

世新大學管理學院經濟學系
碩士學位論文

公債殖利率與總體變數間關係之探討
-台灣的實證研究

指導教授：楊浩彥 博士
研究生：陳谷荔

中華民國九十二年七月

Shih Hsin University
School of Management
Department of Economics

Thesis

The Relationship Between Macroeconomic Variables and Government Bond Yield -An Empirical Study of Taiwan

Adviser Prof.: Hao-Yen Yang, Ph. D.
Graduate Student: Ku-Sha Chen

July 2003
Taipei ,Taiwan ,Republic of China

世 新 大 學

管理學院經濟學系碩士班

論文題目：

公債殖利率與總體變數間關係之探討
-台灣的實證研究

研 究 生：

陳 谷 荔

本論文承蒙下列口試委員審查通過。

口試委員：

徐 仁 輝

吳 昇

指導教授：

楊 浩 亭

中華民國

92 年 6 月 27 日

謝辭

在碩士班二年的日子，終於將近尾聲，心中的酸甜苦辣，欲藉文字言辭可能尚不足以表達，尤其是周旋在學業、家庭、事業間，身體與心理的這一連串調整過程。不過不論如何，終是自己的選擇，有了結果，一切都是值得的。然而在此背後，比自己辛苦的，反而是陪伴一起走過這一段的親人、在世新的各位師長以及相互扶持的同學。

首先我要感謝我的牽手-吳瓊美小姐，對於我的任性決定，妳總是無條件地支持與尊重，卻犧牲了許多陪伴妳共同生活的時間，心裡總覺得過意不去。回想在過程中，好幾次在下課後，晚間十一點，拖著步代回到家中，看著下班後自己搭車、用餐、看電視……就寢的妳的沈睡臉龐，心中真是百般不捨與愧疚。

我要感謝我的父母與家人，也許是因為自己的不爭氣，至今仍未能闢出一件令你們值得驕傲的事，還犧牲共處的時間，又不斷地讓你們為我是否過度操勞而擔心，學業、事業、身體是否能兼顧而憂勞。回首赫然驚覺，無情的歲月又在你們的頭髮與臉上留下痕跡，對於你們的養育之恩與無限的關懷，谷彥點滴體會於心。

我要感謝在世新曾經教授過我的老師，黃瓊娟老師、田弘華老師、林宗耀老師、周嫦娥老師、劉孟俊老師、郭恆慶老師、徐仁輝老師、郭迺鋒老師，論文口試的周德宇老師，以及尤其我那最深切感謝的論文指導者楊浩彥老師。除了課業，與各位老師的相處，更令我深刻感受的是那一種位於高處而又謙卑、委婉的姿態，對於你們，我的心中除了感謝，就是千萬分的推崇。

除上之外，同時身歷相同境遇的同伴，是最能深切體會自己的感受的人，相互扶持的時光，是令人值得細細品嚐與懷念的，喬銘、祺嵐、佑倫、真慧、永芬、佩瑩、惠年，你們這幾位可愛的人，將也是會留在我的記憶抽屜中，反覆開啟。對了，還有經濟系辦的婷婷、淑芳、怡靜小姐，也謝謝妳們不厭其煩的幫忙！

這段路上，我絕對是不孤單且幸運的，有了你們的陪伴，我走得甜蜜又充實，對於你們，谷彥永遠心懷感謝！

陳谷彥 謹識

民國九十二年七月

論文名稱：公債殖利率與總體變數間關係的探討-台灣的實證研究

校所名稱：私立世新大學管理學院經濟學系碩士班

畢業時間：2002 年(九十一學年度第二學期碩士學位論文摘要)

研究生姓名：陳谷彛

指導教授：楊浩彥 博士

論文摘要：

經濟理論闡述利率為經濟體系運作的重要變數，利率水準的變化除反應經濟情勢的變動發展外，亦為影響經濟活動的重要因素。從總體的概念來看，整體社會的總合行為，可以透過經濟數據與指標來觀察，而金融市場的參與者亦多以經濟指標的變化來做為對未來預期的參考依據，總體經濟數據與指標對於公債殖利率變動，應能存在著相當程度的解釋能力。本文的目的在於探討總體經濟變數與公債殖利率間的因果關係，透過時間序列資料進行實證分析，找出影響公債殖利率波動的「因」，以供國內債券投資與利率研判工作的參考。本研究以景氣領先指標、工業生產指數、加權股價指數、新台幣兌美元匯率、貨幣供給額 M1B、消費者物價指數 CPI、中央銀行擔保放款融通利率、美國十年期公債殖利率、短期票券利率與銀行間同業拆款利率等十項變數為總體變數的代理變數，台灣十年期政府公債殖利率為公債殖利率的代理變數，以月資料的型態進行，透過必要的恆定性與共整合檢定的過程，將資料調整為定態的序列，並藉以確定變數間的共整合關係是否存在。在因果關係檢定過程中，當變數間並未存在共整合關係時，採用 Granger 因果檢定(Granger Causality Test)進行，而當變數間存在共整合關係時，則採用 ECM 誤差修正模型(Error Correction Model)進行，觀察其間所存在的領先落後的因果關係，研究期間為 1995 年 1 月至 2002 年 6 月，資料共 90 筆。實證結果顯示，中央銀行貨幣政策與物價水準皆呈現領先公債殖利率的結果，為公債殖利率變動的「因」。景氣波動與匯率變化對公債殖利率的影響，主要先行反應在貨幣政策上，並非直接導致公債殖利率變動的「因」，反而是公債殖利率

呈現出領現景氣波動與股價水準變動的結果。其餘各變數包括工業生產指數、貨幣供給額 $M1B$ 、國際因素、短期利率等變數與公債殖利率間的因果關係在實證上並不顯著。另外，公債殖利率與加權股價指數、公債殖利率與消費者物價指數、匯率與美國公債殖利率，以及銀行同業拆款利率與短期票券利率等兩兩變數間，則存在長期均衡的走勢。

【關鍵詞】：公債殖利率、總體變數、共整合、因果檢定

The Relationship Between Macroeconomic Variables and Government Bond Yield -An Empirical Study of Taiwan

Student: Ku-Sha Chen

Adviser: Prof. Hao-Yen Yang, Ph. D.

**Shih Hsin University
Department of Economics
Thesis**

Abstract

Market Interest Rates have been employed as extremely important factors of economic system operation in various economic theories. The variation of interest rate not only reacts the economic development, but also affects the activities of the economic system. On the concept of macroeconomics, the aggregate behaviors of the whole society can be observed by economic statistics and indices. The participants in the financial market also quote economic statistics as reference to effectively assess and predict the upcoming economic situation. Therefore, we assume that it is possible to summarize the interaction among the economic statistics and government bond yield. As the empirical methodology and econometric model are used in this paper, the objective is to find out the causality according to time series data, furthermore, to account for the effects of the potential existence variation of government bond yield and presented to bond investors.

This paper applies ten macroeconomic variables which are Leading Indicator of Business Cycle in Taiwan, Industrial Production index in Taiwan, Weighted Stock Index in Taiwan, Exchange Rate (NT\$/US\$), Money Supply M1b, Consumer Price Index in Taiwan, the Rate on Accommodation with Collateral offered by the Central Bank of China, 10 Years Government Bond Yield in the States, Commercial Paper Rate in Taiwan, and Interbank Money Market Rate in Taiwan. The 10 years Government Bond yield in Taiwan is interpreted as dependent variable in this analysis. This study makes use of monthly data taken from Jan 1995 to June 2002, ended up with samples amounting to 90. Note that our sample is censored, both by processes of

stationary and cointegration test. We adjust the variables into stationary and confirm the existence of cointegration relationship. If cointegration relationship between variables exists, we adopt the Error Correction Model, otherwise, Granger Causality Test Model is applied. Results show that both the central bank monetary policy and the price index are the causes of Government Bond Yield variables. Business Cycle variation and change of Exchange Rate (NT\$/US\$) react on Monetary Policy firstly, both are the consequences of Government Bond Yield, instead of the causes. The measure reveals far less effective Government Bond Yield with Industrial Production index in Taiwan, Money Supply M1b, International factors, short-term Interest Rate, etc. Furthermore, the consistent access to Government Bond Yield with Weighted Stock Index, Government Bond Yield with Consumer Price Index, Exchange Rate (NT\$/US\$) with 10 Years Government Bond Yield in the States, Commercial Paper Rate with Interbank Money Market Rate, respectively, still exist in the long-equilibrium trend.

【Keyword】 government bond yield, macroeconomic variable, cointegration, causality test.

目錄

第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機與目的.....	1
第二節 研究限制.....	2
第三節 研究架構與流程.....	4
第二章 相關理論與文獻探討.....	6
第一節 利率的相關理論.....	6
第二節 利率與經濟變數的關係.....	11
第三節 台灣公債市場的發展與沿革.....	21
第三章 研究方法.....	25
第一節 經濟變數的蒐集與選擇.....	25
第二節 恆定性檢定.....	32
第三節 共整合分析與誤差修正模型.....	37
第四節 Granger 因果關係檢定.....	41
第四章 實證分析.....	45
第一節 恆定性檢定.....	45
第二節 共整合檢定.....	47
第三節 Granger 因果關係模型的建立.....	51
第四節 誤差修正模型的建立.....	56
第五節 因果關係檢定結果.....	58
第五章 結論與建議.....	62
第一節 結論.....	62
第二節 後續研究建議.....	66
參考文獻.....	67

第一章 緒論

第一節 研究動機與目的

在國家的經濟發展過程中，金融市場扮演著極為重要的角色，任何的經濟活動皆需有相對足夠的所得與貨幣為基礎。為求所得的提昇、物質生活的滿足與財富的累積，人類遂而進行投資、消費、貿易、儲蓄等活動，使得資金的供給與需求持續發生。金融市場的建立有助於增進資金的配置結果，使得資金供給者在閒置資金的運用上與資金的需求者在資金的取得上都能更有效率。一個效率的金融市場除了提供企業和家計單位所需要的融資資金，也提供投資者選擇證券與交易證券的場所，更重要的是提高企業的投資意願，誘導其資本投資，以協助國家社會資本的形成和加速經濟發展。

金融市場以金融資產的到期期限為區分，可分為貨幣市場與資本市場，資本市場又依其權益性質的不同分為股票市場與債券市場。我國在金融市場中對於貨幣市場與股票市場制度的建置上，近年已漸趨合理化與制度化，市場參與者眾且關注程度高，反觀國內債券市場，在相較之下，卻一直呈現進步緩慢的現象。在學術研究的領域上，對於股價波動影響因素的相關探討頗多，其中並不乏對於國內、外股價走勢的預測研究，而對於債券市場波動的影響因素探討則相對較少。一般來說，債券次級市場的活絡有助於降低政府及企業籌措資金的成本，亦可增加投資人進行金融投資的選擇標的與降低持有債券所可能衍生的流通性風險，更能夠進一步藉以提高利率的指標性，使整個國家的經濟活動能更趨於合理化。在經濟學的領域中，總體理論闡述透過投資的變動，利率是影響所得的重要經濟變數，而利率影響投資變動則係透過資金成本與淨現值(Net present value)二

個主要的媒介，利率的下跌有助於企業投資活動資金成本的降低與預期未來投資收益現值的提高。通常由於企業從事投資的資金需求期間多屬長期，且利率的種類繁多，衡量的依據選擇不易且難客觀，透過公債的利率為指標，則有助於衡量基礎的確立。

另外，近來國際與國內的經濟情勢出現大幅變化，國內的經濟成長率由民國八十九年第三季的 6.63%，滑落至民國九十一年第三季的歷史低點負 4.42% 後回升，至民國九十一年第二季止，再回升到 3.98 % 的水準；台灣中央銀行亦自八十九年十二月九日起至民國九十二年二月期間，連續調降了十四次的重貼現率與擔保放款融通利率，分別由 4.625% 與 5% 調降至 1.625% 與 2.0%，而台灣股市亦同時由民國八十九年四月六日收盤價 9969.28 的高點，大幅滑落至民國九十年九月二十六日收盤價 3625.53 的低點。經濟環境的大幅變化，直接反應在金融市場中的資產價格上，而權益證券價值的大幅縮水與利率水準的下修，使得固定收益證券價值愈發受到重視。

在固定收益證券中，最直接且具指標性的種類為政府公債，公債次級市場的利率係經由市場供需決定，其背後影響市場供給與需求的經濟因素相當複雜，而相關經濟因素對於公債次級市場利率的影響程度與其相關的顯著性亦仍有討論的空間。

經濟理論闡述相關經濟變因與利率間的走向關係，而計量經濟學則係以利用可取得的歷史資料，將經濟現象以量化的方式，拉近抽象的經濟理論與人類真實的經濟活動之間的隔閡(A.H.Studenmund)。本論文的研究目的則在於藉由計量經濟學領域的分析工具，透過歷史的時間序列資料進行實證分析，觀察、驗證並探討相關經濟變數與公債殖利率間的領先、落後關係，找出影響台灣公債殖利率波動的「因」，並由實證的角度來觀察各

總體經濟變數間及與公債殖利率間的因果關係，提供國內債券投資與利率研判工作的參考。

第二節 研究限制

人類的經濟活動在根本上就反應著人性的多變與複雜，尤其在探討金融市場的行情波動的影響因素上更是如此，在研究的過程中，就可能產生一些先天上的限制。因此在本議題的討論上，則須以維持在以下的限制或設定的條件範圍中進行。

- (一) 在研究標的公債殖利率的使用上，由於台灣公債市場的特性使然，市場參與者對於新發行債券的偏好通常高於原已發行債券，排擠效應將使得原已發行債券的交易量遽減，流動性風險隨而大幅提高，利率指標性則轉由新發行債券所取代，故而在被解釋變數的取得上，以距到期年限十年的公債為標的，遇有新發行的相同到期年限債券時，則以新發行債券的成交利率為分析樣本以取代之。
- (二) 近年來債券市場已逐步朝向制度化的方向發展且規模亦有呈現逐步擴大的趨勢，但整體而言仍尚屬淺碟，再加上受到只能作多不能作空的市場特性的限制，當行情偏於空頭時，市場交易冷清，時而發生市場成交零星或無成交的狀況，亦可能使得利率指標性受影響。
- (三) 有關利率的影響變數相當多，欲逐一進行討論的成本過高且過於複雜，故在經濟變數的選擇上，秉重要性與代表性為原則。
- (四) 在最適落後期的選取部分，一般認為採用 SC 值(Schwart Criterion)

與 AIC 值(Akaike Information Criterion)的結果應會出現一致的情形，但在本文的研究過程中發現，有部份變數的以 SC、AIC 值判斷的落後期數呈現不同的結果，且大部分 SC 值的落後期數較長，而在以 SC 為選取依據的過程中，AIC 有時會出現先降低再提高後，又再回落為更低的結果。本文有鑑於落後期選取不足，較落後期選取過多以致自由度損失的偏誤結果嚴重，乃選擇以 SC 值為最適落後期數判斷標準。

第三節 研究架構與流程

本研究共分為五章，各章之內容的探討方向說明如下：

第一章 緒論

說明本研究的研究動機、目的、限制與架構。

第二章 相關理論與文獻探討

本章主要係探討與研究主題具有相關的理論與文獻，藉由參考過去國內、外學者的研究結果與發現，整理出利率的相關理論以及利率與經濟變數間的關係。另由於本研究的主題為台灣公債市場，為求對市場能有更為深入的了解，故對該市場發展與沿革作一介紹。

第三章 研究方法

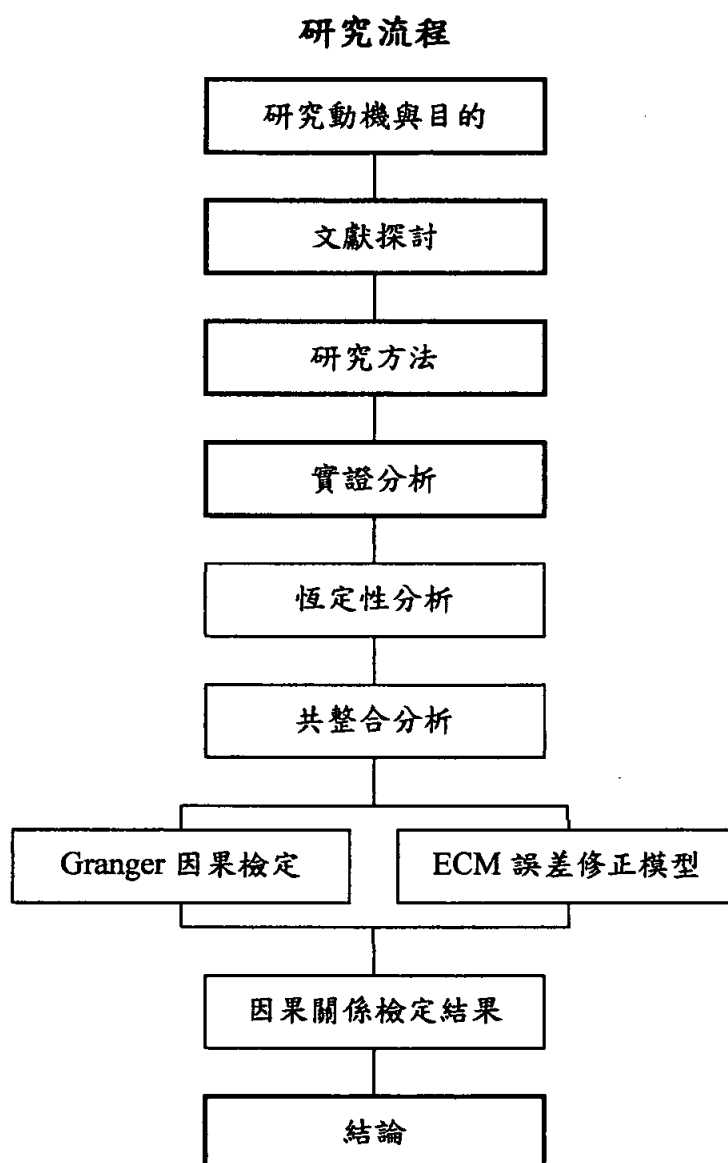
由於本研究的主要方向係以計量經濟的分析工具，將歷史資料藉由實證的分析，進行各經濟變數與債市殖利率間相關性探討。故而在經濟變數選擇上相當重要，本章重點在於探討經濟變數選取、研究期間與資料蒐集的依據，以及實證分析檢定的方式與概念，進行系統性的介紹。

