之後，可轉讓定期存單利率及美國國庫券利率都成為研究者研究的對象；其次，由於美國國內市場影響到國際市場的研究產生了懷疑，因此也開始著手從事因果關係之研究，探討是否存在回饋效果(Feedback Effect)。以下將對短期利率期貨依不同的領先落後關係作文獻回顧。

一、期貨領先現貨

Giddy, Dufey and Min(1979)首先提出使用美國可轉讓定期存單利率來代替美國國庫券期貨的利率，而且他們也是第一個研究資訊傳遞過程的回饋關係。他們使用 1974 年 1 月到 1978 年 5 月的週資料且主張歐洲美元存款是商銀的負債，其風險特性

和美國國庫券不同，故提出使用美國可轉讓定期存單利率來代替美國國庫券的利率來當作研究對象。研究結果發現為歐洲美元利率期貨調整較美元利率調整來得快。顯示美國銀行在貨幣市場條件的改變下調整是緩慢的，同時歐洲美元利率對市場條件較敏感。

Martikainen(1995)以 1989 年及 1990 年共兩年的三個月期歐洲美元期貨與現貨價格日資料，採用雙向 Granger causality 檢定期貨及現貨相對利率的預測能力。研究結果顯示期貨市場利率的變動對於報酬率的預測能力優於現貨市場價格的變動對於報酬率的預測能力；而且期貨市場的報酬率對於交易頻率高的標的與交易頻率低的標的均有預測能力，此結果的涵意為期貨市場更新資訊的能力比現貨市場快。

二、現貨領先期貨

Swanson(1987)以 Granger Causality 並使用 1973 年 1 月 1 日到 1983 年 12 月 31 日的歐洲美元存款利率期貨和美國可轉讓定期存單利率之每週及每日的資料來探討二者之落差期(Lead-Lag)關係。其實證結果發現：(1)週資料具同步影響；(2)日資料方面發現美國國內市場影響歐洲市場的效果較強；(3)整合性隨時間增加而增加。

三、期貨與現貨互為因果或獨立

Kean and Hachey(1983)利用 1974 年到 1981 年三個月到期之美國國庫券利率期貨，美國可轉讓定期存單和商業本票的週資料來看個別間與歐洲美元存款利率期貨間的關係。並且使用 Granger Causality 為研究方法。發現歐洲美元存款利率期貨和美國國庫券利率為雙向關係。歐洲美元存款利率期貨和美國可轉讓定期存單利率及商業本票利率間為單向關係。即美國可轉讓定期存單利率及商業本票利率會影響歐洲美元利率，且認為國內市場的調整速度較快，此乃是因為管制已經減少了。

Edgar and Swanson(1984)以 Granger Causality 並使用 1973 年 7 月 1 日到 1983 年 12 月 30 日現貨市場的美國國庫券利率，美國可轉讓定期存單的日、週、月和季資料探討與歐洲美元期貨間的關係，其實證結果為美國可轉讓定期存單利率和歐洲美元存款利率間是相互獨立的。

Swanson(1988a)使用 1973 年 7 月 2 日到 1984 年 4 月 30 日的歐洲美元存款利率期貨和美國可轉讓定期存單利率之每週及每日的資料來探討二者之落差期(Lead-Lag)關係。使用方法為 Granger Causality，其實證結果發現：(1)存在回饋效果(Feedback effect)。(2)期間一(1976 年 7 月 20 日到 1977 年 7 月 29 日又稱管制前)，期間二(1980 年 10 月 23 日到 1981 年 11 月 13 日又稱管制後)管制後回饋效果更強，亦即二者間的因果關係達成更加快速，因此整合性提高了。

Swanson(1988b)以 Granger Causality 利用 1980 年 1 月到 1984 年 12 月的月資料發現有同步性的效果存在。但綜合 Swanson(1988a)發現同步性效果只存在週資料及月資料並不存在於日資料上，此隱含二市場並非高度整合，因此資料無法在一天內迅速反應所有的資訊。

李宏志與游淑華(1991)藉由三個月期歐洲美元市場和美國國庫券市場彼此間在每日及每小時價格的互動關係來探討兩市場之整合性，研究期間從 1982 年到 1992 年，以定態與共整合為基礎，進而使用誤差修正模型進行整合分析，其實證結果發現歐洲美元和美國國庫券期貨兩市場具高度的整合關係。

Li(1992)的研究主要透過探討歐洲美元期貨和美國國庫券期貨之短期利率期貨市場的調整速度來看二者之落差或領先的關係，並進而解釋二者關係在逐年間之變化及其穩定性。所採用的方法是自我相關移動平均迴歸模式(ARIMA)與轉換方程(Transfer Function)。採用的資料期間為 1983 年到 1989 年之歐洲美元和美國國庫券之每十分鐘的期貨價格。實證結果發現 1983 年到 1989 年這段期間市場反應市場消息是同步的，表示二者間具共整合關係。且在逐年的因果關係上亦發現從 1983 年到 1989 年都有因果關係，且其關係相當穩定。因此，表示出二者之關係具一致變動的性質。

Fung and Leung(1993)利用共整合與誤差修正模型來探討歐洲美元期貨與現貨市場間的關聯性，以三個月期歐洲美元期貨與倫敦銀行拆款利率為研究對象，研究期間為 1983 年到 1990 年。其研究結果發現(1)期貨與現貨價格間存在有共整合的現象；(2)歐洲美元期貨具有價格發現的經濟功能；(3)歐洲美元期貨與現貨市場間存在有回饋

關係，亦即兩者是相互影響。

Fung and Lo(1993)利用 Traditional and Modified rescaled range methods 來解釋歐洲美元期貨和美國國庫券的長期關係(Long-term Relation)，發現二者都沒有長期關係。因此，未來利率趨勢是無法用過去利率趨勢來預測。在實證分析上，只採用增加的利率資料(Increment of interest rate)，以避免序列之非定態問題。由 1982 年 1 月 1 日到 1991 年 12 月 31 日的日、週、月資料的分析上來看，發現這兩個期貨市場並沒有長期的記憶，即支持弱勢效率市場存在，而其中重要的經濟涵義是說投資者利用歷史的利率資料無法達成有效的套利交易，因為在弱勢市場下無法利用過去的歷史利率來找出未來利率的變化。

Krehbiel and Adkins(1994)根據 Fama and French (1987)的迴歸關係去檢測期貨合約的預測力和系統性貼水是否存在。他發現期貨價格無法提供額外的訊息去預測未來的現貨市場，因此無法有證據證明存在系統性風險。其次，利用 Johansen(1988)最大概似估計法去估計共整合關係發現利用歐洲美元和美國國庫券之期貨和現貨價格去估計都發現存在共整合關係。

劉志霖(2000)利用每小時及每半小時的資料來探討美國國庫券與歐洲美元期貨在價格變動波動率之關聯性，研究期間為 1982 年到 1998 年，研究方法為一階及二階動差的模型，其實證結果為美國國庫券與歐洲美元利率期貨市場價格變動率及波動性，短期內相互存在領先或落後的回饋效果；長期而言，兩市場價格亦顯著的相互影響。

林鳳珍(2001)研究主要探討 1987 年及 1989 年美國股市崩盤前後國際貨幣市場間的價格與波動性領先落後關係的變化，進一步了解投資人在股市崩盤前後學習效果的改變。即在探討三個月期歐洲美元(外在)市場和三個月期美國國庫券(國內)市場，彼此間的互動關係。研究方法是以前 Engle and Granger(1987)所提出的共整合(cointegration)模式，來檢定三個月期美國國庫券與三個月期歐洲美元利率期貨市場價格是否有長期

均衡關係。並且結合 Granger(1988)提出的誤差修正模型(ECM)及引用 Nelson(1991)提出之 EGARCH 模型來探討兩者期貨價格領先落後的關係與波動之不對稱性及外溢效果。其實證結果為以 Engle and Granger 共整合模式檢定三個月期美國國庫券與三個月期歐洲美元利率期貨價格發現，無論崩盤前後均具有一長期均衡的關係，另外以 EGARCH 配適誤差修正模型(ECM)中之條件平均數顯示，根據五分鐘及十分鐘的資料發現在 1987 年股市崩盤後，三個月期美國國庫券期貨價格與三個月期歐洲美元期貨價格間具有明顯的領先落後關係，且存在回饋(Feedback)效果。即兩市場是呈現相互領先落後的關係。

根據上述之文獻回顧可知，在短期利率期貨市場中，大多是以美國國庫券利率期貨和歐洲美元期貨為研究標的，其主要的原因是這兩期貨契約在短期利率期貨市場中的交易量大較具代表性，且這兩種期貨契約有許多相似的地方，如：契約大小、交割月份與報價方式皆相同的，而兩者不同之處是美國國庫券利率期貨是實物交割，歐洲美元利率期貨是以現金結算的。因此過去大多數的研究，都以衡量美國國庫券和歐洲美元之期貨與現貨這兩市場間的關係。

而在探討利率期貨與現貨二者間的領先落後關係，大多數的研究者皆普遍採用 Granger 因果關係來作為主要的研究方法，且在選取的研究期間及資料間隔皆不相同，如：每日、每週、每分鐘、每五分鐘與每十分鐘的間隔，皆會造成不同的結果，有的研究結果顯示期貨領先現貨、現貨領先期貨或期貨與現貨間不存在領先落後關係等不同的結果，所以不同的時間會使得研究結果有很大的差異。因此，將不同的研究者的研究結果彙總於表 2-3 美國國庫券與歐洲美元關聯性文獻整理。從研究結果中顯示，不同期間與不同資料間隔，將使研究結果呈現不同的結果，並發現若時間間隔越短，期貨領先現貨的結果更加明顯。

表 2-3 美國國庫券與歐洲美元關聯性文獻整理

作者	研究標的	資料型態	研究方法	結果
Kean and Hachey (1983)	三個月期美國國庫券、美國可轉讓定期存單和商業本票與歐洲美元存款利率	1974~1981 週資料	Granger Causality	1.歐洲美元存款利率和美國國庫券利率為雙向關係。 2.歐洲美元存款利率和美國可轉讓定期存單利率及商業本票利率間為單向關係。
Edgar and Swanson (1984)	現貨市場的美國國庫券、美國可轉讓定期存單利率與歐洲美元存款	1973/07/01 ~1983/12/30 日、週、月和季資料	Granger Causality	美國可轉讓定期存單利率和歐洲美元存款利率間是相互獨立的。
Swanson (1987)	歐洲美元存款利率和美國可轉讓定期存單利率	1973/01/01 ~1983/12/31 週資料、日資料	Granger Causality	1.週資料具同步影響。 2.日資料方面 美國國內市場影響歐洲市場效果較強。 3.整合隨時間增加而增加。
Swanson (1988a)	歐洲美元存款利率和美國可轉讓定期存單利率	1973/07/02 ~1984/04/30 週資料、日資料	Granger Causality	1.存在回饋效果。 2.管制後回饋效果更強因果達成更加快速。
李宏志與游淑華(1991)	歐洲美元和美國國庫券利率期貨	1982~ 1992 每小時資料、日資料	誤差修正模型 (ECM)	結果發現歐洲美元和美國國庫券期貨兩市場具高度的整合關係。
Li (1992)	歐洲美元期貨和美國國庫券期貨之短期利率期貨	1983 ~ 1989 十分鐘的期貨價格	ARIMA 與轉換方程	1983 年到 1989 這段期間二市場反應市場消息是同步的，表示二者間具共整合關係且在逐年的因果關係上亦發現從 1983 到 1989 都有因果關係，且其關係相當穩定。因此，表示出二者之關係具一致變動的性質
Li (1994)	歐洲美元和美國國庫券	1983 ~1989 每十分鐘資料	共整合	發現所有期間皆存在共整合。且逐年之共整程度相當穩定
劉志霖 (2000)	歐洲美元和美國國庫券利率期貨	1982~1998 每小時與每半小時資料	雙變量 EGARCH 模型	1.短期內兩市場價格變動率及波動有相互回饋效果。 2.長期兩市場的價格相互影響
林鳳珍 (2001)	歐洲美元和美國國庫券利率期貨	1985~1991 日內資料	誤差修正雙變量 EGARCH 模型	兩市場是呈現相互領先落後的關係

依上述內容可發現期貨契約之功能主要在於規避風險，而從持有成本理論與不偏預期理論亦可得知期貨與現貨存在密切之關聯。對期貨與現貨領先落後關係成因之分析，在理論上期貨價格對訊息之反應領先現貨，究竟實證上期貨對現貨價格是否存在價格發現功能，而期貨之價格波動對現貨之價格波動是否亦存在相同之機制，設立適當之實證模型分析等等問題將於下章說明。

回顧過去有關期貨與現貨之相關文獻，發現短期利率期貨之研究標的，大多採用三個月期美國國庫券期貨與現貨及歐洲美元期貨與現貨，因美國國庫券利率期貨及歐洲美元期貨之成交量在所有利率期貨中成交量相對較高(參見表1-2)，流動性大較具有代表性。因此，本研究將採用三個月期貨美國國庫券、歐洲美元期貨與現貨作為研究標的。另外由過去的文獻整理得知，過去學者在研究短期利率期貨與現貨之關聯性，大多採用Granger因果關係、誤差修正模型或GARCH模型來探討，由於期貨與現貨常屬於不穩定數列，兩者具有長期共整合關係，因此一般乃建立誤差修正模型或Granger因果關係對期貨與現貨之動態關係與領先落後關係進行分析。探討期貨與現貨報酬波動之關聯則利用GARCH模型，因此本文將同時利用Granger因果關係、誤差修正模型與GARCH模型不同的研究方法來探討短期利率期貨與現貨間之關聯性。

第三章 研究方法

美國國庫券與歐洲美元之現貨與期貨彼此間是否存在關聯性，可經由價格數列的探討來瞭解，如果經由共整合模式得知兩兩間存在共整合的關係，則表示美國國庫券與歐洲美元之現貨與期貨市場長期而言存在一定比例的對應關係，再經由誤差修正模式(ECM)的揭露將能發覺美國國庫券與歐洲美元之現貨市場與期貨市場兩兩間的動態關聯性。

本研究首先將檢定美國國庫券與歐洲美元之現貨市場與期貨市場的價格序列是否屬於單根性質，如果美國國庫券期貨與現貨及歐洲美元期貨與現貨的價格序列均為AR(1)的時間數列，將能滿足進行共整合的必要條件，再經由共整合檢定發現美國國庫券與歐洲美元之現貨市場與期貨市場存在共整合的關係，表示美國國庫券期貨(現貨)的價格序列與歐洲美元期貨(現貨)的價格序列長期而言存在某種程度的相關，而後再將共整合模式所產生的誤差項帶入誤差修正模式中，如此經由美國國庫券期貨(現貨)市場的短期變動、歐洲美元期貨(現貨)市場的短期變動及誤差修正項的長期均衡關係組合，以解釋美國國庫券與歐洲美元之現貨市場與期貨市場的動態關聯，進一步評量現貨與期貨市場的價格揭露功能。

