

東海大學經濟學系研究所

碩士學位論文

檢驗台灣總體經濟變數的理論一致性

**Testing the Consistency of the Theory of
Macroeconomic Variables in Taiwan**

指導教授：王宜甲

研究生：謝雨真

中華民國一百零一年六月

謝辭

時光飛逝，兩年的碩士生涯就此結束了，承蒙指導教授王宜甲老師的諄諄教誨，在這七百多個日子裡，無論是在學術研究抑或學習態度上，老師給了我很多的啟發，尤其感謝老師在我升碩二的暑假，犧牲作研究和休息的時間，幫我們上的計量課程，老師將軟體的操作與計量觀念結合，讓我更能體會計量觀念的實質意涵，也更能掌握計量方法所傳達的觀念，為我們寫論文奠定了很好的基礎，平時老師在指導我們撰寫論文上，採取引導式的方法，養成我們獨立思考的態度，除此之外，平常跟老師的相處是亦師亦友的關係，生活上的疑難雜症，都可以從老師身上得到不少很好的建議，是一位關心學生、認真負責，不可多得的一位好老師，在此謹致上最深的敬意與謝忱。

除此之外，感謝兩位口試委員：靜宜大學財務金融學系鄧嘉宏教授及逢甲大學經濟系陳麗如教授，於論文寫作上給予的寶貴意見，讓我受益匪淺，使我的論文更加完備，謹致上由衷的感謝。平時修課時，承蒙系上廖培賢教授、羅台雄教授、廖恩愛教授、陳文典教授、劉仲成教授、廖國宏教授、林佳慧及戴中學教授的苦心指導，為論文紮下堅實的基礎，使得論文能順利完成，在此對於您們的付出，表達最誠摯的謝意。更要謝謝系上的佩雯助理、雅嵐助教、曉惠及懿綉助教在生活上的協助，還有研究所同學在課業上的互相砥礪與生活上點點滴滴的分享，在此致上最深的感謝。

最後，感謝父母和妹妹一家人的全力支持，如果沒有你們，那就不會有今天的我，謝謝我的家人，讓我能衣食無缺、無後顧之憂的追求自己的理想，達成目標。

謝雨真 謹致

東海大學經濟學系研究所

2012年06月

檢驗台灣總體經濟變數的理論一致性

謝雨真、王宜甲

摘要

本篇論文的目的為以較為近代的計量方法，用台灣總體變數的數據，驗證古典學派與凱因斯學派常見的總體經濟理論，特別是針對總體經濟變數它們之間的長期關係，本文欲驗證的經濟理論有所得消費面的絕對所得假說 (Absolute Income Hypothesis, Keynes (1936)) 與恆常所得假說 (Permanent Income Hypothesis, Friedman (1957))、財政總體面的排擠效果 (crowding-out effect) 與財政政策之謎 (fiscal policy puzzle) 以及國際貿易面的馬婁條件 (Marshall-Lerner condition) 與J曲線效果 (J-curve effect)，本文的方法是前四大理論使用台灣地區總體經濟變數的年資料來分析，而馬婁條件與J曲線則是使用對美國進出口貿易的季資料來驗證，主要是針對單根檢定 (unit root test)、共整合檢定 (cointegration test) 以及動態OLS估計法 (Dynamic OLS) 這三大方法。研究結果發現消費與所得水準具有長期共整合的關係，邊際消費傾向約為75%，但長期的消費水準幾乎與恆常所得成同比例的增減；另外，政府支出每增加100萬元新台幣，會帶動總投資增加約222萬元新台幣，得到台灣地區並不存在排擠效果的結論；財政政策之謎並不存在於台灣，因政府支出的確會排擠民間消費；最後，馬婁條件成立，J曲線效果也是存在的。總結來說，本研究的實證結果顯示台灣地區符合絕對所得假說、恆常所得假說、馬婁條件與J曲線效果；排擠效果與財政政策之謎的現象皆不存在。

關鍵詞：台灣、總體經濟、絕對所得、恆常所得、排擠效果、財政政策之謎、馬婁條件、J曲線效果

JEL 分類代號：C2、E21、E62、F41

Testing the Consistency of the Theory of Macroeconomic Variables in Taiwan

Yu-Chen Hsieh and Yi-Chia Wang

Abstract

The purpose of this paper is to verify the validity of some textbook macroeconomic theories in Taiwan. We especially focus on long-run relationships between macroeconomic variables. Three aspects of macroeconomic theories will be verified. First, in the consumption theory, we verify the existence of the absolute income hypothesis (Keynes (1936)) and permanent income hypothesis (Friedman (1957)) in Taiwan. Second, in the theory of government expenditure, we verify the existence of crowding-out effect and fiscal policy puzzle. Third, in the theory of international trade, we verify the existence of Marshall–Lerner condition and J-curve effect. We use yearly data from 1951 to 2010 for verifying the theories of consumption and government expenditure; while due to the limitation of data, we use quarterly data from 2000Q1 to 2010Q4 for examining the theory of international trade.

The results show that the levels of consumption and GDP levels have long-run cointegration relationship. Consumption levels consist of about 75% and 100% of GDP levels and permanent income levels, respectively. Therefore, both absolute and permanent income hypotheses are supported. One New NT dollar increase in government expenditure will increase 2.22 New NT dollars in national investment. This supports crowding-in instead of crowding-out effect in Taiwan. Moreover, the increase in government expenditure reduces the growth rate of consumption so fiscal policy puzzle does not exist in Taiwan. Last but not least, Marshall–Lerner condition is supported and the J-curve effect can be observed in Taiwan.

Keywords : Taiwan, Macroeconomics, Absolute Income Hypothesis, Permanent Income Hypothesis, crowding-out effect, fiscal policy puzzle, Marshall–Lerner condition, J-curve effect

目次

| | |
|--|-----|
| 謝辭..... | ii |
| 摘要..... | i |
| Abstract | ii |
| 目次..... | iii |
| 表次..... | v |
| 圖次..... | vi |
| 第一章 緒論..... | 1 |
| 第二章 理論與實證文獻回顧..... | 4 |
| 2.1 絕對所得假說與恆常所得假說..... | 4 |
| 2.2 排擠效果與財政政策之謎..... | 9 |
| 2.3 馬婁條件與J曲線效果..... | 14 |
| 第三章 數據描述、變數定義..... | 19 |
| 第四章 計量方法..... | 24 |
| 4.1 單根檢定 (Unit Root Test)..... | 24 |
| 4.1.1 單根..... | 24 |
| 4.1.2 處理單根變數的方法..... | 26 |
| 4.1.3 單根檢定..... | 26 |
| 4.1.4 Dickey–Fuller 單根檢定..... | 27 |
| 4.1.5 ADF 單根檢定 (Augmented Dickey–Fuller Unit Root Test)..... | 28 |
| 4.2 KPSS 單根檢定..... | 30 |
| 4.3 共整合檢定..... | 32 |
| 4.3.1 Engle–Granger 兩步驟共整合檢定法 (Engle–Granger two–step cointegration test)..... | 32 |
| 4.4 Stock and Watson (1993) 的 DOLS 估計法..... | 33 |
| 第五章 實證結果..... | 34 |
| 5.1 絕對所得假說與恆常所得假說..... | 34 |
| 5.1.1 單根檢定結果..... | 34 |

| | |
|--|----|
| 5.1.2 共整合檢定結果 | 37 |
| 5.1.3 Stock and Watson (1993) 的 DOLS 估計法 | 38 |
| 5.1.4 絕對所得假說與恆常所得假說變數取自然對數後之單根檢定結果 | 39 |
| 5.1.5 絕對所得假說與恆常所得假說變數取自然對數之共整合檢定結果 | 40 |
| 5.2 排擠效果 | 43 |
| 5.2.1 單根檢定結果 | 43 |
| 5.2.2 共整合檢定結果 | 44 |
| 5.2.3 Stock and Watson (1993) 的 DOLS 估計法 | 45 |
| 5.2.4 排擠效果變數取自然對數後之單根檢定結果 | 46 |
| 5.2.5 排擠效果變數取自然對數之共整合檢定結果 | 47 |
| 5.3 財政政策之謎 | 49 |
| 5.3.1 單根檢定結果 | 49 |
| 5.3.2 共整合檢定結果 | 50 |
| 5.3.3 Stock and Watson (1993) 的 DOLS 估計法 | 51 |
| 5.3.4 財政政策之謎變數取自然對數後之單根檢定結果 | 52 |
| 5.3.5 財政政策之謎變數取自然對數之共整合檢定結果 | 53 |
| 5.4 馬婁條件 | 54 |
| 5.5 J 曲線效果 | 58 |
| 5.6 實證結果總結 | 60 |
| 第六章 結論 | 62 |
| 參考文獻 | 64 |
| 資料來源附錄 | 66 |

表次

| | |
|---|----|
| 表 3.1：實證模型變數說明 (台灣數據)..... | 19 |
| 表 3.2：實證模型變數說明 (美國數據)..... | 19 |
| 表 5.1：絕對所得假說與恆常所得假說變數之 ADF 單根檢定結果 | 36 |
| 表 5.2：絕對所得假說與恆常所得假說迴歸式的估計結果 | 37 |
| 表 5.3：絕對所得假說與恆常所得假說之 DOLS 估計結果..... | 38 |
| 表 5.4：絕對所得假說與恆常所得假說變數取自然對數後之 ADF 單根檢定結果 | 40 |
| 表 5.5：絕對所得假說與恆常所得假說變數取自然對數的迴歸估計結果 | 41 |
| 表 5.6：恆常所得假說變數取自然對數之 DOLS 估計結果..... | 42 |
| 表 5.7：排擠效果變數之 ADF 單根檢定結果 | 44 |
| 表 5.8：排擠效果迴歸式的估計結果 | 45 |
| 表 5.9：排擠效果之 DOLS 估計結果..... | 46 |
| 表 5.10：排擠效果變數取自然對數後之 ADF 單根檢定結果 | 47 |
| 表 5.11：排擠效果變數取自然對數的迴歸估計結果 | 47 |
| 表 5.12：財政政策之謎變數之 ADF 單根檢定結果 | 50 |
| 表 5.13：財政政策之謎迴歸式的估計結果 | 51 |
| 表 5.14：財政政策之謎的 DOLS 估計結果..... | 51 |
| 表 5.15：財政政策之謎變數取自然對數後之 ADF 單根檢定結果 | 52 |
| 表 5.16：財政政策之謎變數取自然對數的迴歸估計結果 | 53 |
| 表 5.17：馬婁條件變數之 ADF 單根檢定結果 | 55 |
| 表 5.18：馬婁條件 (外國進口需求彈性值) 迴歸式的估計結果..... | 56 |
| 表 5.19：馬婁條件 (本國進口需求彈性值) 迴歸式的估計結果..... | 57 |
| 表 5.20：J 曲線迴歸式的估計結果..... | 58 |
| 表 5.21：所得消費理論之實證結果 | 60 |
| 表 5.22：財政總體理論之實證結果 | 60 |
| 表 5.23：國際貿易理論之實證結果 | 61 |

圖次

| | |
|--|----|
| 圖 2.1：古典學派的財政政策..... | 10 |
| 圖 2.2：古典學派與 Keynes 學派財政政策效果的比較..... | 12 |
| 圖 2.3：貿易收支與 J 曲線..... | 17 |
| 圖 3.1：台灣與美國實質 GDP 比較圖..... | 20 |
| 圖 3.2：台灣與美國 GDP 平減指數比較圖..... | 21 |
| 圖 3.3：台灣實質 GDP 組成百分比..... | 22 |
| 圖 5.1：實質民間消費與國內生產毛額（基期為 2006 年）時間走勢圖..... | 35 |
| 圖 5.2：實質固定資本形成額與政府消費（基期為 2006 年）時間走勢圖..... | 43 |
| 圖 5.3：實質民間消費與政府消費（基期為 2006 年）時間走勢圖..... | 49 |
| 圖 5.4：對美國進出口貿易值時間走勢圖..... | 54 |
| 圖 5.5：對美國淨出口貿易值與實質匯率時間走勢圖..... | 55 |
| 圖 5.6：對美國淨出口貿易值之實際值與配適值的時間走勢圖..... | 59 |

第一章 緒論

1949 年中華民國政府由中國大陸撤退至台灣後，至今已經逾一甲子，而行政院主計處成立迄今已逾 70 餘年，經歷了數次的組織改革，更在 1949 年將主計部改為行政院主計處，並將台灣的總體經濟數據做了詳細的紀錄，舉凡歲計、會計、統計等工作都具備相當完整的統計資料與報告以利作為編制施政計畫與預算的參考，如此完整的數據庫，已經可以充分讓研究者使用足夠長時間的歷史資料，驗證經濟理論的適用性。

本篇論文的目的，是以較近代的計量方法，用台灣總體變數的數據，驗證古典學派與凱因斯學派常見的總體經濟理論。本篇論文所欲驗證的經濟理論有：一、所得消費面的絕對所得假說 (Absolute Income Hypothesis, 簡稱 AIH, Keynes (1936)) 與恆常所得假說 (Permanent Income Hypothesis, 簡稱 PIH, Friedman (1957))，探討消費者如何依照長期所得，來決定長期的消費水準；二、財政面的排擠效果 (crowding-out effect) 與財政政策之謎 (fiscal policy puzzle)，探討公部門支出的增加所引發的私部門消費與投資支出的效果；以及三、國際貿易面的馬婁條件 (Marshall-Lerner condition) 與 J 曲線效果 (J-curve effect)，檢驗台灣及美國的進口需求彈性和大於 1 的情況下，貶值對貿易收支改善的效果。

許多先進國家，或者部分開發中國家的總體數據早已相當完備，上述的經濟理論亦已得到許多國家實證數據的支持，然而使用台灣地區的長期總體經濟數據來驗證上述理論的文獻相對稀少。因此，本篇論文擬採用數據庫完備的台灣地區為樣本，驗證上述總體經濟理論模型在此小型開放經濟體系的適用性，用以對台灣地區的總體經濟情況做一個全面性的了解。

恆常所得假說方面，早期文獻如 Laumas and Mohabbat (1972) 的結果顯示，美國在 1949 至 1970 年，基於 Friedman 的 PIH 消費函數並不受到該數據的支持。而 Hall (1978) 則是檢定美國戰後 (1948 年至 1977 年) 的時間序列資料，以動態模型得到支持恆常所得假說的證據，因此，目前對於恆常所得假說的驗證，並無很強的一致性。

排擠效果方面，Kyun *et al.* (2010) 對亞洲發展中國家進行實證研究，財政擴張對於私人需求 (投資與消費) 方面是中性的，既不排入，也不排擠。而 Emad and Alani (2006) 研究結果則顯示，日本在 1998 至 2006 年間，公部門投資與私部門投資間存在正相關的排入效果 (crowding-in effect)，這與 Khan and Gill (2009) 以巴基斯坦為樣本所得到的結果相同。反之，

Blanchard and Perotti (2002) 以美國戰後時期 (1947Q1 至 1997Q4) 為樣本，發現政府支出的增加強烈地排擠了民間投資支出。簡而言之，政府支出增加是否會排擠民間投資，在實證文獻上並無一致的結果。

Blanchard and Perotti (2002)、Fatás and Mihov (2002)、Galí *et al.* (2007) 及 Ravn *et al.* (2007)，分別針對美國 1947 年第一季至 1997 年第四季、美國 1960 年第一季至 1996 年第四季、美國 1954 年第一季至 2003 年第四季的季資料、及 1975 至 2005 年四個工業化國家 (美國、英國、加拿大、澳洲) 的季資料來分析，結果一致顯示財政擴張皆會帶動私人消費增加。這樣的發現，並不符合傳統 Keynes 學派所建立的模型的預期，也就是說，政府支出的增加，將會提高一國的利率水準，進而使得消費減少。因此對於有著正相關的政府支出與民間消費，文獻上稱之為財政政策之謎 (fiscal policy puzzle)。

最後，研究 J 曲線效果的過去文獻亦無一致的結論。例如，林容如 (1988) 的研究顯示工業國家與開發中國家較容易產生 J 曲效果；Himarios (1989) 則發現在 15 個發展中國家裡，長期之下貶值有助改善貿易收支；陳仕偉、陳界中 (2007) 的實證結果顯示，亞洲四小龍的匯率變動與貿易收支餘額間並不存在 J 曲線效果。因此，J 曲線效果的實證研究，會依選取變數、方法及研究對象不同而產生不同的結果。

由於本篇論文所使用的為長期的時間序列資料，因此所需使用的計量方法包含 Said and Dickey (1985) ADF 單根檢定 (Augmented Dickey–Fuller Unit Root Test)、Engle and Granger (1987) 兩步驟共整合檢定法 (Engle–Granger two-step cointegration test) 及 Stock and Watson (1993) 的動態 OLS 估計法 (Dynamic OLS; DOLS)。本篇論文所使用的台灣數據包含組成實質 GDP (基期為 2006 年) 的支出流量變數、台灣與美國的實質進出口貿易總值、物價以及名目匯率 (用以轉換為實質匯率)。然而，對美國進出口貿易值的數據來自行政院主計處、TEJ 台灣經濟新報資料庫及 AREMOS 經濟統計資料庫等統計資料庫，數據相當完備，唯一的缺憾是，對美國進出口貿易值的歷史資料其資料年限較為不足，皆僅能取得 2000 年後的數據，因此，本篇論文在驗證馬婁條件與 J 曲線上，所使用的為季資料；而在檢驗 AIH、PIH、財政政策的排擠效果與財政政策之謎時，由於樣本年數足夠，為了避免長期季節性的問題，我們使用年資料來分析。

透過前述的計量方法與樣本，在檢驗AIH與PIH時，本研究發現消費與所得兩個變數具有長期共整合的關係，邊際消費傾向約為75%，但長期的消費水準幾乎與恆常所得成同比例的增減。接著，在檢驗排擠效果的過程中，得知投資與政府支出兩者具有長期共整合的關係：政府支出增加100萬元新台幣，會造成投資增加222萬元新台幣的效果，因此，台灣地區並不存在財政政策的排擠效果；在驗證財政政策之謎方面，本研究發現民間消費為 I(2) 變數，政府支出為 I(1) 變數，但消費變數經過差分後成為一 I(1) 變數，與同是 I(1) 變數的政府支出具有長期共整合的關係：當政府支出增加100萬元新台幣時，會使消費的增量減少11萬元新台幣，表示台灣地區在政府支出與民間消費的關係上，並不具有「財政政策之謎」的現象。最後，我們檢驗馬婁條件，雖然本國進口需求彈性的符號與理論上不一致，不過，台灣地區的馬婁條件仍然成立，而J曲線效果也是存在的。

本篇論文檢驗台灣地區1951至2010年的時間序列資料，發現部分的總體經濟理論，並不符合傳統Keynes學派理論的預期結果。透過本研究結果可知，民間消費水準大致上約固定為所得的75%左右；財政擴張能帶動投資，但會減少民間消費，因此政府支出是否能刺激台灣的景氣，並不那麼確定。在國際收支上，即使實質匯率貶值，還是會產生出口減少的反效果，讓貿易收支的改善並不明顯。讀者透過本文可以清楚瞭解到台灣總體經濟的概況及總體變數之間的關係與變化，並對傳統經濟理論有更進一步的認識，在傳統經濟理論的框架下，以實際的台灣總體變數數據來加深對經濟理論的了解，讓理論能融入我們、更靠近我們的生活。

本文依序介紹的章節內容為：第二章本文會詳細介紹後續欲驗證的六大經濟理論與其基本模型，以及實證上驗證這些相關理論的文獻回顧，以利作為我們實證分析的基礎，第三章則對實證分析的總體變數數據做一些介紹與說明，而第四章則會詳細介紹本文所使用到的計量分法，並於第五章呈現實證的結果並予以分析，包括台灣地區消費與所得之間的關係、政府支出對投資與民間消費的影響、馬婁條件的成立與否以及貶值是否能改善貿易收支的J曲線的效果等，最後，於第六章總結本文的研究結果。

第二章 理論與實證文獻回顧

本章所欲介紹的理論模型包含：一、所得消費面的絕對所得假說 (Absolute Income Hypothesis, 簡稱 AIH, Keynes (1936)) 與恆常所得假說 (Permanent Income Hypothesis, 簡稱 PIH, Friedman (1957)); 二、財政總體面的排擠效果 (crowding-out effect) 與財政政策之謎 (fiscal policy puzzle); 以及三、國際貿易面的馬婁條件 (Marshall-Lerner condition) 與 J 曲線效果 (J-curve effect), 以下將會逐一進行介紹。

2.1 絕對所得假說與恆常所得假說

一般的總體學派模型大致上皆設定消費是當期可支配所得的增函數, 表示一般消費者在任何時期皆會量入為出, 消費部分比率的當期可支配所得。事實上, 這樣的設定是來自於 Keynes 的觀點。Keynes 在其 1936 年的著作《就業、利息、與貨幣的一般理論》曾提到, 消費行為是基於「基本的心理法則 (fundamental psychological law)」, 根據 Keynes 的觀點, 消費函數有三個特性：