第四章 實證分析

透過第二章及第三章對經濟變數的選擇與資料的蒐集，進行實證分析，並依實際估計數據結果，提出解讀與討論。

第五章 結論與建議

對實證結果做出結論，並說明本研究應可再行探討的方向，提出後續的研究建議。



第二章 相關理論與文獻探討

第一節 利率的相關理論

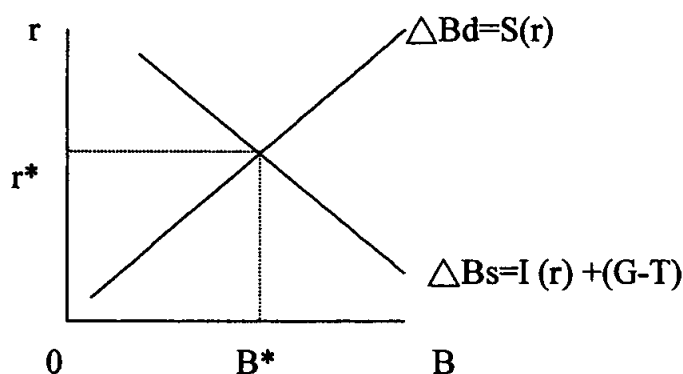
利率是資金的使用價格，而利率水準的變化，會直接對企業的財務與投資決策，家計的消費、儲蓄以及經濟社會中資產選擇行為產生影響，另外，人們為了保存或累積目前的購買力至未來，可能以儲蓄或藉由其他資產的型式來保有，且由於風險、流動性、到期日等條件的不相同，而使資產的報酬率會有所差異。故而利率理論通常係從古典學派的「可貸資金理論」(Loanable Fund Theory)與凱因斯學派的「流動性偏好理論」(Liquidity Preference Theory)以及「利率結構理論」(Theory of Terms Structure of Interest Rate)三個角度討論。

一、可貸資金理論：

一個經濟體的利率水準，決定於資本市場中的儲蓄與投資的流量，而利率的波動則源自於貸款供需狀況的變化。「忍慾理論」(Abstinence theory)認為欲使資金供給者放棄當期消費而進行儲蓄，資金需求者必須給予利息作為補償，實質利率與儲蓄會呈現正向變動。「生產力理論」(Productivity theory)認為，廠商將資源投入實質生產活動，以爭取未來可獲得的報酬，故而應對資源未用於消費的犧牲予以補償，實質利率與投資呈現反向變動。「使用理論」(Use theory)則說明資金的需求方，可運用發行債券，籌集資金用以購買資本財來投入生產，追求利潤，而供給方則收取利息，以作為犧牲消費、增加儲蓄的補償。資金供給者為家計部門儲蓄、企業儲蓄、政府預算盈餘，資金需求者則包括家計部門支出、企業投資、政府預算赤字。

古典理論中對資本市場供需的假設：

- 資金需求者包含政府，所需資金皆以發行債券籌募。
- 資金供給者皆以購買債券作為儲蓄的工具。
- 投資與儲蓄皆屬流量的概念，故而所謂債券的供需皆係指當期的增量。



二、流動性偏好理論：

凱因斯認為利率是人們放棄「流動性」(Liquidity)選擇持有其他資產所應獲得的補償。一經濟體系內的均衡貨幣利率是取決於貨幣供給與貨幣需求數量，純粹是貨幣現象而與實質因素無直接關係，實質因素的變化須先透過影響所得，進而影響貨幣需求，再影響利率。而體系內的貨幣供給取決於央行，凱因斯重視貨幣所具有的流動性，認為人們基於交易、預防與投機等三種動機而產生貨幣需求，持有最具流動性的貨幣：

- 交易動機(transactions motive)：為應付個人日常生活或是企業經營的正常開支，所必須保有的貨幣動機。
- 預防動機(precautionary motive)：為應付突發事件的意外支出所須保有的貨幣動機。
- 投機動機(speculative motive)：貨幣是一種資產，是保有財富的一種方式，持有貨幣的報酬率或許不及其他資產，而人們仍可能選擇持有貨幣，保有最高的流動性，以作為投機賺取債券價差的準備。

三、 利率結構理論

金融資產種類繁多，在固定時點上各種條件的資產報酬率各有不同，而資產報酬率的決定有預期通貨膨脹率、稅率、倒帳風險貼水、交易成本、流動性與到期日等以及其他諸多因素，若假設其他條件固定，只觀察到期日與資產報酬率的關係，在文獻上有「純粹預期理論」(pure expectation theory)、「流動性貼水理論」(liquidity premium theory)、「市場分隔理論」(market segmentation theory)等三種。

(一) 純粹預期理論：

假設市場訊息是正確、充分且公開，人們對未來的預期相同且為風險中立者，而金融資產無交易成本，金融市場為完全市場，借、貸方角色可自由進行互換。基於上述假設，理論認為長期利率是反應對未來短期利率的預期，即遠期利率等同是預期未來即期利率的不偏估計值。若預期未來短期利率將上漲，則目前長期利率將高於短期利率，反之則長期利率將低於短期利率，如果預期未來短期利率水準不變，則長期利率將等於短期利率。

假設：

目前時點的 m 年期債券，其殖利率(到期收益率；yield to maturity)為 Y_m ，故其到期報酬為 $A \cdot (1 + Y_m)^m$ 。

${}_0R_1$ 代表目前可取得的一年期利率水準。

${}_1F_2$ 代表第一年對第二年的預期利率水準。

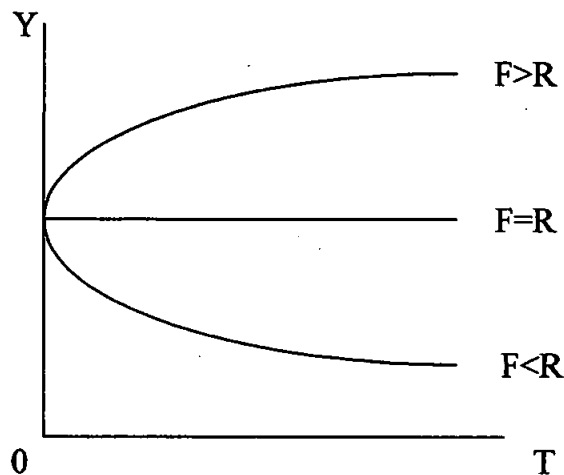
${}_{m-1}F_m$ 代表第 $m-1$ 年對第 m 年的預期利率水準。

$$(1 + Y_m)^m = (1 + {}_0R_1)(1 + {}_1F_2) \dots (1 + {}_{m-2}F_{m-1})(1 + {}_{m-1}F_m) \dots \dots (1)$$

$$(1 + Y_{m-1})^{m-1} = (1 + {}_0R_1)(1 + {}_1F_2) \dots (1 + {}_{m-2}F_{m-1}) \dots \dots \dots (2)$$

$$(1) \text{ 除 } (2) = (1 + Y_m)^m / (1 + Y_{m-1})^{m-1} = (1 + {}_{m-1}F_m)$$

當 F(預期未來利率水準)愈高，則債券殖利率愈高，而 F 走低，則債券殖利率愈低。而 F 純粹受預期的影響而變化，可衍生出以下三個基本的殖利率曲線型態。

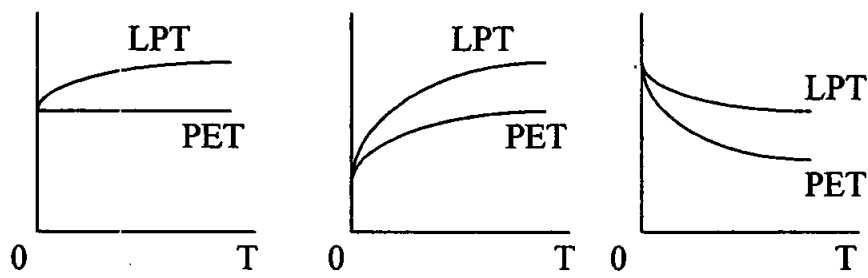


(二) 流動性貼水理論：

放寬純粹預期理論有關風險中立的假設，理論認為短期債券價格波動低於長期債券，投資者為求規避風險，通常對流動性較佳的短期債券偏好較高，而債券發行者為求發行成本的節約與財務風險的降低，對於長期債券的偏好較高，因而資金需求者需以提供適度的「風險貼水」，來吸引資金供給者放棄流動性，選擇長期債券。故而對純粹預期理論提出修正，認為應在對未來短期利率水準的預期之後，加上一流動性的風險貼水 L：

$$(1+Y_m)^m=(1+r_1+L_1)(1+r_2+L_2).....(1+r_m+L_m)$$

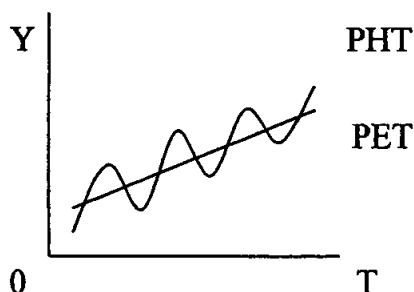
而殖利率曲線亦因風險貼水的加入，而發生以下幾款基本的斜率上的變化。



之後 Modigliani and Sutch(1966)二位學者提出「期限偏好理論」(preferred

habitate theory;PHT)，對流動貼水進行修正，認為當利率處於偏低水準而預期未來利率可能回升時，資金需求者所願意負擔以及資金供給者所要求的流動性貼水較高；在利率水準偏高時，資金需求者所願意負擔以及資金供給者所要求的流動性貼水較低，甚至可能縮減為負值，而期限偏好理論的殖利率曲線將環繞在純粹預期理論的曲線上下波動。故 L 可以 α 來取代，而 α 在利率低檔時 >0 或在利率高檔時 <0 。

$$(1+Y_m)^m = (1+{}_0R_1+\alpha_1)(1+{}_1F_2+\alpha_2)\dots\dots(1+{}_{m-1}F_m+\alpha_m)$$



(三) 市場區隔理論：

Cubertson(1957)認為基於金融市場的資金供給與需求者本身條件(包括資金供需的客觀因素、法令規章的限制、交易習慣與經驗判斷)的差異，僅能在不同期限的金融市場上進行交易，而長、短期利率是分別由市場中各自的供需所決定。換言之，體系內各種資產報酬率是取決於個別資產市場的供需，收益曲線型態與其變動並無脈絡可循，而期限不同的金融資產在金融市場上，則存在顯著的區隔現象，供需雙方皆須先行評估資金來源或用途的期限條件後，再進行投入長期或短期資產的決策，以降低財務上的風險，所以長、短期利率水準在市場的區隔下，取決於供需雙方的偏好條件，而彼此間的關聯程度其實並不顯著。

Michaelson(1965)亦主張，金融機構的計劃期間(Planning horizon)係屬無限期，其將預先評估資金來源的期限後，再行投入於不同期限的金融資產，以維持負債資產的流動性，提高運用效率並降低財務風險。以商業銀

行舉例，其資金來源以短期存款為主，對短期資產的偏好可能較高，而保險機構的資金多屬中、長期，可能較偏好長期資產。之後，Malkiel(1966)提出「避險壓力」(hedging pressure)或「制度」(institution)觀點，認為長短期資金供需雙方，雖然會因長短期利率差異性而出現交流現象，不過，二資金市場確實存在獨立性，分別在個別市場自行決定利率。此種基於「制度性」理由而造成不同期限結構的資金市場，彼此間不會有太多的重疊現象，利率水準仍主要由個別市場中分別決定。

第二節 公債殖利率與經濟變數的關係

公債次級市場的殖利率係由市場對公債的供給與需求所決定，而影響供給與需求背後的動機與變數繁多且複雜；不可否認的，整個市場或經濟體是由成千上萬個經濟個體與政府單位共同組成，要準確掌握殖利率變化，就應將全部的經濟個體與經濟變數納入考量，更何況各變數本身或變數間的關係尚不必然穩定。不過，利率的變化與人類的經濟活動息息相關，從總體的概念來看，整體經濟社會的總合行為，可以透過總體經濟數據與指標來觀察，金融市場的參與者亦多以經濟指標的變化來做為景氣預期的參考依據，故總體經濟數據與指標對於公債殖利率變動，應能存在著相當程度的解釋能力，而利率的決定與走勢也應有長期經濟因素的存在，Rose(1989)即曾整理有關 Chase Econometric Associates (CHASE)、Data Resources, Inc. (DRI)、Wharton Econometric Forecasting Associates, Inc. (WEFA)等世界著名的經濟預測單位所考量的利率決定的影響因素，包括有中央銀行貨幣政策、政府財政政策與預算、企業債券公開銷售、國外部門對本國資本市場的需求以及國民所得的改變等，應用在計量模型中則通常會放入數個當期與前期的經濟數據與指標以及前期的利率變動，來做為

同時觀察數個經濟變數與對利率的相關性與解釋能力。參考過去的文獻，可以由以下幾個方向討論：

(一) 景氣循環：

Rose(1989)認為在景氣擴張期間，企業對未來利潤預期增加，投資意願提高；消費者預期所得增加，消費意願提高；企業與消費者的資金需求相對高於可貸資金的供給，在可貸資金需求的增加下，將促使利率的走高。相反的，在景氣衰退期間，企業與消費者變得更為謹慎，將會增加儲蓄來對抗可能發生的失業、業務衰退以及所得的降低，資金需求相對低於可貸資金的供給。因此，在資金需求降低與儲蓄增加的共同壓力下，利率通常會呈現下跌的現象。一般來說，景氣擴張時期，利率趨升，債券價格走跌，景氣衰退期間，利率走低，債券價格走升。Mishkin(1992)從可貸資金理論的角度來詮釋利率水準與景氣循環的關係，當景氣繁榮期間，經濟體系內的財貨與勞務的總值提高，財富累積的結果使資金供需發生變化。從資金需求的角度來看，投資機會增加促使企業發行金融市場信用工具或提高融資的意願，以期營運收益的增加，就資金供給的角度來看，財富的累積促使儲蓄與可供金融投資的餘額增加，對金融資產的需求增加。而景氣繁榮將提高體系內整體的信用數量，但最終利率究竟是上漲或是下跌，係由資金供需力道的變化而決定。

Mishkin 亦以美國 1951 年到 1990 年期間的資料為樣本進行實證分析，結果發現美國經濟繁榮時的利率水準較高，而經濟衰退時的利率水準較低，利率與景氣間則呈現正相關。黃柏農(1998)選用貨幣供給成長率(M1b)、利率、通貨膨脹率(CPI 變動率)、工業生產指數(替代 GNP)及匯率等五個總體經濟變數來探討其與台灣股價加權指數之間的關係，以 1985

年 1 月至 1998 年 7 月的日資料為樣本進行因果檢定，結果並沒有發現工業生產變動與股價變動之間存在直接關係，但卻發現工業生產變動領先於利率，並透過利率的變動影響股價。蔡培倫(1996)以 1991 年 12 月至 1996 年 12 月的月資料，選取包括由景氣領先指標作為景氣循環之代表，以及其他可能影響利率的因素為解釋變數，進行迴歸分析，發現景氣領先指標對利率的解釋能力呈現顯著的正相關。林冠威、鍾俊文(1996)探討以 1985 年 5 月至 1996 年 5 月期間的月資料為樣本，採七項經濟變數為解釋變數，對台灣商業本票利率進行實證分析，結果發現景氣循環是為利率的主要決定因素之一。陳怡靜(2001)以 1975 年至 2000 年歷史資料進行迴歸分析，發現工業生產指數變動率對債券報酬率間呈現顯著的負向相關。

(二) 股價：

股市是一個國家經濟的櫥窗，如果股票市場為效率市場，企業的營運績效與投資人對企業的獲利預期，會透過市場的運作與調整，反應在股票的價格上，故整體股市的表現，將足以作為整體經濟狀況與預期的參考表徵，而行政院經濟建設委員會亦以股價變動率，作為編製景氣領先指標的構成項目之一。一般來說，當股市呈現榮景時，企業進行實質投資意願增加，不論係以直接或是間接金融的方式籌募資金，對資金的需求都將提高；而投資人為追逐金融投資的資本利得，亦將衍生對貨幣的投機性需求；另因股票的價格上漲導致所得增加的財富效果，也將促使消費的增加，貨幣的需求隨而提高，皆會造成利率的上漲；相反的，當股市呈現萎縮的現象時，貨幣需求就將呈現降低的結果。參考文獻上對於利率與股價的關係，大多從利率對股市的影響的角度來討論，對股價波動導致利率變化的探討則相對較少，但仍有部份文獻論及利率與股價間因果關係的實證

