

南華大學

財務管理研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT

NAN HUA UNIVERSITY

台灣附買回債券利率與總體經濟因素
之關聯性研究

A RESEARCH ON THE RELATIONSHIPS BETWEEN
MAROECONOMIC FACTORS AND RP RATE OF BONDS IN
TAIWAN

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

研究生：張議夫
GRADUATE STUDENT: YI-FU CHANG

中華民國九十三年六月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

台灣附買回債券利率與總體經濟因素之關聯性研究

研究生：張 議 夫

經考試合格特此證明

口試委員：

吳 文 俊
邱 魏 頌 正
徐 清 俊

指導教授：徐 清 俊

所 長：徐 清 俊

口試日期：中華民國

93 年 5 月 10 日

南華大學財務管理研究所九十二學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：台灣附買回債券利率與總體經濟因素之關聯性研究

研究生：張議夫

指導教授：徐清俊 博士

論文摘要內容：

本研究主要探討總體經濟因素對隔天、10 天期、20 天期、30 天期以及 60 天期附買回債券利率的影響，利用共整合及向量誤差修正模型來討論附買回債券利率與總體變數間長期均衡關係與長短期動態調整效果，另外再加入衝擊反應函數與預測變異數分解來觀察短期互動效果。實證結果歸納如下：(1)在長期均衡下，附買回債券利率會受到金融隔夜拆款利率以及就業率影響而呈同方向的變動；股價指數與躉售物價指數則以 30 天期做為區別，30 天內到期的附買回債券呈反向變動，而 30 天期以上則呈正向變化。(2)在預測附買回債券利率的趨勢時，金融隔夜拆款利率與躉售物價指數為重要的考慮因素，兩者對附買回債券利率呈回饋因果關係，而股價指數則對 30 天內到期的附買回債券較具影響性。(3)在短期內附買回債券利率主要受到金融隔夜拆款利率的累積衝擊最為深遠呈正向波動，股價指數的衝擊性次之，其造成的變動則呈現不一致的結果；而在變異數拆解方面，也是以貨幣市場中金融隔拆款利率的影響性為最主要來源，能夠說明附買回債券利率 25% 變化的因素，躉售物價指數則是在一定水準值之間呈現穩定的波動；就業率與股價指數對於在一個月內到期的附買回債券利率影響較為明顯。

關鍵詞：附買回債券，共整合，向量誤差修正，總體經濟

Title of Thesis : A Research on the relationships between Macroeconomic factors and RP Rate of Bonds in Taiwan

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

Graduate date : June 2004

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Yi-Fu Chang

Advisor : Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

The purpose of this study is to discover the relationships between macroeconomic factors and RP rate in Taiwan by using co-integration test and vector error correction model which could provide a long-run equilibrium relation. In addition we manipulate impulse response model and forecast error variance asymptotics to obtain short-run dynamic interactions. The results are as followed: Firstly, RP rates are affected by Interbank Call Loan rate and Employment rate where exists a co-movement condition in the long-run. Moreover, stock price index and Wholesale price index apparently have positive effect on over 30-days RP and negative effect on those less than 30 days. Secondly, the Interbank Call Loan rate and Wholesale price index are useful while predicting the RP rate. There exists a feedback relationship on RP rate and stock price index significantly influences under-30-days RP. Finally, Interbank Call Loan rate mostly impact RP rate with positive volatility in the short-run. However, this impact on stock price index is inconsistent. From the view point of variance decompositions, RP rate is influenced by Interbank Call Loan rate as well which explains the twenty-five percent of movement. On the other hand, WPI has greater explanation on over-30 days' RP and employment rate and stock price index explain a large fraction of the variations on under-30-days RP rate.

Keywords : RP rate, Co-integration, VECM, macroeconomic factors

目 錄

論文口試委員審定書	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	iv
表目錄	v
圖目錄	vi
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	5
第三節 研究目的	7
第四節 論文架構	8
第二章 文獻回顧	9
第三章 研究方法	18
第一節 資料選取與研究期間	18
第二節 研究流程圖	20
第三節 實證模型	22
第四章 實證研究	37
第一節 資料檢定之結果	37
第二節 向量誤差修正模型	46
第三節 短期互動分析	50
第五章 結論與建議	58
第一節 結論	58
第二節 後續研究建議	59
參考文獻	60

表 目 錄

表1-1	1995–2002年債券店頭市場買賣斷與附條件之交易金額	3
表1-2	上市與上櫃券商 附買回債券占流動負債比	6
表3-1	操作變數名稱代號表	19
表4-1	隔夜附買回債券利率之單根檢定	38
表4-2	10天期附買回債券利率之單根檢定	38
表4-3	20天期附買回債券利率之單根檢定	39
表4-4	30天期附買回債券利率之單根檢定	39
表4-5	60天期附買回債券利率之單根檢定	40
表4-6	金融拆款隔夜平均利率之單根檢定	40
表4-7	就業率之單根檢定	41
表4-8	股價指數之單根檢定	41
表4-9	躉售物價指數之單根檢定	42
表4-10	隔夜附買回債券利率之共整合檢定	44
表4-11	10天期附買回債券利率之共整合檢定	45
表4-12	20天期附買回債券利率之共整合檢定	45
表4-13	30天期附買回債券利率之共整合檢定	45
表4-14	60天期附買回債券利率之共整合檢定	45
表4-15	共整合殘差序列相關檢定	46
表4-16	經濟變數對各期附買回債券利率之向量誤差修正模型結果	48
表4-17	各期附買回債券利率對經濟變數之向量誤差修正模型結果	49
表4-18	隔夜附買回債券利率之衝擊反應結果	51
表4-19	10天期附買回債券利率之衝擊反應結果	51
表4-20	20天期附買回債券利率之衝擊反應結果	52
表4-21	30天期附買回債券利率之衝擊反應結果	52
表4-22	60天期附買回債券利率之衝擊反應結果	53
表4-23	隔夜附買回債券利率之誤差變異數分解	54
表4-24	10天期附買回債券利率之誤差變異數分解	55
表4-25	20天期附買回債券利率之誤差變異數分解	55
表4-26	30天期附買回債券利率之誤差變異數分解	56
表4-27	60天期附買回債券利率之誤差變異數分解	56

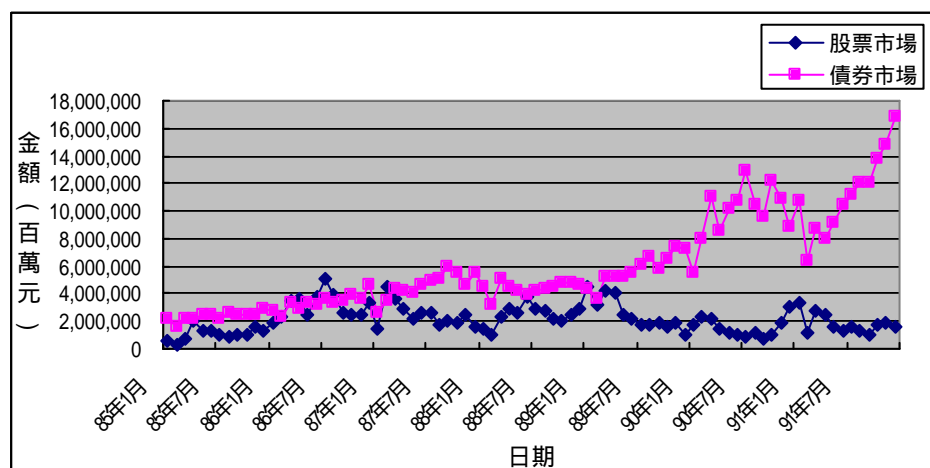
圖 目 錄

圖 1-1	股、債市成交額走勢的關係	1
圖 1-2	附買回債券利率走勢圖	4
圖 1-3	附賣回債券利率走勢圖	4
圖 1-4	論文架構圖	8
圖 3-1	研究流程圖	21

第一章 緒論

第一節 研究背景

自 2000 年以來，台灣的股票市場歷經一段漫長的空頭時期。2000 年國內政黨輪替與核四風暴，造成政治局勢的動盪不安，而美國九一一的恐怖攻擊衝擊全球股市，導致全球的景氣雪上加霜，隨後發生的 SARS 事件更延緩全球景氣復甦的腳步。在三年的空頭時期，造成企業與投資人資產的大幅縮水，也導致投資大眾對股票市場失去信心。但是，卻讓投資大眾意識到分散風險的重要，也因此讓被忽略許久的債券市場有了嶄露頭角的機會，從圖 1-1(股/債市成交額的走勢圖)中很明顯的看到在債券市場的成交量有明顯的逐步攀升且市場交易日趨活絡，而債券成交額在 90、91 年更是遠遠大於股市成交額，代表市場的資金已經從股票市場轉移至債券市場的活動中。



資料來源：AREMOS 資料庫

圖 1-1 股、債市成交額走勢圖

我國債券店頭市場的起源是在民國五十五年，當時的公債是在證交所上市交易，但由於缺乏仲介的金融機構造成公債交易的不熱絡，而政府有鑑於此乃委推台灣銀行掛牌買賣交易來增加公債的流通性，然而，整體市場的蓬勃發展則是到民國八〇年代，政府為配合六年國家建設，大量發行公債籌措資金並積極推動相關交易制度的變革，使得債券市場制度更加完善也讓市場交易更加的熱絡。

債券店頭市場在我國的債券次級市場中的主軸，主要是因為有附條件交易的存在。債券店頭市場是由票券金融公司、券商公會、債券自營商以及債券經紀商所組成的，而這些金融機構由於無法從事存放款業務或向中央銀行融資來籌措資金，故透過附條件交易方式來取得資金。然而我們觀察債券店頭市場成交金額(表 1-1 觀察買賣斷與附條件之交易)，發現在 1995 至 2000 附條件交易量相對買賣斷占整體成交金額七成以上，顯示附條件交易較為熱絡。雖然，在 2000 之後買賣斷交易方式占市場的比重已經逐漸的追上附條件交易，這是因為無實體公債的發行，使得公債交割手續簡化，以及利率的下滑，從事買賣斷交易能獲取較高利益。然而從附條件交易金額仍大幅成長的現象來看，附條件交易仍為債券店頭市場中主要的操作方式。

附條件交易可分為附買回交易(Repurchases 或 R/P)與附賣回交易(Reverse Repurchase Agreement 或 RS)。附買回交易指證券商於賣出債券時與買方約定，在將來約定的日期會以約定價格，由該證券商負責買回原先賣出之債券。附賣回交易則是證券商於買進債券的同時與賣方約定，在將來約定的日期會以約定價格，由該證券商賣回原先買進之債券。附條件交易除對店頭市場中的券商、票券金融公司有其重要性外，對投資人與公司財務經理人而言，亦是靈活運用短期閒置資金最佳的方式。當投資人與公司財務經理人手中閒置資金，可至券商與票金公司從事附買回交易，將資金借給券商與票金公司以獲取資金利息收益，而此利息通常較之活期、活儲優厚也比貨幣市場短期投資工具之獲利更具競爭力。因此，附買回交易是投資者運用其短期現金

管理方法的最佳方式之一。反之，若投資人與公司財務經理人手中持有較長期間的債券，因臨時需要較短期間資金週轉，可先將債券賣給券商及票金公司，並同時約定於某特定日以約定價格再將債券賣回，透過附賣回交易方式所取得的資金成本通常會低於向銀行借款的利息，而且若無資金上的需求也可利用此資金以進行其它投資以獲取更高的報酬。

表 1-1 1995-2002 年店頭市場買賣斷與附條件之交易金額

單位：新台幣百萬元

西元	債券成交總值合計	買賣斷	比重	附條件	比重
1995	\$20,802,971	\$1,774,483	8.53%	\$19,028,488	91.47%
1996	\$28,297,525	\$2,631,834	9.30%	\$25,665,691	90.70%
1997	\$40,391,963	\$2,590,786	6.41%	\$37,801,177	93.59%
1998	\$54,957,730	\$7,157,158	13.02%	\$47,800,572	86.98%
1999	\$52,432,572	\$7,255,824	13.84%	\$45,176,748	86.16%
2000	\$68,843,106	\$16,691,527	24.25%	\$52,151,579	75.75%
2001	\$118,992,507	\$53,023,930	44.56%	\$65,968,577	55.44%
2002	\$134,399,037	\$60,659,017	45.13%	\$73,740,020	54.87%

資料來源：金融統計月刊 2003/3

此外，觀察 1997 年至迄今的附買回與附賣回債券利率走勢(圖 1-2 與 1-3)，可發現近年來附條件交易的利率從 6%的水準呈現一路下滑跌落至今的 1%左右，而觀察當時的大環境得知，在 1997 年底是景氣循環的高峰造成市場上有大量的資金需求所以當時的利率呈現高檔，隨後在隔年發生本土性金融風暴，造成許多上市公司與金融機構紛紛傳出跳票以及引發地雷股效應使得市場利率波動比以往劇烈。此外 2001 年國內景氣受到高科技產業供給過剩及美國「911」恐怖攻擊事件的影響造成全球景氣低迷，加上我國央銀跟隨美國聯邦儲備理事會的連續降息策略，使得市場資金供給更加的寬鬆也導致附買回債券利率也隨之降低。

從整體金額看來，附條件交易在債券店頭市場中，仍為較主要的交易方式，而且對於市場造市者或是投資者皆有其功能所在，所以附條件交易的利率牽動市場造市者與投資者的成本及獲利。另外，由圖 1-2 與圖 1-3 也得知附條件利率的走勢是受到當時整體環境的影響，所以對於那些因素能夠確切的影響附條件交易的利率走勢是值得我們進一步的深入探討。

