



樹德科技大學金融與風險管理系研究所

碩士論文

總體經濟因子與台美匯率關聯性之探討

**A Study of the Correlations Between Macroeconomic Factors
and the Exchange Rate Between New Taiwan Dollar
and US Dollar**

研 究 生：林淑華

指導教授：陳穎峰

王子維

中華民國 九十九 年 六 月

總體經濟因子與台美匯率關聯性之探討

**A Study of the Correlations Between Macroeconomic Factors
and the Exchange Rate Between New Taiwan Dollar
and US Dollar**

研 究 生：林淑華 Lin,Shu-Hua
指 導 教 授：陳穎峰 Chen,Ying-Feng
王 子 維 Wang,Tzu-Wei

樹德科技大學
金融與風險管理系研究所
碩士論文

A Thesis
Submitted to
Graduate School of Finance and Risk Management
Shu-Te University
In Partial Fulfillment of the Requirements
For the Degree of
Master of Management
in
Finance and Risk Management

June 2010
中華民國九十九年六月

樹德科技大學博碩士論文授權書

本授權書所授權之論文為授權人 林淑華 在樹德科技大學 金融與風險管理 所 98 學年度第 二 學期取得 ☐ 博士 ☒ 碩士 學位之論文。

論文名稱：總體經濟因子與台美匯率關聯性之探討

指導教授：陳穎峰、王子維

授權事項：

壹、授權人（研究生）及其同授權人（指導教授），以下簡稱授權人等。

貳、電子全文公開存取之時間及授權方式

一、校內：授權人等同意無償授權樹德科技大學（請勾選下列一個選項；若未勾選任何選項，則視為立即公開）：

☐ 立即公開 ☐ 一年後公開 ☒ 二年後公開

二、校外：

1. 請勾選下列一個選項（若未勾選任何選項，則視為立即公開）

☐ 立即公開 ☐ 一年後公開 ☐ 二年後公開 ☒ 不公開

2. 若勾選以上任意一個公開選項，請勾選下列授權方式（若未勾選任何選項，則視為無償授權）：

☐ 有償授權 ☐ 無償授權

（若勾選有償授權，則權利金捐贈學校。）

參、若授權人等同意論文電子全文公開，亦即同意樹德科技大學將上列論文全文資料以微縮、數位化或其他方式進行重製收錄於資料庫，並以電子形式透過單機、網際網路、無線網路或其他傳輸方式進行檢索、瀏覽、下載、傳輸、列印等。樹德科技大學在上述範圍內得再授權第三人進行重製。

肆、以上之所有授權均為非專屬授權，授權人仍擁有上述授權著作之著作權。授權人擔保本著作為授權人所創作之著作，有權依本授權書內容進行各項授權，且未侵害任何第三人之智慧財產權。如有侵害他人權益及觸犯法律之情事，授權人願自行負責一切法律責任，被授權人一概無涉。

伍、若發生本授權書與論文系統授權項目不符時，授權人等同意樹德科技大學依本授權書修改論文系統之授權資料，以符合本授權書之初衷。

授權人簽名：
（研究生）

林淑華

共同授權人簽名：
（指導教授）

王子維

中華民國 99 年 6 月 7 日

樹德科技大學
金融與風險管理系(研究所)
論文指導教授推薦書

本校 金融與風險管理系 碩士班 林淑華 君

所提論文：總體經濟因子與台美匯率關聯性之探討

合於碩士水準，業經本委員會評審認可。

口試委員：

陳穎峰

樹德科技大學-金融與風險管理系(所)所長

王子維

樹德科技大學-金融與風險管理系

李國策

屏東商業技術學院-商業自動化與管理系

指導教授：

陳穎峰

王子維

系所主任：

陳穎峰

中華民國 九十九 年 五 月

樹 德 科 技 大 學
金融與風險管理系(研究所)
論文指導教授推薦書

本校 金融與風險管理系 碩士班 林淑華

所提論文：總體經濟因子與台美匯率關聯性之探討

係由本人指導撰述，同意提付審查。

指導教授 陳 松 峰

王 子 維

99 年 5 月 22 日

樹德科技大學金融與風險管理系研究所

學生：林淑華

指導教授：陳穎峰

王子維

總體經濟因子與台美匯率關聯性之探討

摘 要

近來國內外正面臨通貨膨脹之壓力，且因為我國並非東協組織之會員國，在東協即將運作之此時，我國對外貿易更加困難，因此研究物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、油價及匯率之間的互動關係就更顯重要。本研究係利用向量自我迴歸模型（VAR）來進行分析，並以 Granger 因果關係檢定及衝擊反應函數，來了解物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、油價及匯率因素之相互影響關係。實證結果發現：物價受到工業生產指數的正向顯著影響，但受貨幣供給額、匯率的負向顯著影響；利率受到工業生產指數正向顯著影響且呈現單向因果關係；貨幣供給額受到物價的正向顯著影響但呈現雙向因果關係，但受到工業生產指數的負向顯著影響；工業生產指數受到物價、利率的前 3 期、工業生產指數、油價、匯率前 1 期的正向顯著影響，但受到利率的前 1 期、貨幣供給額、匯率前 2 期的負向顯著影響；匯率受到物價的正向顯著影響，但受到貨幣供給額、工業生產指數的負向顯著影響但呈現雙向因果關係。

關鍵字：向量自我迴歸模型（VAR）、Granger 因果關係檢定、衝擊反應、匯率、
總體經濟因子

Department of Finance and Risk Management , Shu-Te University

**A Study of the Correlations Between Macroeconomic Factors
and the Exchange Rate Between New Taiwan Dollar
and US Dollar**

Student : Lin,Shu-Hua

Advisors : Chen,Ying-Feng

Wang,Tzu-Wei

Abstract

Due to the following two reasons, foreign trade in Taiwan is facing a even more severe competition. The first reason is the fact of that Taiwan is not one of the members of the Association of South-east Asian Nations. The second reason is due to the increasing inflation that currently occurs in Taiwan. Hence, the importance of studies of the interactive relationships among prices, interest rate, money supply, industrial productive index, oil prices and exchange rate have become increasingly significant. The researcher applied VAR model for analyses; on the other hand, the researcher also used both Granger Causality Test and Impulse Response Function as the tools of understanding the relationships of interactive influences among prices, interest rate, money supply, industrial productive index, oil prices and exchange rate. According to the results of empirical study, prices are influenced positively by industrial productive index; nevertheless, both money supply and exchange rate have significant

negative influences on prices. The influence of industrial productive index on interest rate is positive and shows a one-way causal relationship. The influence of prices on money supply is positive and shows a two-way causal relationship; on the other hand, the influence of industrial productive index on money supply is significantly negative. Industrial productive index is influenced positively by prices, interest rate of the prior three quarters, industrial productive index, oil prices and exchange rate of the prior quarter; however, influences brought by interest rate of the prior quarter, money supply and exchange rate of the prior two quarters are significantly negative. Exchange rate is influenced positively by prices; nonetheless, influences made by money supply and industrial productive index are significantly negative and show a two-way causal relationship.

Keywords: VAR, Granger Causality Test, Impulse Response, Exchange Rate, Macroeconomic Factors

誌 謝

行筆至此，亦代表兩年的充實、精采又忙碌的研究所生活即將畫上句點。而此刻，最令人興奮又欣喜的事，莫過於個人生平的第一本論作終於完成囉！在撰寫論文的過程中，不但艱難與困惑，幾度反覆的更改論文題目，不僅令我大感挫折，也幾乎快讓我的指導教授抓狂，可是也因為如此，讓我學習到如何面對困難，使得自己更加的成長，努力地堅持到最後。所以首先，要感謝我的指導教授，也就是我的恩師王子維老師，他總是包容我的笨拙跟見異思遷，耐心並且細心地幫助我化解我所遭遇到的難題，以促使我繼續走到下一個關卡。再者，還要感謝另一指導教授陳穎峰所長以及口試委員李國榮老師對於本論文內容的指導和意見，以及在課業上令我們眼界大開的林豪傑老師，才能使得本篇論文更加的完整。至於在這兩年的求學生涯中，歡笑與喜悅總是一路伴我行，其中最大的原因是有一群超極棒的同學，沒有你們，這兩年研究所生活就毫無精彩可言，所以在此對全體同學們說一聲「謝謝你們，能成為你們的同學真的是我的福氣」，尤其是琦嫻、馨儀、王筠、任佑、淑芬、家玲與加欽如果沒有妳們，我這個電腦白痴就真不知何時才能把這篇論文完稿。最後，同學們即將各奔前程，除了再度感謝之外，也祝福大家在未來每一個日子裡，都能平安幸福又快樂，事事順心如意。謝謝你們！

最後謹以此論文獻給我親愛的家人與曾經關心或照顧過我的親朋好友們，並謝謝你們包容我這些日子以來對你們的疏忽。

林 淑 華 謹 誌

樹德科技大學 金融所

中華民國九十九年六月

目 錄

中文摘要	-----	i
英文摘要	-----	ii
誌謝	-----	iv
目錄	-----	v
表目錄	-----	viii
圖目錄	-----	ix
第一章	緒論-----	1
第一節	研究背景與動機-----	1
第二節	研究目的與方法-----	5
第三節	研究架構-----	7
第二章	文獻回顧-----	9
第一節	利率與匯率之關係-----	9
第二節	油價與匯率之關係-----	11
第三節	物價與匯率之關係-----	13
第四節	貨幣供給額與匯率之關係-----	15

第五節	工業生產指數與匯率之關係-----	17
第三章	研究方法之介紹與應用-----	19
第一節	ADF 單根檢定-----	20
第二節	PP 檢定-----	21
第三節	KPSS 檢定 -----	22
第四節	向量自我迴歸模型-----	23
第五節	衝擊反應函數-----	24
第六節	Grange 因果關係分析-----	26
第七節	資料來源與變數說明-----	28
第四章	實證結果與分析-----	32
第一節	變數符號說明及敘述統計量-----	32
第二節	單根檢定結果-----	34
第三節	向量自我迴歸模型分析-----	36
第四節	Grange 因果關係分析-----	40
第五節	衝擊反應分析-----	42
第五章	結論與建議-----	57
第一節	研究結論-----	57

第二節	研究限制與建議-----	59
參考文獻	-----	60
	中文文獻-----	60
	英文文獻-----	62

表 目 錄

表 3-1	變數資料來源及說明-----	28
表 4-1	變數符號表-----	32
表 4-2	各變數敘述統計量-----	34
表 4-3	各變數水準值之 ADF 檢定表-----	35
表 4-4	各變數水準值之 PP 檢定表-----	35
表 4-5	各變數水準值之 KPSS 檢定表-----	36
表 4-6	向量自我迴歸模型估計結果-----	38
表 4-7	向量自我迴歸模型估計結果-----	39
表 4-8	Grange 因果關檢定結果-----	40
表 4-9	Grange 因果關檢定結果-----	41
表 4-10	C_t 受衝擊對自身及其它經濟變數之影響-----	48
表 4-11	R_t 受衝擊對自身及其它經濟變數之影響-----	50
表 4-12	M_1B_t 受衝擊對自身及其它經濟變數之影響-----	52
表 4-13	IPI_t 受衝擊對自身及其它經濟變數之影響-----	54
表 4-14	E_t 受衝擊對自身及其它經濟變數之影響-----	56

圖 目 錄


圖 1 - 1	研究架構-----	8
圖 4 - 1	變數時間序列圖-----	33
圖 4 - 2 A	C_t 對各種變數之衝擊反應-----	47
圖 4 - 2 B	R_t 對各種變數之衝擊反應-----	49
圖 4 - 2 C	M_1B_t 對各種變數之衝擊反應-----	51
圖 4 - 2 D	IPI_t 對各種變數之衝擊反應-----	53
圖 4 - 2 E	E_t 對各種變數之衝擊反應-----	55

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

我國是屬於小型開放經濟體系且對貿易依存度很高的國家，以競爭條件而言台灣缺乏可供交換之天然資源，而內需又不足以支撐本國之經濟成長的國家，所以支撐台灣經濟成長的主要動力向來是對外出口貿易，以台灣而言，目前的進出口貿易對台灣名目 GDP 的比重已超過 100%，在吳錦雲（民 80）就指出台灣的經濟發展對於的貿易依存度很高，為出口與進口之間，具有相互密切影響之經濟體，而匯率的波動對貿易活動及經濟成長的影響很大。由此可知出口榮枯對台灣經濟發展有著極為重要之地位，其中，匯率對於出口有著極為關鍵之地位，因為其升貶直接影響價格競爭力，也影響著進口物價之價格。所以長久以來有關匯率的議題，不僅僅只是存在於政府部門所關注的焦點議題，也是媒體與民眾關心所在。而政府在推動金融自由化與國際化的政策下，就央行來說，匯率是貨幣政策效果中極為重要之一環，且匯率與總體經濟變數間之關係是否緊密，亦攸關我國匯率政策之走向，甚至影響匯率制度之抉擇，因此，匯率與其他經濟變數間之關係就頗為值得研究。

在全球貿易自由化情勢下，我國央行已於民國 76 年間廢除經常帳外匯管制，並且大幅放寬資本帳交易限制，於是國與國之間的資金移動屏障就逐漸消除，貿易往來也亦加頻繁，然而，無論是以學理上的看法或是以傳統概念上而言，匯率




之變動與總體經濟間之關係，大體上已有一致的看法。例如，當一國貨幣升值時，將使該國出口貨物之價格競爭力下降，進而不利出口以及總體經濟表現；另一方面，當本國貨幣升值時，將造成以國內貨幣計價的進口貨物之價格下降，進而可能帶動其國內一般物價下跌。反之，本國貨幣貶值時，將有利於出口之擴張，但也可能帶動國內之物價上揚。於是許多經濟體系，其貨幣當局有時會傾向於讓其本國之貨幣低估，以提高其出口貨物的價格競爭力，藉以推升其經濟成長；同時，當國內物價有上揚壓力時，也可能採取讓其幣值升值的作法，以穩定其國內之物價。

所以就匯率與物價的影響而言，當本國貨幣貶值時，進口商的進口成本將會提高，而這不確定因素就會影響廠商之收益與成本，亦會影響企業的投資決策。且通貨膨脹在開放的經濟體下，無論國內外因素都是誘發經濟變動的原因之一，尤其對小型開放之經濟體影響最大。進口物價的上漲會引發國內物價之壓力，進而衝擊物價價格及中間投入生產成本，造成總供給減少，當廠商生產成本提高，如導致總產出減少，物價水準將上揚，進而引發國內通貨膨脹。此時貨幣單位將採取讓其幣值升作法用以穩定物價。綜合上述，通貨膨脹與匯率波動兩者間就值得觀察。

在我國經濟及金融發展已漸趨成熟下，政府究竟應該採取何種有效的貨幣政策以因應變化萬千的國際經濟情勢？而為了維持國內經濟發展之穩定與繁榮，利率政策向來是政府操控股、匯市及穩定物價的利器之一，利率水準會影響投資意願，因為當利率上升，除了直接影響資金從股市流回金融體系外，也可能會改變