研究。

張錫杰(1993)以 1969 年 1 月至 1992 年 12 月期間的月資料為樣本，對台灣匯率、利率與股價相互間的因果關係進行實證研究，結果發現利率與股價彼此間具有顯著的互動性，相互的解釋能力皆相當高。沈聖弘(1997)以 1991 年 1 月至 1996 年 12 月期間的月資料為樣本，對台灣地區的匯率、利率與股價指數相互間的因果關係進行實證研究，結果發現利率與股價指數間存在有雙向的因果關係。賴宏忠、劉曦敏(1996)以 1993 年 1 月 1 日至 1994 年 6 月 30 日期間的日資料為樣本，對台灣的匯率、利率與股價進行共整合分析，結果發現利率與股價的長期關係呈現負相關。江琇貞(2001)以 1996 年 1 月 4 日到 2001 年 3 月 12 日的台灣政府公債殖利率與發行量加權股價指數的日資料及週資料為樣本，進行 Granger 因果關係檢定，結果發現，以日資料為分析樣本時，股價指數與公債殖利率具單向因果關係，並顯示為股價指數影響十五年期及七年期公債殖利率，而十年期公債殖利率則會影響股價指數；以週資料為分析樣本時，股價指數與各年期公債殖利率具單向因果關係，並顯示股價指數影響公債殖利率。陳毓宏(2001)以 1996 年 1 月到 2002 年 3 月的公債殖利率與股價指數的日資料為樣本，進行因果關係的檢定，實證結果發現短、中期的公債殖利率(包括五年期、七年期及十年期)與股價指數間具單向因果關係，且會受股價指數波動的影響，而股價指數與長期公債殖利率(包括十五期及二十年期)間，則不具因果關係。主要的原因在於當股市處多頭市場時，貨幣市場資金移向股市，造成短期利率的上揚，亦使得持有短期公債的養券空間受到壓縮，並產生對利率上揚的預期，進而影響短、中期公債的殖利率。而長期公債殖利率則因養券套利空間較大，所受影響較不顯著。王啟山(1998)以 1995 年 1 月 1 日至 1998 年 12 月 31 日之日資料為樣本，採 Granger 因果關係檢定、VAR

向量自我迴歸模型與 SSM 狀態空間模型，來探討利率、匯率與股價等三個重要經濟變數之間的關係，結果 Granger 因果關係檢定顯示股價報酬率與利率變動率具有雙向關係。然 Ibbotson and Siegel (1985)分析 1960 年至 1984 年全球資產報酬的關係，則發現股票與債券間的相關係數並不高。

(三) 匯率：

在浮動匯率的制度下，一旦外匯的供需發生失衡的現象，透過匯率的調整，外匯市場將自動回復到均衡的狀態，故而國際間的貿易活動應不會影響到國內的貨幣供給。但若在固定匯率制度下，一旦外匯的供需發生失衡的現象，政府為維持匯率的固定不變，必需對外匯市場進行干預，進而就將對國內的貨幣供給量造成影響，故而匯率的變動對國內資金的影響程度相當高。我國所採行的匯率制度為管理浮動匯率制度，因中央銀行負有維持對內、對外幣值穩定，緩和匯率波動的職責與義務，匯率的變動對國內貨幣供給數量會有所影響。通常在台幣呈現較快速或大幅度升值時，中央銀行會進行買匯的措施，相對釋出台幣，而在台幣呈現較快速或大幅度貶值時，中央銀行會進行賣匯的措施，相對收回台幣，以緩和波動，但中央銀行仍可能藉由採行沖銷政策來抵銷影響。另外，在貿易依存度高的經濟體系，當匯率上升，即本國貨幣相對外國貨幣呈現貶值時，進口財貨價格上漲將間接透過輸入性通貨膨脹產生對利率產生影響。

黃仁德、楊忠誠(1999)以 1996 年 6 月 1 日至 1997 年 7 月 31 日期間的日時間數列資料為樣本，進行實證分析，結果發現公債殖利率與匯率間，兩者呈現顯著的正相關。張錫杰(1993)以 1969 年 1 月至 1992 年 12 月期間的月資料為樣本，對台灣匯率、利率與股價相互間的因果關係進行實證研究，結果發現匯率與利率可相互解釋，而利率被匯率解釋的程度比匯率被

利率解釋的程度為高。沈聖弘(1997)以1991年1月至1996年12月期間的月資料為樣本，對台灣的匯率、利率與股價指數相互間的因果關係進行實證研究，結果發現匯率與利率間存在有雙向的因果關係。賴宏忠、劉曦敏(1996)以1993年1月1日至1994年6月30日期間的日資料為樣本，對台灣的匯率、利率與股價進行因果關係檢定，實證結果發現匯率與利率之間呈現交互影響的反饋效果。林冠威、鍾俊文(1996)探討以1985年5月至1996年5月期間的月資料為樣本，採七項經濟變數為解釋變數，對台灣商業本票利率進行實證分析，結論認為國內通貨匯率升值不一定會導致國內利率下跌。王啟山(1998)由SSM狀態空間模型得知，利率變動率受匯率落後二期、利率落後二期的正向影響，以及匯率落後一期的負向影響。

(四) 貨幣供給：

一經濟體系內的貨幣供給主要係取決於中央銀行發行的通貨與銀行貨幣創造的結果，但最終通常仍是由央行所操控。貨幣供給的流動性效果(Money supply Liquidity Effect)認為，當貨幣供給相對貨幣需求的成長為增加時，將導致利率的走低，相對的，一旦貨幣供給成長相對於貨幣需求減緩時，將導致利率的提高。另一方面，貨幣供給的預期效果(Money supply Expectation Effect)則認為，當實際的貨幣供給成長率超過預期時，可能因人們對通貨膨脹的疑慮，利率會傾向於上漲，相反的，當實際的貨幣供給成長率低於預期時，人們會對通貨膨脹減緩以及政府在未來採行刺激寬鬆貨幣的政策產生預期，進而導致利率的走低。貨幣供給亦會透過所得效果(Money supply income effect)對利率產生影響，在其他條件不變下，當體系內的總支出與總所得增加，會引起大眾的貨幣需求提高，而貨幣供給維持固定或相對於貨幣需求的增加為少時，則市場利率將會上漲，相反的，利

率將呈現下跌的現象。

另外依 Friedman 等貨幣學派(Monetarism)學者的觀點，在其他情況不變下，當名目貨幣增加，以致發生超額的貨幣供給時，將改變原本經濟體系的均衡狀態，造成一連串的調整行為，投資者的注意力將移轉到債券或股票等金融資產，導致超額需求，進而推升價格。此時，由於實質資產的價格相對較低，資金將逐漸自金融資產擴散到實質資產，促使財貨及勞務的生產增加，經由此一複雜的資產調整過程，最後以實質生產增加及物價水準上升，而實現新的貨幣均衡，即貨幣供給的變動會領先資產價格的變動。然而，Fama 效率資本市場學說(Efficient Market Theory)則主張，一個有效率的資本市場將充分且迅速反應所有相關的訊息，因此無法藉過去貨幣供給變動的訊息，來獲得超額報酬。

Stapleton and Subrahmanyam (1981)認為貨幣當局藉由控制貨幣供給，進而改變通貨膨脹率，是影響債券報酬的重要因素。而 Abdullah(1998)曾以英國國內 1973 年 1 月至 1994 年 3 月的月資料為樣本進行實證研究，結果發現貨幣供給成長的變化對股價與利率的波動具有顯著的解釋能力。陳怡靜(2001)以 1975 年至 2000 年歷史資料進行迴歸分析，發現貨幣供給 M1B 變動率對債券報酬率間呈現顯著的負向相關。而 Fama(1981)、Geske and Roll(1983)、Stulz(1986)、Dumas and Jacquillat (1990)、Lee(1992)等人的研究，則都傾向於支持 Fama 有關效率資本市場的看法。

(五) 通貨膨脹：

透過「可貸資金理論」與「流動性偏好理論」的結果，可決定出經濟體系內的實質利率與名目利率，當物價水準維持固定不變時，實質利率將等於名目利率。然而在物價呈現上漲的環境下，貨幣面臨貶值，貸出者為維持貨幣原有的購買力，通常會要求借入者補償其購買力降低的風險貼

水，而借入者因享受到通貨膨脹的利益，亦將同意支付較原先為高的利率。設名目利率= i ；實質利率= r ；預期通貨膨脹率= π ；在通貨膨脹的過程中，每借款一元，借款者到期須支付與貸款者應收的名日本息為 $(1+i)$ ，到期時的實質本息為 $(1+r)$ ，均衡時的名日本息將等於實質本息加計預期通貨膨脹率的增值。

$$(1+i) = (1+r)(1+\pi) = 1+r+\pi+r\pi$$

當 $r\pi$ 值因微小趨近於零而可忽略時，Fisher方程式(Fisher's Equation; 1930)即為 $i=r+\pi$ ，亦即名目利率等於實質利率加預期通貨膨脹率，而費雪效果(Fisher effect)則認為預期通貨膨脹率會影響名目利率，兩者呈同方向變動。

鍾俊文(1996)探討物價、利率與匯率的三角關係，認為預期物價膨脹率會影響名目利率。林冠威、鍾俊文(1996)探討以1985年5月至1996年5月期間的月資料為樣本，採七項經濟變數為解釋變數，對台灣商業本票利率進行實證分析，結果發現物價上漲率是為利率的主要決定因素之一。蔡培倫(1996)以1991年12月至1996年12月的月資料為樣本，採八項經濟因素為自變數對公債殖利率進行迴歸分析，結果發現消費者物價指數年增率對利率具有顯著的影響效果。陳淑敏(1991)以民國73年至民國80年的季資料進行迴歸分析，實證結論之一則發現通貨膨脹率上升，可能引發利率上升，尤其是與民間借貸利率呈現正向顯著關係，然而銀行體系利率(放款利率、貨幣市場利率)與通貨膨脹率之關係並不顯著，其可能的原因為，就市場有效性而言，我國的市場並不具完全效率，因而通貨膨脹率的波動，不能充分反映在名目利率上。陳怡靜(2001)以1975年至2000年歷史資料進行迴歸分析，發現通貨膨脹率對債券報酬率間呈現顯著的負向相關。Jaffe and Mandelker(1979)以1953年至1971年間美國的資料進行分

析，發現債券殖利率與通貨膨脹間的相關並不顯著。而 Palmon and Parker(1991)在解釋通貨膨脹對債券的影響，認為通貨膨脹的不確定性增加，將使市場偏好持有短期債券，並增加債券的流動溢酬。

(六) 央行貨幣政策：

依據中央銀行法第一章第二條即開宗明義，中央銀行的經營目標為四項，包括促進金融穩定、健全銀行業務、維護對內及對外幣值之穩定，並於上列目標範圍內，協助經濟之發展。故而為促進經濟的穩健發展、減緩景氣波動與有效控制物價，中央銀行的貨幣政策基本上是以採取反景氣循環為主；當景氣處於衰退期間，中央銀行採取寬鬆的貨幣政策引導利率下滑，以刺激景氣，而當景氣熱絡時，中央銀行會採取緊縮性的貨幣政策來防範通貨膨脹的發生，利率則隨之提高。另外，長期利率亦會反應對貨幣政策的預期，當中央銀行在實施寬鬆貨幣政策後，投資者經評估仍有更進一步的寬鬆貨幣政策的空間時，長期利率跌幅會較大，而當後續再調整貨幣政策的空間有限時，長期利率下跌的可能性與幅度就將受到壓縮。

林冠威、鍾俊文(1996)，對台灣商業本票利率進行實證分析，結果發現中央銀行的干預措施是為利率的主要決定因素之一。蔡培倫(1996)以擔保放款融通利率及其他變數對公債殖利率進行迴歸分析，亦發現中央銀行擔保放款融資利率，對公債殖利率具有顯著的影響效果。陳怡靜(2001)以 1975 年至 2000 年歷史資料進行迴歸分析，發現重貼現率對債券報酬率間呈現顯著的負向相關。

(七) 國際公債殖利率：

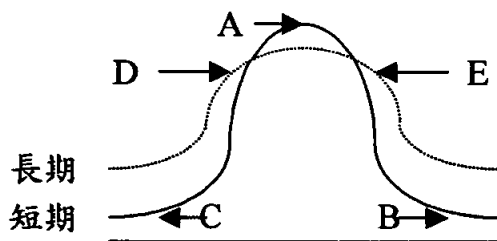
台灣為一典型的海島型經濟體系，貿易依存程度相當高，體系容易受

國際因素變化的影響，再加上在企業營運全球化、國際金融市場持續朝向自由化、國際化的方向發展，以及資本移動的加速下，國際間金融商品價格的連動性愈發提高。台灣對美國的貿易依存度一向不低，而且是台灣海外金融投資的重要國家，美國的景氣榮枯將對台灣的經濟具有某種程度上影響。如果股票市場與債券市場基本上係反應著一個國家的經濟情勢或預期，台灣股市與債市就可能與美國的資本市場存在著連動。林冠威、鍾俊文(1996)的實證結果亦發現美國與日本利調整對我國之市場利率有正向的影響，但是迴歸係數不顯著地異於零。

(八) 短期利率：

依資金的來源為區別，公債投資者可概略分為兩個類別，第一種投資公債的資金完全係屬於自有資金的運用，持有公債乃純粹以獲取穩定的利息收入為目的，此類型的投資者在債券市場中所佔的比例通常較低，其主要的投資策略則是尋求利率的相對高點，再行進場投資。另一種則為於取得公債後，以承作附買回交易的方式，以短支長，利用貨幣市場的短期資金來支應債券部位，並套取長、短期利率間的利差，此類型的投資者通常可細分為二個類別，一為純粹以套取利差為目的，另一則為投機客，以賺取債券殖利率波動所導致債券價格變動的資本利得為目的。而短期利率係反應貨幣市場中資金供給與需求的結果，對於市場中實際資金寬鬆或緊俏的狀況，反應迅速且直接。故而，當長、短期利率利差轉為擴大或進一步擴大時(如下圖 AB 段)，市場對於債券的需求將提高，債券價格走揚，殖利率下跌，相反的，當長、短期利率利差轉為縮減或進一步縮減時(如下圖 CA 段)，殖利率就可能上漲。另在 DE 段長期利率低於短期利率，則是屬於純粹預期理論中有關殖利率曲線為負斜率的階段，但處於本階段的時間

通常並不致太長，而長短期利差為負數，以附買回交易持有債券的部位將處於套損的階段。



在文獻上，王文石、徐錫璋(1996)認為長、短期利率間存在著連動的關係，當短期利率升高時會對長期利率產生的壓力；當短期利率趨跌時又會促長期利率出現下跌的現象。Keim and Stambaugh (1986)以長期及短期債券的利率差，來預測股票及債券的報酬，而 Fama and French (1989)則認為長短利差的變化具有景氣循環的現象，當在景氣循環高峰時，長短利差較小，而位於谷底時，則利差會擴大。

第三節 台灣公債市場的發展與沿革

台灣的債券市場自政府遷台後，大致可從經濟與市場因素的角度，概分為四個階段。

第一階段為民國三十八年到民國七十一年期間。民國三十八年八月一日，政府發行第一批以銀元計價的愛國公債，總額 1.59 億台幣，惟因市場屬於萌芽發展階段，故而僅具雛形。民國五十一年二月九日，台灣證券交易所成立，債券交易全由證券交易所於集中市場撮合，成交量稀少，主管機關遂於民國五十五年由中央銀行委託台灣銀行掛牌買賣公債，然台灣銀行代理業務推動並不積極，無法反應市場價格，反而失去調節的目的。民國五十九年八月二十日行政院核定通過「政府債券經紀人買賣公債辦

法」，除證券經紀商及自營商可在交易所買賣政府債券外，另由央行指定台灣銀行、第一銀行、華南銀行、彰化銀行、中央信託局、交通銀行、華僑銀行、土地銀行、合作金庫及中國信託股份有限公司等十家金融機構，為政府債券經紀人，協助政府推動公債政策，促進債券流通。而政府債券經紀人公會於六十年七月成立後，訂定交易辦法，將債券市場分為集中市場交易及櫃檯買賣交易等二種，雙制並行，之後各金融機構紛紛設置營業櫃檯買賣債券，為國內債市奠下基礎。民國六十二，受到第一次石油危機影響，造成通貨膨脹，銀行存款利率大幅高於公債利率，公債持有人拋售債券，致使債券市場崩盤，政府乃於六十三年一月頒布「穩定當前經濟措施方案」及「調整公債利率暫行辦法」，自同年二月一日起，將未到期公債利率一律調高為年息百分之一二，暫停櫃檯買賣交易，並實施交易所集中交易，以穩定公債市場，至此，公債市場低迷不振，發行市場全依賴對主要銀行之配售。