第一節 單根檢定

在進行時間數列分析前，必須先確定時間數列是否為穩定狀態，如此才可以一個固定係數的方程式來進行估計和預測。而以往的實證研究多採用傳統的迴歸分析方法

如普通最小平方方法(OLS)與一般化最小平方方法(GLS),其皆假設殘差必須滿足白噪音的條件,所以當經濟變數之時間序列不符合定態時,使用傳統的檢定方法將容易棄卻變數之間沒有相關的虛無假設。Granger and Newbold(1974)以Monte Carlo模擬發現,對獨立非定態變數進行迴歸分析時,傳統之 t 和 F 檢定會過度拒絕虛無假,而產生錯誤的統計推論,稱此種情況為假性迴歸(spurious regression)。所以,雖然迴歸分析之結果有很高的 R^2 與 t 統計量,但由於D.W.值偏低及假性迴歸的問題,而造成傳統檢定方法在拒絕沒有序列相關的虛無假說時有很大偏誤。所以單根檢定主要在檢定各數列以自我迴歸型式中,是否含有單根,進而推知數列是否穩定。

此外,共整合研究中所使用的定義皆採用弱式穩定的定義,穩定就是指時間序列的平均數及變異數為常數,並不會因時間的改變而變動,且其自我相關係數只與兩期間的間隔有關,而與本身所在的時點無關,即自我相關函數會呈現截斷(cut-off)型態。反之,若時間數列不穩定時,則該數列將呈現無規則隨機漫步,或趨於正負無限大。因此時間數列必須穩定方能進行迴歸估計及統計檢定。根據Granger and Newbold(1974)提出,若資料數列非穩定,不經處理使之穩定而直接從事迴歸分析,將會產生假性迴歸的問題,因此時間數列必須穩定方能進行估計及統計檢定。

學術界大抵都可接受多數的總體經濟變數普遍存在單根的事實,因為大多數經濟數列的平均數或是變異數都會隨著時間的經過而改變,通常不是穩定的數列,傳統將不穩定數列轉換為穩定數列之方式為差分(Difference),經過差分的處理,可以將不穩定數列轉換成穩定數列,亦即將數列整合。根據Engle and Granger(1987)年對整合階數的定義:一數列 X_t 經過 d 次差分後為一穩定、可逆的ARMA型,則可稱此數列為整合級次 d 次(integrated of order d)的數列,表示成 $X_t \sim I(d)$ 。若數列只經一次差分即符合弱勢定態的要求,則記為 $I(1)$ 數列,而 $I(0)$ 則是表示數列本身即為穩定,其整合級次為零。

檢定時間數列是否為穩定可以採用單根檢定，而關於單根檢定的方法最常使用 Dickey-Fuller檢定法(DF檢定)、 Augmented Dickey-Fuller檢定法(ADF檢定)及Phillips and Perron檢定法(PP檢定)。

一、 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 單根檢定法

Dickey-Fuller檢定法差分之後雖得以去除其非穩定問題，但是仍具有豐富的時間相依異質性(time-dependent heteroskedasticity)。其後推出ADF(Augmented Dickey-Fuller)及PP(Phillips Perron) 檢定來修正移動平均項及白噪音問題。根據Pagan & Wickens(1989)對於時間序列的文獻回顧中發現，ADF檢定較DF檢定強而穩定。其中ADF法乃將誤差項序列相關(Serial correlation)的可能性考慮進去，藉由納入更多誤差項前期觀察值為解釋變數，來吸收誤差項之序列相關影響。

此外 Schwart(1987)以 Monte Carlo 的實驗結果顯示，ADF 及 PP 均足以修正移動平均項所造成的噪音問題，因此本研究採用 ADF 檢定法及 PP 檢定法來驗證時間序列資料是否呈現穩定的狀態。

Augmented Dickey-Fuller 檢定可分為三種型態：

$$\Delta Y_t = bY_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3-1)$$

$$\Delta Y_t = a + bY_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3-2)$$

$$\Delta Y_t = a + gT + bY_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3-3)$$

式中 p 為最適落後期， Y_t 表示資料數列， t 表示時間趨勢(deterministic trend)

使得誤差項趨於白噪音(white noise)，即 $e_t \sim N(0, s^2)$ 。若 Y_t 為非穩定，則 $\beta=0$ ，但若 Y_t 為穩定，則 $\beta \neq 0$ 。因此假設檢定為：

$H_0 : \beta = 0$ (存在單根，非穩定)

$H_1 : \beta \neq 0$ (不存在單根，穩定)

上述三式不同之處在於模型中是否包含飄移項 a_0 或時間趨勢項 t 。其中檢定的虛無假設為 $H_0 : \beta=0$ 。倘若三個檢定式皆拒絕 H_0 ，則表非該數列並不存在單根，亦即為穩定之型態。反之，檢定的結果若不能拒絕虛無假設，表示數列存在一單根，即數列並不穩定，故先需將數列以差分處理，直至穩定為止。

ADF 檢定法對於最適落後期的選定，一般有下列兩種準則：

- (一) AIC準則：Engle and Yoo建議以AIC(Akaike Information Criteria)值最小者為最適落後期。
- (二) SBC準則：選取SC(Schwarz Criteria)值最小者為最適落後期。

當數列存在單根時，該時間數列為非穩定的時間數列，不能用原始的數列直接進行迴歸分析及統計檢定。必須經過 d 次差分處理達到穩定狀態。但由於Dickey-Fuller檢定法假設誤差項不存在自我相關，有較多的限制，而ADF檢定法則透過適當落後期的選擇，可以消除殘差項序列相關的問題。

二、Phillips and Perron(PP)單根檢定法

Phillips and Perron(1988)利用無母數的方法來修正ADF檢定統計量，以允許殘差項有自我相關以及異質變異的問題。若時間趨勢項不存在($a_2 \neq 0$)時，其檢定統計量

為：

$$Z(\mathbf{t}_m) = \frac{\hat{s}}{\hat{s}_{Nm}} \mathbf{t}_m - \frac{1}{2} (\hat{s}_{Nm}^2 - \hat{s}) N \left[\hat{s}_{Nm}^2 \sum_{n=2}^N (Y_t - \bar{Y}_{-1})^2 \right]^{-1/2} \quad (3-4)$$

其中， N 為樣本數， $\bar{Y}_{-1} = (N-1)^{-1} \sum_{n=2}^N Y_{n-1}$ ， \hat{s}^2 為樣本變異數， \hat{s}_{Nm} 為其所對應虛無假設成立下之殘差變異數。若時間趨勢項存在($a_2=0$)時，其檢定統計量為：

$$Z(\mathbf{t}_t) = \frac{\tilde{s}}{\tilde{s}_{Nm}} \mathbf{t}_t - (\tilde{s}_{Nm}^2 - \tilde{s}^2) N^3 (4\hat{s}_{Nm} (3D_{xx})^{1/2})^{-1} \quad (3-5)$$

其中， \tilde{s} 、 \tilde{s}_{Nm} 之定義與 \hat{s} 、 \hat{s}_{Nm} 相同， D_{xx} 為解釋變數交叉積矩陣之行列值(determinant of the regressor cross-product matrix)。

第二節 共整合檢定

共整合(cointegration)觀念與經濟學的長期均衡(long-run equilibrium)概念非常相似。在經濟學上所謂的長期均衡代表的是一種隨時間收斂的過程。在一個經濟體系下，所有的經濟變數會遵循一個共同因子(common factor)做一種系統性的共移(co-movement)，此一過程可以表示為 $X_1 = \beta X_2$ ，代表著 X_1 及 X_2 之間存在一種長期線性關係。統計上，定態過程(stationary process)可以用來表示均衡關係；若兩變數間存有均衡的關係，則可以 $f(X_1, X_2) = 0$ 表示，統計上則表示為 $e_t = f(X_1, X_2)$ ，而假設 e_t 期望值等於零，變異數為一固定常數的一種隨機過程；換言之， X_1 與 X_2 間允許一種誤差(error)或短期調整存在，且這個誤差必須不隨時間成長，若此誤差會隨時間而變大，則 X_1 與 X_2 之間並不存在所謂的均衡關係；因此定態過程的存在，意味著兩個變數間具有一

種均衡關係。

Johansen於1988年針對Engle & Granger的概念加以研發而提出最大概似比檢定法(maximum likelihood ratio test)。他將兩變數擴充為多變數，允許有多組共整合向量存在。

考慮一個 n 維度的向量自我迴歸模型(vector autoregressive model)：

$$X_t = A_1 X_{t-1} + K + A_K X_{t-k} + m + \Psi D_t + e_t, \quad t=1, \dots, T \quad (3-6)$$

式中， X_t 為一 $n \times 1$ 維度的隨機變數向量， X_{k+1}, \dots, X_0 為已知的， e_1, \dots, e_T n iid(0, S)的高斯誤差(Gaussian errors)， μ 為截距項， D_t 為非隨機變數的向量，如季節性虛擬變數(seasonal dummies)。式(3-6)經由計算可得到下式：

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + K + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + m + \Psi D_t + e_t, \quad t=1, \dots, T \quad (3-7)$$

$$\Rightarrow \Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + m + \Psi D_t + e_t, \quad t=1, \dots, T \quad (3-8)$$

式中， $\Delta = 1 - L$ ， L 為落遲運算因子(lag operator)

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - \Lambda - A_i), \quad i=1, \dots, k-1$$

$$\Pi = -(I - A_1 - \Lambda - A_k)$$

式(3-8)為一誤差修正模型(error-correction model)， αX_{t-k} 為誤差修正項(error correction term)， α $n \times n$ 稱為長期衝擊矩陣(long run impact matrix)，表現變數間的長期關係，若沒有 αX_{t-k} 此項，只是一傳統一階差分的VAR。

$\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i}$ 刻劃短期動態關係，

描繪當體系出現干擾時，各變數脫離均衡關係後的調整情形；此外 α 是決定了共整合向量的數目，而 β 可分為以下三種情形：(1) $rank(\beta)=n$ ，(2) $rank(\beta)=0$ ，(3) $0 < rank(\beta) < n$ 。
 (1)表示 X_t 向量內所有變數皆為 $I(0)$ ，即為定態，(2) β 為零矩陣，表示系統內所有變數透過一階差分後為 $I(0)$ ，即式(3-8)為一傳統的一階差分VAR，(3)則表示存在兩個 $n \times r$ 矩陣 α 與 β ，使 $\beta = \alpha\beta'$ ，其中 α 為調整向量(adjustment vector)， β 為共整合向量，表示 n 個變數間存在 r 個共整合向量。

因此Johansen(1988)檢定共整合向量個數的方式為使用概似比統計量(likelihood ratio statistic)，對 $H_1: rank(\beta)=r$ ($r < n$)的假設作檢定，共有兩種統計量，一為軌跡統計量(trace statistic)，另一則為最大特性根統計(maximum eigenvalue statistic)，茲將此兩種統計式簡述如下：

1. 軌跡檢定(trace test)

其虛無假設與對立假設如下所示：

$$H_0: rank(\beta) \leq r$$

$$H_1: rank(\beta) > r$$

軌跡檢定之統計式為

$$I_{trace} = -2 \ln(Q) = -T \sum_{t=r+1}^n \ln(1 - I_t) \cong \sum_{t=r+1}^n T I_t, \quad r=0, \dots, n-1 \quad (3-9)$$

2. 最大特性根檢定(maximal eigenvalue test):

其虛無假設與對立假設為：

$$H_0: rank(\beta) = r$$

$$H_1: rank(\beta) = r+1$$

統計式為：

$$I_{\max} = -2 \ln(Q) = -2 \ln(Q: r|r+1) \quad (3-10)$$

因為以上兩種統計量的分配是呈一布朗運動(Brownian Motion)的漸進分配，而不是一般概似比統計量服從的卡方分配，所以臨界值不能查卡方分配表，若使用EViews統計軟體，臨界值可查閱Osterwald-Lenum(1992)所建立的分配表，如果是使用Cats統計軟體，則對照Johansen and Nielson(1993)所建立的分配表。

在檢定準則方面：若 Johansen Cointegration Test 之 Likelihood Ratio 大於 5%顯著水準下的 critical value，則具有共整合關係，而落後期數的選取亦以 min(AIC)及 min(Schwarz criterion)為準則。若檢定結果顯示美國國庫券期貨與現貨、歐洲美元期貨與現貨價格間具有共整合關係，則以誤差修正型(Error-correction model, ECM)進行 Granger 因果關係檢定。

第三節 誤差修正模型與 Granger 因果關係檢定

誤差修正模型早在 60 年代 Sargan、Hendry(1964)就已提出，此模型主要是透過誤差修正項來代表變數間長期之關係。傳統模型常為使數列滿足定態之要求，通常藉由差分的方式將不穩定數列轉換為穩定，可是此種作法常使模型遺漏變數間之長期關係，透過加入誤差修正項，即可避免模型因漏列重要訊息而造成模型誤設。根據 Engle and Granger(1987)的研究指出，若發現變數間具有共整合關係，必定會有一誤差修正項存在。其觀念是藉由前期的長期共整合關係失衡部分、修正短期動態調整現象，以解釋數列間的短期變動關係以及由短期不均衡狀態調整至長期均衡的過程。故數列的

變動不僅受自身與其他數列前期的影響，同時亦受到前一期失衡狀態的影響。

一、誤差修正模型

由於現實環境中大多數總數體經濟變數的時間序列資料皆具有非定態特性，因此在進行實證分析過程中，皆將變數進行差分，使其變成定態序列變數，但是經過差分處理將導致變數原始富有長期特性訊息的特性消失殆盡，此將影響實證分析之結論的顯著性，並且使得變數間的動態關係設定錯誤。

為了避免此一處理非定態變數所造成長期訊息的損失之缺陷，Granger(1980)及Engle and Granger(1987)提出運用共整合關係加入實證模型之中，作為衡量變數間所具有之長期均衡關係訊息以解決差分過程所造成之長期訊息的損失，因為即使個別經濟變數是依循隨機漫步，但是若變數間存在共整合關係，則這些變數的線性組合在長期內必藉短期的動態調整，而回復至長期均衡。其正式的定義如下：

若符合以下兩個條件，則向量 $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ 中的變數具有共整合關係，可以表示成 $X_t \sim CI(d, b)$ ：

1. 向量 X_t 中所有的變數的整合級次皆為 d 。
2. 存在一向量 $b = (b_1, b_2, \dots, b_n)$ ，使得線性組 $bX_t = b_1x_{1t} + b_2x_{2t} + \dots + b_nx_{nt}$ 的整合級次為 $(d-b)$ ，其中 $b > 0$ ，向量 b 稱為共整合向量。

當此經濟變數間偏離此長期均衡關係時，其衡量此偏離程度可表示為 $e_t = bx_t$ ， e_t 稱為均衡誤差(equilibrium error)。若此一偏離長期均衡程度 e_t 恆為定態，則表示此偏離現象乃是暫時性的，隨後此一偏離狀態即會回復均衡。由上述的定義可知，1. 除非各變數的整合級次相同，否則 $bX_t = 0$ 不具任何意義。因為，若 $e_t = bx_t$ ，且 $e_t \sim N(0, s^2)$ ，