1. 實質消費 (C) 與實質所得 (Y) 有穩定的函數關係, 即 $C = C(Y)$ 。
2. 消費會隨所得的增加而增加, 但消費增加的幅度會小於所得增加的幅度。簡單來說, 就是邊際消費傾向 (marginal propensity to consume; MPC) 為介於 0 到 1 之間的數值, 亦即 $0 < MPC = C_Y = dC/dY < 1$ 。
3. 平均消費傾向 (APC) (即消費占所得的比率) 將會隨著所得增加而逐漸減少。

在 Keynes 的觀點下, 消費函數可表示為 $C = a + bY$ ($a, b > 0; b \in (0, 1)$), 由於 Keynes 主張個人的消費完全取決於個人目前的絕對所得水準, 與他人的相對所得水準及個人未來的所得水準無關, 因此上述由 Keynes 所提出的消費理論, 被稱為絕對所得假說 (Absolute Income Hypothesis; AIH)。

顯然, 這個看法不符合諸多民眾的消費行為。因此, 1985 年諾貝爾經濟學獎得主 Modigliani 與其同事 Ando (Ando and Modigliani (1963)) 利用跨時最適化的觀點來探討人們的消費行為。他們認為, 民眾並非只是根據目前的所得水準來決定目前的消費, 他們的消費與儲蓄的行為, 會依據人們一生的恆常所得來分配, 消費行為會因為所處生命的不同階段而有所改變, 之所以如此, 是因為人們喜歡維持一定條件的生活水準, 而一定生活水準的高低則完全取決於其生涯所得, 並非單獨受任何一期的所得決定。這種消費型態又稱為平穩或均

勻的消費 (consumption-smoothing)。因此，民眾的消費行為是跨時的決策，他們是在終身 (lifetime) 的預算限制下，追求終生效用的極大，這被稱為「生命循環假說 (life-cycle hypothesis)」。

另一位諾貝爾經濟學獎得主 Friedman (1957) 提出「恆常所得」的消費理論，認為消費者是根據恆常所得，而非當期所得來決定消費。恆常所得理論與上述生命循環理論一樣，都是由跨時的觀點來解釋消費行為。

在二次世界大戰和經濟大蕭條後的五〇年代，是 Keynes 主義十分盛行的時代。Keynes 主義主張由政府來駕馭經濟，利用擴張性財政政策 (諸如高政府支出或低稅率等)，帶領國家走出經濟蕭條。當時任何自由主義經濟學說，只要是倡導政府不要透過干預來穩定經濟的，都可能被視為荒謬的無稽之談。因此，當時與 Keynes 主義唱反調、主張自由經濟的 Friedman 被認為是離經叛道的一位學者。1956 年，Friedman 抨擊 Keynes 主義忽略貨幣供給對通貨膨脹的影響，並對貨幣數量論加以重新表述，奠定了貨幣學派的基礎。1957 年他提出了恆常所得假說，認為 Keynes 利用減稅來刺激消費的政策，其實並不能達到成效。直到 1970 年，美國政府經歷了高通貨膨脹和國民所得同時衰退的停滯性通貨膨脹，在 Keynes 架構下無法解決這樣的窘境，於是大家便開始注意到 Friedman 的貨幣學派主張。

簡單來說，恆常所得假說指的是人們會根據對未來長期收入的預測，平均分配於消費上，即人們的消費行為取決於恆常所得，並維持穩定的消費量。現在，我們來定義何謂恆常所得？

首先，為了區分不同形式的財富，我們可以將每一個 t 時間點的所得 Y_t 分為勞動所得 (labor income) Y_t^L 及財產所得 (property income) Y_t^A ，即：

$$Y_t = Y_t^L + Y_t^A \quad (2.1)$$

定義 PV_0 為目前及未來各期勞動所得及財產所得折現值的加總：

$$PV_0 = \sum_{t=0}^N \frac{Y_t^L}{(1+r)^t} + \sum_{t=0}^N \frac{Y_t^A}{(1+r)^t} \quad (2.2)$$

其中， r 為實質利率。式 (2.2) 中，目前及未來各期勞動所得折現值的總和 $\sum_{t=0}^N \frac{Y_t^L}{(1+r)^t}$ 被稱

為「人力財富 (human wealth)」，目前及未來各期財產所得折現值的總和 $\sum_{t=0}^N \frac{Y_t^A}{(1+r)^t}$ 被稱為

「非人力財富 (non-human wealth)」，例如股票、債券及耐久財。

令 A_0^h 及 A_0^{nh} 分別代表目前（第 0 期）的人力財富及非人力財富，則可定義

$$A_0^h = \sum_{t=0}^N \left[\frac{Y_t^L}{(1+r)^t} \right], \quad A_0^{nh} = \sum_{t=0}^N \left[\frac{Y_t^A}{(1+r)^t} \right] \quad (2.3)$$

所謂恆常所得指的是，消費者於往後的生活，每期可以由他所擁有人力財富及非人力財富所獲得的所得。

令 Y_t^P 代表恆常所得，則第 0 期的恆常所得 Y_0^P 可定義為：

$$Y_0^P = r(PV_0) = r(A_0^h + A_0^{nh}) \quad (2.4)$$

式 (2.4) 代表恆常所得與目前及未來各期所得折現值的總和 PV_0 有關，且恆常所得為所得的現值乘以利率。既然消費者的消費決策取決於目前與未來各期的所得，因而恆常所得假說與生命循環理論一樣，消費決策皆具有前瞻性 (forward looking)。

由於恆常所得是消費者於往後的生活，每期可以由他所擁有人力財富及非人力財富所獲得的所得；也就是第 1 期可獲得所得 Y_0^P ，第 2 期可獲得所得 Y_0^P ，第 3 期可獲得所得 Y_0^P ，依此類推...。這些所得折現值的總和反映消費者所擁有人力財富及非人力財富，即：

$$PV_0 = \frac{Y_0^P}{(1+r)} + \frac{Y_0^P}{(1+r)^2} + \frac{Y_0^P}{(1+r)^3} + \dots = Y_0^P \left(\frac{\frac{1}{1+r}}{1-\frac{1}{1+r}} \right) = \frac{Y_0^P}{r} \quad (2.5)$$

由於，恆常所得是一種長期平均的概念，在現實生活中難以實際觀測出，所以，Friedman 將統計上能觀察到的可測所得 (measured income)，亦即消費者每期所獲得的所得 Y_t 分為恆常所得 Y_t^P 與臨時所得 Y_t^T ，即：

$$Y_t = Y_t^P + Y_t^T \quad (2.6)$$

同樣地，在統計上可觀察到的消費 (measured consumption; C_t) 可分為恆常消費 C_t^P 與臨時消費 C_t^T ，即：

$$C_t = C_t^P + C_t^T \quad (2.7)$$

另外，Friedman 也主張，消費者是根據恆常所得，而非當期所得，來做消費決策，且每期的消費為恆常所得的某一固定比例，即：

$$C_t = kY_t^P; \quad 0 < k < 1 \quad (2.8)$$

其中 k 是消費與恆常所得的固定比例。

Friedman 也提出了以下一些相關的假設：

1. 恆常所得與臨時所得無關。
2. 恆常所得與臨時消費無關。
3. 臨時所得與臨時消費無關。
4. 臨時所得與臨時消費的平均值為 0。

在實證上，Laumas and Mohabbat (1972) 檢定了美國1949至1970年恆常所得假說的有效性，特別研究：(a) 暫時性所得和永久性所得的邊際消費傾向；(b) 消費與永久性所得和暫時性所得的關係；(c) 暫時性所得和永久性所得之間的相關程度。作者採用時間序列的數據來分析，樣本期間選為美國1949至1970年，另外，文中也解釋了永久性所得、永久性消費、暫時性所得和暫時性消費的計算方法。利用永久性所得費和暫時性所得分別估計兩條迴歸式，其中一條的消費支出包含耐久財，另一條則排除耐久財，由PIH的觀點估計出來的第一條的消費過低，第二條的消費過高，因此，作者假設介於兩者之間，即可得 MPC_p 及 MPC_t (消費包含耐久財的邊際消費傾向及消費支出排除耐久財的邊際消費傾向)，接著估計 $C^* = \beta_0 + \beta_1 Y_p + \beta_2 Y_t$ ，Durbin-Waston檢定結果為沒有自我相關，常數項在1%的水準下是顯著的，暫時性所得和永久性所得的相關係數為 0.885。結果顯示，美國在1949至1970年，基於Friedman的PIH消費函數並不受到該數據的支持，一些其他的研究也有類似的結果。雖然作者已經相當忠實的根據Friedman的方法計算，但還是無法完全符合Friedman所建構的恆常所得理論。

另外，Hall (1978) 則是檢定美國戰後的時間序列資料，文中的方程式是想要體現生命循環—恆常所得原則，它不同於簡單凱因斯的消費方程式 (消費被同時期的所得單獨決定)。採用的資料是美國1948年到1977年以1972年為基期的平均每人國家所得與產出帳 (NIPA) 資料，所有的資料都是季資料。結果證實可支配所得對於消費沒有預測能力，但是股價指數對消費卻有預測力；在生命循環—恆常所得假說裡，消費不能被任何 $t-1$ 期或期間更早的變數預測，而股價市場對於預測未來第一季的消費是很有用的。最後，在生命循環—恆常所得假說下，未來的消費是從歷史的趨勢得到今天的消費水準來推斷的，多於未來少數幾季的消費應被視為外生變數；預測未來的所得是不重要的，因為對於未來所得，任何今天可用的資

訊都已經被包含在今天的恆常所得裡，而下一季消費的預測可以被今天的股價稍微改善，但在未來的幾季就不會有更進一步的提升了，本文以動態模型得到支持恆常所得假說的證據。

綜合以上實證結果，目前對於恆常所得假說的驗證，並無很強的一致性。

2.2 排擠效果與財政政策之謎

排擠效果指的是公共部門支出增加，造成利率上升而引發私人部門支出（消費與投資）的減少。排擠效果主要分為兩種：一種古典學派（Classical Economics）模型下財政政策所產生的完全排擠（full crowding-out）；另一種是 Keynes 模型下財政政策所產生的部分排擠（partial crowding-out）。

政府為了振興經濟，時常會採取擴大內需方案，在景氣低迷的環境下，擴大政府支出這項刺激需求的擴張性財政政策就成了政府最常採用的政策工具。

我們先來討論古典學派的財政政策效果。圖 2.1，假設期初政府支出為 G_0 ，且經濟體系期初的原均衡點為 $I + G_0$ 線與 S 線的交點 E_0 。 E_0 點所對應的 r_0 、 I_0 及 S_0 分別代表的實質利率、投資數量與儲蓄數量。若政府支出由 G_0 增加至 G_1 ，使 $I + G_0$ 線右移至 $I + G_1$ 線，而 $I + G_0$ 線與 $I + G_1$ 線之間的水平距離就是政府支出增加的數額 $G_1 - G_0$ 。新均衡點移至 $I + G_1$ 線與 S 線的交點 E_1 ，決定了新的實質利率水準為 r_1 。當可貸資金市場產生超額需求，則會導致實質利率水準由 r_0 上升至 r_1 ，由 $I + G_0$ 線可推知投資數量將由 I_0 減少為 I_1 ，由 S 線可推知儲蓄數量將由 S_0 增加為 S_1 。由於儲蓄的增加必同時反映著消費水準的減少。因此，由圖 2.1 可知：

$$\Delta G = G_1 - G_0 = -(I_1 - I_0) + (S_1 - S_0) = -\Delta I + \Delta S = -\Delta I - \Delta C \quad (2.9)$$

其中 ΔG 為政府支出的變動， ΔI 為投資數量的變動， ΔS 為儲蓄數量的變動， ΔC 為消費數量的變動。

在古典模型下，政府支出的增加導致實質利率上升、投資減少、儲蓄增加及消費減少，但對其他實質與名目變數均無任何影響。式 (2.9) 表示政府支出的增加會造成私部門消費與投資同幅的減少，我們稱之為政府支出具有完全的排擠效果（full crowding-out effect）。而造成排擠的原因為：可貸資金需求因政府支出而增加，造成實質利率上升，而實質利率上升又導致儲蓄增加、消費減少與投資減少，私部門支出自然就被排擠了。

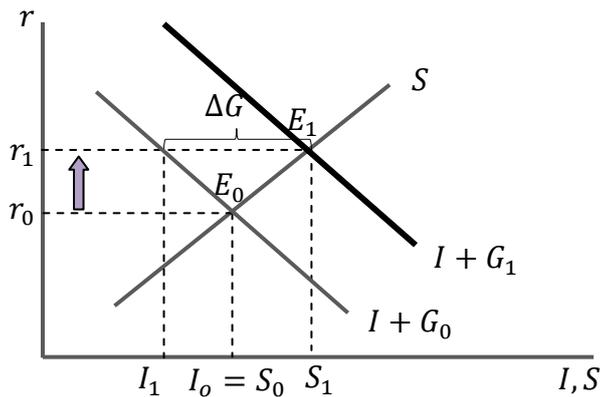


圖 2.1：古典學派的財政政策
(資料來源：賴景昌 (2011) 一書)

現在，我們來探討 Keynes 模型下財政政策所產生的部分排擠，為了能夠比較古典學派與 Keynes 學派的想法，圖 2.2 圖形分析將同時考量古典學派的總和供給線 AS_C 與 Keynes 學派的總和供給線 AS_K 。

圖 2.2 中，假設經濟體系原均衡點為 E_0 點，且 G_0 、 T_0 、 M_0 、 P_0 分別為期初的政府支出、租稅水準、名目貨幣供給與物價水準。圖 2.2 的上半部分顯示，期初商品市場均衡的軌跡是 $IS_0(G_0, T_0)$ 線，期初貨幣市場均衡的軌跡是 $LM_0(M_0, P_0)$ 線，且 IS_0 線與 LM_0 線的交點 E_0 決定了期初的產出水準 Y_0 。而圖 2.2 的下半部分則顯示，期初的總合需求線 $AD_0(G_0, T_0, M_0)$ 會通過 P_0 與 Y_0 組合的 E_0 點。

圖 2.2 下半部分的 AS_C 線是古典學派的總和供給線， AS_K 線是 Keynes 學派的總和供給線。為了方便分析比較，假設期初 AD_0 線分別與 AS_C 線和 AS_K 線交於 E_0 點。表示 P_0 與 Y_0 同時為古典學派與 Keynes 學派期初的物價與產出組合。

在政府採取擴張性財政政策時，財政支出由 G_0 增加至 G_1 ，則圖 2.2 上半部分的 $IS_0(G_0, T_0)$ 線會因政府支出增加而右移至 $IS_1(G_1, T_0)$ 線，且 IS_1 線與 LM_0 線交於 E_1 點， E_1 點所對應的產出水準為 Y_1 。此時，圖 2.2 下半部分的總合需求線會由 $AD_0(G_0, T_0, M_0)$ 右移為 $AD_1(G_1, T_0, M_0)$ ，所右移的幅度即為 $Y_1 - Y_0$ 。

古典學派認為整體經濟體系的均衡位於 AD_1 線與 AS_C 線的交點 E_C ， E_C 點的物價與產出組合為 P_C 與 Y_0 。因此，古典學派主張，擴張性財政政策只會造成物價上漲，對產出的提升完全無效。由圖 2.2 的下半部分可清楚地看到，在古典學派的模型中，物價會由 P_0 上漲為 P_C ，此時會帶動圖 2.2 上半部分的 $LM_0(M_0, P_0)$ 線左移至 $LM_C(M_0, P_C)$ 線。且 LM_C 線與 IS_1 線交於 E_C 點， E_C 點的利率水準為 R_C ，產出水準為期初的產出 Y_0 。由商品市場均衡條件可知，財政支出增加無法提升產出的原因在於：財政支出的增加會帶動利率水準由 R_0 上漲至 R_C ，利率的上漲會使得投資等額地減少。因此，擴張性財政政策完全排擠了私部門的投資，私部門支出減少的量正好抵銷了政府支出的增量，當然也就無法有效地提升產出了，這樣的結果與圖 2.1 所說明的完全排擠效果可以互相呼應。

Keynes 學派則認為整體經濟體系的均衡位於 AD_1 線與 AS_K 線的交點 E_K ， E_K 點的物價與產出組合為 P_K 與 Y_K ，擴張性財政政策不僅會造成物價上漲也會使得產出增加，因此，Keynes 學派主張，財政政策可以影響產出水準。而在 Keynes 學派的模型中，當財政支出由 G_0 增加為 G_1 ，物價會由 P_0 上漲為 P_K ，由於物價上揚，導致貨幣供給減少，此時會帶動圖 2.2 上半部分的 $LM_0(M_0, P_0)$ 線左移至 $LM_K(M_0, P_K)$ 線。且 LM_K 線與 IS_1 線交於 E_K 點， E_K 點的利率水準為 R_K ，產出水準為 Y_K （大於期初產出水準 Y_0 ）。因為 Keynes 學派的物價上漲幅度 $(P_K - P_0)$ 小於古典學派的物價上漲幅度 $(P_C - P_0)$ ，因此 LM_K 線必定會位在 LM_C 線的右方，所以 Keynes 學派的均衡利率水準 R_K 必定會小於古典學派的均衡利率水準 R_C 。在古典學派下，當利率由 R_0 上漲至 R_C ，投資減少的數額等於財政支出增加的數額，但在 Keynes 學派下，現在的利率只由 R_0 上漲至 R_K ，投資減少的數額會小於財政支出增加的數額。因此，Keynes 學派主張短期內擴張性的財政政策只會部分排擠私部門的投資，即某些私部門支出的衰退並沒有完全抵消掉政府支出的增加，因此，仍然有機會可以提升產出水準，這就是 Keynes 模型下的部分排擠效果。

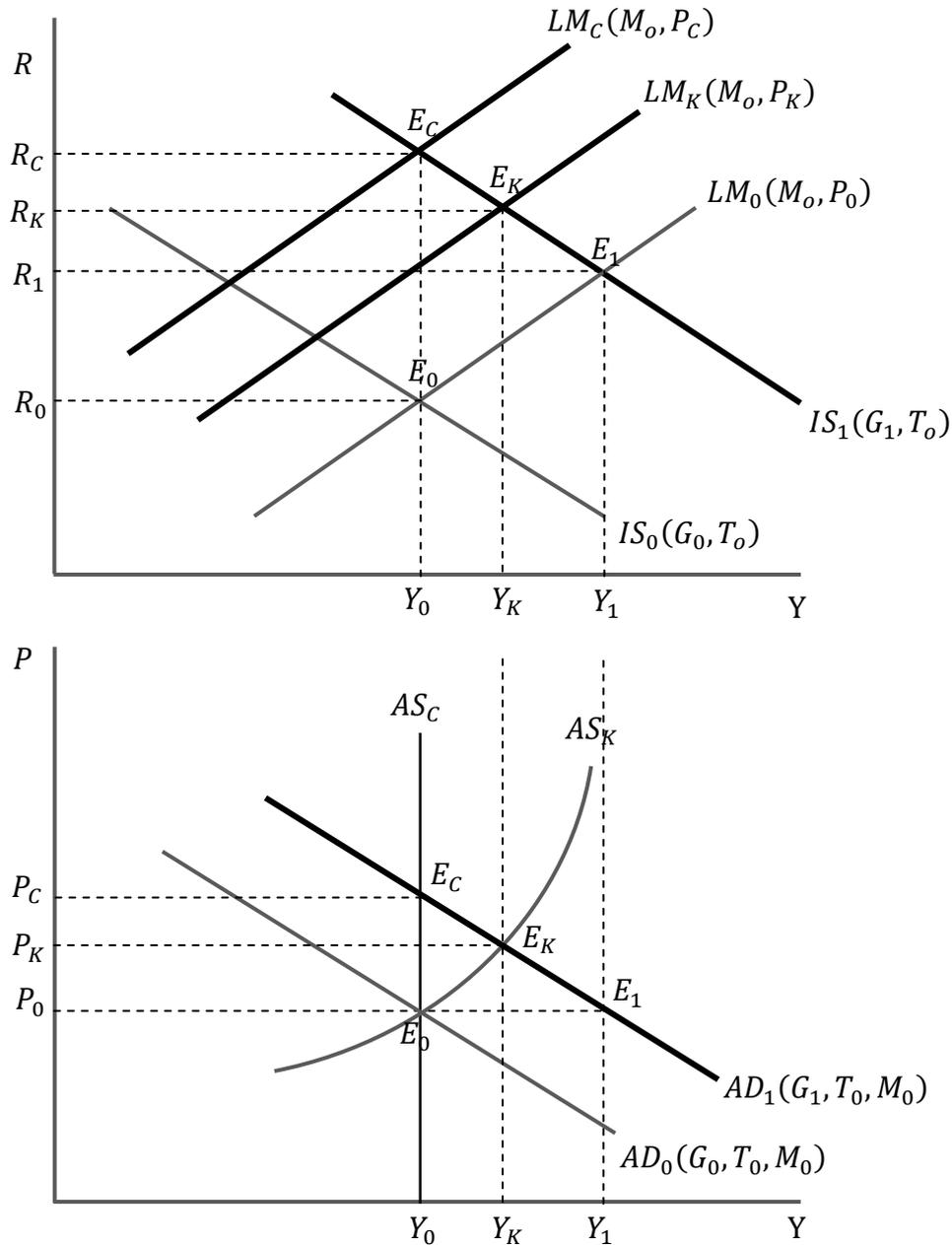


圖 2.2：古典學派與 Keynes 學派財政政策效果的比較

(資料來源：賴景昌 (2011) 一書)