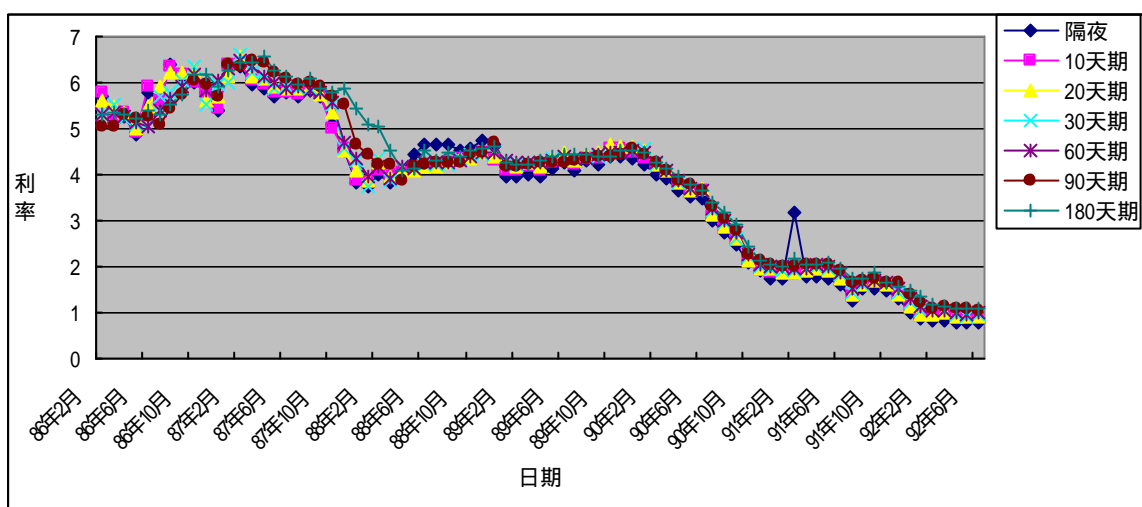


圖 1-2 附買回債券利率走勢圖

資料來源:台灣經濟新報資料庫

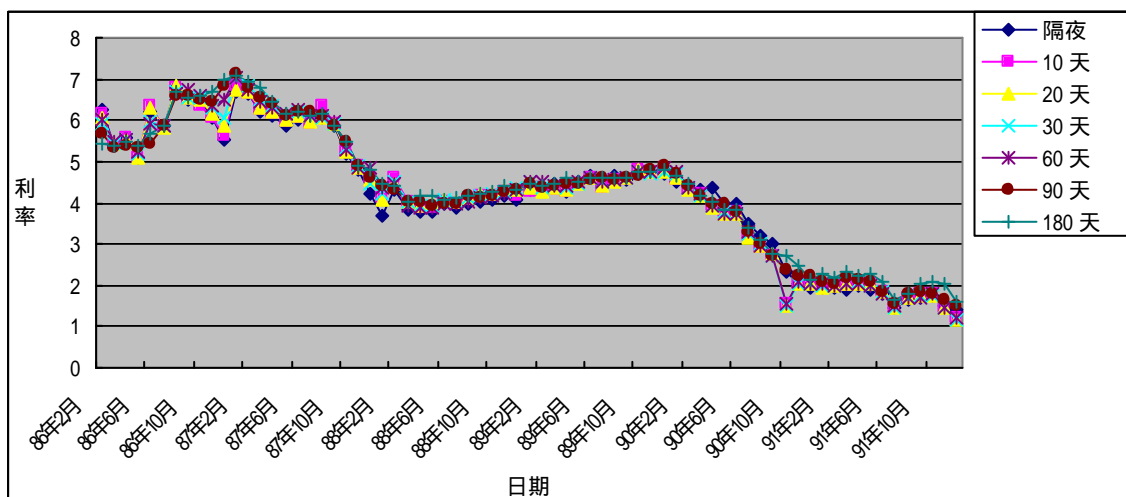


圖 1-3 附賣回債券利率走勢圖

資料來源:台灣經濟新報資料庫

第二節 研究動機

本研究觀察店頭市場中附條件交易的參與者，透過其財務報表(表1-2 上市與上櫃券商附買回債券占流動負債比)發現到券商的附買回債券占流動負債有著相當大的比例，顯示其短期資金來源主要是來自於融資取得。利用債券附買回操作所取得的資金成本較為低廉，而且也可運用附買回操作來進行養券以增加公司獲利來源，故附買回債券利率的波動會直接影響到上市、櫃券商所取得的融資成本及公司利潤，在短期內若資金來源不穩定將容易影響公司在資金運用上的操作。

另外從圖1-2中可知附買回債券利率走勢是受到當時環境背景的影響(如：911事件)，而整體經濟環境又與總體經濟變數指標密不可分，因此本研究欲利用實證模型來探討總體經濟因素與債券附買回利率的關聯性，觀察總體經濟因素的變動與債券附買回利率之間是否有領先或落後的關係，藉此預測債券附買回利率的變化，以達到降低資金成本不穩定的風險，此為本研究之主要研究動機。

表1-2 上市與上櫃券商 附買回債券占流動負債比

西元年		1999	2000	2001	2002
寶 來 證 券	流動負債	\$23,529,529	\$21,156,569	\$17,067,487	\$21,834,837
	附買回債券	\$5,093,098	\$7,093,098	\$11,330,361	\$12,330,361
	比例	21.65%	33.53%	66.39%	56.47%
統 一 證 券	流動負債	\$28,392,957	\$17,080,429	\$16,374,474	\$27,609,943
	附買回債券	\$15,861,386	\$13,000,000	\$12,000,000	\$19,374,149
	比例	55.86%	76.11%	73.28%	70.17%
元 富 證 券	流動負債	\$15,761,353	\$8,131,376	\$12,323,256	\$24,949,257
	附買回債券	\$9,000,000	\$3,957,367	\$9,709,400	\$14,597,704
	比例	57.10%	48.67%	78.79%	58.51%
中 信 證 券	流動負債	\$14,359,818	\$11,895,258	\$13,793,970	\$17,629,417
	附買回債券	\$10,800,000	\$5,519,399	\$10,041,000	\$10,019,000
	比例	75.21%	46.40%	72.79%	56.83%
吉 祥 證 券	流動負債	\$11,353,192	\$7,470,478	\$4,421,582	--
	附買回債券	\$2,110,910	\$3,391,265	\$2,353,464	--
	比例	18.59%	45.40%	53.23%	--
玉 山 證 券	流動負債	--	\$1,540,278	\$2,939,738	\$5,167,256
	附買回債券	--	\$1,533,738	\$2,881,825	\$5,126,714
	比例	--	99.58%	98.03%	99.22%
元 大 證 券	流動負債	\$46,952,551	\$37,928,889	\$39,849,873	\$49,047,486
	附買回債券	\$18,512,394	\$25,728,817	\$26,390,253	\$31,926,115
	比例	39.43%	67.83%	66.22%	65.09%
台 育 證 券	流動負債	\$8,849,692	\$6,004,312	\$6,034,896	\$7,458,676
	附買回債券	\$4,036,474	\$3,227,172	\$3,092,843	\$3,142,501
	比例	45.61%	53.75%	51.25%	42.13%

資料來源：公開資訊觀測站 <http://mops.tse.com.tw/>

第三節 研究目的

本研究主要以附買回債券為研究對象，運用總體經濟因素來進行分析，探討總體經濟因素對附買回債券關聯性為何。本研究的研究目的可歸納如下：

- 1.利用共整合檢定，探討附買回債券利率與總體經濟因素之間是否存在長期均衡關係，並藉由長期關係的結果，來觀察總體經濟因素對不同天期的附買回債券利率是否有相同的影響性。
- 2.透過向量誤差修正模型(vector error correction model, VECM)來瞭解附買回債券利率與總體經濟因素之間的領先-落後(lead-and-lag)關係。
- 3.利用衝擊反應(Impulse Response)與預測誤差變異數分解(Forecast Error Variance Decomposition)來進行分析，以了解在短期內總體經濟因素對附買回債券利率的解釋能力以及衝擊程度。

第四節 論文架構

本研究共分五個部分，第一章緒論：說明研究背景、動機與目的；第二章回顧附買回債券以及經濟因素關聯性之相關文獻；第三章介紹使用之研究方法及模型，說明樣本的選取與資料的處理；第四章為實證研究；第五章則為結論與建議。本研究之架構列示於圖 1-2：論文架構圖。

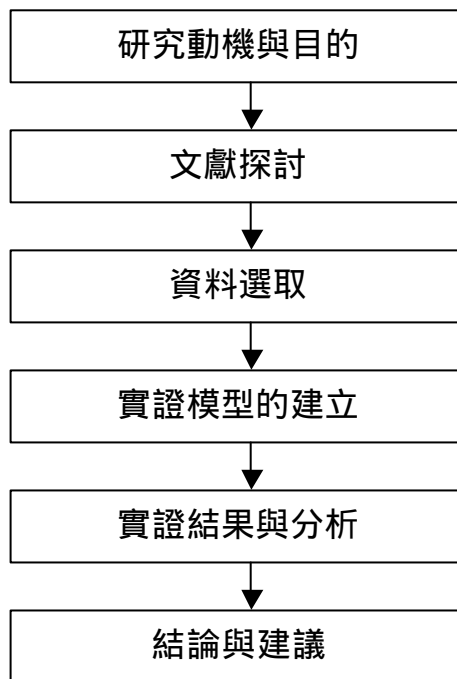


圖 1-4 論文架構圖

第二章 文獻回顧

在過去有關債券的研究大多集中在討論總體經濟因素對債券市場的公債殖利率或國庫券利率的波動，較少以債券附買回做為探討的議題。楊踐為、陳玲慧(1999)透過自身迴歸異質條件變異數模型來檢定附買回市場之星期效應，觀察附買回債券利率變化是否呈隨機漫步的情形。楊踐為、王見成(1995)對債券附買回市場進行效率性檢定，看其是否有季節性異常的現象，並且以股市常見的五種季節性效應做逐一統計檢定，分別為：星期、月份、月內、休市及旬。結果發現附買回市場在星期一、三及六有明顯的效應，另外也發現在元月份及研究期間內含有休市日具有較高的報酬。

上述這二篇文章主要都是針對附買回市場進行效率性檢定，而非對於附買回債券與經濟因素的關聯性探討，因此本論文將藉由觀察過去學者有關總體經濟因素對債券市場利率波動的議題來進行文獻回顧，以瞭解在總體經濟因素中何者對債券市場利率有較大的影響性。

一、國內

黃仁德、楊忠誠(1999)以 APT(Arbitrage Pricing Theory)理論與隨機漫步模型來探討不同期間台灣公債殖利率之決定因素，以匯率、90 天商業本票與股價指數做為研究的變數，實證結果為：(1)匯率、90 天商業本票利率與公債殖利率呈顯著的正相關，當匯率、商業本票利上升 1%，則公債殖利率則分別上升 0.17% 至 0.65% 與 0.01% 至 0.28%，而股價指數與公債殖利率呈負相關，即股價指數上升 1%，公債殖利率約下降 0.13% 至 0.79% (2)在 APT 模型與隨機漫步模型的預測能力方面，發現公債的償還期限愈長使用 APT 模型對殖利率的預測愈準確。

江琇貞(2000)利用日資料及週資料來研究公債殖利率與台股指數的因果關係，採用 Granger 因果關係檢定與向量自我迴歸模型，實證期間為 1996 年 1 月至 2001 年 3 月。結果發現：在日資料方面，股價指數報酬率與公債殖利率具有單向因果關係，且股價指數報酬率領先 7 年期與 15 年期公債殖利率；在週資料部分，則顯示股價指數報酬率與公債殖利率具有單向因果關係，股價指數報酬率領先公債殖利率。在衝擊反應方面，發現股價指數對各期別債券殖利率的衝擊有正向的影響，而各期別債券殖利率對股價指數的衝擊則有正負效果不定的波動。在預測誤差變異數部分，不管是日資料或是週資料均顯示公債殖利率與台股指數受自身解釋能力較高；從相對的角度來看，股價指數報酬率解釋公債殖利率的測誤差較公債殖利率解釋股價指數報酬率來得高。

蘇珍(2002)主要在分析公債殖利率、利率與股價指數間互動關係，利用向量自我迴歸模型與狀態空間模型來探討三者間是否存在長期均衡關係與短期之互動調整關係為何。實證結果顯示：公債殖利率與利率互為雙向關係；殖利率與股價指數則是呈現單向因果關係且殖利率會領先股價指數的變化；股價指數與利率也是呈現單向因果關係，股價指數是造成利率波動的原因之一。在衝擊反應的結果顯示，股價指數的變動對利率與公債殖利率有顯著的負向效果，對二者在短期下呈現跳動型態，而長期下則是均呈現正向效果。最後在預測誤差變異數分解方面，得知公債殖利率受自身影響最大，不易受到外生變數影響。

二、國外

Jones & Lamont & Lumsdaine(1998)以 GARCH 模型來研究總體經濟訊息的發佈對每日國庫券價格的波動影響，其探討之經濟變數為就業率與生產者物價指數，期間為 1979 年至 1995 年，研究結果如下：在就業率與生產者物價指數的宣

告日對國庫券價格有高度的波動影響；而債券市場較大的波動幅度主要發生在星期一與星期五，而星期三的波動則是最小。

Fleming & Remolona(1999a) 主要在分析美國國庫券受到公開訊息(生產者物價指數、消費者物價指數、就業率)的發佈所產生的影響，作者以國庫券的價格、交易量、買賣價差來觀察其受到公開訊息的影響程度。實證結果顯示：總體經濟的訊息發佈會對價格產生急遽的變動而且會減少交易量，並且會擴大買賣的價差；另外也發現到價格急遽的跳動是受到交易量變動的影響，而在有較高的價格波動與交易量之情況下會存在較大的價差。

Fleming & Remolona(1999b)從公開資訊發佈的觀點來探討美國國庫券價格是否會受到訊息發佈的影響，並進一步探討不同訊息類型對國庫券價格的影響是否有差異，另外再加入未預期的宣告效果來討論。從實證結果發現，訊息的發佈對國庫券價格會產生價格劇烈的變動，以就業率所造成的影響為最大為負衝擊。在宣告類型方面，對國庫券價格影響最大的前三者分別為就業率、生產者物價指數與聯邦基金目標利率，在加入未預期的部分有增加訊息的發佈對國庫券價格的影響力。

Kim & Sheen(2000)探討總體經濟訊息如何影響美國三個月國庫券利率與澳洲十年期政府債券的波動，透過 EGARCH 模型的運用來瞭解兩國之間長期與短期利率的相互關聯性。實證結果顯示，失業率會增加澳洲與美國長期利率的正向波動，對美國短期利率則是呈負向變動。此外也發現到美國國庫券利率的變動對澳洲的十年期債券有顯著的正向影響。

Bollerslev & Cai & Song(2000)觀察美國國庫券期貨受到總體經濟影響的報

酬波動之特性，期間為 1994/1 至 1997/12 資料型態為五分鐘報酬。根據結果顯示，在開盤價與收盤價時，會有較大的波動現象發生，而對於總體經濟訊息的發佈，以就業率對國庫券期貨所造成的立即波動為最大約 13.78%、生產者物價指數次之為 11.79%，另外，在四年的研究期間中就業率的訊息會有較大的絕對報酬產生。