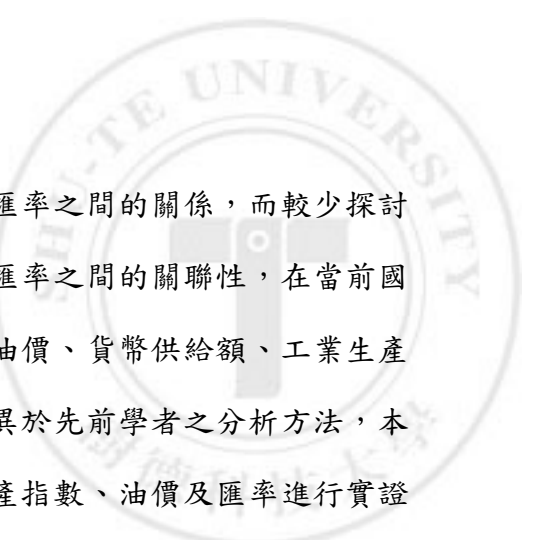
各種替代性金融商品對投資人的吸引力，而生產者也可能降低投資意願或減少投資支出。當利率上升時，投資人購買投資的機會成本提高，融資成本增加，購買力自然減弱，投資意願降低，工業生產率降低。然不同國家的利率差異會引起資金的流動進而影響匯率的變化，資金會由利率較低的國家流向利率較高的率國家，因此，當國內調升利率時會吸引國外資金的流入，促使台幣升值，但是，當新台幣過度升值時，央行會在公開市場拋售新台幣，增加貨幣供給，以維持匯率穩定，貨幣供給增加，利率自然下降，當新台幣過度貶值，央行賣出美元，買回新台幣，將匯率拉回應有價位，可見利率與匯率關係密切。Ansgar, Kai & Daniel (2004) 對國家在匯率變動性和利率變動性之間的互動做一個回顧，也討論了幾個用以解釋這兩個變項間系統關聯的模式，並檢驗這兩個變項間應該有正向的關聯性，結果顯示一個國家的匯率和利率之間存在著顯著的共變性。

貨幣供給量的變動，會造成需求面的改變，進而會影響一國總體經濟表現，對於實質的經濟活動和匯率有很大的關係，因此各國央行莫不以控制貨幣供給量為其首要職責。就貨幣學派匯率學說之主要論點來看二國間的匯率，是由其相對的貨幣需求與供給來到決定，一旦貨幣供需產生變化，匯率也會隨之波動，例如當兩國間的貨幣供給變動產生差異、實質所得變動產生差異，及二國間的利率變動產生差異時，皆會對兩國間的貨幣供需產生影響，將進而造成匯率的波動，基於上述的論點，該學派認為只要能對貨幣的供需加以掌握，便能對匯率的走勢有較好的瞭解，因此該學說也成為近年來對於預測匯率走勢與各國政府制訂相關政策時的重要參考依據。



油價的變動是否也會影響匯率，兩者間是否存在穩定長期關係，亦是本文研究項目之一。就台灣而言，九成以上原油靠進口，台灣每年大約要進口4億桶原油。就理論上來講，若平均每桶油價上漲1美元，台灣石油商就得多支付4億美元。在油價上升情況下，新台幣兌美元如升值將可抵銷油價上漲所造成的進口成本上升。以過去經驗來看，當油價急漲時，美元通常可維持強勢地位，其主要原因之一為石油以美元計價和結算，當石油需求增加時相對對美元需求亦會增加。另外當油價高漲時產油國國庫充實，而這些賣油所賺的外匯，就會進行避險或另尋投資機會。這些從產油國釋出的「油元」(Petrodollar)不僅會影響美元的價格，並造成全球資金挪移，在許多研究結果中發現：油價是導致實質匯率波動之主要原因之一。這意味著匯率對油價的影響甚大，也是一項值得深入探討的問題。

綜合以上所述，通貨膨脹、利率、貨幣供給額、工業生產指數、油價及匯率一直都是社會大眾與專家學者們所關切的話題，從國內外的理論與實證研究可知這四者向來是息息相關。人們認為匯率是經濟活動表現的影響指標，所以當物價、利率與油價影響匯率，匯率則影響景氣循環(總體經濟環境)，總體經濟環境變動則會影響到國家之發展，使得物價、利率、油價與匯率四者之間更顯重要。然而，隨著自由化的結果將使的金融市場的波動更為激烈，且我國為達成足夠的深度與廣度，以因應亞太地區經濟之持續成長，以及區域間資金的融通與調度，在近年來不斷加快自由化與國際化的腳步，以期待能迎頭趕上先進國家。因此，匯率與總體經濟變數的關係，一直是我國貨幣當局相當重視的議題。而這一議題也是經濟學者們所關注的課題。



而過去大部份的文獻大多在了解利率、物價與匯率之間的關係，而較少探討物價、利率、油價、貨幣供給額、工業生產指數與匯率之間的關聯性，在當前國內外正面臨通貨膨脹威脅之際，研究物價、利率、油價、貨幣供給額、工業生產指數、匯率之間的互動關係更是顯得重要。再者，異於先前學者之分析方法，本研究將針對近年物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、油價及匯率進行實證研究與分析，利用（VAR）模型，探討此六個變數之關聯性及 Granger 因果檢定以進一步探討變數間均衡關係的大小，並加入衝擊反應函數(impulse responds function, IRF)的概念，觀察當其中一變數發生變動時，對其它市場所造成的衝擊影響，藉此驗證與釐清各經濟變動間對匯率之互動情形，乃為本文的研究動機。

第二節 研究目的與方法

整理先前學者之實證研究，發現大多著重於貨幣政策、外匯市場與總體經濟變數間長、短期之關連性，因果性關係與波動性之研究。異於先前學者之分析因此本文之研究方向，首先使用單根檢定再利用 VAR 模型進行實證研究與分析，探討物價、油價、利率、貨幣供給額、工業生產指數及匯率直接關連性，並加入衝擊反應函數的概念，觀察當其中一變數發生變動時，對其它市場所造成的直接衝擊影響。藉此瞭解台灣市場物價、油價價格、利率、貨幣供給額、工業生產指數及匯率變數間之互動情形。利率政策的執行對匯市所產生之實質效果，以及其他變數與匯市間之關連性，及匯率對的影響，其結果可成為政府想瞭解影響匯率變化的決定因素，進而對匯率變動做合理的預測，分析台灣的匯率與貨幣當局較

為重視的總體經濟變數，較能瞭解我國匯率與總體經濟指標的均衡關係。

因此本文的研究步驟首先將對所選取的變數時間序列進行恆定性的檢定，本研究將對資料作ADF 單根檢定 (unit root test)，進行必要的差分來確定變數的定態性，以免導致虛無的結論(spurious result)。假設結果呈現非恆定狀態，將棄卻傳統方法，採用適合分析非定態時間序列的計量方法--Johansen(1991)共整合模型來檢定所型來探討短期動態調整過程，不僅改善對變數進行差分的不便，且能避免假性迴歸及喪失長期訊息的問題。或假設結果呈現恆定狀態將採用VAR模型進行實證研究與分析在使用模型分析之前。

而本研究將以台灣的物價、油價、利率、貨幣供給額、工業生產指數與匯率為研究對象，油價以布蘭特原油價格為基礎、物價則以通貨膨脹率CPI變動率、利率以重貼現率變動為代表，匯率則以台幣對美元的匯率代表。利率以重貼現率為代表，是因為重貼現率係指銀行以持有的銀行承兌匯票、商業承兌匯票或商業本票等央行認可票據，向央行申請貼現所適用的利率。重貼現率係央行融通利率之一，由央行衡酌國內外經濟金融情況訂定，央行調整重貼現率具有宣示央行貨幣政策方向及導引市場利率上升或下降作用。

綜上所述，本文欲達成的研究目的有：

- 1.了解匯率與物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、油價之間之關聯性。
- 2.了解匯率與物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、油價之間之因果關係。
- 3.了解匯率與物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、油價分別發生衝擊時，對

其他變量之影響為何。

4.透過實證結果分析，以作為投資者投資、政府制定相關金融政策及學術研究者研究參考。

第三節 研究架構

本文之研究架構如【圖 1-1】，內容摘要如下：

第一章 緒論：敘述本文的研究背景與動機、研究目的、研究方法以及研究架構。

第二章 相關文獻回顧：回顧國內外相關的研究文獻，對物價指數、油價、利率、貨幣供給額、工業生產指數與匯率，理論的關係及實證的結果加以描述。

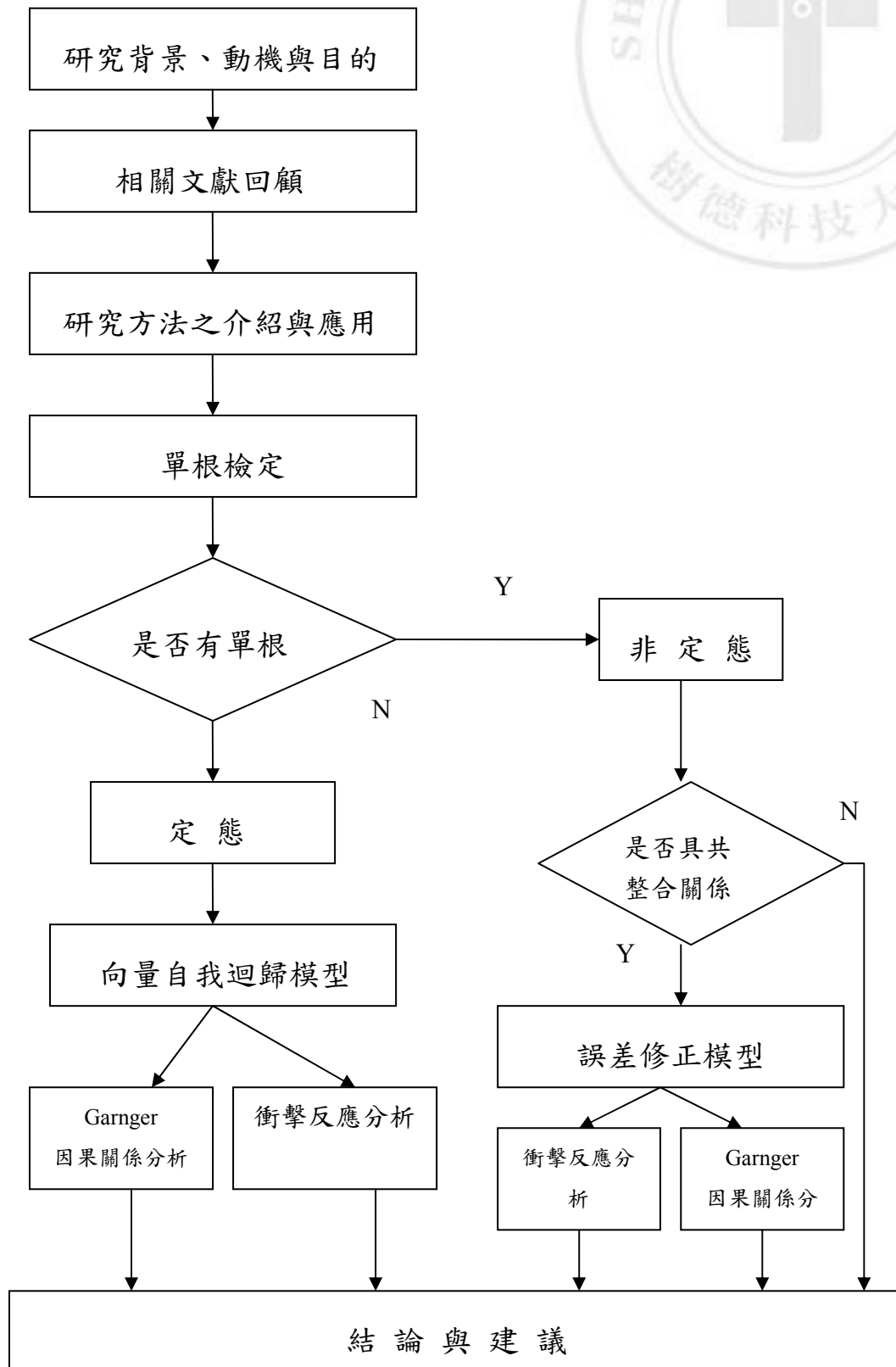
第三章 研究方法：針對物價指數、油價、利率、貨幣供給額、工業生產指數與匯率歷史走勢及變動方向關係的觀察，在總體經濟因素不同的變動趨勢下，歷史投資報酬的表現。

第四章 實證方法與結果分析：說明所使用的統計方法，就本文的實證期間進行研究，並對實證結果加以分析。

第五章 結論與建議：將本文的研究結果予以彙總作成結論，指出研究限制之所在，以及提供對後續研究的建議。



1-1 研究架構圖



第二章 文獻回顧

本節主要針對就國內外文獻進行回顧與整理，以瞭解過去的實證研究得到的主要結論為何？是否有一致性的看法？俾與本文之實證結果作一對照比較。惟初步發現，現有相關實證研究文獻中，同時探討匯率與利率、油價、物價水準、以及其他主要經濟金融變數關係的文獻並不多見，相對地，大部份文獻均集中於探討匯率變動對於物價的影響，對實質經濟面影響的實證則相對較為少見。以下的文獻回顧方式，整理近年來國內、外學者對物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、油價與匯率間實證性研究的相關文獻，綜合分析其關聯性。分別介紹相關文獻之主要發現。

第一節 利率與匯率之關係

利率乃是央行操控匯率之最有力工具之一，例如當新台幣過度貶值或急需外來資金挹入時，央行便會藉由升息，吸引國際資金匯入，此時新台幣需求增加匯率會上揚，可以用來維持匯率穩定。或者當輸入之貨品價格下降，而使通貨膨脹亦隨之下降，促使國內實質GDP也下降時，將會誘使央行調降利率以刺激國內之景氣，故利率政策是央行穩定匯率波動的工具之一。

Hetemi-J & Irandoust(2000)，利用利率與匯率之因果關係，衡量瑞典匯率制度轉變前後其國際資本移動程度之大小。本模型隱含了未拋補利率平價說、購買力平價說與價格僵固三個基本假設已成立。在樣本期間的選取上，以1992 年11月為分割點：固定匯率制度階段(1980：01—1992：10)以及浮動匯率制度階段(1992：11—1998：12)。在實證方法上採用共整合分析以及Toda & Yamamoton 所發展的Granger on-causality test。實證結果發現：在固定匯率制度時，呈現了匯率影響利率之單一因果關係；在浮動匯率時因果關係表現出相反之方向。配合理論可以得知匯率制度改變後，資本移動有顯著之增加。

宋永壽(1992)利用ISARD之模型導出長期實質利率與實質匯率之關係後，再利用馬克兌美元，英鎊兌美元及日幣兌美元等三種匯率來測試實質利率與實質匯率之關係是否存在。其實證結果顯示長期實質利率差是影響匯率的主要因素。

賴宏忠和劉曦敏(1996)其採用共整合分析法探討利率與匯率間的長期均衡關係，並配合誤差修整模型討論變數間短期動態的因果關係。其中實證結果顯示，匯率與利率之間則呈現反饋的因果關係。

王啟山(1998)以Granger因果關係檢定、VAR模型以及SSM模型其中探討利率變動與匯率變動間之關係，其結果顯示不具任何因果關係。衝擊反應分析結果利率變動率與匯率變動率則具有正向關係。

張鳳貞(1999)，以台灣為研究對象，研究期間為1997年7月2日至1999年2月26日之日資料為研究樣本，研究期間正好跨越東亞金融危機發生之際，其中探討利率、匯率的關聯性，以ADF單根檢定、向量誤差修正模型、VAR區塊排除因果關係檢定等研究方法進行實證，其中研究結果顯示：利率與匯率之間具有單向因果關係。

王裕仁（2009）探討新台幣兌美元匯率、油價、利率等之關聯性，並利用適當的計量模型來預測匯率。利用共整合檢定及向量誤差修正模型來釐清變數間彼此之互動情形。研究結果發現，新台幣兌美元匯率、油價、美元利率及台幣利率存在共整合關係。在VECM模型中，觀察出匯率受本身前期與前期台幣利率波動影響，且係數為負，表示台幣利率提高將導致台幣升值。匯率受油價、美元利率之影響較不顯著。由Granger因果關係檢定得知，台幣利率與匯率彼此存在雙向回饋關係，美元利率單向領先台幣利率，油價單向領先美元利率且不受其他變數影響。