在實證上，Kyun, *et al.* (2010) 對亞洲發展中國家（中國、香港、印度、印尼、韓國、馬來西亞、菲律賓、新加坡、台灣、和泰國）進行實證研究，跨國數據和特定國家的時間序列資料的實證證據顯示，財政擴張對該地區的私人消費及投資沒有一個顯著的負面效果。同時，財政擴張對私人消費及投資也沒有正面效果。言下之意，財政擴張對於私人需求方面（投資與消費）是中性的，既不排入，也不排擠私人需求。財政擴張，本身並不會更有助於平衡需求和產出結構。

另外，Emad and Alani (2006) 則透過日本經濟體系中藉由公債融通的政府支出，重新探討公部門投資和私部門投資的關係。研究結果顯示，日本在 1998–2006 年間，公部門投資與私部門投資間存在正相關的排入效果 (crowding-in effect)，且發行債券的赤字並不會排擠私部門投資，這種融通方式甚至可能造成排入的結果。Khan and Gill (2009) 檢定巴基斯坦的公共借貸對私人投資是否存在排擠效果。研究結果顯示，巴基斯坦統計上顯著沒有排擠效果，反而也是排入效果。

Blanchard and Perotti (2002) 分析美國戰後時期由於稅賦和政府支出衝擊所造成的產出回應。結果顯示，當政府支出增加，產出也增加；當稅 (淨稅額；net tax) 增加，產出則會減少，表示稅和政府支出增加強烈地排擠了民間投資支出。

綜合上述的討論，政府支出增加是否會排擠投資，在實證文獻上並無一致的結果，因此本篇論文擬採用台灣地區的年資料，於第五章檢驗其結果。

財政政策方面，還有一類似於排擠效果概念的現象，一般來說，政府支出增加將使得國內有效需求提高，帶動利率的上漲，使得民間消費水準下降。而財政政策之謎 (fiscal policy puzzle) 則是近年來許多文獻所發現的相反情況，政府支出增加反而會帶動民間消費增加。

例如 Blanchard and Perotti (2002)、Fatás and Mihov (2002)、Galí *et al.* (2007) 及 Ravn, *et al.* (2007)，分別針對美國 1947 年第一季至 1997 年第四季、美國 1960 年第一季至 1996 年第四季、美國 1954 年第一季至 2003 年第四季的季資料、及 1975 至 2005 年四個工業化國家 (美國、英國、加拿大、澳洲) 的季資料來分析，結果一致顯示財政擴張皆會帶動私人消費增加。這樣的發現，並不符合傳統 Keynes 學派所建立的模型的預期。因此，對於有著正相關的政府支出與民間消費，文獻上稱之為財政政策之謎。

2.3 馬婁條件與 J 曲線效果

在介紹 Marshall-Lerner 條件和 J 曲線效果之前，我們先說明以下幾個式子。在開放經濟體系下（考慮匯率的情況），假設本國的進口需求函數為：

$$M = M\left(\frac{eP^*}{P}, Y\right); M_q = \frac{\partial M}{\partial q} < 0, M_Y = \frac{\partial M}{\partial Y} > 0 \quad (2.10)$$

其中

Y ：本國所生產的商品

Y^* ：外國所生產的商品

e ：匯率（以本國貨幣表示的每單位外國貨幣價格）

P^* ：以外國貨幣表示的外國商品價格

P ：以本國貨幣表示的本國商品價格

$\frac{eP^*}{P}$ ：外國出口商品與本國出口商品的交換比率，該轉換比率被稱為實質匯率

q ：實質匯率（即 eP^*/P ）

M ：本國進口 Y^* 商品的數量

由於外國所生產的商品 Y^* 在本國市場的價格為 eP^* ，本國所生產的商品 Y 之價格為 P ，因而實質匯率 $q = eP^*/P$ ，就是外國物價以本幣計算的價值，再除以本國物價，表示外國平均一單位商品的價格相對於本國一單位商品價格的比例，亦即外國商品與本國商品的相對價格。若此一比例愈高（即外國商品與本國商品的相對價格上升），則本國民眾將會減少外國商品的購買（增加本國商品的購買），造成本國減少外國商品的進口，故本國出口較易。反之，此比例愈低，本國出口則較難。因此，設定 $M_q < 0$ 。此外，本國民眾將外國商品視為正常財（normal goods），當本國民眾的所得提高時，將會增加外國商品的購買。因此，設定 $M_Y > 0$ 。

同理，基於本國商品的出口是供應外國所需，因此，可將外國民眾對本國商品需求函數視為本國的出口函數，我們假設本國的出口函數為：

$$X = X\left(\frac{eP^*}{p}, Y^*\right); X_q = \frac{\partial X}{\partial q} > 0, X_{Y^*} = \frac{\partial X}{\partial Y^*} > 0 \quad (2.11)$$

外國民眾也將本國商品視為正常財（normal goods）。當外國民眾的所得提高時，將會增加本國商品的購買。因此，設定 $X_{Y^*} > 0$ 。

接下來，我們將貿易收支 (B) 定義為：

$$B = X - \frac{eP^*}{P} M \quad (2.12)$$

有了本國進口函數與本國出口函數後，我們即可將貿易收支 (B) 表示為：

$$B = X\left(\frac{eP^*}{P}, Y^*\right) - \frac{eP^*}{P} M\left(\frac{eP^*}{P}, Y\right) \quad (2.13)$$

另外，貿易收支 (B) 也可用函數式表示為：

$$B = B\left(\frac{eP^*}{P}, Y, Y^*\right) \quad (2.14)$$

貿易收支 (B) 與實質匯率 (eP^*/P) 的偏導數關係式為：

$$B_q = \frac{\partial B}{\partial\left(\frac{eP^*}{P}\right)} = X_q - qM_q - M \quad (2.15)$$

現在，我們還無法確定 B_q 的正負號，因此，必需透過以下的步驟方能確定。

首先，將本國對外國商品的進口需求彈性 (η) 定義為：本國所面對的進口品相對價格變動百分之一，引起本國對外國商品進口數量變動的比率。由於本國所面對的進口品 (外國商品) 與出口品 (本國商品) 的相對價格為實質匯率 q ，因此以絕對值表示的本國對外國商品的進口需求彈性 (簡稱本國進口需求彈性) 可寫為：

$$\eta = -\frac{\partial \ln M}{\partial \ln q} = -\frac{\partial M}{\partial q} \frac{q}{M} = -M_q \frac{q}{M} > 0 \quad (2.16)$$

另外，將外國對本國商品的進口需求彈性 (η^*) 定義為：外國所面對的進口品相對價格變動百分之一，引起外國對本國商品進口數量變動的比率。由於外國對本國商品的進口數量等於本國對外國的出口數量，因此，外國對本國商品的進口需求彈性 (簡稱外國進口需求彈性) 可寫為：

$$\eta^* = \frac{\partial \ln X}{\partial \ln q} = \frac{\partial X}{\partial q} \frac{q}{X} = X_q \frac{q}{X} > 0 \quad (2.17)$$

根據式 (2.16) 及式 (2.17)，可將式 (2.15) 改寫為：

$$\begin{aligned} B_q &= X_q - qM_q - M \\ &= \frac{\partial X}{\partial q} - q \cdot \frac{\partial M}{\partial q} - M \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{X}{q} \cdot \frac{\partial X}{\partial q} \cdot \frac{q}{X} - q \cdot \frac{M}{q} \cdot \frac{\partial M}{\partial q} \cdot \frac{q}{M} - M \\
&= \frac{X}{q} \eta^* + M\eta - M
\end{aligned} \tag{2.18}$$

若假設期初貿易收支是處於均衡狀態，表示期初時 $X = qM$ (亦即 $M = X/q$)，代入式 (2.18)，可改寫為：

$$B_q = M\eta^* + M\eta - M \tag{2.19}$$

將 M 提出來，式 (2.19) 可再簡化為：

$$B_q = M(\eta^* + \eta - 1) \tag{2.20}$$

式 (2.20) 表示，如果兩國的進口需求彈性和大於 1 (即 Marshall-Lerner 條件成立)，則外國商品與本國商品相對價格的提高 (也就是實質匯率上升)，將會改善本國貿易收支；反之，如果兩國的進口需求彈性和小於 1 (即 Marshall-Lerner 條件不成立)，則外國商品與本國商品相對價格的提高，將會導致本國貿易收支惡化。因此，Marshall-Lerner 條件便是決定實質匯率上揚能否改善本國貿易收支的條件 (即 $\eta^* + \eta > 1$, 則 $B_q > 0$)。

最後，我們所要介紹的 J 曲線效果和上述 Marshall-Lerner 條件有非常密切的關係。直覺上認為一國可以藉由貨幣貶值政策來改善其貿易收支，然而實證上卻發現，一國的貿易收支在貨幣貶值初期反而會比原先惡化，進口增加而出口減少，經歷一段時間後，貿易收支才會逐漸轉為改善，這一變化被稱為 J 曲線效果。

圖 2.3 為貿易收支的時間趨勢圖，橫軸為時間 (t)，縱軸為以外幣表示的貿易收支 (B^*)。假設央行於 t_0 時實施本國貨幣貶值政策，立即使貿易收支呈現赤字，且貿易赤字會持續至 t_1 時，直到 t_1 時以後，貶值改善貿易收支的效果才慢慢出現。由於貿易收支在 t_0 至 t_1 時所呈現的時間路徑形狀令人聯想到英文字母 J，故貶值引發貿易收支調整的時間路徑被稱為 J 曲線。

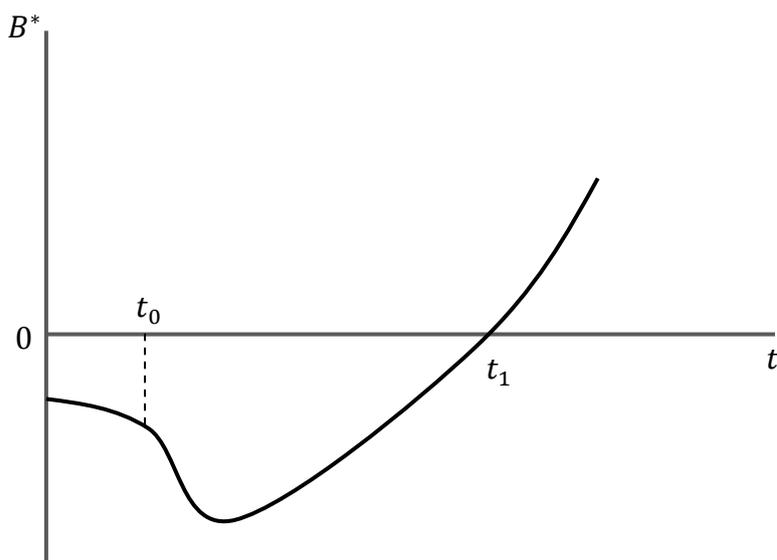


圖 2.3：貿易收支與 J 曲線

貿易收支會呈現 J 曲線的原因，其原因在於最初的一段時期內，進口和出口的貿易量並不會發生明顯的變化，但由於匯率的改變，以外國貨幣計價的出口收入相對減少，以本國貨幣計價的進口支出相對增加，造成貿易收支逆差增加或是順差減少。經過一段時間後，此一狀況開始發生改變，進口商品逐漸減少，出口商品逐漸增加，使貿易收支往有利的方向發展，先是抵消原先的不利影響，接著，使貿易收支狀況得到根本性的改善。這一變化過程可能會維持數月甚至一兩年，根據各國不同情況而定。

另外，其實 J 曲線效果也可由 Marshall-Lerner 條件觀察出，諸多學者主張，短期下消費習性變動較小，故 $\eta^* + \eta < 1$ ，無法符合 Marshall-Lerner 條件，所以貶值會造成貿易收支惡化。但隨著時間的經過，消費者體認到價格的確切變化而調整其消費習性，兩國進口需求彈性的數值將隨之增大，歷經一段時間後，使得 $\eta^* + \eta > 1$ ，而滿足 Marshall-Lerner 條件，如此一來，貶值將會帶動貿易收支改善。短期進口需求彈性及外國進口需求彈性小於長期進口需求彈性及外國進口需求彈性是由於，第一，消費者反應的延遲 (consumer-response lag)，民眾需要時間來體認價格的變動，第二，語言隔閡和距離的障礙將會拉長民眾體認價格變化所需的時間，第三，事先簽訂的契約也是造成消費數量無法迅速反應的原因，在貶值之前已簽訂的貿易協議仍然必須按原來的數量和價格履行。

在短期內，由於上述種種原因，貶值之後有可能使貿易收支先趨於惡化。過了一段時間以後，待出口供給和進口需求調整後，貿易收支才慢慢開始改善。出口供給的調整時間，一般被認為需要半年到一年的時間。整個過程用曲線描述出來，形成字母 J 形。故 Marshall-Lerner 條件成立的情況下，貶值對貿易收支改善的效應，被稱為 J 曲線效果。

最後，研究 J 曲線效果的過去文獻則無一致的結論。例如，林容如 (1988) 的研究顯示工業國家與開發中國家較容易產生 J 曲效果；Himarios (1989) 則發現在 15 個發展中國家裡，長期之下貶值有助改善貿易收支；陳仕偉、陳界中 (2007) 探討台灣、新加坡、韓國與香港四個國家的貿易與匯率間是否存在著 J 曲線的現象。有別於其他文獻的作法，作者採用自我迴歸遞延分配共整合分析法，解決不同階次之變數無法做共整合分析的窘境，並採用衝擊反應函數與預測變異數分解來探討 J 曲線效果是否存在。實證結果顯示，亞洲四小龍的匯率變動與貿易收支餘額間並不存在 J 曲線效果，但長期時，貶值則有助於各國改善貿易收支餘額。因此，在政策涵義上，若政府擬以貶值來改善貿易餘額，將可達成預期的效果。

陳婉華 (2008) 針對臺灣對外貿易作實證模型，探討實質匯率的變動對國際收支餘額的影響，目的是了解臺灣的貿易狀況下，Marshall-Lerner condition 模型是否成立，以及實質匯率的變動對國際收支餘額的影響是否存在 J 曲線效果。作者先對各個變數做單根檢定，並檢驗是否存在「共整合現象」，再以長期的數據估計多元迴歸模型。Marshall-Lerner condition 的理論模型在台灣的短期是不成立的，而實質匯率的落後期也因實證中的實質匯率係數有先呈負值而後轉換成正值的型態，顯現出實質匯率的變動情形對國際收支餘額的影響是存在 J 曲線效果的。以台灣目前的經濟狀態下，新台幣的貶值是不會導致國際收支餘額趨於改善的，必須由整體經濟之基本面去著手才是。

綜合上述的討論，在實證文獻上，一致獲得台灣的貿易狀況下存在 J 曲線效果的結果，本篇論文於第五章擬採用台灣地區的季資料作驗證。

第三章 數據描述、變數定義

本篇論文的實證資料係採取台灣地區總體變數年資料，來源為行政院主計處統計資料庫，數據涵蓋年間為1951年至2010年的歷史資料，這60年的樣本數，足夠我們操作任何的時序模型。另外，為了檢驗J曲線理論在實證上的可應用性，本篇論文亦收集美國的數據資料，特別是美國與台灣的實質進出口總值及美國GDP平減指數，美國數據的樣本期間為1961至2010年。

我們收集數據的依據，主要是依照國民所得恆等式 (national income identity)： $Y = C + I + G + NX$ 。表3.1及表3.2所呈現的是本篇論文隨後將使用的迴歸變數及其說明。

表 3.1：實證模型變數說明 (台灣數據)

| 說明 | 單位 |
|------------------------|--------|
| 民間消費 (基期為2006年) | 新台幣百萬元 |
| 固定資本形成毛額 (基期為2006年) | 新台幣百萬元 |
| 政府消費 (基期為2006年) | 新台幣百萬元 |
| 商品及服務輸出 (基期為2006年) | 新台幣百萬元 |
| 商品及服務輸入 (基期為2006年) | 新台幣百萬元 |
| 實質國內生產毛額GDP (基期為2006年) | 新台幣百萬元 |
| 國內生產毛額GDP平減指數 | 新台幣百萬元 |
| 名目匯率 (年平均) | 新台幣/美元 |
| 實質匯率 ($q = eP^*/P$) | |

資料來源：請詳見資料來源附錄。

表 3.2：實證模型變數說明 (美國數據)

| 說明 | 單位 |
|----------------------|------|
| 對美國出口貿易值 (基期為2006年) | 千美元 |
| 對美國進口貿易值 (基期為2006年) | 千美元 |
| 對美國淨出口貿易值 (基期為2006年) | 千美元 |
| 美國實質GDP | 十億美元 |
| 美國GDP平減指數 | 十億美元 |

資料來源：請詳見資料來源附錄。

表3.1及表3.2中的資料來源，主要為行政院主計處統計資料庫中的民間消費、固定資本形成毛額、政府消費、商品及服務輸出、商品及服務輸入、對美國出口貿易值、對美國進口

貿易值、名目匯率 (新台幣/美元)、國內生產毛額、國內生產毛額GDP平減指數；台灣經濟新報資料庫中的美國實質GDP、美國GDP平減指數等。由於我們所蒐集的資料是由不同的資料庫所提供，台灣的數據資料皆是以2006年為基期，因此我們將以2005年為基期的美國實質GDP、美國GDP平減指數等變數調整為統一皆以2006年為基期的資料。另外，對美國出口貿易值及對美國進口貿易值原為名目值，本文以GDP平減指數將這兩個變數調整為實質數值，以利分析。

本文使用1961年至2010年這50年的數據，為了不必要的誤差產生，將台灣實質GDP之單位換算為與美國實質GDP相同的單位 (十億美元)，以利分析比較，台灣與美國的實質GDP兩變數的時間走勢如圖3.1所示。

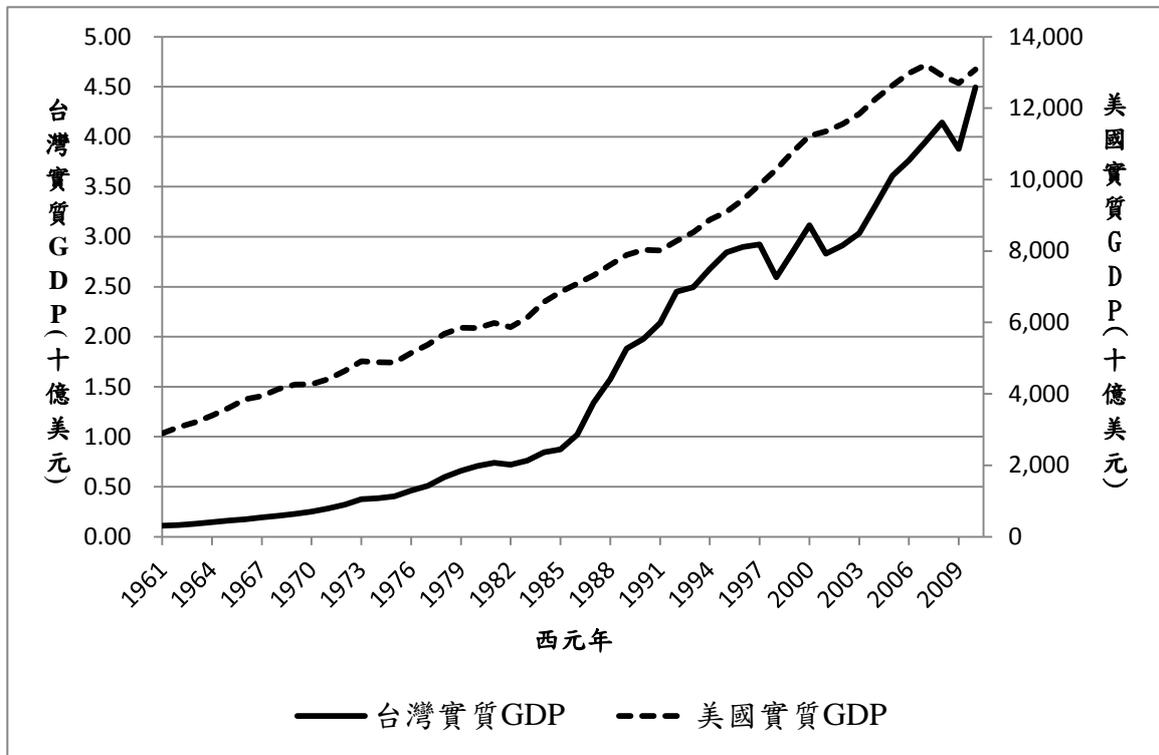


圖 3.1：台灣與美國實質 GDP 比較圖

由圖3.1我們可以很明顯地看到，台灣與美國的實質GDP皆呈現上升趨勢，但美國實質GDP大於台灣實質GDP，且上升幅度也較快，台灣實質GDP在1961至1975年之間，呈現非常緩慢的成長，直到1975年以後，才開始有大幅度的成長趨勢，尤其，1985年後的成長速度更是明顯，然而，不幸地，於1997年受到亞洲金融風暴的影響，景氣突然衰退，造成1998年的實質GDP下降到2.59 (十億美元)，2001年後，實質GDP持續成長，直至2008年9月，爆發全球金融海嘯，導致2009年台灣與美國的實質GDP皆呈現下降，除此之外，美國實質GDP從1961