Balduzzi & Elton & Green(2001)觀察 1991/7/1 至 1995/9/29 這段期間，利用總體經濟宣告效果的日內資料來研究不同期別的國庫券價格、交易量、買賣價差與價格波動的影響。實證結果發現，有十七個未預期的經濟訊息宣告對三個月期、二年期、十年期與三十年期的國庫券有顯著影響，而在不同期別的國庫券中以十年期的國庫券所受到的經濟訊息影響為最大，此外在影響其價格波動的部分主要是受到就業率及生產者物價指數的影響。在買賣價差方面，當經濟訊息發佈時買賣價差會產生逐漸擴大的現象，但是在訊息發佈後的五至十五分鐘內會恢復到一般水準。

Elder(2001)使用 Factor ARCH 模型來觀察 1970/1 至 1991/2 這段期間內，貨幣政策(即聯邦資金利率)對美國短期國庫券利率的衝擊影響，結果發現，在未預期的貨幣緊縮政策下會降低國庫持有期間的報酬，建議要增加國庫券的到期殖利率；當聯邦基金利率在未預期的情形下調升造成短期國庫券利率上漲；貨幣政策的波動僅二個月期的國庫券會受到影響。

Kearney(2002)探討就業率訊息宣告對三個月期美國國庫券利率的影響，運用最小平方法(OLS)來分析；結果發現就業率在未預期的宣告下對美國國庫券利率呈正相關，而且國庫券利率對就業率的宣告反應與政策調整就業率因素有關聯。

Lee(2002)以聯邦資金目標利率與美國國庫券利率為例，首先以 Johansen 的共整合檢定以及向量誤差修正模型討論兩者之間的長短期關係，接著再利用一般自我迴歸條件異質變異(GARCH)模式，估計聯邦基金目標利率與美國國庫券利率隨時間變動的條件變異數，來觀察其之間的波動性。結果發現，美國國庫券利率的波動會反映經濟環境的改變；長期利率對未預期的變化僅會在短時間內反應，表示聯邦基金利率對到期日較久的國庫券影響效果較小；美國國庫券利率受到貨幣緊縮政策的影響會大於貨幣擴張政策。

從上述文獻得知，總體經濟訊息對債券市場的價格存在著深遠的影響力，且不同類型的經濟因素會有不同的影響結果。在國內研究的變數方面有匯率、90 天商業本票利率、利率與股價指數，其中匯率、90 天商業本票利與公債殖利率率呈顯著的正相關，利率則互為雙向關係。

然而，在股價指數部分有不一致的結果，股價指數與公債殖利率的領先關係互有先後，而且股價指數對公債殖利率的影響也出現正、負相關，因此想瞭解股價指數對債券市場中其它的標的是否會有相同的情形發生，所以納入變數中來詳加討論。

根據國外的文獻部分，在各種總體經濟變數中以生產者物價指數與就業率對美國國庫券的價格所造成的波動最大，且此二者在訊息宣告後對美國國庫券價格衝擊影響性最為深遠。故本研究將選取此變數做為探討影響債券附買回利率的經濟因素，觀察生產者物價指數與就業率對國內債券市場是否也會產生相同的狀況。

此外，關於聯邦基金利率，該利率是美國銀行間的隔夜拆款利率，代表的是短期市場利率水準。Bernanke & Blinder(1992)認為聯邦資金利率，能夠反映銀行準備金的供給，可做為最佳貨幣政策指標。從 Elder(2001)、Lee(2002)與 Sarno &

Thornton(2003)的文章裡，也可瞭解貨幣緊縮政策對美國國庫券利率會造成波動，並且會降低美國國庫券持有期間的報酬。

然而，相對於美國聯邦資金利率，國內的學者如：李命志、邱建良及郭修旻(1998)及吳欽杉、張宮熊(1995)利用金融業拆款利率做為變數來進行研究，由於金融業拆款利率為金融同業間短期及長期資金借貸的利率，該利率被視為貨幣市場短期利率的指標之一，此利率的高低反映政府對貨幣政策的操作，影響貨幣市場資金寬鬆或緊縮的程度以及金融機構間目前對資金的需求情形。

李命志、邱建良及郭修旻(1998)及吳欽杉、張宮熊(1995)，分別從貨幣政策的角度以及貨幣市場利率的觀點來討論金融隔夜拆款平均利率與股價指數間的關係，結果均顯示隔夜拆款利率對於股票市場有明顯的影響性存在，而對於股票市場的衝擊反應則有不一致的結果，但在短期內皆呈負向影響。潘振雄、劉文祺等(2001)以金融隔夜拆款平均利率對股票市場進行研究，發現景氣暢旺時，股市熱絡帶動利率上升呈現正相關，在景氣低迷時則反之。

所以從國內、外的文獻裡，可知貨幣政策對資本市場有相當程度的影響性。因此，本研究加入金融隔夜拆款利率，從貨幣政策的觀點來觀察政策的變化對附買回債券利率的影響性與變動為何。

在回顧附買回市場效率與影響債券市場價格因素後，將針對過去學者在探討總體經濟變數的關聯性研究，此部分通常都運用 Granger 因果關係檢定、共整合檢定(Cointegration test)、向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)以及向量自我迴歸模型(Vector Autoregression System, VAR)。

Lee(1992)運用多變量的 VAR 模型，探討 1947 年至 1987 年美國股票報酬、利率、實質生產和通貨膨脹之因果關係，實證結果顯示：各變數對本身的變異均具有相當的解釋能力，而對於實質生產與利率的變動，可透過股票報酬來說明其二者 10%的變動因素；此外觀察到利率對通貨膨脹的變異有相當顯著的影響力，此二者為負相關。

黃柏農(1994)運用 VAR-VECM 模型來探討經濟訊息的發佈與股價之間的關係，以德國、英國、台灣、美國及日本為例，其研究期間為 1990/1 至 2001/12。從實證結果得知，在上述的國家中以東京股價指數與總體變數的關係最密切；在台灣方面匯率與股價之間具有負向關係，且未預期到的匯率升值會造成股價上升；另外在物價方面發現其僅僅與日本的股價呈現顯著且存在負向關係。

王瑪如、蘇永成(1994)探討股票報酬與各項總體經濟因素之因果關係，採用 Chen & Lee 所提出的網狀因果關係檢定法來分析，並與向量自我迴歸模型來做比較。實證結果，在網狀因果關係與向量自我迴歸模型下發現股價報酬對貨幣供給、通貨膨脹以及工業生產指數有一致性的結果，而在利率方面卻有不一致的結論，在 VAR 模型之下利率與股價報酬具有回饋關係，但是在網狀因果關係檢定法卻呈現利率領先股價報酬。

Mookerjee & Naka(1995)以VECM模型探討總體經濟變數對日本股價指數的影響期間1971年1月至1990年12月，結果發現(1)總體經濟變數與股價存在長期均衡關係；股價與變數間大都呈正向關係與長期政府債券利率、消費者物價指數呈負向關係；(2)VECM模型較VAR模型有較佳預測能力。

Mookerjee & Yu(1997)利用經濟變數來檢測新加坡股票市場是否存在資訊效率性，以共整合及因果關係來討論長短期的效率性，並且加入預期及未預期來探討。實

證結果發現，大部分的變數與股價指數皆存在長期均衡關係，只有匯率不存在長期均衡關係；在短期方面，股價指數領先貨幣供給額 M1 與外幣準備，顯示此兩者變數具有效率性。另外在預期及未預期方面，發現在預期下的 M1 與未預期的匯率對股價指數呈正向的影響，而預期及未預期的外幣準備對於新加坡股價指數是呈無效率性的。

Kwon & Shin(1999)針對 1980/1 至 1992/12，探討韓國經濟活動對股票市場報酬的影響，結果發現(1)經濟活動與股票市場報酬存在共整合，表示其之間有長期均衡的關係；(2)在 VECM 的模型中檢定變數過去的變動與誤差修正項不會造成當期應變數的改變，結果只有生產指數具有短期動態影響；(3)在因果方面，各變數是股價指數的領先指標；而股價指數與生產指數互為領先指標。

Maysami & Koh (2000)以共整合及 VECM 模型來探討新加坡股價指數與總體變數的長期關係以及新加坡股票市場與美國、日本之間的關係，主要研究期間為 1988/1 至 1995/1。實證結果顯示，新加坡股票市場與美國、日本之間的存在高度共整合關係，即美、日兩國股票市場的變動會影響新加坡股市的變化呈正向關係；在新加坡股價指數與總體變數之間大部分都存在長期均衡關係，除了工業生產指數與國內出口貿易外，在短期動態均衡方面，當期的股價指數可透過長短期利率與匯率來預測走勢。

Wongbangpo & Sharma(2002)觀察 1985 年至 1996 年，東南亞地區五個國家的股票市場與總體經濟的關係，透過共整合與 VECM 模型來分析。結果發現股價指數與利率的長期關係在菲律賓、新加坡與泰國會呈負相關，印尼與馬來西亞則是呈正相關，而總體經濟因素的變動會影響股價指數的變化，表示過去的經濟因素能夠預測未來。

根據上述文獻結果可知探討關聯性的運用方式，而本研究在實證模型的選擇上則

須先考慮資料是否呈恆定性才可確定實證模型，因此將考慮共整合檢定與向量自我迴歸模型此二種方式。

綜合上述，文獻回顧裡所探討的研究標的雖然不盡相同，卻都是以債券市場的標的為主體，而且所採用的變數與研究方法都是以總體經濟因素與共整合檢定或向量自我迴歸模型等方法來進行研究，所以本論文也是依據此結果運用總體經濟因素與共整合檢定或向量自我迴歸模型做為研究變數與研究方法。

第三章 研究資料與研究方法

本章共分為三小節，第一節為樣本的選取；第二節為整體研究方法的流程；第三節是實證過程中應用到的一些統計檢定方法予以解釋及說明。

第一節 資料選取與研究期間

本研究之研究對象為附買回債券利率，目前我國債券附買回交易依到期日的不同可分為以下幾種類型：隔夜、10 天期、20 天期、30 天期、60 天期、90 天期、180 天期以及 180 天期以上，然而觀察其交易量發現目前市場中主要的交易都是集中在隔夜、10 天期至 60 天期，其成交比重分別為：6%、25%、7.5%、5%、4%，而在 90 天期以上的交易量則相當的少不到百分之一，所以本研究將研究對象界定在，隔夜、10 天期、20 天期、30 天期、60 天期。

在變數選取方面，根據第二章文獻回顧的內容，將國內、外學者的研究變數歸納所得到的結果以就業率、股價指數與生產者物價指數以及金融隔夜拆款平均利率做為本論文探討影響附買回債券利率的影響因素。

此外，由於在過去的文獻裡，發現股價指數與公債殖利率的領先關係互有先後，而且股價指數對公債殖利率的影響也出現正、負相關，因此本論文將股價指數納入變數中來詳加討論。而生產者物價指數與就業率是造成美國國庫券價格波動的最大因素，以及貨幣政策(即聯邦資金利率)的變化會降低美國國庫券持有期間的報酬，所以想藉此變數來觀察國內是否也有相同狀況的發生。

然而，國內的經濟因素指標沒有生產者物價指數此項目，在參考國內經濟動向統計季報後，得知在與生產者物價指數做衡量比較時，國內以躉售物價指數作為指標；就業率則是用百分之百去扣減失業率所得的結果；在貨幣政策方面，國內學者是以金融隔夜拆款利率作為衡量的標準，故以此變數取代。

本研究期間取自 1997 年 2 月至 2002 年 12 月止，共計 71 筆月資料。本研究所使用之資料取自於「台灣經濟新報資料庫」，表 3-1 為本研究操作變數名稱。

表 3-1 操作變數名稱代號表

變數代號	變數名稱	變數代號	變數名稱
RP	隔夜附買回債券利率	RATE	金融隔夜拆款平均利率
10RP	10 天期附買回債券利率	E	就業率
20RP	20 天期附買回債券利率	STOCK	股價指數
30RP	30 天期附買回債券利率	WPI	躉售物價指數
60RP	60 天期附買回債券利率		

第二節 研究流程圖

本論文收集附買回債券利率和總體經濟因素的時間數列資料，接著對資料來源及處理加以說明。第二步驟為單根檢定，判定資料是否存在非定態現象。如果資料為定態數列即可利用向量自我迴歸模型，若非定態，便需要經過差分的過程，觀察數列是否具有相同的整合級次。第三步驟是根據單根檢定的結果來進行共整合檢驗或是向量自我迴歸模型，若有共整合關係存在則再加入向量誤差修正模型探討變數間之動態調整的程度；最後利用衝擊反應函數及預測誤差變異數分解，判斷個別變數的衝擊反應及在系統內的重要性與影響程度。(參見圖 3-1)



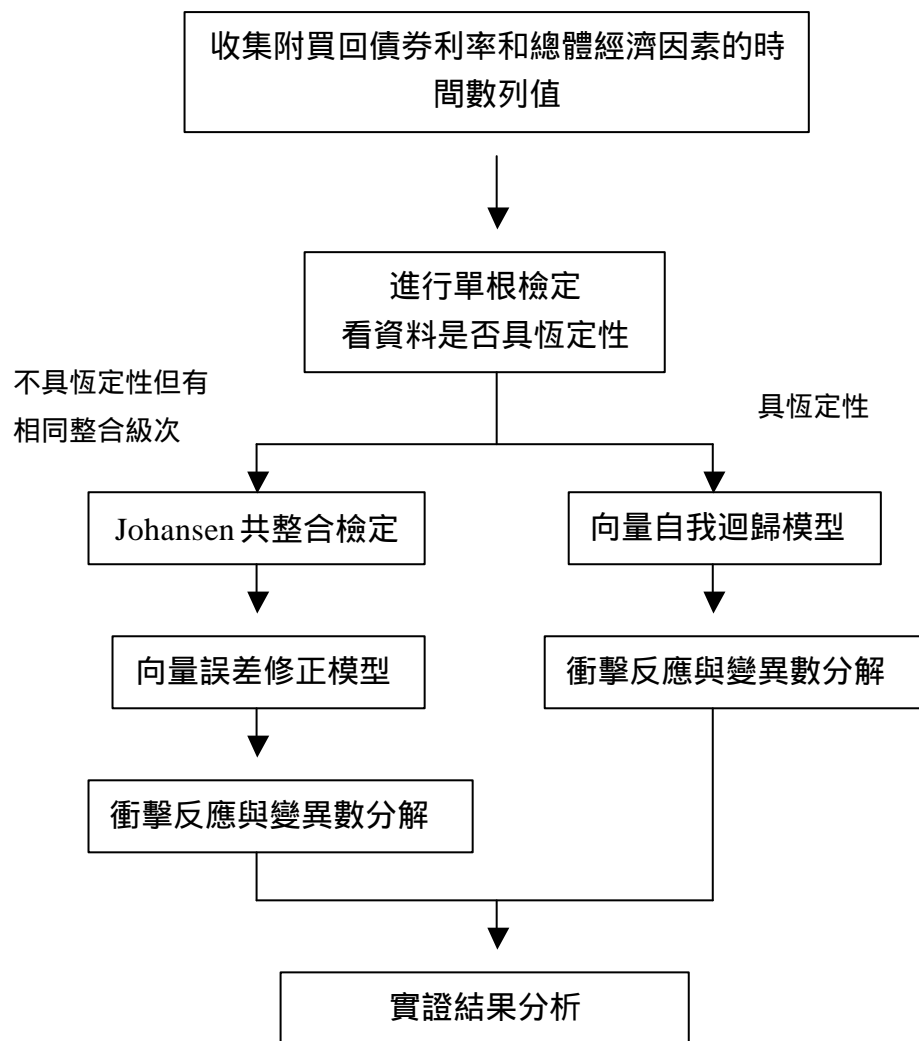


圖 3-1 研究流程圖

第三節 實證模型

一、單根檢定

單根檢定主要目的在於確定時間序列的整合級次，藉以檢定各個變數之時間序列是否為定態(Stationary)。定態時間序列是指若外來的衝擊對於時間序列只存在暫時的影響，隨時間經過衝擊的效果將逐漸消失，使該時間序列重新回到長期的平均水準稱之。然而，若隨時間經過，偏遠的過去對於現在的影響卻依然存在，表示該時間序列具有長久的記憶，則稱為非定態時間序列。