第二節 油價與匯率之關係

石油價格與匯率的波動對一國之總體經濟影響，從國內外研究文獻中已證實其關連性，當油價上升時，整體產業價格變動率會增加、整體產出會減少、總勞動力及附加價值亦會減少。而台灣對石油之需求，均以仰賴進口，因此當石油價格波動劇烈時如何減低對國內整體產業之衝擊，匯率價格就更顯的重要。因為

在許多實證研究結果中發現；油價是導致實質匯率波動的主要原因之一。

Krugman (1983) 對石油價格與美元實質匯率之間關係進行研究，他建立了一個理論模型來解釋石油價格衝擊對美元實質匯率的影響。其結論是一國匯率的變化主要取決於以下三個因素，一是該國貨幣資產在OPEC風險資產中所佔的份額A，二是該國出口商品在OPEC進口商品總額中所佔的份額Y，三是從OPEC進口石油的份額X。其中X和A是在短期內導致實質匯率波動的因素，而Y和X則是影響實質匯率的長期因素。即得到石油是影響實質匯率的長、短期因素。

Amano and Norden (1998) 作者利用1972至1993年間的月資料對美元的實質有效匯率與石油價格之間的關係進行實證分析。實證結果顯示，石油價格是決定美元實質匯率水準的主要因素；且數據顯著表明石油價格在美元實質匯率的波動中得到了決定性的作用。另外作者亦檢定了實質匯率變化和石油價格變動之間的因果性，其結果顯示石油價格的變化導致美元實質匯率的波動，石油價格是美元實質匯率的因。實證結果支持了石油價格的變化對美元實質匯率的波動產生影響。

虞偉榮、胡海鷗(2004) 運用計量經濟學模型對石油價格與美元實質匯率之間關係進行實證研究。研究結果發現，石油價格的上漲會導致美元實質匯率的上升，而且受到主要貿易國物價水準相對變動程度的影響。

林俊彥(2005) 以遠東地區之新興市場為例，其中探討油價對於遠東地區日圓兌美元匯率的影響，結果發現日圓兌美元匯率及油價之間不存在共整合關係，而其研究結果亦指出如果油價作上漲下跌的區分，或是匯率以升值貶值作區分時，則油價與匯率的因果關係呈現不穩定情況。

第三節 物價與匯率之關係

Bautista(1980)研究22個開發中國家之有效匯率緩慢但持續變動 (small but continuous)的通貨膨脹效果。以最小評方法估計，採用橫斷面資料，探討在1972-1979期間影響開發中國家通貨膨脹的因素，所得結論是進口價格變動率對國內通貨膨脹率沒有顯著的影響，國內物價的變動大多是匯率變動所引起的。

Bahmani-Oskooee and Malixi(1992) 認為大部分學者以貨幣學派之通貨膨脹觀點及結構模型或綜合二者觀點來解決通貨膨脹的問題，而未考慮許多國家在1970和1980年代將匯率制度改為浮動匯率制度之後，應將匯率納入通貨膨脹模型。研究結果顯示有效匯率會影響國內通貨膨脹，然而國內通貨膨脹對有效匯率不存在單向的因果關係。

Taylor (2000) 曾提出一個假說，即低通膨的經濟環境將使得匯率轉嫁至國內物價的程度降低。Choudhri and Hakura (2001) 利用1979-2000 年間、71 個國家的

資料，建立一個開放經濟總體模型進行實證後，也發現匯率轉嫁程度與通貨膨脹率的關係既強烈又顯著，也就是說當通貨膨脹率越高，匯率轉嫁程度就越高，當通貨膨脹率越低，匯率轉嫁的程度就越低。

Yu(2006)擴展了Mundell-Fleming 模型與運用Newey-West HAC 方法 研究出在亞洲金融風暴期間真實美元/韓幣匯率受實質M2、世界利率、國家風險、預期性通貨膨脹的負向影響；而受到股市表現正向影響，因此，為了維持韓幣穩定性，國家當局必須留意制定貨幣及財務政策、建立一個正向的商業和投資環境以降低國家風險、維持一個健全的股市、增進中央銀行的信任度以減低通貨膨脹的預期。

Choudhri and Hakura (2001) 利用1979-2000 年間、71 個國家的資料，建立一個開放經濟總體模型進行實證後，也發現匯率轉嫁程度與通貨膨脹率的關係既強烈又顯著，也就是說當通貨膨脹率越高，匯率轉嫁程度就越高，當通貨膨脹率越低，匯率轉嫁的程度就越低。

張懿芬(2004)主要探討總體經濟變數所扮演的角色，如石油價格、匯率以及通貨膨脹的影響，主要以亞洲市場為實證對象(如台灣、南韓、新加坡和香港)。本篇使用結構VAR模型以及1981年1月到2002年12月的月資料去觀察這些總體變數的長短期關係。一般而言，股票價格和通貨膨脹之間存在正向關係，但是和石油以及匯率之間存在負向關係。

第四節 貨幣供給額與匯率之關係

Frenkel and Rodriguez(1982)曾以探討匯率動態調整最為著名的經典文獻Dornbusch(1976) 的理論架構為基礎，將Dornbusch(1976) 完全資本移動的假設予以修改成資本不完全移動，並在經濟體系處於充分就業與民眾的預期形成呈現累退預期(regressive expectation)型式下，探討貨幣供給增加對匯率動態調整型態的影響；結果發現：一旦資本移度相對較大（小）時，匯率將會展現調整過度（調整不及）的現象，而且匯率動態調整型態的重要決定因素與商品市場的參數完全無關

Lastrapes（1989）應用ARCH模型探討美元對五種外幣之匯率波動風險，實證結果顯示美國貨幣政策制度的轉變，將會影響四種匯率的ARCH過程，亦即美國的政策制度為全球投資人所無法規避的系統風險。

Eichenbaum and Evans(1995)在衝擊反應函數中發現緊縮所造成的升值將會持續一段期間，且對匯率產生之最大衝擊多發生在兩年之後，而在變異數分解中發現在浮動匯率時期，貨幣政策衝擊是影響美元匯率波動的主要因素之一。

Wilson(1979)及Gray and Turnovsky(1979)的文章發現預料到的恆久性貨幣擴張，將造成宣告的時刻匯率將跳躍上升，之後到執行貨幣供給增加的時段內，物價及匯率會單調上揚，而在貨幣供給真正增加之後，匯率持續下跌，且物價持續上漲。

Chang and Lai(1997)放寬Van der Ploeg(1989)之假設，將Holmes-Smyth效果納入，探討擴張性財政政策對匯率的動態調整過程。該篇文獻指出，當政府實施預料到的擴張性財政政策時，匯率於長期均衡時會下挫；但是在短期動態調整過程中，面對恆久性財政政策擴張，匯率可能會發生錯向調整現象。

陳信宏 (1992) 基於民國七十四年八月新台幣兌美元呈現升值趨勢，相對國內貨幣供給大幅增加、資本流動額擴大，以最小平方法進行僵固性貨幣模型實證分析，探討匯率是否受貨幣供給額影響。樣本其間為七十四年八月至八十年九月之月資料。結果發現匯率的确受貨幣供給額之影響，但實證係數符號卻與理論不相符。

吳致寧(1995)針對台灣外匯市場從事實證研究，經由Johanson 的共整合檢定(cointegration test)，證實了貨幣學派模型所隱含之匯率與貨幣供給、所得及利率等存在共整合關係，即匯率與市場基要間的關係，可被視為一長期均衡的關係，亦拒絕了外匯市場存有投機泡沫的虛無假設

賴景昌(1994)指出，預料到的暫時性貨幣擴張，於宣告至執行之際，匯率將持續上升，直到執行貨幣擴張時，匯率則會呈現持續下跌現象，當貨幣供給量恢復到最初水準時，匯率又會反轉而上揚。

第五節 工業生產指數與匯率之關係

Craig Hakkio和Douglas (1985) 利用1977 年 9 月到 1984 年 3 月美國貨幣供給量週資料與物價膨脹率、工業生產指數及失業率月資料的新聞公佈配合公佈日的匯率變動，來檢視其對即期匯率市場造成的影響。作者的研究指出：在1979年10月以後，即期匯率對未預期貨幣供給量的改變有顯著的反應。正的未預期貨幣供給量增加會導致美元升值。這個結果與一般認為聯邦準備理事會將迅速沖銷市場上正的貨幣供給量增加的看法一致。他們也發現在此一樣本期間，即期匯率並未對其他三項總經新聞有所反應。Tandon 與Urich (1987) 的研究也有類似的結論。

在Hardouvelis and Gikas (1988) 的研究中，採用15 種總體經濟因素的新聞公佈，來檢視1979 年10 月以後美元匯率對與長短期利率這些新聞的反應；其中包括：4 個貨幣性變數(M1、銀行準備金、重貼現利率、附加利率(surcharge rate))、貿易赤字、2 個物價變數(消費者物價指數與生產者物價指數)與8 個循環性變數(失業率、工業生產指數、國民個人所得、耐久財訂單、領先指標指數、零售價格、消費者信用、housing starts)。作者把樣本期間分成1979 年10 月到1982 年10 月以及1982 年10 月到1984年10 月兩個子期間；研究結果顯示：貨幣性未預期新聞解釋了大部份宣告日的匯率波動；貿易赤字與利率的未預期新聞對匯率的影響也是顯著的。未預期新聞對利率的影響大致與影響匯率的因素一致；此外，作者更指出：匯率的變動是導因於市場對未來實質利率的預期而非對未來通貨膨脹率之預期。

許瓊瑛（1998）以Johansen 共整合檢定法檢測新台幣兌美元匯率與國際資本移動間是否存在長期均衡關係，並以誤差修正模型來進一步探討變數間短期動態調整過程。實證結果指出：1、中美（台灣）名目匯率、相對物價水準、相對工業生產指數、所得帳、（資本帳+金融帳）此五個變數間存在三組共整合關係；且由其長期關係式可知當相對物價水準下降、相對工業生產指數上升、所得帳與資本帳餘額增加時，將使吾國際收支產生順差，亦外匯市場產生超額供給，此將造成本國貨幣升值。

藍世偉（1999）實證結果顯示：工業生產指數預期項與未預期項和預期外銷訂單並未對匯率有顯著影響，未預期外銷訂單則對匯率有顯著且負向的關係。

由上述文獻發現，國內外學者以利率、物價、匯率三者為主題，研究其互動關係的相關文獻較為豐富，而以研究物價、油價、利率、貨幣供給額、工業生產指數與匯率六者之間互動關係的相關文獻則較少，在當前國內外正面臨通貨膨脹威脅之際，且台灣並非產油國加入以油價為主題之研究，用以了解匯率與其他五變數的互動關係，研究結果可增加經濟成長率、穩定物價水準、訂定貨幣政策之參考，更凸顯本研究的重要性。另外，先前學者對物價、利率、油價、匯率四者之間的互動關係的研究結果，會因研究對象、研究期間、研究方法的不同，而有不一致的研究結果，因此有進一步探討台灣地區物價、油價、利率、貨幣供給額、工業生產指數與匯率六者之間互動關係的必要性。

第三章 研究方法

由於以往的計量方法並未考慮變數的時間序列是否為恆定(stationary) 狀態，因此，以最小平方法 (ordinary least squares method , OLS) 或一般化最小平方法 (generalized least squares method ,GLS)處理非定態時間序列所產生的假性迴歸問題，雖然可藉由對變數差分來解決，但差分將使變數扭曲或喪失長期重要訊息，而變得不具任何意義。所以在使用時間序列資料進行分析前，應先瞭解各個時間序列的變數特性，檢定其是否為定態 (stationary) 或非定態 (non-Stationary)。

而在探討時間序列的相關特性時，當蒐集的資料產出的變數為非定態，其影響模型最大原因，不外乎是由Granger and Newbold(1974)所發現非定態變數之間，可能會出現「假性迴歸」(spurious regression)的問題，所以在對時間模型序列的實証分析裡，首先必須確定變數是否為定態。

數列的特徵方程式有單根，則該數列就不符合定態的統計定義。因此，而特性根是否有單根就可以用來當做一個時間序列變數是否為定態或非定態變數的判斷準則。若一個變數是定態，則其「所有的特性根必需在單位圓內」；若是非定態，則其「所有的特性根將落在單位圓上或單位圓外」。

本文將使用以下三種統計方法來檢定數列是否有單根。

第一節 ADF 單根檢定

Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test (Dickey and Fuller, 1984) 傳統的 Dicky-Fuller (簡稱DF) 單根檢定法，只能檢定一階自我迴歸過程，也就是AR(1)，且假設迴歸式裡的殘差為白噪音 (white noise)。但迴歸的殘差項常會有顯著的高階自我相關現象，與Dickey-Fuller對誤差項為獨立且相同分配 (independently identically distributed，以下稱為IID) 的假設互相矛盾。為了解決此一問題，Said and Dickey (1984) 在考慮殘差項序列相關以後，將誤差項的序列相關納入考慮，在檢定的迴歸式中，加入解釋變數的落後期數，即以AR(p) 的型式進行單根檢定，使殘差符合白噪音的特性，解決誤差項序列具自我相關的問題，稱為「一般化DF檢定」。

如果使用DF 檢定，若迴歸估計後的殘差項是否符合白噪音的性質，當然會影響到估計出來的迴歸係數的性質。特別是當非定態變數之，所以Dickey 與Fuller 而將DF 檢定法之三個檢定模型重置加入應變數 (y_t) 之落後期(lagged term)，即考慮了變數(Δy_t)之自我相關的問題來對時間數列資料(y_t)進行單根檢定。

ADF 檢定的三種常見模型：

以下是 ADF 法的迴歸模型與虛無假設：

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.1.1)$$

若 $H_0: \delta = 0$ ，則表示此數列有單根的存在，但 $H_1: \delta < 0$ ，則表示此數列不存在單根。

一般而言，ADF 檢定法可以分成以下三種模式來探討：

$$1. \quad \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (\text{無截距項與時間趨勢項}) \quad (3.1.2)$$

$$2. \quad \Delta Y_t = \alpha_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (\text{有截距項，但無時間趨勢項}) \quad (3.1.3)$$

$$3. \quad \Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (\text{有截距項與時間趨勢項}) \quad \text{式中} \quad (3.1.4)$$

α_1 為截距項 T 為時間趨勢項

ADF 檢定時是否含時間趨勢項與截距項之考量步驟：

- (1). 先以含截距與時間趨勢的模型(2)式進行ADF 檢定。
- (2). 如果步驟(1)的單根虛無假設未被拒絕，則必須檢定的迴歸式中，是否應去掉時間趨勢項。
- (3). 以不含有趨勢項(但包含截距項)的ADF 檢定式(3)式進行檢定。
- (4). 以不含有趨勢項和時間趨勢項的ADF 檢定式(4)式進行檢定。

第二節 PP 檢定

在ADF檢定法中，雖然已將殘差具有序列相關的可能性考慮進去，但仍存在可能會有異質性（Heteroscedasticity）的問題，導致ADF有可能出現不正確檢定的結果。因此提出PP檢定法來修定ADF檢定的殘差項所形成的序列相關與異質性的問題。PP檢定法是DF檢定法的延伸，其採用AR(1)模型所得到的殘差項來修正DF檢定法之t 統計量，因此其單根檢定的臨界值表與DF相同。



依資料型態，PP檢定法分為三種迴歸模式：

1. 無截距項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2.1)$$

2. 有截距項，但無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2.2)$$

3. 有截距項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2.3)$$

虛無假設及對力假設分別為： H_0 :有單根及 H_1 :定態

第三節 KPSS 檢定

Kwiatkowski et al. (1992) 認為傳統的單根檢定法表現不佳，即使資料為一恆定的時間序列，但檢定的結果也很有可能無法拒絕序列存在單根，因而提出假設。此檢定可與ADF 檢定法做為一種互補。