年開始一直都呈現穩定的成長。

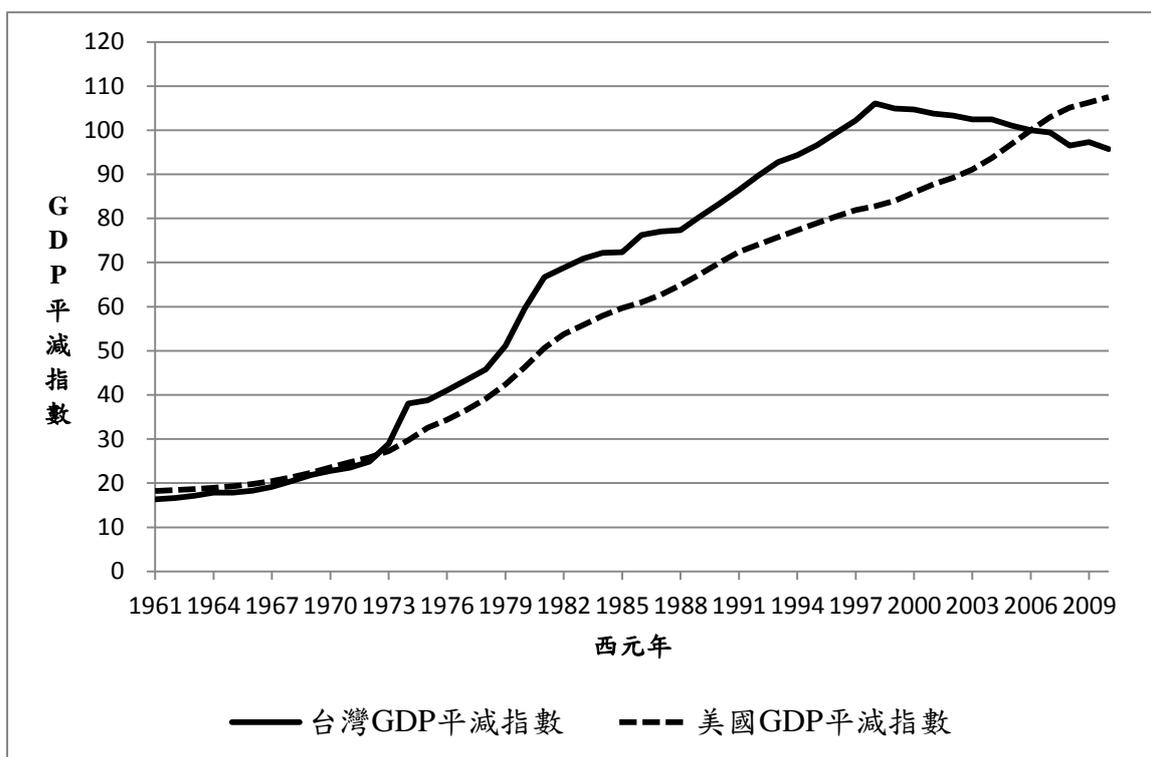


圖 3.2：台灣與美國 GDP 平減指數比較圖

由圖3.2我們可以很明顯地看到，台灣與美國GDP平減指數皆呈現上升趨勢，但美國GDP平減指數相對於台灣GDP平減指數還要平滑許多；反之，台灣GDP平減指數則呈現波動的趨勢。台灣GDP平減指數於1961年起，呈現緩慢上升趨勢，但於1973年10月爆發中東戰爭，引發1973-1974年第一次石油危機，國際油價飆漲，1974年漲幅達350%，影響全球經濟成長，造成1973至1974年間台灣GDP平減指數猛爆性上升。隨後，呈現成長的趨勢持續了一段時間，其中1988年至1998年間的成長趨勢相當穩定，然而，於1997年受到亞洲金融風暴的影響，造成1998年台灣GDP平減指數上升到最高點，後來又逐漸下降，直到2008年，發生全球金融海嘯，台灣GDP平減指數才又呈現微幅下跌的趨勢。

我們將台灣組成實質GDP的支出流量變數分割為民間消費、固定資本形成毛額、政府消費、淨出口四個部分，這四個部分佔實質國內生產毛額的比例如圖3.3所示。

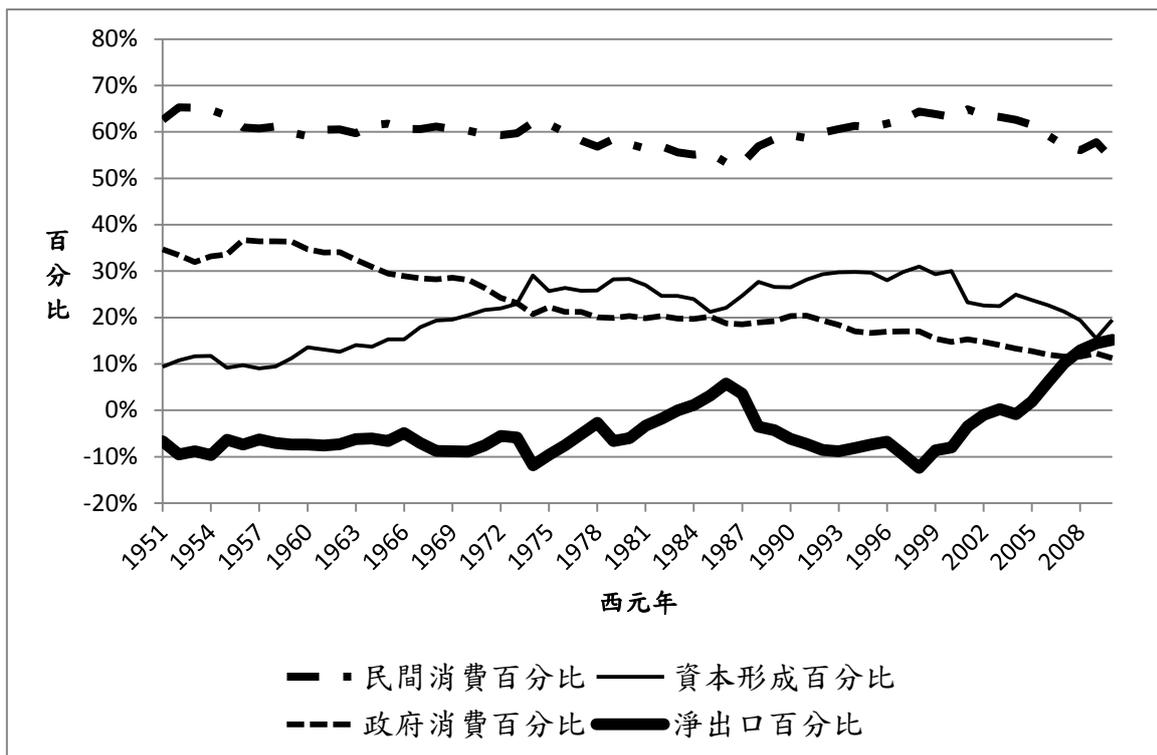


圖 3.3：台灣實質 GDP 組成百分比

由圖3.3我們可以看到，於1951年至2010年間，民間消費佔GDP的比率最高，約為60.62%；其次為政府消費百分比，約佔22.80%；再來是資本形成百分比，約為21.38%；最後是淨出口百分比，約佔-4.19%，這四個百分比率總和，必為100%。

民間消費百分比，相較於其他三者，呈現較為平穩的趨勢，沒有太大的波動起伏，這與本文第2.1節曾提及的恆常所得假說理論一致，即人們會根據對未來長期收入的預測，平均分配於消費上，亦即人們的消費行為取決於恆常所得，並維持穩定的消費量。顯然，由1951至2010年間的台灣資料也可得出與理論相符的實證結論。

本文先前於第2.2節曾提及，排擠效果指的是公共部門支出的增加所引發的私人部門支出(消費與投資)的減少，圖3.3中，於1951至2010年間政府支出百分比呈現下降的走勢，而資本形成百分比則呈現先上升後下降的走勢，表示當政府支出減少，應會造成資本形成毛額的增加，本文稍後於第五章會驗證，並發現排擠效果的關係不存在於兩者之間。

至於淨出口百分比的波動則最為劇烈，自從布雷頓森林協議 (Bretton Woods Agreement) 瓦解後，大多數工業國家原先採行的固定匯率制度就此崩潰失效，1978年7月11日，本國政府為減少外匯累積的速度，宣布終止釘住美元的固定匯率制度，改採浮動匯率制度，並於1979年2月1日正式成立外匯市場，開始實施浮動匯率制度。

因此，若欲驗證J曲線效果，應該採用1979年以後的資料，但因為以年資料驗證會有時間樣本點不足的問題(1980–2010，共31個樣本點)，所以本文隨後將以季資料來驗證J曲線效果。若僅針對單一國家內的進出口貿易總值，台灣和美國皆可取得1961–2010年的季資料，但因為所欲驗證的馬婁條件與J曲線效果，需探討的是外國進口需求彈性值與本國進口需求彈性值的大小，我們是以美國作為本研究中與台灣進出口貿易的對象，因為美國一直以來都是台灣的主要貿易對手國之一，而對美國進出口貿易值的數據，在我們使用了三個資料庫(行政院主計處統計資料庫、TEJ台灣經濟新報資料庫及AREMOS經濟統計資料庫)後，僅能取得2000年以後的資料，故在驗證馬婁條件與J曲線效果上，採用2000年第一季至2010年第四季的资料來分析。

特別觀察1979年至2010年間的走勢，可以看出淨出口百分比呈現先上升後下降的趨勢，略為看出有J曲線效果的影子，本文也於先前第2.3節提及貿易收支於貶值初期反而會比原先惡化，但經歷一段時間後，貿易收支會逐漸轉為改善，這一變化即為J曲線效果，顯然，台灣於1979年至2010年間的狀況印證了J曲線效果的存在，這本文稍後於第5.5節將會驗證，至於1979年前的淨出口百分比則並未呈現出J曲線效果，反而於1951至1972年間僅呈現小幅的波動，於1972至1979年間的波動才較為劇烈。

第四章 計量方法

本篇論文所使用的數據為時間序列資料，由於在經濟實務上所取得的時間序列資料一般都具有非定態 (non-stationary) 的性質，尤其總體經濟變數更是如此。當變數為非定態，卻使用定態序列的分析方法估計與檢定，最大的影響是非定態變數之間，可能出現Granger and Newbold (1974) 所提出的「假性迴歸 (spurious regression)」問題，這樣的估計結果是不具任何經濟意義的，故在計量模型的設計上，必須考量到變數的穩定性，才可選擇適當的迴歸模型。在檢驗變數的穩定性上，最為普遍的計量方法為「單根檢定 (unit root test)」。本文利用 Said and Dickey (1985) 的 Augmented Dickey–Fuller (ADF) 檢定法進行單根檢定，判斷時間序列資料是否具有單根的特性，接著進一步檢驗具單根性質變數的整合階次，再利用共整合檢定觀察變數之間的影响與長期關係，若變數之間具有長期共整合的現象，則我們會再利用 Stock and Watson (1993) 的動態OLS估計法 (Dynamic OLS ; DOLS) 修正共整合方程式的標準差，以便後續進行統計推論。以下將會逐一說明單根的特性、處理單根變數的方法、ADF單根檢定、KPSS單根檢定、共整合檢定的特性及其檢定的方法，以及動態OLS估計法。

4.1 單根檢定 (Unit Root Test)

所謂定態變數指的是其平均數為一固定的常數值，變異數不會隨時間而改變，且共變數也是固定的常數值，亦即資料的產生過程不屬於隨機漫步 (random walk) 模型，但若時間序列變數的產生過程符合隨機漫步的特性，那麼此一變數就可以說是屬於非定態的，如此一來，我們在進行估計與檢定時就會產生問題，導致估計的結果偏誤而無法適用甚至無法進一步詮釋。因此，要判斷時間序列變數是否為定態 (或是否具有單根) 時，單根檢定就顯得相當重要，一般常見的單根檢定有Dickey–Fuller單根檢定 (Dickey and Fuller (1979)) 以及後續發展出的ADF單根檢定，以下將會詳細介紹。

4.1.1 單根

AR(1) 含截距項的模型可表示為：

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

其中， $\varepsilon_t \sim^{iid} N(0, \sigma^2)$ ，若 $0 \leq \beta_2 < 1$ 則 y_t 為一穩定 (stationary) 的變數；若 $|\beta_2| > 1$ ，

則 y_t 為一不穩定 (non-stationary) 的變數。但實證上來說，一般的總體經濟變數很少出現 $\beta_2 > 1$ 或是 $\beta_2 < 0$ 的情況。所以，當 $\beta_2 = 1$ ，我們就可以說 y_t 是不穩定的變數，抑或是 y_t 在未做任何處理之前，它是不穩定的 (non-stationary in level)，亦即 y_t 具有單根。

將式 (4.1) 以落後運算因子 (lag operator; L) 的方式表示，即 $y_{t-1} = Ly_t$ ，則式 (4.1) 可改寫為：

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 Ly_t + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

移項，即：

$$y_t - \beta_2 Ly_t = \beta_1 + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

將 y_t 提出來，可得：

$$(1 - \beta_2 L)y_t = \beta_1 + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

若一時間序列變數具有單根，指的是此一變數的特性根方程式 (characteristic equation) 的解或其中一個解等於 1。而式 (4.4) 的特性方程式為令 $(1 - \beta_2 L) = 0$ 的方程式，求出特性根的解 $L = 1/\beta_2$ 。若 $\beta_2 = 1$ ，則 $L = 1$ ，此時，特性根的解等於 1，我們就可以說這個時間序列變數具有「單根」的性質，亦可稱之為「單根過程 (unit root process)」，此種情況通常被稱之為特性根位在「單位圓」上 (the characteristic root lies on the unit circle)。因此，我們可用特性根是否具有單根來當作時間序列變數是否為定態變數的判斷準則。儘管如此，當我們必需判斷一個變數是否為定態 (或是否具有單根) 時，並不需要真實的去求解特性根，我們只需要應用到後續將介紹的「單根檢定」即可。

為了說明具有單根的 y_t 是不穩定的變數，我們仍繼續利用式 (4.1) 說明。

當 $\beta_2 = 1$ 時，則具有單根的式 (4.1) 會變為：

$$y_t = \beta_1 + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

利用遞迴推算的方法，知：

$$y_1 = \beta_1 + y_0 + \varepsilon_1$$

$$y_2 = y_0 + \beta_1 \times 2 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2$$

$$y_3 = y_0 + \beta_1 \times 3 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3$$

依此類推，可得：

$$y_t = y_0 + \beta_1 t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (4.6)$$

式 (4.6) $\beta_1 t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ 的部分即可說明 y_t 包含了隨機的時序趨勢 (stochastic trend)，因此，隨著時間的推移，殘差項的加總是一個不會結束的衝擊，由於衝擊一直在累積 (accumulated shocks)，使得 y_t 變成一個無法分析的變數。在此模型下，期望值與變異數並未符合定態變數的性質，因此，具有單根特性的時序變數不是定態的，亦即為不穩定。

4.1.2 處理單根變數的方法

為了使具有單根特性的時序變數成為穩定的變數，以利進行後續的分析，最簡單的方式是對變數進行差分。

對具有單根特性的式 (4.5) 進行一階差分可得：

$$y_t - y_{t-1} = \beta_1 + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

由式 (4.7)，我們可以說 y_t 在未做任何處理之前，它是不穩定的 (non-stationary in levels)，但在一階差分後，它是穩定的 (stationary in first difference)。因為 Δy_t 不是一個隨機漫步過程，所以它是穩定的，表示 Δy_t 不具有單根。此外，我們也可以說 y_t 是一個 $I(1)$ 變數，而 Δy_t 則是一個 $I(0)$ 變數，因為若時序變數 y_t 原為非定態，但經由 d 次差分後，能使其成為定態，則可稱此變數為 d 階整合變數 (integrated of order d)，記為 $y_t \sim I(d)$ 。也就是說， y_t 原為非定態，但經過一次差分後成了定態，則 y_t 可被稱為一階整合變數，記為 $y_t \sim I(1)$ 。

4.1.3 單根檢定

我們以一不含截距項的 AR(1) 模型為例說明，舉例如下：

$$y_t = \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

若估計出來的 $\hat{\beta}_2 = 1$ ，我們可以說 y_t 具有單根或 y_t 不是一個穩定的變數。

接著，進行假說檢定：

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 1 \\ H_1 : \beta_2 < 1 \end{cases} \quad (4.9)$$

我們都知道檢定統計量是跟隨 H_0 下的分配，不過，顯然 β_2 它可以是任何分配，但絕對不會是 t 分配，因為 y_t 的累積殘差阻礙了我們建立正確的 t 統計量，因此我們無法對式 (4.8) 進行正確的檢定，若直接用式 (4.8) 估計的話，很可能會產生 β_2 被低估的偏誤情況，造成過度拒絕虛無假說。

4.1.4 Dickey – Fuller 單根檢定

為了解決上述問題，Dickey and Fuller (1979) 提出了DF檢定法。

先將式 (4.8) 等式兩邊同時減去 y_{t-1} ，即：

$$y_t - y_{t-1} = (\beta_2 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

可得：

$$\Delta y_t = (\beta_2 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

令 $\gamma = (\beta_2 - 1)$ ：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

取而代之，對式 (4.12) 進行假說檢定：

$$\begin{cases} H_0 : \gamma = 0 \text{ (亦即 } \beta_2 = 1) \\ H_1 : \gamma < 0 \text{ (亦即 } \beta_2 < 1) \end{cases} \quad (4.13)$$

此時，只要 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ ，就可以確保在 H_0 下， Δy_t 是穩定的且為常態分配。由於DF檢定為左尾檢定，因此如果 γ 的檢定統計量小於臨界值，則拒絕 H_0 ，表示 Δy_t 沒有單根，為穩定的變數。但必需注意，DF檢定並非一般的 t 檢定，因此，必須查Dickey或Fuller的分配表才是正確的臨界值。

此外，三種形式的DF檢定如下：

(1) 不含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.14)$$

(2) 含截距項：

$$\Delta y_t = \beta_1 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.15)$$

(3) 含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \beta_1 + \gamma y_{t-1} + \beta_3 t + \varepsilon_t \quad (4.16)$$

事實上，以上三種形式的虛無假設皆相同，都是 $H_0 : \gamma = 0$ ，有差異的只有所使用的臨界值有所不同而已。

4.1.5 ADF 單根檢定 (Augmented Dickey–Fuller Unit Root Test)

當我們需要判斷一個時間序列變數是否為定態 (或是否具有單根) 時，只需要做單根檢定即可。一般常見的單根檢定最早是由 Dickey and Fuller (1979) 提出的DF檢定以及後續 Said and Dickey (1985) 衍生的ADF檢定，在ADF檢定法中，比DF檢定法多加入了應變數之落後項 (Lag Dependent Variable ; LDV)，這個增廣項 (augmented terms) 可以修正迴歸殘差項的自我相關 (serial correlation in regression errors)，由於在DF檢定法中假設迴歸式的殘差項為白噪音 (white noise)，但實證結果證明迴歸式的殘差項常會有顯著的自我相關，這會使得DF檢定值不正確，導致無法拒絕錯誤的虛無假說，因此DF檢定的適用範圍受到很大的限制，一般只能使用在 AR(1) 模型下，所以，為了克服這樣的缺失，後來發展出所謂的擴充DF檢定 (Augmented DF test)，通常簡寫為ADF檢定。因此，在進行DF檢定時，需特別注意迴歸式的殘差是否存在自我相關，若存在自我相關應以加上應變數落後項的ADF檢定取而代之，以使估計式的殘差符合白噪音的性質，所以，本文於第五章的實證分析將採用ADF單根檢定法。同樣地，ADF檢定也可分為三種型式：

1. ADF檢定模型

(1) 不含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^j \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.17)$$

(2) 含截距項：

$$\Delta y_t = \beta_1 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^j \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.18)$$

(3) 含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \beta_1 + \gamma y_{t-1} + \beta_3 t + \sum_{i=1}^j \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.19)$$

其中，式 (4.17)、(4.18) 及 (4.19) 中， $\sum_{i=1}^j \delta_i \Delta y_{t-i}$ 即為上述提及的增廣項 (augmented terms)，加入應變數之落後項後，可以修正殘差項的自我相關問題。