數列的定態為一般時間序列模型的基本假設，因此在分析時間序列時若沒有注意到其非定態的特性，而使用違反假設的時間序列資料進行檢定、分析和推論則結果將不具經濟意義，因為其迴歸結果之判定係數 R^2 很高且 T 統計量也很顯著，所以會有偏誤的發生，而且會產生假性迴歸(Spurious Regression)的情形。故實證研究上，檢定變數是否為定態是極為重要的。

單根檢定方法有很多種，一般以 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller,(1979))以及 PP(Phillips-Perron, (1988))無母數檢定最為常見。本研究中採用 ADF 檢定，以 AR(1)模型檢定其係數是否為 1，來判斷時間序列是否具有單根。但因為實證上時間序列的誤差項常存在高階序列相關，不符合誤差項 *iid* (Independently identical distribution)的假設，導致其檢定力受到懷疑，因此 Said & Dickey(1984)修正此項缺點，改以 AR(m)模型進行單根檢定，亦即克服在最適落後期數的選擇，避免過度差分所會造成的偏誤而導致估計無效率的問題。

一般 ADF 法可分為三種檢定型態：

(一) 無截項與無時間趨勢項

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

(二) 有截項與無時間趨勢項

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

(三) 有截項與有時間趨勢項

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

Y_t 分別為隔夜、10 天期、20 天期、30 天期、60 天期與就業率、躉售物價指數、股價指數以及金融隔夜拆款平均加權利率， $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 為一階差分過程， a 為截距項， b 與 r 為所欲估計之參數， T 為時間趨勢項， P 為最適落後期數。在選擇適當的滯延期數 n 能確保誤差項之間為不相關的白噪音(White Noise Process)，使得迴歸式能夠盡量呈現系統的動態行為。依上述模式建立的假設檢定如下：

$$H_0 : b = 0 \quad (\text{存在單根, 非恆定})$$

$$H_1 : b \neq 0 \quad (\text{不存在單根, 恆定})$$

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

二、落後期檢定

當時間序列定態檢定作分析時，會發現時間序列落後期的選擇佔著相當重要的地位，不同落後期往往會影響最後分析的結果，而在ADF 檢定的運用上也是需要決定一個最適的落後期，以修正殘差項的自我相關問題，使殘差項為一白噪音形式。由於加入太多落後期數，將使得拒絕虛無假設之檢定能力下降；但加入太少落後期數，模式將無法完全修正由移動平均項所造成臨界值放大之缺點，因此落後期數的選定相當的重要。本論文以一個廣為財務和經濟學界所採用的AIC 檢定作為落後期數選定的方法。AIC(Akaike Information Criterion)檢定方程式如下：

$$AIC = nLn(SSE) + 2P \quad (3-4)$$

其中，P 為參數估計的數目， n 為使用觀測值的數目， SSE 為誤差平方和。

三、共整合檢定

共整合的概念由 Engle and Granger(1987)首先提出，說明變數經由差分方式轉成定態序列後，在討論變數間的相關性時可能會喪失變數間原本存在的長期均衡關係，所以用共整合檢定可以解決差分過程所造成之長期訊息的損失，即共整合檢定可以檢驗各變數間是否存在長期均衡關係。一般常用的共整合檢定法有兩種：

1. Engle & Granger 的兩階段估計法：

兩階段共整合檢定，主要的目的乃在探討兩個序列是否存在長期穩定的關係，其精神是檢定最小平方法(OLS 所產生的殘差項是否具有單根情形，來判斷變數間的共整合關係，其估計迴歸式如下：

$$Y_t = a_1 + a_2 X_t + e_t \quad (3-5)$$

其中 a_1 、 a_2 為參數， e_t 是誤差項，若誤差項的結果是呈定態時間序列即不具單根現象，則表示 Y_t 與 X_t 存在共整合關係，可進而求得一組長期共整合向量。

兩階段共整合的方法在操作上容易執行，但是此方法在運用時卻有所缺失：

- 在第一階段中所得到的 OLS 迴歸殘差項是估計值，這可能有誤差存在，導致第二階段也產生誤差。此方法忽略變數間動態內部關係，也無法以簡單的方法對係數進行檢定。
- 以 X 對 Y 進行迴歸或以 Y 對 X 進行迴歸在理論上是沒有什麼不同的；但是，除非樣本夠大，否則以 X 為自變數或以 Y 為自變數可能得到不同的結論。
- 兩階段估計法僅適用於討論兩變數的共整合關係，如果變數超過兩個則 Engle & Granger 的方法並非適合，因為此時共整合向量的估計與所選取的變數有關。

Engle & Granger 兩階段共整合分析的估計方法，由於有上述的缺點所以 Johansen & Juselius (1990) 則針對兩階段共整合進行修改而提出最大概似共整合檢定。此方法以 VAR 為出發點，以最大概似函數找出體系中共整合向量，並利用最大概似比來檢定最大共整合關係之間的數目，亦可驗證受限制下的共整合向量及其調整速度大小。而在此模型中不論是共整合向量的個數或是經濟理論對變數關係的限制都能直接估計。有鑑於此，本研究將採用

Johansen & Juselius(1990)最大概似共整合檢定並在下列加以詳細說明介紹。

2.Johansen & Juselius(1990) 最大概似共整合檢定法：

乃是利用無共整合限制的高斯向量自我迴歸模型 (Gaussian Vector Autoregressive model) ，其理論模型如下：

若 Y_t 是 $P \times 1$ 的 $I(1)$ 向量，則 Y_t 落後 k 期的向量自我迴歸模型表示為

$$Y_t = \mathbf{m} + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_k Y_{t-k} + \mathbf{e}_t \quad (3-6)$$

其中， $t=1,2,3,\dots,T$ ， $\mathbf{e}_t \sim iid(0, \Omega)$ ， \mathbf{m} 是 $n \times 1$ 的常數向量， k 為落後期數。

若有共整合關係存在時， \mathbf{e}_t 必須要能通過常態檢定以及無自我相關係定，而

Y_t 通常是非定態的序列，則可用誤差修正模型表示為：

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \mathbf{m} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-k} + \mathbf{e}_t \quad (3-7) \\ &= \mathbf{m} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-k} + \mathbf{e}_t \end{aligned}$$

其中 $\Pi = -(\mathbf{I} - \sum \Phi_i)$

$$\Gamma_i = -(\Phi_{i+1} + \Phi_{i+2} + \dots + \Phi_k)$$

$\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i}$ 代表 Y_t 的短期關係說明當體系出現衝擊時，各變數由短期不均衡調整至長期均衡的經過。而 ΠY_{t-k} 乃是誤差修正項，目的在於將系統中由於各序列經取一階差分後而喪失的長期關係重回系統； Π 則為衝擊矩陣 (impact matrix)，是各落差項係數矩陣 (Π_i) 的線性組合，是 Johansen 最大概似法中估計與檢定的核心。

關於 Π 的秩(rank)將決定共整合向量的個數，有以下三種可能性：

1. 若 $\text{rank}(\Pi)=P$ ，即為全秩(full rank)，則 Y_t 為一組定能的時間序列。
2. 若 $\text{rank}(\Pi)=0$ ，則為零矩陣，代表所有 Y_t 向量內經濟變數並不存在任何共整合向量，亦即變數間無長期均衡均關。
3. 若 $0<\text{rank}(\Pi)=r < P$ ，隱含 Y_t 之間存在 r 個共整合向量，且可將 Π 寫成 $\Pi = \mathbf{a}\mathbf{b}'$ ， \mathbf{a} 與 \mathbf{b} 皆是的矩陣。其中 \mathbf{b} 是共整合向量， \mathbf{a} 為平均調整速度(adjustment speed)係數矩陣，衡量誤差修正項回饋調整速度之大小。

由上可知，利用 Π 的秩(rank)大小可判定共整合向量之個數，而檢定向量的秩，即如同檢定該向量有多少個非零之特性根；Johansen(1990)提出兩種概似比計量(likelihood ratio statistics)，以檢定 r 的數值，其判斷方法有兩種為軌跡檢定(trace tests, I_{trace}) 與最大特徵值檢定(maximum eigenvalue tests, I_{max})。其最大概似比統計量分別如下：

軌跡檢定：

$$I_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{I}_i) \quad (3-8)$$

H_0 ：最多有 r 個共整合向量

H_1 ：至少 $r + 1$ 個共整合向量

最大特徵值檢定：

$$I_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{I}_{r+1}) \quad (3-9)$$

H_0 ：有 r 個共整合向量

H_1 ：有 $r+1$ 個共整合向量

若其檢定的結果拒絕 H_0 表示變數之間有 $r+1$ 個共整合向量的存在，在共整合關係存在之下，則可以利用誤差修正模型來進一步來探討變數間長期共同趨勢的修正與調整，同時也顯示數列間短期內相互影響的程度，即捕捉短期動態和長期均衡關係。

Johansen(1988)利用一個具有 Gaussian 誤差的 P 階 VAR 模型為出發點，透過一階差分後，即可求得其所對應的誤差修正表現式 (error correction representation)。之後 Johansen(1990；1994)的研究中，又陸續將常數項與趨勢項納入 VAR 模型，進而衍生出五種形式的 VAR 模式，這五種 VAR 模型依序彙整如下：

Model 1：向量自我迴歸模型中無趨勢項，且共整合方程式中無截距項

$$H_0(r): \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \mathbf{a} \mathbf{b}' Y_{t-1} + \mathbf{j} D_t + \mathbf{e}_t \quad (3-10)$$

Model 2：向量自我迴歸模型中無趨勢項，但共整合方程式中有截距項

$$H_1^*(r): \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \mathbf{a}(\mathbf{b}', \mathbf{b}_0)(Y'_{t-1}, 1) + \mathbf{j} D_t + \mathbf{e}_t \quad (3-11)$$

Model 3：向量自我迴歸模型中有線性趨勢項，且共整合方程式中有截距項

$$H_1(r): \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \mathbf{a} \mathbf{b}' Y_{t-1} + \mathbf{m}_0 + \mathbf{j} D_t + \mathbf{e}_t \quad (3-12)$$

Model 4：向量自我迴歸模型與共整合方程式中皆有線性趨勢項

$$H_2^*(r): \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \mathbf{a}(\mathbf{b}', \mathbf{b}_0)(Y'_{t-1}, 1) + \mathbf{m}_0 + \mathbf{j} D_t + \mathbf{e}_t \quad (3-13)$$

Model 5：向量自我迴歸模型中有二次趨勢項，且共整合方程式中有線性趨勢項

$$H_2(r): \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \mathbf{a} \mathbf{b}' Y_{t-1} + \mathbf{m}_0 + \mathbf{m}_1 t + \mathbf{j} D_t + \mathbf{e}_t \quad (3-14)$$

由於上述五種Johansen VAR模型的限制條件各不相同，若同時利用這五個向量自我迴歸模型進行共整合向量個數的檢定，將會面臨究竟何種模型較適當的問題。為了解決此問題，Nieh and lee(1998)參考了Osterwald-Lenum(1992)、Johansen(1992；1994)的研究後，決定運用Pantula(1989)的方法，並提出以下模型選取的優先順序原則：

$$H_0(0) \subset H_1^*(0) \subset H_1(0) \subset H_2^*(0) \subset H_2(0)$$

$$H_0(1) \subset H_1^*(1) \subset H_1(1) \subset H_2^*(1) \subset H_2(1)$$

$$H_0(p-1) \subset H_1^*(p-1) \subset H_1(p-1) \subset H_2^*(p-1) \subset H_2(p-1)$$

即隨著共整合向量的遞增，依照模型限制的多寡，由左向右，選取最適的模型。

四、向量自我迴歸模型

傳統的實證經濟研究乃依據先驗(prior)理論作為基礎，而建立結構化計量模型，進而透過迴歸分析法求得模型中參數之估計值，但對於內生變數與外生變數之界定以及經濟變數間因果關係之正確設定相當困難；若設定錯誤，則依照此錯誤模型所得到之實證結果則毫無意義。

Sims(1980)提出向量自我迴歸模型(Vector Autoregression VAR)，針對以上所描述的問題提出解決方法。Sims 認為濟活動的特性會隨著時間而改變，若直接對資料加以分析，便容易了解經濟活動的本質，即不需要有先驗資料的理論或知識，利用資料本身的特性就可以建立動態的結構模型，為一種縮減式(Reduce Form)時間序列模型。

此外，在 VAR 模型中不須過於嚴謹要求各變數之間的因果關係，因為在模型內各變數皆視為內生，所以可用一組迴歸方程式來取代單一迴歸方程式來描述各變數間的互動關係，並且將所有將變數之落後項當作模型之解釋變數(由於時間序列分析法認為變數落差項已涵蓋所有訊息，因此模型中每一條方程式皆以變數之落差項解釋變數)，因此 VAR 模型表示如下(同 3-6 式)：

$$Y_t = m + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_k Y_{t-k} + e_t \quad (3-15)$$