即 $e_t \sim I(0)$ ，而 x_t 中的變數整合級次不盡相同，將不會有任何參數向量 β 能滿足 $e_t = \beta x_t$ 。2. 如果變數皆為 $I(1)$ 序列，而 $e_t \sim I(0)$ ，則此種變數間的均衡關係顯示，其中一個序列的變動將可被另一序列的變數所相互抵銷，所以其差分後之序列不再具有明顯的趨勢，而是呈現出定態的序列。

根據 Engle and Granger(1987)，若兩個 $I(1)$ 數列存在共整合關係，則存在有一誤差修正之表示方式，亦即：

$$\Delta y_t = \mathbf{a}_1 + \mathbf{a}_y(y_{t-1} - \mathbf{b}_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p_1} \mathbf{a}_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \mathbf{a}_{12}(i) \Delta z_{t-i} + \epsilon_{yt} \quad (3-11)$$

$$\Delta z_t = \mathbf{a}_2 + \mathbf{a}_z(y_{t-1} - \mathbf{b}_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1}^{q_1} \mathbf{a}_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} \mathbf{a}_{22}(i) \Delta z_{t-i} + \epsilon_{zt} \quad (3-12)$$

上二式中， \mathbf{a}_1 、 \mathbf{a}_2 、 \mathbf{a}_y 、 \mathbf{a}_z 、 $\mathbf{a}_{11}(i)$ 、 $\mathbf{a}_{21}(i)$ 、 $\mathbf{a}_{12}(i)$ 及 $\mathbf{a}_{22}(i)$ 皆為參數， p_1 、 p_2 、 q_1 、 q_2 為最適落後期數。 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ， $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$ 。

殘差 e_{t-1} 之值為估計 $(t-1)$ 期之長期均衡偏誤，即為誤差修正項： ϵ_{yt} 與 ϵ_{zt} 皆為白噪音，且 $|\mathbf{a}_y| + |\mathbf{a}_z| \neq 0$ ，表示 \mathbf{a}_y 、 \mathbf{a}_z 中至少有一不為 0，因此可將 Engle-Granger 兩階段的共整合檢定法所得之殘差 $\{e_{t-1}\}$ 當成解釋 $y_{t-1} - \mathbf{b}_1 z_{t-1}$ 之變數，運用估計長期均衡關係所得之殘差，估計誤修正模型為：

$$\Delta y_t = \mathbf{a}_1 + \mathbf{a}_y e_{t-1} + \sum_{i=1}^{p_1} \mathbf{a}_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \mathbf{a}_{12}(i) \Delta z_{t-i} + \epsilon_{yt} \quad (3-13)$$

$$\Delta z_t = \mathbf{a}_2 + \mathbf{a}_z e_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_1} \mathbf{a}_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} \mathbf{a}_{22}(i) \Delta z_{t-i} + \epsilon_{zt} \quad (3-14)$$

由(3-13)式與(3-14)式的計量模型可知， y_t 數列之變化可由上期之均衡誤差、前期 z_t 之遞延項的變化與本身 y_t 過去之變化所解釋。反之 z_t 序列亦同理。

利用 ECM 模型即可進行以下之檢定，並探討數列 y_t 、數列 z_t 兩數列間的 Granger 因果關係。

1. $H_0 : a_{12}=0$? 拒絕 H_0 ，表示「數列 z_t 為數列 y_t 之因，數列 z_t 會影響數列 y_t 」。
2. $H_0 : a_{21}=0$? 拒絕 H_0 ，表示「數列 y_t 為數列 z_t 之因，數列 y_t 會影響數列 z_t 」。
3. 將(1)、(2)皆拒絕，表示「數列 y_t 、數列 z_t 間存在回饋關係」。
4. $H_0 : a_y=0$? 拒絕 H_0 ，表示「數列 y_t 會往長期均衡作移動」。
5. $H_0 : a_z=0$? 拒絕 H_0 ，表示「數列 z_t 會往長期均衡作移動」。

進行 $a_{12}=0$ 或 $a_{21}=0$ 檢定時，所使用的方法是採 F-test。由於 F-test 可針對迴歸式中部分係數進行整體檢定，因此我們會根據受限制下(指虛無假設成立下)以及未受限制下(指完整迴歸式)所決定的殘差平方和(residual sum of squares)來決定 F 統計量。 F 統計量的公式如下所示：

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u) / m}{SSE_u / [N - 2 \times (m + 1)]} \quad (3-15)$$

SSE_r ：為受限制(restricted)下的殘差平方和

SSE_u ：為未受限制(unrestricted)下的殘差平方和

N ：為樣本數

M ：為落後期數

倘若虛無假設 H_0 成立下，此時受限制的殘差平方和應會等於未受限制的殘差平方和，故 F 值會等於 0。若所求得的 F 值相當大時，表示受限制下與未受限制下的殘差

平方和差距很大，在此情況下，我們應拒絕虛無假設。

至於檢定數列 y_t 與數列 z_t 是否會往長期均衡移動，只需對單一係數(a_y 或 a_z)做檢定即可。因此，檢定統計量採用 t-test 作為分析工具。其中 a_y 或 a_z 是表示數列 y_t 為數列 z_t 往長期均衡調整的速度。倘若兩係數皆為顯著，表示數列 y_t 為數列 z_t 均會往均衡作移動。若發現 $a_y > a_z$ 表示數列 y_t 之移動進度會較數列 z_t 來得快，其餘類推。

二、因果關係

假設有 X 與 Y 兩個變數，當對 X 做預測時，除了使用 X 過去資料所提供的資訊外，若加上 Y 過去的資料，而使得對 X 的預測更準確，則稱 Y 是 X 的因(Y causes X)；反之，當對 Y 做預測時，若加上過去的資料，能降低 Y 的預測誤差，則稱 X 是 Y 的因；若以上兩種情況同時發生時，稱 X 與 Y 具有回饋關係(feedback effect)。

Granger(1969)是從變數的預測能力來定義兩變數間的因果關係。根據 Granger 對因果關係的定義，是利用在不同的訊息集合下，嘗試增加另一變數，視其能否降低預測誤差的觀念，來進行因果關係的檢定。值得一提的是，Granger 因果關係是指統計上的因果關係，其不全然是我們一般所謂的導致關係，嚴格說來，應稱為領先落後關係。

首先定義 X_t 與 Y_t 兩變列的訊息集合如下：

\bar{X} ：包含 X 所有過去的值

$\bar{\bar{X}}$ ：包含 X 當期與所有過去所有的值

\bar{Y} ：包含 Y 所有過去的值

$\bar{\bar{Y}}$ ：包含 Y 當期與所有過去所有的值

s^2 : 預測均方誤

(1) 當期因果關係

$$s^2(x_t | \bar{X}, \bar{Y}) < s^2(x_t | \bar{X}) \quad (3-16)$$

表示加入 Y 之當期值有助於 X 之預測，稱 Y 瞬間影響。

(2) 因果關係

$$s^2(X_t | \bar{X}, \bar{Y}) < s^2(x_t | \bar{X}) \quad (3-17)$$

表示加入 Y 過去之訊息有助於 X 之預測，稱 Y 影響 X 。

(3) 回饋關係

$$s^2(x_t | \bar{X}, \bar{Y}) < s^2(x_t | \bar{X}), \quad s^2(y_t | \bar{X}, \bar{Y}) < s^2(y_t | \bar{Y}) \quad (3-18)$$

表示加入 Y 所有訊息，有助於 X 的預測，且加入 X 所有的訊息，有助於 Y 的預測，表示 Y 影響 X ， X 影響 Y ，亦即 X 與 Y 之間存在回饋效果。

(4) 獨立關係

$$s^2(x_t | \bar{X}, \bar{Y}) = s^2(x_t | \bar{X}, \bar{Y}) = s^2(x_t | \bar{X}) \quad \text{且} \quad s^2(y_t | \bar{X}, \bar{Y}) = s^2(y_t | \bar{X}, \bar{Y}) = s^2(y_t | \bar{Y}) \quad (3-19)$$

表示加入 Y 當期和過去的訊息，無助於 X 的預測，且加入 X 當期和過去的訊息，也無助於 Y 的預測，所以 X 與 Y 間無因果關係。

Granger(1969)除了在其文獻中對因果關係進行定義外，並發展出一雙變數迴歸式如下：

$$\begin{aligned}
y_t &= \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 y_{t-1} + \Lambda + \mathbf{a}_1 y_{t-n} + \mathbf{b}_1 x_{t-1} + \Lambda + \mathbf{b}_1 x_{t-n} \\
x_t &= \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 x_{t-1} + \Lambda + \mathbf{a}_1 x_{t-n} + \mathbf{b}_1 y_{t-1} + \Lambda + \mathbf{b}_1 y_{t-n}
\end{aligned}
\tag{3-20}$$

這個迴歸式中有個小缺失就是並沒有考量到同期影響關係，檢定結果只會有三個 Granger 所定義的因果關係，「 x 與 y 為獨立關係」、 「 x 與 y 為因果關係」、 「 x 與 y 為回饋關係」。

對於所有的 (x, y) 數對，檢定出的 F-statistic 即所謂的 Wald statistic，而其 joint hypothesis 為：

$$\mathbf{b}_1 = \mathbf{b}_2 = \Lambda = \mathbf{b}_t = 0$$

對於上兩式，第一條迴歸式的虛無假設為「 x does not Granger-cause y 」，第二條迴歸式的虛無假設為「 y does not Granger-cause x 」。

Granger causality 檢定是先選取不同的落後期數代入模型中，得到的結果會是兩個迴歸式之 F -statistic 與其對應的 p -value 來判斷是否拒絕虛無假設。嚴格的說，如果第一個迴歸式的 p -value > 0.01 顯著水準的話，表示接受虛無假設， x does not Granger-cause y ，若 p -value < 0.01 顯著水準的話，表示拒絕虛無假設， x Granger-cause y ，第二個迴歸式同理可得。

本研究另外透過 GARCH 模型來探討報酬序列的領先落後關係，即是以美國國庫券期貨與現貨、歐洲美元期貨與現貨之報酬率數列來作檢定，而本研究之報酬率的計算方法是將原來的期貨數列及現貨數列取對數之後，再取一次差分而得。

第四節 常態分配檢定、自我相關檢定及異質性檢定

研究時間序列資料除了需要檢測序列自我相關係數外，在進行 GARCH 模型分析之前，進一步要檢驗是否有 ARCH 效果。本研究之常態分配及序列相關檢定，係針對美國國庫券期貨與現貨及歐洲美元期貨與現貨之報酬率數列來做檢定，而報酬率的定義乃是根據連續複利的觀念，即是將原來的期貨與現貨數列取對數之後，再取一次差分而得。

一、常態分配檢定

常態分配檢定主要採用兩種方法，第一種為適合度檢定(goodness-of-fit test)，根計算出之數列的 Kolomogorov-Smirnov D 機率分配適合度統計值，或是 w 統計值(當樣本數較少時)，來檢定數列的機率分配是否為一常態分配。其虛無假設為 $H_0 : D=0$ ，表示該數列為一常態分配，而對立假設為 $H_1 : D>0$ ，表示該數列不為一常態分配。若 D 值大於 5% 顯著水準的臨界值，則拒絕數列為常態分配。

第二種方法為偏態係數(skewness)、峰態係數(kurtosis)檢定法，茲將之分別敘述如下：

(一)偏態係數檢定

如果一數列為一常態分配，則其偏態係數的值為零。故可檢定偏態係數是否為零，來判定此數列是否為一常態分配。

$$\text{偏態係數} = \frac{\sum_{t=1}^n (r_t - \bar{r}_t)^3}{nS^3} \quad (3-21)$$

其中， r_i 表示報酬率，其平均數為 \bar{r}_i ， n 為樣本數，而 s 則表該報酬率數列之標準差。對於一常態分配而言，其偏態係數平均數為零、變異數為 $6/n$ 之常態分配。因此檢定某數列是否符合常態分配時，可檢定其偏態係數是否為零。其虛無假設為該數列符合常態分配，檢定的方法，則是採用傳統的 Z 檢定，在 5% 的顯著水準之下，檢定偏態係數是否介於正負兩倍的標準差之間，即介於 $2\sqrt{6/n}$ 與 $-2\sqrt{6/n}$ 之間。若偏態係數落於正負兩倍的標準差之外，在 5% 的顯著水準之下，則拒絕該數列符合常態分配之假設。

(二) 峰態係數檢定

如果一數列為一常態分配，則其峰態係數的值為 3。故可檢定峰態係數是否為 3，來判定此數列是否為一常態分配。

$$\text{峰態係數} = \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r}_i)^4}{n s^4} \quad (3-22)$$

對於一常態分配而言，其峰態係數平均數為 3，變異數為 $24/n$ 之常態分配。因此，檢定某數列是否符合常態分配時，可檢定其峰態係數是否為 3。其虛無假設為該數列符合常態分配，檢定的方法，則是採用傳統的 Z 檢定，在 5% 的顯著水準下，檢定峰態係數減 3 後是否介於正負兩倍的標準差之間，亦即 $2\sqrt{24/n}$ 與 $-2\sqrt{24/n}$ 之間。若偏態係數落於正負兩倍的標準差之外，在 5% 的顯著水準之下，則拒絕該數列符合常態分配之假設。

二、自我相關檢定

傳統的時間序列模型常假設條件變異數為固定，但是近年來許多學者研究經濟變

數序列，發現其常存在高度的異質變異現象，當序列具有非線性相依的現象時，表示存在有異質變異數。

(一)檢定單一之序列相關係數是否為零

時間序列之 s 期的自我相關係數 r_s ，其計算如下：

$$r_s = \frac{\text{cov}(r_t, r_{t-s})}{s_t^2} \quad (3-23)$$

其中 s 表落後之期數， $\text{cov}(r_t, r_{t-s})$ 表 r_t 與 r_{t-s} 之間的自我共變數 (autocovariance)， s_t^2 表 r_t 之變異數， r_s 屬於一平均數為 0，變異數為 $1/n$ 之常態分配。因此，檢定某數列是否存在自我相關之現象時，可檢定其自我相關係數是否為 0。檢定的方法，是採用傳統的 Z 檢定，在 5% 的顯著水準下，檢定序列相關統計量是否介於正負兩倍 (為 1.96 之近似值) 的標準差之間，亦即 $2\sqrt{1/n}$ 與 $-2\sqrt{1/n}$ 之間。其虛無假設為該數列不具序列相關，若序列相關統計量落於正負兩倍的標準差之外，則在 5% 的顯著水準之下，拒絕該數列不具序列相關之假設。