2. 假說檢定

與DF檢定相同，上述三種形式的假說檢定皆相同，都是檢定 γ 是否等於0，亦即：

$$\begin{cases} H_0 : \gamma = 0, \text{ 具有單根 (亦即為不穩定變數)} \\ H_1 : \gamma < 0, \text{ 不具有單根 (亦即穩定的變數)} \end{cases} \quad (4.20)$$

若 γ 小於 t 分配的臨界值，則拒絕存在單根的虛無假說。若不拒絕虛無假說，即檢定結果具有單根性質，表示時間序列變數不穩定，在接下來資料的處理上，則需將變數差分後再進行單根檢定，反覆進行直至拒絕虛無假說為止，此時，便可得知變數的整合階次。

3. 最適落後期數的選取

落後期數的選擇，通常採用AIC、SBC與HQC等準則。先決定好最大落後期數 (maximum lags) 後，接著以逐漸遞減落後期數的方式，來尋找所選擇準則中為最小值的那一個落後期數，用來當作最適落後期數，並以該次檢定作為ADF檢定結果。因此，與其說是選擇「最適」落後期數，不如說是選擇準則值為「最小」的落後期數。

4. 缺點

ADF檢定最大的問題是它需要很大的樣本，一般來說，若樣本數不足50，則ADF檢定的效率將不高，故除了以ADF檢定之外，本文還以KPSS檢定作為輔助的單根檢定。

4.2 KPSS 單根檢定

KPSS 單根檢定 (Kwiatkowski *et al.* (1992))，與上一節介紹的 ADF 單根檢定最大差異之處為，KPSS 檢定它的虛無假說 H_0 和對立假說 H_1 剛好與 ADF 單根檢定相反。

1. KPSS 檢定模型：

$$y_t = (\text{constant, time trend}) + \mu_t + \varepsilon_t ; \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4.21)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \xi_t ; \xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2) \quad (4.22)$$

KPSS 單根檢定的 y_t 是由常數與時間趨勢組成，我們可以選擇是否要放常數項或時間趨勢項，而 ε_t 本身服從常態分配，但 μ_t 有單根，所以如果 y_t 有單根，表示 y_t 裡面的 μ_t 是有單根的，換言之， y_t 裡面會有單根是來自於 μ_t 。其中 μ_t 是一個隨機漫步 (random walk)，而且它有一個殘差 ξ_t ， μ_t 是有單根的， ξ_t 則是服從常態分配，如果 σ_ξ^2 是 0 的話， ξ_t 就不會變動了，所以如果 $\sigma_\xi^2 = 0$ ，就等於是 μ_t 永遠都等於 μ_0 (因為 $\mu_3 = \mu_2 = \mu_1 = \mu_0$)，表示 μ_t 它不是一個隨機漫步 (random walk)，它是一個常數 ($= \mu_0$)，而如果 μ_t 是一個 μ_0 的話，放回去 y_t ， y_t 就是穩定的 (沒有單根)。

2. 假說檢定：

$$\begin{cases} H_0 : \text{VAR}(\xi_t) = \sigma_\xi^2 = 0 \quad (\text{不具有單根}) \\ H_1 : \text{VAR}(\xi_t) = \sigma_\xi^2 > 0 \quad (\text{具有單根}) \end{cases} \quad (4.23)$$

3. KPSS 檢定統計量： $(T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_t^2) / \hat{\sigma}_\varepsilon^2$

其中 $\sum_{t=1}^T \hat{S}_t^2$ 為 ε_t 的累積殘差的變異數和， $i = 1, 2, \dots, T$ ， ε_i 為式 (4.21) 的迴歸式殘差，而 $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ 為殘差變異數 (σ_ε^2) 的估計值。

由 Kwiatkowski, *et al.* (1992) 導出的檢定統計量非常特別，它是一個 χ^2 分配的右尾 Lagrange Multiplier (LM) 檢定統計量，用標準差和變異數組合出一個檢定統計量，變異數跟標準差都是正的，且因為我們檢定的是變異數，而變異數不可能是負的，所以，不是變異數等於 0，就是變異數大於 0。

如果 H_1 成立，表示變異數大於 0，亦即 y_t 是不穩定的；檢定統計量愈大就愈拒絕 H_0 ，若 LM 檢定統計量夠大，大到可以拒絕 H_0 ，就表示有單根。簡而言之，KPSS 是檢定單根部分的變異數，如果單根部分的變異數等於 0 的話，表示它沒有單根。

很多人喜歡用 KPSS 檢定，因為它是幾乎沒有問題的檢定，不用擔心樣本數太小，而 ADF 檢定則會怕樣本數太小，所以，當樣本數很小的時候，建議用 KPSS 檢定，除非樣本數大於 50，否則 KPSS 檢定是一個不錯的替代檢定。

4.3 共整合檢定

共整合 (cointegration) 的概念，是假設模型中的變數，彼此間維持一個長期穩定、均衡的關係。根據Engle and Granger (1987) 定義，共整合指的是一組非定態時間序列變數的線性組合能使其成為定態，則表示這些變數具有共整合之現象。Pedroni (1999) 正式定義共整合，若有一組變數它們都是一階共整合，而這些變數它們線性組合可以被說成是一個穩定的東西 (線性組合非唯一)，那就表示它們之間存在共整合的現象。簡單來說，兩個 $I(1)$ 變數有長期共整合或有一個包含此兩變數的迴歸可以創造出一個穩定的 $I(0)$ 的序列，則表示變數之間存在共整合的特性。具有經濟意義的共整合變數，其線性組合必須為 $I(0)$ ，因為在經濟模型中，經濟變數的線性組合必須具有定態的特性，已經被隱含在均衡的意義中。且當變數有共整合的現象時，若有內生性問題也不再是一個問題了，因為可以被超級一致性 (super-consistency) 減緩。

4.3.1 Engle–Granger 兩步驟共整合檢定法 (Engle–Granger two-step cointegration test)

Engle and Granger (1987) 提出了兩步驟共整合檢定法，其檢定步驟如下：

1. 步驟一：先利用ADF單根檢定檢驗時間序列變數的整合階次，以確定兩個變數的整合階次是否相同，若有相同的整合階次再以最小平方法估計變數之間的長期關係，並保留殘差；若兩變數的整合階次不同，即可判定此兩個變數不具有共整合性質。
2. 步驟二：再對殘差項進行ADF單根檢定，若不拒絕虛無假說，則表示具有單根特性，亦即無共整合關係存在；反之，若拒絕虛無假說，則表示無法拒絕兩變數間具有共整合關係。Engle and Granger (1987) 建議採用不含截距項的ADF檢定，其估計效果較佳。

Engle–Granger 兩步驟共整合檢定的方法雖然簡單易明瞭，但是仍有一些問題：

- (1) 主觀認定變數的因果影響方向，任意將其中一個變數作為因變數，若樣本數不夠大，檢定結果就會產生問題。
- (2) 在估計共整合時，無法加上係數限制的檢定。
- (3) 無法判斷共整合關係式是否應包含某一個變數。
- (4) 無適當的統計量，導致無從得知共有幾組共整合向量。

4.4 Stock and Watson (1993) 的 DOLS 估計法

檢定變數之間是否存在共整合，除了有Engle–Granger兩步驟共整合檢定法，還有Johansen共整合檢定法，但本文在此選用Stock and Watson (1993) 的DOLS估計法代替一般常用的Johansen共整合檢定法，雖然Johansen共整合檢定法可以克服前一節Engle–Granger兩步驟共整合檢定法的問題，但Johansen共整合法是建立在向量自我迴歸 (vector autoregressive model) 下的向量誤差修正模型 (vector error correction model)，在此模型下，有很多不顯著的lag項被迫加入；而本文所使用的DOLS估計法則可自由選擇所要加入的leads及lags項，而這些leads及lags項都是因為顯著才被加進來的，且DOLS估計法的步驟相對比Johansen共整合檢定法簡易許多，但卻能修正Engle–Granger兩步驟共整合檢定法的共整合方程式因超級一致性 (super-consistency) 所扭曲的標準差，因此，不失為一個相當不錯的方法。

進行上一節所介紹的Engle–Granger兩步驟共整合檢定後，若變數之間存在共整合關係，但因為以OLS方法得到的估計量具有超級一致性 (super-consistent)，使得它不會符合傳統 t 分配的性質，因此，此時若使用Stock and Watson於1993年所提出的動態OLS估計法 (Dynamic OLS; DOLS) 作修正，使估計量服從傳統的 t 分配，才可進行統計推論。DOLS儼然是簡易版的Johansen共整合檢定，過程沒有Johansen共整合檢定那樣繁複，相對簡單許多，DOLS的方法是加入解釋變數一階差分後的leads及lags，如此以來，我們可以確保估計量沒有自我相關和異質變異數的問題。而最適leads及lags數則是以SIC值為最小來決定，舉絕對所得假說的例子來說：

$$\hat{C}_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 Y_t \quad (4.24)$$

若對式 (4.24) 進行Engle–Granger兩步驟共整合檢定後，得知 C_t 與 Y_t 兩變數之間具有共整合的關係，因此以OLS方法得到的 $\hat{\alpha}_0$ 與 $\hat{\alpha}_1$ 具有超級一致性，使得它不服從傳統的 t 分配，此時，宜採用Stock and Watson的DOLS估計法，修正估計量的標準差，假設leads及lags數為2項時，可以得到SIC最小的結果，因此，可將式 (4.24) 改寫為：

$$\hat{C}_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 Y_t + \sum_{j=-2}^2 \hat{\delta}_j \Delta Y_{t-j} \quad (4.25)$$

如此一來，就能使得 $\hat{\alpha}_0$ 與 $\hat{\alpha}_1$ 服從 t 分配了。

第五章 實證結果

本章以台灣的數據資料依序驗證：(1) 絕對所得假說 (Absolute Income Hypothesis; AIH)、(2) 恆常所得假說 (Permanent Income Hypothesis; PIH)、(3) 排擠效果 (crowding-out effect)、(4) 財政政策之謎 (fiscal policy puzzle)、(5) 馬婁條件 (Marshall–Lerner condition) 及 (6) J曲線效果 (J-curve effect) 在實證上的結果是否與理論一致。本章每一節的實證結果呈現方式皆依序為單根檢定、共整合檢定，若變數之間具有長期共整合的現象，則我們會再利用 Stock and Watson (1993) 的動態OLS估計法 (Dynamic OLS; DOLS) 修正共整合方程式因超級一致性 (super-consistency) 所扭曲的標準差，以便進行統計推論。

5.1 絕對所得假說與恆常所得假說

5.1.1 單根檢定結果

過去許多研究發現，總體經濟變數一般都具有不穩定的性質，若不考慮經濟變數的特性而直接進行迴歸分析，可能會產生虛假迴歸的問題 (spurious regression)，因此，在進行實證分析前的首要工作就是對變數進行單根檢定。在此，我們利用 Said and Dickey (1985) 的 Augmented Dickey–Fuller (ADF) 檢定法進行單根檢定，並採用 Keynes (1936) 所提出的絕對所得假說與 Friedman (1957) 恆常所得的消費理論模型作為共整合檢定模型的基礎。首先，台灣的實質民間消費及國內生產毛額 (基期為2006年) 在1951年至2010年的歷史趨勢可由圖 5.1 得到初步的瞭解。

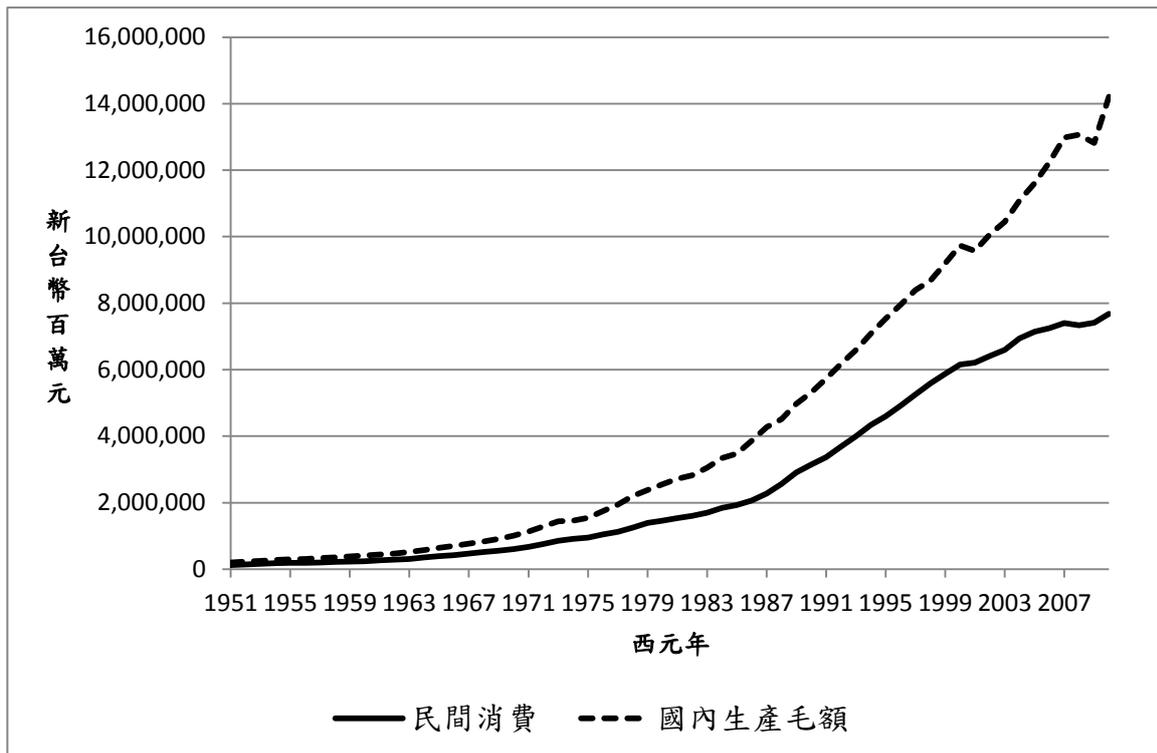


圖 5.1：實質民間消費與國內生產毛額（基期為 2006 年）時間走勢圖

由圖5.1所示，我們可以判斷民間消費 (C_t) 與國內生產毛額 (Y_t) 兩變數的時間序列資料皆具有截距與線性趨勢，因此，我們必須選用含截距項與時間趨勢項的模型進行單根檢定。ADF單根檢定結果如表5.1所示，當兩變數在原始狀態 (level) 時，ADF檢定統計量之絕對值小於5%顯著水準下的臨界值，不拒絕虛無假說，表示兩變數具有單根；將兩變數一階差分 (1st difference) 後的數值不具時間趨勢，ADF檢定統計量之絕對值依然小於5%顯著水準下的臨界值，虛無假說不被拒絕，表示兩變數仍具有單根；將兩變數二階差分 (2nd difference) 後， C_t 的 ADF檢定統計量之絕對值大於5%顯著水準下的臨界值，成功的拒絕虛無假說，表示 C_t 具有穩定的性質，為 I(2) 變數。而 Y_t 二階差分後仍為不穩定變數，但已經相當接近拒絕虛無假說的臨界值，因此本篇論文藉由KPSS檢定法 (Kwiatkowski, *et al.* (1992)) 來作為輔助的檢定，在5%的顯著水準下，可以得到 Y_t 為 I(2) 變數的結論。而在稍後第5.1.2節的共整合檢定中，我們將得到 C_t 與 Y_t 具有共整合的結果，顯示 Y_t 與 C_t 是具有相同整合階次的變數，亦即兩者皆為 I(2) 變數。

表 5.1：絕對所得假說與恆常所得假說變數之ADF單根檢定結果

| 原始狀態 (level) 的內生變數 | | | |
|--|----------------|----------------|------------------|
| 指定變數 | C_t | Y_t | Y_t^P |
| 樣本期間 | 1953–2010 | 1961–2010 | 1956–2010 |
| 最適落後期數 | 1 | 9 | 4 |
| 外生變數 | 常數項與時間趨勢 | 常數項與時間趨勢 | 常數項與時間趨勢 |
| ADF 統計值 | -1.5860 | -0.2403 | -1.5240 |
| 5%臨界值 | -3.4892 | -3.5024 | -3.4937 |
| 一階差分後 (1 st difference) 的內生變數 | | | |
| 指定變數 | ΔC_t | ΔY_t | ΔY_t^P |
| 樣本期間 | 1953–2010 | 1961–2010 | 1956–2010 |
| 最適落後期數 | 0 | 8 | 3 |
| 外生變數 | 常數項 | 常數項 | 常數項 |
| ADF 統計值 | -2.4384 | -0.3504 | -0.7516 |
| 5%臨界值 | -2.9126 | -2.9212 | -2.9155 |
| 二階差分後 (2 nd difference) 的內生變數 | | | |
| 指定變數 | $\Delta^2 C_t$ | $\Delta^2 Y_t$ | $\Delta^2 Y_t^P$ |
| 樣本期間 | 1954–2010 | 1961–2010 | 1956–2010 |
| 最適落後期數 | 0 | 7 | 2 |
| 外生變數 | 常數項 | 常數項 | 常數項 |
| ADF 統計值 | -9.0784 | -2.5744 | -2.2658 |
| 5%臨界值 | -2.9135 | -2.9212 | -2.9155 |

註 1：變數的落後期數選擇以 Schwarz Info Criterion (SIC) 為準則，最大落後期數為 10 期。

註 2：檢定結果顯示 C_t 為 I(2) 變數。

註 3：當使用 ADF 檢定時， Y_t 二階差分後仍為不穩定變數，因此，我們另外以 KPSS 單根檢定法來檢定，所得到的檢定統計量為 0.3098，小於 5% 顯著水準下的臨界值 0.4630，檢定結果顯示 Y_t 為 I(2) 變數。

註 4： Y_t^P 變數來自於 HP filter，當使用 ADF 檢定時， Y_t^P 二階差分後仍為不穩定變數，因此，我們亦另外以 KPSS 單根檢定法來檢定，所得到的檢定統計量為 0.1897，小於 5% 顯著水準下的臨界值 0.4630，檢定結果顯示 Y_t^P 亦為 I(2) 變數。

另外，我們以 Hodrick–Prescott filter (簡稱 HP filter, Hodrick and Prescott (1997)) 將所得 Y_t 分離為恆常所得 Y_t^P 與臨時所得 Y_t^T ，並對 Y_t^P 進行 ADF 單根檢定，檢定結果如表 5.1 所示， Y_t^P 在原始狀態時的數值具有截距與時間趨勢，ADF 檢定統計量之絕對值小於 5% 顯著水準下的臨界值，不拒絕虛無假說，表示 Y_t^P 具有單根；將 Y_t^P 一階差分後的數值不具時間趨勢，ADF 檢定統計量之絕對值依然小於 5% 顯著水準下的臨界值，虛無假說不被拒絕，表

示 Y_t^P 仍具有單根；但二階差分後， Y_t^P 仍為不穩定變數，然而，已經相當接近拒絕虛無假說的臨界值，因此，仿照處理 Y_t 的作法，另外以KPSS檢定法來檢定，在5%的顯著水準下，可以得到 Y_t^P 為 I(2) 變數的結論。且在稍後的共整合檢定中，我們也可得到 C_t 與 Y_t^P 具有共整合的結果，顯示 Y_t^P 與 C_t 是具有相同整合階次的變數，亦即 Y_t^P 亦為 I(2) 變數。

5.1.2 共整合檢定結果

透過前一小節所進行的單根檢定，從而可以確認變數的整合階次，由於 C_t 、 Y_t 與 Y_t^P 三個變數皆為 I(2) 變數，整合階次相同，故可進行共整合檢定，並進一步觀察在長期之下變數之間的關係。在此，我們採用Engle and Granger (1987) 兩步驟共整合檢定法，檢定結果如表5.2所示。

表 5.2：絕對所得假說與恆常所得假說迴歸式的估計結果，被解釋變數： C_t

| 迴歸估計值\解釋變數 | Y_t | Y_t^P |
|-----------------|-------------------------|-------------------------|
| β_0 | -254.1319 (38545.17) | -3324.125 (38163.10) |
| β_1 | 0.5982*** (0.0063) | 0.5989*** (0.0063) |
| 樣本期間 | 1951–2010 | 1951–2010 |
| 迴歸殘差的 ADF 檢定統計量 | -5.2330 | -5.3370 |
| 5%顯著水準下的臨界值 | -3.34 | -3.34 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

C_t 與 Y_t 之間的長期關係可以迴歸式表示為： $\hat{C}_t = -254.1319 + 0.5982Y_t$ ，對估計此式後的殘差進行ADF單根檢定後，得到殘差為 I(0) 變數的結果，ADF檢定統計量之絕對值為 5.2330，大於5%顯著水準下的臨界值 3.34，故表示 C_t 與 Y_t 兩變數之間具有長期共整合的關係。

而 C_t 與 Y_t^P 之間的長期關係可以迴歸式表示為： $\hat{C}_t = -3324.125 + 0.5989Y_t^P$ ，對估計此式後的殘差進行ADF單根檢定後，得到殘差為 I(0) 變數的結果，ADF檢定統計量之絕對值為 5.3370，大於5%顯著水準下的臨界值 3.34，故表示 C_t 與 Y_t^P 兩變數亦具有長期共整合的關係。

