

南 華 大 學

管 理 經 濟 學 系 經 濟 學 碩 士 班

碩 士 論 文

政府支出與產出：台灣、香港、南韓、新加坡之  
實證研究

**Government Expenditure and Output : The Empirical Study  
of Taiwan, Hong Kong, South Korea and Singapore**

指導教授：陳寶媛 博士

研究生：何育承

中華民國九十八年六月

南 華 大 學  
管理經濟學系經濟學碩士班  
碩 士 學 位 論 文

政府支出與產出：台灣、香港、南韓、新加坡之實證研究  
Government Expenditure and Output : The Empirical Study  
of Taiwan, Hong Kong, South Korea and Singapore

研究生：何育承

經考試合格特此證明

口試委員：李源明  
陳寶媛  
林家慶  
\_\_\_\_\_  
\_\_\_\_\_

指導教授：陳寶媛

系主任(所長)：陳寶媛

口試日期：中華民國 98 年 6 月 12 日

## 謝 辭

從國小到研究所將近二十二年的求學過程即將告一段落，在這個過程中，令我過的最豐富的是大學四年的生活。因為在這四年，我曾經認真讀書過、頹廢過，更參與過社團、系學會，且擔任過其幹部，因此，對我而言，大學四年真的過得多彩多姿。但是，令我印象最深刻卻是研究所二年的生活，因為它讓我體驗到了和大學很不一樣的生活，以及讀書的態度與方式，我想研究所二年應該是我求學過程中看最多英文書的時候吧。就讀研究所的這兩年所要感謝的人太多了，當然最需要感謝的還是我的指導教授—陳寶媛老師，因為只要在研究上有問題，不論寶媛老師什麼時候，只要找得到她，她都會不厭其煩得為你解答，因此在這兩年受到寶媛老師很大的幫助。當然除了感謝寶媛老師以外，還要感謝陪伴我兩年的同學(琪豐、瑞珊、雅淳、漢中、秉承、宇廷、嘉隆、佳億、旻鎔、暘閔、育季)，因為有了他們的相陪以及幫助，在研究所的過程中，我才能過得如此的順利，不論是課業上的幫助或是生活上的。最後，還要感謝我的爸爸—何振先生和我的媽媽—黃妙珍女士，因為有他們的支持以及鼓勵，才能讓我沒有後顧之憂的完成了研究所的學業以及碩士論文，因此，我要再次的謝謝我的爸爸和媽媽，謝謝他們無私的付出。

何育承 謹誌

南華大學管理經濟學系經濟學碩士班

民國九十八年六月

## 摘要

產出與政府支出彼此間的關係是很密切的。它們之間的因果關係，無論在理論或實證上都是值得學者與執政當局的重視。在理論上，當政府支出會影響產出時，文獻稱其為凱因斯理論；而當產出會影響政府支出時，文獻上則稱為華格納假說。然而既存文獻的實證結果卻歧異不一，這可能是因為所使用的方法、代理變數，或研究對象不同所致。本文利用實質人均國內生產毛額(real per capita GDP)作為產出的代理變數，政府消費支出作為政府支出的代理變數，研究對象為台灣、香港、新加坡、南韓，研究期間除了南韓是自 1970 年至 2007 年之外，台灣、香港、新加坡皆自 1961 年至 2007 年。在研究方法上，首先應用單根檢定法，來檢定變數是否為恆定的序列，然後再進行 Johansen 共整合檢定，以檢定變數間是否有長期均衡關係，接著進行 Granger 因果關係檢定。

實證結果顯示：所有變數皆為  $I(1)$  序列，除了香港沒有共整合之外，台灣、新加坡、南韓皆存在一個共整合的長期均衡關係。因此台灣、新加坡、南韓以 VECM 模型進行 Granger 因果檢定，實證結果顯示，台灣、新加坡皆為雙向因果關係；南韓則支持凱因斯假說。香港則以 VAR 模型進行 Granger 因果檢定，其結果為華格納法則成立

**關鍵詞：** 政府消費支出、產出、共整合、誤差修正模型、因果關係檢定

## Abstract

The relationship between output and government expenditure is very close. For researchers and policy makers, their causal relationship is very important, both theoretically as well as empirically. In theory, when the causation runs from government expenditure to output, the issue known as the Keynesian theory ; when the causation runs from output to government expenditure, the issue known as the Wagner's law. However, the empirical results are discrepancy in the existing literature. The major contributory factor to these conflicting findings is due to methodological differences, different kind of proxy variable and so on. This article applies the technigue of unit root, cointegration and Granger Causality for the countries of Taiwan, Hong Kong, Singapore and South Korea using annual data. The study period is from 1961 to 2007 for Taiwan, Hong Kong and Singapore and 1970-2007 for South Korea.