(二)聯合檢定序列相關係數是否為零

若要檢定一組的序列相關係數是否為零，則須採用一聯合檢定，譬如依據 Ljung-Box 的 Q 統計量，敘述如下：

$$Q(p) = n(n+2) \sum_{s=1}^p \frac{1}{n-s} \cdot r_s^2 \sim c^2(P) \quad (3-24)$$

其中 n 為樣本數， s 表落後期數。統計量為一自由度為 P 之卡方分配。

Ljung-Box 聯合檢定的虛無假設為自我相關統計量($r_1, r_2, r_3, \dots, r_p$)皆為零，對立假設為自我相關統計量不全為零。若一估計量 $Q(P)$ 大於 5% 顯著水準之關鍵值，則拒絕沒有序列相關的虛無假設。

三、異質性檢定

所謂的異質性(heteroskedasticity)即表示某一數列之變數並非固定之常數，而是會隨時間而變動的(time-varying)。其所表現出來的特性，便是如 Fama(1965)所提及的，大幅度的價格波動會跟隨著大幅度的價格波動，而小幅度的價格波動會跟隨著小幅度的價格波動，不管價格變動的方向是正向或是負向。

在檢定異質性時，本研究所採用的方法為 Ljung-Box 檢定法，如果報酬率平方的 $Q(P)$ 值大於報酬率之 $Q(P)$ 值，則該數列具有異質性；反之，則無異質性存在。

第五節 ARCH 與 GARCH 模式之估計方法

過去研究發現經濟變數存在序列相關與波動群聚之非線性相依的現象，此問題通常利用於模型等式右邊增加依變數自我相關的落後階數來解決序列相關之問題。然而序列相關之問題存在時可能使條件變異數隨時間改變而變動，此點不但表示變異數不具齊一性，且變異數之間似乎存在某種關係，為了描述此叢聚之特性，Engle(1982)提出自我迴歸條件異質變異模型(ARCH Model)，將條件變異設定為落後 q 階的殘差平方之線性函數。Bollerslev(1986)乃根據ARCH之概念提出了一般化ARCH模型，稱為一般自我相關條件異質模型(GARCH Model)，除了落後 q 階的殘差平方亦加入落後 p 階的條件變異，如同依時間數列之ARMA(p, q)。以下為此兩種模型的設定方式、估計

方法及如何檢定有無ARCH效果。

一、ARCH(q)與GARCH(p, q)之線型設定

ARCH模型可以描述一模型殘差變異隨時間而改變之現象，ARCH(q)模式可設定如下：

$$y_t = x_t' \mathbf{b} + \mathbf{e}_t, \quad t=1, \dots, T \quad (3-25)$$

$$\mathbf{e}_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3-26)$$

$$\begin{aligned} h_t &= E(\mathbf{e}_t^2 | \Omega_{t-1}) \\ &= \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i \mathbf{e}_{t-i}^2 \end{aligned} \quad (3-27)$$

其中 x_t 為 $k \times T$ 的解釋變數向量，可能包含被解釋變數的落後項；而 β 為解釋變數之係數向量； $\mathbf{e}_t | \Omega_{t-1}$ 為給定前期訊息的條件殘差，其條件均數為零而條件變異 h_t 為(3-27)式的設定，受前 q 期已實現殘差平方所影響，雖然條件變異會隨時間而有所變動，但是非條件變異可能仍符合白噪音的假設，即非條件殘差滿足下式：

$$E(\mathbf{e}_t) = 0 \quad (3-28)$$

$$E(\mathbf{e}_i \mathbf{e}_j) = \begin{cases} \mathbf{s}^2 & \text{for } i = j \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3-29)$$

為使條件變異數恆為正，必須加上 $a_0 > 0$ 與 $a_i > 0, i = 1, 2, \dots, q$ 的限制條件。不過滿足上述條件並無法確保 h_t 是否會趨近無限大，若如此可能會造成統計檢定結果不顯著的情況，為規避此種情況必須再加上適當之限制條件使其滿足弱性定態(weakly

stationary)之條件。Engle(1982)證明此線性ARCH(q)要滿足弱性穩定之充分條件為其相關特徵方程式之根皆落於單位圓之外，且非條件變異穩定且為正，非條件變異如下：

$$\mathbf{s}^2 = \frac{\mathbf{a}_0}{1 - \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i} \quad (3-30)$$

即 $1 - \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i < 1$ 且 $a_0 > 0$ 。藉由(3-27)可瞭解前期波動影響後期波動之傳導途徑。

Engle(1982)利用ARCH模型作實證分析時發現，條件變異方程式常需要相當長的落後期數以增加模型之解釋能力，在落後期數增加之後待估計的參數增加，也使模型自由度減少，因此模型並不滿足參數精簡原則(parsimonious parameterization)。Bollerslev(1986,1988)將條件變異之落後期數加入(3-27)式中，形成所謂GARCH模型以精簡估計參數。GARCH(p, q) 可設定如下：

$$\begin{aligned} y_t &= \mathbf{x}'_t \mathbf{b} + \mathbf{e}_t, \quad t=1,2,\dots,T \\ \mathbf{e}_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= E(\mathbf{e}_t^2 | \Omega_{T-1}) \\ &= \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i \mathbf{e}_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \mathbf{g}_j h_{t-j} \end{aligned} \quad (3-31)$$

變數之意義與ARCH(q)相同。為使條件變異恆為正值，需對參數加入 $\mathbf{a}_0 > 0, \mathbf{a}_i \geq 0, i=1,2,\dots,q$ 與 $\mathbf{g}_j \geq 0, j=1,2,\dots,p$ 之限制條件。為證明一高階ARCH可轉換低階GARCH，可將(3-31)式中條件變異方程式改寫如下：

$$h = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}(L)e_t^2 + \mathbf{b}(L)h_t \quad (3-32)$$

其中， $\mathbf{a}(L) = \mathbf{a}_1 L + \mathbf{a}_2 L^2 + \dots + \mathbf{a}_q L^q$ ； $\mathbf{g}(L) = \mathbf{g}_1 L + \mathbf{g}_2 L + \dots + \mathbf{g}_p L^p$ ， L 為落後運算因子。若 $1 - \mathbf{g}(L)$ 多項式的根皆落在單位圓之外，可將(3-32)改為下式：

$$\begin{aligned} h_t &= \frac{\mathbf{a}_0}{1 - \mathbf{a}(1)} + \frac{\mathbf{a}(L)}{1 - \mathbf{g}(L)} e_t^2 \\ &= \frac{\mathbf{a}_0}{1 - \sum_{i=1}^p \mathbf{g}_i} + \frac{\mathbf{a}(L)}{1 - \mathbf{g}(L)} e_t^2 \\ &= \mathbf{a}_0^* + \sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{d}_i e_{t-i}^2 \end{aligned} \quad (3-33)$$

其中 \mathbf{d}_i 為 $\frac{\mathbf{a}(L)}{1 - \mathbf{g}(L)}$ 展開後之各項係數，由上式即可瞭解GARCH模型可轉換成一無窮階ARCH模型，利用此種特性即可使模型之估計參數較為精簡。至於GARCH(p, q)符合弱定態之條件，Bollerslev(1986)證明為 $\sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i + \sum_{j=1}^p \mathbf{g}_j < 1$ ，其稱為廣義的穩定性質。

二、ARCH與GARCH效果之檢定

(一) ARCH效果檢定

Engle(1982)提出以LM統計量作為檢定ARCH效果的工具。其檢定方式可分為以下三步驟：

1. 先利用最小平方方法估計殘差項， $\hat{e}_t = Y_t - \mathbf{b}'X_t$
2. 以 \hat{e}_t^2 為被解釋變數， \hat{e}_t^2 的落後項為解釋變數得一輔助迴歸式：

$$e_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i e_{t-i}^2 + v_t \quad (3-34)$$

3.以輔助迴歸式計算 $(T-q) \times R^2$, T 為樣本數且 $(T-q) \times R^2 \sim \chi^2(q)$

LM檢定的虛無假設為 $H_0 : a_1 = a_2 = \dots = a_q = 0$, 當統計量超過臨界值則拒絕虛無假設 , 即表示存在ARCH效果。

(二)GARCH效果檢定

根據上述ARCH檢定方式即可判斷過去殘差平方項是否影響未來殘差平方 , 不過上述方法卻無檢定GARCH之效果 , Bollerslev建議以LM統計量檢定GARCH效果 , 其檢定方法如下 :

1.首先設定一GARCH(p,q)模型 , 其條件變異數如下式 :

$$h = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p g_j h_{t-j} \quad (3-35)$$

2.以最大概似估計法估計參數 , 並計算模型之 R^2 , 再將 R^2 乘以 $(T-p)$ 可得LM統計量。
3.LM統計量之漸進分配為卡方分配 , 利用前步驟計算LM值 , 即可進行GARCH效果之檢定。

本文將利用上述檢定之方式對模型殘差進行檢定 , 以確定實證模型之正確設定。

本章根據第二章對文獻探討分析之結果 , 選取本章之計量方法來對數列之特性進行檢定 , 並從資料之特性建構適當之實證模型 , 以對短期利率期貨與現貨之關聯性進行分析。由於短期利率期貨與現貨價格應為不穩定之數列 , 且兩者存在共移之現象 , 此兩點則可利用單根檢定與共整合檢定來確認。此外可以上述方法檢定短期利率期貨與現貨之領先落後關係。至於實證計量之處理 , 本研究利用EViews之統計軟體做資料之特性檢定與模型參數之估計。

第四章 實證結果與分析

本章將利用第二章的理論基礎及第三章模型估計與相關計量方法，針對短期利率期貨與現貨市場進行關聯性之實證研究。第一節將描述資料特性及建構實證模型，最後針對實證模型做因果關係的評估以判斷其領先-落後的關係，以利大眾投資決策者之參考依據。

第一節 資料描述

本研究主要探討短期利率期貨市場與現貨市場之關聯性，是以芝加哥商業交易所(CME)中的三個月期美國國庫券期貨與三個月期歐洲美元期貨為研究對象，研究期間為1994年4月至2002年5月，採用每日的收盤價，所以三個月期美國國庫券期貨與三個月期歐洲美元期貨，各有1992筆觀測值，而美國國庫券現貨是採用90天期美國國庫券利率，研究期間為1994年4月至2002年5月，其共有1981筆觀測值，歐洲美元現貨是採用歐洲美元存款利率，研究期間為1994年4月至2002年5月，共有1981筆觀測值。上述之研究資料來源為寶來期貨、經濟新報、AREMOS。

在期貨市場方面，通常是最近月份契約(nearby contract)的交易最活絡，其價格亦最具代表性，期貨資料是依最近月份的期貨價格作為研究對象，一旦合約到期，則以近次月的合約作為換約(rollover)之標的，所以本研究皆是採用最近期合約為研究資料。

根據樣本觀察期間的資料，可整理美國國庫券期貨、美國國庫券現貨、歐洲美元

期貨與歐洲美元現貨原始數列的基本統計量如表4-1美國國庫券期貨及歐洲美元期貨與現貨價格序列之敘述統計。其中包含了的平均值、標準差、偏態係數、峰態係數及 Jarque-Bera的常態分配檢定統計量。

在表 4-1 中可發現，以標準差來看，顯示美國國庫券現貨之風險較美國國庫券期貨高，而歐洲美元期貨之風險比歐洲美元現貨高，另外由偏態係數與峰態係數份皆顯示期貨與現貨報原始序列皆非為常態分配，並且為右偏的高狹峰，而 Jarque-Bera 檢定則證實了這四個序列皆不符合常態分配。以下將美國國庫券期貨、美國國庫券現貨、歐洲美元期貨與歐洲美元現貨走勢繪於圖 4-2 三個月期美國國庫券期貨走勢圖、圖 4-3 90 天期美國國庫券現貨走勢圖、圖 4-4 三個月期歐洲美元期貨走勢圖、圖 4-5 三個月期歐洲美元現貨走勢圖。

表 4-1 美國國庫券及歐洲美元期貨與現貨價格序列之敘述統計

	美國國庫券期貨	歐洲美元期貨	美國國庫券現貨	歐洲美元現貨
平均值	95.19550	94.61151	4.759001	5.258960
標準差	1.041775	1.141458	0.997681	1.109230
偏態係數	1.472580	1.690288	-1.688150	-1.773072
峰態係數	5.219505	5.803530	5.826077	6.070243
Jarque-Bera 值	1117.481 (0.000000)	1592.070 (0.000000)	1392.010 (0.000000)	1816.043 (0.000000)