5.1.3 Stock and Watson (1993) 的 DOLS 估計法

由前一小節的Engle and Granger (1987) 兩步驟共整合檢定法可知， C_t 與 Y_t ，及 C_t 與 Y_t^P 具有長期共整合的關係，因此以 OLS 方法得到的估計量具有超級一致性 (super-consistency)，它們並不服從傳統的 t 分配，所以我們無法以傳統 t 檢定判斷它們是否顯著。因而，我們必須利用 Stock and Watson (1993) 的動態 OLS 估計法 (Dynamic OLS；DOLS) 做修正，使估計量服從傳統的 t 分配，才可進行統計推論。DOLS 的方法是加入解釋變數一階差分後的 leads 及 lags (以及變數本身的一階差分)，而最適的 leads 及 lags 數，以 SIC 值為最小來決定 (最大 leads 及 lags 設定為 10)。因此，DOLS 修正表 5.2 的估計結果，如表 5.3 所示。

表 5.3：絕對所得假說與恆常所得假說之 DOLS 估計結果，被解釋變數 C_t

| 迴歸估計值 \ 解釋變數 | Y_t | Y_t^P |
|-------------------|---------------------------|-----------------------|
| β_0 | 108427.6*** (17685.80) | -7146.8 (35129.62) |
| β_1 | 0.7517*** (0.0345) | 1.0289*** (0.1895) |
| 樣本期間 | 1961-2001 | 1962-2000 |
| SIC | 25.2948 | 24.6982 |
| 最適 leads 及 lags 數 | 9 | 10 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

註 3：最適 leads 及 lags 數是以 Schwarz Info Criterion (SIC) 為最小所決定的，DOLS 估計法中最適 leads 及 lags 數目分別為 9 及 10 個，為了節省版面空間，我們在此就不回報 leads 及 lags 的係數估計值了。

我們將表 5.3 的第一部份估計結果，以迴歸式表示為： $\hat{C}_t = 108427.6 + 0.7517Y_t + \sum_{j=-9}^9 \hat{\delta}_j \Delta Y_{t-j}$ ，其中 $\hat{\delta}_j$ 為迴歸係數估計值。在使用了 DOLS 修正迴歸係數之分配與估計值之後，我們可以知道，即使沒有所得，每年人們至少還會花 1084 億 2 千 700 萬元在消費上，以維持基本生活水準，由於消費的增加反映儲蓄的減少，亦即此時儲蓄為負，且每當所得增加 100 萬元新台幣，人們就會多消費 75 萬元，因為迴歸式的斜率 0.7517 (即 Y_t 的係數) 代表邊際消費傾向 (marginal propensity to consume)，長期而言，台灣地區的總體消費量，約佔實質產出的 75%，符合 Keynes (1936) 所提出的絕對所得假說。

表 5.3 的第二部分估計結果，亦可以迴歸式表示為： $\hat{C}_t = -7146.8 + 1.0289Y_t^P + \sum_{j=-10}^{10} \hat{\eta}_j \Delta Y_{t-10}$ ，其中 $\hat{\eta}_j$ 為迴歸係數估計值。由此迴歸估計結果可知，台灣地區長期的消費水準，幾乎與恆常所得呈同比例的增減，不但符合Friedman (1957) 所提的恆常所得假說，更與Keynes (1936) 絕對所得假說有著顯著的差異。

5.1.4 絕對所得假說與恆常所得假說變數取自然對數後之單根檢定結果

許多實證上的研究，因特殊目的常會將欲分析的變數取自然對數，例如：為了求取彈性值或變數之間單位不同，導致數據差異過大等，取自然對數後的變數可方便分析（然而，這樣的方法不一定是一個符合經濟理論的作法）。本小節的研究雖然不具備上述目的，但秉持研究精神，本節稍後也將對原始變數及取自然對數後的變數做了一個比較。在此，我們試著將 C_t 、 Y_t 與 Y_t^P 三變數取自然對數，並對 $\ln C_t$ 、 $\ln Y_t$ 與 $\ln Y_t^P$ 進行 ADF 單根檢定，ADF 單根檢定結果如表 5.4 所示。三變數在原始狀態時，ADF 檢定統計量之絕對值小於 5% 顯著水準下的臨界值，不拒絕虛無假說，表示三變數具有單根；將三變數一階差分後的數值將不具時間趨勢， $\ln C_t$ 與 $\ln Y_t$ 的 ADF 檢定統計量之絕對值大於 5% 下的臨界值，成功的拒絕虛無假說，表示兩變數皆具有穩定的性質，為 I(1) 變數。但 $\ln Y_t^P$ 一階差分後仍為不穩定變數，將 $\ln Y_t^P$ 二階差分後，ADF 檢定統計量之絕對值大於 5% 顯著水準下的臨界值，能夠拒絕虛無假說， $\ln Y_t^P$ 具有穩定的性質，是為 I(2) 變數。

表 5.4：絕對所得假說與恆常所得假說變數取自然對數後之ADF單根檢定結果

| 原始狀態 (level) 的內生變數 | | | |
|--|--------------------|--------------------|----------------------|
| 指定變數 | $\ln C_t$ | $\ln Y_t$ | $\ln Y_t^P$ |
| 樣本期間 | 1953–2010 | 1952–2010 | 1956–2010 |
| 最適落後期數 | 1 | 0 | 4 |
| 外生變數 | 常數項與時間趨勢 | 常數項與時間趨勢 | 常數項與時間趨勢 |
| ADF 統計值 | 0.7632 | 1.1882 | 0.4252 |
| 5%臨界值 | -3.4892 | -3.4878 | -3.4937 |
| 一階差分後 (1 st difference) 的內生變數 | | | |
| 指定變數 | $\Delta \ln C_t$ | $\Delta \ln Y_t$ | $\Delta \ln Y_t^P$ |
| 樣本期間 | 1953–2010 | 1953–2010 | 1956–2010 |
| 最適落後期數 | 0 | 0 | 3 |
| 外生變數 | 常數項 | 常數項 | 常數項 |
| ADF 統計值 | -3.9081 | -4.9854 | 0.4559 |
| 5%臨界值 | -2.9126 | -2.9126 | -2.9155 |
| 二階差分後 (2 nd difference) 的內生變數 | | | |
| 指定變數 | $\Delta^2 \ln C_t$ | $\Delta^2 \ln Y_t$ | $\Delta^2 \ln Y_t^P$ |
| 樣本期間 | 1955–2010 | 1957–2010 | 1956–2010 |
| 最適落後期數 | 1 | 3 | 2 |
| 外生變數 | 常數項 | 常數項 | 常數項 |
| ADF 統計值 | -7.7112 | -6.8832 | -3.4768 |
| 5%臨界值 | -2.9145 | -2.9166 | -2.9155 |

註 1：變數的落後期數選擇以 Schwarz Info Criterion (SIC) 為準則，最大落後期數為 10 期。

註 2：檢定結果顯示 $\ln C_t$ 與 $\ln Y_t$ 為 I(1) 變數， $\ln Y_t^P$ 為 I(2) 變數。

5.1.5 絕對所得假說與恆常所得假說變數取自然對數之共整合檢定結果

透過第5.1.4節進行的單根檢定，我們可以確認變數的整合階次，由於 $\ln C_t$ 與 $\ln Y_t$ 兩變數皆為 I(1) 變數，整合階次相同，因此，可以進行共整合檢定，並進一步觀察兩者之間的長期關係。在此，我們採用Engle and Granger (1987) 兩步驟共整合檢定法，檢定結果如表 5.5所示。

表 5.5：絕對所得假說與恆常所得假說變數取自然對數的迴歸估計結果，被解釋變數： $\ln C_t$

| 迴歸估計值\解釋變數 | $\ln Y_t$ | $\Delta \ln Y_t^P$ |
|-----------------|------------------------|-------------------------|
| β_0 | -0.3697*** (0.0693) | 17.8612*** (0.3836) |
| β_1 | 0.9903*** (0.0047) | -51.7550*** (5.1308) |
| 樣本期間 | 1951-2010 | 1952-2010 |
| 迴歸殘差的 ADF 檢定統計量 | -1.5040 | -6.2643 |
| 5% 顯著水準下的臨界值 | -3.34 | -3.34 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

$\ln C_t$ 與 $\ln Y_t$ 之間的長期關係可以迴歸式表示為： $\ln \hat{C}_t = -0.3697 + 0.9903 \ln Y_t$ ，對估計此式後的殘差進行 ADF 單根檢定後，得到殘差為 I(1) 變數的結果，ADF 檢定統計量之絕對值為 1.5040 小於 5% 顯著水準下的臨界值 3.34，故 $\ln C_t$ 與 $\ln Y_t$ 之間並無長期共整合，此迴歸式為典型的虛假迴歸。若非具有 5.1.4 節所討論之特殊原因，以取自然對數後的變數來進行分析，並不是一個相當正確的方法，我們也證明出它的確產生了虛假迴歸的結果，單純以原始的 C_t 與 Y_t 分析，較為適當也較能被經濟理論所解釋。

同樣的，透過第 5.1.4 節進行的單根檢定，可以確認 $\ln C_t$ 為 I(1) 變數， $\ln Y_t^P$ 為 I(2) 變數，兩變數整合階次不同，無法直接進行共整合檢定，故需改以差分後的 $\Delta \ln Y_t^P$ 代替，才可與 $\ln C_t$ 進行共整合檢定。檢定結果如表 5.5 所示。

$\ln C_t$ 與 $\Delta \ln Y_t^P$ 之間的長期關係可以迴歸式表示為： $\ln \hat{C}_t = 17.8612 - 51.7550 \Delta \ln Y_t^P$ ，對估計此式後的殘差進行 ADF 單根檢定後，得到殘差為 I(0) 變數的結果，ADF 檢定統計量之絕對值為 6.2643 大於 5% 顯著水準下的臨界值 3.34，故 $\ln C_t$ 與 $\Delta \ln Y_t^P$ 兩變數間存在長期共整合。

由於 $\ln C_t$ 與 $\Delta \ln Y_t^P$ 兩變數具有長期共整合，為了修正共整合方程式的標準差，我們必須再次利用 DOLS 估計法，此時的最適 leads 及 lags 數目為 10 項。因此，恆常所得假說的部分，以 DOLS 修正表 5.5 的估計結果，如表 5.6 所示。

表 5.6：恆常所得假說變數取自然對數之DOLS估計結果，被解釋變數 $\ln C_t$

| 迴歸估計值\解釋變數 | $\Delta \ln Y_t^P$ |
|-------------------|-------------------------|
| β_0 | 15.9594*** (0.2505) |
| β_1 | -30.9489*** (2.7198) |
| 樣本期間 | 1963–2000 |
| SIC | -0.9979 |
| 最適 leads 及 lags 數 | 10 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

註 3：最適 leads 及 lags 數是以 Schwarz Info Criterion (SIC) 為最小所決定的，DOLS 估計法中最適 leads 及 lags 數目為 10 個，為了節省版面空間，我們在此就不回報 leads 及 lags 的係數估計值了。

我們也可以迴歸式表示為： $\ln \hat{C}_t = 15.9594 - 30.9489 \Delta \ln Y_t^P + \sum_{j=-10}^{10} \hat{\lambda}_j \Delta^2 Y_{t-10}$ ，此時的 OLS 估計量即符合 t 分配的性質。由迴歸估計式可知，恆常所得成長率的變動率增加 1%，消費的成長率會減少 0.3095%，並不符合經濟直覺所能解釋的現象。故本小節所得到的結果，認為若欲檢驗絕對所得與相對所得假說，以原始的 C_t 與 Y_t^P 分析才是較為適當的做法。

5.2 排擠效果

5.2.1 單根檢定結果

為了處理總體經濟變數具有不穩定的特性，且避免虛假迴歸的產生，本節在進行實證分析前，我們同樣先對變數進行單根檢定。在此，我們利用 ADF 檢定法進行單根檢定，並採用古典學派 (Classical School) 模型下財政政策所產生的完全排擠 (full crowding-out) 與 Keynes 學派 (Keynesian School) 下財政政策所產生的部分排擠 (partial crowding-out) 理論作為共整合檢定模型的基礎。

首先，我國的固定資本形成毛額 (即國內總投資，包含公部門與私部門毛投資) 及政府消費 (基期為 2006 年) 在 1951 年至 2010 年的時間趨勢可由圖 5.2 得到初步的瞭解。

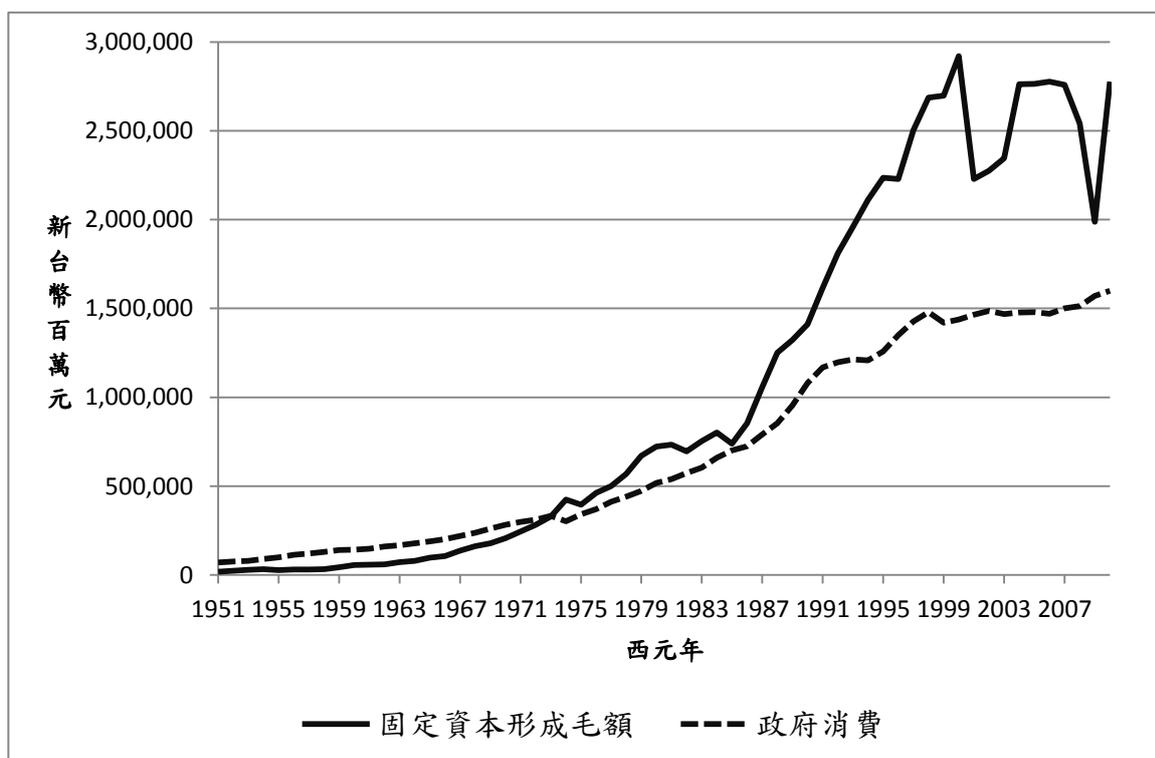


圖 5.2：實質固定資本形成額與政府消費 (基期為 2006 年) 時間走勢圖

由圖5.2所示，固定資本形成毛額 (I_t) 與政府消費 (G_t) 兩變數的時間序列資料皆具有截距與線性趨勢，因此，在進行單根檢定時，需選用含截距項與時間趨勢項的模型。ADF單根檢定結果如表5.7所示，當兩變數在原始狀態時，ADF檢定統計量之絕對值小於5%顯著水準下的臨界值，不拒絕虛無假設，表示兩變數具有單根；將兩變數一階差分後的數值不具時間趨勢，且ADF檢定統計量之絕對值已經大於5%顯著水準下的臨界值，虛無假說成功的被拒絕，表示兩變數具有穩定的性質，為 $I(1)$ 變數。

表 5.7：排擠效果變數之ADF單根檢定結果

| 指定變數 | 原始狀態 (level) 的內生變數 | |
|---------|--|--------------|
| | I_t | G_t |
| 樣本期間 | 1952–2010 | 1953–2010 |
| 最適落後期數 | 0 | 1 |
| 外生變數 | 常數項與時間趨勢 | 常數項與時間趨勢 |
| ADF 統計值 | -2.4105 | -2.0320 |
| 5% 臨界值 | -3.4878 | -3.4892 |
| 指定變數 | 一階差分後 (1 st difference) 的內生變數 | |
| | ΔI_t | ΔG_t |
| 樣本期間 | 1953–2010 | 1953–2010 |
| 最適落後期數 | 0 | 0 |
| 外生變數 | 常數項 | 常數項 |
| ADF 統計值 | -7.7126 | -4.1822 |
| 5% 臨界值 | -2.9126 | -2.9126 |

註 1：變數的落後期數選擇以 Schwarz Info Criterion (SIC) 為準則，最大落後期數為 10 期。

註 2：檢定結果顯示兩變數皆為 $I(1)$ 變數。

5.2.2 共整合檢定結果

透過第5.2.1節進行的單根檢定，我們可以確認變數的整合階次，由於 I_t 與 G_t 兩變數皆為 $I(1)$ 變數，整合階次相同，當然也可進行共整合檢定並進一步探討兩變數之間的長期關係。在此，我們採用Engle and Granger (1987) 兩步驟共整合檢定法，檢定結果如表5.8所示。

表 5.8：排擠效果迴歸式的估計結果，被解釋變數： I_t

| 解釋變數 | 迴歸估計值 |
|-----------------|----------------------------|
| 常數項 | -250615.3*** (38983.25) |
| G_t | 1.8488*** (0.0436) |
| 樣本期間 | 1951–2010 |
| 迴歸殘差的 ADF 檢定統計量 | -4.6081 |
| 5% 顯著水準下的臨界值 | -3.34 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5% 及 1% 的顯著水準。

I_t 與 G_t 之間的長期關係可以迴歸式表示為： $\hat{I}_t = -250615.3 + 1.8488G_t$ ，對估計此式後的殘差進行 ADF 單根檢定後，得到殘差為 I(0) 變數的結果，ADF 檢定統計量之絕對值為 4.6081，大於 5% 顯著水準下的臨界值 3.34，故 I_t 與 G_t 兩變數具有長期共整合。¹

5.2.3 Stock and Watson (1993) 的 DOLS 估計法

由於 I_t 與 G_t 兩變數具有長期共整合，仿照前述的作法，在本小節的研究中，我們將表 5.8 的估計模型加入 G_t 一階差分後的 10 項 leads ΔG_{t+l} ($l = 1, 2, \dots, 10$) 及 lags ΔG_{t-k} ($k = 1, 2, \dots, 10$)，還有本身 ΔG_t 後，得到 SIC 最小的結果。因此，DOLS 修正表 5.8 的估計結果，如表 5.9 所示。

¹本篇論文亦檢驗政府支出對公共部門投資與民間部門投資的排擠效果，民間部門投資為 I(2) 變數，一階差分後與政府支出作共整合檢定，得到虛假迴歸的結果；公共部門投資則為 I(0) 變數，與一階差分過後的政府支出作共整合檢定，同樣也得到虛假迴歸的結果。政府支出對公共部門投資與民間部門投資皆為排入效果，但因為都是虛假迴歸，所以在此不贅述。

表 5.9：排擠效果之DOLS估計結果，被解釋變數： I_t

| 解釋變數 | 迴歸估計值 |
|-------------------|----------------------------|
| 常數項 | -222219.4*** (28041.87) |
| G_t | 2.2221*** (0.3952) |
| 樣本期間 | 1962–2000 |
| SIC | 25.9587 |
| 最適 leads 及 lags 數 | 10 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5%及 1%的顯著水準

註 3：最適 leads 及 lags 數是以 Schwarz Info Criterion (SIC) 為最小所決定的，DOLS 估計法中最適 leads 及 lags 數目為 10 個，為了節省版面空間，我們在此就不回報 leads 及 lags 的係數估計值了。

我們也可以迴歸式表示為： $\hat{I}_t = -222219 + 2.2221G_t + \sum_{j=-10}^{10} \hat{\rho}_j \Delta G_{t-10}$ ，此時的OLS估計量即符合 t 分配的性質，政府支出的增加並不會造成總投資減少，反而造成總投資增加的現象，排擠效果不論是在古典學派模型下抑或是在Keynes學派模型下皆不成立，是為排入效果，政府支出每增加100萬元新台幣，會帶動總投資增加約222萬元新台幣，也就是總投資約會增加政府支出的2.22倍。

5.2.4 排擠效果變數取自然對數後之單根檢定結果

在第5.1.4節，我們曾提及，許多實證上的研究，為了求取彈性值或消除資料的單位，常會將欲分析的變數取自然對數，本節稍後也對原始變數及取自然對數的變數做了一個比較。在此，我們將 I_t 與 G_t 兩變數取自然對數，並對 $\ln I_t$ 與 $\ln G_t$ 進行ADF單根檢定，兩變數在原始狀態時，ADF檢定統計量之絕對值小於5%顯著水準下的臨界值，不拒絕虛無假說，表示兩變數皆具有單根；將兩變數一階差分後的數值不具時間趨勢，ADF檢定統計量之絕對值大於5%下的臨界值，成功的拒絕虛無假說，表示兩變數具有穩定的性質，為 I(1) 變數。ADF單根檢定結果如表5.10所示。