Y_t 為 $n \times 1$ 的向量，具有聯合共變異恆定性(Jointly Covariance Stationary)的線性隨機過程(Linearly Stochastic Process)； m 是 $n \times 1$ 的向量，表示為均值； e_t 為殘差項， Φ 為 $n \times n$ 的係數矩陣，可視為傳導機能(Propagation mechanism)。

VAR 模型雖然解決傳統模型上的缺失，但是在運作上其所估計出的迴歸係數在分析時卻不具有重要的經濟意義，因此根據 VAR 模型而發展出的兩種重要

的應用模型，即衝擊反應分析(Impulse Response Analysis)與預測誤差變異數分解(Forecast Error Variance Decomposition)，使得 VAR 模型在分析上具有經濟意義。

五、誤差修正模型

Engle & Granger(1987)認為當變數間存在共整合關係時，即表示變數間長期下具有共同的趨勢，而在發生外生衝擊時，將會使長期均衡關係不在。此時可以使用向量誤差修正模型來做誤差修正，使變數間之長期關係得逐漸再調整回長期均衡。根據Granger representation theorem，共整合關係存在時，必定有一對應的誤差修正項存在。其概念主要是藉由前期之長期共整合失衡部份來修正短期變動之動態整，以解釋序列間短期變動關係以及由短期不均衡狀態調至長期均衡狀態的調整過程，得以誤差修正模型來表示兩者之間的關係。

藉由Johansen之最大概似共整合檢定法中所求得之長期關係估計式，將落後一期的誤差修正項加入所對應之短期動態模型中，即為誤差修正模型。誤差修正模型可以反映出長期實際值與估計值之，各期失衡狀況的大小及收斂情形，所以使得短期動態模型仍能夠保有變數之間的長期訊息。而當變數具有共整合關係時，可以誤差修正模型(ECM)顯示變數間之長期均衡關係，將此誤差修正共整合迴歸式中，所產生的誤差均衡項加入向量自我迴歸模型(VAR)即為向量誤差修正模型(VECM)，希望透過誤差修正項的加入，將使用差分而流失的長期訊息加以調整回來，使變數的短期動態關係不至於偏離長期均衡太多。

因為本論文是討論四個經濟因素對五種不同天期附買回債券的影響情形，故可表達成下列的聯立方程式系統：

$$\begin{aligned}
\Delta RP_t &= a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i} \Delta RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{2i} \Delta 10RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{3i} \Delta 20RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{4i} \Delta 30RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{5i} \Delta 60RP_{t-i} \\
&+ \sum_{i=1}^k a_{6i} \Delta RATE_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{7i} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{8i} \Delta STOCK_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{9i} \Delta WPI_{t-i} + \mathbf{b}_1 \mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{e}_{1t}
\end{aligned} \tag{3-16}$$

$$\begin{aligned}
\Delta 10RP_t &= b_0 + \sum_{i=1}^k b_{1i} \Delta RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{2i} \Delta 10RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{3i} \Delta 20RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{4i} \Delta 30RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{5i} \Delta 60RP_{t-i} \\
&+ \sum_{i=1}^k b_{6i} \Delta RATE_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{7i} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{8i} \Delta STOCK_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{9i} \Delta WPI_{t-i} + \mathbf{b}_2 \mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{e}_{2t}
\end{aligned} \tag{3-17}$$

$$\begin{aligned}
\Delta 20RP_t &= c_0 + \sum_{i=1}^k c_{1i} \Delta RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{2i} \Delta 10RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{3i} \Delta 20RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{4i} \Delta 30RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{5i} \Delta 60RP_{t-i} \\
&+ \sum_{i=1}^k c_{6i} \Delta RATE_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{7i} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{8i} \Delta STOCK_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{9i} \Delta WPI_{t-i} + \mathbf{b}_3 \mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{e}_{3t}
\end{aligned} \tag{3-18}$$

$$\begin{aligned}
\Delta 30RP_t &= d_0 + \sum_{i=1}^k d_{1i} \Delta RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{2i} \Delta 10RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{3i} \Delta 20RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{4i} \Delta 30RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{5i} \Delta 60RP_{t-i} \\
&+ \sum_{i=1}^k d_{6i} \Delta RATE_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{7i} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{8i} \Delta STOCK_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{9i} \Delta WPI_{t-i} + \mathbf{b}_4 \mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{e}_{4t}
\end{aligned} \tag{3-19}$$

$$\begin{aligned}
\Delta 60RP_t &= e_0 + \sum_{i=1}^k e_{1i} \Delta RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k e_{2i} \Delta 10RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k e_{3i} \Delta 20RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k e_{4i} \Delta 30RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k e_{5i} \Delta 60RP_{t-i} \\
&+ \sum_{i=1}^k e_{6i} \Delta RATE_{t-i} + \sum_{i=1}^k e_{7i} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^k e_{8i} \Delta STOCK_{t-i} + \sum_{i=1}^k e_{9i} \Delta WPI_{t-i} + \mathbf{b}_5 \mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{e}_{5t}
\end{aligned} \tag{3-20}$$

$$\begin{aligned}\Delta RATE_t = & f_0 + \sum_{i=1}^k f_{1i} \Delta RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k f_{2i} \Delta 10RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k f_{3i} \Delta 20RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k f_{4i} \Delta 30RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k f_{5i} \Delta 60RP_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k f_{6i} \Delta RATE_{t-i} + \sum_{i=1}^k f_{7i} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^k f_{8i} \Delta STOCK_{t-i} + \sum_{i=1}^k f_{9i} \Delta WPI_{t-i} + \mathbf{b}_6 Z_{t-1} + \mathbf{e}_{6t}\end{aligned}\quad (3-21)$$

$$\begin{aligned}\Delta E_t = & g_0 + \sum_{i=1}^k g_{1i} \Delta RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k g_{2i} \Delta 10RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k g_{3i} \Delta 20RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k g_{4i} \Delta 30RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k g_{5i} \Delta 60RP_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k g_{6i} \Delta RATE_{t-i} + \sum_{i=1}^k g_{7i} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^k g_{8i} \Delta STOCK_{t-i} + \sum_{i=1}^k g_{9i} \Delta WPI_{t-i} + \mathbf{b}_7 Z_{t-1} + \mathbf{e}_{7t}\end{aligned}\quad (3-22)$$

$$\begin{aligned}\Delta STOCK_t = & h_0 + \sum_{i=1}^k h_{1i} \Delta RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k h_{2i} \Delta 10RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k h_{3i} \Delta 20RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k h_{4i} \Delta 30RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k h_{5i} \Delta 60RP_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k h_{6i} \Delta RATE_{t-i} + \sum_{i=1}^k h_{7i} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^k h_{8i} \Delta STOCK_{t-i} + \sum_{i=1}^k h_{9i} \Delta WPI_{t-i} + \mathbf{b}_8 Z_{t-1} + \mathbf{e}_{8t}\end{aligned}\quad (3-23)$$

$$\begin{aligned}\Delta WPI_t = & m_0 + \sum_{i=1}^k m_{1i} \Delta RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k m_{2i} \Delta 10RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k m_{3i} \Delta 20RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k m_{4i} \Delta 30RP_{t-i} + \sum_{i=1}^k m_{5i} \Delta 60RP_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k m_{6i} \Delta RATE_{t-i} + \sum_{i=1}^k m_{7i} \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^k m_{8i} \Delta STOCK_{t-i} + \sum_{i=1}^k m_{9i} \Delta WPI_{t-i} + \mathbf{b}_9 Z_{t-1} + \mathbf{e}_{9t}\end{aligned}\quad (3-24)$$

上述式子裡的 $a, b, c, d, e, f, g, h, m$ 為各變數的係數，可檢定變數間之因果關係，亦即檢定某變數之本期變動是否可由其他變數之過去變動來解釋。 Z_{t-1} 為誤差修正項(Error correction term)，代表變數間前期失衡的程度，若變數間具有共整合關係，則 Z_t 為定態序列。 \mathbf{b}_i 為誤差修正項之修正係數，代表誤差修正項之調整速，因此可藉由此係數的統計量檢定變數間是否具有回復長期均衡的能力。

六、衝擊反應函數與預測變異數分解

衝擊反應函數(Impulse response function)與預測變異數分解(Forecast Error Variance Decomposition)是來自於 Sims(1980)所提出的向量自我迴歸模型(Vector Autoregression System)中所發展出的兩種方法。衝擊反應函數主要是觀察當模型內某一內生變數以一個標準差之大小發生自發性變動時，對於模式內所有內生變數當期與未來數期之動態影響過程。本研究將透過此二種方法來更進一步的對變數間結構進行深入分析。

$$\begin{aligned} Y_t &= \mathbf{a} + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_k Y_{t-k} + \mathbf{e}_t \\ &= \mathbf{a} + \sum_{i=1}^k \Phi_i Y_{t-i} + \mathbf{e}_t \end{aligned} \quad (3-25)$$

$$\begin{aligned} Y_t \Pi(L) &= \mathbf{a} + \mathbf{e}_t \\ (I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_k L^k) Y_t &= \mathbf{a} + \mathbf{e}_t \\ Y_t &= \mathbf{a} (I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_k L^k)^{-1} + \mathbf{e}_t (I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_k L^k)^{-1} \\ Y_t &= \mathbf{a}' + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i e_{t-i} \end{aligned} \quad (3-26)$$

式子 3-25 為一般向量自我迴歸模型經過 Wold 分解定理後的結果，由於 VAR 是以縮減型式來表示，加上模型中所估計的參數是包括方程式迴歸作用所求得，故經濟上的解釋意義較弱，所以透過 Wold 分解後以向量移動平均的型態來表示，則每一個變數均可表示成模型內所有變數的當期和各落後期之隨機衝擊項。 Y_t 為 $(n \times 1)$ 的向量內生變數、 e_t 為序列無關及當期無關之干擾項，若 e_t 與當期無關，則變數將表示以各期隨機衝擊項來組成；但當 e_t 與當期相關時，則必需藉由正交化(orthogonalize)過程以去除隨機衝擊項之間的當期相關。而在 VAR 模型中則是以 Choleski 分解來完成，其亦即在 3-26 式中加入一個下三角矩陣(lower triangular

matrix)G。

$$Y_t = \mathbf{a}' + \sum_{i=0}^{\infty} (\Psi_i G)(G^{-1} e_{t-i})$$

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} D_i e_{t-i} \quad (3-27)$$

在 3-27 式 $e_t = G^{-1} e_t$ 為序列無關且當期無關的干擾項； $D_i = \Psi_i G$ 可得到共整合變異數：

$$\text{cov}(e_t) = G^{-1} \sum (G^{-1})' = G^{-1} G G' (G^{-1})' = 1 \quad (3-28)$$

從 3-26 式的 VAR 模型之移動平均法可看出，每個變數可視為隨機衝擊項的函數，因此將隔夜、10 天期、20 天期、30 天期、60 天期與就業率、躉售物價指數及金融隔夜平均拆款加權利率代入隨機衝擊反應函數，藉此觀察衝擊反應函數以瞭解各變數間的相互影響，為持續性或跳動性而影響方向為正或負向之結果。

在預測誤差變異數分解部分亦是從向量自我迴歸模型所衍生出來，其可以幫助瞭解變數的預測誤差變異數有多少比例來自於自身的衝擊，有多少比例來自於其它變數的影響，觀察變數間是否有因果關係存在。依式子 3-21 透過 Y_t 之 k 階預測誤差(k-step-ahead error)可推導出預測誤差變異數分解：

$$Y_t - \hat{E}_{t-k} Y_t = D_0 W_t + D_1 W_{t-1} + \dots + D_{k-1} W_{t-k+1} \quad (3-29)$$

$\hat{E}_{t-k} Y_t = E[Y_t | Y_{t-k}, Y_{t-k+1}, \dots]$ 表示第 $t-k$ 期利用所有已知之訊息對 Y_t 做預測所得之預估值，故由此找出於第 $t-k$ 期作預測所可能產生之誤差，藉 k 階之預測

誤差得期共變異數矩陣(如 3-30)，如此每一誤差之變異數皆可表示為所有誤差變異數之加權總和，即為每一期之對角線數，其大小決定於 D_k 之矩陣元素。

$$\begin{aligned} & E\left[(Y_t - E_{t-k} Y_t)(Y_t - \hat{E}_{t-k} Y_t)\right] \\ & = D_0 E(W_t W_t') D_0' + D_1 E(W_t W_t') D_1' + \dots + D_{k-1} E(W_t W_t') D_{k-1}' \end{aligned} \quad (3-30)$$

說明若模式內某一變數為其他變數之因，領先其他變數變動，則此一變數於模式內之預測誤差變異分解，較無法被其他變數所解釋，即外生性較強，較能解釋模式內對其他變數之影響。

第四章 實證結果

第一節 資料檢定結果

一、恆定序列檢定

在進行共整合檢定之前，必須對各時間序列進行單根檢定，檢定各序列是否具有恆定(stationary)現象，本文是採用 Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定法來檢驗各個時間序列資料的恆定性，單根檢定有三種形式，而檢定的順序是先選擇有趨勢項與有截距項(t_t)，若趨勢項與截距項的結果不顯著時，再選擇只有截距項(t_m)，若截距項再不顯著才選無特定項(t)。

表 4-1 至 4-9 為各期附買回債券利率的檢定結果，可發現到隔夜附買回債券利率的原始水準，在具有趨勢項與截距項、截距項下以及無特定項時皆無法顯著拒絕存在單根的虛無假設，表示該序列皆呈非恆定狀態即序列是具有趨勢，因此將進一步的對變數取一階差分再進行檢定，結果顯示變數在一階差分後顯著拒絕虛無假設，即代表隔夜附買回債券利率具有一階的整合級次項。依此步驟對其它各變數進行檢視，結果發現各變數的原始水準值皆無法拒絕虛無假設，然而在一階差分值部分則明顯拒絕單根的存在。因此，確定各筆資料皆具有相同的整合級次且為非恆定序列，將進行共整合檢定來瞭解各變數間是否有長期均衡關係的存在。

表4-1 隔夜附買回債券利率之單根檢定

RP	原始水準值			一階差分	
	Lag	t_t	t_m	t	t_t
1		-1.29519	-1.26437	-1.25058	-1.27199
2		-1.2599	-1.23152	-1.20781	-1.24161
3		-1.23246	-1.19281	-1.16422	-1.20966
4		-1.19381	-1.17299	-1.15307	-1.19409
5		-1.16813	-1.15921	-1.11249	-1.15891
6		-1.12922	-1.1335	-1.09002	-1.10872
7		-1.078091	-1.084322	-1.043448	-1.069874
最適 AIC		-1.29519	-1.26437	-1.25058	-1.27199
最適 Lag		1	1	1	1
ADF		-1.18702	1.152298	-1.46826	-7.13715
1%CV		-4.0948	-3.5267	-2.5963	-4.0969
5%CV		-3.4749	-2.9035	-1.9451	-3.4759
P 值		0.2395	0.2534	0.1467	0***