The empirical results show that all the variable series are I (1) for four countries. The Johansen's cointegration test indicates that there exist at least one cointegrating relationship between per capita GDP and government consumption expenditure in Taiwan, Singapore and South Korea. We carry out Granger-Causality test by vector error correction model (VECM) for these three countries. The results of the Granger-causality tests indicate that there exists an interdependency between the per capita GDP and government consumption expenditure with a bi-directional causal relationship for Taiwan and Singapore and the output of South Korea is supported the Keynesian's principle. Because there is not cointegration relationship between per capita GDP and government consumption expenditure for Hong Kong, so we carry out Granger-causality test by vector autogression (VAR) model. The result of

Granger-causality test indicates that the Wagner's law exists in Hong Kong.

Key words : government consumption expenditure, output, Cointegration, vector error correction model, Granger-causality test

# 目 錄

謝辭.....	I
中文摘要.....	II
英文摘要.....	III
目錄.....	V
圖目錄.....	VI
表目錄.....	VII
<b>第一章 緒論</b>	
第一節 研究動機.....	1
第二節 研究目的.....	2
<b>第二章 研究背景</b> .....	5
<b>第三章 文獻回顧</b> .....	11
<b>第四章 研究方法</b>	
第一節 實證模型.....	17
第二節 單根檢定.....	17
第三節 共整合.....	22
第四節 Granger 因果關係檢定.....	24
<b>第五章 實證結果與分析</b>	
第一節 資料說明處理.....	27
第二節 單根檢定.....	30
第三節 共整合.....	34
第四節 Granger 因果關係檢定.....	37
<b>第六章 結論</b> .....	39
<b>參考文獻</b> .....	41

# 圖目錄

圖一：台灣 1961~2007 年實質人均 GDP 與政府消費支出散佈圖.....	4
圖二：香港 1961~2007 年實質人均 GDP 與政府消費支出散佈圖.....	4
圖三：新加坡 1961~2007 年實質人均 GDP 與政府消費支出散佈圖.....	4
圖四：南韓 1970~2007 年實質人均 GDP 與政府消費支出散佈圖.....	4
圖五：台灣 1961~2007 年實質人均 GDP 與政府消費支出趨勢圖.....	31
圖六：香港 1961~2007 年實質人均 GDP 與政府消費支出趨勢圖.....	31
圖七：新加坡 1961~2007 年實質人均 GDP 與政府消費支出趨勢圖.....	31
圖八：南韓 1970~2007 年實質人均 GDP 與政府消費支出趨勢圖.....	31



# 表 目 錄

表一：文獻比較與整理.....	15
表二：台灣、香港、新加坡、南韓人均 GDP 的單根檢定.....	32
表三：台灣、香港、新加坡、南韓政府消費支出的單根檢定.....	33
表四：台灣實質人均 GDP 與政府消費支出之 Johansen 共整合檢定.....	35
表五：香港實質人均 GDP 與政府消費支出之 Johansen 共整合檢定.....	35
表六：新加坡實質人均 GDP 與政府消費支出之 Johansen 共整合檢定.....	36
表七：南韓實質人均 GDP 與政府消費支出之 Johansen 共整合檢定.....	36
表八：各國 Granger 因果關係檢定表.....	38

# 第一章 緒論

## 第一節 研究動機

華格納法則(Wagner, 1890)與凱因斯假說(Keynes, 1936)是產出與政府支出兩個主要的總體假說，華格納法則認為政府支出的增長是因為產出的增加所致，因此它們之間因果關係的方向應是產出影響政府支出；而另一方面，凱因斯假說則認為政府支出的增加造成產出的增長，因此因果關係的方向應為政府支出影響產出。然而既存文獻的實證結果卻歧異不一，這可能是因為所用的代理變數、實證模型、研究方法、研究期間或研究對象不同所造成的。然而，不論它們之間的因果關係為何，其結果可歸納為四種情況：其一，如果是產出影響政府支出，則為華格納假說；其二，如果是政府支出影響產出，則符合凱因斯假說；其三，政府支出與產出為雙向因果關係；其四，彼此間沒有因果。

在 1890 年，德國財政學家 Adolph Wagner 提出產出增加會帶動政府支出的成長的論點，他認為「隨著經濟的繁榮與每人所得的提高，政府支出也會隨之增加」，此即為「華格納法則」。Wagner 認為經濟成長乃為促使政府規模擴大之因，其理由有下列幾點：第一、因為經濟的繁榮使政府稅收增加，促使政府支出也隨之增加。第二、隨著經濟的發展，國內人口增加、都市密集化以及老人與小孩人口增加等因素皆使社會愈來愈複雜，私部門之市場機能已不能有效的解決所有的公共問題，因此政府介入社會活動乃是必然的結果，而這將使政府的支出增加。第三、政府成長是為了因應工商業擴大投資的需求，而國家必須能提供產業必要的資金以因應技術升級、經濟規模、對外競爭等超過私部門所能供應的大量資本需求。

另一方面，凱因斯學說則認為政府支出才是影響產出的原因。Poot(2000)這篇文章則對凱因斯學說的這個觀點提出五點理由：第一、政府所提供的公共財占

總需求很大的份額。第二、政府本身或其經營的企業或機構，所提供的準公共財 (quasi-public) 或私有財，對產出也會有影響。第三、政府的管理與控制有助於提高效率。第四、所得稅和移轉性支付會影響所得的分配和創造一個更加公平的社會。第五、在資訊不對稱的市場，政府常扮演著調解的角色。