註：括弧內的數字為 p 值

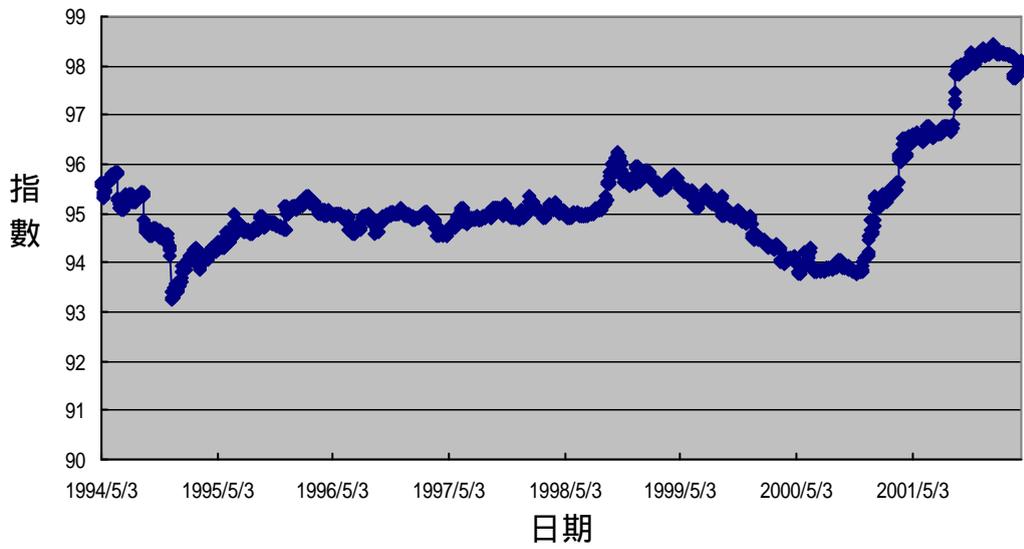


圖 4-2 三個月期美國國庫券期貨走勢圖

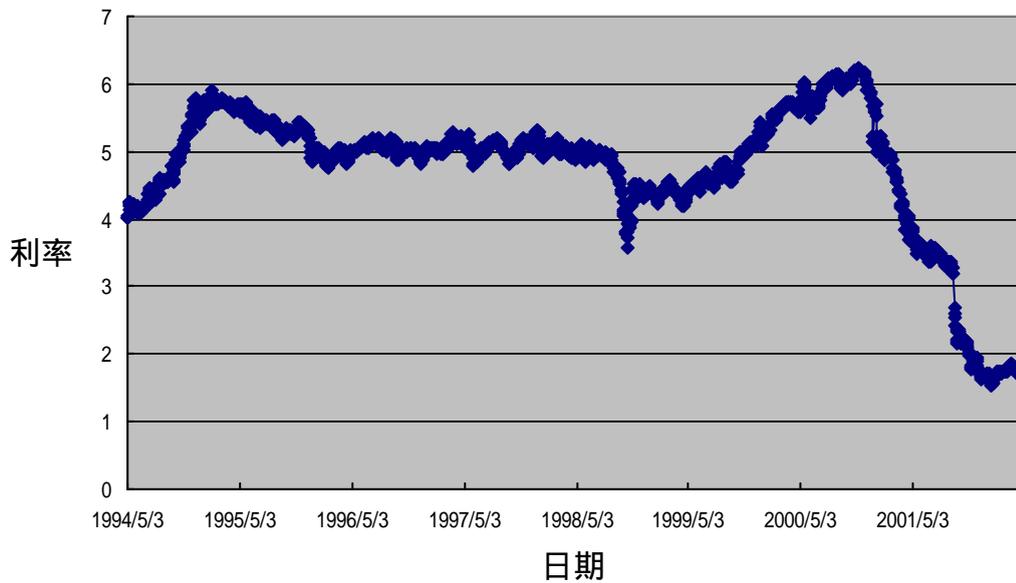


圖 4-3 90 天期美國國庫券現貨走勢圖

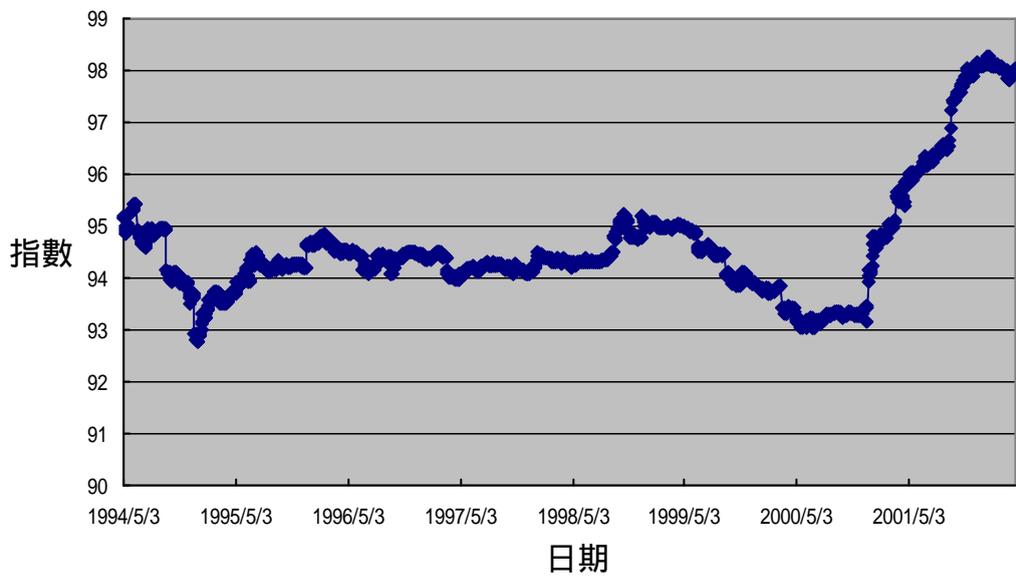


圖 4-4 三個月期歐洲美元期貨走勢圖

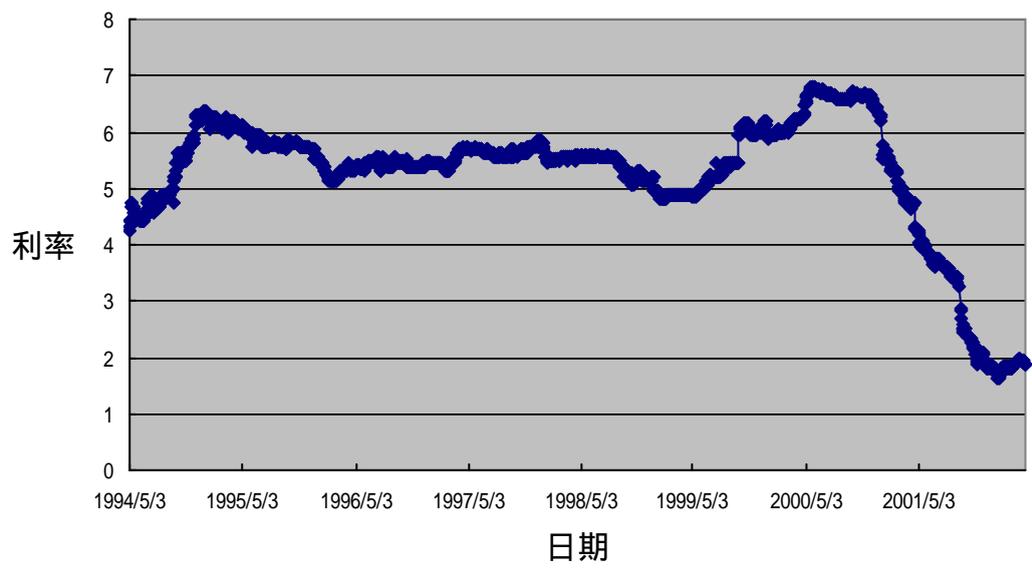


圖 4-5 三個月期歐洲美元現貨走勢圖

第二節 實證結果分析

一、單根檢定

本研究欲探討短期利率期貨與現貨之關聯性，進而分析二者價格關係的共整合檢定之前，必須確定研究變數存在相同的整合級數，所以須先做單根檢定。因此本研究則分別採用 ADF 及 PP 單根檢定法進行研究，檢視三個月期的美國國庫券期貨與現貨和三個月期的歐洲美元期貨與現貨之時間序列是否具有單根，檢定結果若拒絕虛無假設，則判定此時間序列為定態，若時間序列具有單根，則須將數列進一步差分，直到數列不具有單根為止。而檢定的過程中，最適落後期的選擇則採用 AIC 準則作為選取的依據。

檢定結果如表 4-2 短期利率期貨與現貨原始樣本之時間數列的單根檢定，發現無論是美國國庫券期貨與現貨及歐洲美元期貨與現貨之原始價格序列，在 ADF 及 PP 單根檢定法，顯著水準為 1% 下，其檢定結果皆接受虛無假設，即表示不管採用 ADF 單根檢定法或 PP 單根檢定法，美國國庫券期貨、美國國庫券現貨、歐洲美元期貨、歐洲美元現貨皆無法拒絕具有單根的虛無假設，表示美國國庫券與歐洲美元的期貨與現貨之原始時間序列皆呈現為非穩定的隨機漫步趨勢，所以須對短期利率期貨與現貨做一次差分轉換後再作單根檢定，以確定各時間序列資料間是否具有相同的整合級數。

表 4-2 短期利率期貨與現貨原始樣本之時間數列的單根檢定

變數	檢定值		
	最適落後期數	ADF 統計量	PP 統計量
美國國庫券期貨	4	-20.33743 ***	-41.63908 ***
美國國庫券現貨	4	-27.43332 ***	-91.26412 ***
歐洲美元期貨	1	-29.05764 ***	-41.34805 ***
歐洲美元現貨	1	-29.20287 ***	-47.69744 ***

註：1.符號“***”表示在 1%的顯著水準下，拒絕有單根的虛無假設。

2.ADF 檢定與 PP 檢定在 1%的顯著水準下，其臨界值為-2.5668

表 4-3 為短期利率期貨與現貨一階差分後單根檢定的結果。從表 4-3 中可以明顯地看出，經由一階差分後，不管採用 ADF 單根檢定或 PP 單根檢定，各變數皆顯著地拒絕在 1%的統計水準下具有單根存在的虛無假說，表示差分後無單根存在，即經過一階差分後的美國國庫券期貨與現貨、歐洲美元期貨與現貨皆成為定態時間序列，其序列屬於整合級數 $I(1)$ 的型態，由於共整合檢定需要樣本市場為相同的整合級次，因此上述的結果將使本研究能夠續進行期貨與現貨兩兩彼此間的共整合檢定。

表 4-3 短期利率期貨與現貨一階差分之時間數列的單根檢定

變數	檢定值		
	最適落後期數	ADF 統計量	PP 統計量
美國國庫券期貨	1	-0.882072	-0.918031
美國國庫券現貨	5	0.360711	0.127439
歐洲美元期貨	1	-1.155239	-1.188063
歐洲美元現貨	2	0.656461	0.652183

二、共整合檢定

大部份金融市場變數之時間序列皆為非穩定。在實證模型中，各時間序列是否具有共整合關係，對於模型的設定與估計有著重大的影響，若這些變數存在共整合關

係，其即使本身不為穩定序列，亦可經由線性轉換為穩定序列，而不需將原有序列進行一階差分，可藉由共整合分析保留變數間的長期關係，避免因差分而造成變數長期資訊的喪失。根據前面單根檢定實證結果中得知，不論美國國庫券期貨與現貨、歐洲美元期貨與現貨之日資料皆屬於 $I(1)$ 的序列，即變數間可能存在長期的共整合，但是否會因原始序列經差分後而失去共整合關係，必須檢定期貨與現貨序列間是否存在共整合關係。

當短期利率期貨與現貨價格間擁有相同的整合階次，則可利用共整合檢定來檢定兩序列間，是否存在著長期均衡關係。關於變數間共整合關係的估計與檢定，一般來說，有 Engle and Granger(1987)兩階段估計法及 Johansen and Juselius(1990)最大概似法兩種。依據過去文獻的探討，Johansen 最大概似法較佳，故本研究以 Johansen 最大概似檢定法來檢驗變數間，是否有共整合關係存在。本研究以 Johansen 提出的兩組檢定統計量，來檢定共整合係的個數，檢定共整合個數的方式首先由 $r=0$ 的虛無假設開始，若拒絕此假設，表示至少存在一個共整合關係，接著依序增加共整合關係的個數，一直到無法拒絕為止。若檢驗到 $r=k$ 時無法拒絕此假設，則代表此系統存在 k 個共整合關係。

Johansen and Juselius(1990)之最大概似估計方法共整合檢定的結果由表 4-4 三個月期美國國庫券期貨與歐洲美元期貨共整合檢定結果可得知，在 1% 的顯著水準之下，均拒絕了 0 個共整向量，然而 1 個共整向量則無法被拒絕，因此證實歐洲美元期貨與美國國庫券期貨之間存在共整合關係，換言之，歐洲美元期貨與美國國庫券期貨間已達成長期穩定之均衡關係，代表期貨市場間的經濟功能已經初步建立。

表 4-4 三個月期美國國庫券期貨與歐洲美元期貨共整合檢定結果

	特徵值	統計量	假設檢定	5%的臨界值	1%的臨界值
Trace	0.166631	362.2010	$r=0$	12.53	16.31
	6.45E-06	0.012824	$r < 1$	3.84	6.51
?-max	0.166631	362.1882	$r=0$	11.44	15.69
	6.45E-06	0.012824	$r < 1$	3.84	6.51

由表 4-5 三個月期美國國庫券期貨與現貨共整合檢定結果可得知，在 1% 的顯著水準之下，均拒絕了 0 個共整向量，然而 1 個共整向量則無法被拒絕，因此證實三個月期美國國庫券期貨與現貨之間存在共整合關係，換言之，三個月期美國國庫券期貨與現貨間已達成長期穩定之均衡關係。

表 4-5 三個月期美國國庫券期貨與現貨共整合檢定結果

	特徵值	統計量	假設檢定	5%的臨界值	1%的臨界值
Trace	0.030349	71.47686	$r=0$	25.32	30.45
	0.005503	10.85523	$r < 1$	12.25	16.26
?-max	0.030349	60.62163	$r=0$	18.96	23.65
	0.005503	10.85523	$r < 1$	12.25	16.26

由表 4-6 三個月期歐洲美元期貨與現貨共整合檢定結果可得知，在 1% 的顯著水準之下，均拒絕了 0 個共整向量，然而 1 個共整向量則無法被拒絕，因此證實三個月期歐洲美元期貨與現貨之間存在共整合關係，換言之，三個月期歐洲美元期貨與現貨間已達成長期穩定之均衡關係。

表 4-6 三個月期歐洲美元期貨與現貨共整合檢定結果

	特徵值	統計量	假設檢定	5%的臨界值	1%的臨界值
Trace	0.035426	83.19194	$r=0$	25.32	30.45
	0.006206	12.24446	$r < 1$	12.25	16.26
?-max	0.035426	70.94748	$r=0$	18.96	23.65
	0.006206	12.24446	$r < 1$	12.25	16.26

綜觀上述共整合的檢定結果可知，三個月期美國國庫券期貨與現貨及三個月期歐洲美元期貨與現貨間皆存在共整合關係，意味著樣本市場的時間序列短期內雖然可能任意的高低來回走動，但是長期而言彼此間將呈現共同的價格趨勢而不會隨著時間的經過各自漂移，即為期貨與現貨已達長期穩定之均衡關係，也表示在觀察變數的變動時，必須將均衡誤差納入考量，才能更有效瞭解變互動關係。Granger and Engle(1987)證明兩個具共整合的時間序列，必然可用誤差修正模型來表示，也就是可以藉由進行誤差修正模型來探討期貨市場與現貨市場彼此間的因果關係及相互影響。

三、誤差修正模型

若期貨和現貨價格間存在著共整合關係，則依據Engle and Granger(1987)的Granger Representation Theorem，兩數列之間的關係必可用誤差修正模型(Error Correction Model, ECM)來加以表示。換句話說，共整合與誤差修正模型必互為充分與必要條件。誤差修正模型同時考量長期均衡關係與短期動態調整過程，變數間若有共整合關係，其動態調整必定存在誤差修正項，方能使變數往長期均衡邁進；也就是說，一旦誤差修正模型成立，表示變數間的共整合關係就會成立。

誤差修正模型主要是將前期的長期共整合關係中的誤差修正項加入自我迴歸模型中，希望透過此修正項的加入，能將因差分所流失的長期訊息調整回來，使得變數的短期動態調整不至於偏離長期均衡太多。其意義在於變數不只受到本身和其它變數

落後期所影響，還可能受前一期共整合關係之均衡誤差所影響。從共整合檢定中，美國國庫券期貨與美國國庫券現貨及歐洲美元期貨與歐洲美元現貨皆存在一組長期穩定均衡關係的共整關係，所以在進行Granger因果關係檢定，就不能使用傳統的VAR，必須使用ECM進行研究。因Granger(1988)指出，變數間若為共整合，則必定存在因果關係，因此具有共整合關係之變數差分值的動態行程不再適合以傳統的VAR模型表示，因為VAR模型並未考慮長期訊息對價格動態之影響，可能因模型設定錯誤而忽略某些因果關係，所以此時應以誤差修正模型進行因果關係檢定。

在進行模型分析之前，須先選定模式內變數的最適落後期數。若落後期數太少，則會因參數精簡而產生偏誤，但若所選用的落後期數太長，則會因參數過度化而使得估計無效率。若可透過一個判定準則來選擇適當的落後期數，將可以降低估計的偏誤及提高估計的效率。在本研究中落後期數的選擇以AIC值為標準，AIC值最小者即為最佳落後期數。