表 5.10：排擠效果變數取自然對數後之ADF單根檢定結果

| 原始狀態 (level) 的內生變數 | | |
|--|------------------|------------------|
| 指定變數 | $\ln I_t$ | $\ln G_t$ |
| 樣本期間 | 1952–2010 | 1952–2010 |
| 最適落後期數 | 0 | 0 |
| 外生變數 | 常數項與時間趨勢 | 常數項與時間趨勢 |
| ADF 統計值 | -0.2493 | 0.6752 |
| 5%臨界值 | -3.4878 | -3.4878 |
| 一階差分後 (1 st difference) 的內生變數 | | |
| 指定變數 | $\Delta \ln I_t$ | $\Delta \ln G_t$ |
| 樣本期間 | 1953–2010 | 1953–2010 |
| 最適落後期數 | 0 | 0 |
| 外生變數 | 常數項 | 常數項 |
| ADF 統計值 | -6.6077 | -5.1599 |
| 5%臨界值 | -2.9126 | -2.9126 |

註 1：變數的落後期數選擇以 Schwarz Info Criterion (SIC) 為準則，最大落後期數為 10 期。

註 2：檢定結果顯示兩變數皆為 I(1) 變數。

5.2.5 排擠效果變數取自然對數之共整合檢定結果

透過第5.2.4節進行的單根檢定，可確認變數的整合階次，由於 $\ln I_t$ 與 $\ln G_t$ 兩變數皆為 I(1) 變數，整合階次相同，所以，可以進行共整合檢定並進一步分析。在此，我們採用 Engle and Granger (1987) 兩步驟共整合檢定法，檢定結果如表5.11所示。

表 5.11：排擠效果變數取自然對數的迴歸估計結果，被解釋變數： $\ln I_t$

| 解釋變數 | 迴歸估計值 |
|-----------------|------------------------|
| 常數項 | -8.2162*** (0.3981) |
| $\ln G_t$ | 1.6237*** (0.0304) |
| 樣本期間 | 1951–2010 |
| 迴歸殘差的 ADF 檢定統計量 | -2.2320 |
| 5%顯著水準下的臨界值 | -3.34 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

$\ln I_t$ 與 $\ln G_t$ 之間的長期關係可以迴歸式表示為： $\ln \hat{I}_t = -8.2162 + 1.6237 \ln G_t$ ，對估計此式後的殘差進行 ADF 單根檢定後，得到殘差為 I(1) 變數的結果，ADF 檢定統計量之絕對值為 2.2320 小於 5% 顯著水準下的臨界值 3.34，故表示 $\ln I_t$ 與 $\ln G_t$ 之間並無長期共整合，此迴歸式為虛假迴歸。若非具有 5.1.4 節所討論之特殊原因，以取自然對數後的變數來進行分析，並不是一個相當正確的方法，我們也證明出它確實產生了虛假迴歸的結果，再次說明，單純以原始變數 I_t 與 G_t 分析，較為適當也較能被經濟理論所解釋。

5.3 財政政策之謎

5.3.1 單根檢定結果

一般來說，政府支出增加將使得國內有效需求提高，帶動利率的上漲，使得民間消費水準下降。而財政政策之謎 (fiscal policy puzzle) 則是近年來許多文獻所發現的相反情況，政府支出增加反而會帶動民間消費增加。在本篇論文所收集的數據中，我們亦可檢驗此謎是否存在於台灣地區。

首先，我國的民間消費及政府消費（基期為2006年）在1951年至2010年的時間走勢可由圖5.3得到初步的瞭解。

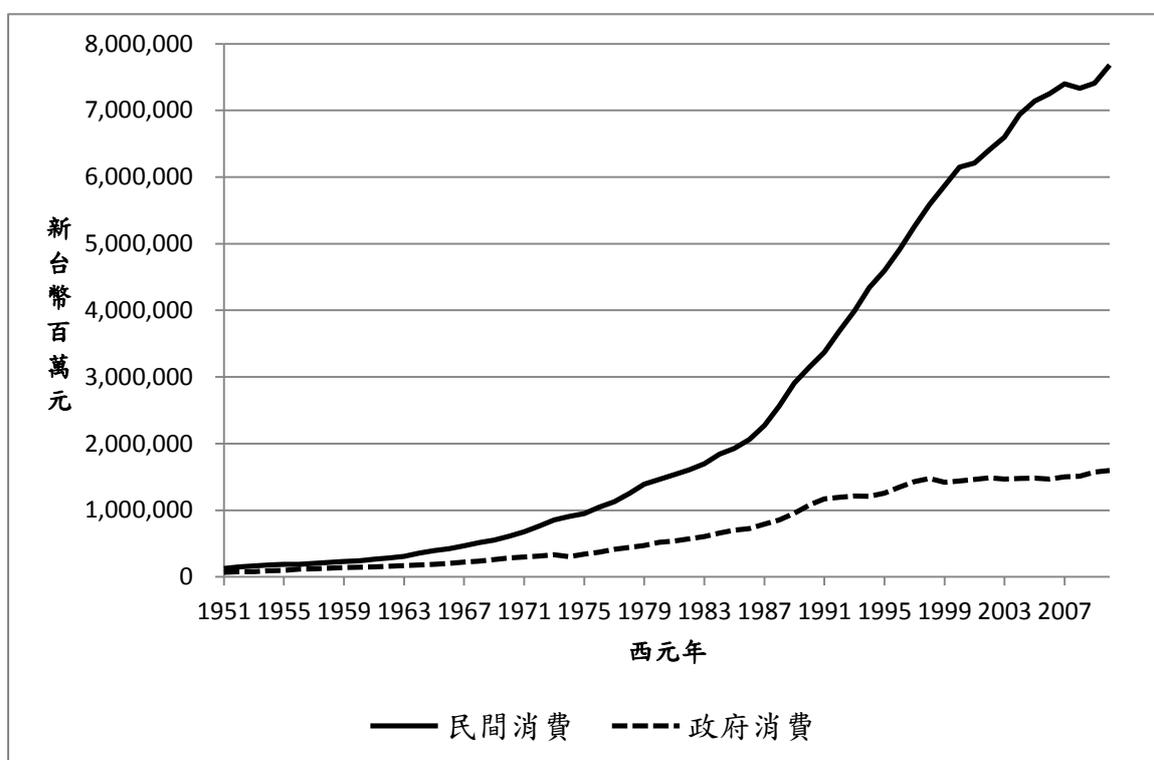


圖 5.3：實質民間消費與政府消費（基期為 2006 年）時間走勢圖

由圖5.3所示，民間消費 (C_t) 與政府消費 (G_t) 兩變數的時間序列資料一開始皆不是為 0 的數且具有往上走的線性趨勢，因此，我們選用了含截距項與時間趨勢項的模型進行單根檢定。ADF單根檢定結果如表5.12所示，當 G_t 變數在原始狀態時，ADF檢定統計量之絕對值小於5%顯著水準下的臨界值，不拒絕虛無假說，表示 G_t 具有單根；將其一階差分後，ADF檢定統計量之絕對值已大於5%顯著水準下的臨界值，拒絕虛無假說，表示 G_t 為穩定的變數，是為 I(1) 變數，而 C_t 為 I(2) 變數的結果，我們先前已有詳盡的說明（詳見表5.1、

表5.6或表5.12)。

表 5.12：財政政策之謎變數之ADF單根檢定結果

| 指定變數 | 原始狀態 (level) 的內生變數 | |
|---------|--|----------------|
| | C_t | G_t |
| 樣本期間 | 1953–2010 | 1953–2010 |
| 最適落後期數 | 1 | 1 |
| 外生變數 | 常數項與時間趨勢 | 常數項與時間趨勢 |
| ADF 統計值 | -1.5860 | -2.0320 |
| 5%臨界值 | -3.4892 | -3.4892 |
| 指定變數 | 一階差分後 (1 st difference) 的內生變數 | |
| | ΔC_t | ΔG_t |
| 樣本期間 | 1953–2010 | 1953–2010 |
| 最適落後期數 | 0 | 0 |
| 外生變數 | 常數項 | 常數項 |
| ADF 統計值 | -2.4384 | -4.1822 |
| 5%臨界值 | -2.9126 | -2.9126 |
| 指定變數 | 二階差分後 (2 nd difference) 的內生變數 | |
| | $\Delta^2 C_t$ | $\Delta^2 G_t$ |
| 樣本期間 | 1954–2010 | 1957–2010 |
| 最適落後期數 | 0 | 3 |
| 外生變數 | 常數項 | 常數項 |
| ADF 統計值 | -9.0784 | -6.8371 |
| 5%臨界值 | -2.9135 | -2.9166 |

註 1：變數的落後期數選擇以 Schwarz Info Criterion (SIC) 為準則，最大落後期數為 10 期。

註 2：檢定結果顯示 C_t 為 I(2) 變數， G_t 為 I(1) 變數。

5.3.2 共整合檢定結果

透過前面進行的單根檢定，可以確認 C_t 為 I(2) 變數， G_t 為 I(1) 變數，兩變數整合階次不同，無法直接進行共整合檢定，故需改以差分後的 ΔC_t 代替，才可與 G_t 進行共整合檢定。在此，我們採用 Engle and Granger (1987) 兩步驟共整合檢定法，檢定結果如表 5.13 所示。

表 5.13：財政政策之謎迴歸式的估計結果，被解釋變數： ΔC_t

| 解釋變數 | 迴歸估計值 |
|-----------------|------------------------|
| 常數項 | 18371.17 (17443.06) |
| G_t | 0.1522*** (0.0193) |
| 樣本期間 | 1952–2010 |
| 迴歸殘差的 ADF 檢定統計量 | -3.8249 |
| 5% 顯著水準下的臨界值 | -3.34 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

ΔC_t 與 G_t 之間的長期關係可以迴歸式表示為： $\Delta \hat{C}_t = 18371 + 0.1522G_t$ ，對估計此式後的殘差進行 ADF 單根檢定後，得到殘差為 I(0) 變數的結果，ADF 檢定統計量之絕對值為 3.8249，大於 5% 顯著水準下的臨界值 3.34，故 ΔC_t 與 G_t 兩變數有長期共整合。

5.3.3 Stock and Watson (1993) 的 DOLS 估計法

由於 ΔC_t 與 G_t 兩變數具有長期共整合，仿照前述的作法，我們再次利用 Stock and Watson (1993) 的 DOLS 估計法，修正共整合方程式之分配與估計值。因此，DOLS 修正表 5.13 的估計結果，如表 5.14 所示。

表 5.14：財政政策之謎的 DOLS 估計結果，被解釋變數： ΔC_t

| 解釋變數 | 迴歸估計值 |
|-------------------|-------------------------|
| 常數項 | -5208.691 (13706.87) |
| G_t | -0.1101* (0.0620) |
| 樣本期間 | 1961–2001 |
| SIC | 24.7352 |
| 最適 leads 及 lags 數 | 9 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5%及 1%的顯著水準

註 3：最適 leads 及 lags 數是以 Schwarz Info Criterion (SIC) 為最小所決定的，DOLS 估計法中最適 leads 及 lags 數目為 9 個，為了節省版面空間，我們在此就不回報 leads 及 lags 的係數估計值了。

另外，我們也可以迴歸式表示為： $\Delta \hat{C}_t = -5208.691 - 0.1101G_t + \sum_{j=-9}^9 \hat{\tau}_j \Delta G_{t-9}$ ，此時的OLS估計量即符合 t 分配的性質，政府支出的增加造成民間消費不增反減的現象，政府支出每增加100萬元新台幣，會造成消費的變動率減少約11萬元新台幣，這裡得到的結果可與上一節排擠效果的結果對照，也就是說政府支出增加，對於總投資有激勵的作用，但卻會排擠民間消費，總的來說，台灣地區在政府支出與民間消費的關係上，並不具有「財政政策之謎」的現象，台灣的樣本皆不支持排擠效果與財政政策之謎的存在。

5.3.4 財政政策之謎變數取自然對數後之單根檢定結果

先前我們於第5.1.4及5.2.4小節曾提及，許多實證上的研究常會將欲分析的變數取自然對數，本節稍後也對變數取自然對數之前後做了一個比較。在此，我們將 C_t 與 G_t 兩變數取自然對數，並對 $\ln C_t$ 與 $\ln G_t$ 進行ADF單根檢定，兩變數在原始狀態時，ADF檢定統計量之絕對值小於5%顯著水準下的臨界值，不拒絕虛無假說，表示兩變數皆具有單根；將兩變數一階差分後，ADF檢定統計量之絕對值大於5%下的臨界值，成功的拒絕虛無假說，表示兩變數具有穩定的性質，為 $I(1)$ 變數。ADF單根檢定結果如表5.15所示。

表 5.15：財政政策之謎變數取自然對數後之ADF單根檢定結果

| 指定變數 | 原始狀態 (level) 的內生變數 | |
|---------|--|------------------|
| | $\ln C_t$ | $\ln G_t$ |
| 樣本期間 | 1953–2010 | 1952–2010 |
| 最適落後期數 | 1 | 0 |
| 外生變數 | 常數項與時間趨勢 | 常數項與時間趨勢 |
| ADF 統計值 | 0.7632 | 0.6752 |
| 5%臨界值 | -3.4892 | -3.4878 |
| 指定變數 | 一階差分後 (1 st difference) 的內生變數 | |
| | $\Delta^2 \ln C_t$ | $\Delta \ln G_t$ |
| 樣本期間 | 1953–2010 | 1953–2010 |
| 最適落後期數 | 0 | 0 |
| 外生變數 | 常數項 | 常數項 |
| ADF 統計值 | -3.9081 | -5.1599 |
| 5%臨界值 | -2.9126 | -2.9126 |

註 1：變數的落後期數選擇以 Schwarz Info Criterion (SIC) 為準則，最大落後期數為 10 期。

註 2：檢定結果顯示兩變數皆為 $I(1)$ 變數。

5.3.5 財政政策之謎變數取自然對數之共整合檢定結果

透過前述第5.3.4小節進行的單根檢定，可確認變數的整合階次，由於 $\ln I_t$ 與 $\ln G_t$ 兩變數皆為 I(1) 變數，整合階次相同，因此，可以進行共整合檢定並進一步探討兩者之間的關係。在此，我們採用Engle and Granger (1987) 兩步驟共整合檢定法，檢定結果如表5.16所示。

表 5.16：財政政策之謎變數取自然對數的迴歸估計結果，被解釋變數： $\ln C_t$

| 解釋變數 | 迴歸估計值 |
|-----------------|------------------------|
| 常數項 | -3.0787*** (0.2127) |
| $\ln G_t$ | 1.3141*** (0.0162) |
| (調整過後的)樣本期間 | 1951-2010 |
| 迴歸殘差的 ADF 檢定統計量 | -1.7193 |
| 5%顯著水準下的臨界值 | -3.34 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

$\ln C_t$ 與 $\ln G_t$ 之間的長期關係可以迴歸式表示為： $\ln \hat{C}_t = -3.0787 + 1.3141 \ln G_t$ ，對估計此式後的殘差進行 ADF 單根檢定後，得到殘差為 I(1) 變數的結果，ADF 檢定統計量之絕對值為 1.7193，小於 5% 顯著水準下的臨界值 3.34，故 $\ln C_t$ 與 $\ln G_t$ 之間不存在長期共整合的關係，此迴歸式為虛假迴歸。因此，單純以原始變數 C_t 與 G_t 分析，較為適當也較能被經濟理論所解釋。

5.4 馬婁條件

為了處理總體經濟變數具有不穩定的特性，本節在進行實證分析前，同樣先對變數進行單根檢定。本節所使用的變數為對美國進口貿易值 (M_t)、對美國出口貿易值 (X_t) 以及實質匯率 (q_t)，由於馬婁條件 (Marshall-Lerner condition) 需計算外國與本國的進口需求彈性值 (亦即成長率)，因此我們先將上述的三個變數取自然對數後，再進行單根檢定。

首先，取自然對數的對美國進口貿易值 ($\ln M_t$)、對美國出口貿易值 ($\ln X_t$)、對美國淨出口貿易值 ($\ln NX_t$) 及實質匯率 ($\ln q_t$) 在2000年第1季至2010年第4季的歷史趨勢可由圖5.4及圖5.5觀察到。

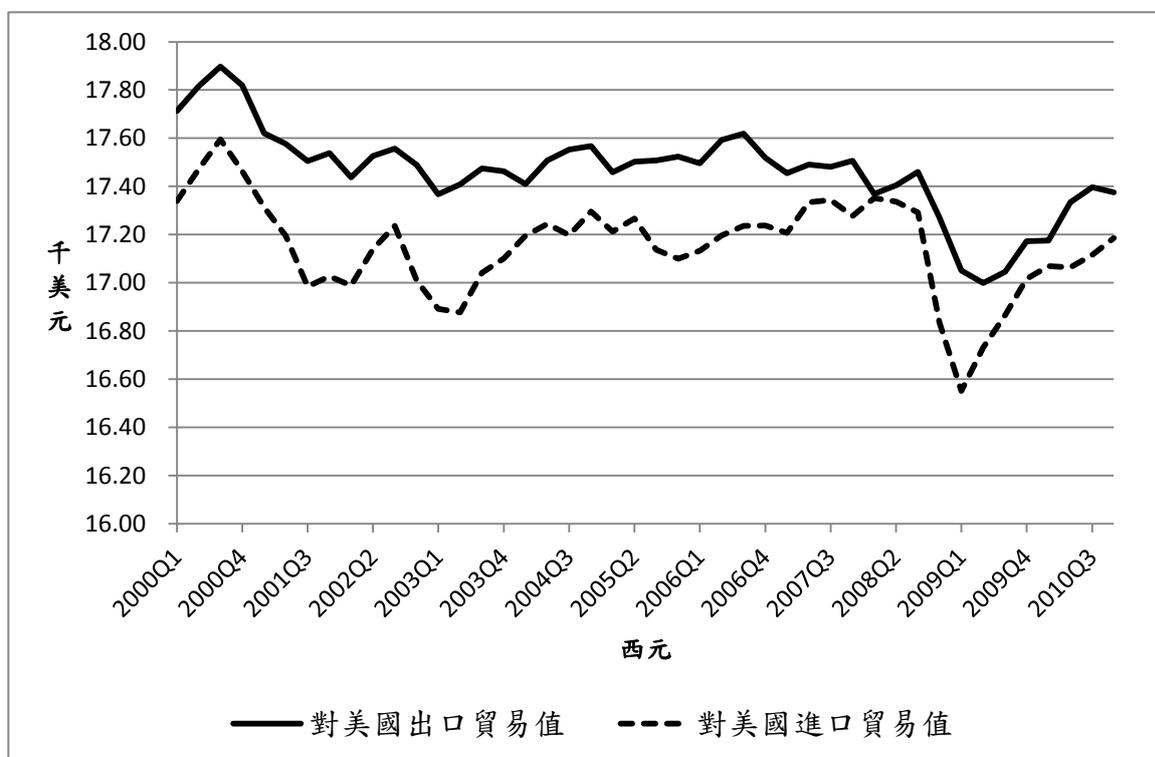


圖 5.4：對美國進出口貿易值時間走勢圖



圖 5.5：對美國淨出口貿易值與實質匯率時間走勢圖

由圖5.4與圖5.5所示，對美國進口貿易值 ($\ln M_t$)、對美國出口貿易值 ($\ln X_t$) 及實質匯率 ($\ln q_t$) 的資料在時間趨勢上並不明顯，因此，我們不確定三個變數的時間序列資料是否具有線性趨勢，但當我們選用含截距項與時間趨勢項的模型進行單根檢定時，發現其時間趨勢項的係數都相當顯著。因此，三個變數我們皆選用含截距項與時間趨勢項的模型進行單根檢定。ADF單根檢定結果如表5.17所示，當三變數在原始狀態時，ADF檢定統計量之絕對值就已經大於5%顯著水準下的臨界值，虛無假說成功的被拒絕，表示三者皆具有穩定的性質，為 $I(0)$ 變數。

表 5.17：馬婁條件變數之ADF單根檢定結果

| 指定變數 | 原始狀態 (in levels) 的內生變數 | | |
|---------|------------------------|---------------|---------------|
| | $\ln M_t$ | $\ln X_t$ | $\ln q_t$ |
| 樣本期間 | 2000Q3-2010Q4 | 2002Q2-2010Q4 | 2001Q2-2011Q4 |
| 最適落後期數 | 1 | 8 | 4 |
| 外生變數 | 常數項與時間趨勢 | 常數項與時間趨勢 | 常數項與時間趨勢 |
| ADF 統計值 | -3.6267 | -3.4162 | -4.1615 |
| 10% 臨界值 | -3.1913 | -3.2047 | -3.1964 |