政府支出與產出的關係一直是許多學者所關心的議題，因為政府支出是否能帶動經濟成長，或者是隨著經濟成長而使政府支出不斷增加，這其中的關係一直沒有明確的結論。再者，由於台灣、香港、新加坡與南韓此四國在經濟發展上同屬開放程度高，且外貿占 GDP 之比例也高的國家，故本文對此四國其 GDP 與產出間的關係深感興趣。

## 第二節 研究目的

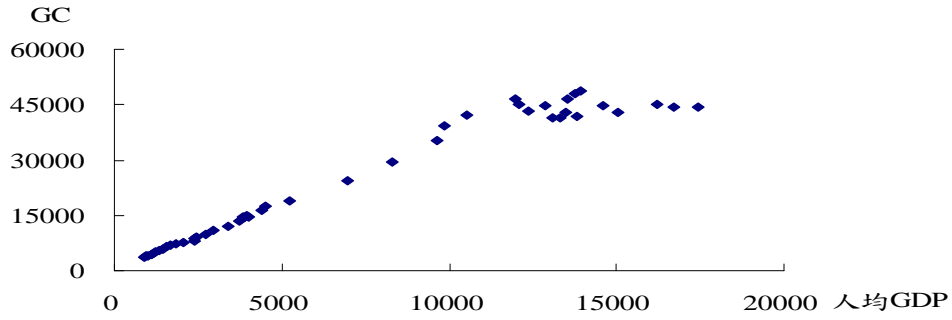
二次戰後許多國家面臨重建以及發展，其中台灣、香港、新加坡、南韓自 1960 年代至 1980 年代經濟表現突出，也是東亞除了日本以外，在 1980 年代經濟發展比較成功的四個經濟體，因而被譽為亞洲四小龍。而這四個地區在經濟發展過程中也有一些相似的地方，例如：一、香港、台灣新、加坡都是華人社會，而南韓則跟前三者一樣深受中華文化影響，有類似的文化背景，而勤勞、節儉、重視教育這些傳統觀念都有助於經濟發展。二、受到西方價值觀影響：香港、新加坡受到英國統治，在法律、教育、經濟各方面都深受影響；台灣、南韓則是在 1950 年代以後深受美國影響，能夠和西方價值體系及經濟體系接軌。三、在經濟發展過程中，都有過以出口導向為主的經濟發展過程。

然而，21 世紀開始，世界經濟疲弱不振，台灣、新加坡、南韓、香港亦面臨了經濟不景氣，加上近期的金融海嘯使得經濟情況與失業更加嚴重，因此這四個國家的政府陸續採取了許多的措施希望能振興經濟，例如：擴大政府支出刺激

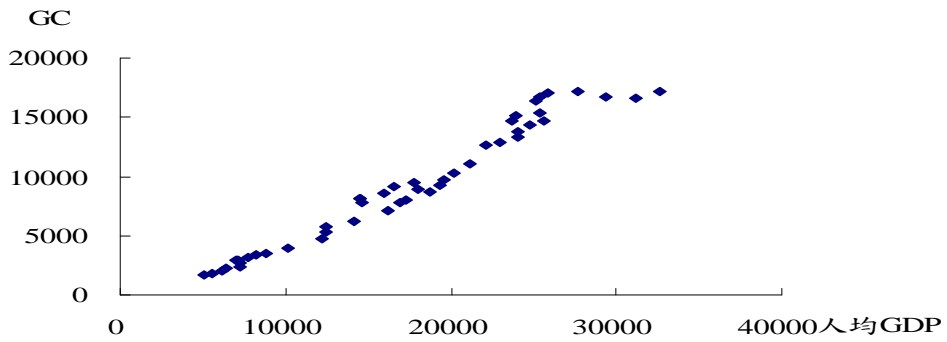
經濟、提高民眾消費意願等，當然，這些政府措施是否能帶動經濟成長還有待觀察。圖一、圖二、圖三、圖四分別為台灣(1961~2007)、香港(1961~2007)、新加坡(1961~2007)、南韓(1970~2007)此四國實質人均 GDP 與政府消費支出之散佈圖，從圖中可以發現，這四個地區的散佈圖都呈現正相關。

因此本文擬針對此四個地區政府消費支出與實質人均 GDP 進行單根檢定，確認變數之恆定性，再進行 Granger 因果檢定來判斷實質人均 GDP 與政府消費支出之間的因果關係，並藉由其結果來選擇實證模型，然後進行迴歸分析，以了解這些地區政府消費支出與經濟成長之間究竟存在著何種關係？究竟是政府支出增加帶動了經濟成長，亦或是經濟成長促使政府規模擴大，這中間的因果關係不僅為經濟學家所關切，其結果亦不容被執政當局忽視，因為這將左右執政當局之政策擬定。