第二階段為民國七十一年至八十年期間。財政部證管會為配合當時經濟環境並達到擴大證券交易規模的目的，於民國七十一年八月發布「證券商營業處所買賣有價證券管理辦法」，同年十月發布「證券自營商申請在營業處所買賣有價證券自行審核要點」及「證券營商營業處所買賣政府公債、金融債券及公司債暫行操作要點」，重新開放債券櫃檯買賣市場，從此債券交易除了在交易所集中競價外，也可由證券自營商櫃檯買賣。政府亦開放證券經紀商申請經營櫃檯受託買賣債券以及金融機構除兼營證券經紀商外，亦得申請為證券自營商及櫃檯買賣受託經紀業務。在這段期間中，債券市場的發行量逐年增加，至七十九年底止，發行餘額已達一仟兩佰柒拾肆億元，交易型態則以櫃檯買賣為主。然而由於百分之九十七的公債發行餘額為由金融機構持有當流動準備，故而買賣斷交易量極少。另

外，這段時期所發行之公債，除還本付息條件有所不同外，發行期間亦不穩定，次數相對變少，甚至有一年(民國七十九年)未曾發行的情形，次級市場的規模與流動性仍相當有限。

在第一、二階段期間，我國政府債券由於市場流動性的嚴重不足，使得資金需求者在取得資金時所必須承擔的成本偏高，必需支付因流動性不足所產生對資金供給者的流動性貼水，資金供給者在取得債券後，雖然可獲得的報酬較高，但相同的也必需承擔經濟因素外，因流動性不足所導致的流動性風險。市場因價格資訊揭露的無效率，經常發生同一時間交易卻存在著二種差異極大的價格，市場供需與實際價格無法發現，在此階段，我們可以說國內債券現貨只有初級市場，沒有次級市場。

第三階段為民國八十年十一月至民國九十年間。民國八十年為政府為籌措六年國建計劃的建設財源而大量發行公債，公債發行金額逐漸增加，並自民國八十年十一月二十二日所發之八一一期開始改採標售方式發行公債，並成立中央公債交易商制度，對經審查符合的證券公司、銀行或票券公司，核以中央公債交易商的資格，至目前已達七十九家。民國八十三年之後，政府債券發行期間逐漸拉長自五年、七、十年而至十五年、二十年期，這樣的趨勢無疑是促進了公債次級市場交易籌碼的供給，但亦因債券市場流動性改善，市場逐漸擴大，參與者也日漸增多，使得長短期利差逐漸縮小，抵銷了籌碼增加過多的因素干擾，債券殖利率持續向下修正，造就了債券市場的多頭行情，成交量日漸擴大，甚至高於股市成交量的水準。

第四階段為民國九十一年之後。由於立法院三讀通過了取消公司債與金融債券千分之一的證券交易稅，並於同年的四月一日起實施，而中華民國櫃檯買賣中心亦將民國九十一年訂為債券元年，全力發展台灣債券市

場，其所建置的等殖成交系統電腦議價制度則於七月一日正式上線，大幅提高了交易資訊的揭露與市場效率，更陸續提出債券比對交易系統，開辦包括轉換公司債資產交換選擇權分拆交易業務、新台幣利率衍生性商品交易業務、債券遠期交易等業務，後續另將規劃推展各項新種業務，如分割債券交易制度、建立債券借券中心、債券期貨等，都促使著債券市場的發展邁入了另一個新的階段。

第三章 研究方法

第一節 經濟變數的選擇

在前述章節中曾提及有關利率波動的影響變數相當多，欲將全數皆納入考量所可能耗費的成本過高且尚難達成目標。故而在經濟變數選擇上，資料必須兼具代表性、經濟意義；另外，為配合經濟變數的資料型態，並排除金融市場交易日常波動過於頻繁的干擾，以下有關變數的資料的討論皆以月資料的型態呈現。

依據前章的討論，在理論上與文獻上認為影響利率波動的因素，可概略性地分為景氣波動、股市漲跌、匯率的變化、貨幣供給狀況、物價水準的高低、央行貨幣政策、國際因素、貨幣市場利率等影響。而可資代表以上各個因素的經濟資料可能就有數個種類或指標可供選擇，故而在以下則將必須進行各經濟變數資料選擇的使用與說明：

(一) 公債殖利率：

所謂債券殖利率，係指自買入債券起持有至到期日止，期間內的實質年投資報酬率，又稱為到期殖利率(Yield To Maturity ;YTM)。計算殖利率有二個前題假設，其一為每次所收到之利息無再投資風險，即再投資之收益率等於殖利率，其二為以買入持有至到期計算。固定利率債券殖利率計算公式如下：

$$P = \sum_{t=1}^n \frac{CF_t}{(1+Y)^t}$$

其中 CF_t 表示為第 t 期的現金流量， P 為債券的市場價格， Y 為殖利率，當 CF_t 與 P 為已知的條件下， Y 即可求出。目前國內所使用之交易報

價方式採取殖利率報價，而國外則多採價格報價。

依我國公債市場的交易特性，絕大多數公債的買賣斷交易(不包含附買回交易)都係在店頭市場中以議價進行，收盤行情並未能如股票般在集中市場，產生明確、一致的價格，各公債交易商或交易員對於收盤殖利率或價格，在認定上都可能出現些許程度上的落差，而僅能有一概略性的收盤水準可供參考。故而在被解釋變數的取得上，首先就必須以具公信力的資料為選擇的考量。對於目前可資用來當成被解釋變數的公債殖利率資料型式，可以分為依發行量加權公債殖利率、依成交量加權平均殖利率以及距到期年限為區分之公債殖利率等三類：

一、 依發行量加權公債殖利率：

公債殖利率的波動除了受到外在經濟變數的影響外，公債本身的發行量與距到期年限(Maturity)的差異，也會造成公債殖利率水準的不同；參考大華證券所編製的大華公債指數(Grand Cathay Government Bond Index)，其使用之加權平均殖利率計算方式，即依發行量乘以距到期年限為權數來計算：

$$\text{WAYTM} = \frac{\sum(YTM_i * M_i * Q_i)}{\sum(M_i * Q_i)}$$

WAYTM：Weighted Average Yield to Maturity

YTM_i = 第 i 期公債殖利率

M_i = 第 i 期公債距到期年限

Q_i = 第 i 期公債的發行量(市場流通量；未償餘額)

二、 依成交量加權平均公債殖利率：

由於我國公債市場的特性使然，發行條件或距到期年限相近的公債，

可能因市場的交易習慣與偏好的不同，而使流通性大相逕庭，常有交易熱絡的熱門券與交易冷清的冷門券之分，而其所成交的殖利率指標性就會有差異，若以成交量為權數，應可修正流通性差異所造成的偏離現象，參考中華民國證券櫃檯買賣中心每月所公佈的公債加權平均殖利率，即係以成交量為權數來計算：

$$\text{WAYTM} = \frac{\sum(\text{YTM}_i * Q_i)}{\sum Q_i}$$

WAYTM：Weighted Average Yield to Maturity

YTM_i=第 i 期公債殖利率

Q_i=第 i 期公債的成交量

三、 以距到期年限為區分之公債殖利率

公債初、次級市場習慣以發行或距到期年限為區分依據，將公債分為二年、五年、七年、十年、十五年、二十年、三十年等年期的公債，每逢公債發行時，新發行公債的交易熱度(流通性)通常會高於既有流通的公債，而新債的距到期年期與上述的各種年期亦較為接近，指標性較佳。參考中央銀行網站，即以證券櫃檯月刊所載之距到期日接近十年之政府公債殖利率，為其十年期中央政府公債次級市場利率。

在前所述及有關冷、熱門券的流通性存在差異的市場特性使然下，依發行量加權計算的殖利率，可能發生發行量大、權數高但流通性差的情況，隱藏著偏離的問題，且無論是依發行量抑或依成交量加權的平均殖利率，都係以市場整體的公債為標的，各種距到期年限不同的長、短期公債，其反應經濟變數的變動所引起的波動程度並不一致，在長、短期公債平均後，有可能使得波動的程度遭到扭曲。故而本研究以採用中央銀行公佈之

十年期中央政府公債次級市場利率為被解釋變數進行探討。

(二) 景氣波動

一般來說可用來代表總體經濟的波動情形的變數有領先指標、同時指標、景氣判斷分數、工業生產指數與實質經濟成長率幾種，以下將對各變數的意義與資料來源作一簡要的介紹。

I. 領先指標：

由行政院經濟建設委員會按製造業新接訂單變動率、製造業每月平均工作時數、台灣地區房屋建築申請面積、海關出口值變動率、躉售物價變動率、貨幣供給(M1B)變動率以及股價變動率等七項指標所編製；為領先景氣而變動之指標，可用以觀察未來景氣之變動方向與幅度大小，數據月資料可自行政院經濟建設委員會網站取得。

II. 同時指標：

由行政院經濟建設委員會按工業生產變動率、製造業生產變動率、國內貨運量、製造業銷售值、製造業平均每月薪資變動率及票據交換金額變動率等六項指標所編製，為反應當期景氣狀況之指標，數據月資料可自行政院經濟建設委員會網站取得。

III. 工業生產總指數：

係指工業生產量之指數，包括礦業、製造業、水電燃氣業、房屋建築業等，共有選查產品項目約 2,091 項編製，數據月資料自經濟部統計處所出版之國內外經濟統計指標速報取得。

IV. 景氣對策判斷信號分數：

為我國行政院經建會根據與景氣變動較為密切的經濟指標所編製，指標共有九項，其中包含製造業新接訂單、出口、工業生產、製造業成品存貨率、非農業部門就業等五項實質面的指標，及貨幣供給(M1B)、放款、票據交換、股價等四項金融面的指標。每一項指標依變動率或比率訂出四個分界點（檢查值），區分為五種信號燈來表示景氣的好壞，加總各項指標的分數為景氣判斷分數，數據月資料自行政院經濟建設委員會網站取得。

V. 實質經濟成長率：

為我國行政院主計處按固定價格(基期)計算之國內生產毛額年增率＝ $[(GDP_t - GDP_{t-1}) / GDP_{t-1}] * 100\%$ ，數據月資料可自經濟部統計處所出版之國內外經濟統計指標速報取得。

本文在景氣波動的影響變因上，乃採景氣領先指標與工業生產指數二項資料序列來作為景氣波動因素的代表。

(三) 股市

有關呈現股市的榮枯的資料序列，本文以台灣加權股價指數的月資料來進行，數據可自經濟部統計處所出版之國內外經濟統計指標速報取得，係出自台灣證券交易所證交資料，其採用裴式(Passche)公式，以七十年平均價為基期，並採發行量加權計算之指數，其公式為 $I = (\sum P_t Q_i / \sum P_0 Q_i) * 100$ 。

(四) 匯率

有關匯率資料的選擇，本文以央行公佈之新台幣對美元銀行間成交之收盤匯率的月資料來進行，數據可自中央銀行網站上取得。

(五) 貨幣供給

所謂貨幣供給額，係指一經濟體系中的貨幣流通數量，包括貨幣機構與郵匯局以外各部門所持有通貨的通貨淨額以及於金融機構中存放、創造的貨幣的合計數。目前我國對於貨幣數量的衡量，乃對貨幣以流動性(Liquidity)的概念做為區分，有 M1A、M1B、M2 三種，各分述如下：

- $M1A = \text{通貨淨額} + \text{企業及個人在貨幣機構之支票存款及活期存款}$ 。由於除了通貨外，支票存款與活期存款最具交易媒介的功能，故而三種衡量指標以 M1A 流動性最佳。
- $M1B = M1A + \text{活期儲蓄存款}$ ，為通貨淨額加計存款貨幣(活期儲蓄存款、活期存款與支票存款)的合計數。
- $M2 = M1B + \text{準貨幣}(\text{quasi-money} ; \text{定期存款} + \text{定期儲蓄存款} + \text{郵政儲金} + \text{外匯存款})$ 。由於定期與定儲存款有提取期限的限制，或提前解約須以利息減讓為代價，其流動性較存款貨幣差；而郵匯局不能從事放款，並不具備創造存款貨幣的能力，不算是存款貨幣機構，其所吸收的郵政儲金只能計入準貨幣；另外匯存款亦必須兌換為新台幣才能於國內使用。以上項目的流動性皆較低，故而皆只計入 M2，而不計入 M1B 或 M1A。

本文在貨幣供給額的變數資料選取上，以貨幣供給額 M1B 資料序列來作為貨幣供給因素的代表，數據資料則可自中央銀行網站上取得。

(六) 物價水準

一般衡量物價的指標主要有消費者物價指數、躉售物價指數與 GDP 平減指數等三種。所謂物價指數(Price index)，係指當期相對於基期平均物

價的百分比，並指定以基期的平均物價為 100，作為比較基礎。依我國行政院主計處有關物價指數的編製，主要為二：

- 消費者物價指數(Consumer price index；CPI)：依照民國八十五年台灣地區家庭消費商品與勞務 395 項項目群，以一般家庭消費支出結構為權數，採用拉氏(Laspeyres)加權總值式之變式：

$(\sum P_i Q_0 / \sum P_0 Q_0) * 100$ ，按月編製指數，用以衡量國民日常生活費用水準之變動情況。

- 躉售物價指數(Wholesale price index；WPI)：係調查台灣地區企業相互間交易之批售代表商品 976 項為查價對象，以各商品總供給值為權數，採用拉氏公式之變式： $(\sum P_i Q_0 / \sum P_0 Q_0) * 100$ ，按月編算指數，用以衡量躉售物價水準之動向。

本文在物價水準的變數資料選取上，以消費者物價指數資料序列來作為物價水準的代表，數據資料則可自行政院主計處或國內外經濟統計指標速報取得。

(七) 央行貨幣政策

有關中央銀行貨幣政策的代理變數，可考慮以央行貨幣政策工具，包括擔保放款融通利率、重貼現率、存款準備率等，本文採用擔保放款融通利率為中央銀行貨幣政策的代理變數，數據資料則可自中央銀行網站上取得。

(八) 國際因素

在國際因素中，考慮的是與我國經濟關係較為密切的國家，主要以美國的十年期政府公債殖利率為代理變數，數據資料則以美國公債市場的日

成交資料，經平均處理轉為月資料的型態，而資料來源為自橋新社資訊。

(九) 短期利率

在貨幣市場利率的變數選擇上，可供選擇的項目有初級市場商業本票利率、次級市場商業本票利率、銀行承兌匯票利率、銀行間同業拆款利率、基本放款利率、活期存款利率、活期儲蓄存款利率、定期存款利率……等各種利率，在本文中所考慮的是最能反應貨幣市場資金情勢的二項利率，即銀行間同業拆款利率以及次級市場融資性商業本票利率(CP2)來代表，除了拆款利率能實際且敏感地反應銀行間的資金情勢外，CP2 的利率在剔除 20%的分離課稅的因素後，在正常的情況下，足以代表債券附買回交易一般的利率水準。基於上開因素，本文融資性商業本票利率與銀行同業拆款利率的月資料，資料來源為中央銀行網站上取得。

在完成上述變數的選擇與取得後，為配合本文的主要研究經濟變數公債殖利率為一利率型態的資料，在各變數中包括匯率、央行擔放利率、美國公債殖利率、銀行同業拆款利率、短期票券利率皆同為一比率或利率的資料，但景氣領先指標、工業生產指數、加權股價指數、貨幣供給額與消費者物價指數等五項變數皆係為指數或金額的型式，應先行對變數取自然對數(nature Logarithms ; ln)，將資料化為成長率後，再進行實證分析。

影響因素	代理變數	資料來源
公債殖利率	十年期公債殖利率	中央銀行網站
景氣波動	景氣領先指標	行政院經建會網站
景氣波動	工業生產指數	經濟統計指標速報
股市榮枯	加權股價指數	台灣證券交易所
匯率變化	匯率	中央銀行網站
貨幣供給額	貨幣供給額 M1B	中央銀行網站
物價水準	消費者物價指數 CPI	經濟統計指標速報
央行貨幣政策	央行擔放利率	中央銀行網站
國際因素	美國公債殖利率	橋新社資訊
貨幣市場	銀行拆款利率	中央銀行網站
貨幣市場	短期票券利率	中央銀行網站

第二節 恆定性檢定

一般而言，當時間數列資料在進行實證分析之前，都必須先行確定經濟資料是否為恆定(stationary)的狀態；所謂恆定，係指資料在推測的過程中，其平均數與變異數均為常數，在不同時點下皆為固定，不會因為時間的經過而變動，且在時間序列中兩值之間的共變性，只取決於分隔的時間長度，而非觀察時點。也就是說，當資料符合以下條件時，則該時間序列係為恆定，而非恆定序列則係指資料本身即具有所謂單根(unit root)的特性。

$$E(Y_t) = \mu (\text{常數平均值})$$

$$V(Y_t) = \sigma^2 (\text{常數變異數})$$

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t+s}) = \text{Cov}(Y_t, Y_{t-s}) = \gamma_s (\text{共變性取決於 } s, \text{ 而非 } t)$$

單根係指時間序列呈現無規則性的隨機漫步(random walk)型態，資料極少回到先前經過的數值，若有，時間可能已是相當久遠，而其變異數亦為一無限值，所以不論變數資料與其前期的落差期間有多少，其自我相關