***達 1%水準值

表 4-2 10 天期附買回債券利率之單根檢定

10RP	原始水準值			一階差分	
	Lag	t_t	t_m	t	t_t
1		-2.32041	-2.29386	-2.25899	-2.29913
2		-2.28645	-2.26064	-2.24528	-2.30249
3		-2.28815	-2.25234	-2.21506	-2.34278
4		-2.31585	-2.31672	-2.28258	-2.34758
5		-2.3383	-2.31052	-2.30991	-2.37781
6		-2.35857	-2.35731	-2.36401	-2.34914
7		-2.33882	-2.32336	-2.3362	-2.31025
最適 AIC		-2.35857	-2.35731	-2.36401	-2.37781
最適 Lag		6	6	6	5
ADF		-0.81513	0.699695	-1.6982	-2.64923
1%CV		-4.1059	-3.5345	-2.5989	-2.9069(5%)
5%CV		-3.4801	-2.9069	-1.9455	-2.5907(10%)
P 值		0.4185	0.487	0.1949	0.0104*

*達 10%水準值

表 4-3 20 天期附買回債券利率之單根檢定

20RP	原始水準值			一階差分
	Lag	t_t	t_m	t
				t_t
1	-2.46856	-2.44614	-2.42873	-2.44357
2	-2.42873	-2.40406	-2.38395	-2.44492
3	-2.43045	-2.3914	-2.35119	-2.42693
4	-2.4051	-2.39091	-2.36356	-2.38976
5	-2.37152	-2.36025	-2.35764	-2.36246
6	-2.35225	-2.33681	-2.35025	-2.32142
7	-2.30498	-2.29622	-2.30453	-2.27112
最適 AIC	-2.46856	-2.44614	-2.42873	-2.44492
最適 Lag	1	1	1	1
ADF	-0.97344	1.248813	-1.46448	-4.97251
1%CV	-4.0948	-3.5267	-2.5963	-4.099
5%CV	-3.4749	-2.9035	-1.9451	-3.4769
P 值	0.3339	0.2161	0.1477	0***

***達 1%水準值

表 4-4 30 天期附買回債券利率之單根檢定

30RP	原始水準值			一階差分
	Lag	t_t	t_m	t
				t_t
1	-2.4223	-2.407	-2.37097	-2.43498
2	-2.42517	-2.39352	-2.38286	-2.44694
3	-2.43146	-2.39559	-2.35879	-2.39969
4	-2.3851	-2.34939	-2.32149	-2.41569
5	-2.40662	-2.38531	-2.39453	-2.36587
6	-2.3582	-2.33551	-2.34665	-2.31775
7	-2.30661	-2.28999	-2.301137	-2.29136
最適 AIC	-2.43146	-2.407	-2.39453	-2.44694
最適 Lag	3	1	5	2
ADF	-0.93947	1.51116	-1.45229	-4.89207
1%CV	-4.099	-3.5267	-2.5983	-4.099
5%CV	-3.4769	-2.9035	-1.9454	-3.4769
P 值	0.3512	0.1355	0.1517	0***

***達 1%水準值

表 4-5 60 天期附買回債券利率之單根檢定

60RP	原始水準值			一階差分值	
	Lag	t_t	t_m	t	t_t
1		-2.93123	-2.9083	-2.8875	-2.90881
2		-2.89911	-2.86717	-2.85742	-2.8936
3		-2.88061	-2.84418	-2.81867	-2.85068
4		-2.84547	-2.79918	-2.78802	-2.83087
5		-2.82878	-2.79572	-2.80656	-2.78667
6		-2.77912	-2.75519	-2.76488	-2.73745
7		-2.72749	-2.70895	-2.72001	-2.69746
最適 AIC		-2.93123	-2.9083	-2.8875	-2.90881
最適 Lag	1	1	1	1	1
ADF		-0.92703	1.316595	-1.54682	-4.38668
1%CV		-4.0948	-3.5267	-2.5963	-4.0969
5%CV		-3.4749	-2.9035	-1.9451	-3.4759
P 值		0.3573	0.1925	0.1266	0***

***達 1%水準值

表 4-6 金融隔夜拆款利率之單根檢定

RATE	原始水準值			一階差分值	
	Lag	t_t	t_m	t	t_t
1		-2.91983	-2.87869	-2.81536	-3.03645
2		-3.06316	-3.01762	-3.02213	-3.108
3		-3.21008	-3.11835	-3.08332	-3.59999
4		-3.57832	-3.58527	-3.57388	-3.56178
5		-3.54873	-3.54827	-3.53948	-3.58313
6		-3.55154	-3.5668	-3.55669	-3.69834
7		-3.69038	-3.67108	-3.68834	-3.79549
最適 AIC		-3.69038	-3.67108	-3.68834	-3.79549
最適 Lag	7	7	7	7	7
ADF		-1.32785	0.492865	-1.50349	-2.59604
1%CV		-4.1083	-3.5362	-2.5994	-2.9084(5%)
5%CV		-3.4812	-2.9077	-1.9456	-2.5915(10%)
P 值		0.1899	0.6241	0.1384	0.0122*

*達 10%水準值

表 4-7 就業率之單根檢定

E	原始水準值			一階差分	
	Lag	t_t	t_m	t	t_t
1		-10.3363	-10.3047	-10.3265	-10.2698
2		-10.297	-10.278	-10.2986	-10.2294
3		-10.253	-10.2345	-10.2579	-10.2135
4		-10.2584	-10.2143	-10.239	-10.1737
5		-10.2387	-10.1721	-10.1972	-10.1321
6		-10.2216	-10.1262	-10.1523	-10.1529
7		-10.2015	-10.1569	-10.1817	-10.1338
最適 AIC		-10.3363	-10.3047	-10.3265	-10.2698
最適 Lag	1	1	1	1	1
ADF		-2.09784	-0.69367	-1.11471	-4.27534
1%CV		-4.0948	-3.5267	-2.5963	-4.0969
5%CV		-3.4749	-2.9035	-1.9451	-3.4759
P 值		0.0398	0.4903	0.269	0.0001***

***達 1%水準值

表 4-8 股價指數之單根檢定

STOCK	原始水準值			一階差分	
	Lag	t_t	t_m	t	t_t
1		-1.51806	-1.45303	-1.44687	-1.33699
2		-1.4779	-1.41237	-1.40678	-1.30009
3		-1.44382	-1.36639	-1.36521	-1.84075
4		-1.3974	-1.32761	-1.32963	-2.41448
5		-1.92877	-1.91307	-1.8603	-2.41448
6		-2.45323	-2.42509	-2.4446	-2.39688
7		-2.46129	-2.42088	-2.429313	-2.35657
最適 AIC		-2.46129	-2.42509	-2.4446	-2.41448
最適 Lag	6	5	6	4	
ADF		-1.99701	-2.30204	-0.97788	-5.79549
1%CV		-4.1059	-3.5328	-2.5989	-4.1035
5%CV		-3.4801	-2.9062	-1.9455	-3.479
P 值		0.0508	0.0249	0.3323	0***

***達 1%水準值

表 4-9 躉售物價指數之單根檢定

WPI	原始水準值			一階差分
	t_t	t_m	t	t_t
Lag				
1	-6.53317	-6.53719	-6.49423	-6.45359
2	-6.51689	-6.50457	-6.45358	-6.45693
3	-6.48368	-6.48914	-6.45696	-6.51176
4	-6.49802	-6.51971	-6.51182	-6.56327
5	-6.59973	-6.59963	-6.56329	-6.52841
6	-6.5712	-6.57416	-6.52846	-6.48373
7	-6.55586	-6.53919	-6.48375	-6.45173
最適 AIC	-6.59973	-6.59963	-6.56329	-6.56327
最適 Lag	5	5	5	4
ADF	-2.39471	-2.00676	-0.03759	-3.18063
1%CV	-4.1035	-3.5328	-2.5983	-3.5328
5%CV	-3.479	-2.9062	-1.9454	-2.9062
P 值	0.0199	0.0494	0.9701	0.0023**

**達 5%水準值

二、共整合檢定

關於共整合關係檢定部分，根據 Gonzalo(1994)比較過數種共整合檢定法後，發現以 Johansen(1990)的最大概似函數所得到的估計值最佳。在運用該檢定之前要先確定向量自我迴歸系統的落後期數問題。本研究使用 Likelihood ratio(LR)檢定來決定最適的落後期數，LR 結果顯示最適落後期為 3、4、4、2、5，分別為隔夜、10 天期、20 天期、30 天期與 60 天期的債券附買回利率。

對於共整合檢定操作，使用 Johansen & Juselius(1990)提出的最大概似估計檢定法(Maximum Likelihood Estimation)，透過軌跡檢定(I_{trace})與最大特徵值檢定(I_{max})來觀察共整合向量的結果。當此兩種檢定出現不一致的現象時，則根據 Johansen & Juselius (1990)指出在 I_{trace} 與 I_{max} 的檢定結果出現不一致時，以 I_{max} 為主，因為 I_{max} 具有較佳的檢定力。

表 4-10 至 4-14 說明軌跡檢定(I_{trace})與最大特徵值檢定(I_{max})的結果，從表中發現各天期的附買回債券利率，不論是隔夜、10 天期或 60 天期的統計量在 0 個共整合向量的情形下皆顯著拒絕 1%的統計值，表示至少有 1 個共整合向量的存在，而在進一步檢定 1 個共整合向量時無法拒絕虛無假設，因此可確定僅有 1 個共整合向量存在。依據共整合向量的結果，可得到各天期的附買回債券利率與各個變數之間的長期均衡關係。下列為各天期附買回債券利率與各經濟變數的關係式：

隔夜 RP 利率

$$=1.7377RATE +9.34795 E -2.488564 STOCK -4.581748 WPI \quad (4-1)$$

10RP 利率

$$=1.34706RATE +14.2281E -1.785481STOCK -2.363979 WPI \quad (4-2)$$

20RP 利率

$$=1.98693RATE +26.1914E -4.49604 STOCK -4.132881 WPI \quad (4-3)$$

30RP 利率

$$=0.44744RATE +5.22044E +1.29638 STOCK +0.590011 WPI \quad (4-4)$$

60RP 利率

$$=0.55231RATE +6.01772E +0.81928 STOCK +0.428782 WPI \quad (4-5)$$

從上述關係式中可知金融隔夜拆款利率、就業率與各天期的附買回債券利率呈正向關係；金融隔夜拆款利率的高低，意味著目前市場上資金供需行情走勢，在景氣熱絡時，社會大眾對資金需求的增加，勢必會帶動利率向上攀升的趨勢，然而附買回債券是店頭市場中的券商、票券金融公司取得資金的主要來源，在此情形下為了能順利籌措資金會以較高的利率來吸引投資大眾的注意；在就業率方

面，代表著一個國家景氣的榮枯與產業結構的變化以及整體投資環境的優劣。若就業率上升時，可知景氣是呈現繁榮的現象，或者人員的知識與技能可符合產業結構的變化，為整個產業提昇更多的效能，或是整體投資環境的良好，吸引眾多外商進來投資設廠而帶動經濟的成長，在此經濟景氣熱絡的情形下，國內內需的增加會引發投資、消費的成長進而影響資金的供需，使得利率也會受此影響而隨之上升。

然而，股價指數與躉售物價指數部分則是呈現不一致的變化，在股價指數方面與 30 天期及 60 天期的附買回債券利率呈正向關係，即到期日較長的附買回債券利率之波動愈容易受到經濟景氣的影響。由於股價指數為景氣循環的領先指標，指數的高低反映出未來景氣的好壞，而到期日較長的附買回利率亦隱含著對未來的看法，所以兩者間會有同方向的變動。另外，躉售物價指數是衡量物價變動的指標之一，透過該指標可做為通貨膨脹(緊縮)的預警功能。在關係式中，該指標與 30 天內到期日的附買回債券利率呈負相關；這是因為通貨膨脹(緊縮)的發生必須是一般物價水準在某一時期內，連續性地以相當的幅度上漲(下跌)才會發生，所以 30 天內到期的附買回債券利率對躉售物價指數才會比較不敏感。

表 4-10 隔夜 RP 利率的共整合檢定

虛無假設	特徵值	I_{trace}	I_{max}
r = 0	0.482779	87.58857**	45.49064**
r = 1	0.267533	42.09793	21.48223
r = 2	0.187768	20.6157	14.34986
r = 3	0.086089	6.26584	6.21151
r = 4	0.000787	0.05433	0.05433

1. **達 5% 的顯著水準值

2.r：為共整合向量個數

表 4-11 10 天期 RP 利率的共整合檢定

虛無假設	特徵值	I_{trace}	I_{max}
r = 0	0.500281	87.26467**	47.86594**
r = 1	0.24662	39.39873	19.53981
r = 2	0.190301	19.85892	14.5654
r = 3	0.065772	5.293524	4.69437
r = 4	0.008646	0.599154	0.599154

1.與 2. 同前註

表 4-12 20 天期 RP 利率的共整合檢定

虛無假設	特徵值	I_{trace}	I_{max}
r = 0	0.494772	87.01778**	47.10942**
r = 1	0.257045	39.90836	20.50122
r = 2	0.191064	19.40714	14.63043
r = 3	0.057206	4.776705	4.064649
r = 4	0.010267	0.712056	0.712056

1.與 2. 同前註

表 4-13 30 天期 RP 利率的共整合檢定

虛無假設	特徵值	I_{trace}	I_{max}
r = 0	0.484673	82.95261**	45.74374**
r = 1	0.216006	37.20887	16.79138
r = 2	0.189472	20.41749	14.4948
r = 3	0.060321	5.922694	4.292956
r = 4	0.023343	1.629738	1.629738

1.與 2. 同前註

表 4-14 60 天期 RP 利率的共整合檢定

虛無假設	特徵值	I_{trace}	I_{max}
r = 0	0.482396	80.99679**	45.43962**
r = 1	0.203087	35.55718	15.66369
r = 2	0.172642	19.89348	13.0767
r = 3	0.061979	6.816778	4.414799
r = 4	0.034212	2.401979	2.401979