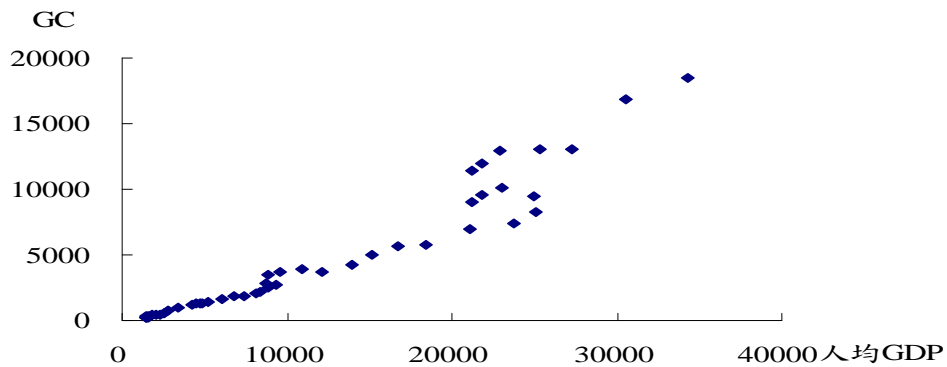
本文的研究架構如下：第一章為緒論，說明本文研究的動機與目的。第二章為文獻探討，回顧國內外之相關文獻。第三章為研究方法，分別就單根檢定、共整合檢定、Granger 因果檢定逐一介紹。第四章為實證結果與分析，首先說明資料的處理以及變數定義，再分別就單根檢定、共整合檢定、Granger 因果檢定、線性迴歸之估計的實證結果進行分析。第五章：結論與建議。



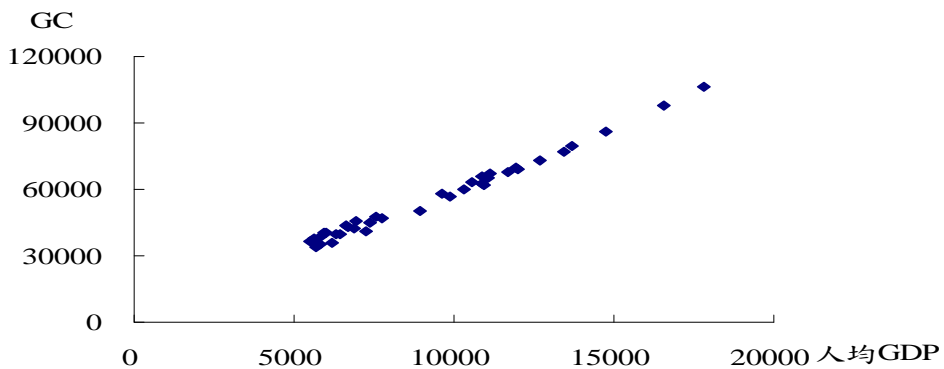
圖一 台灣 1961~2007 年實質人均 GDP(美元)與政府消費支出散佈圖(百萬美元)



圖二 香港 1961~2007 年實質人均 GDP(美元)與政府消費支出散佈圖(百萬美元)



圖三 新加坡 1961~2007 年實質人均 GDP(美元)與政府消費支出散佈圖(百萬美元)



圖四 南韓 1970~2007 年實質人均 GDP(美元)與政府消費支出散佈圖(百萬美元)

## 第二章 研究背景

二次戰後許多國家面臨重建以及發展，其中台灣、香港、新加坡、南韓自 1960 年代至 1980 年代經濟表現突出，也是東亞除了日本以外，在 1980 年代經濟發展比較成功的四個經濟體，因而被譽為亞洲四小龍。而這四個地區在經濟發展過程中也有一些相似的地方，茲對此四國之經濟發展簡介於後：

### 一、台灣

回顧台灣過去 50 多年的經濟發展過程，約可分為四個發展過程：經濟恢復時期(1949 至 1952 年)、以農養工發展時期(1952 至 1960 年)、出口導向經濟發展時期(1960 至 1986 年)、經濟轉型時期(1986 年至今)。

國民政府於 1949 年播遷來台進行戰後重建，開始經濟恢復時期，當時政府對台灣的政經體制採取強烈的干預措施，經濟政策與發展均由政府主導。此外，從 1950 年下半年起，美國開始對臺灣實行經濟援助，注入大量資金，幫助臺灣恢復經濟。在以農養工發展時期，當時臺灣經濟基本上以農業為主，勞動力過剩，對外貿易和國際收支均逆差嚴重，外匯極度短缺，民眾因收入低而無力消費進口工業品。臺灣當局以穩定中求發展為指導思想，確定了以農業培養工業，以工業發展農業的方針。在工業方面，重心放在資金需求量不大、技術要求不高、建廠週期短的民生工業上，以島內生產替代進口，以適應島內的消費水準，並節省外匯開支，創造更多的就業機會，減輕就業壓力。