係數都將接近於 1，表示偏遠的過去對目前的影響持續存在且長久。定態與非定態時間序列兩者之間的主要差異，在於定態時間序列面對衝擊事件的反應為暫時性的，衝擊將隨著時間的經過逐漸消逝，序列亦將收斂至長期均衡水準，而非定態時間序列則將持續。若未經判斷資料是否恆為定態而直接進行迴歸分析，將極有可能產生 Granger and Newbold(1974)所提出之「假性迴歸」(spurious regression)的情形，使得資料透過經濟計量模型的配適與分析結果發生偏誤，導致未具有實質經濟意義的結論。

學術界大多接受多數的總體經濟變數普遍存在單根的性质，因為多數的經濟資料序列的平均數或是變異數都會隨著時間的經過而改變。為避免因資料本身存在單根的性质，造成存在假性迴歸分析的偏差結論，本文在進行實證前，將先行探討各經濟變數序列資料是否為恆定，亦即檢驗各項經濟變數是否存在單根的性质，再依檢定的結果，決定實證分析的模型是否採用原始序列資料，抑或採差分(Difference)調整，將非恆定的變數轉換為恆定序列資料進行。

單根檢定方法最先係由 Dickey and Fuller(1979、1981)提出，經過修正、改良與擴展後，已成為驗證變數是否為定態的主要方法，雖然經 Nelson and Plosser (1982) 驗證，認為多數的總體經濟變數皆存在單根的現象，但在實證分析的研究過程中，運用單根檢定以協助供研究資料的處理仍為必要且嚴謹的程序。在本文中所採用的單根檢定的概念與方法則敘述如下：假設時間序列變數 Y_t 的自我迴歸模型為 AR(1)的型態，即 $Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$ 其中 μ_t 為隨機干擾，平均值為 0，且有常數變異數 σ^2 。

$$E(\mu_t) = 0$$

$$\text{Var}(\mu_t) = \sigma^2$$

在該 AR(1)的模型中，若 $\rho = 1$ ，則時間序列變數 Y_t 為非恆定隨機漫走

$Y_t = Y_{t-1} + \mu_t$ ，且因為自我相關係數 $\rho = 1$ ，故稱之為具有單根。

現再進行計算上式 μ_t 的變異數，以證明隨機漫走的過程 $Y_t = Y_{t-1} + \mu_t$ 為非恆定的。假設第 0 期的 Y_t 之值為 0，即 $Y_0 = 0$ ，則：

$$Y_1 = Y_0 + \mu_1 = \mu_1$$

$$Y_2 = Y_1 + \mu_2 = \mu_1 + \mu_2$$

$$Y_3 = Y_2 + \mu_3 = \mu_1 + \mu_2 + \mu_3$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \mu_t = \mu_1 + \mu_2 + \mu_3 + \dots + \mu_t$$

$$Y_t = \sum_{\tau=1}^t \mu_\tau \quad \text{Var}(Y_t) = t \sigma_\mu^2$$

在上式中， Y_t 的變異數會隨著時間的改變而改變，因此可認定其為非恆定的序列，若時間持續延伸至 $t \rightarrow \infty$ 時， Y_t 的變異數將會變得無限大。而當 $|\rho| < 1$ 時，AR(1)的過程是恆定的，因此透過檢定虛無假設 $\rho = 1$ ，與對立假設 $|\rho| < 1$ ，便能對時間序列的資料進行恆定性的檢定，並可簡化為一個便於判斷的形式如下：

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t$$

將等式的左右方同減 Y_{t-1} 後得

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \mu_t$$

$$\Delta(Y_t) = (\rho - 1) Y_{t-1} + \mu_t \quad \text{設} (\rho - 1) = \gamma$$

$$\Delta(Y_t) = \gamma Y_{t-1} + \mu_t$$

虛無假設 $H_0: \rho = 1 : \gamma = 0$

對立假設 $H_1: |\rho| < 1 : \gamma < 0$

一、Dickey and Fuller (DF) 單根檢定：

在進行假設檢定的過程中，由於當檢定結果為接受虛無假設時， Y_t

服從隨機漫步，其檢定結果 τ 統計量非屬 t 分配的型態，並不能以 t 檢定量來判別，必須以統計學家 Dickey and Fuller(1979)所建立的統計值表的臨界值來判斷。而除了以上的基本型態外，Dickey and Fuller 也發展出具有漂浮項的檢定型態來修正強制通過原點的結果與加入時間趨勢的檢定型態以明白表示出非隨機趨勢，並分別列述於下：

隨機漫步模式：

模式一：無漂浮項(drift term)且無時間趨勢項(time trend)。

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \mu_t$$

模式二：含漂浮項但無時間趨勢項。

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \mu_t$$

模式三：含漂浮項與時間趨勢項。

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \mu_t$$

在上述各項單根檢定的模式中，均假設 μ_t 為服從高斯白噪音過程(Gaussian white noise process)。在檢定的過程中，關注的焦點在於迴歸模型中的係數 γ 是否為零，若確為零，則時間序列資料 Y_t 即為具有單根的非定態序列，且其與各項前期的自我迴歸係數和應為一。

二、 Augmented Dickey Fuller(ADF)單根檢定：

在前述的 Dickey and Fuller(DF)檢定法中，為假設單根檢定模式的殘差項 μ_t 為白噪音，但事實上，在實證的過程中，迴歸式的殘差項通常存在顯著的自我相關現象，使得假設檢定的結果備受質疑。由於殘差項可能具有自我迴歸與移動平均成分的問題存在，而影響檢定的效力，Said and

Dickey(1984)即針對此一問題，提出以 AR(p)的模式進行單根檢定，分別列述如下：

模式一：無漂浮項(drift term)且無時間趨勢項(time trend)。

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t$$

模式二：含漂浮項但無時間趨勢項。

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t$$

模式三：含漂浮項與時間趨勢項。

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \mu_t$$

上述的單根檢定模式即將迴歸式等號右方加入被解釋變數的落後項 ΔY_{t-1} ，視其為額外的解釋變數，再進行檢定，模型中應選擇最適的落後期 p 以確保殘差項 μ_t 符合白噪音的過程，並藉以掌握變數的動態行為。倘經檢定後 γ 為零，則可確定該資料序列無法拒絕單根的虛無假設，為非定態序列。

另外，有關最適落後期的選擇，Schwartz(1987)認為當落差期數選取不足時，將無法完全修正因移動平均項的存在，而造成臨界值放大的缺點，而選取過長，則又會導致過度參數化的情形，在文獻上有關最適落後期數的選擇上，有以下幾種方法：

1. AIC(Akaike Information Criterion)準則：Engle & Yoo(1987)建議選用 AIC 最小值所對應的落差期數為最適落差期。
2. SBC(Schwartz Bayesian Criterion)貝氏訊息法則：以選取 SC 值最小者為最適落後期。
3. Schwartz(1987)建議使用 $I_r = \text{int}\{r(t/100)^{1/4}\}$ ， $r=4$ or 12 ，以求最適落後期數。

4. 試誤法：依 $k=1,2,\dots$ 逐步增加，並觀察 Ljung – Box (1987) 的 Q 值直到殘差為白噪音。
5. Pantula、Graciela & Fuller(1994)：有鑑於落差期選取不足所造成估計不一致的問題，遠較因落差期選取過致自由度不足嚴重，因此，建議以 $AIC+2$ 為最適落差期的選取。

有關本文所使用之最適落後期數選取的依據則係採用 SBC(Schwartz Bayesian Criterion)貝氏訊息法則，以選取 SC 值最小者所對應的落後期數為最適落後期，並將同時列出 AIC 值為參考。

第三節 共整合分析與誤差修正模型

由於在實證分析的過程中，通常會發現大多數總體經濟變數的時間序列資料皆具有單根的特性，即為非恆定的序列，故而在對經濟變數進行實證分析前，皆將對具有單根特性的序列，進行差分的處理，將資料調整轉化為定態的序列變數，來避免出現所謂的「假性迴歸」的問題產生。一般而言，非恆定時間序列並不適合運用在迴歸模型中，雖然問題可透過差分的調整處理而克服，但是在差分的過程中，將可能導致變數原始即富有的長期特性訊息遺漏，影響分析結果的顯著性，並使得變數間的動態關係設定出現錯誤。

為避免經差分處理的非定態序列資料產生長期訊息遺漏的缺陷，Granger(1981)及 Engle and Granger(1987)提出可運用共整合關係加入於實證模型中，以作為衡量變數之間所存在的長期均衡關係訊息，來彌補長期訊息的遺漏的缺憾。而其主要的概念為：

個別經濟變數雖然是依循隨機漫步的型態，但假若變數間存在共整合關係時，兩序列將以相同的方向變動，或許在短期內兩者可能會有所差異，但在長期下，這些變數的線性組合必藉由短期的動態調整，而逐漸回復到長期均衡，並具有類似的隨機走勢。Salmon(1988)說明共整合(Cointegration)隱含著一組個別非定態(nonstationary)的經濟變數，當以線性組合或更一般化的方式加以轉換後，將呈現定態(stationary)的序列結果。因此，使用共整合的方法，無非是希望建立變數間的長期關係。所謂共整合的意義則可解釋為：

倘一經濟變數 X_t 為非定態序列，須經過 d 次的差分後，始能成為一定態的序列，則此變數的整合級次為 d (integrated of order d)，並可表示為 $X_t \sim I(d)$ ，而定態序列可表示為 $X_t \sim I(0)$ 。一般而言，二變數序列 X_t 、 Y_t 皆為 $I(1)$ 時，其線性組合

$$Z_t = Y_t - \alpha - \lambda X_t$$

仍應為 $I(1)$ ，而若 $Z_t \sim I(0)$ 時，則稱 X_t 與 Y_t 有共整合的關係存在，而其 λ 值稱為共整合係數。當經濟變數間偏離長期均衡關係時， Z_t 即為衡量此一偏離程度的均衡誤差(equilibrium error)。若此一長期均衡誤差為恆定，則表示此偏離現象乃係為暫時性的，隨後即會回復均衡狀態，而若長期均衡誤差非為恆定，則表示變數間並無共整合關係的存在。

由以上的敘述可知，變數間要具有共整合關係的條件有二：

(一) 所有變數的整合級次應相同。

在理論上， $I(0)$ 序列有一平均值，此序列常有回到其平均值的傾向，而繞著平均值作變動，其通過平均值的次數相當頻繁，極少脫離發散。當一變數序列 $X_t \sim I(0)$ 其平均值為零時，變異數為有限值，且隨機衝擊項 (innovation) 對 X_t 的影響是短暫的，而在落差期間增加時，其自我相關係數 ρ_k ，將會迅速的下降，故而其和為有限值。而 $I(1)$ 序列則很少回復原先經過的數值，並非不可能，而是期間可能相當久遠，當時間經過趨近於無限時，變異數將無限大，而隨機衝擊項將影響以後的所有數值，且記憶十分長久。故而 $I(1)$ 序列的變異數無窮大，主要係由序列的長期部份所導致，而如果以 $I(0)$ 序列與 $I(1)$ 序列進行迴歸，因為 $I(1)$ 序列的變異數相對大於 $I(0)$ 序列，所以 $I(1)$ 序列加上 $I(0)$ 序列的迴歸估計殘差將呈現 $I(1)$ 的結果，而違背了一般迴歸分析中的基本假設 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。

(二) 變數間的長期均衡誤差為恆定的，其整合級次為零。

如果變數皆為 $I(1)$ 序列，而其長期均衡誤差 $\varepsilon_t \sim I(0)$ ，則此關係顯示變數間具有類似的隨機走勢，一序列的變動將可被另一個序列的變動所抵銷 (match)，所以經差分後的序列將不再具有明顯的趨勢，而呈現出為一恆定的序列。

依據 Engle and Granger(1987)表示若兩序列變數 X_t 、 Y_t 間存在有共整合的關係，可以下列的誤差修正模型表示：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_2 \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_3 \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

上式的誤差修正項 Z_{t-1} 的意義在反應前期偏離長期均衡的程度，只要 X_t 與 Y_t 具有共整合的關係，則 Z_{t-1} 恆為定態。因此當 Y_t 的變動不僅和 X_t 有關，同時亦和彼此間的前期偏離長期均衡程度相關，則模型即結合了動

態設定與變數的長期性質。故而依據 Engle and Granger(1987)的兩階段估計法的共整合分析檢定步驟如下：

(一) 整合級次的檢定

檢定變數的整合級次 d ，可採用 DF 或 ADF 單根檢定法檢驗之，並找出具有相同整合級次的變數組合。

(二) 共整合的檢定

將具有相同整合級次的變數進行共整合迴歸式的估計，並將其殘差進行單根檢定，檢驗其結果為 $I(0)$ 抑或 $I(1)$ 以判斷是否具有共整合關係的存在。

$$DF: \Delta \varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \gamma \varepsilon_{t-1} + v_t$$

$$ADF: \Delta \varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \gamma \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta \varepsilon_{t-i} + v_t$$

在只有二變數的情況下，共整合係數是唯一的(Unique)，而當有 q 個變數時，將會存在 $q-1$ 個共整合向量(cointegrating vector)存在，Johanson(1988)建議以最大概似的方法估計出所有共整合向量，並檢定其統計值是否顯著；本文主要係對於各經濟變數與公債殖利率相關性的探討，所使用的共整合關係檢定僅在二變數間，故將以 Engle and Granger(1987)的兩階段估計法進行，以下則不再延伸至 Johanson 共整合分析的範圍。

第四節 Granger 因果關係檢定

過去的學者需要使用艱澀的觀念來定義經濟變數間的因果關係，對於

錯綜複雜充滿隨機性的社會現象常產生不必要的爭論，直到 1969 年 Granger 從預測能力(predictability)的角度對因果關係提出新的定義，才普遍為學者所接受，主要係依據預測值和實際值均方誤(MSE)差異的大小為其判定準則。假設有二變數 X、Y，可定義以下四種關係：

定義一：因果關係

在對 Y 變數做預測時，除了可被變數 Y 本身的過去值來解釋之外，再加入變數 X 的過去值，會降低預測誤差的均方誤，有助於預測能力的提高，表示變數 X 領先變數 Y，為變數 Y 的因。

定義二：回饋關係

變數 X 與變數 Y 之間相互領先且互為因果。

定義三：瞬間因果關係

在對 Y 變數做預測時，除了可被變數 Y 本身的過去值來解釋之外，再加入變數 X 的過去值與當期值，會降低預測誤差的均方誤，有助於預測能力的提高。

定義四：獨立關係

在對 Y 變數做預測時，其可被本身的過去值來解釋之外，再加入變數 X 的過去值與當期值，並不會降低預測誤差的均方誤，無法改善對 Y 變數的預測能力。

因果關係檢定著重在於加入其他變數是否能提高預測與解釋的能力，降低預測誤差，其亦以時間指標(*arrow of time*)來區別因(*cause*)與果(*effect*)發生的先後次序，因為原因會領先於結果發生。而在加入其他變數當期值以做為解釋變數的瞬間因果關係上，Granger(1988)認為有三種可能的解釋：

- (一) 變數間確實存在瞬間因果關係，其相互影響的反應行為無法以時間的差距來衡量。
- (二) 變數間不存在瞬間因果關係，但由於因與果的時間差距比資料的間距來得小。
- (三) 某個聯合因果變數 W_{t-1} 同時影響變數 X_t 和 Y_t ，未被納入訊息集合中。

由於變數間存在瞬間因果關係的情況，多屬暫時的聚集(temporal aggregation)或錯過的因果變數(missing causal variable)的可能性較高，因此 Granger 認為瞬間因果關係的定義在實際處理上並非必要。另外，若資料序列已通過恆定性檢定或已經調整為恆定時，將可以 Granger 的因果檢定模型來進一步探討兩兩變數之間關係的方向與途徑，以下則對分析模型進行介紹：

為探討二變數 X 、 Y 之間的因果關係，可先設定變數 X 與其本身前期落差項的自我迴歸模型，如以下模型(1)為受限制模型(Restrict model; Model^R)，而最適落後期數 k 的選擇採 SC 準則，以 SC 值最小所對應的落後期數為標準。另再於模型(1)中，加上其他變數 Y 的前期落差項，如以下模型(2)為未受限制模型(Unrestrict model; Model^U)，最適落後期數 m 的選擇亦採用 SC 準則。

$$\Delta X_t = \alpha_{11} + \sum_{i=1}^k \beta_{11i} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{11t} \dots\dots\dots(1)$$

$$\Delta X_t = \alpha_{12} + \sum_{i=1}^k \beta_{11i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{12j} \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{12t} \dots\dots\dots(2)$$

在完成以因果關係模型的建立後，即可進行假設與檢定的程序，本檢定方

法係採 F 統計量檢定，透過上式 Model^R 與 Model^U 的設定，可分別估計出加總的殘差均方誤(Residual sum of square)RSS^R 與 RSS^U 以及自由度 DF^R 與 DF^U。

虛無假設：H₀：β₁₂₁=β₁₂₂=β₁₂₃=.....=β_{12j}=0
 對立假設：H₁：β₁₂₁、β₁₂₂、.....、β_{12j} 至少有一值不為 0

$$F = \frac{(RSS^R - RSS^U)/(DF^R - DF^U)}{RSS^U / DF^U}$$

當 F 統計量的顯著水準高於臨界值時，表示為拒絕虛無假設，即可稱變數 Y 領先變數 X，為變數 X 的因。在建立以上一組檢驗變數 Y 是否領先變數 X 的模型(1)與(2)後，再以相同的模式與概念，反向建一組檢驗變數 X 是否領先變數 Y 的模型(3)與(4)，並以相同的假設檢定方法進行檢驗。

$$\Delta Y_t = \alpha_{21} + \sum_{i=1}^p \beta_{21i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{21t} \dots\dots\dots(3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_{22} + \sum_{i=1}^p \beta_{21i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{22j} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{22t} \dots\dots\dots(4)$$