根據表4-7美國國庫券期貨與歐洲美元期貨ECM下的AIC值，可發現美國國庫券期貨與歐洲美元期貨ECM的AIC值最小是落後期數6期時，由表4-8美國國庫券期貨與美國國庫券現貨ECM下的AIC值中，發現美國國庫券期貨與美國國庫券現貨ECM的AIC值最小是落後期數5期時，由表4-9歐洲美元期貨與歐洲美元現貨ECM下的AIC值中，發現歐洲美元期貨與歐洲美元現貨ECM的AIC值最小是落後期數2期。

表 4-7 美國國庫券期貨與歐洲美元期貨 ECM 下的 AIC 值

落後期數	1	2	3	4	5	6*
AIC 值	11.61696	11.55363	11.36790	11.08354	11.07111	10.98067

註：*表為最適落後期(AIC 值最小)

表 4-8 美國國庫券期貨與美國國庫券現貨 ECM 下的 AIC 值

落後期數	1	2	3	4	5*	6
AIC 值	-6.251388	-6.252391	-6.257273	-6.255282	-6.267594	-6.260226

註：*表為最適落後期(AIC 值最小)

表 4-9 歐洲美元期貨與歐洲美元現貨 ECM 下的 AIC 值

落後期數	1	2*	3	4	5	6
AIC 值	-6.529587	-6.551424	-6.548678	-6.543580	-6.537630	-6.533141

註：*表為最適落後期(AIC 值最小)

在確定樣本市場兩兩彼此間存在共整合的關係時，可以進一步使用誤差修正模型來瞭解樣本市場兩兩彼此間的動態關聯，共整合關係的存在顯示樣本市場存在長期的均衡關係，而共整合迴歸式的殘差項列入考慮(長期關係)並且加入各變數的落後期(短期變動)如此一併考慮樣本市場間的動態關聯。

$$\Delta S_t = a + bZ_{t-1} + \sum_{i=1}^n c_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^m d_j \Delta F_{t-1} + e_t \quad (4-1)$$

式(4-1)中 Z_{t-1} 意味著共整合關係的殘差項，代表樣本市場長期均衡的離差，而 b 則意味著此殘差項的調整速度，若 b 為負值且達到顯著水準則此殘差項(誤差修正項)在誤差修正模型中存在長期均衡的調整能力，即為上期超過均衡部分將在本期減少而上期不足均衡部分將在本期增加，所以會隨著時間的經過達到長期均衡。若 d 達到顯著水準則樣本市場本期的變動可由另一樣本市場過去的變動來解釋，亦即樣本市場間存在因果關係，藉由長期關係及短期變動的觀察以瞭解樣本市場間的動態關聯。

從表 4-10 美國國庫券期貨與歐洲美元期貨誤差修正模型估計結果中可知，當誤差修正模型以美國國庫券期貨為因變數，而以歐洲美元期貨為自變數時，誤差修正項之係數值為 0.694252 達到 1% 的顯著水準，因此美國國庫券期貨本期的變動可透過誤差修正項予以預測，亦即誤差修正項的係數達到顯著水準顯示長期共整合關係的存在藉由誤差修正項的調整而達到長期均衡。而係數估計值為 0.694252 相當大，表示調整速度非常的快，而且歐洲美元期貨(自變數)的落後期為六期，其落後期的係數值除了落後第四期外其餘皆達到 1% 的顯著水準，顯示美國國庫券期貨會受到歐洲美元期貨短期價格波動的負向影響。

當誤差修正模型以歐洲美元期貨為因變數，而以美國國庫券期貨為自變數時，誤差修正項之係數值為-0.389783 達到 1% 的顯著水準，因此歐洲美元期貨本期的變動可透過誤差修正項予以預測，亦即誤差修正項的係數達到顯著水準顯示長期共整合關係的存在，可藉由誤差修正項的調整而達到長期均衡。而係數估計值為-0.389783 相當小，表示調整速度非常緩慢，且美國國庫券期貨(自變數) 的落後期為六期，其落後期的係數值皆達到 1% 的顯著水準，顯示歐洲美元期貨會受到美國國庫券期貨短期價格波動的負向影響。

由上述的因果關係檢定可知，美國國庫券期貨與歐洲美元期貨存在回饋關係，即美國國庫券期貨訊息加入有助於對歐洲美元期貨價格的預測，同理歐洲美元期貨訊息加入有助於美國國庫券期貨價格的預測。而美國國庫券期貨與歐洲美元期貨彼此間的均衡調整主要是透過長期共整合關係的誤差修正項及短期價格波動的影響，即表示美國國庫券期貨與歐洲美元期貨價格關係偏離長期均衡時同時會往長期均衡調整。

表 4-10 美國國庫券期貨與歐洲美元期貨誤差修正模型估計結果

變數	落後期數	因變數			
		美國國庫券期貨		歐洲美元期貨	
		係數值	t-統計量	係數值	t-統計量
美國國庫券期貨	1	-0.638339	-11.5676***	-0.508404	-11.9215***
	2	-0.699275	-12.3456***	-0.476392	-10.8834***
	3	-0.628856	-11.4956***	-0.364775	-8.62858***
	4	-0.251014	-4.91958***	-0.266692	-6.76351***
	5	0.107954	2.53317***	0.125920	3.82343***
	6	0.095186	3.15965***	0.094300	4.05048***
歐洲美元期貨	1	-0.413386	-9.59235***	-0.369873	-11.1059***
	2	-0.149071	-3.67616***	-0.092048	-2.93732***
	3	-0.136497	-3.56037***	-0.083104	-2.80497***
	4	0.006643	0.19114	-0.110196	-4.10263***
	5	-0.079769	-2.63460***	-0.197083	-8.42294***
	6	-0.198449	-9.14735***	-0.208206	-12.4186***
Z(t-1)		0.694252	13.2449***	-0.389783	-9.62251***
Constant		0.005776	0.06035	0.005096	0.06889

註：***表示 1%的顯著水準

從表 4-11 美國國庫券現貨與美國國庫券期貨誤差修正模型估計結果中可知，當誤差修正模型以美國國庫券現貨為因變數，而以美國國庫券期貨為自變數時，誤差修正項之係數值為-0.023963 未達到 1%的顯著水準，因此美國國庫券現貨本期的變動無法透過誤差修正項予以預測，亦即誤差修正項的係數未達到顯著水準顯示長期共整合關係的存在無法藉由誤差修正項的調整而達到長期均衡，而美國國庫券期貨(自變數)的落後期為五期，其落後期的係數值除了落後第五期外其餘皆達到 1%的顯著水準，顯示美國國庫券期貨會受到歐洲美元期貨短期價格波動的影響。

當誤差修正模型以美國國庫券期貨為因變數，而以美國國庫券現貨為自變數時，誤差修正項之係數值為-0.049387 達到 1%的顯著水準，因此美國國庫券期貨本期的變

動可透過誤差修正項予以預測，亦即誤差修正項的係數達到顯著水準，顯示長期共整合關係的存在可藉由誤差修正項的調整而達到長期均衡。而係數估計值為-0.049387相當小，表示調整速度非常緩慢，而美國國庫券現貨(自變數)落後期的為五期，其落後期的係數值皆未達到 1%的顯著水準，顯示美國國庫券期貨不會受到美國國庫券現貨短期價格波動的影響。

由上述的因果關係檢定可知，美國國庫券期貨與現貨存在單向的因果關係，為美國國庫券期貨領先現貨。即美國國庫券現貨訊息加入有助於對美國國庫券期貨價格的預測，而美國國庫券期貨訊息加入無助於美國國庫券現貨價格的預測，因此美國國庫券期貨具有領先的效果，而美國國庫券現貨對美國國庫券期貨的均衡調整主要是透過短期價格波動的影響，而美國國庫券期貨對美國國庫券現貨的均衡調整主要是透過長期共整合關係的誤差修正項，即若此時體系失衡，美國國庫券期貨價格會引導美國國庫券現貨價格至長期均衡。

表 4-11 美國國庫券現貨與期貨誤差修正模型估計結果

變數	落後期數	因變數			
		美國國庫券現貨		美國國庫券期貨	
		係數值	t-統計量	係數值	t-統計量
美國國庫券現貨	1	-0.644053	-24.1798***	0.025252	1.99609
	2	-0.451954	-15.2340***	0.026703	1.89510
	3	-0.313901	-10.4868***	0.015760	1.10854
	4	-0.190680	-6.75593***	0.023542	1.75625
	5	-0.083363	-3.56844***	0.012351	1.11322
美國國庫券期貨	1	-0.341241	-7.03214***	0.079116	3.43283***
	2	-0.185571	-3.77498***	0.012524	0.53642
	3	-0.175222	-3.57386***	0.028245	1.21295
	4	-0.124195	-2.54071***	0.032493	1.39960
	5	-0.073199	-1.52051	-0.054100	-2.36614***
Z(t-1)		-0.023963	-1.55947	-0.049387	-6.76700***
Constant		0.002083	0.73163	-0.001240	-0.91658

註：***表示 1%的顯著水準

從表 4-12 歐洲美元現貨與歐洲美元期貨誤差修正模型估計結果中可知，當誤差修正模型以歐洲美元現貨為因變數，而以歐洲美元期貨為自變數時，誤差修正項之係數值為 0.027893 達到 1%的顯著水準，因此歐洲美元現貨本期的變動可透過誤差修正項予以預測，亦即誤差修正項的係數達到顯著水準，顯示長期共整合關係的存在可藉由誤差修正項的調整而達到長期均衡。係數估計值為 0.027893 相當小，表示調整速度非常緩慢。而歐洲美元期貨(自變數)的落後期為二期，其中落後期的係數值只有落後一期達到 1%的顯著水準，顯示歐洲美元現貨會受到落後一期歐洲美元期貨短期價格波動的影響。

當誤差修正模型以歐洲美元期貨為因變數，而以歐洲美元現貨為自變數時，誤差修正項之係數值為-0.053010 達到 1%的顯著水準，因此歐洲美元期貨本期的變動可透

過誤差修正項予以預測，亦即誤差修正項的係數達到顯著水準，顯示長期共整合關係的存在可藉由誤差修正項的調整而達到長期均衡。而係數估計值為-0.053010 相當小，表示調整速度非常緩慢，而歐洲美元現貨(自變數)的落後期為二期，其落後期的係數值皆達達到 1%的顯著水準，顯示歐洲美元期貨不會受到美國國庫券期貨短期價格波動的影響。

由上述的因果關係檢定可知，歐洲美元期貨與現貨存在單向關係，即歐洲美元期貨訊息加入有助於對歐洲美元現貨價格的預測，而歐洲美元現貨訊息加入無助於歐洲美元期貨價格的預測，但歐洲美元現貨與歐洲美元期貨彼此間的均衡調整主要是透過長期共整合關係的誤差修正項，即表示歐洲美元期貨與歐洲美元現貨價格關係偏離長期均衡時同時會往長期均衡調整。

表 4-12 歐洲美元現貨與期貨誤差修正模型估計結果

變數	落後期數	因變數			
		歐洲美元現貨		歐洲美元期貨	
		係數值	t-統計量	係數值	t-統計量
歐洲美元現貨	1	-0.123117	-5.11849***	-0.021204	-0.94797
	2	0.051032	2.10191***	-0.007145	-0.33314
歐洲美元期貨	1	-0.069422	-3.78526***	-0.306482	-10.4476***
	2	-0.017504	-0.99540	-0.218183	-7.36852***
Z(t-1)		0.027893	5.06913***	-0.053010	-7.89912***
C		0.001377	1.42591	-0.000842	-0.71463

註：***表示 1%的顯著水準

四、Granger 因果關係檢定

從第三節共整合檢定中，我們知道，美國國庫券期貨與美國國庫券現貨及歐洲美元期貨與歐洲美元現貨皆存在一組長期穩定均衡關係的共整合向量，所以應用ECM進行Granger 因果關係檢定；在落差期的選取方面，與共整合檢定時相同，而檢定統

計量為Wald statistic 的F-Statistic。在此要說明一點，Granger(1969)提出因果關係是以是否能夠降低預測誤差為判定標準，也就是當變數X的過去資料有助於變數Y的預測時，我們即認為X在統計上為Y之因。換言之，本研究中所說的因果關係，不必然有著「X導致Y」的含義，其正確的說法應為「領先 - 落後」的關係。其實證結果如表4-13美國國庫券期貨與現貨之因果關係檢定、表4-14歐洲美元期貨與現貨之因果關係檢定、表4-15美國國庫券期貨與歐洲美元期貨之因果關係檢定所示。

由表 4-13 中可知，檢定美國國庫券期貨是否領先美國國庫券現貨，其虛無假設為美國國庫券期貨不領先現貨，檢定結果 p -value(0.00047)小於 0.01，拒絕虛無假設，顯示美國國庫券期貨為現貨的因，也就是說美國國庫券期貨反應新訊息的速度領先美國國庫券現貨。另外檢定美國國庫券現貨是否領先美國國庫券期貨，其虛無假設為美國國庫券現貨不領先美國國庫券期貨，其檢定結果 p -value(0.17061)大於 0.01，不拒絕虛無假設，表示美國國庫券現貨沒有領先美國國庫券期貨，也就是說美國國庫券現貨不為美國國庫券期貨的因，因此可得知美國國庫券期貨和美國國庫券現貨有單向因果關係，而領先落後關係是美國國庫券期貨領先美國國庫券現貨，即是美國國庫券期貨為美國國庫券現貨的因。此結果與理論相符合，期貨的價格發現功能已初步建立。

表 4-13 美國國庫券期貨與現貨之因果關係檢定

	F-test	p -value
TBF does not Granger Cause TBS	12.2744 ***	0.00047
TBS does not Granger Cause TBF	1.87892	0.17061

註：***表示 1%的顯著水準

由表 4-14 中可知，檢定歐洲美元期貨是否領先歐洲美元現貨，其虛無假設為歐洲美元期貨不領先現貨，檢定結果 p -value(0.00000)小於 0.01，拒絕虛無假設，顯示

歐洲美元期貨為現貨的因，也就是說歐洲美元期貨反應新訊息的速度領先歐洲美元現貨。另外檢定歐洲美元現貨是否領先歐洲美元期貨，其虛無假設為歐洲美元現貨不領先歐洲美元期貨，其檢定結果 p -value(0.20431)大於 0.01，不拒絕虛無假設，表示歐洲美元現貨沒有領先歐洲美元期貨，也就是說歐洲美元現貨不為歐洲美元期貨的因，因此可得知歐洲美元期貨和歐洲美元現貨有單向因單關係，而領先落後關係是歐洲美元期貨領先歐洲美元現貨，即是歐洲美元期貨為歐洲美元現貨的因。此結果與理論相符合，期貨的價格發現功能已初步建立。