在 1960 年代初期，由於臺灣市場狹小，當時進口替代工業的產品市場已趨飽和，若繼續發展將導致經濟後勁乏力，因此政府為了吸引外資來台投資，決定採取自由開放、鼓勵出口等政策，希望藉由出口來帶動生產，而這也使得台灣由農業社會逐漸轉變為工業社會。在 1973 年至 1979 年間，台灣除了面對退出聯合國的衝擊外，也受到石油危機的波及，然而，在蔣經國先生的帶領下，台灣推動

了十大建設，藉由擴大政府支出來刺激景氣，因而台灣安然地度過了停滯性通貨膨脹的危機。1978年由於中美斷交，衝擊投資意願，加上1979年發生第二次石油危機，使我國產品的對外競爭力減弱，出口大幅衰退，因此政府在1979年之後，先後宣布十二項經濟建設，加強中小企業融資，開放對外國銀行的設立管制，同時促使台灣經濟結構的改變。

自1990年代以來，由於臺灣內外經濟環境的變化，新臺幣兌美元匯率大幅升值，工資也大幅上漲，勞動力短缺，勞動密集型加工出口工業逐漸喪失比較利益和比較優勢，導致民間投資意願低落，經濟發展陷入困境。為此，政府為了使企業根留台灣，對於國內的經濟管制更大幅放鬆，並積極推動重要的產業政策措施，加速產業升級，例如促進產業升級條例、推動國家建設六年計畫以及建構亞太營運中心等。

## 二、香港

至於香港的發展過程敘述如下：香港在1941年淪落日本統治，而日本在香港三年零八個月的統治幾乎令香港的對外貿易全面停頓，香港面臨第一次經濟打擊。到1945年香港光復後，外貿才又再度興盛。但隨著1950韓戰爆發，中國發起抗美援朝，聯合國因此宣布對華實施禁運。由於中國一直是香港對外貿易的重要夥伴，因此香港的經濟受到嚴重衝擊。而這個變化也使香港尋找到它的新出路——輕工業。在戰後，大量內地人湧入香港，他們帶的資金以及技術為香港發展工業創造了很好的條件。

戰後，西方工業國家開始放棄成本不斷上漲的勞動密集型工業，改向資本密集型以及技術密集型產業轉型。這正好為擁有大量廉價勞工的香港，提供發展出口導向之輕工業的機會。1970年代，由於台灣、新加坡以及南韓等地均大力發

展工業，出口額先後超越香港，加上 1973 年石油危機，使香港的經濟更加嚴峻。面對這樣的困境，香港推行三個多元化計畫-即工業多元化、經濟結構多元化和市場多元化。這些計畫改變了以往集中發展單一行業的情況，多種行業如金融、貿易以及房地產迅速發展，擴大了香港的經濟基礎。

1980 年代初，由於世界經濟出現衰退，加上國外保護主義興起，令香港產品的出口面臨很大的困難，因此香港的經濟全面低落。直到 1984 年，中英兩國發表聯合聲明，加上內地改革開放，香港在內地發展的帶動下，轉口貿易回升，金融服務藉機發展，香港又從工業主導轉型為金融中心。

### 三、新加坡

新加坡的經濟發展大致可分為：70 年代中期以前的工業化初期；70 年代後半的擴大工業基礎期；80 年代的高附加價值化經濟發展期以及 90 年代以來的全球化發展期。

新加坡在工業化初期，一如台灣也是採行進口替代政策，降低工業產品的進口關稅，但在 1965 年新加坡脫離馬來聯邦獨立後，喪失馬來亞市場，轉口貿易也大幅萎縮，加上英軍撤退，新加坡政府不得不改採發展出口型勞力密集產業，以進入國際市場。由於當時新加坡本土企業不具工業化經驗，新加坡政府乃以優渥的獎勵措施，吸引外資的流入，同時，採行嚴厲的政治與勞工管制措施，以使多國籍企業能在穩定的環境中營運。事後證明：在當時的國內外經濟環境下，新加坡政府的措施是相當成功的策略，此乃因為美日等先進國家正面臨國內工資上漲的壓力，企業向外尋找新的投資地，新加坡政策的改變，正足以吸引外資的流入；而且，新加坡具有優越的地理位置，良好的公共港灣設施，開放的貿易體制、勤勞的人力資源，以及多種族人口結構，這些都成為新加坡吸引外資流入的重要資產。



除了出口導向發展製造業之外，新加坡政府也推動石化工業的發展，在 60 年代末期，新加坡即已成為重要的石油提煉中心。此外，為了加速工業化，甚至由政府主導直接進行投資，或與外資合資。工業化可以減輕失業的壓力，但新加坡政府認為金融與銀行部門的成長也可創造就業機會，基於早期的商業轉運中心經驗，新加坡政府在既有設施下，擴大並深化銀行與金融活動，希望新加坡能發揮其地理優勢，成為全球性的金融中心。為此，1968 年新加坡政府取消對非居民之利息扣繳，是為亞洲美元市場成立的第一步。1970 年更開放外商銀行進入市場。新加坡政府並成立金融管理局（MAS）以總管新加坡的貨幣、資金、黃金、債券與外匯市場。1973 年 MAS 公佈境外金融措施，同意國際知名的銀行在新加坡進行境外金融業務。新加坡的股票交易中心也於 1973 年成立。