當以上二組的檢驗結果均出現接受虛無假設的情形，則可認定 X 與 Y 為獨立不相關，而若檢驗結果均出現拒絕虛無假設的情形時，X 與 Y 的關係則可稱具有互為因果的回饋關係。另若欲探討變數間的瞬間因果關係，則只要在其他變數的前期落差項的部分置換為當期值，再進行假設檢定即可。

第四章 實證研究

第一節 恆定性檢定

前章已述及當資料(尤其是屬時間序列的資料)在進行實證分析前，為避免陷入假性迴歸的思考，使得計量模型所配適出來的結果，失去了實質的經濟意義，較嚴謹的作法皆應先進行恆定性檢定，以確定變數資料是否為具有單根的特性。本研究初步將先以 DF(Dickey & Fuller)檢定修正後的 ADF (Augmented Dickey -Fuller)單根檢定法，應用統計軟體 Eviews，對所蒐集整理的經濟變數時間序列資料進行單根檢定，而檢定的模型乃選用具有漂浮項與時間趨勢項(τ)的型態，最適落後期則依 SC(Schwarz Criterion)準則判斷。有關各變數的單根檢定結果(過程請參閱附錄一)與分析詳述如下：

各變數單根檢定結果

Variable	Lag	ADF Test Statistic	5%Critical Value	SC
公債殖利率	4	-2.964740	-3.4626	-0.052129
景氣領先指標	7	-3.589485**	-3.4645	-7.244335
工業生產指數	10	-2.198522	-3.4666	-1.678911
加權股價指數	6	-1.729380	-3.4639	-2.104952
匯率	1	-2.060985	-3.4608	1.465723
貨幣供給額	4	-2.643182	-3.4626	-4.853497
消費者物價指數	16	-2.074195	-3.4713	-5.756495
央行擔放利率	2	-0.466213	-3.4614	-1.619482
美國公債殖利率	2	-2.658695	-3.4614	-0.011929
銀行拆款利率	1	-1.898732	-3.4608	1.278154
短期票券利率	1	-2.013688	-3.4608	1.068723

註：***、**、*分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

由上表觀察各項經濟變數的時間序列月資料，在 5%的顯著水準下，

除景氣領先指標外，其餘各經濟變數皆無法拒絕單根的虛無假設，合乎總體經濟變數的時間序列資料大多存在隨機漫步走勢的預期。故而針對上述檢定結果為非恆定序列的變數採一次差分調整，再進行檢定，以觀察結果是否可將資料轉化恆定序列，可得以下結果：

非恆定序列變數經一次差分調整後單根檢定結果

Variable	Lag	ADF Test Statistic	5%Critical Value	SC
公債殖利率	3	-3.337025*	-3.4626	0.002383
工業生產指數	2	-7.749530***	-3.4620	-1.9871513
加權股價指數	15	-2.475270	-3.4713	-1.645655
匯率	1	-5.163754***	-3.4614	1.521604
貨幣供給額	1	-5.508134***	-3.4604	-4.824953
消費者物價指數	15	-3.273401*	-3.4713	-5.738611
央行擔放利率	1	-4.256793**	-3.4614	-1.668167
美國公債殖利率	1	-6.212948***	-3.4614	0.043285
銀行拆款利率	2	-7.028276***	-3.4620	1.311270
短期票券利率	1	-7.255116***	-3.4614	1.059012

註：***、**、*分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

由上表觀察各項經濟變數屬非恆定序列的時間序列月資料，在 5%的顯著水準下，除公債殖利率、加權股價指數與消費者物價指數等三項外，其餘各經濟變數已皆可拒絕單根的虛無假設。故而針對上述檢定結果係未能經一次差分調整為恆定序列的變數，採二次差分調整，再進行檢定，以觀察結果是否可將資料轉化恆定序列，可得以下結果：

非恆定序列的變數經二次差分調整的單根檢定結果

Variable	Lag	ADF Test Statistic	5%Critical Value	SC
公債殖利率	3	-6.215964***	-3.4632	0.075448
加權股價指數	4	-5.791805***	-3.4639	-1.963494
消費者物價指數	1	-12.96709***	-3.4620	-5.971783

註：***、**、*分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

由上表觀察公債殖利率、加權股價指數與消費者物價指數等三項變數經二次差分的結果，在 5% 的顯著水準下，已皆可拒絕單根的虛無假設。故而針對以下的各項實証研究資料序列的使用，景氣領先指標以原始資料，工業生產指數、匯率、貨幣供給額、央行擔放利率、美國公債殖利率、銀行拆款利率以及短期票券利率等變數採一次差分後的資料，而台灣公債殖利率、加權股價指數與消費者物價指數等三項變數，則採用二次差分後的資料進行。

第二節 共整合關係檢定

為使資料序列能夠在時間趨勢下保持穩定的狀態，在前述章節中已將資料進行差分的處理，以排除資料本身屬非定態的問題，而將之轉化為定態序列，但在資料差分的過程中，極有可能因差分而使得變數原本的長期特性訊息，或變數與變數間的長期均衡關係消失殆盡，此將影響實証分析模型的設定，導致結論遺漏或無法表達出應有的共整合關係，而產生偏差。

為避免以差分處理非定態序列所造成的訊息遺漏缺陷，依 Granger(1981)及 Engle and Granger(1987)所提出，變數之間存在的共整合線性組合，可以用來表示經濟變數間的長期均衡關係，而此一經過解釋變數與被解釋變數的線性組合所估計而來的誤合修正項(Error Correction Term)，即可用來衡量經濟變數間，偏離長期均衡關係的程度，短期動態則以變數之差分落差項衡量。為確認本文中的各項變數與公債殖利率間是否具有共整合的關係，實証方法採用的是 Engle and Granger 的兩階段共整合模型估計方法：

第一階段：確定模型中經濟變數的整合級次，在整合級次相同下，經濟變

數之間則具有共整合關係的可能。

第二階段：進行變數之間共整合線性組合的迴歸式估計，檢定其殘差是否恆為定態，若殘差為定態抑或整合級次小於原變數的整合級次，則可確定共整合關係的存在，實證模型應採誤差修正模型估計，否則，即不需採用誤差修正模型進行。

Step I：

本文於前述章節中，採用 ADF 單根檢定法，結果發現公債殖利率以及各項經濟變數，皆無法拒絕單根的假設，亦即各資料序列皆係屬非定態。而在進行差分處理的過程中，除了公債殖利率、加權股價指數與消費者物價指數的整合級次為 $I(2)$ 外，其餘各項變數的整合級次皆為 $I(1)$ ，因此公債殖利率、加權股價指數與消費者物價指數三變數間可能存在共整合的關係，而工業生產指數、匯率、貨幣供給額、央行擔放利率、美國公債殖利率、銀行間同業拆款利率以及短期票券利率間可能存在共整合的關係，有關變數的單根檢定結果整理如下：

各變數時間序列資料的整合級次實證結果

變數名稱	整合級次	ADF	最適遞延期數	檢定法
公債殖利率	I(2)	-6.215964***	3	τ_t
景氣領先指標	I(0)	-3.589485**	7	τ_t
工業生產指數	I(1)	-7.749530***	2	τ_t
加權股價指數	I(2)	-5.791805***	4	τ_t
匯率 NT/DS	I(1)	-5.163754***	1	τ_t
貨幣供給 M1B	I(1)	-5.508134***	1	τ_t
消費者物價指數	I(2)	-12.96709***	1	τ_t
中央銀行擔放利率	I(1)	-4.256793***	1	τ_t
美國公債殖利率	I(1)	-6.212948***	1	τ_t
銀行同業拆款利率	I(1)	-7.028276***	2	τ_t
短期票券利率	I(1)	-7.255116***	1	τ_t

註：***、**、*分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。#表示最適落後期的判定。

Step II：

在確定各經濟變數的整合級次後，應檢驗變數間是否存在共整合向量，因此在初步估計經濟變數間的共整合迴歸式後，將進行各個共整合迴歸式的殘差檢定，本文主要探討標的為公債殖利率，其整合級次為 I(1)，倘若其他經濟變數與公債殖利率間的迴歸式，所估計出殘差的整合級次小於 I(1)，即為定態序列 I(0)，則表示存在著共整合關係。以下將分別進行 I(1)變數間與 I(2)變數間殘差的單根檢定，其中落後期數的選取仍以 BC 準則為依據，檢定結果如下(詳細檢定過程請參閱附錄二)：

整合級次為 I(1)變數的共整合迴歸式殘差單根檢定

變數名稱	ADF	Lag	整合級次 新 原	檢定法
工業生產指數 / 匯率	-2.223318	10	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
匯率 / 工業生產指數	-2.018826	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
工業生產指數 / 貨幣供給額	-2.212278	10	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
貨幣供給額 / 工業生產指數	-2.740397	10	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
工業生產指數 / 央行擔放利率	-2.222474	10	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
央行擔放利率 / 工業生產指數	-0.706307	6	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
工業生產指數 / 美國公債殖利率	-2.178618	10	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
美國公債殖利率 / 工業生產指數	-2.599912	2	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
工業生產指數 / 銀行拆款利率	-2.545413	10	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
銀行拆款利率 / 工業生產指數	-2.402109	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
工業生產指數 / 短期票券利率	-2.399727	10	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
短期票券利率 / 工業生產指數	-2.510579	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
匯率 / 貨幣供給額	-2.218891	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
貨幣供給額 / 匯率	-2.685578	6	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
匯率 / 央行擔放利率	-1.204092	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
央行擔放利率 / 匯率	-0.805650	6	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
匯率 / 美國公債殖利率	-4.262163**	1	I(d)=0 I(d)=1	τ_t
美國公債殖利率 / 匯率	-4.090615**	1	I(d)=0 I(d)=1	τ_t
匯率 / 銀行拆款利率	-1.570946	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
銀行拆款利率 / 匯率	-1.638784	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
匯率 / 短期票券利率	-1.762686	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
短期票券利率 / 匯率	-1.796157	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
貨幣供給額 / 央行擔放利率	-1.327160	11	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
央行擔放利率 / 貨幣供給額	-0.754459	15	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
貨幣供給額 / 美國公債殖利率	-2.927199	10	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
美國公債殖利率 / 貨幣供給額	-2.906968	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
貨幣供給額 / 銀行拆款利率	-2.315722	2	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
銀行拆款利率 / 貨幣供給額	-1.974057	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
貨幣供給額 / 短期票券利率	-1.814061	3	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
短期票券利率 / 貨幣供給額	-2.207656	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
央行擔放利率 / 美國公債殖利率	-1.569874	2	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
美國公債殖利率 / 央行擔放利率	2.535493	2	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
央行擔放利率 / 銀行拆款利率	-2.312038	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t

銀行拆款利率 / 央行擔放利率	-2.632696	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
央行擔放利率 / 短期票券利率	-2.339495	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
短期票券利率 / 央行擔放利率	-2.801167	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
美國公債殖利率 / 銀行拆款利率	-2.738540	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
銀行拆款利率 / 美國公債殖利率	-2.270568	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
美國公債殖利率 / 短期票券利率	-2.704914	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
短期票券利率 / 美國公債殖利率	-2.212310	1	I(d)>0 I(d)=1	τ_t
銀行拆款利率 / 短期票券利率	-4.068506***	3	I(d)=0 I(d)=1	τ_t
短期票券利率 / 銀行拆款利率	-4.222269***	3	I(d)=0 I(d)=1	τ_t

整合級次為 I(2)變數的共整合迴歸式殘差單根檢定

變數名稱	ADF	Lag	整合級次		檢定法
			新	原	
公債殖利率 / 加權股價指數	-5.578388***	2	I(d)=1	I(d)=2	τ_t
加權股價指數 / 公債殖利率	-2.565946	13	I(d)>1	I(d)=2	τ_t
公債殖利率 / 消費者物價指數	-7.390945***	1	I(d)=1	I(d)=2	τ_t
消費者物價指數 / 公債殖利率	-2.620074	21	I(d)>1	I(d)=2	τ_t
加權股價指數 / 消費者物價指數	-2.409291	15	I(d)>1	I(d)=2	τ_t
消費者物價指數 / 加權股價指數	-2.987677	15	I(d)>1	I(d)=2	τ_t

觀察以上對共整合迴歸式所估計的殘差進行的單根檢定結果，發現在變數中，公債殖利率與加權股價指數、公債殖利率與消費者物價指數、匯率與美國公債殖利率，以及銀行同業拆款利率與短期票券利率間，存在著共整合的關係，而其他經濟變數間並未發現有共整合關係。因此在後續的因果檢定時，四者將須以誤差修正模型，而其他則採用基本的 Granger 因果檢定型態進行。

第三節 Granger 因果關係模型的建立

在進行 Granger 因果關係檢定前，本文已先對各經濟變數進行單根檢定，並已將具有單根特性的序列轉化恆定序列，亦已確定各變數與公債殖

利率間的共整合的關係，故以下將以不需加入誤差修正項的 Granger 因果關係檢定基本型態與存在共整合關係的誤差修正模型，進行因果關係檢定，而序列資料的使用則以原始序列、或經一次差分、二次差分調整後的恆定序列為之。

在 Granger 因果關係檢定的基本型態上，首先應先行以各變數與其本身的落後期，建立受限制模型(Restrict model；Model^R)，而模型的最適落後期數 k 與 p 的選擇採用 SC 準則，以 SC 值最小所對應的落後期數為標準，並透過 Model^R 的設定，估計出加總的殘差平方和(Residual sum of square)RSS^R 以及自由度 DF^R，估計結果如下表列(過程請參閱附錄二)：

$$\Delta X_t = \alpha_{11} + \sum_{i=1}^k \beta_{11i} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{11t} \dots \dots \dots (\text{Model}^R)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_{21} + \sum_{i=1}^p \beta_{21i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{21t} \dots \dots \dots (\text{Model}^R)$$

Variable	Lag	SC	DF _R	RSS _R
公灣公債殖利率	4	0.026721	84	3.880336
領先指標	1	-7.421945	88	0.002817
工業生產指數	3	-2.023284	85	0.541186
台灣加權股價指數	1	-2.124926	86	0.549053
匯率	1	1.415466	87	19.16657
貨幣供給額	2	-4.874985	86	0.033342
消費者物價指數	1	-5.870764	86	0.012966
央行擔放利率	2	-1.685810	86	0.809146
美國公債殖利率	2	-0.006839	86	4.337053
銀行同業拆款利率	1	1.238148	87	16.05227
短期票券利率	2	1.015388	86	12.05431

在完成 Model^R 的建立，以及 RSS^R 和 DF^R 值的取得後，接下來可再進行未受限模型(Unrestrict model；Model^U)的設定，並估計出 RSS^U 以及

DF^U，而最適落後期數 m 與 q 的選擇同樣採 SC 準則，以 SC 值最小所對應的落後期數為標準，有關模型的建立型式及結果列述如下(過程參閱附錄二)。

$$\Delta X_t = \alpha_{12} + \sum_{i=1}^k \beta_{11i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{12j} \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{12t} \dots\dots\dots(\text{Model } U)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_{22} + \sum_{i=1}^p \beta_{21i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{22j} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{22t} \dots\dots\dots(\text{Model } U)$$

Variable	Lag	SC	DF _U	RSS _U
公債殖利率 / 領先指標	1	0.068287	82	3.837189
領先指標 / 公債殖利率	19	-6.512422	67	0.001654
公灣公債殖利率 / 工業生產指數	1	0.069987	82	3.843717
工業生產指數 / 公債殖利率	3	-1.598126	81	0.518810
加權股價指數 / 台灣公債殖利率	25	-0.961047	60	0.238970
公債殖利率 / 匯率	1	0.057581	82	3.796325
匯率 / 公債殖利率	1	1.467954	85	18.95349
公債殖利率 / 貨幣供給額	1	0.061198	82	3.810081
貨幣供給額 / 公債殖利率	11	-4.379808	74	0.025638
消費者物價指數 / 公債殖利率	5	-5.626504	80	0.012056
公債殖利率 / 央行擔放利率	2	0.033084	81	3.514120
央行擔放利率 / 公債殖利率	14	-0.942571	71	0.628038
台灣公債殖利率 / 美國公債殖利率	1	0.052500	82	3.777086
美國公債殖利率 / 台灣公債殖利率	1	0.023814	84	4.248287
公債殖利率 / 銀行同業拆款利率	1	0.079203	82	3.879305
銀行同業拆款利率 / 公債殖利率	1	1.283966	85	15.76827
公債殖利率 / 短期票券利率	1	0.079125	82	3.879000
短期票券利率 / 公債殖利率	1	1.055220	85	11.91648
景氣領先指標 / 工業生產指數	13	-6.795245	74	0.002118
工業生產指數 / 景氣領先指標	7	-1.647841	78	0.520739
景氣領先指標 / 加權股價指數	9	-7.070362	79	0.002139
加權股價指數 / 景氣領先指標	34	-0.061710	52	0.231781
景氣領先指標 / 匯率	4	-7.238023	83	0.002614
匯率 / 景氣領先指標	2	1.435882	85	17.66926