1.與 2. 同前註

第二節 向量誤差修正模型

從上述的共整合檢定結果可確定附買回債券利率與各經濟變數之間存在長期均衡關係，接著將進行誤差修正模型的探討。在分析之前必須對共整合殘差進行檢測看其序列是否具有序列相關現象，以確定所估計的模型是否可信且利於解釋經濟現象。若有出現序列相關則表示在模型上非最適的結果需要在進行修正。本研究使用 LM(Lagrange multiplier)統計檢定來檢定共整合殘差是否有序列相關，表 4-15 結果顯示各天期的附買回債券利率均無法拒絕虛無假設，即無序列相關的問題存在。因此將透過向量誤差修正模型來進一步的瞭解在長期均衡下短期動態調整與因果關係。

表 4-15 共整合殘差序列相關檢定

	LM(3)		LM(6)		LM(9)	
	Chi-square	P-value	Chi-square	P-value	Chi-square	P-value
RP	21.8176	0.6463	20.31261	0.7302	9.881244	0.997
10 RP	21.5116	0.6638	18.05656	0.84	14.18025	0.9585
20 RP	16.17224	0.9096	13.113	0.9751	19.53521	0.7708
30 RP	11.64814	0.9892	20.75735	0.7061	16.45773	0.9005
60 RP	15.31002	0.9338	23.34891	0.5572	16.4033	0.9023

1.H₀：為無序列相關

表 4-16 為各個經濟變數對各天期附買回債券利率的結果，在各變數中以金融隔夜拆款平均利率與躉售物價指數的影響效果最為明顯，各天期附買回債券利率的變動受到金融隔夜拆款平均利率與躉售物價指數落後 1 期至落後 2 期所公布的數據結果影響。由於金融隔夜拆款平均利率表示貨幣政策的訊息，而躉售物價指數也代表未來物

價膨脹或緊縮的趨勢，意味附買回債券利率的未來趨勢會反映 貨幣政策的調整與物價水準，因此在推測附買回債券利率的走勢時，可藉由此變數的變化來判斷未來附買回債券利率的變動。

在就業率與股價指數部分，就業率為變數中影響性最小的，僅僅對 10 天期與 20 天期的附買回債券利率受到影響，而且是受到落後前 4 期的影響，表示附買回債券利率對就業率的訊息並不會有立即性的影響效果，即就業率領先附買回債券利率的變化不大。此外，股價指數方面，隔夜、10 天期與 60 天期的附買回債券利率相較 20 天期與 30 天期的附買回債券利率敏感，會受到股價指數落後 2 期的影響。

另外，從自身的落後期的影響來觀察，在 30 天以內到期的附買回債券利率均明顯受到自身落後期的影響，然而在 30 天與 60 天期部分，卻不受自身落後期的影響，可能是到期日較長的附買回債券利率變化是受到經濟因素影響的比重較大所以才不受自身落後期的影響。接著在誤差修正項部分，隔夜、10 天期與 30 天期的附買回債券利率具有 5% 的顯著水準，表示在長期均衡下若短期內附買回債券利率發生偏離的現象時，會經由誤差修正項的調整而恢復到長期均衡。

表 4-16 經濟變數對各天期附買回債券利率的向量誤差修正模型結果

	RP (3)	10 RP (4)	20 RP (4)	30 RP (2)	60 RP (5)
RP(-1)	-0.68459***	-0.26978	-0.45733**	-0.23128	-0.2616
RP(-2)	-0.42542***	-0.74025***	-0.59599**	-0.09335	-0.08188
RP(-3)	-0.23317**	-0.53717**	-0.60758**		-0.1386
RP(-4)		-0.39151*	-0.42925**		-0.01966
RP(-5)					0.105613
RATE(-1)	0.860199**	0.298034	0.804776***	0.47873**	1.038485***
RATE(-2)	0.694673**	0.832819**	0.59548*	0.104264	-0.04312*
RATE(-3)	-0.0667	0.529586*	0.634745*		0.258739
RATE(-4)		0.499734*	0.631481**		0.061201
RATE(-5)					-0.10578
E(-1)	8.749732	5.61E+00	7.716586	-0.68036	2.674156
E(-2)	-3.02961	4.388343	5.125151	-2.1126	5.448655
E(-3)	-4.85537	-5.32022	0.645131		-0.43222
E(-4)		15.37131**	12.90777**		6.642077
E(-5)					1.683106
STOCK(-1)	0.274616	0.15962*	0.134144	0.023574	0.128534
STOCK(-2)	0.358733**	0.183464**	0.11356	-0.04954	-0.19527*
STOCK(-3)	0.134655	-0.00732	0.088141		0.009893
STOCK(-4)		0.112135	-0.00656		-0.16417**
STOCK(-5)					-0.03385
WPI(-1)	2.704624*	-0.15635	0.763867	2.039051***	1.427686**
WPI(-2)	0.851853	2.871268***	1.108554	0.110342	0.562383*
WPI(-3)	-1.9186	-8.55E-01	0.01988		-1.25928
WPI(-4)		-1.73508*	-1.47273*		-0.92604
WPI(-5)					1.026225
EC	0.00956**	0.223123**	0.147159	-0.19744**	-0.08688

1.*** 達 1%的顯著水準值 **達 5%的顯著水準值 *達 10%的顯著水準值

2.括號內數值為落後期數

3.EC：為誤差修正項

然而，在各天期附買回債券利率對經濟變數的影響，可透過表 4-17 的結果來觀察，從中發現到金融隔夜拆款平均利率會反映附買回債券利率落後 2 期的影響，對照

上述金融隔夜拆款平均利率對附買回債券利率的影響，除了隔夜附買回債券利率之外，可發現兩者間具有相互影響的因果關係。

股價指數與躉售物價指數分別受到隔夜、10 天期與 60 天期以及 20 天、30 天與 60 天期附買回債券利率落後 1 期與 2 期的影響，此結果與表 4-16 的結果相互對照，股價指數以及躉售物價指數與附買回債券也存在回饋的因果關係。10 天期與 20 天期附買回債券利率落後 1 期對就業率有顯著的影響，表示附買回債券利率造成就業率的變動最大。

表 4-17 各天期附買回債券利率對各經濟變數的向量誤差修正模型結果

各天期附買回債券利率		金融隔夜拆款平均利率	就業率	股價指數	躉售物價指數
隔夜	RP(-1)	0.002124	-0.00034	0.091923	0.012702
	RP(-2)	0.006343	0.002525	0.195187*	0.010947
	RP(-3)	-0.00359	0.001153	0.094546	-0.00183
10 天期	RP(-1)	-0.02343	0.012809**	0.25089	0.032688
	RP(-2)	-0.19456*	0.002788	0.801712**	-0.01803
	RP(-3)	-0.2515**	0.004487	0.415254	-0.00942
	RP(-4)	-0.19239**	-0.00186	0.155622	0.020441
20 天期	RP(-1)	0.028916	0.013442**	-0.12841	0.057447*
	RP(-2)	-0.19319*	0.010638*	0.499886	-0.00108
	RP(-3)	-0.28251**	0.009783*	0.255368	0.015618
	RP(-4)	-0.22794**	0.005544	0.01787	0.038508*
30 天期	RP(-1)	0.379267***	0.002437	-0.26206	0.064331**
	RP(-2)	-0.01104	0.003876	0.037184	0.013802
60 天期	RP(-1)	0.003932	0.005319	-0.05537	0.063145**
	RP(-2)	-0.16888	0.003916	0.040612*	-0.01633
	RP(-3)	-0.22023*	0.008723	-0.58747*	-0.01839
	RP(-4)	-0.12514	0.005533	-0.72742**	-0.04609
	RP(-5)	0.118877	-0.00549	-0.47088*	-0.08329***

1.*** 達 1%的顯著水準值 **達 5%的顯著水準值 *達 10%的顯著水準值

第三節 短期互動分析

一、衝擊反應分析

衝擊反應分析主要衡量模式內某一內生變數以一個標準差之大小發生自發性變動時，對於模式內所有內生變數當期與未來數期之動態影響過程，藉此可判斷其衝擊反應變化為正向或負向的影響，還是持續性的或反覆跳動性的衝擊以及反應速度的快慢。

表4-18說明各天期的附買回債券利率變動一個標準誤對本身及各變數的影響。從中發現到在各天期的附買回債券利率，在短期裡皆受到自身的衝擊影響為最大，隨後則逐漸地遞減。然而，在總體經濟因素中以金融隔夜拆款平均利率對各天期的附買回債券利率之累積衝擊影響性最大，呈正向持續性衝擊。表示貨幣政策為了調節市場資金而進行調整時，附買回債券利率會立即反應金融隔夜拆款利率的變化而加以調整；貨幣政策對到期日較短(二年內)的債券具有較大的影響效果，此部分與Elder(2001)、Lee(2002)有一致的結果。

股價指數方面，其累積衝擊影響性為次之，呈現正/負向的持續性衝擊。對30天期與60天期的附買回債券利率呈正衝擊，此部分與共整合方程式的結果一致，到期日較長的附買回債券利率之波動愈容易受到經濟景氣的影響。由此可知，股價指數對30天期與60天期的附買回債券利率在長期與短期下會有一致的影響性。

此外，在就業率與躉售物價指數對附買回債券利率，雖然沒有明顯衝擊的波動，但是從衝擊的方向中可知就業率的訊息對附買回債券利率呈負向變化，而此

結果與Fleming & Remolona(1999)觀察就業率的訊息對美國國庫券的價格影響有一致性。

表 4-18 隔夜 RP 利率的衝擊反應結果

期間	隔夜 RP 利率	RATE	E	STOCK	WPI
1	0.121099	0.022772	-9.06E-05	-0.01167	0.002933
2	0.064466	0.024208	-0.0003	0.004606	0.004487
3	0.073848	0.035116	-0.00012	-0.00586	0.005913
11	0.084086	0.037085	-0.00019	-0.01595	0.002678
12	0.083713	0.036206	-0.0002	-0.01739	0.002624
13	0.08258	0.036023	-0.00022	-0.01784	0.002631
14	0.082324	0.03551	-0.00023	-0.01765	0.002732
22	0.08214	0.034438	-0.0003	-0.01813	0.002119
23	0.082053	0.034391	-0.0003	-0.01812	0.00209
24	0.081889	0.034294	-0.0003	-0.01814	0.002077
Sum	1.981437	0.821285	-0.00466	-0.36636	0.075664

1. 表格內的數字為各變數變動一單位標準對附買回債券所造成的影響
2. Sum : 為累積衝擊反應

表 4-19 10 天期 RP 利率的衝擊反應結果

期間	10 天期 RP 利率	RATE	E	STOCK	WPI
1	0.062305	0.022899	0.000225	-0.01776	0.003256
2	0.060611	0.027088	0.000341	-0.00489	0.003494
3	0.05394	0.031637	0.000282	-4.69E-05	0.002814
11	0.046939	0.02962	-0.00079	-0.03996	5.21E-06
12	0.045981	0.028475	-0.00092	-0.03969	-0.00026
13	0.046317	0.028205	-0.00105	-0.03941	-0.00066
14	0.043361	0.025944	-0.00111	-0.03871	-0.00121
22	0.027276	0.012719	-0.00106	-0.03241	-0.00132
23	0.026983	0.012209	-0.00102	-0.03142	-0.00117
24	0.0279	0.012501	-0.00099	-0.03019	-0.00096
Sum	1.055915	0.596721	-0.01593	-0.68283	0.00447

- 1、2. 同前註

表 4-20 20 天期 RP 利率的衝擊反應結果

期間	20 天期 RP 利率	RATE	E	STOCK	WPI
1	0.063174	0.020907	0.000351	-0.00939	0.002285
2	0.061827	0.028752	0.000476	-0.00697	0.003068
3	0.055043	0.028595	0.000501	0.002757	0.001761
11	0.04429	0.027788	-0.00095	-0.05044	-0.00068
12	0.043461	0.026778	-0.00115	-0.04546	-0.00079
13	0.042976	0.026315	-0.00129	-0.04091	-0.00163
14	0.038301	0.022876	-0.00133	-0.03943	-0.00286
22	0.020498	0.008033	-0.00123	-0.03534	-0.00293
23	0.020257	0.007414	-0.00119	-0.03408	-0.00279
24	0.021886	0.008178	-0.00117	-0.03198	-0.00258
Sum	0.992093	0.552453	-0.01831	-0.71063	-0.02712

1、2. 同前註

表 4-21 30 天期 RP 利率的衝擊反應結果

期間	30 天期 RP 利率	RATE	E	STOCK	WPI
1	0.060018	0.025627	5.53E-05	0.006405	-0.00081
2	0.049048	0.027227	-0.0002	0.017638	-0.00089
3	0.044447	0.019123	-0.00034	0.008581	-0.0034
11	0.00176	-0.01095	-0.00072	0.01397	-0.00777
12	0.00038	-0.01178	-0.00074	0.014258	-0.00789
13	-0.00061	-0.01263	-0.00075	0.015044	-0.00799
14	-0.0014	-0.01312	-0.00076	0.015282	-0.00807
22	-0.00378	-0.01489	-0.00079	0.016319	-0.00831
23	-0.00386	-0.01496	-0.00079	0.016358	-0.00832
24	-0.00393	-0.015	-0.00079	0.016382	-0.00833
Sum	0.220678	-0.13262	-0.01524	0.304608	-0.16534

1、2. 同前註

表 4-22 60 天期 RP 利率的衝擊反應結果

期間	60 天期 RP 利率	RATE	E	STOCK	WPI
1	0.049586	0.018295	0.000443	0.015724	0.002127
2	0.059512	0.027219	0.000468	0.02158	0.003038
3	0.062127	0.028216	0.00042	0.027374	0.002519
11	0.038378	0.013853	-0.00013	-0.01735	-0.00181
12	0.033335	0.011113	-0.00022	-0.00379	-0.00309
13	0.03173	0.011617	-0.00029	0.002666	-0.00413
14	0.033291	0.013521	-0.00034	0.001904	-0.00474
22	0.02781	0.007151	-0.00025	0.002415	-0.00303
23	0.027817	0.006776	-0.0002	0.003354	-0.00271
24	0.028832	0.0075	-0.00018	0.005604	-0.00246
Sum	0.977557	0.410426	-0.00278	0.076994	-0.03894

1、2. 同前註

二、預測誤差變異數分解

變異分解是將 VEC 系統內個別變數的預測誤差變異數，分解成來自各市場的解釋程度，因此藉由觀察變異數的主要來源，可以從中判斷各天期附買回債券利率與各經濟變數對系統的影響程度。