另一方面，新加坡政府重建新加坡沿岸的設施，並擴建鄰近地區，使之成為全球最繁忙的貨櫃港。目前該港已完全自動化，以確保快速與正確的轉運。此外，80 年代以來推動的成長三角與區域經濟整合政策，更提高新加坡港的重要性。新加坡已逐漸成為東南亞地區主要的造船、船舶修配，與油輪建造中心。1979 年新加坡政府公佈第二次工業革命報告，以推動製造業朝向高科技、高生產力與高所得發展。此一發展策略包括，(1)連續三年的兩位數工資調漲策略，鼓勵以資本替代勞動的投入；(2)改變工業生產關係與勞工管理體系，以提高生產力；(3)增加教育、職業訓練等生產力提升之投資；(4)擴大外資獎勵措施，以吸引高科技產業之進入。經濟升級策略在一定程度是成功的，新加坡的經濟成長率於 1980 年間高於其他新興工業化國家，勞力密集產業也加速地移轉至鄰近國家，高資質的人力資源也迅速地累積。但是，由於工資漲幅過大，大幅提高單位勞動生產成本，加上公共費率提高，以及新幣快速升值等，導致製造競爭力嚴重地衰退。又逢國內營建業萎縮，以及全球性需求不振等，新加坡經濟在 1985~86 年間陷入嚴重的衰退期。

為了振興景氣，新加坡政府採取相當激烈降低生產成本策略，降低公司稅與財產稅，調低廠房租金、水電、通訊與港灣費用等公共部門費率，另外也調降雇主的公積率負擔等。此外，制訂比較溫和的工資調漲政策，以配合個別企業利潤率與勞動生產力的成長。加上，海外經濟環境好轉，新加坡經濟重獲高度成長。整體而言，新加坡的長期發展策略還是依賴外資，選擇性的引進技術和非技術外勞，同時給予國內企業更多的支援、加速國營企業民營化等。新加坡政府依然鼓勵對高科技、高附加價值產業的投資等。雖然新加坡政府已逐步減少對政府相關企業的持股，以擴大民間部門的功能，但是部分民間部門進入困難或風險性較高的產業，新加坡政府依然主導投資這些創新產業。簡單地說，新加坡政府還是會積極介入經濟活動，其最終目的，是將新加坡變成結合製造業、科技與服務業的中心。

#### 四、南韓

南韓在 1945 年解放後，由於資金短缺，主要倚賴外援供應消費物資。此時期的經濟政策著重於培植輸入替代產業；以調整關稅及輸入的模式來扶植專門生產消費品的輕工業。當時發展產業的資金不足，大都是靠外資來購買原料。因此，南韓工業化的起步以外資設立之工廠加工海外原料開始的。1960 年代早期，南韓仍處於貧窮階段，為了擺脫貧窮，南韓政府於是於 1962 年制定一個五年經濟發展計畫(Five-Year Economic Development Plan)。經濟發展的第一階段，政府的經濟政策為促進進口替代產業(import-substitution industries)的發展，到了第二階段，就以勞力密集出口導向產業(labor-intensive export industries)為主，南韓的工業化在政府的政策指導下，在此時期快速的發展。

1970 年代早期，南韓經歷來自於國內外的變化與挑戰，於是一項新的保護措施迅速的擴展，此時正值全球性石油危機之時，勞力密集的輕工業在此時已

逐漸地感受到來自於工資快速上漲的壓力，為了維持生存，南韓經濟必須轉型，政府的經濟政策即從原本的輕工業轉向重工業及化學工業。此階段的經濟發展，由於國內儲蓄小於投資，為了要讓投資有充分的財力予以支持，必須引進外資或是提高貨幣供給，但這卻造成了南韓外債負擔沈重及國內通貨膨脹的壓力。在這些缺失一一浮現後，南韓政府再度修正其經濟政策，以穩定導向成長為其發展策略(stability-oriented growth strategy)。

1980 年代，南韓經濟在計畫發展以來首次出現了負成長和巨額的經常帳赤字，政府為了突破全面性的經濟困境，採取一系列結構式的調整以促使經濟效率的達成。首先，將經濟政策由成長調整為穩定，且積極鼓勵調整重複投資的情形和清盤經營不善的企業，在此新經濟政策下，逐漸促使經濟開放與鬆綁，進而有私人企業的出現。然而，開放和鬆綁的努力在此時並未對經濟產生很大的影響，究其原因，受到當時政治經濟環境尚未成熟的影響，反倒是緊縮的貨幣和財政政策以及國際石油價值趨於穩定對南韓經濟的穩定貢獻頗多。