表 4-14 歐洲美元期貨與現貨之因果關係檢定

	F-test	p -value
EDF does not Granger Cause EDS	19.1189***	0.00000
EDS does not Granger Cause EDF	1.30133	0.20431

註：***表示 1%的顯著水準

由表 4-15 中可知，檢定美國國庫券期貨是否領先歐洲美元期貨，其虛無假設為美國國庫券期貨不領先歐洲美元期貨，檢定結果 p -value(0.00000)小於 0.01，拒絕虛無假設，顯示美國國庫券期貨為歐洲美元期貨的因，也就是說美國國庫券期貨反應新訊息的速度領先歐洲美元期貨。另外檢定歐洲美元期貨是否領先美國國庫券期貨，其虛無假設為歐洲美元期貨不領先美國國庫券期貨，其檢定結果 p -value(0.00000)小於 0.01，拒絕虛無假設，表示歐洲美元期貨有領先美國國庫券期貨，也就是說歐洲美元期貨為美國國庫券期貨的因，因此可得知美國國庫券期貨和歐洲美元期貨有雙向因單關係，而領先落後關係為美國國庫券期貨與歐洲美元期貨互有領先，即是美國國庫券期貨與歐洲美元期貨存在互為因果的回饋關係。

表 4-15 美國國庫券期貨與歐洲美元期貨之因果關係檢定

	F-test	p-value
TBF does not Granger Cause EDF	7.09790***	0.00000
EDF does not Granger Cause TBF	14.3726***	0.00000

註：***表示 1%的顯著水準

五、GARCH模型

(一)GARCH模型的設定

對一個資產持有者而言，感興趣的為預期報酬率和持有期間的變異程度。以 GARCH來探討對報酬波動關聯性，更能捕捉短期異質性的波動性叢聚現象，接著將建構一GARCH模型來探討短期利率期貨和現貨市場報酬波動方面之關聯性。

在GARCH 模型建立方面，依據Bollerslev(1992)的建議，GARCH(1,1)已經能夠充分表示財務序列資料的條件波動的特性，所以本研究模型以GARCH(1,1)為主；因此，本研以GARCH(1,1)模型來探討，其模型設定如下：

$$Y_t = b_0 + b_1 X_t + e_t \quad e_t \sim N(0, h_t) \quad (4-2)$$

$$h_t = a_0 + a_1 h_{t-1} + a_2 e_{t-1}^2 \quad (4-3)$$

其中，(4-2)為平均數方程式，(4-2)為條件變異數方程式。而 Y_t 表第 t 期的報酬率， e_t 為誤差修正項， h_t 為 Y_t 的條件變異數。

(二)基本統計量分析

1.常態分配

而在進行現貨報酬與期貨報酬波動之關聯性檢定之前，需對期貨和現貨報酬率作是否具有ARCH的現象，因此，我們先對其之基本統計量作一探討。表4-16報酬序列基本統計量中顯示美國國庫券期貨、美國國庫券現貨、歐洲美元期貨與歐洲美元現貨報酬率之基本統計量。其中包含了的平均數、標準差、偏態係數、峰態係數及Jarque-Bera的常態分配檢定統計量。

在表 4-16 中可發現，以標準差來看，顯示美國國庫券現貨之風險較美國國庫券期貨高，而歐洲美元期貨之風險比歐洲美元現貨高，另外由偏態係數與峰態係數份皆顯示期貨與現貨報酬序列皆非為常態分配，並且為右偏的高狹峰，而 Jarque-Bera 檢定則證實了這四個序列皆不符合常態分配。根據 Bollerslev(1987)之研究提出，此種尾端比常態分配厚，並且為高狹峰分配之資料，較適合採用 GARCH 模型分析。

表 4-16 報酬序列基本統計量

	美國國庫券期貨	美國國庫券現貨	歐洲美元期貨	歐洲美元現貨
平均數	-0.001314	0.044461	0.045727	-0.001573
標準差	0.063769	1.203124	0.958776	0.059443
偏態	1.631667	2.856960	1.679347	1.031690
峰態	43.37143	41.83829	35.55513	66.51701
Jarque-Bera 值	134589.5***	126431.3***	87965.49***	331675.6***

註：***表示 1%的顯著水準

2.Ljung-Box 序列相關檢定

傳統的時間序列模型常假設條件變異數為固定，但是近年來許多學者研究經濟變數序列，發現其常存在高度的異質變異現象，當序列具有非線性相依的現象時，表示存在有異質變異數。

Ljung-Box(1976)提出的 Q 檢定用於落後 n 期序列相關檢定，其虛無假設為 H_0 ：
 $r_k = 0, k=1, 2, \dots, n$ (即無序相關)，對立假設： H_1 ：至少有一 $r_k \neq 0$ (有序列相關)。
 若 $Q(k) > c^2(k)$ ，則拒絕虛無假設，表示序列資料提供充分資訊，拒絕無序列相關之
 假設。

在時間數列的自我相關性方面的檢定，由表 4-17 報酬序列自我相關檢定中顯示美
 國國庫券期貨與現貨報酬序列，在 1% 的顯著水準下均為沒有拒絕沒有自我相關的虛
 無假設，表示美國國庫券期貨與現貨報酬序列有沒非線性相依，而歐洲美元期貨與現
 貨報酬序列，在 1% 的顯著水準下也為無法拒絕沒有自我相關的虛無假設，表示歐洲
 美元期貨與現貨報酬序列沒有非線性相依，即表示美國國庫券期貨與現貨與歐洲美
 國期貨與現貨的報酬序列均沒有自我相關的現象。

表 4-17 報酬序列自我相關檢定

	美國國庫券期貨	美國國庫券現貨	歐洲美元期貨	歐洲美元現貨
Ljung-Box Q(6)	8.2754 (0.082)	17.355 (0.015)	39.375 (0.013)	14.142 (0.028)
Ljung-Box Q(12)	17.657 (0.024)	38.483 (0.016)	41.458 (0.063)	22.895 (0.011)
Ljung-Box Q(24)	38.484 (0.023)	46.732 (0.109)	49.245 (0.070)	33.975 (0.085)

註：1.括弧內的數字為 p 值

2. Ljung-Box Q 統計量為： $Q(K) = n(n+2) \sum_{i=1}^n \frac{1}{n+1} g_k \sim c^2(k)$

3.報酬序列 Q 統計量小於臨界值，無法拒絕虛無假設，表示序列提供充分資訊。

3.異質性檢定

在異質性檢定方面是以期貨與現貨報酬率平方的 Ljung-Box Q 統計量檢定時間序
 列是否具有異質性變異數的現象，由表 4-18 報酬序列異質性檢定中可知美國國庫券

期貨與現貨及歐洲美元期貨與現貨報酬率平方的 Ljung-Box Q^2 統計量，在 1% 的顯著水準下，皆拒絕為異質性存在的虛無假設，表示以上四序列皆具有異質性。

另外本研究亦採用 Engle(1982)所發展的 LM 檢定，對變異數異質性作檢定，其虛無假設：無 ARCH 效果，對立假設：存在 ARCH 效果。由以上結果得知，美國國庫券及歐洲美元期貨與現貨報酬序列之 LM 檢定均顯著拒絕虛無假設，意謂著報酬序列之殘差平方項存在著 ARCH 效果，因此符合 ARCH 類模型變異數異質的特性，故可採用 GARCH 模型來探討期貨與現貨報酬波動的關係。

表 4-18 報酬序列異質性檢定

	美國國庫券期貨	美國國庫券現貨	歐洲美元期貨	歐洲美元現貨
Ljung-Box $Q^2(6)$	193.92 (0.000)	197.66 (0.000)	46.975 (0.000)	67.601 (0.000)
Ljung-Box $Q^2(12)$	214.20 (0.000)	215.51 (0.000)	57.867 (0.000)	77.996 (0.000)
Ljung-Box $Q^2(24)$	219.16 (0.000)	220.70 (0.000)	61.210 (0.000)	82.971 (0.000)
ARCH LM	29.56068 (0.000)	15.79268 (0.000)	17.37537 (0.000)	4.869990 (0.000)

註：1.括弧內的數字為 p 值

2.報酬平方序列 Q^2 統計量大於臨界值，拒絕虛無假設，表示報酬序列具有非線性相依，符合 ARCH 類模型變異數異質的特性。

(三)GARCH(1,1)之估計結果

之前所設定的GARCH(1,1)，為一非線性的模型，參數估計值的求算必須利用遞迴演算的方式，進行非線性的估計，結果如表4-19美國國庫券期貨與歐洲美元期貨 - GARCH(1.1)之實證結果、表4-20美國國庫券期貨與美國國庫券現貨- GARCH(1,1)之實證結果、表4-21歐洲美元期貨與歐洲美元現貨- GARCH(1,1)之實證結果所示。

從表4-19中，在平均數方程式方面，不管在美國國庫券期貨或歐洲美元期貨下之 b_1 係數值皆顯著，代表現貨報酬與期貨報酬兩者互因果關係，而在條件變異數方程式方面， a_1 及 a_2 顯著，代表不論是美國國庫券期貨或是歐洲美元期貨其波動皆存在前期之非預期波動對當期之條件變異數的影響非常的明顯。顯示美國國庫券期貨之報酬率波動對於報酬衝擊反應上呈現波動性叢聚現象，顯示美國國庫券期貨對於報酬衝擊有很高的持續性，且 $a_1+a_2<1$ ，顯示GARCH滿足穩定性。

表 4-19 美國國庫券期貨與歐洲美元期貨 - GARCH(1,1)之實證結果

	美國國庫券期貨	歐洲美元期貨
b_0	10.18949 ***	-8.466532 ***
b_1	0.898236 ***	1.083179 ***
a_0	0.011904 ***	0.012483 ***
a_1	0.585892 ***	0.638555 ***
a_2	0.043792 ***	0.030417 ***

註：1.***表示 1%的顯著水準

$$2. \text{GARCH}(1,1)\text{-之模型} : Y_t = b_0 + b_1 X_t + e_t \quad e_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = a_0 + a_1 h_{t-1} + a_2 e_{t-1}^2$$

從表4-20中，在平均數方程式方面，不管在美國國庫券期貨或美國國庫券現貨下之 b_1 係數值皆顯著，代表現貨報酬與期貨報酬兩者互因果關係，而在條件變異數方程式方面，可知 a_1 及 a_2 係數均達1%的顯著水準，代表不論是美國國庫券期貨市場或是美國國庫券現貨市場其波動皆存在前期之非預期波動對當期之條件變異數的影響非常的明顯，顯示美國國庫券現貨之報酬率波動對於報酬衝擊反應上呈現波動性叢聚現象，且美國國庫券現貨對於報酬衝擊有很高的持續性。而前期報酬率殘差項 a_1 及前期變異數 a_2 相加的值接近1且小於1，符合定態的特性，也顯示了過去的報酬率殘差項平方與條件變異數對當期報酬率條件變異數有持續性影響。此外，可以發現 a_2 高 a_1 出甚多，顯示前一期變異數相對前一期誤差項對本期影響高出許多，波動性叢聚由此再度印證。

表 4-20 美國國庫券期貨與美國國庫券現貨- GARCH(1,1)之實證結果

	美國國庫券期貨	美國國庫券現貨
b ₀	-0.003191 ***	-0.003194
b ₁	-0.023478 ***	-6.549308 ***
a ₀	0.037400 ***	0.024381 ***
a ₁	0.245221 ***	0.241682 ***
a ₂	0.750851 ***	0.778995 ***

註：1.***表示 1%的顯著水準

$$2.GARCH(1,1)之模型：Y_t = b_0 + b_1 X_t + e_t \quad e_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = a_0 + a_1 h_{t-1} + a_2 e_{t-1}^2$$

從表4-21中，在平均數方程式方面，不管歐洲美元期貨或歐洲美元現貨下之b₁係數值皆顯著，代表現貨報酬與期貨報酬率兩者互因果關係，而在條件變異數方程式方面，a₁及a₂顯著，代表不論是歐洲美元期貨市場或是歐洲美元現貨市場其波動皆存在前期之非預期波動對當期之條件變異數的影響非常的明顯，顯示歐洲美元現貨之報酬率波動對於報酬衝擊反應上呈現波動性叢聚現象，顯示歐洲美元現貨對於報酬衝擊有很高的持續性。此外a₁+a₂<1，顯示GARCH滿足穩定性。

表 4-21 歐洲美元期貨與歐洲美元現貨- GARCH(1,1)之實證結果

	歐洲美元期貨	歐洲美元現貨
b ₀	-0.001254 ***	0.015233
b ₁	-0.018168 ***	-2.380097 ***
a ₀	0.000711 ***	0.014298 ***
a ₁	0.804451 ***	0.134487 ***
a ₂	0.164333 ***	0.857324 ***

註：1.***表示 1%的顯著水準

$$2.GARCH(1,1)之模型：Y_t = b_0 + b_1 X_t + e_t \quad e_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = a_0 + a_1 h_{t-1} + a_2 e_{t-1}^2$$

最後將本章研究結果之領先落後關係做一綜合性歸納說明。美國國庫券期貨與現貨及歐洲美元期貨與現貨之領先落後關係，經由Granger因果關係檢定與誤差修正模

檢定之實證結果，不管採用何種模型都一致得到期貨是現貨的因，也就是不管是美國國庫券或歐洲美元皆是期貨會領先現貨。在美國國庫券期貨與歐洲美元期貨之因果關係，也是為不管採用何種模型都一致得到期貨是現貨的因且現貨亦為期貨的因。兩者互相影響，即美國國庫券期貨與歐洲美元期貨間呈現回饋關(feedback)，即其互為因果的關係，表示彼此的訊息會互相流通，均扮演價格發現的功能，會參考對方的價格資訊。隱含著投資人要合理的掌握美國國庫券期貨與歐洲美元期貨趨勢時，應同時參考兩期貨價格走勢。



第五章 結論與建議

第一節 結論

本研究主要以美國國庫券期貨與現貨及歐洲美元期貨與現貨，在1994年4月至2002年5月的日收盤價為研究對象，進行短期利率期貨市場和現貨市場關聯性的探討，並且對美國國庫券和歐洲美元兩市場進行比較，研究結果可歸納出下列幾點結論：

一、長期的均衡關係

本研究以ADF單根檢定與PP單根檢定法進行研究，發現不論是美國國庫券期貨與現貨或歐洲美元期貨與現貨，皆存在單根的現象，代表其序列型態並非定態序列；而後將所有變數進行差分後檢定，皆為拒絕具有單根的虛無假設，代表資料序列屬於整合級數 $I(1)$ 的型態。

在進行Johansen 共整合檢定時，發現不論是美國國庫券和歐洲美元，其現貨和期貨間皆存在長期穩定的均衡關係。其實證結果和理論相符合，一旦期貨或是現貨的價格脫離了無套利區間，此時套利者將會進入市場進行套利，在套利活動的進行下，期貨和現貨的價格又將回到無套利區間，所以兩者長期會有穩定均衡關係。