KPSS檢定方程式，如下兩模型：

$$1. \text{模型一：} Y_t = r_t + \varepsilon_t \quad r_t = r_{t-1} + \mu_t \quad \mu \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad (3.3.1)$$

$$2. \text{模型二：} Y_t = \beta t + r_t + \varepsilon_t \quad r_t = r_{t-1} + \mu_t \quad \mu \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad (3.3.2)$$

其中 r_t 為一隨機漫步 (random walk) 過程， t 為時間趨勢，在 μ_t 為常態與 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 的假設下，KPSS檢定虛無假設是資料為一恆定的狀態，其檢定統計

量如下所示，KPSS的臨界值則需參閱Kwiatkowski et al. (1992)。

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^t S_t^2 / f_0 \quad S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad t=1, \dots, T \text{ (樣本數)} \quad (3.3.3)$$

虛無假設及對立假設分別為： H_0 : 定態 及 H_1 : 有單根。

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

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

第四節 向量自我迴歸模型

多變數時間數列模型以線性迴歸來表示時，其實隱含著變數之間存在著因果關係之假設，也就是說其實假設迴歸方程式的因變數是受到自變數的影響，而自變數並不會受到因變數的影響。因變數我們將之稱為「內生變數」(endogenous variable)，而自變數則是「外生變數」(exogenous variable)。然而由於經濟體系的微妙運作，使得有時候無法確定某些變數是不是因變數或自變數。像變數間存在錯綜複雜的關係時，在實證上經常採用所謂的「結構系統方程式」(structural system equations)的方法來估計。有鑑於此Sims(1980)提出向量自我迴歸模型(vector autoregression; VAR)以解決結構模型的認定問題。VAR 是一組由多變數、多條迴歸方程式所組成，這些在每一條方程式中，因變數皆以因變數自身的落後期，加

上其他變數落後期來表示。P 個變數，n 個落後期的VAR(p)的一般化模型，可表示如下：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.1.1)$$

(p×1) (p×1) (p×p) (p×1) (p×1)

其中： Y_t 為(p×1)之內生變數向量。

α 為(p×1)之常數向量。

β_i 為(p×p) 之參數矩陣。

Y_{t-i} 為(p×1)之落後期內生變數向量。

ε_t 為(p×1)之殘差向量。

VAR模型可以視為是結構系統方程式的縮減式，這種方式將所有的變數均以內生變數來處理，可以克服內生外生變數認定的質疑，不過值得注意的是，VAR 主要的目的在於預測任一變數變動對所有變數的影響。

第五節 衝擊反應函數

VAR 模型之變異數分解(decomposition) 與衝擊性反應(impulse response function)分析可用來解釋各變數受其他變數的影響，以及受其他變數衝擊之動態反應情形，二者是VAR 模型用來分析變數間互動的主要工具。在VAR 模型中，當其中一個變數產生一個外生性的衝擊時，其對於變數本身和其他變數的影響可藉由衝擊反應函數瞭解，在VAR 模型中，因為已將各變數視為內生變數，並利用一

組迴歸方程式表示出各變數彼此間的關係，而且每一迴歸方程式皆以變數的落後項為解釋變數。因此，可透過聯立方程式的衝擊反應函數來表現出變數間之互動。

茲假設一VAR(p)模型如下：

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.1.1)$$

式中， Y_t 為各變數所組成的向量。將上式轉換成移動平均(moving average)的表示方式：

$$(I - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p) Y_t = A_0 + \varepsilon_t \quad (5.1.2)$$

$$Y_t = A(L)^{-1} A_0 + A(L)^{-1} \varepsilon_t \quad (5.1.3)$$

$$Y_t = \alpha + \varepsilon_t + \Pi_1 \varepsilon_{t-1} + \Pi_2 \varepsilon_{t-2} + \Pi_3 \varepsilon_{t-3} + \dots \quad (5.1.4)$$

式中 $\alpha = (I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)^{-1} A_0$ 。此時內生變數以當期及過去無限多期誤差項來表示。而各誤差項數列均為白噪音過程，若 ε_t 為當期無關，即可由 Π_1 看出某一變數其它變數不同期下的衝擊反應。但事實上該式中誤差項 ε_t 無法確認為當期無相關，故而一般採用正交化(orthogonalized)過程去除誤差項之間的關係，即加入一下三角矩陣(low triangular matrix)P，則上式可再改寫成：

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha + PP^{-1} \varepsilon_t + \Pi_1 PP^{-1} \varepsilon_{t-1} + \Pi_2 PP^{-1} \varepsilon_{t-2} + \Pi_3 PP^{-1} \varepsilon_{t-3} + \dots \\ &= \Gamma_0 v_t + \Gamma_1 v_{t-1} + \Gamma_2 v_{t-2} + \Gamma_3 v_{t-3} + \dots \end{aligned} \quad (5.1.5)$$

其中P 為一非奇異矩陣， $\Gamma_i = \Pi_i P$, $V_t = P^{-1} \varepsilon_t$ ，而且 $(v_t v_t) = I$ ，上式中將內生變數 Y_t 表示成正交衝擊 (orthogonalized innovations) 的反應函數。藉由衝擊反應函數的變化，可表示出經濟變數間相互影響的大小，以及其影響為持續性(persistent)或是跳動性(volatile)。根據衝擊反應函數，可以觀察模型中某一內生變數以一個單位

標準差的大小發生自發生性干擾時，對模型中所有的內生變數當期與未來各期的動態影響過程。

第六節 Granger 因果關係分析

若資料數列能通過定態檢定，即可利用 Granger 因果檢定以進一步探討兩兩變數間均衡關係的大小、方向及可能的影響途徑。Granger 於1969 年對因果關係的定義建立於變數預測的角度，其係用預測值與實際值的差異大小當作判定的準則，亦即以預測誤差變異數的大小來衡量。假定有 X 、 Y 兩個變數，當我們對 X 做預測時，除了利用 X 過去的數值尋找有關的資訊外，此時若加入了另一個相關變數 Y 過去的數值，將使得對 X 的預測更準確，也就是降低了原來的預誤差，此一現象稱之為 Y 是 X 的因(Y causes X)，反之亦然。若是上述兩種情形同時存在時，則表示 X 和 Y 之間具有回饋(feedback)關係。Granger(1969)由預測能力的角度，定義兩變數間的因果關係。首先，考慮兩數列 X_t 、 Y_t 為雙變量線性隨機過程(bivariate linear stochastic process)所產生之恆定數列，並做如下假設：

X^t ：包含 X 所有過去值

\bar{X}^t ：包含 X 當期與所有過去值

Y^t ：包含 Y 所有過去值

\bar{Y}^t ：包含 Y 當期與所有過去值

$A^t = \{X^t \cup Y^t\}$ ：包含 X 與 Y 所有過去值

$\bar{A}^t = \{\bar{X}^t \cup \bar{Y}^t\}$ ：包含 X 與 Y 當期與所有過去值

$\sigma^2 = (X_t, A')$ 在情報集合 A' 下，對 X_t 的最佳線性預測均方誤（the mean square error of optimal linera predictor, MSE），則Granger 因果關係可表示如下：

$$1、\sigma^2[X_t | X', Y'] < \sigma^2[X_t | X'] \quad (6.1.1)$$

表示預測變數 X 時，除了將變數 X 之前的資料納入考量外，若加入 Y 過去之訊息後，會降低預測誤差之均方誤，則 Y 有助於 X 之預測，稱為 Y 影響(cause) X 。

$$2、\sigma^2[X_t | X', \bar{Y}'] < \sigma^2[X_t | X'] \quad (6.1.2)$$

表示預測變數 X 時，除了將變數 X 之前的資料納入考量外，若加入 Y 當期值之訊息後，會降低預測誤差之均方誤，則 Y 有助於 X 之預測，稱為瞬間影響(instantaneous causality) YX 。

$$3、\sigma^2[X_t | X'] \text{ 且 } \sigma^2[Y_t | X', Y'] < \sigma^2[Y_t | Y'] \quad (6.1.3)$$

表示 X 與 Y 具有回饋關係(feedback)，即變數 X 會影響變數 Y ，變數 Y 也影響變數 X 。

$$4、\sigma^2[X_t | X', \bar{Y}'] = \sigma^2[X_t | X']$$

$$\text{且 } \sigma^2\{Y_t | \bar{Y}', Y'\} = \sigma^2\{Y_t | X', Y'\} = \sigma^2\{Y_t | Y'\} \quad (6.1.4)$$

表示變數 X 與變數 Y 之間互為獨立關係(independence)，不存在因果關係。即預測變數 X 時，加入變數的資料無法改善對變數 Y 的預測能力；反之，在預測變數 Y 時，加入變數 X 的資料無法改善對變數 Y 的預測能力。由上述因果關係之定義內容得知，Granger 是以時間的先後及加入被預測變數以外的資料是否提升預測能力來區別因果關係。

第七節 資料來源與變數說明

在理論與文獻上影響匯率波動的變數其實相當多，但若要將全部納入考量範圍，著實因時間有限實難達成目標，故在經濟變數的選擇上，資料就必須兼具代表性及經濟意義。總體經濟體系包括貨幣、財貨、證券與勞動四個市場，依據瓦拉司定理(Walras Law)將勞動市場去除，僅從其它三個市場中選取三個變數，分別為利率(RATE)、物價指數則以貨幣供給額為代表與工業生產指數、油價及匯率。研究期間為1997 年1 月至2006 年12 月止，共120 筆月資料觀測值，變數資料來自台灣經濟新報之總體經濟資料庫。請參考表3-1。在完成變數的選擇與取得後，除了匯率與利率為原始資料外，其餘總體經濟變數應先行取自然對數(nature logarithms)，再進行實證分析。

表 3-1變數資料來源及說明

變數名稱	資料時間	資料來源
消費者物價指數	1997.01-2006.12 (月資料)	台灣經濟新報 (TEJ)
隔夜拆款利率	1997.01~2006.12 (月資料)	台灣經濟新報 (TEJ)
貨幣供給額	1997.01~2006.12 (月資料)	台灣經濟新報 (TEJ)
工業生產指數	1997.01-2006.12 (月資料)	台灣經濟新報 (TEJ)
布蘭特原油價格	1997.01-2006.12 (月資料)	台灣經濟新報 (TEJ)
匯率 (美元兌新台幣匯率)	1997.01-2006.12 (月資料)	台灣經濟新報 (TEJ)

1.物價指數

一般衡量物價的指標主要有消費者物價指數(CPI)，躉售物價指數(WPI)與GDP平減指數三種。所謂物價指數(Price index)，是指當期相對於基期平均物價的百分比，並以基期的平均物價為100，作為比較基礎。本文在物價水準的變數選取上，以CPI資本序列來做為物價水準的代表。一國貨幣的對外價值，所要考慮的因素就是國內外物價水準比較後的相對價值，若本國相對外國物價水準上升，則實質貨幣供給下降，造成利率上升，國內外相對報酬率上升，資金流入，匯率下降，本國幣值升值；反之，本國相對外國物價水準下降，則實質貨幣供給增加，造成利率下跌，外匯市場產生超額需求，匯率上升，本國幣值貶值。因此，物價水準的高低與匯率呈現負相關。

2.利率變動

在決定匯率理論中，利率差異與匯率變動的關係，主要是建立在單一價格法則上，經自由利息套利活動，最後兩個國家的資金價格應該要相同，但事實上，由於有匯率變動的風險，所以，兩國的利率並不相同。因此，利率是一項極為重要的指標，它可視為持有貨幣的機會成本，亦可視為資本市場中資金的價格，其高低由資本市場對資金的供給與需求的數量而定。社會大眾視利率為投資的成本，當投資機會多且報酬率高時，他們擁有資金的慾望就會增加，此時，利率便會上升。由於利率資料的種類甚多，本文在考慮央行重貼現率，台灣銀行基本放款利率及金融業拆款利率後發現，央行重貼現率及基本放款利率調降幅度甚低，且目前已是歷年最低水準，相對金融業拆款利率具有長期移動的情形，因此本文採用金融業拆款利率作為利率的代表變數。張錫杰（1993）經由預測誤差分解得

知，匯率的變動是領先於股價與利率的變動，亦即匯率發生自發性干擾後，股價、利率才反應此變動。就反應的速度而言，股價能立即反應出匯率、利率的自發性變動，亦即台灣的股市對匯率、利率變動的資訊，在變動的當期便立即作出反應。

一般而言，資金是由利率低的地區流向利率高的地區，當國內利率水準較外國利率高時，資金會流向本國，即本國相對外國報酬率上升，資本帳產生順差，導致國際收支增加，造成外匯供給增加，匯率下降，本國幣升值；反之，當國內利率水準較外國利率低時，資金會流出，即本國相對外國報酬率下降，資本帳產生逆差，導致國際收支減少，匯率上升，本國幣貶值。因此，利率波動與匯率呈現負相關。

3. 貨幣供給額

從資產選擇(Portfolio choice)理論的觀點而言，人們對國內外資產的選擇不僅影響到國內外資產的相對價格，也影響到匯率的決定。Obstfeld(1985)認為若衝擊來自國內貨幣市場，則寬鬆的貨幣政策會導致股價上升，而匯率上升本國幣值貶值；若衝擊來自國內總體經濟面，無論是供給面或需求面，國內的股價會上升，而匯率下跌，本國幣值升值。Granger et al(1998)的研究則發現，在亞洲金融危機期間，股價與匯率可能會出現相互領先的關係。林月美（1999）從資產選擇(Portfolio choice)理論的觀點而言，人們對國內外資產的選擇不僅影響到國內外資產的相對價格，也影響到匯率的決定。

4.工業生產指數

工業生產指數是衡量工業部門生產變動的經濟指標，具有代表景氣榮枯的意義，象徵國內產業概況，經濟景氣循環的擴張會造成貨幣需求的增加及利率的上升，促使匯率升值。其中包括礦業、製造業、水電燃氣業、房屋建築業等，因GNP無月資料，改以工業生產指數來代表實質經濟生產面。一般而言，當本國工業生產力相對外國高時，表示本國產品競爭力增強，即出口值增加，進口值減少，外匯供給增加，外匯需求減少，造成匯率下跌，本國幣值升值；反之，當本國工業生產力相對外國下降時，造成匯率上升，本國幣值貶值。因此，工業生產指數的變動與匯率是呈現負相關。

5.油價

石油價格的波動大多數學者皆認定是會改變景氣循環之主要因素之一，且研究指出石油價格與景氣循環具有相關性。而追求長期穩定的經濟成長是每個國家都亟欲追求的目標，然而，在經濟發展過程中，外在的衝擊常常導致經濟體系的景氣循環波動，吳昭瑩(2004)研究實證結果顯示，能源價格上漲會引起物價的上漲與接踵而來的經濟不景氣，而央行為緩和這些不利影響，會利用貨幣政策調節，適度寬鬆銀根以因應景氣波動所造成的衝擊。

第四章 實證結果與分析

第一節 變數符號說明及敘述統計量

4-1 變數符號說明

本實證研究之樣本期間為1997年1月到2007年12月，變數資料型態為月資料，共計有132筆資料，由於其中資料須計算其變動量或變動率，故處理之後資料樣本數少一筆。在變數選取上包括有消費者物價指數(CPI)、利率(R)、貨幣供給額(M_1B)、工業生產指數(IPI)、油價(OIL)與匯率(E)等六項變數之變動及變動率。以下將各變數之符號說明及相關計算公式整理如【表4-1】。