南韓經濟到了 1990 年代，出現了一種結構性的問題，即是「高成本，低效率(high-cost, low-efficiency)」的工業結構，由於物價的不穩定和企業經營外部擴展策略的不易變更，使得高成本出現於高工資、高土地價值和高利率的區域，然而，南韓企業所面對的除了國內市場以外，其主要的競爭是來自於國際市場，尤其是較晚起步的發展中國家快速趕上的成長率，WTO 的推動和 OECD 的市場開放都會對其國內高成本的產業造成衝擊。1998 年迄今，在 1997 年金融危機爆發後，南韓政府向國際貨幣基金(IMF)、世界銀行(WB)、亞洲開發銀行(ADB)等緊急紓困，並積極進行金融改革、企業改革、勞動改革以及公共改革，隨著金融體系恢復穩定，以及出口活絡帶動經濟成長，大體而言，已自金融危機重新站起來。

### 第三章 文獻回顧

有關政府支出與產出之理論主要可分為二類：一為凱因斯學說，其學說為政府支出增加將會提高產出；另一個為華格納假說，其主張為經濟成長會使政府支出增加。以下將回顧過去文獻中，學者們所做的研究與結果：

Al-Faris(2002)利用 1970 至 1997 的時間序列資料來重新檢驗華格納法則或凱因斯學說在 GCC<sup>1</sup> 國家(沙烏地阿拉伯、阿拉伯聯合大公國、科威特、阿曼、巴林、卡達)是否成立。作者以總政府支出占 GDP 的比率、人均經常性支出、人均投資性支出做為政府支出的代理變數，並且變數進行單根檢定，再以 Johansen 的最大概似法來檢定總政府支出占 GDP 比率和人均 GDP、人均經常性支出和人均投 GDP、人均投資性支出與人均 GDP 是否有共整合。實證結果發現，只有阿拉伯聯合大公國的人均經常性支出和人均投資性支出和科威特的總政府支出占 GDP 比率和人均 GDP 有共整合關係。之後，作者又利用因果關係檢定來分別檢定 GDP 與公共支出、GDP 與經常性支出、GDP 與投資性支出的因果關係。實證結果發現，除了巴林為雙向因果關係外，其他國家皆為單向因果關係且符合華格納法則。

Chang(2002)利用 1951 年至 1996 年的時間序列資料來檢驗華格納法則在三個新興工業化國家(南韓、台灣、泰國)和三個已開發國家(日本、美國、英國)是否成立。作者利用 ADF 和 KPSS 做為單根檢定的判斷標準，並且以 Johansen 的最大概似法來檢定政府支出與國民所得的長期均衡關係，實證結果發現，除了泰國以外，其他五國的政府支出與國民所得存在著共整合。之後，作者又利用因果

---

<sup>1</sup>海灣合作委員會（簡稱海合會，Gulf Cooperation Council -- GCC）全稱海灣阿拉伯國家合作委員會，1981 年 5 月在阿聯酋阿布扎比成立。其成員國為阿拉伯聯合大公國、阿曼、巴林、卡達、科威特、沙特阿拉伯 6 國。成員國總面積 267 萬平方公里，人口約 3500 萬，主要資源為石油和天然氣，是中東地區重要區域性組織。海合會成員國擁有豐富的石油資源，已探明的石油儲量約佔全球石油總儲量的 45%。6 個國家的政治、經濟體制相似，王室聯係也非常緊密，在政治、經濟、外交、軍事等方面都存在著共同的利益。

關係檢定來檢定政府支出與國民所得之間的因果關係，實證結果發現，除了泰國以外，其他五國皆符合華格納法則。

Wahab(2004)利用 1950 年至 2000 年的時間序列資料來檢定華格納法則在 OECD 國家是否成立。作者利用華格納法則來設定模型，然後做單根檢定、共整合，且用 AIC 來選擇落後期數，因為變數間存在共整合，所以以誤差修正模型(error correction model; ECM)進行估計。實證結果發現在 OECD 國家只有少數的國家是支持華格納法則。

Narayan, Nielsen and Smyth(2008)這篇文章，作者利用 1952 年至 2003 年的 panel 資料來檢驗華格納法則在中國 24 個省分是否成立。因中國沿海與內陸各省開發程度不同，所以作者將 24 省分成了東部、西部和中部三個區域，然後對各區域的資料進行 panel 單根檢定、panel 共整合檢定、因果檢定。實證結果顯示，所得較低的地區如：中部省分和西部省分支持華格納法則；而所得較高的省分，則不支持華格納法則。

孫克難(1997)藉由許多相關文獻來分析可能影響本國政府支出的各種原因，然後用這些原因當作變數(實質 GNP、政府部門的價格指數、政府部門雇用人數、人口密度、基尼指數、虛擬變數(以民國 76 年解嚴和開放黨禁為分界點))來進行迴歸分析，研究期間為民國 57 年到民國 84 年。實證結果發現，隨著國民所得的增加，政府支出也隨之增加，而且政府支出的所得彈性大於一，所以華格納法則成立。政府支出價格上升，也使得政府支出上升，因此支持 Baumol(1967)假說<sup>2</sup>。政府雇用人數增加，對政府支出有正向影響，雖然不顯著，但不拒絕