表 4-23 至 4-27 說明各個經濟變數對各天期附買回債券利率的誤差變異數分解結果，在各期的附買回債券利率裡，可觀察到在短期內 80% 以上皆受到本身的影響。但隨著期間的增加受到自身的影響力量則會漸漸的降低，而受到外在的經濟因素影響性則增強，其中以金融隔夜拆款平均利率的解釋能力最大為 22%，然而進一步的觀察可發現到金融隔夜拆款利率隨著期間的增加其影響力會慢慢的降低，尤其是從 10 天期至 60 天期的附買回債券利率部分，可看到其下降幅度相當的大跌幅程度達六成之多，表示此變數對附買回債券利率的影響在短期內佔有很重要的影響力，但在當期間拉長時則需要在考慮其它相關的影響因子來加以判

斷。

在就業率與股價指數方面，此兩者對附買回債券利率的解釋力相當的相似，對 30 天內到期的附買回債券利率其解釋能力會隨著期間愈長而逐漸的增加，分別具有 29%與 13%。但是觀察 30 天與 60 天期的附買回債券利率，其所受到的影響比例卻呈遞減狀態。由於本研究依據附買回債券利率的交易量僅觀察至 60 天期，在之後的 90 天期、180 天期以及 180 天期以上的附買回債券利率是否也具有相同的結果則不得而知，建議對此部分的問題可採用利率期限結構的觀點來加以進行探討。

另外，在躉售物價指數部分，從附買回債券利率的到期日來區分，可發現對 30 天以上到期的附買回債券利率有相對較佳的解釋力，表示 30 天以上的附買回債券利率會反映未來通貨膨脹(通貨緊縮)的壓力，所以其解釋力會相對大於 30 天內到期的附買回債券利率。

表 4-23 各個經濟變數對隔夜 RP 利率的誤差變異數分解

期間	隔夜 RP	RATE	E	STOCK	WPI
1	100	23.36915	0.391115	1.526178	11.85471
2	88.55785	24.29072	1.581186	0.813089	17.526
3	80.81597	26.50408	0.976496	0.620458	22.9063
11	60.83586	22.89006	0.343351	1.524613	19.50392
12	59.77353	22.56092	0.367184	1.590151	18.79192
13	58.75541	22.26977	0.396957	1.651972	18.01957
14	57.92354	21.99317	0.431204	1.702623	17.27234
22	54.41693	20.89767	0.747209	1.982788	12.88342
23	54.1786	20.82363	0.779567	2.007023	12.52471
24	53.95878	20.75521	0.809489	2.029554	12.19661

1. 表格內的各項數據為各變數對附買回債券利率的解釋能力

表 4-24 各個經濟變數對 10 天期 RP 利率的誤差變異數分解

期間	10 RP	RATE	E	STOCK	WPI
1	100	64.17841	2.90652	4.013483	18.03125
2	96.12956	66.2454	3.521382	1.950449	17.07119
3	83.58402	60.96993	2.842918	1.301955	13.47833
11	48.68423	32.96936	5.836466	8.432785	7.929303
12	46.7094	31.20538	7.539249	9.4754	7.651985
13	45.23854	29.84239	9.590387	10.28708	7.320304
14	44.03827	28.61642	11.68431	10.89156	6.99901
22	37.46531	21.6784	24.04322	13.65649	5.655253
23	37.06106	21.18897	24.90944	13.70721	5.535861
24	36.72407	20.76054	25.67952	13.7295	5.396811

1.同前註

表 4-25 各個經濟變數對 20 天期 RP 利率的誤差變異數分解

期間	20 RP	RATE	E	STOCK	WPI
1	100	55.54774	7.401812	1.127282	9.582231
2	95.36084	65.00667	8.297908	0.756579	11.37008
3	87.54607	57.22789	8.095871	0.523773	8.201058
11	57.48943	39.80587	12.30998	8.648683	4.153253
12	55.56149	38.0246	14.76653	9.790331	4.057584
13	53.90905	36.53165	17.55362	10.39742	4.15555
14	52.27791	34.95386	20.08893	10.82162	4.786683
22	41.72229	24.88344	31.96779	13.3176	7.956599
23	40.91007	24.11288	32.64486	13.38667	8.086518
24	40.19428	23.42363	33.27746	13.40819	8.135558

1.同前註

表 4-26 各個經濟變數對 30 天期 RP 利率的誤差變異數分解

期間	30 RP	RATE	E	STOCK	WPI
1	100	31.83084	0.158224	0.446978	0.794899
2	86.18121	34.94096	0.704016	1.611082	0.710592
3	79.83332	24.58525	1.410699	1.367391	3.88915
11	20.97363	6.400571	4.101042	1.505772	26.67941
12	18.02818	5.927242	4.268733	1.657208	27.77265
13	15.70989	5.577226	4.411519	1.81966	28.67769
14	13.8601	5.309041	4.534768	1.975603	29.43159
22	6.900817	4.430593	5.095899	3.008356	32.66931
23	6.485922	4.384691	5.135852	3.108869	32.88959
24	6.118347	4.344476	5.171992	3.203847	33.08813

1.同前註

表 4-27 各個經濟變數對 60 天期 RP 利率的誤差變異數分解

期間	60 RP	RATE	E	STOCK	WPI
1	100	45.59545	10.3187	4.716787	9.199426
2	89.32232	49.26213	8.841599	6.202627	9.531152
3	87.36105	47.49348	7.33131	7.124021	7.859532
11	55.04423	25.64803	3.083836	5.749557	2.675351
12	52.36772	23.83052	2.870046	5.431398	3.25858
13	49.9386	22.33054	2.784202	5.165578	4.344821
14	47.76857	21.10845	2.762156	4.937774	5.629114
22	52.36772	14.98161	3.316454	4.023496	6.945742
23	38.42175	14.60677	3.284226	3.959839	6.91394
24	38.01077	14.29708	3.244667	3.913451	6.845586

1. 同前註

綜合本章研究結果，附買回債券利率與總體經濟因素在長期之下，發現金融隔夜拆款利率與就業率對各天期的附買回債券利率呈正相關；股價指數與躉售物價指數則對於到期日 30 天內之附買回債券利率呈負相關，30 天以上呈正相關。

在向量誤差修正模型中，金融隔夜拆款利率、躉售物價指數與各期的附買回債券利率之間會受到彼此落後期的影響，即存在著相互回饋的因果關係，但除了隔夜與 10 天期的附買回債券利率之外；而隔夜、10 天期與 60 天期的附買回債券利率與股價指數間也存在著相同的結果。另外，10 天期與 20 天期附買回債券利率則是領先就業率的變化。在誤差修正項部分，隔夜、10 天期與 30 天期的附買回債券利率具有 5% 的顯著水準，表示在長期均衡下若短期內附買回債券利率發生偏離的現象時，會經由誤差修正項的調整而恢復到長期均衡。

此外，變異數分解發現，短期內 80% 以上皆受到本身的影響，而在各變數裡以來自金融隔拆款平均利率的解釋力為最佳，就業率與股價指數對於在 30 天內到期的附買回債券利率有較為明顯影響力。從附買回債券利率的到期日來觀察，躉售物價指數對 30 天以上到期的附買回債券利率有相對較佳的解釋力。在衝擊反應函數部分也發現到以金融隔拆款平均利率的衝擊性最為深遠呈正相關、股價指數次之，在就業率的訊息衝擊則會對附買回債券利率呈負向影響。

第五章 結論與建議

第一節 結論

本文探討台灣附買回債券利率與總體經濟因素的關聯性，分析其之間的因果關係，並觀察總體經濟因素對不同天期附買回債券利率的影響性以及在短期內各總體經濟因素對附買回債券利率的影響力為何。本研究以月資料類型並配合共整合檢定、誤差修正模型、衝擊反應與預測誤差分解，來觀察台灣附買回債券利率與總體經濟因素之間的長期均衡關係與短期互動分析以及彼此之間的衝擊反應，觀察期間為 1997 年 2 月至 2002 年 12 月，實證結果可歸納如下：

附買回債券利率與總體經濟因素之間存在一個共同的長期趨勢，顯示兩者間具有一個長期的均衡關係。在長期關係下，顯示金融隔夜拆款利率與就業率對各天期的附買回債券利率呈正相關；股價指數與躉售物價指數則對於到期日 30 天內之附買回債券利率呈負相關，30 天以上呈正相關。表示到期日較長，附買回債券利率會反映未來景氣與通貨膨脹(緊縮)的壓力。

在向量誤差修正模型中，發現金融隔夜拆款利率、躉售物價指數與各期的附買回債券利率彼此之間存在著相互回饋的因果關係。隔夜、10 天期與 60 天期的附買回債券利率與股價指數間也存在著相同的結果，另外，10 天期與 20 天期附買回債券利率則是領先就業率的變化。

此外，在短期分析下，從變異數分解發現，以來自金融隔拆款平均利率的解釋力為最佳，就業率與股價指數對於在 30 天內到期的附買回債券利率有較為明顯影響力。從附買回債券利率的到期日來觀察，躉售物價指數對 30 天以上到期的附買回債券利率有相對較佳的解釋力。在衝擊反應函數部分也發現到以金融隔拆款平均利率的衝擊性最為深遠呈正相關、股價指數次之，在就業率的訊息衝擊則會對附買回債券利率呈負向影響，而此結果與 Fleming & Remolona(1999)觀察就業率的訊息對美國國庫券的價格影響有一致性。

第二節 後續研究建議

1. 本研究在變數的選取上主要是依據國內外相關文獻的指標因素，然而對於附買回債券利率的影響因子可能還有其它因素，故後續研究者可納入其他經濟因素來研究，如：名目國內生產毛額、外匯匯率。此外，在選擇變數時，必須加以考慮變數的頻率與附買回債券利率是否一致，若不一致則可採用長、短期來區分。
2. 本研究只討論附買回債券利率與變數間的因果關係，然而對於附買回債券利率受到變數影響的波動範圍無法提供一個具體的區間，故建議後續研究者可以針對波動性的部分，用 GARCH 模型來加以觀察。
3. 由於經濟因素對各天期附買回債券利率的影響性不一，故尚須由後續研究者透過利率期限結構來進一步分析各天期附買回債券利率的特性。

參考文獻

王瑪如、蘇永成(民87),「台灣股票市場與總體經濟之因果關係研究-二元 VAR 模型網狀檢定」,證券市場發展季刊,第九卷第一期,65-95頁。

江琇貞(民90),「台灣公債殖利率與台股指數因果關係之實證研究」,第一科技大學財管學系研究所碩士論文。

李命志、邱建良、郭修旻(民87),「貨幣政策與股價報酬之探討」,台北銀行月刊,第二十八卷第九期,50-61頁。

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

黃仁德、楊忠誠(民88),「台灣公債殖利率決定因素的探討」,國立政治大學學報,第七十九期,63-98頁。

黃柏農(民83),「股價新聞效果的研究-VAR-VECM 模型之應用」,中國財務學刊,第七期,57-73頁。

黃柏農(民87),「台灣的股價與總體變數之間的關係」,證券市場發展季刊,第十卷第四期,89-109頁。

楊踐為、王見成(民84),「台灣債券附買回市場效率性檢定」,產業金融季刊第十二期,22-29頁。

楊踐為、陳玲慧(民88),「台灣債券附買回市場市場星期效應之 GARCH 模型檢定」,復華季刊第十一期,109-126頁。

潘振雄、劉文祺等(民90),「總體經濟指標對台灣股市之影響度研究」,台灣銀行季刊,第五十二卷第三期,318-332頁。

謝劍平(民88),固定收益證券-投資與創新,台北:智勝文化事業有限公司。

蘇珍(民91),「公債殖利率、利率與股價指數互動關係之研究」,台北大學企管學系研

究所碩士論文。

- Balduzzi, P., E. J. Elton and T. C. Green (2001), “Economic News and Bond Prices: Evidence from the U.S. Treasury Market,” *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.36, No 4, pp.523-543.
- Bernanke, B.S., A. S. Blinder (1992), “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review*, 82, pp.901-921.
- Bollerslev, T., J. Cai, and F. M. Song (2000), “Intraday periodicity, Long Memory Volatility, and Macroeconomic announcement effects in the US Treasury bond market,” *Journal of Empirical Finance*, 7, pp.37-55.
- Elder, J. (2001), “Can the Volatility of the Federal Funds Rate Explain the Time-Varying Risk Premium in Treasury bill Returns,” *Journal of Macroeconomics*, Vol.23, NO.1, pp.73-97.
- Engle, R.F., C. W. J. Granger (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometric*, Vol.55, No. 2, pp. 251-276
- Fleming, M.J., E. M. Remolona (1999), “Price Formation and Liquidity in the U.S. Treasury Market: The Response to Public Information,” *The Journal of Finance*, Vol. LIV, No.5, pp.1901-1915.
- Fleming, M.J., E. M. Remolona (1999), “What Moves Bond Prices,” *The Journal of Portfolio Management*, pp.28-38.
- Jones, C.M., O. Lamont, and R. Lumsdaine (1998), “Macroeconomic news and bond market volatility,” *Journal of Financial Economics*, 47, pp.315-337.
- Kearney, A.A. (2002), “The changing impact of employment announcements on interest rates,” *Journal of Economics and Business*, 54, pp.415-429.
- Kim, S.J. and J. Sheen (2000), “International linkages and macroeconomic news effects on interest rate volatility—Australia and the US,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 8, pp.85-113.

- Kwon, C.S. and T. S. Shin (1999), "Co-integration and causality between macroeconomic variables and stock market returns," *Global Finance Journal* 10:1, pp.71-81.
- Lee, B.S. (1992), "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation," *Journal of Finance*, Vol. XLVII, No. 4, pp.1591-1603.
- Lee, J. (2002), "Federal Funds Rate Target Changes and Interest Rate Volatility," *Journal of Economics and Business*, 54, pp.159-191.
- Maysami, R.C. and T. S. Koh (2000), "A vector error correction model of the Singapore stock market," *International Review of Economics and Finance*, 9, pp.79-96.
- Mookerjee, R. and Q. Yu (1997), "Macroeconomic variables and stock prices in a small open economy: The case of Singapore," *Pacific-Basin Finance Journal*, 5, pp.377-388.
- Mookerjee, T.K. and A. Naka (1995), "Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: An application of a vector error correction model," *The Journal of Financial Research*, Vol. XVIII, No. 2, pp.223-237.
- Nieh, C.C. and C. F. Lee (2001), "Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41, pp.477-490.
- Sarno, L. and D. L. Thornton (2003), "The dynamic relationship between the federal funds rate and the Treasury bill rate: An empirical investigation," *Journal of Banking & Finance*, 27, pp.1079-1110.
- Wongbangpo, P. and S. C. Sharma (2002), "Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries," *Journal of Asian Economics*, 13, pp.27-51.