表4-1 變數符號表

變數名稱	變數代號	變數定義	變動或變動率計算公式
台灣地區消費者物價總指數	C	以 2006 年為基期，所計算出來之指數	$\Delta C_t = (\ln C_t - \ln C_{t-1}) \times 100\%$
隔夜拆款利率	R	台灣金融業拆款利率-隔夜加權平均值	$\Delta R_t = R_t - R_{t-1}$
貨幣供給額	M_1B	台灣 M1B 月底值	$\Delta M_1B_t = (\ln M_1B_t - \ln M_1B_{t-1}) \times 100\%$
工業生產指數	IPI	以 2006 年為基期，計算出每月之指數	$\Delta IPI_t = (\ln IPI_t - \ln IPI_{t-1}) \times 100\%$
布蘭特油價	O	布蘭特原油之月平均值	$\Delta O_t = (\ln O_t - \ln O_{t-1}) \times 100\%$
匯率(美元兌新台幣匯率)	E	台灣美元兌新台幣匯率之月底值	$\Delta E_t = (\ln E_t - \ln E_{t-1}) \times 100\%$

本研究所使用資料之時間數列圖形如下圖4-1，相關敘述統計量如表4-2。

(1997年1月至2007年12月)

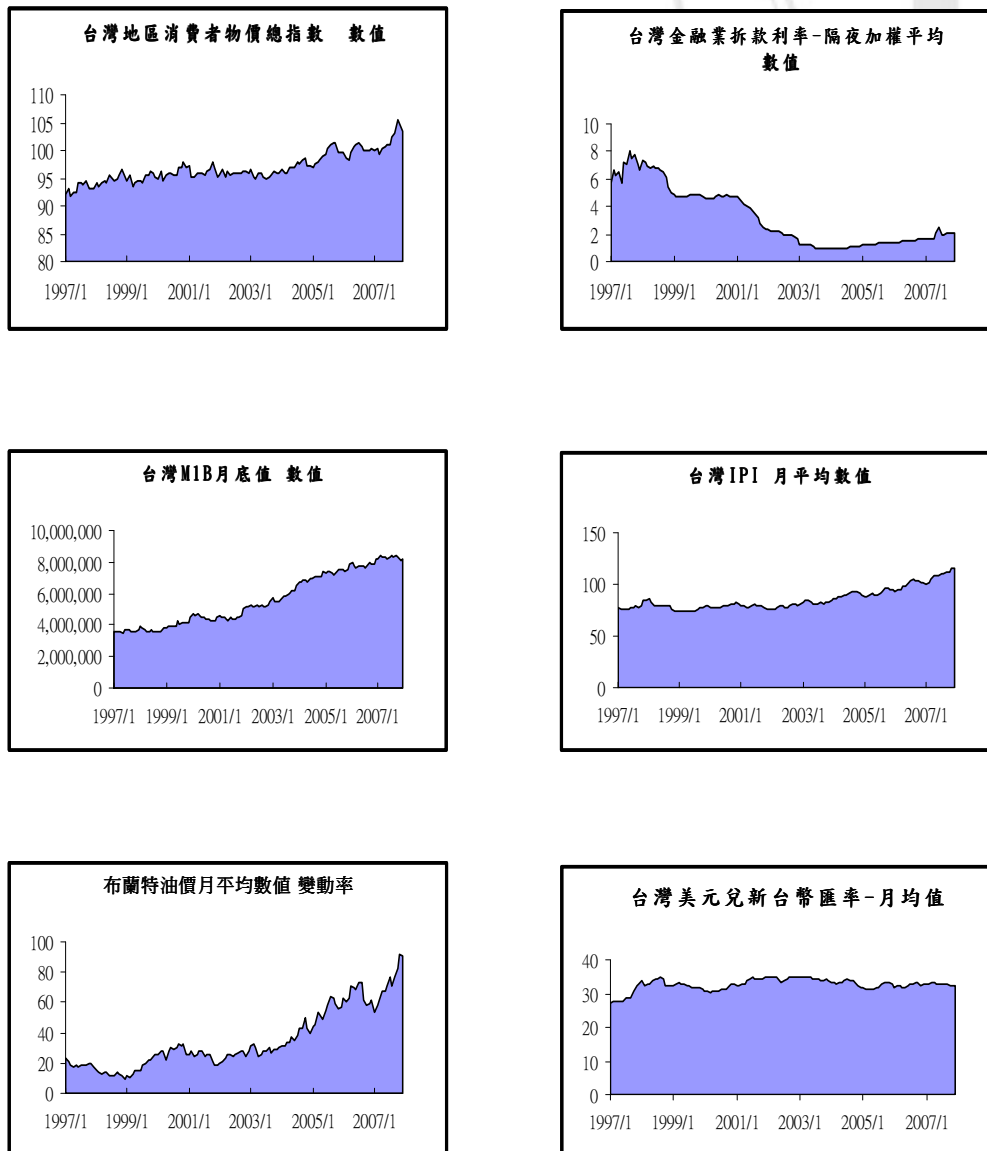


圖4-1 變數時間序列圖

由表4-2可知：隔夜拆款利率、貨幣供給額、工業生產指數、匯率(美元兌新台幣匯率)等之變動及變動率的偏態係數為正值，呈現右偏之現象，但台灣地區消費者物價總指數、布蘭特油價等則呈現左偏之現象。

此外，根據峰態係數可發現：呈現高狹峰（Leptokurtic）分配者只有隔夜拆款利率、貨幣供給額、工業生產指數、匯率(美元兌新台幣匯率)，其他變數則呈現低闊峰（Platkurtic）分配。

緊接著，本研究以JB(Jarque-Bera)統計量來檢定變動及變動率是否符合常態分配。該統計量顯示除了隔夜拆款利率、工業生產指數、貨幣供給額、匯率(美元兌新台幣匯率)等變動或變動率等在5%的顯著水準下，拒絕為常態性分配之虛無假設，其餘變數則可認為常態分配。

表 4-2 各變數敘述統計量

變數	樣本數	樣本平均	標準差	最小值	最大值	偏態	峰態	J-B 值
ΔC	131	0.089	0.830	-1.93	2.1	-0.344	2.861	2.687
ΔR	131	-0.773	0.032	-21.85	24.1	0.314	8.025	140 **
$\Delta M_1 B$	131	0.638	0.447	-3.89	9.45	0.708	3.877	15.16**
ΔIPI	131	0.309	0.244	-4.16	5.89	0.004	4.054	6.065**
ΔO	131	1.033	1.605	-25.54	20.3	-0.403	2.894	3.608
ΔE	131	0.128	9.240	-5.75	7.89	0.289	8.060	173.1**

第二節 單根檢定

對物價、油價、利率、貨幣供給額、工業生產指數及匯率等變數進行向量自我迴歸分析之前，必須先確定研究變數是否存在單根現象，若以非定態序列直接進行分析，很容易產生虛假迴歸之情形，本研究將採用ADF、PP單根檢定方法來

進行檢定，並使用KPSS單根檢定法再加以輔助檢驗變數是否存在單根之現象。

由表4-3、4-4、4-5中我們可以發現到，物價、油價、利率、貨幣供給額、工業生產指數與匯率等各項變動或變動率，均拒絕變數具單根之虛無假設，利用KPSS單根檢定法再做驗證，其結果與ADF、PP單根檢定法的結果無異。綜上所述，物價、油價、利率、貨幣供給額、工業生產指數與匯率等各變數之變動或變動率皆為穩定的數列，資料呈現恆定狀態。

表 4-3 各變數水準值之 ADF 檢定表

變數	最適落後期數	t-值	5%	10%
ΔC	7	-6.736**	-3.447	-3.147
ΔR	2	-5.793**	-2.888	-2.578
$\Delta M_1 B$	0	-10.960**	-3.446	-3.146
ΔIPI	3	-7.576**	-3.446	-3.146
ΔO	0	-11.387**	-3.446	-3.146
ΔE	3	-6.503**	-3.446	-3.146

註: 1.**表示在 5%的顯著水準下，拒絕 H_0 : 單根之虛無假設。

2.最適落後期數依 AIC 或 SBC 準則所選取。

3.變數 R 為無時間趨勢項，其餘變數均為有時間趨勢項。

表 4-4 各變數水準值之 PP 檢定表

變數	最適落後期數	t-值	5%	10%
ΔC	7	-15.214**	-3.466	-3.146
ΔR	2	-10.786**	-2.888	-2.578
$\Delta M_1 B$	0	-10.960**	-3.466	-3.146
ΔIPI	3	-8.265**	-3.466	-3.146
ΔO	0	-11.387**	-3.466	-3.146
ΔE	3	-9.733**	-3.466	-3.146

註: 1.**表示在 5%的顯著水準下，拒絕 H_0 : 單根之虛無假設。

2.最適落後期數依 AIC 或 SBC 準則所選取。

3.變數 R 為無時間趨勢項，其餘變數均為有時間趨勢項。

表 4-5 各變數水準值之 KPSS 檢定表

變數	最適落後期數	檢定統計量	5%	10%
ΔC	6	0.561	0.146	0.119
ΔR	3	0.288	0.146	0.119
$\Delta M_1 B$	3	0.688	0.146	0.119
ΔIPI	6	0.344	0.146	0.119
ΔO	9	0.648	0.146	0.119
ΔE	3	0.612	0.146	0.119

註: 1.最適落後期數依 AIC 或 SBC 準則所選取。

2.變數 R 為無時間趨勢項，其餘變數均為有時間趨勢項。

第三節 向量自我迴歸模型分析

由先前的單根檢定可知本研究之時間序列資料皆為定態數列，因此可略過共整合檢定，直接以向量自我迴歸模型（VAR）來進行分析。VAR 模型是根據資料本身的特性來進行研究，而非事先根據先驗的理論基礎來決定變數間之關係，其分析法認為所有變數的落後項涵蓋了所有的相關資訊。至於 VAR 模型落後期數之選取方面，理論上 VAR 模型中各條方程式之殘差必須符合白噪音（white-noise）之要求才可進行分析，然為避免落後期數過多可能會產生過度參數過度化之問題，或落後期數太少而影響模型之解釋能力，因此本研究將以學界中最常使用的 AIC 準則來篩選，由整體 VAR 模型聯合決定最適落後期數，以獲得可靠之結果。

因此由【表4-6】【表4-7】中可得知， C_t 受到 IPI_{t-1} 的正向顯著影響，但受到 C_{t-1} 、 C_{t-2} 、 $M_1 B_{t-3}$ 、 E_{t-1} 的負向顯著影響； R_t 受到 R_{t-2} 、 IPI_{t-2} 的正向顯著影響，但受

到 C_{t-3} 的負向顯著影響； M_1B_t 受到 C_{t-2} 的正向顯著影響、但受到 C_{t-1} 、 C_{t-3} 、 IPI_{t-1} 的負向顯著影響； IPI_t 受到 C_{t-2} 、 R_{t-3} 、 IPI_{t-1} 、 IPI_{t-2} 、 OIL_{t-1} 、 E_{t-1} 的正向顯著影響，但受到 R_{t-1} 、 M_1B_{t-3} 、 IPI_{t-3} 、 E_{t-2} 的負向顯著影響； E_t 受到 C_{t-2} 、 E_{t-1} 的正向顯著影響，但受到 M_1B_{t-1} 、 IPI_{t-3} 的負向顯著影響

經由以上可知，物價會受到工業生產指數及貨幣供給的影響，其原因可能工業生產力增加，出口值相對增加，資金流入，台幣升值及貨幣供給額相對增加，所以我們可就過去工業生產指數、貨幣供給及匯率走勢來預測未來物價的變化。例錢俊男(1993)探討匯率決定模型之實證結果顯示，影響當期新台幣對美元匯率的主要因素為前期匯率、前期貨幣供給、當期與前期本國所得。物價受物價本身前1期及前2期的負向影響，其原因可能為台灣地區食物波動較大，因為當食物價格高漲，下一期之產量如大增，造成價格下跌，而物價水準與匯率呈現負向影響，則與先前預期相符合。

利率會受到本身前2期及工業生產指數前2期的影響，其原因可能當國內利率調升時，會吸引資金流入，造成台幣匯率升值。利率與工業生產指數發生相互正負向影響原因可能是當工業生產力提升時，所得增加資金過剩，央行為回收多餘之資金會採取利率調升手段。但如果工業生產力降低，造成出口亦降低時，央行為刺激景氣回升，就會採取降息方式，鼓勵投資，而利率則受到物價前3期的顯著負向影響，其原因可能是當國內發生通貨緊縮時，央行就會採取升息以刺激消費。

工業生產指數除上述所述外，亦會受到本身前2期、利率前3期、物價前1期及油價前1期之正向顯著影響，工業生產指數受油價之影響，其可能原因為我國並非原油生產國，對進口依存度相當高且容易受外來因素影響，所以油價易對工業生產指數產生影響；工業生產指數受匯率與利率的正向顯著影響，其原因是當國內升息時，由於資金的移入，使得匯率上升，由於部份資金會轉投資工業生產造成工業生產指數上揚，而工業生產指數對匯率相互產生負影響其原因可能是，當本國之工業生產力下降時，央行為吸引外資投資，會引導匯率升值以吸引外來資金。

匯率與物價之間相互存在影響的關係，主要是匯率轉嫁的問題，而最主要因素為央行對物價之穩定，越來越重視，所以匯率與物價間有顯著影響關係，這與先前研究文獻相符，例 Choudhri and Hakura (2001) 利用71 國家的資料，建立一個開放經濟總體模型進行實證後，發現匯率轉嫁程度與通貨膨脹率的關係既強烈又顯著，也就是說當通貨膨脹率越高，匯率轉嫁程度就越高，當通貨膨脹率越低，匯率轉嫁的程度就越低。

表 4-6 向量自我迴歸模型估計結果

變數	ΔCPI	ΔR	$\Delta M_1 B$	ΔIPI	ΔE
ΔC_{t-1}	-0.270**	-0.00	-0.626**	0.149	0.181
	(0.002)	(1.000)	(0.016)	(0.181)	(0.285)
ΔC_{t-2}	-0.186**	-0.170	0.456*	0.224*	0.287*
	(0.042)	(0.790)	(0.087)	(0.051)	(0.100)
ΔC_{t-3}	-0.083	-1.608**	-0.478*	-0.101	0.127
	(0.363)	(0.011)	(0.071)	(0.376)	(0.464)

注:1.**與*表示在5%及10%的顯著水準下。

表 4-7 向量自我迴歸模型估計結果

變數	ΔCPI	ΔR	$\Delta M_1 B$	ΔIPI	ΔE
ΔR_{t-1}	0.007	0.086	-0.049	-0.040**	-0.028
	(0.597)	(0.321)	(0.178)	(0.010)	(0.244)
ΔR_{t-2}	0.002	0.213**	-0.049	0.022	0.008
	(0.866)	(0.012)	(0.160)	(0.150)	(0.730)
ΔR_{t-3}	0.000	-0.053	-0.025	0.033**	0.016
	(0.994)	(0.520)	(0.477)	(0.024)	(0.489)
$\Delta M_1 B_{t-1}$	-0.037	-0.025	0.065	-0.007	-0.109*
	(0.209)	(0.904)	(0.455)	(0.854)	(0.052)
$\Delta M_1 B_{t-2}$	-0.042	0.108	-0.115	-0.019	-0.060
	(0.162)	(0.603)	(0.183)	(0.604)	(0.286)
$\Delta M_1 B_{t-3}$	-0.055*	0.142	-0.105	-0.102**	0.009
	(0.061)	(0.489)	(0.217)	(0.006)	(0.862)
ΔIPI_{t-1}	0.098*	0.331	-0.318*	0.252**	-0.071
	(0.083)	(0.404)	(0.054)	(0.000)	(0.510)
ΔIPI_{t-2}	0.062	0.902**	0.144	0.278**	0.113
	(0.282)	(0.026)	(0.393)	(0.000)	(0.304)
ΔIPI_{t-3}	-0.074	-0.095	0.182	-0.268**	-0.395**
	(0.145)	(0.790)	(0.218)	(0.000)	(0.000)
ΔOIL_{t-1}	0.002	0.034	-0.019	0.086**	0.002
	(0.755)	(0.540)	(0.416)	(0.000)	(0.914)
ΔE_{t-1}	-0.082*	0.512	0.066	0.384**	0.166*
	(0.095)	(0.135)	(0.644)	(0.000)	(0.076)
ΔE_{t-2}	-0.029	-0.351	0.052	-0.236**	0.052
	(0.571)	(0.323)	(0.724)	(0.000)	(0.589)
ΔE_{t-3}	0.035	-0.349	-0.043	0.006	0.154
	(0.508)	(0.352)	(0.781)	(0.930)	(0.132)
常數項	0.214**	-1.042*	0.740**	0.050**	0.220
	(0.010)	(0.072)	(0.002)	(0.002)	(1.161)