景氣領先指標 / 貨幣供給額	8	-7.110290	79	0.002251
貨幣供給額 / 景氣領先指標	2	-4.818488	84	0.031837
景氣領先指標 / 消費者物價指數	13	-6.819142	74	0.002023
消費者物價指數 / 景氣領先指標	19	-4.839504	67	0.009321
景氣領先指標 / 央行擔放利率	3	-7.242555	84	0.002781
央行擔放利率 / 景氣領先指標	19	-0.950924	67	0.428720
景氣領先指標 / 美國公債殖利率	3	-7.337622	84	0.002529
美國公債殖利率 / 景氣領先指標	1	0.031796	85	4.282331
景氣領先指標 / 銀行拆款利率	5	-7.184047	82	0.002579
銀行拆款利率 / 景氣領先指標	1	1.218373	86	14.95725
景氣領先指標 / 短期票券利率	5	-7.173002	82	0.002608
短期票券利率 / 景氣領先指標	1	0.992902	85	11.19653
工業生產指數 / 加權股價指數	5	-1.790020	79	0.502476
加權股價指數 / 工業生產指數	1	-2.073602	85	0.549049
工業生產指數 / 匯率	12	-1.421168	73	0.441380
匯率 / 工業生產指數	1	1.463032	86	19.10319
工業生產指數 / 貨幣供給額	2	-1.956981	83	0.521378
貨幣供給額 / 工業生產指數	2	-4.913536	84	0.028951
工業生產指數 / 消費者物價指數	1	-1.971650	83	0.541099
消費者物價指數 / 工業生產指數	10	-5.448988	76	0.010243
工業生產指數 / 央行擔放利率	9	-1.559951	76	0.482931
央行擔放利率 / 工業生產指數	18	-0.726821	68	0.569606
工業生產指數 / 美國公債殖利率	22	-0.747390	63	0.363402
美國公債殖利率 / 工業生產指數	1	0.004478	85	4.166933
工業生產指數 / 銀行同業拆款利率	1	-1.974750	84	0.539424
銀行同業拆款利率 / 工業生產指數	1	1.273780	86	15.80938
工業生產指數 / 短期票券利率	16	-1.190188	69	0.401289
短期票券利率 / 工業生產指數	1	1.030264	85	11.62277
加權股價指數 / 匯率	14	-1.404753	72	0.429040
匯率 / 加權股價指數	1	1.474088	85	19.07011
加權股價指數 / 貨幣供給額	14	-1.511068	72	0.385767
貨幣供給額 / 加權股價指數	11	-4.324157	74	0.027106
加權股價指數 / 消費者物價指數	13	-1.517643	73	0.405948
消費者物價指數 / 加權股價指數	13	-5.276688	73	0.010239
加權股價指數 / 央行擔放利率	17	-1.329934	69	0.360700
央行擔放利率 / 加權股價指數	5	-1.408096	80	0.776433

加權股價指數 / 美國公債殖利率	13	-1.578730	73	0.390384
加權股價指數 / 銀行拆款利率	14	-1.391402	72	0.434806
銀行拆款利率 / 加權股價指數	1	1.262070	85	15.42677
加權股價指數 / 短期票券利率	32	-0.178035	44	0.250448
短期票券利率 / 加權股價指數	1	1.054448	84	11.90728
匯率 / 貨幣供給額	1	1.433800	86	18.55285
貨幣供給額 / 匯率	12	-4.257572	74	0.027383
匯率 / 消費者物價指數	1	1.462101	85	18.84289
消費者物價指數 / 匯率	18	-4.880029	68	0.009505
匯率 / 央行擔放利率	1	1.453801	86	18.92765
央行擔放利率 / 匯率	28	-0.080239	58	0.408046
匯率 / 銀行同業拆款利率	1	1.407601	86	18.07309
銀行同業拆款利率 / 匯率	1	1.271192	86	15.76851
匯率 / 短期票券利率	1	1.417582	86	18.25439
短期票券利率 / 匯率	1	1.028515	85	11.60246
貨幣供給額 / 央行擔放利率	1	-4.831863	85	0.033069
央行擔放利率 / 貨幣供給額	8	-1.270332	78	0.733053
貨幣供給額 / 美國公債殖利率	13	-4.250114	73	0.025502
美國公債殖利率 / 貨幣供給額	4	0.001489	82	3.456989
貨幣供給額 / 銀行同業拆款利率	1	-4.844027	85	0.032669
銀行同業拆款利率 / 貨幣供給額	1	1.273213	86	15.80041
貨幣供給額 / 短期票券利率	4	-4.737322	82	0.030245
短期票券利率 / 貨幣供給額	3	1.042018	83	10.46169
消費者物價指數 / 央行擔放利率	17	-4.921703	69	0.009937
央行擔放利率 / 消費者物價指數	17	-0.685717	68	0.630231
消費者物價指數 / 美國公債殖利率	17	-5.018709	69	0.009018
美國公債殖利率 / 消費者物價指數	1	0.018973	84	4.227771
消費者物價指數 / 銀行拆款利率	11	-5.248709	75	0.011609
銀行拆款利率 / 消費者物價指數	1	1.271187	85	15.56806
消費者物價指數 / 短期票券利率	17	-4.986114	69	0.009317
短期票券利率 / 消費者物價指數	1	1.000863	84	11.28602
央行擔放利率 / 美國公債殖利率	7	-1.299427	79	0.764916
美國公債殖利率 / 央行擔放利率	1	0.029874	85	4.274108
央行擔放利率 / 銀行同業拆款利率	9	-1.209981	77	0.672043
銀行同業拆款利率 / 央行擔放利率	1	1.254391	86	15.57503
央行擔放利率 / 短期票券利率	10	-1.206595	76	0.674322

短期票券利率 / 央行擔放利率	1	1.008729	85	11.37515
美國公債殖利率 / 銀行同業拆款利率	1	0.044112	85	4.335399
銀行同業拆款利率 / 美國公債殖利率	1	1.271092	86	15.76694
美國公債殖利率 / 短期票券利率	1	0.043160	85	4.331275
短期票券利率 / 美國公債殖利率	1	1.038224	85	11.71565

第四節 誤差修正模型的建立

在前述章節中，已經透過必要的程序得到公債殖利率與加權股價指數、公債殖利率與消費者物價指數、匯率與美國公債殖利率間以及銀行拆款利率與短期票券利率間皆存在共整合的關係，故而在以下模型的建立，則以誤差修正模型的型態，將變數間的共整合向量的放入模型中作為誤差修正項，以衡量長期的均衡關係，而經濟變數則以經差分後的定態序列變數處理，作為模型短期動態的衡量。有關殘差平方和 RSS_U 及自由度 DF_U 則估計如下表列，而最適落後期數的選擇同樣採 SC 準則，以 SC 值最小所對應的落後期數為標準。

另一方面，由於 Engle and Granger(1987)所提出的共整合向量的估計方式，並迴歸式的殘差在估計過程中，認為共整合向量是唯一的，但對於二變數 Y 與 X 的線性組合，似未提及應以何者置於等式左方為被解釋變數，何者置於等式右方為解釋變數。故而以下將針對二種情況分別估計出誤差修正項，分別並放入誤差修正模型中，供為參考，而本文的討論則主要以情況一模式進行。估計結果如下：

情況一：

共整合向量： $Z_{t1}=Y_t-\alpha_1-A_1X_t$

$\Delta X_t = \alpha_{12} + \Pi_{11}Z_{t1-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{11i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{12j} \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{12t} \dots (\text{Model } U)$

$\Delta Y_t = \alpha_{22} + \Pi_{12}Z_{t1-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{21i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{22j} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{22t} \dots (\text{Model } U)$

Variable	Lag	SC	DF _U	RSS _U
公債殖利率 / 加權股價指數	1	0.097224	82	3.746902
公債殖利率 / 消費者物價指數	1	0.055161	82	3.592563
匯率 / 美國公債殖利率	1	1.452583	85	17.96684
美國公債殖利率 / 匯率	2	-0.013384	83	3.693792
銀行同業拆款利率 / 短期票券利率	2	1.283130	84	14.21787
短期票券利率 / 銀行同業拆款利率	1	1.013692	84	10.85974

情況二：

共整合向量： $Z_{t2}=X_t-\alpha_2-A_2Y_t$

$\Delta X_t = \alpha_{12} + \Pi_{21}Z_{t2-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{11i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{12j} \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{12t} \dots (\text{Model } U)$

$\Delta Y_t = \alpha_{22} + \Pi_{22}Z_{t2-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{21i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{22j} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{22t} \dots (\text{Model } U)$

Variable	Lag	SC	DF _U	RSS _U
公債殖利率 / 加權股價指數	1	0.108693	82	3.790120
公債殖利率 / 消費者物價指數	1	0.090835	82	3.723036
匯率 / 美國公債殖利率	1	1.477178	85	18.41421
美國公債殖利率 / 匯率	2	0.058971	83	3.970964
銀行同業拆款利率 / 短期票券利率	3	1.009306	83	10.12500
短期票券利率 / 銀行同業拆款利率	1	1.312525	84	14.65201

第五節 因果關係檢定實證結果

透過本章第四節的估計，已完成了有關模型 Model^R 與 Model^U 的設定，並可分別估計出 RSS^R 與 RSS^U 以及 DF^R 與 DF^U，現將繼續進行假設檢定的程序。檢定方法係採用 F 統計量檢定，並以 5% 顯著水準的臨界值為判斷依據。以下為檢定結果高於顯著水準的變數：

$$F = \frac{(RSS^R - RSS^U) / (DF^R - DF^U)}{RSS^U / DF^U}$$

虛無假設 Ho	RSS _R	RSS _U	DF _R	DF _U	F-Statistic	
					F	5%
領先指標 / 公債殖利率	0.002817	0.001654	88	67	2.2434*	1.7395
加權股價指數 / 公債殖利率	0.549053	0.238970	86	60	2.9944*	1.7500
公債殖利率 / 央行擔放利率	3.880336	3.514120	84	81	2.8137*	2.7320
景氣領先指標 / 工業生產指數	0.002817	0.002118	85	74	2.2202*	1.8990
景氣領先指標 / 加權股價指數	0.002817	0.002139	85	79	4.1734*	2.2278
加權股價指數 / 景氣領先指標	0.549053	0.231781	86	52	2.0935*	1.5260
景氣領先指標 / 匯率	0.002817	0.002420	85	83	6.8081*	3.1193
匯率 / 景氣領先指標	19.16657	17.66926	87	85	3.6015*	3.1167
景氣領先指標 / 貨幣供給額	0.002817	0.002251	88	79	2.2071*	2.0747
景氣領先指標 / 消費者物價指數	0.002817	0.002023	88	74	2.0746*	1.8990
央行擔放利率 / 景氣領先指標	0.809146	0.428720	86	67	3.1291*	1.7395
銀行拆款利率 / 景氣領先指標	16.05227	14.95725	87	86	6.2961*	3.9653
短期票券利率 / 景氣領先指標	12.05431	11.19653	86	85	6.5120*	3.9667
貨幣供給額 / 工業生產指數	0.033342	0.028951	86	84	6.3701*	3.1180
消費者物價指數 / 工業生產指數	0.012966	0.010243	86	76	2.0204*	1.9687
加權股價指數 / 貨幣供給額	0.549053	0.385767	86	72	2.1768*	1.7320
加權股價指數 / 消費者物價指數	0.549053	0.405948	86	73	1.9795*	1.9005
加權股價指數 / 央行擔放利率	0.549053	0.360700	86	69	2.1195*	1.8215
加權股價指數 / 美國公債殖利率	0.549053	0.390384	86	73	2.2823*	1.9005
央行擔放利率 / 匯率	0.809146	0.408046	86	58	2.0362*	1.5140
匯率 / 銀行同業拆款利率	19.16657	18.07309	87	86	5.2033*	3.9653
匯率 / 短期票券利率	19.16657	18.25439	87	86	4.2975*	3.9653

美國公債殖利率 / 貨幣供給額	4.337053	3.456989	86	82	5.2188*	2.5007
短期票券利率 / 貨幣供給額	12.05431	10.46196	86	83	4.2110*	2.7293
短期票券利率 / 央行擔放利率	12.05431	11.37515	86	85	5.0750*	3.9667

以誤差修正模型估計結果(誤差修正項為 $Z_{t1}=Y_t-\alpha_1-A_1X_t$)

虛無假設 Ho	RSS _R	RSS _U	DF _R	DF _U	F-Statistic	
					F	5%
公債殖利率 / 消費者物價指數	3.880336	3.592563	84	82	3.2842*	3.1207
美國公債殖利率 / 匯率	4.337053	3.693792	86	83	4.8181*	2.7293
銀行拆款利率 / 短期票券利率	16.05227	14.21787	87	84	3.6126*	2.7280
短期票券利率 / 銀行拆款利率	12.05431	10.85974	86	84	4.6200*	3.1180

以誤差修正模型估計結果(誤差修正項為 $Z_{t2}=X_t-\alpha_2-A_2Y_t$)

虛無假設 Ho	RSS _R	RSS _U	DF _R	DF _U	F-Statistic	
					F	5%
銀行同業拆款利率 / 短期票券利率	16.05227	10.12500	87	83	12.1474*	2.7280
短期票券利率 / 銀行同業拆款利率	12.05431	14.65201	86	84	7.4463*	3.1180

經由以上的檢定過程，關於公債殖利率與總體經濟變數間的成對的因果關係檢定結果，初步分析如下：

一、 公債殖利率部份：

在各項的經濟變數中，呈現顯著且直接領先於公債殖利率變動的結果，主要為央行擔放利率與消費者物價指數等二個因素，為公債殖利率變動的「因」，且存在單向的因果關係，另一方面，公債殖利率則領先於景氣領先指標及加權股價指數等二個變數的變動，具有單向的因果關係。其餘各項經濟變數，包括工業生產指數、匯率、貨幣供給額、美國公債殖利率、銀行同業拆款利率以及短期票券利率等變數，與公債殖利率間的因果

關係實證結果，皆未呈現有顯著且直接的關係。

二、 總體變數間的關係：

- (一) 在景氣波動因素方面，景氣領先指標與加權股價指數以及匯率二項變數間，呈現相互領先的結果，具有雙向的因果關係。而公債殖利率、工業生產指數、貨幣供給額、消費者物價指數等四項變數，呈現領先於景氣領先指標的結果，景氣領先指標則為領先央行擔放利率、銀行同業拆款利率與短期票券利率的變動。而在工業生產指數方面，除了前述的領先景氣領先指標的情形外，亦領先貨幣供給額與消費者物價指數。
- (二) 在股價水準的因素上，加權股價指數除上述的落後公債殖利率的變動以及與景氣領先指標具有雙向的因果關係外，貨幣供給額、消費者物價指數、央行擔放利率與美國公債殖利率等變數皆呈現領先加權股價指數的結果。
- (三) 在匯率的因素上，台幣兌美元匯率除上述與景氣領先指標具有雙向的因果關係外，貨幣市場因素包括銀行同業拆款利率與短期票券利率皆呈現顯著地領先匯率的變動結果，而匯率的變動又領先央行擔放利率與美國公債殖利率，具有單向的因果關係，並與美國公債殖利率間存在有長期均衡的關係。
- (四) 在貨幣供給額的因素上，貨幣供給額 M1B 除上述領先景氣領先指標與加權股價指數及落後於工業生產指數外，另領先於美國公債殖利率短期票券利率的變動，具有單向的因果關係。
- (五) 在物價水準的因素上，消費者物價指數則如上述，落後於工業生產指數，且領先於公債殖利率、景氣領先指標、加權股價指數等變數，

並透過誤差修正模型的檢定，與公債殖利率間具有長期均衡的關係。

- (六) 在央行貨幣政策方面，央行擔放利率除如上述，領先於公債殖利率與加權股價指數，且落後於景氣領先指標與匯率等變數外，並領先於短期票券利率的變動，具有單向的因果關係。
- (七) 在國際景氣因素上，美國公債殖利率則如上述，領先於加權股價指數，且落後於匯率與貨幣供給額的變動，並與匯率間具有長期均衡的關係。
- (八) 在貨幣市場的因素上，銀行同業拆款利率除如上述領先匯率的變動，且落後於景氣領先指標；短期票券利率如上述領先匯率的變動，且落後於景氣領先指標、貨幣供給額與央行擔放利率的變動外，銀行同業拆款利率與短期票券利率則呈現相互領先的結果，具有雙向的因果，並具有長期均衡的關係。

第五章 結論與建議

第一節 結論

本文觀察自 1995 年 1 月至 2002 年 6 月間的台灣公債殖利率與各項總體經濟因素包括景氣波動、股市行情、匯率變化、貨幣供給額、物價水準、中央銀行貨幣政策、國際景氣因素與貨幣市場短期利率之間的因果關係。

在實證研究的過程中，採用景氣領先指標、工業生產指數、加權股價指數、新台幣兌美元匯率、貨幣供給額 M1B、消費者物價指數 CPI、中央銀行擔保放款融通利率、美國十年期公債殖利率、短期票券利率與銀行間同業拆款利率等十項變數為代理變數，以時間序列(Time series)月資料的型態進行，透過必要的恆定性與共整合檢定的過程，將資料調整為定態的序列，並藉以確定變數間的共整合關係是否存在。在因果關係檢定過程中，當變數間並未存在共整合(Cointegration)關係時，採用 Granger 因果檢定(Granger Causality Test)進行，而當變數間存在共整合關係時，則採用 ECM 誤差修正模型(Error Correction Model;ECM)進行，再使用 F 統計量(F-Statistic)的檢定方式，希望能藉由實證的過程，觀察出各變數間所存在的領先落後的因果關係。