二、失衡時的調整

由於美國國庫券期貨與現貨及歐洲美元期貨與現貨，皆存在一組長期穩定均衡關係的共整合關係，所以我們必須使用ECM進行研究，從其誤差修正項，可以看出當長期關係發生失衡狀況時，變數間調整的情況。在美國國庫券期貨與現貨的部分，其

均衡定價關係所作的調整，主要是集中於期貨市場上，透過期貨價格的調整來完成，而現貨市場為此所作的調整可說是完全不存在。也就是說儘管美國國庫券期貨與現貨價格數列有長期穩定的關係，但此關係是在期貨市場不斷調整自我以配合現貨市場上進行的。

而在歐洲美元期貨與現貨部分，現貨市場與期貨市場為消除偏離均衡之誤差所作的調整均已相當地顯著，也就是說不論是期貨市場或是現貨市場為消除偏離之誤差所作的調整相當的強烈；推測其原因為歐洲美元期貨其交易十分熱絡。一旦期貨和現貨發生失衡的情況，可以同時在期貨市場和現貨市場進行套利的策略，所以，期貨市場和現貨市場間具有雙向的互動關係。

而在美國國庫券期貨與歐洲美元期貨部分，實證發現美國國庫券期貨與歐洲美元期貨在消除偏離均衡之誤差所作的調整均已相當地顯著，也就是說不論是美國國庫券期貨與歐洲美元期貨為消除偏離之誤差所作的調整相當的強烈，且調整速度為美國國庫券期貨大於歐洲美元期貨。所以，美國國庫券期貨與歐洲美元期貨具有雙向的互動關係。

三、Granger 因果關係

根據美國國庫券期貨與現貨及歐洲美元期貨與現貨在因果關係實證檢定方面，可明顯看出不論是誤差修正模型或是Granger因果關係，在期貨與現貨間的領先落後關係都一致得到相同的結果，為期貨是現貨的因，即兩者為單向的因果關係。表示美國國庫券期貨會領先現貨，而歐洲美元期貨也會領先現貨，此結論與理論相符合，表示期貨具有價格發現的功能，亦即加入過去期貨的資料，對於預測當期現貨走勢有正面的幫助。

而在美國國庫券期貨與歐洲美元期貨上，兩者為回饋關係，可能的原因是因為短期利率期貨市場已經成熟，其交易量也是十分的熱絡，所以能夠充分的反應資訊，因此兩者具有回饋關係，也代著彼此的訊息會互相流通，均扮演價格發現的功能，所以會參考對方的價格資訊。隱含著投資人要合理的掌握短期利率期貨趨勢時，應同時參考不同合約的短期利率期貨走勢。

四、報酬波動之關係

在 GARCH 的實證中發現，美國國庫券期貨與美國國庫券現貨、歐洲美元期貨與歐洲美元現貨、美國國庫券期貨與歐洲美元期貨兩兩間皆是呈現相互影響的關係，這與利用 Granger 與 ECM 之檢定結果有所不同，其原因為衍生性金融商品與標的物間的相關性高。不管美國國庫券期貨、美國國庫券現貨、歐洲美元期貨或歐洲美元現貨在 GARCH 的實證中，可知 a_1 及 a_2 係數均達 1% 的顯著水準，代表不論是期貨市場或是現貨市場其波動皆存在前期之非預期波動對當期之條件變異數的影響非常的明顯。

五、研究貢獻

台灣已步入國際化市場，不僅可交易國內加權股價指數期貨、類股指數期貨及選擇權商品，也可以交易國外期貨商品。近年來外資及本國投信等法人投資比重日增，對避險工具的需求日益迫切。有鑑於此，台灣期貨交易所將針對市場需求陸續研擬推出台股 50 指數期貨與利率期貨。利率期貨的發展將有助於健全國內債券市場的發展，傳統觀念認為期貨需要有完善的現貨市場，其實期貨的發展亦將帶動現貨市場，故期貨與現貨必需要同時發展。

對金融機構而言，利率期貨具有保護其資產組合價值、固定借款成本、以及固定投資報酬率三項功能，對於產業而言，利率期貨則可供其事先建立商業本票及長期借款之風險水準，以謀求借款成本之降低，提高經營決策之穩定性。且利率期貨的交易只須繳交保證金即可承作，故可提供交易者成本低廉的避險功能，亦是投資組合管理

的利器，故我國有開放利率期貨的必要性。所以利率期貨的推出可消除或降低利率非預期變動的風險，若進一步探討利率期貨與現貨的關聯性，則可提供價格訊息與反映較正確的價格，並整合期貨市場與現貨市場間之短期與長期之共整關係來改善其操作績效，增進避險效益，以及規劃其投資、融資決策與交易策略。

由於短期性的有價証券及貸款佔流動性資源的大部份，中央銀行貨幣政策亦可以控制貨幣供給來影響短期利率，致使短期利率成為政府政策與市場資金供需及信用狀況變動時的領先指標，因此短期票券利率更能反映市場需求。另外經由上述的實證結果可得知，不論美國國庫券或歐洲美元皆是短期的利率期貨具有價格發現的功能，且短期利率期貨會領先現貨，因此本研究之結果，應可提供個別投資人或是公司企業未來在投資固定收益債券時，可以藉由短期利率期貨市場的利率水準，來判定現貨市場未來會升息降息的依據，也可以進一步作為投資人在買賣債券的參考依據。如一般投資者，最常見的避險動機為鎖住未來的投資報酬率或未來的借款成本，因此規避利率下降風險可買進期貨，降低利率上升風險則賣出期貨，藉由在現貨及期貨市場建立等額但反向部位，因而能預先鎖住價格。而法人機構，在擁有龐大的現貨投資部位(如債券)，正當擔心市場會下跌，而又不願意拋出持債券時，可以利用放空利率期貨來規避價格下跌的風險。

第二節 後續研究建議

本文在進行實證研究的過程中，發現仍有待進一步探討之處：

- 1.本研究是以短期利率期貨和現貨每日收盤價為研究資料，後續研究可針對不同頻率的資料如日內資料作進一步的分析，探討結果是否有差異。
- 2.本研究利用單變量GARCH，探討短期利率期貨與現貨間的關聯性，後續研究可進

一步利用雙變量GARCH研究期貨市場和現貨市場波動的相互影響關係。

3.亦可加入其它變數，例如成交量，進一步探討利率期貨在價量方面的關聯性，另外可同時比較不同月份的期貨契約與現貨之關聯性。

參考文獻

一、中文部份

- 李宏志、游淑華(民 84),「短期利率期貨市場間互動性之探討-根據三個月期歐洲美元與美國國庫券期貨價格」, *證券市場發展季刊*, 17-39 頁。
- 李賢源(民 89),「開發我國票券利率期貨之研究(上)」, *台灣期貨市場*, 3-26 頁。
- 李賢源(民 90),「開發我國票券利率期貨之研究(下)」, *台灣期貨市場*, 3-54 頁。
- 許鈴佩(民 90),「我國短期利率期貨之發展與投資策略」, *台灣期貨市場*, 42-65 頁。
- 鍾俊文、楊佳寧(民 90),「利率綜合預測及相關研究探討」, *貨幣觀測與信用評等*, 157-163 頁。
- 劉志霖(民 89),「美國國庫券與歐洲美元期貨在價格變動率暨波動性之動態研究-根據 EGARCH 模型探討」, 國立成功大學碩士論文。
- 林鳳珍(民 90),「美國國庫券與歐洲美元期貨間動態關係之探討-根據美國股市崩盤前後資料」, 國立成功大學碩士論文。

二、英文部份

- Argy, V. and Zoran, H. (1973),“Financial Integration and Interest Rate Linkages in Industrial Countries,” *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol.20, pp.1-77.
- Brennan, M. J.(1958),“The Supply of Storage,” *American Economic Review*, Vol.48, pp.50-72.
- Bollerslev, T. (1986),“Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol.31. pp.307-27.
- Brenner, Menachem, Marti G. Subrahmanyam, and Jun Uno.(1989), “The Behavior of Prices in the Nikkei Spot and Futures Market,” *Journal of Financial Economics* ,Vol.23,pp.363-383.
- Dickey, David A., Wayne A. Fuller (1981),“Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root,” *Econometrica*, Vol.59, July, pp.1057-1072.
- Engle, R. (1982),“Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of The Variance of United Kingdom Inflation, ” *Econometrica*, Vol.50, pp987-1006.
- Engle, Robert F. ,Byung Sam Yoo (1987a),“Forecasting and Testing in Cointegrated Systems,”*Journal fo Econometrics*, Vol.35, pp.143-159.
- Engle, Robert F. and C.W.J.Granger (1987b),“Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol.55, March, pp.251-276.
- Fama, E. F., (1965),“The Behavior of Stock Market Prices,” *Journal of Business*, Vol.38, pp.34-105.
- Fama E.F. and K.R. French (1988) , “Permanent and temporary components of stock prices,” *Journal of Political Economy*, November, pp.246-273.
- Fung Hung-Gay, and Steven C.Isberg(1992), “The international transmission of Eurodollar and US interest rate: A cointegration analysis,” *Journal of Banking and finance*, pp.757-769.
- Fung, H. G. and W.K.Leung (1993), “The Pricing Relationship of Eurodollar Futures and Eurodollar Deposit Rates, ” *The Journal of Futures Markets*,Vol.13, pp.115-126.

- Granger, C.W.J. (1969), "Investigating causal relationship by econometric models and cross-spectral methods," *Econometrica*, Vol.37, July, pp.424-438.
- Giddy, I. H., G. Dufey and S. Min (1979), "Interest Rates in the U.S. and Eurodollar Markets." *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol.115, pp.51-67.
- Granger, C.W.J. and Newbold P.(1974), "Spurious Regression in Econometric," *Journal of Econometric*, Vol.2, pp.111-120.
- Granger, C. W. J.(1980), "Testing for Causality-A Personal Viewpoint," *Journal of Econometric Dynamics and Control*, Vol.2.
- Granger, C.W.J and Engle, R.F.(1987), "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing," *Econometrica*. Vol.55(2), pp.251-276.
- Granger, C. W. J., (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality," *Econometrica*, Vol.39, pp.199-211.
- Hendershott, P. H. (1967), "The structure of international interest rates:The US Treasury bill rate and the Eurodollar deposit rate," *Journal of Finance*, Vol. 22, pp.455-465.
- Johansen,S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamic and Control and Juselius*, Vol.52, pp.169-210.
- Johansen and 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.
- Keynes, J.M. (1964), "The General Theory of Employment, Investment, and Money, London: Harcovrt Brace Joranorich, " Vol.16,pp.45-46.
- Kwack, S. Y. (1971), "The Structure of International Interest Rates:An Extension of Hendershot' s Test," *Journal of Finance*, September.
- Kaen, F. R. and G .A. Hachey (1983), "Eurocurrency and National Money Market Interest Rates: An Empirical Investigation of Causality, " *Journal of Money, Credit and Banking*, August, pp.327-328.
- Kuprianov(1986), "Short-Term Interest Rate Futures," *In Instruments of the Money Market*, Vol.22, pp.69-92.
- Krehbiel, Tim, and Lee C. Adkins(1993), "Co-integration Test of the Unbiased Expectation Hypothesis in Mental Markets, " *The Journal of Futures Markets*, Vol.13,No.7, pp.753-763.
- Levin, J. H. (1974), "The Eurodollar Market and the International Transmission of Interest Rates," *Canadian Journal of Economics*, Vol.7, pp.205-224.
- Li Hungchih (1992), "The Integration Between Exter-nal and Domestic Money Markets Volatility Based on Intraday Eurodollar and Treasuryi Bills Futures Price," *中國財務學會八十三年年會論文*.
- Lin, Antsong , Peggy E. Swanson (1993), "Measuring Global Money Market Interrelationships: An Investigation of Five Major World Currencies," *Journal of Banking and Finance*, Vol.17, pp.609-628.
- Madura, J. , W. Mcdaniel (1987), " Impacat of the Crash on Gains from Internation Diversification," *Journal of International Finance*, Forthcoming.
- Martikainen(1995), "Intrady Return Dynamics between the Cash and the Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, Vol.2, pp147-162.
- Nelson D.(1991), "Conditional heteroskedasticity in asset returns:A new approach," *Econometrica*, Vol.59, pp.335-370.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "Practitioner's Corner- A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, pp.461-472

- Phillips,P., and Perron,P.(1988),“Testing for unit root in time series regression,” *Biometrika*, Vol.75, 335-346
- Sargan, J. D.(1964),“Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology,” in P. E. Hart, G. Mills and J. K. Whitaker (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Butterworth, London; reprinted in D.F. Hendry and K. F. Wallis (eds.), *Econometrics and Quantitative Economics*, Basil Blackwell, Oxford, 1984.
- Schwartz, G. W. (1987), “Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data, ” *Journal of Monetary Economics*, Vol.20, pp.73-103.
- Swanson, P. E. (1987),“Capital Market Integration over the Past Decade:The Case of the U.S.Dollar, ” *Journal of International Money and Finance*, Vol.6, pp.215-225.
- Swanson, P. E. (1988a),“The International Transmission of Interest Rates:A Note On Causal Relationship Between Short-term External and Domestic U.S. Dollar Returns,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 12, pp.563-573.
- Swanson, P. E. (1988b),“Interrelationship Among Domestic and Eurocurrency Deposit Yield: A Focus On The U.S. Dollar,” *The Financial Review*, Vol.23, February, pp.87-94.
- Schwartz, W.(1990),“Stock market volatility,” *Financial Analyst Journal*, Vol.46, pp.23-34.
- Working, H.(1949),“The Theory of the Price of Storage,” *American Economic Review*, Vol.39, pp.1254-1262.

附錄一 芝加哥商品交易所三個月期美國國庫券期貨契約

商品	美國國庫券期貨
交易所	CME
交易單位	\$1,000,000
可交割標的	以第一個交割日為準，新發行的 13 週美國短期公債，或原始發行滿期日為一年，但剩餘到期日為 13 週的美國短期公債。
報價單位	指數= (100-利率)
最小價位變動	IMM 指數點=0.01% \$25/每檔(0.0001*1000000*90/360)
價位限制	無
合約月份	3 月、6 月、9 月、12 月
交易時間	7:20am - 2:00pm
最後交易日	交割月份的第三個星期三當週之 91-day T-Bill 拍賣日
交割日	最後交易日之下一營業日
交割方式	實物交割(以三個月期短期公債現貨交割)

附錄二 芝加哥商品交易所三個月期歐洲美元期貨契約

商品	歐洲美元期貨
交易所	CME
交易單位	\$1,000,000
可交割標的	三個月歐洲美元定期存款
報價單位	指數= (100-利率)
最小價位變動	IMM 指數點=0.01% \$25/每檔(0.0001*1000000*90/360)
價位限制	無
合約月份	3月、6月、9月、12月
交易時間	7:20am - 2:00pm
最後交易日	交割月份第三個星期三前第二個營業日
交割日	最後交易日後之第二個營業日
交割方式	現金交割