注:1.**與*表示在5%及10%的顯著水準下。

第四節 Granger 因果關係分析

Granger(1980)所提出之因果關係檢定向來是研究經濟相關議題時常用到的檢定方法，研究者可透過該檢定得知各經濟變數間之領先及落後的關係。因此依 Granger 因果關係檢定，若 X 變數的過去觀察值有助於 Y 變數之預測，則代表 X 變數為 Y 變數的前因，同時 Y 變數為第 X 變數的後果。本文將以此定義透過 F 統計量，來判斷物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、油價與匯率等六變數之變動或變動率因果互動關係，實證結果如【表4-8】、【表4-9】：

表 4-8 Granger 因果關係檢定結果

虛無假設	F 統計值	P 統計值	落後期數
C 對 R 不具因果關係	0.962	0.962	3
C 對 M_1B 不具因果關係	1.879	0.137	3
C 對 IPI 不具因果關係	2.014	0.116	3
C 對 E 不具因果關係	0.907	0.440	3
R 對 C 不具因果關係	1.889	0.135	3
R 對 M_1B 不具因果關係	0.221	0.881	3
R 對 IPI 不具因果關係	2.228	0.089*	3
R 對 E 不具因果關係	1.072	0.364	3
M_1B 對 C 不具因果關係	4.418	0.006**	3
M_1B 對 R 不具因果關係	1.465	0.228	3
M_1B 對 IPI 不具因果關係	1.478	0.225	3
M_1B 對 E 不具因果關係	0.102	0.959	3
IPI 對 C 不具因果關係	1.864	0.139	3
IPI 對 R 不具因果關係	3.349	0.021**	3
IPI 對 M_1B 不具因果關係	2.392	0.072*	3
IPI 對 E 不具因果關係	15.67	0.000**	3
E 對 C 不具因果關係	0.956	0.416	3

註: **表示在 5% ; *表示在 10% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

表 4-9 Granger 因果關係檢定結果

虛無假設	F 統計值	P 統計值	落後期數
E 對 R 不具因果關係	0.482	0.696	3
E 對 M_1B 不具因果關係	1.514	0.215	3
E 對 IPI 不具因果關係	5.095	0.002**	3

註: **表示在 5%; *表示在 10%的顯著水準下, 拒絕虛無假設。

1. 在虛無假設為 H_0 : 利率對工業生產指數不具因果關係, 其 P 值為 0.089, 達 10% 之顯著水準, 故拒絕虛無假設, 因此得知利率變動影響工業生產指數變動率。
2. 若虛無假設為 H_0 : 貨幣供給額對物價不具因果關係, 其 P 值為 0.006, 達 5% 之顯著水準, 故拒絕虛無假設, 因此得知貨幣供給額變動率影響物價變動率。
3. 若虛無假設為 H_0 : 工業生產指數對利率不具因果關係, 其 P 值為 0.021, 達 5% 之顯著水準, 故拒絕虛無假設, 因此得知工業生產指數變動率影響利率變動。
4. 在虛無假設為 H_0 : 工業生產指數對貨幣供給額不具因果關係, 其 P 值為 0.072, 達 10% 之顯著水準, 故拒絕虛無假設, 因此得知工業生產指數影響貨幣供給額。
5. 若虛無假設為 H_0 : 工業生產指數對匯率不具因果關係, 其 P 值為 0, 達 5% 之顯著水準, 故拒絕虛無假設, 因此得知工業生產指數變動率影響匯率變動率。
6. 在虛無假設為 H_0 : 匯率對工業生產指數不具因果關係, 其 P 值為 0.002, 達 5% 之顯著水準, 故拒絕虛無假設, 因此得知匯率變動率影響工業生產指數變動率。

經由以上通過顯著性測驗之虛無假設，因此本研究得知，利率變動影響工業生產指數變動率，貨幣供給額變動率影響物價變動率，工業生產指數變動率影響利率變動及貨幣供給額變動率，工業生產指數變動率與匯率變動率兩者互為因果關係，其餘變數則不具顯著水準關係。

第五節 衝擊反應分析

因果關係檢定，雖能夠提供樣本之因果關係之方向，卻無法顯示跨期的動態效果，但透過衝擊反應分析，可以觀察模型內某一內生變數發生一個單位大小的自發性變動時，對所有變數當期及未來數期之影響過程，故本研究將利用此一分析，來瞭解物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數與匯率相互干擾與衝擊之變化效果及持續性，其結果如由圖4-2A至4-2E及表4-10表4-14中可知：

1.物價對物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、匯率之影響：

由表4-10及圖4-2A可看出物價對其本身及利率、工業生產指數之最初衝擊反應為正向，對貨幣供給額、匯率則為負向。物價對本身發生最大值之衝擊反應在期初時，其強度為正向0.806，最小值之衝擊反應在第1期時，其強度為-0.195，在第1期時，衝擊反應效果即降為期初之半數為0.4，其衝擊反應效果在第12期至第13期之後就會趨近零。物價對利率發生最大值之衝擊反應在期初時，其強度為正向0.556，最小值之衝擊反應在第3期時，其強度為負向-1.058，在第4期時，衝擊反應效果即降為半數為-0.5，其衝擊反應效果在第15期至第17期之後就趨近零。物價

對貨幣供給額發生最大値之衝擊反應在第3期時，其強度為正向0.422，最小値之衝擊反應在第1期時，其強度為負向 -0.569，在第4期時，衝擊反應效果即降至半數為-0.28，其衝擊反應效果在第15 期至第17期之後就趨近零。物價對工業生產指數發生最大値之衝擊反應在第2期時，其強度為正向0.279，最小値之衝擊反應在6期時，其強度為負向-0.102，在第3期時，反應效果即降至半數為0.13，其衝擊反應效果在第17 期至第19期之後就趨近零。物價對匯率發生最大値之衝擊反應在第2期時，其強度為正向0.284，最小値之衝擊反應在期初時，其強度為負向-0.102，在第3期時，衝擊反應效果即降至半數為0.13，其衝擊反應效果在第15 期至第17期之後就會趨近零。

2.利率與物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、匯率之影響：

由表4-11及圖4-2B可看出利率對其本身及貨幣供給額、工業生產指數、匯率之最初衝擊反應為皆為正向，對物價則為零。利率對物價發生最大値之衝擊反應在第5期時，其強度為正向0.048，最小値之衝擊反應在8期時，其強度為負向-0.010，在第6期時，衝擊反應效果降至半數為0.02，其衝擊反應效果在第14 期至第16 期之後就趨近零。利率對利率發生最大値之衝擊反應在期初時，其強度為正向5.618，最小値之衝擊反應在3期時，其強度為負向-0.247，在第1期時，衝擊反應效果降至半數為2.8，其衝擊反應效果在第13 期至第15期之後就趨近零。利率對貨幣供給額發生最大値之衝擊反應在第6期時，其強度為正向0.050，最小値之衝擊反應在2期時，其強度為負向-0.284，在第3期時，衝擊反應效果降至半數為-0.14，其衝擊反應效果在第14期至第16期之後就趨近零。利率對工業生產指數發生最大値之衝擊反應在第3期時，其強度為正向0.168，最小値之衝擊反應在1期時，其強度為負

向-0.222，在第2期時，衝擊反應效果降至半數為-0.11，其衝擊反應效果在第15期至第17期之後就趨近零。利率對匯率發生最大值之衝擊反應在第4期時，其強度為正向0.140，最小值之衝擊反應在第1期時，其強度為負向-0.157，在第2期時，衝擊反應效果降至半數為-0.07，其衝擊反應效果在第14期至第16期之後就會趨近零。

3. 貨幣供給額對物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、匯率之影響：

由表4-12及圖4-2C可看出貨幣供給額對其本身及工業生產指數之最初衝擊反應為正向，對匯率則為負向，對物價、利率則為零。貨幣供給額對物價發生最大值之衝擊反應在第4期時，其強度為正向0.072，最小值之衝擊反應在第3期時，其強度為負向-0.103，在第4期時，衝擊反應效果降至半數為-0.05，其衝擊反應效果在第15期至第17期之後就趨近零。貨幣供給額對利率發生最大值之衝擊反應在第3期時，其強度為正向0.357，最小值之衝擊反應在1期時，其強度為負向-0.068，在第7期時，衝擊反應效果降至半數為0.17，其衝擊反應效果在第15期至第17期之後就會消失。貨幣供給額對貨幣供給額發生最大值之衝擊反應在期初時，其強度為正向2.352，最小值之衝擊反應在第3期時，其強度為負向-0.243，在第1期時，衝擊反應效果降至半數為1.17，其衝擊反應效果在第12期至第14期之後就趨近零。貨幣供給額對工業生產指數發生最大值之衝擊反應在期初時，其強度為正向0.188，最小值之衝擊反應在第2期時，其強度為負向-0.086，在第4期時，衝擊反應效果衝擊降至半數為0.09，其衝擊反應效果在第15期至第17期之後就會趨近零。貨幣供給額對匯率發生最大值之衝擊反應在第10期時，其強度為正向0.001，最小值之衝擊反應在第1期時，其強度為負向-0.295，在第3期時，衝擊反應效果即降至半數為-0.14，其衝擊反應效果在第14期至第16期之後就會趨近零。

4.工業生產指數與物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、匯率之影響：

由表4-13及圖4-2D可看出工業生產指數對其本身及匯率之最初衝擊反應為正向，對物價、利率、貨幣供給額則為零。工業生產指數對物價發生最大值之衝擊反應在第2期時，其強度為正向0.094，最小值之衝擊反應在第6期時，其強度為負向-0.017，在第3期時，衝擊反應效果即降至半數為0.045，其衝擊反應效果在第14期至第16期之後就會趨近零。工業生產指數對利率發生最大值之衝擊反應在第2期時，其強度為正向0.903，最小值之衝擊反應在第5期時，其強度為負向-0.257，在第4期時，衝擊反應效果即降至半數為0.45，其衝擊反應效果在第15期至第17期之後就會消失。工業生產指數對貨幣供給額發生最大值之衝擊反應在第4期時，其強度為正向0.118，最小值之衝擊反應在第1期時，其強度為負向-0.264，在第2期時，衝擊反應效果降至半數為-0.13，其衝擊反應效果在第14期至第16期之後就會消失。工業生產指數對工業生產指數發生最大值之衝擊反應在期初時，其強度為正向0.993，最小值之衝擊反應在第4期時，其強度為負向-0.167，在第2期時，衝擊反應效果即降至半數為0.49，其衝擊反應效果在第14期至第16期之後就會消失。工業生產指數對匯率發生最大值之衝擊反應在初期時，其強度為正向0.783，最小值之衝擊反應在第4期時，其強度為負向-0.174，在第1期時，衝擊反應效果即降至半數為0.39，其衝擊反應效果在第14期至第16期之後就會趨近零。

5.匯率對物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、匯率之影響：

由表4-14及圖4-2E可看出匯率除對其本身之最初衝擊反應為正向，其餘對物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數則為零。匯率對物價發生最大值之衝擊反應在第3期時，其強度為正向0.067，最小值之衝擊反應在第1期時，其強度為負向

-0.107，在第5期時，衝擊反應效果即降至半數為-0.05，其衝擊反應效果在第14 期至第16 期之後就會趨近零。匯率對利率發生最大值之衝擊反應在第1期時，其強度為正向0.672，最小值之衝擊反應在第6期時，其強度為負向-0.155，在第2期時，衝擊反應效果即降至半數為0.33，其衝擊反應效果在第13 期至第15期之後就會趨近零。匯率對貨幣供給額發生最大值之衝擊反應在第1期時，其強度為正向0.087，最小值之衝擊反應在第6期時，其強度為負向-0.057，在第6期時，衝擊反應效果即降至半數為0.04，其衝擊反應效果在第13 期至第15期之後就會趨近零。匯率對工業生產指數發生最大值之衝擊反應在第1期時，其強度為正向0.503，最小值之衝擊反應在第2期時，其強度為負向-0.143，在第2期時，衝擊反應效果會降至半數為0.25，其衝擊反應效果在第13 期至第15期之後就會趨近零。匯率對匯率發生最大值之衝擊反應在期初時，其強度為正向1.311，最小值之衝擊反應在第4期時，其強度為負向-0.121，在第1期時，衝擊反應效果會降至半數為0.65，其衝擊反應效果在第12 期至第14期之後就會趨近零。

由表 4-10 至 4-14 所有樣本之衝擊反應函數結果，可得知，貨幣供給額對利率衝擊反應影響最深遠，而工業生產指數對匯率衝擊反應影響最小，而從圖 4-2A 至 4-2E 可得知，大致上在第 12 期至第 15 期之後衝擊反應效果就會趨近零，其效果不具持續性。因此投資人或企業欲利以上各項經濟指標，來判斷匯率之走勢進行以投資或避險時，由於其效果在短期間內就會顯現以及其效果不具有持續性，因此投資匯市時，要隨時觀察彼此的相關資訊，且要當機立斷。