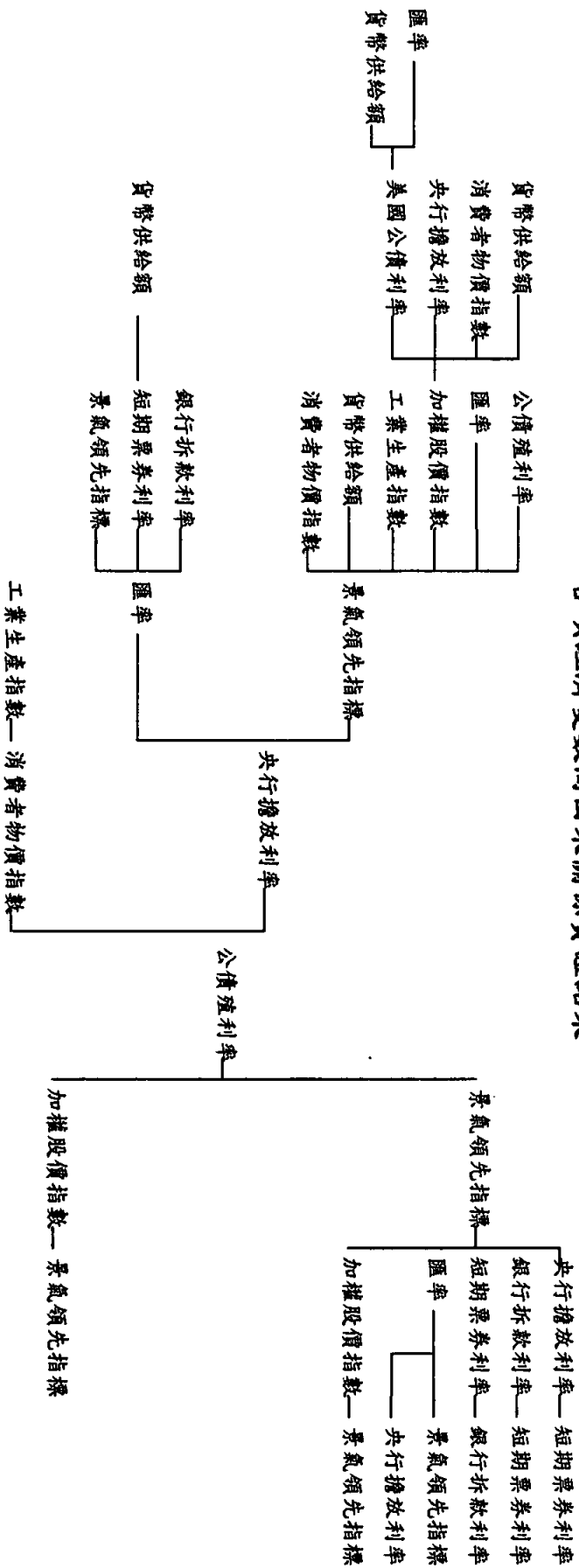
透過實證的研究發現，景氣領先指標原始資料即為定態(Stationary)的序列，工業生產指數、匯率、貨幣供給額、央行擔放利率、美國公債殖利率、銀行拆款利率以及短期票券利率等變數需經一次差分(Difference)調整，始可將時間序列資料化為恆定，而台灣公債殖利率、加權股價指數與消費者物價指數等三項變數的時間序列資料則需經二次差分調整後始為

恆定。另外在共整合的關係上，公債殖利率與加權股價指數、公債殖利率與消費者物價指數、匯率與美國公債殖利率，以及銀行同業拆款利率與短期票券利率間，具有長期均衡的走勢，而其他經濟變數間則未發現有共整合關係。

在變數間因果關係的實證上，發現各項變數間，皆呈現著複雜的交互影響關係。首先，在公債殖利率方面，央行擔放利率與消費者物價指數二變數皆呈現領先公債殖利率變動的結果，為公債殖利率的「因」，透過對此二變數的掌握，將有助於公債殖利率預測工作的進行。這在理論上是相符合的，如同本文第二章所提及，中央銀行在景氣衰退的過程中，會採取寬鬆性的貨幣政策，引導利率的下跌；而在景氣熱絡的環境下，為防範生產資源的過度耗用，抑制通貨膨脹產生的可能，會採取緊縮性的貨幣政策，引導利率的上昇，公債殖利率則將直接顯著地受到貨幣政策變動的影響。另一方面，透過實證的結果也發現，物價水準的高低將會直接影響名目利率的變化，亦符合理論上的預期，公債殖利率確實會受到物價水準變動的影響而產生波動。此外，公債殖利率呈現領先景氣領先指標變動的結果顯示，公債殖利率其實反應市場對景氣的「預期」，比反應景氣變化更為直接，主要原因可能是公債市場已漸轉往效率市場假說(Efficient Market Hypothesis；EMH)中所謂的「強勢效率市場」(Strong-Form EMH)的方向發展，表面上公債殖利率雖係透過市場的供需決定，但實際上其背後可能在相當程度上反應著市場對景氣的「預期」，而非謹限於已公開發佈的訊息，故而在實證的研究上出現公債殖利率顯著地領先於景氣波動的結果。此外，實證結果亦發現，公債殖利率除了領先於景氣領先指標外，尚呈領先加權股價指數變動的結果。

至於其他的各項變數，在本文的研究過程中，並未發現與公債殖利率間存在有顯著直接的因果關係，欲透過其他各項變數對公債殖利率進行預測的工作，實質的效益可能不大。固然如此，本文並不排除所研究的各項變數中，有與公債殖利率之間存在著間接關係、共同影響、正負向影響相互抵銷，以及所選取資料期間之殖利率受到其他未列及討論的變數大幅影響(比如籌碼因素)的可能，雖然有關此部分的實證性較不若以上論述般地充分或強烈，但應仍有討論的價值與必要。回應理論所述，央行擔放利率為領先公債殖利率變動的主要變數，透過實證結果發現，直接影響央行貨幣政策變動的因素，有景氣領先指標與匯率等二項。為達到協助經濟發展與維護幣值的穩定的基本職責，央行將參考景氣狀況與匯率情勢制定貨幣政策，並可藉以推論，景氣波動與匯率二項因素的變動，主要可能係先行反應在央行貨幣政策的制定上，爾後才進而對公債殖利率產生影響。再循以向前延伸，匯率、股價、工業生產指數、貨幣供給額與消費者物價指數等因素以及短期利率與景氣領先指標，則分別呈現領先景氣領先指標與匯率的變動，與殖利率間的關係，亦可能是其必需透過其他變數為仲介，先行反應在其他變數的波動中，進而對公債殖利率產生影響，而公債殖利率則亦透過其他變數，間接再向後延伸其領先的關係。對應文獻上與本議題相關的研究，多停留在直接因果關係上的討論，本文對於此般交錯複雜的直接與間接或影響，則應有嚐試加以整理的必要，有關所探討的各變數間在實證的關係上與其結果則可整理如下頁。

各項經濟變數間因果關係實證結果



註：圖示中”——“代表領先 —— 落後關係。

第二節 後續研究建議

透過本文的實證結果發現，呈現領先於公債殖利率變動的變數以央行擔放利率與消費者物價指數二項最為顯著，落後期數分別各為二期與一期，而公債殖利率本身的最適落後期數為四期，在本文完成了十項經濟變與公債殖利率的因果關係檢定後，若以各項落後期為解釋變數，與公債殖利率間建立一迴歸模型，其結果發現模型配適度(Adjust-Square R)為0.393215，且在模型的預期績效方面，採用絕對平均誤差(Mean Absolute Deviation；MAD)、均方誤差(Root Mean Square Error；RMSE)及絕對平均百分比誤差(Mean Absolute Percentage；MAPE)衡量，分別為0.194538、0.253151、117.0253。模型配適與預測績效的衡量皆尚有相當的改善空間，故而在後續的研究上，建議應可延續本文的研究，探討其他變數與公債殖利率間可能存在的因果關係，並透過領先公債殖利率的變數，放入迴歸模型為解釋變數，嚐試提高公債殖利率的模型配適能力與預測績效。

另一方面，本文主要由總體經濟變數的角度來探討影響公債殖利率波動的因素，以及其相互間的因果關係，然而在實務上，對於金融資產價格變動的討論，價量關係亦是一個重要的議題。成交量為市場交易的結果，其與公債殖利率間，量先價行的現象是否存在，透過對前期成交量能的觀察，是否能提高對殖利率波動的掌握能力？在探討領先或預測公債殖利率的工作上，引入價量關係的概念，亦應可作為後續再嚐試進行的方向。

參考文獻

- 林冠威、鍾俊文，《台灣商業本票利率月模型之探討》，民國 85 年 9 月，貨幣觀測與信用評等，創刊號，P58-66。
- 林冠威、蔡培倫，《台灣公債利率月模型之探討》，民國 86 年 3 月，貨幣觀測與信用評等第四期，P66-P73。
- 林炯堃，《財務管理—理論與實務》，華泰書局出版，民國 80 年，P85 頁。
- 楊雲明，《總體經濟學》，智勝書局出版，民國 88 年，P120-P121。
- 俞海琴，《利率理論的綜合探討》，台北市銀月刊第二十卷第一期，民國 78 年 1 月，P33-P48。
- 黃仁德、楊忠誠，《台灣公債殖利率決定因素的探討》，國立政治大學學報，民國 88 年 11 月，P63-97。
- 黃柏農，《台灣的股價與總體變數之間的關係》，證券市場發展季刊，民國 87 年，10 卷 4 期，P89-109。
- 張錫杰，《台灣地區股價與匯率、利率之互動關係—VAR 模式之應用》，中原大學企業管理研究所碩士論文，民國 82 年 6 月。
- 沈聖弘，《台灣地區匯率、利率與股價指數長期均衡及短期動態調整關係》，中興大學企業管理研究所碩士論文，民國 86 年 6 月。
- 賴宏忠、劉曦敏，《利率、匯率與股價之長期均衡與因果關係—共整合分析法之應用》，證券金融季刊，49 期，P23-42。
- 蔡培倫，《長、短期利率預測及其運用》，東吳大學經濟研究所碩士論文，民國 86 年。
- 江琇貞，《台灣公債殖利率與台股指數因果關係之實證研究》，國立高雄第一科技大學財務管理系碩士論文，民國 90 年 6 月。
- 朱宇琴，《利率特性與景氣循環—台灣貨幣市場實證分析》，國立政治大學銀行學系碩士論文，民國 85 年 6 月。
- 莊証皓，《利率預測與操作策略之研究—以債券市場為例》，實踐大學企業管理研究所碩士論文，民國 89 年。
- 鍾俊文，《淺釋物價、利率與匯率的三角關係》，民國 85 年 9 月，貨幣觀測與信用評等，P54-P57。
- 吳麗敏，《債券百科》，民國 86 年，156-P157。
- 吳國華，《台灣地區公債發行之總體經濟效果實證研究》，中興大學財政學研究所碩士論文，民國 85 年。
- 王啟山，《利率、匯率與股價指數互動關係之研究》，中興大學企業管理學系研究所碩士論文，民國 87 年。
- 王叔豪，《我國公債期貨之研究》，台灣大學財務金融學系研究所碩士論

- 文，民國八十九年。
- 薛維忠，《台灣公債市場的現況與展望》，台北銀行月刊（12），9-20 頁。
- 李慶應，《淺談我國公債演進與債市發展概況》，台灣經濟金融月刊，86 年 3 月 P15-P40。
- 陳怡靜，《台灣地區總體經濟因素與股票和債券報酬關係之實證研究》，國立中山大學財務管理研究碩士論文，民國 90 年。
- A.H.Studenmund,"Using Econometrics-Fourth Edition ",Addison Wesley Longman P4.
- Abdullah D. A., (1998)," Money Growth Variability and Stock Returns: An Innovations Accounting Analysis",International Economic Journal" Vol.12, P89-P104。
- Cubertson,J.M. (1957),"The Terms Structure of Interest Rate",Quarterly Journal Economics.
- Dickey,D.A.,and W.A.Fuller(1979),"Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root",Journal of the American Statistical Association,74,427-431.
- Engle,R.F. and C.W.J Granger(1987),"Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrical, 55, 251-276.
- Rose, P.S. (1989), "Interest Rate Forecasting and Hedging against Interest Rate Risk in Money and Capital Markets", Chapter 11.
- Michalesen,J., "The Term Structure of Interest Rates and Holding Period Yields on Government Securities",Journal of Finance.
- Mishkin,F. "The information in the term structure:some future result", Journal of applied Econometrics, No. 3, 1988,307-314.
- Granger,C.W.J.(1969),"Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", Econometrica, Vol.37,424-438.
- Granger,C.W.J.and P.Newbold(1974),"Spurious Regressions in Econometrics , Journal of Econometrics",2,111-120.
- Pantula,S.G.,G.F. Graciela and Fuller,W.A.(1994),"Acomparison of Unit Root Test Criteria",Journal of Business and Wconomic Statistics, 12, 449-459
- Hao-Yen Yang(2000),"A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan",Energy Economics 22,309-317.
- Granger,C.(1981),"Some Propertier of Time Serirs Data and Their Use in Econometric Model Specification",Journal of Econometrics,16,121-30.
- Nelson, C. R. and C. Plosser(1982), "Trends and Random Walks on Macroeconomic Time Series", Journal of Monetary Economics, Vol. 10, pp. 139-162.
- Stapleton R. C.,and Subrahmanyam M.G.,(1981),"Uncertain Inflation, Exchange Rates and Bond Yields",Journal of Banking and Finance 5,1981,93-107.
- Kaul,G.(1987),"Stock Returns and Inflation-The Role of the Monetary Sector",Journal of Financial Economics 18,1987,253-276.

- Fama,E.F.,(1981),”Stock Returns,Real Activity,Inflation and Money”,
American Economic Review 71,1981,545-565.
- Geske,R., and Richard R.,(1983),”The Fiscal and Monetary Linkage Between
Stock Returns and Inflation”,Journal of Finance38, 1983, 1-33.
- Stulz,R. M.,(1986),”Asset Pricing and Expected Inflation”,Journal of Finance
41,209-233.
- Dumas,B., and Bertrand J.,(1990),”The Money and Bond Markets in
France:Segmentation vs.Integration”,Journal of Banking and Finance
14,613-635.
- Lee,B.S.,(1992),”Causal Relations among Stock Returns, Interest Rates,Real
Activity and Inflation”,Journal of Finance 47,1591-1604
- Jaffe,J F., and Gershon M.,(1979),”Inflation and The Holding Period Returns
on Bonds”,Journal of Financial and Quantitative Analysis
14,1979,959-979.
- Palmon, O., and Jeffrey, P. (1991), ”Inflation Uncertainty, Real Interest Rate
Uncertainty and the Liquidity Premium on Government Bonds,” The
Financial Review, vol. 26, pp.459-477.
- Ibbotson, R.C., siegel, L.B., and Love, K. S. Fall, (1985), “World wealth :
Market Values and Return” ,Journal of Portfolio Management 12, 4-24

博碩士論文授權書

(國科會科學技術資料中心版本)

本授權書所授權之論文為本人在世新大學經濟學系91學年度第二學期取得碩士學位之論文。

論文名稱：公債殖利率與總體變數間關係之探討-台灣的實證研究

☐同意 ☐不同意 (政府機關重製上網)

本人具有著作財產權之論文全文資料，授予行政院國家科學委員會科學技術資料中心、國家圖書館及本人畢業學校圖書館，得不限地域、時間與次數以微縮、光碟或數位化等各種方式重製後散布發行或上載網路。

本論文為本人向經濟部智慧財產局申請專利(未申請者本條款請不予理會)的附件之一，申請文號為：_____，註明文號者請將全文資料延後半年後再公開。

☒同意 ☐不同意 (圖書館影印)

本人具有著作財產權之論文全文資料，授予教育部指定送繳之圖書館及本人畢業學校圖書館，為學術研究之目的以各種方法重製，或為上述目的再授權他人以各種方法重製，不限地域與時間，惟每人以一份為限。

上述授權內容均無須訂立讓與及授權契約書。依本授權之發行權為非專屬性發行權利。依本授權所為之收錄、重製、發行及學術研發利用均為無償。上述同意與不同意之欄位若未鈎選，本人同意視同授權。

指導教授姓名：楊浩彥 博士

研究生簽名：陳若劭
(親筆正楷)



學號：S90640030
(務必填寫)

日期：民國 92 年 7 月 9 日

1. 本授權書請以黑筆撰寫並影印裝訂於書名頁之次頁。
2. 授權第一項者，請確認學校是否代收，若無者，請個別再寄論文一本至台北市(106-36)和平東路二段106號1702室 國科會科學技術資料中心 黃善平小姐。(電話:02-27377606 傳真:02-27377689)
3. 本授權書已民國85年4月10日送請內政部著作權委員會(現為經濟部智慧財產局)修正定稿，89.11.21部份修正。
4. 本案依據教育部國家圖書館85.4.19台(85)圖編字第712號函辦理。