註 1：變數的落後期數選擇以 Schwarz Info Criterion (SIC) 為準則，最大落後期數為 9 期。

註 2：檢定結果顯示三變數皆為 $I(0)$ 變數。

確認 $\ln M_t$ 與 $\ln q_t$ 皆為 $I(0)$ 變數後，我們可以對 $\ln M_t$ 進行迴歸分析，迴歸估計結果如表5.18所示，迴歸估計式為： $\ln \hat{M}_t = 20.2403 - 0.8950 \ln q_t$ ，由此迴歸式可得知， $\ln q_t$ 的係數取絕對值後即為本國對外國商品的進口需求彈性值 $\eta = 0.8950$ ，表示當實質匯率（亦即本國面對外國商品與本國商品的相對價格）變動百分之一，引起本國對美國商品進口數量變動的比率。當實質匯率上升（亦即美國商品變貴）1%，造成對美國商品的進口數量減少0.89%，實質匯率與外國商品進口數量呈現負相關的現象與理論上的符號（負號）相同。

另外，我們也對 $\ln X_t$ 進行迴歸分析，迴歸估計結果如表5.19所示，迴歸估計式為： $\ln \hat{X}_t = 22.0980 - 1.3428 \ln q_t$ ，由此迴歸式可得知， $\ln q_t$ 的係數取絕對值後即為外國對本國商品的進口需求彈性值 $\eta^* = 1.3428$ ，表示當實質匯率變動百分之一，引起美國對本國商品進口數量（亦即本國對美國的出口數量）變動的比率。當實質匯率上升（亦即美國商品變貴）1%，造成對美國商品的出口數量減少1.34%，實質匯率與本國商品出口數量呈現負相關的現象與理論上的符號（正號）不同，因為當實質匯率上升（亦即美國商品變貴），相當於本國商品相對變便宜了，應該造成的出口數量增加較為合理，但實證結果顯示實質匯率在上升（台幣在貶值），反而讓本國出口也跟著下降，因為景氣不佳的關係，讓他們估計值變成是負的，特別是2008年下跌的打勾形狀非常明顯（如圖5.4及圖5.5），可與稍後下一節欲驗證的J曲線效果對照。

表 5.18：馬婁條件（外國進口需求彈性值）迴歸式的估計結果，被解釋變數： $\ln M_t$

| 解釋變數 | 迴歸估計值 |
|-----------------|------------------------|
| 常數項 | 20.2403*** (0.9167) |
| $\ln q_t$ | -0.8950*** (0.2656) |
| 樣本期間 | 2000Q1-2010Q4 |
| 迴歸殘差的 ADF 檢定統計量 | -3.3975 |
| 5%顯著水準下的臨界值 | -3.34 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

表 5.19：馬婁條件（本國進口需求彈性值）迴歸式的估計結果，被解釋變數： $\ln X_t$

| 解釋變數 | 迴歸估計值 |
|-----------------|------------------------|
| 常數項 | 22.0980*** (0.6266) |
| $\ln q_t$ | -1.3428*** (0.1815) |
| 樣本期間 | 2000Q1–2010Q4 |
| 迴歸殘差的 ADF 檢定統計量 | -3.1647 |
| 5% 顯著水準下的臨界值 | -3.34 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5% 及 1% 的顯著水準。

將上述計算出的外國進口需求彈性值與本國進口需求彈性值兩者相加，可得 2.2378 ($\eta^* + \eta = 2.2378$)，其為大於 1 的數值，亦即馬婁條件 (Marshall–Lerner condition) 是成立的，只是本國進口需求彈性值的正負號與理論上不同而已。

5.5 J 曲線效果

由於J曲線效果是探討貿易收支隨著時間變化的情形，為了驗證台灣地區在J曲線效果上的變化，以對美國淨出口貿易值取自然對數 ($\ln NX_t$) 當作被解釋變數，驗證隨時間的經過，J曲線的效果是否存在，首先，需加入時間變數 (t)，且 $t = 1, 2, 3, \dots, 44$ ，2000年第1季時， t 為 1；2000年第2季時， t 為 2，其餘依此類推，並加入虛擬變數 (dummy variable)，以2008年為分界，2008年第1季以前的時間，虛擬變數 (D_1) 皆設定為 0，2008年第1季開始至2010年第4季，虛擬變數皆設定為 1，最後，加入虛擬變數 (D_1) 與時間 (t) 的交乘項，以觀察二者的交互作用。

J曲線的迴歸估計結果如表5.20所示，迴歸估計式為： $\ln NX_t = 16.6358 - 0.0222t - 5.2936D_1 + 0.1266D_1 \times t$ ，由於我們設定虛擬變數以2008年為分界，因此，2000Q1–2007Q4的估計式將 D_1 代入 0 並經過整理後，可得 $\ln NX_t = 16.6358 - 0.0222t$ ；同理，將 D_1 代入 1 並經過整理後，可得2008Q1–2010Q4的估計式為 $\ln NX_t = 11.3421 + 0.1044t$ ，將估計式與原始值的時間走勢圖畫在同一平面上，如圖5.6所示。

表 5.20：J 曲線迴歸式的估計結果，被解釋變數： $\ln NX_t$

| 解釋變數 | 迴歸估計值 |
|-----------------|------------------------|
| 常數項 | 16.6358*** (0.1541) |
| t | -0.0222*** (0.0082) |
| D_1 | -5.2936*** (1.3848) |
| $D_1 * t$ | 0.1266*** (0.0365) |
| 樣本期間 | 2000Q1–2010Q4 |
| 迴歸殘差的 ADF 檢定統計量 | -4.0996 |
| 5%顯著水準下的臨界值 | -3.34 |

註 1：括號內為標準差。

註 2：分別以*、**及***代表 10%、5%及 1%的顯著水準。

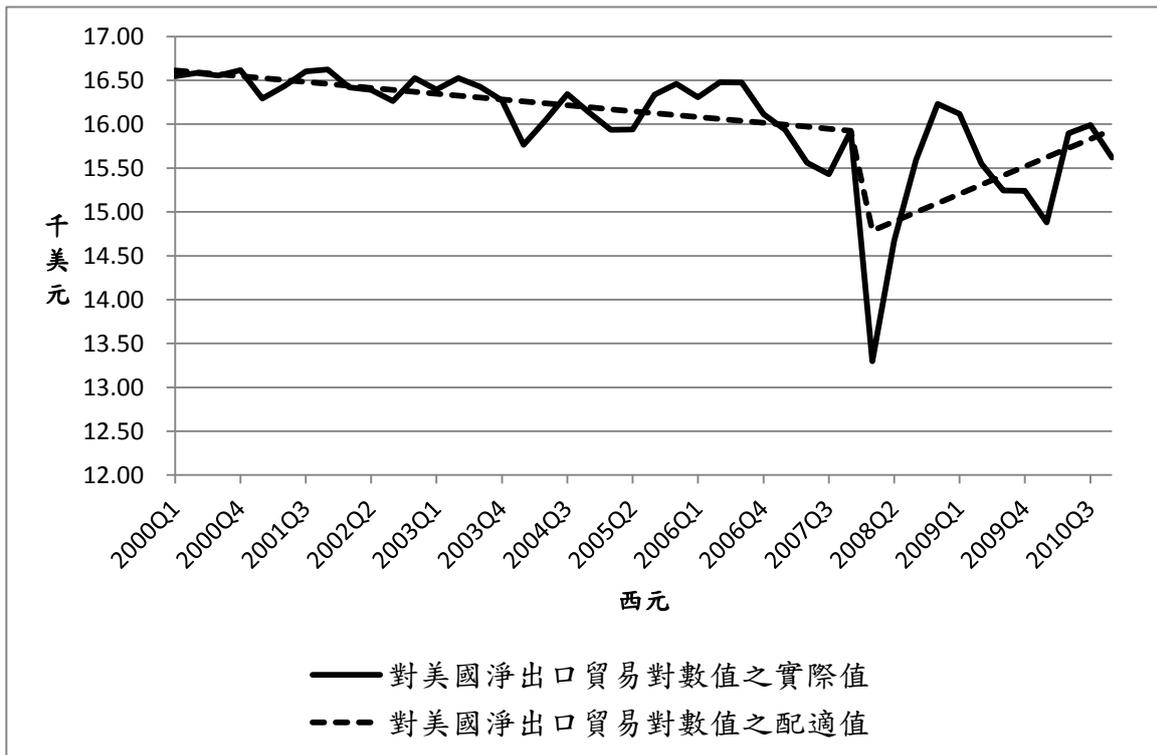


圖 5.6：對美國淨出口貿易值之實際值與配適值的時間走勢圖

綜合圖5.4、圖5.5及圖5.6，特別是在2001年和2009年，縱使實質匯率貶值，出口還是一直在減少，因為景氣不佳，貶值帶動出口減少的反效果，使得進出口貿易值下降得有些緩慢，但J曲線的效果大致上是可被觀察到的。

5.6 實證結果總結

在檢驗絕對所得假說與恆常所得假說時，本研究發現消費與所得均為 I(2) 變數，並具有長期共整合的關係，邊際消費傾向約為 75%，但長期的消費水準幾乎與恆常所得成同比例的增減。接著，我們檢驗了排擠效果，得知投資與政府支出皆為 I(1) 變數，且兩者具有長期共整合的關係，政府支出每增加 100 萬元新台幣，會帶動總投資增加約 222 萬元新台幣，得到台灣地區並不存在排擠效果的結論；財政政策之謎方面，民間消費為 I(2) 變數、政府支出為 I(1) 變數，但消費變數經過差分後，可與政府支出得到具有長期共整合的結果，但因政府支出會排擠民間消費，因此，得到財政政策之謎並不存在於台灣的結論；最後，我們又檢驗了馬婁條件，台灣地區的馬婁條件成立且 J 曲線效果是存在的。以下用三個表格來呈現我們在本章所驗證的理論其實證結果，如表 5.21、表 5.22 及表 5.23 所示。

表 5.21：所得消費理論之實證結果

| 絕對所得假說 | | 恆常所得假說 | |
|-------------------------------------|----------------------------------|---------------------------------------|---|
| 原始狀態 (level) | 取自然對數後 (logarithmic) | 原始狀態 (level) | 取自然對數後 (logarithmic) |
| C_t 與 Y_t 為 I(2) 變數，兩變數具有長期共整合。 | $\ln C_t$ 與 $\ln Y_t$ 為 I(1) 變數。 | C_t 與 Y_t^P 為 I(2) 變數，兩變數具有長期共整合。 | $\ln C_t$ 為 I(1) 變數但 $\ln Y_t^P$ 為 I(2) 變數， $\ln C_t$ 與 $\Delta \ln Y_t^P$ 具有長期共整合。 |
| 絕對所得假說成立 | 虛假迴歸 | 恆常所得假說成立 | 不符合經濟直覺 |

表 5.22：財政總體理論之實證結果

| 排擠效果 | | 財政政策之謎 | |
|-------------------------------------|----------------------------------|--|-----------------------------------|
| 原始狀態 (level) | 取自然對數後 (logarithmic) | 原始狀態 (level) | 取自然對數後 (logarithmic) |
| I_t 與 G_t 為 I(1) 變數，兩變數具有長期共整合。 | $\ln I_t$ 與 $\ln G_t$ 為 I(1) 變數。 | C_t 為 I(2) 變數但 G_t 為 I(1) 變數， ΔC_t 與 G_t 兩變數具有長期共整合。 | $\ln C_t$ 與 $\ln G_t$ 皆為 I(1) 變數。 |
| 排擠效果不成立 | 虛假迴歸 | 財政政策之謎不成立 | 虛假迴歸 |

表 5.23：國際貿易理論之實證結果

| 馬婁條件 | | J 曲線效果 | |
|------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| 本國進口需求 彈性 (η) 為 0.895 | 外國進口需求 彈性 (η^*) 為 1.3428 | 2000Q1–2007Q4 | 2008Q–2010Q4 |
| $\eta + \eta^* = 2.2378$ ，大於 1 | | $\ln NX_t = 16.6358 - 0.0222t$ | $\ln NX_t = 11.3421 + 0.1044t$ |
| 馬婁條件成立 | | J 曲線效果成立 | |

第六章 結論

本篇論文採用1951至2010年台灣地區總體變數的數據，檢驗六大總體經濟理論與實證數據是否具有一致性。在Keynes模型的架構下，本文所驗證的理論分別是：(1) 絕對所得假說 (Absolute Income Hypothesis; AIH)、(2) 恆常所得假說 (Permanent Income Hypothesis; PIH)、(3) 排擠效果 (crowding-out effect)、(4) 財政政策之謎 (fiscal policy puzzle)、(5) 馬婁條件 (Marshall-Lerner condition) 以及 (6) J曲線效果 (J-curve effect)。本篇論文所採用的計量方法主要有單根檢定 (unit root test) 與共整合檢定 (cointegration test)，若變數之間在統計上具有長期共整合的趨勢，本文則會再利用動態OLS估計法 (Dynamic OLS) 修正共整合方程式的標準差，以便進行統計推論。

透過前述的計量方法與樣本，在實證上，檢驗絕對所得假說與恆常所得假說時，本研究發現消費與所得水準之間具有長期共整合的結果，邊際消費傾向約為75%，但長期的消費水準幾乎與恆常所得呈同比例的增減。在排擠效果的驗證中，本文得知投資與政府支出兩者之間具有長期共整合的關係，政府支出每增加100萬元新台幣，會帶動總投資增加約222萬元新台幣，得到台灣地區並不存在排擠效果，而是排入效果的結論。財政政策之謎方面，本研究發現民間消費為 I(2) 變數、政府支出為 I(1) 變數，但消費變數經過差分後成為一 I(1) 變數，與同是 I(1) 變數的政府支出具有長期共整合的關係，政府支出每增加100萬元新台幣，會造成消費的增量減少約11萬元新台幣，表示政府支出會排擠民間消費，台灣在政府支出與民間消費的關係上，並不具有「財政政策之謎」的現象。最後，我們又檢驗了馬婁條件，台灣地區的馬婁條件是成立的，J曲線效果也存在。

本篇論文檢驗台灣地區1951至2010年的時間序列資料，發現部分的總體經濟理論，並不符合傳統Keynes學派理論的預期結果。透過本研究結果可知，民間消費水準大致上約固定為所得的75%左右；財政擴張能帶動投資，但會減少民間消費，因此政府支出是否能刺激台灣的景氣，並不那麼確定。在國際收支上，即使實質匯率貶值，還是會產生出口減少的反效果，使得進出口貿易值下降得有些緩慢。讀者透過本文可以清楚瞭解到台灣總體經濟的概況及總體變數之間的關係與變化，並對傳統經濟理論有更進一步的認識，在傳統經濟理論的框架下，以實際的台灣總體變數數據來加深對經濟理論的了解，讓理論能融入我們、更靠近我們的生活。

簡而言之，本研究的實證結果顯示台灣地區符合絕對所得假說、恆常所得假說、馬婁條件與J曲線效果；排擠效果與財政政策之謎的現象皆不存在。另外，本研究發現，若非為了求取彈性值或消除變數單位等目的，以取自然對數後的變數進行共整合檢定，幾乎都得到虛假迴歸的結果，以原始變數來分析才是符合經濟直覺的作法，這是與許多常會採用取自然對數的變數作為分析的實證文獻所不同之處。本篇論文對國民所得恆等式 (national income identity)： $Y = C + I + G + NX$ 的總體變數進行概括性的實證分析，驗證總體經濟理論在台灣的適用性，用以凸顯本國的總體經濟情況，並做一個全面性的分析，這是本文對既有文獻的一大貢獻。

在政府制定政策上，為了提振景氣而實施財政政策，雖然會使短期消費增加量下降，但整體而言，考慮到政府支出與投資支出的增加所能創造的資本存量與未來產值，長期來說，政府支出的增加在台灣是有利於經濟成長的。

本篇論文尚有可以改進之處，特別是在驗證J曲線效果上，由於對美國進出口貿易值的數據涉及到美國的資料，而在行政院主計處、TEJ台灣經濟新報資料庫及AREMOS經濟統計資料庫的資料起始點皆為2000年第一季，至2010年第四季也才只有44個資料點而已，雖然已盡我們能改善的範圍內採用季資料來增加樣本數，但還是稍嫌不足。未來幾年後，或許再來驗證J曲線效果，可有效解決樣本數不足的問題，甚至可以得到更符合經濟理論的結果。

參考文獻

- Ando, A. and F. Modigliani.** 1963. "The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests." *The American Economic Review*, 53(1), 55-84.
- Blanchard, O. and R. Perotti.** 2002. "An Empirical Characterization of The Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output." *Quarterly Journal of Economics*, 1329-1368.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller.** 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Emad and A. Alani.** 2006. "Crowding-Out and Crowding-In Effect of Government Bonds Market On Private Sector Investment (Japanese Case Study)," Institute of Developing Economies, JETRO, Discussion Paper No. 74.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger.** 1987. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Fatás, A. and I. Mihov.** 2002. "The Effect of Fiscal Policy on Consumption and Employment : Theory and Evidence." *Monday Crédito*, 212.
- Friedman, M.** 1957. "A Theory of the Consumption Function," Princeton University Press, 20-37.
- Galí, J.; J. D. López-Salido and J. Vallés.** 2007. "Understanding The Effects of Government Spending on Consumption." *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold.** 1974. "Spurious Regressions in Econometrics." *Journal of Econometrics* 2, 111-120.
- Hall, R. E.** 1978. "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence." *Journal of Political Economy*, 86(6).
- Himarios, D.** 1989. "Do Devaluations Improve the Trade Balance? The Evidence Revisited." *Economic Inquiry*, 27(1), 143-168.
- Hodrick, R. J. and E. C. Prescott.** 1997. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation." *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16.
- Keynes, J. M.** 1936. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Palgrave Macmillan.
- Khan, R. E. A. and A. R. Gill.** 2009. "Crowding Out Effect of Public Borrowing: A Case of Pakistan," Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper No. 16292.

Kwiatkowski, D.; P. C. B. Phillips; P. Schmidt and Y. Shin. 1992. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root." *Journal of Econometrics*, 159-178.

Kyun, H. S.; Mallick–Sushanta and Park–Donghyun. 2010. "Fiscal Policy and Crowding Out in Developing Asia," Asian Development Bank, Working Paper Series No. 222.

Laumas, P. S. and K. A. Mohabbat. 1972. "The Permanent Income Hypothesis: Evidence from Time-Series Data." *American Economic Review*, 62(4), 730-734.

Pedroni, P. 1999. "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (Special Issue), 653-670.

Ravn, M. O.; S. Schmitt-Grohé and M. Uribe. 2007. "Explaining The Effects of Government Spending Shocks on Consumption and The Real Exchange Rate," National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series No.13328.

Said, S. E. and D. A. Dickey. 1985. "Hypothesis Testing in ARIMA(p, 1, q) Models." *Journal of the American Statistical Association*, 80(390), 369-374.

Stock, J. H. and M. W. Watson. 1993. "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica*, 61(4), 783-820.

林容如. 1988. "匯率變動對貿易收支與產出之影響：國際間的實證研究," 國立政治大學國際貿易研究所碩士論文。

陳任偉、陳界中. 2007. "J 曲線效果是否存在—亞洲四小龍的實證研究," 東海大學經濟學系碩士論文。

陳婉華. 2008. "臺灣對外貿易與實質匯率之關係研究," 中原大學國際貿易研究所碩士論文。

賴景昌. 2011. *總體經濟學(三版)*. 雙葉書廊有限公司。

資料來源附錄

| 變數 | 網址 | 路徑 |
|---------------|---|---|
| 國內生產毛額 | http://www.dgbas.gov.tw/ | 行政院主計處 > 政府統計總覽 > 統計資料庫 > 國民所得統計 > 國民生產毛額之處分 > 年 |
| 民間消費 | | |
| 資本形成 | | |
| 政府消費 | | |
| 商品及服務輸出 | | |
| 商品及服務輸入 | | |
| 國內生產毛額GDP | | |
| 國內生產毛額GDP平減指數 | http://www.dgbas.gov.tw/ | 行政院主計處 > 政府統計總覽 > 統計資料庫 > 國民所得統計 > 國民所得與儲蓄 > 年 |
| 平均匯率 (新台幣/美元) | http://www.dgbas.gov.tw/ | 行政院主計處 > 政府統計總覽 > 統計資料庫 > 國民所得統計 > 國民所得統計常用資料 > 年 |
| 對美國出口貿易值 | http://www.dgbas.gov.tw/ | 行政院主計處 > 政府統計總覽 > 統計資料庫 > 進出口統計 > 進出口貿易值-國家別 > 主要國家別 > 月 |
| 對美國進口貿易值 | | |
| 美國實質GDP | 台灣經濟新報資料庫TEJ+ | 台灣經濟新報資料庫 > TEJ Profile > 總經 > 國民所得經濟成長 > CA2035 美國實質GDP 2005=100-季-SA (十億美元) |
| 美國GDP平減指數 | 台灣經濟新報資料庫TEJ+ | 台灣經濟新報資料庫 > TEJ Profile > 總經 > 國民所得經濟成長 > CA2056 美國實質GDP物價指數-2005=100-SA (指數) |