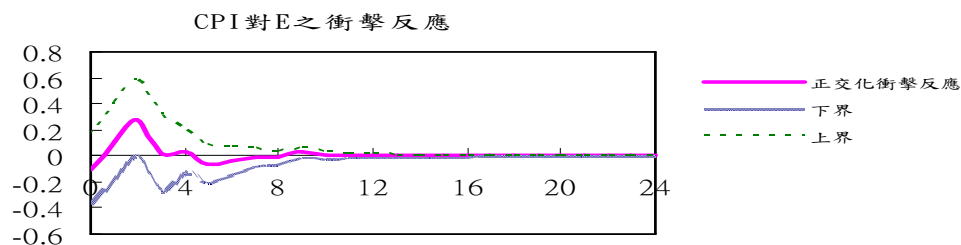
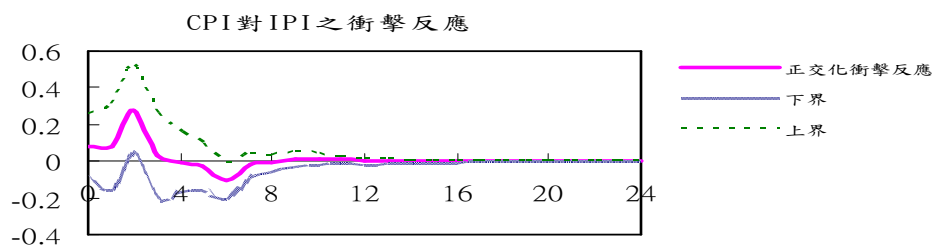
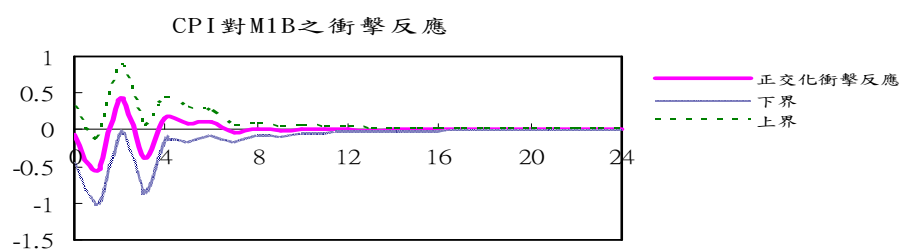
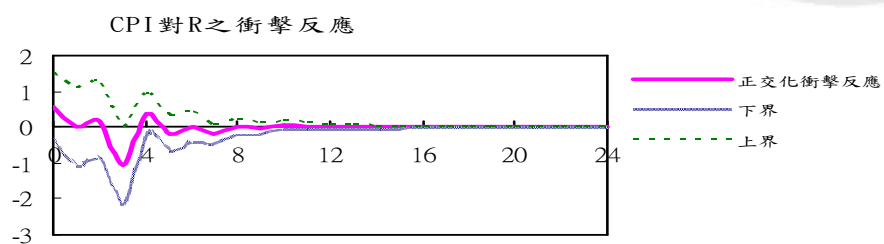
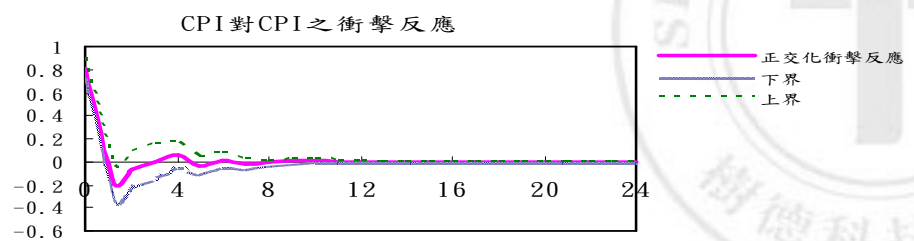


圖 4-2A C_t 對各種變數之衝擊反應

表 4-10 C_t 受衝擊對自身及其它經濟變數之影響

C_t 對 C_t	模型 類別	正交化衝擊反應
	期初衝擊	0.806
	衝擊最大值	0.806
	衝擊最小值	-0.195
	半衰期	1
C_t 對 R_t	期初衝擊	0.556
	衝擊最大值	0.556
	衝擊最小值	-1.058
	半衰期	4
C_t 對 M_1B_t	期初衝擊	-0.076
	衝擊最大值	0.422
	衝擊最小值	-0.569
	半衰期	4
C_t 對 IPI_t	期初衝擊	0.079
	衝擊最大值	0.279
	衝擊最小值	-0.101
	半衰期	3
C_t 對 E_t	期初衝擊	-0.102
	衝擊最大值	0.284
	衝擊最小值	-0.102
	半衰期	3

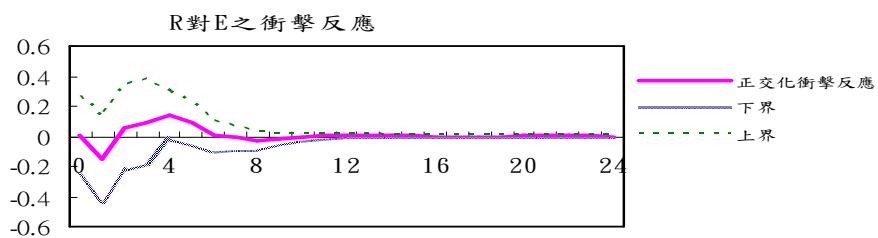
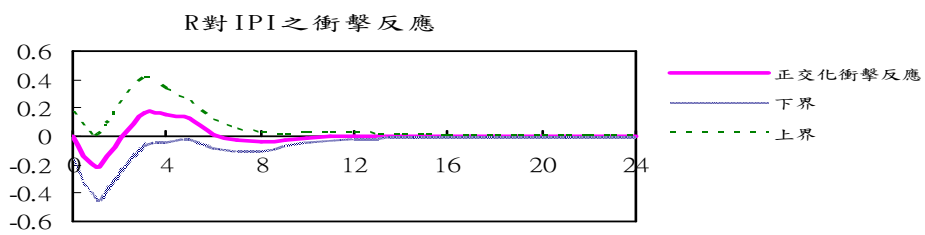
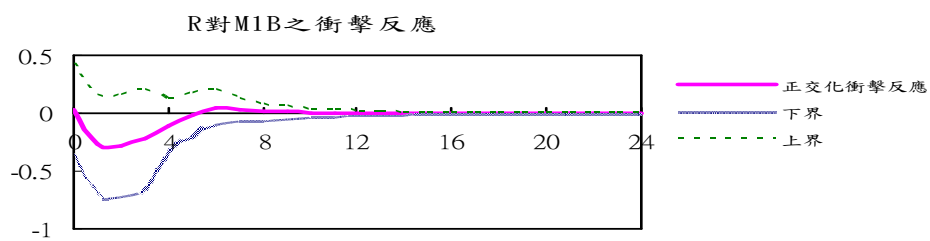
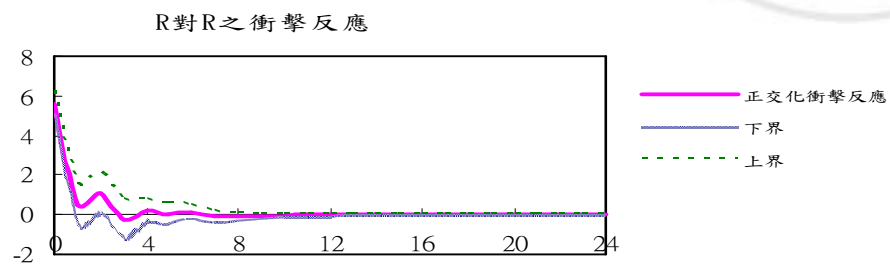
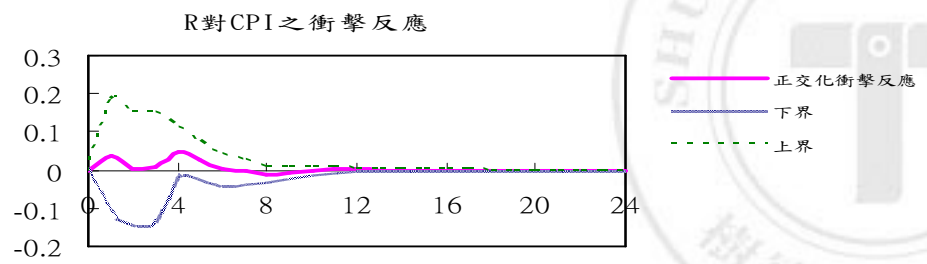


圖 4-2B R_t 對各種變數之衝擊反應

表 4-11 R_t 受衝擊對自身及其它經濟變數之影響

	模型 類別	正交化衝擊反應
R_t 對 C_t	期初衝擊	0
	衝擊最大值	0.048
	衝擊最小值	-0.010
	半衰期	6
R_t 對 R_t	期初衝擊	5.618
	衝擊最大值	5.618
	衝擊最小值	-0.247
	半衰期	1
R_t 對 M_1B_t	期初衝擊	0.025
	衝擊最大值	0.050
	衝擊最小值	-0.284
	半衰期	3
R_t 對 IPI_t	期初衝擊	0.002
	衝擊最大值	0.168
	衝擊最小值	-0.222
	半衰期	2
R_t 對 E_t	期初衝擊	0.006
	衝擊最大值	0.140
	衝擊最小值	-0.157
	半衰期	2

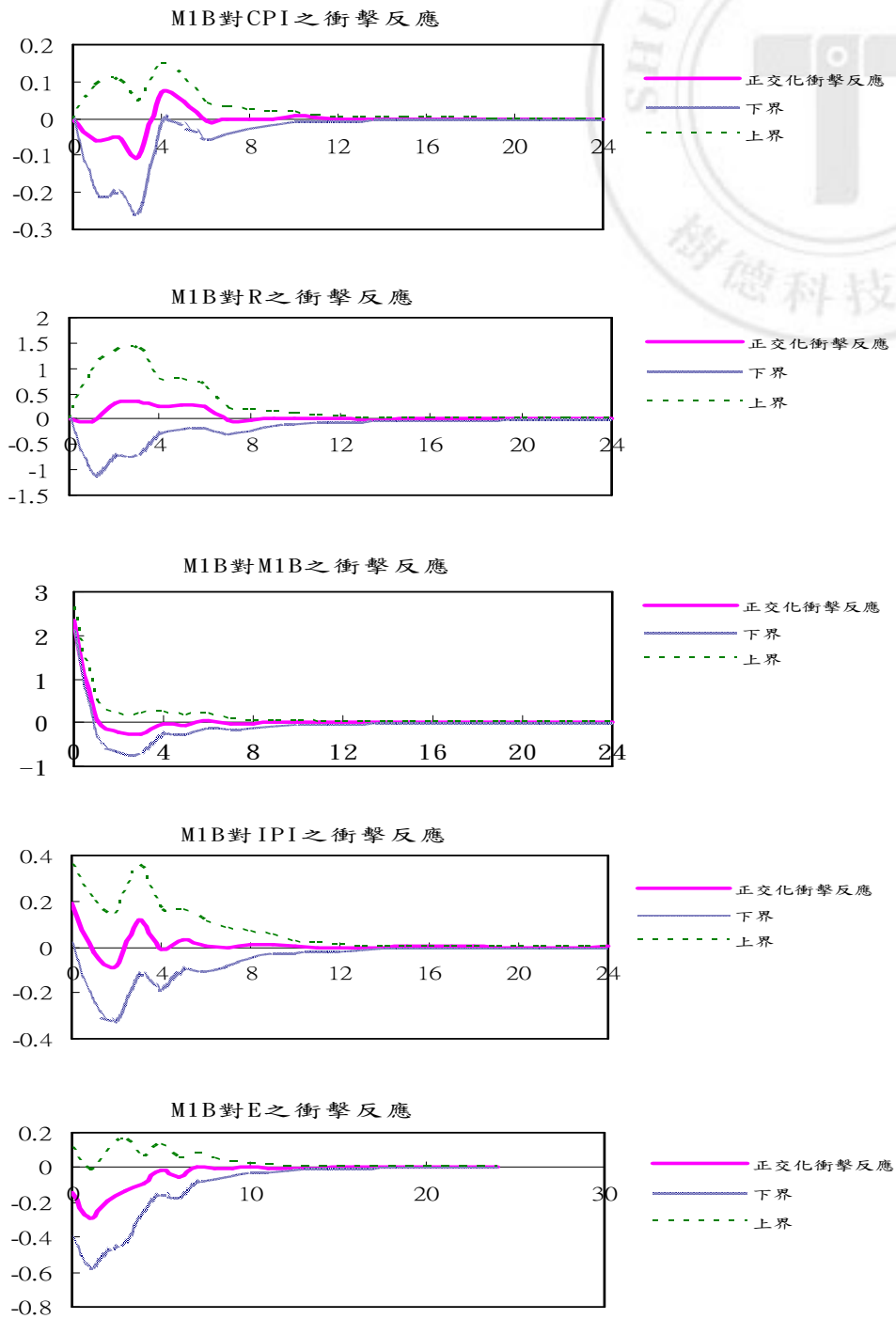


圖 4-2C M_1B_t 對各種變數之衝擊反應

表 4-12 M_1B_t 受衝擊對自身及其它經濟變數之影響

	模型 類別	正交化衝擊反 應
M_1B_t 對 C_t	期初衝擊	0
	衝擊最大值	0.072
	衝擊最小值	-0.103
	半衰期	4
M_1B_t 對 R_t	期初衝擊	0
	衝擊最大值	0.357
	衝擊最小值	-0.068
	半衰期	7
M_1B_t 對 M_1B_t	期初衝擊	2.352
	衝擊最大值	2.352
	衝擊最小值	-0.243
	半衰期	1
M_1B_t 對 IPI_t	期初衝擊	0.188
	衝擊最大值	0.188
	衝擊最小值	-0.086
	半衰期	4
M_1B_t 對 E_t	期初衝擊	-0.139
	衝擊最大值	0.001
	衝擊最小值	-0.295
	半衰期	3

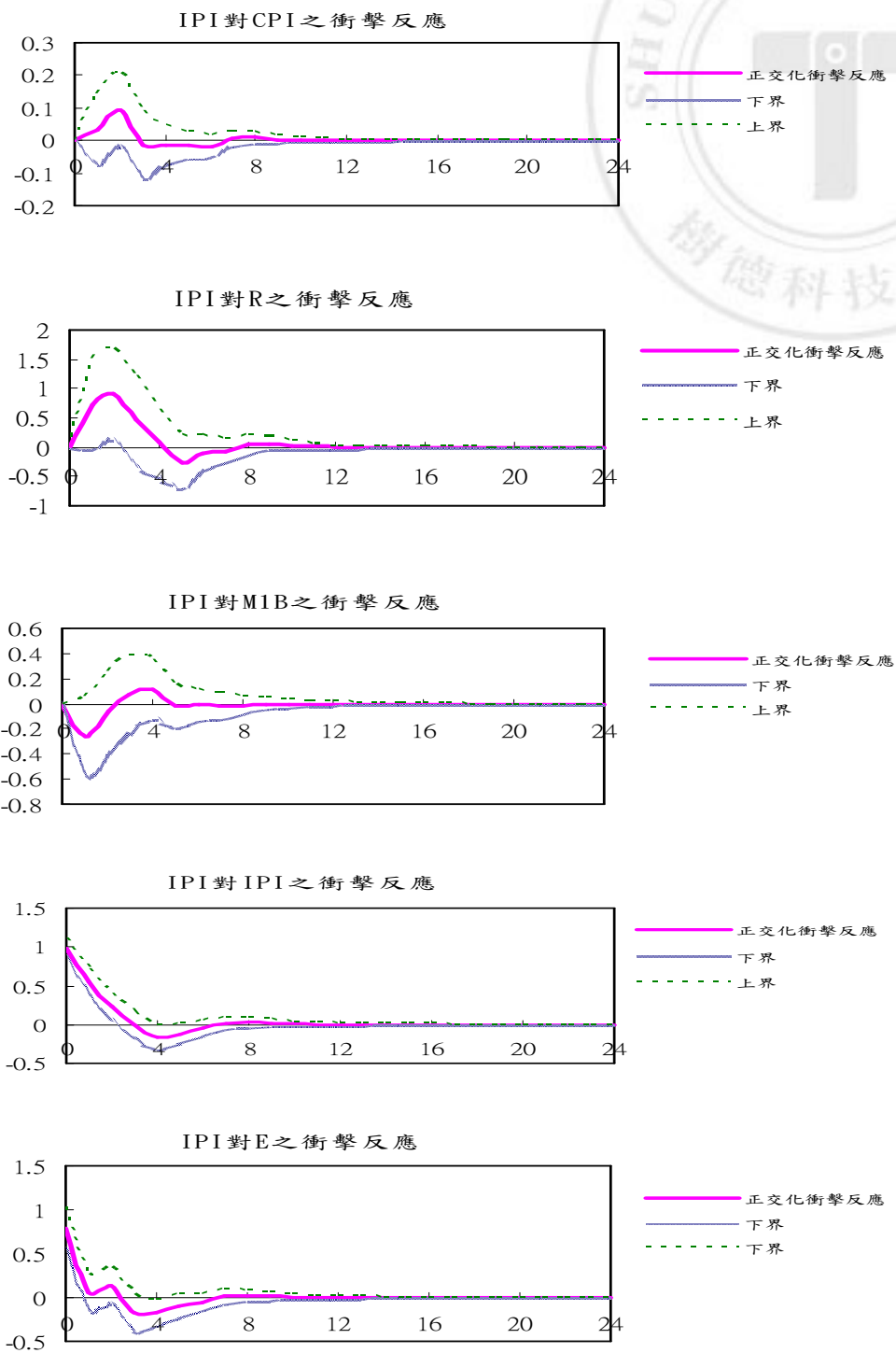


圖 4-2D IPI_t 對各種變數之衝擊反應

表 4-13 IPI_t 受衝擊對自身及其它經濟變數之影響

	模型 類別	正交化衝擊反 應
IPI_t 對 C_t	期初衝擊	0
	衝擊最大值	0.094
	衝擊最小值	-0.017
	半衰期	3
IPI_t 對 R_t	期初衝擊	0
	衝擊最大值	0.903
	衝擊最小值	-0.257
	半衰期	4
IPI_t 對 M_1B_t	期初衝擊	0
	衝擊最大值	0.118
	衝擊最小值	-0.264
	半衰期	2
IPI_t 對 IPI_t	期初衝擊	0.993
	衝擊最大值	0.993
	衝擊最小值	-0.167
	半衰期	2
IPI_t 對 E_t	期初衝擊	0.783
	衝擊最大值	0.783
	衝擊最小值	-0.174
	半衰期	1

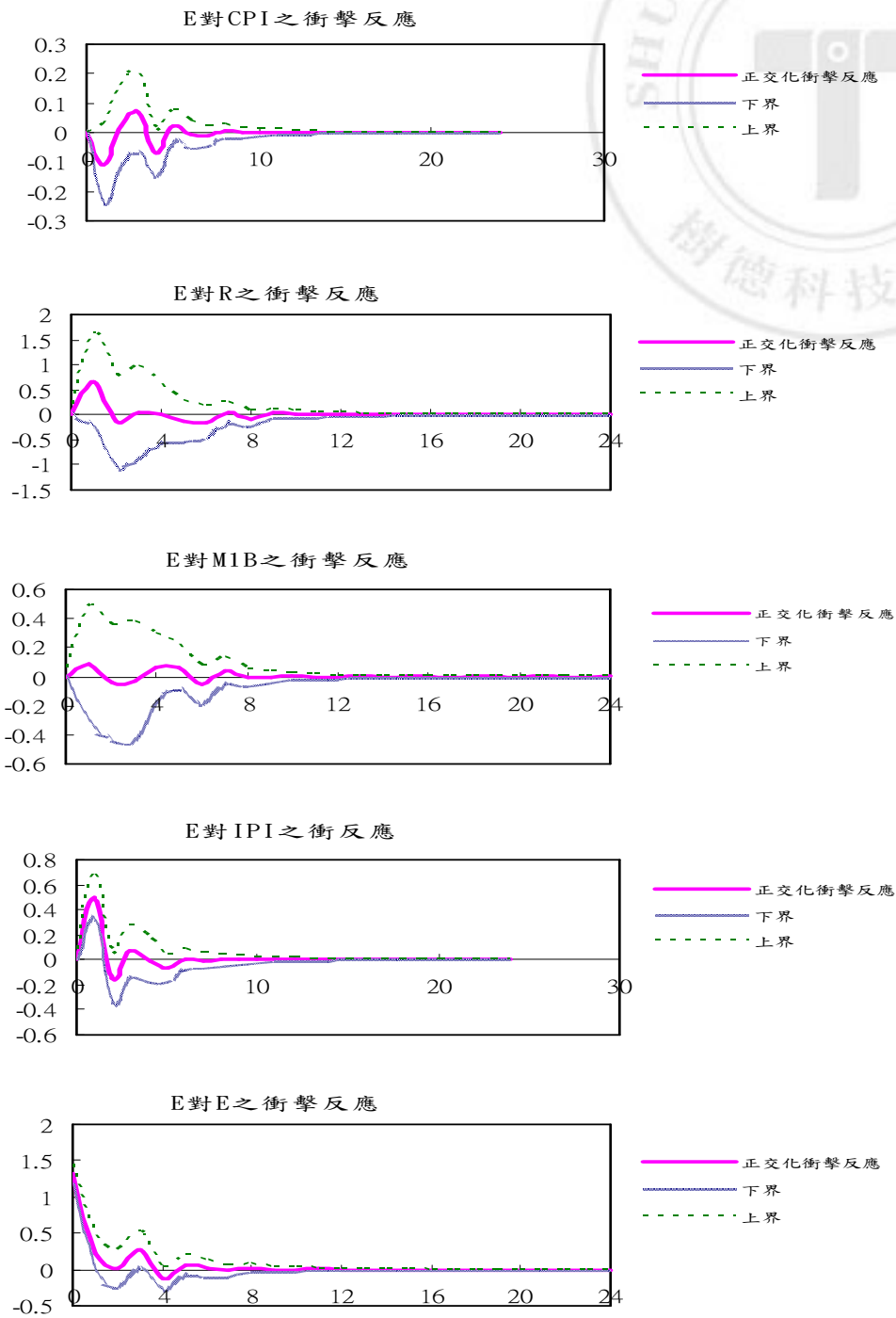


圖 4-2E E_t 對各種變數之衝擊反應

表 4-14 E_t 受衝擊對自身及其它經濟變數之影響

	模型 類別	正交化衝擊反應
E_t 對 C_t	期初衝擊	0
	衝擊最大值	0.067
	衝擊最小值	-0.107
	半衰期	5
E_t 對 R_t	期初衝擊	0
	衝擊最大值	0.672
	衝擊最小值	-0.155
	半衰期	2
E_t 對 M_1B_t	期初衝擊	0
	衝擊最大值	0.087
	衝擊最小值	-0.057
	半衰期	6
E_t 對 IPI_t	期初衝擊	0
	衝擊最大值	0.503
	衝擊最小值	-0.143
	半衰期	2
E_t 對 E_t	期初衝擊	1.311
	衝擊最大值	1.311
	衝擊最小值	-0.121
	半衰期	1

第五章 結論與建議

本文首先以 ADF、PP 單根檢定方法來進行檢定，並使用 KPSS 單根檢定法再加以輔助檢驗變數是否存在單根，並透過向量自我迴歸模型（VAR）、因果關係檢定及衝擊反應函數，試圖了解物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、油價及匯率因素之相互影響關係，根據前述實證分析，可得下列結論：

第一節 結論

本研究先對變數進行單根檢定發現：在 ADF 或 PP 單根檢定下，物價、油價、利率、貨幣供給額、工業生產指數與匯率等各項變動或變動率，均拒絕變數具單根之虛無假設，再利用 KPSS 單根檢定法再做驗證，其結果與 ADF、PP 單根檢定法的結果無異。綜上所述，物價、油價、利率、貨幣供給額、工業生產指數與匯率等各變數之變動或變動率皆為穩定的數列，資料呈現恆定狀態。

就向量自我迴歸模型而言，物價受到工業生產指數前 1 期的正向顯著影響，但受到物價本身前 1 期及前 2 期、貨幣供給額前 3 期、匯率前 1 期的負向顯著影響；利率受到利率前 2 期、工業生產指數前 2 期的正向顯著影響，但受到物價前 3 期的負向顯著影響；貨幣供給額受到物價前 2 期的正向顯著影響，但受到物價前 1 期及物價前 3 期、工業生產指數前 1 期的負向顯著影響；工業生產指數受到物價

前 2 期、利率前 3 期、工業生產指數前 1 期、工業生產指數前 2 期、油價前 1 期、匯率前 1 期的正向顯著影響，但受到利率前 1 期、貨幣供給額前 3 期、工業生產指數前 3 期、匯率前 2 期的負向顯著影響；匯率受到物價前 2 期、匯率前 1 期的正向顯著影響，但受到貨幣供給額前 1 期、工業生產指數前 3 期的負向顯著影響。

再者就 Granger 因果關係而言，利率變動影響工業生產指數變動率，貨幣供給額變動率影響物價變動率，工業生產指數變動率影響利率變動及貨幣供給額變動率，工業生產指數變動率與匯率變動率兩者互為因果關係，其餘變數則不具顯著水準關係。

最後就衝擊反應分析而言，貨幣供給額對利率衝擊反應影響最深遠，而工業生產指數對匯率衝擊反應影響最小，大致上在第 12 期至第 15 期之後衝擊反應效果就會趨近零，其效果不具持續性。因此投資人或企業欲利用以上各項經濟指標，來判斷匯率之走勢進行以投資或避險時，由於其效果在短期間內就會顯現及其效果不具有持續性，因此投資匯市時，要隨時觀察彼此的相關資訊，且必須審視國內經濟條件而定，以避免造成太大衝擊。此外，從上述 Granger 因果關係中發現利率變動影響工業生產指數變動率，與貨幣供給額變動率影響物價變動率，工業生產指數變動率影響利率變動及貨幣供給額變動率，工業生產指數變動率與匯率變動率兩者互為因果關係，這與先前預期不謀而合。


第二節 研究限制與建議

就研究限制而言，由於資源、時間有限，在本研究中所採用的資料為月資料，於某些分析中，或許結果並不很明顯，後續研究可採取不同的資料頻率來比較其研究結果。也由於時間不足，本研究僅以台灣為研究對象，後續研究者可以考慮其他國家，並更深入探討國際間金融市場，以進行分析與比較。

此外就後續研究建議，在變數選取上尚有很大空間，例如利率的指標尚有央行基本利率、重貼現率、台灣銀行放款利率…等，油價有杜拜原油及西德州油價等，後續研究者可以將其他種類利率及油價種類納入考慮，研究各種物價、利率、貨幣供給額、工業生產指數、油價與匯率間的關聯。其次 總體經濟環境內，包含的變數很多且變數間存在著錯綜複雜的關係，本研究所探討的變量可能還受其他變數(如失業率、進出口量、景氣指標…等)的影響，後續研究者亦可將其他總體經濟因素納入探討，以更了解總體經濟變數對匯款的互動關係。最後，後續研究者可在不影響結構轉變之下，增加研究期間及研究變數，且本研究之研究期間並未包含 2008 年之金融風暴，後續研究者可以加入並加以探討，並檢測此六個變量之關係是否與本研究一致。

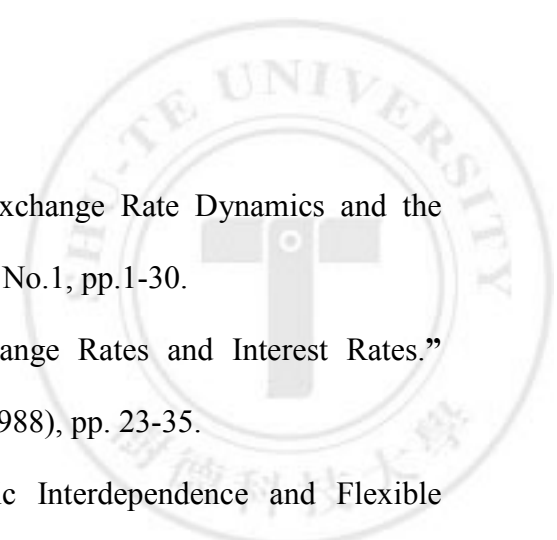
一、中文文獻

- 1.王啟山(1998)，「利率、匯率與股價指數互動關係之研究——狀態空間模型之應用」，國立中興大學商學研究所。
2. 宋永壽(1992)，「長期實質利率與實質匯率之關係」，國立中山大學財務管理學系碩士論文。
- 3.王裕仁(2009)，「匯率、油價、金價之關聯性探討與預測」，成功大學財務金融研究所碩士論文
- 4.林俊彥(2005)，「匯率、股價、油價之關連性——遠東地區為例」，朝陽科技大學財務金融系未出版碩士論文。
- 5.吳致寧(1995)，「貨幣學派之匯率決定模型與匯率預測-台灣之實證研究」，經濟論文，第23卷，第1期，PP.159-187。
- 6.許瓊瑛(1998)，「匯率與資本移動間共整合關係之研究-台灣實證分析」，東吳大學經濟學研究所，87 學年度碩士論文
- 7.張懿芬(2004)，「股價浮動的總體決定因素：以台灣、南韓、新加坡、香港為例」，南華大學經濟學研究所碩士論文，2004年1月
- 8.張鳳貞(1999)，「台灣地區利率、匯率與股價互動關係之研究」，碩士論文，國立中興大學統計學系，台中。
- 9.陳信宏(1992)，「新台幣兌美元匯率之決定與預測——貨幣學說之實證研究」，碩士論文，私立淡江大學金融研究，民國八十一年。
- 10.賴宏忠和劉曦敏(1996)，「利率、匯率與股價之長期均衡關係——共整合分析法之應用」，證券金融季刊，第49 期，PP 23-42。
- 11.賴景昌(1994)，「國際金融理論：進階篇」。台北：茂昌。

- 
12. 虞偉榮、胡海鷗 (2004)，「石油價格衝擊對美國和中國實際匯率的影響」. 國際金融研究，2004年第12期
13. 藍世偉(1999)，「未預期新聞對匯率的影響—以新台幣兌美元匯率為例」，中山大學財務管理學系研究所碩士論文。

二・英文文獻

- 1.Amano, R. and Norden, S.V.,1998, "Oil Prices and the Rise and Fall of the U.S. Real Exchange Rate," *Journal of International Money and Finance*,17, pp 299-316
- 2.Bahmani-Oskooee, Mohsen and Ahmad, Sohrabian , (1992) , Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar, *Applied Economics*, Taylor and Francis Journals, April ,24(4),pp 459-464.
- 3.Bautista, R.M. , "Exchange Rate Adjustments Under Generalized Floating: Comparative Analysis Among Developing Countries" *World Bank Staff Working Paper*, Nopp.436 (Dct,1980)
- 4.Choudhri, Ehsan U. and Dalia S. Hakura (2001), "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter ? *IMF Working Paper*, Nopp.194.
- 5.Craig, Hakkio, and Douglas Pearce. "The Reaction of Exchange Rates to Economic News." *Economic Inquiry*, Oct. 1985, pp. 621-636.
- 6.Chang, W. Y. and Lai, C. C. (1997), "The Specification of Money Demand, Fiscal Policy, and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Macroeconomics* 19: 79-102
- ush, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84 (6) ,pp. 1161-1176.,
- 7.Eichenbaum, M. & C. L. Evans. (1995). Some Empirical on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rate. *Quarterly Journal of Economics*, 443,pp 975-1009.

- 
- 8.Frenkel, J. A. and C. A. Rodriguez (1982), "Exchange Rate Dynamics and the Overshooting Hypothesis," *IMF Staff Papers*, 29, No.1, pp.1-30.
- 9.Hardouvelis, Gikas A. "Economic News, Exchange Rates and Interest Rates." *Journal of International Money and Finance* 7 (1988), pp. 23-35.
- 10.Krugman, P.,1983, "Oil and Dollar," Economic Interdependence and Flexible Exchange Rate,edited by J.S. Bhandari and B.H.Putnam,MIT Press,Cambridge, MA.
- 11.Lastrapes, W. D. (1989).Exchange Rate Volatility and U.S. Monetary Policy : An ARCH Application. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21 (1) ,pp. 66-77.
- 12.Wilson,C.A.(1979), "Anticipated Shocks and Exchange RateDynamics." *Journal of Political Economy* 87:pp.639-647.
- 13.Taylor, John B. (2000), "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms," *European Economic Review*, Vol. 44,pp. 1389-1408.
- 14.Yu, H. (2007), The roles of the exchange rate and the foreign interest rate in Estonia's money demand function and policy implication
Estonia's money demand function and policy implications, Applied Financial