---

<sup>2</sup> Baumol(1967)公共服務不平衡成長理論：主要解釋公共服務的生產力相對落後，造成服務成本與價格上升，引起政府消費支出的增長。

Niskanen(1971)<sup>3</sup>的官僚決策與預算最大化假說。人口密度的提高、吉尼指數的上升以及稅制複雜度的上升皆對政府支出沒有顯著的影響。

莊希豐和蔡宗豪(1998)這篇文章是將政府支出納入內生成長理論，探討政府支出對該國經濟成長的影響。實證估計則針對亞太地區十一個國家或地區<sup>4</sup>為對象，採用追蹤資料(panel data approach)統計方法，分別探討政府支出行為對經濟成長的衝擊及長期影響。實證結果顯示，當政府支出具有生產性時，則支出對經濟成長有正面影響，而當有部分支出不具生產性，其總支出對成長的貢獻將會降低。

Loizides and Vamvoukas(2005)這篇文章以希臘、英國、愛爾蘭為對象，先利用 ECM 模型探討政府支出與經濟成長的關係，接著再分別加入通貨膨脹率或失業率藉以觀察其結果是否與沒加入通貨膨脹率或失業率有所不同。實證結果顯示，當沒有加入通貨膨脹率與失業率時，希臘支持華格納法則，而英國與愛爾蘭則支持凱因斯假說；當加入失業率之後，其結果與沒有加入通貨膨脹率與失業率結果相同；當加入通貨膨脹率之後，希臘、英國與愛爾蘭凱因斯假說皆成立。

Pradhan(2007)這篇文章，作者利用 1970 年至 2005 年的時間序列資料來探討南亞區域合作聯盟會員國<sup>5</sup>其政府支出與經濟成長之間的關聯性。作者使用名目人均 GDP(美元)做為經濟成長的代理變數，而以名目政府消費支出(美元)做為政

---

<sup>3</sup> Niskanen(1971)官僚決策與預算最大化：主要強調官僚在追求一己的效用極大與預算極大之情況下，造成多用雇員的現象，而使得政府支出膨脹。

<sup>4</sup> 十一個國家地區包含：台灣、日本、香港、新加坡、南韓、馬來西亞、泰國、印尼、菲律賓、中國大陸、越南。

<sup>5</sup> 1980 年 5 月，孟加拉國總統齊亞·拉赫曼首先提出開展南亞區域合作的倡議。1983 年 8 月，孟加拉、不丹、印度、馬爾地夫、尼泊爾、巴基斯坦和斯里蘭卡 7 國外交部長在印度首都新德里舉行首次會晤，並通過了《南亞區域合作聯盟聲明》。1985 年 12 月，7 國領導人在孟加拉國首都達卡舉行第一屆首腦會議。會議發表了《達卡宣言》，制定了《南亞區域合作聯盟憲章》，並宣布南亞區域合作聯盟正式成立。2005 年，阿富汗加入南盟，成為南盟第八個成員。

府支出的代理變數。該文的檢定過程分為三個步驟：第一步以 ADF 單根檢定法來檢驗變數是否為穩定的序列；第二步則利用 Engle and Granger(1987)兩階段估計法進行共整合檢定，以檢驗名目人均 GDP 與名目政府消費支出是否具有長期的均衡關係；第三步為進行因果檢定。實證結果顯示，所選取國家的名目人均 GDP 與名目政府消費支出皆為  $I(1)$  序列，而且皆有長期均衡關係。而因果關係檢定結果顯示，印度、尼泊爾、不丹為單向因果關係而且支持凱因斯假說，亦即政府支出會影響產出，但是卻沒有任何國家支持華格納法則；除此之外，孟加拉與馬爾地夫為雙向因果，表示在兩個國家政府支出與經濟成長之間是交互影響的，而巴基斯坦與斯里蘭卡則完全沒有因果，意謂著這兩個國家的政府支出與經濟成長彼此間是獨立的。

Tang(2008)這篇文章的目的在檢驗馬來西亞的政府支出與經濟成長之間的因果關係，研究期間為1960年至2007年。在單根檢定方面，作者除了使用PP檢定之外，因考慮了結構性轉變的因素，所以也使用了Zivot and Andrews(1992)單根檢定法；而在因果檢定方面，作者將遞歸迴歸方法加入Granger 因果檢定(Granger, 1969)和Toda and Yamamoto(1995)的Modified Wald(MWald因果檢定)以探討政府支出與經濟成長在長期和短期的因果關係。實證結果顯示，在1985年至2000年期間華格納法則是成立的；而凱因斯的論點，只在1980年之前受到支持。

Dogan and Tang(2006)這篇文章，作者以五個東南亞國家(印度尼西亞，馬來西亞，菲律賓，新加坡，泰國)為對象探討政府支出與國民所得之間的關係，研究期間為1960年至2002年。作者利用實質人均GDP做為國民所得的代理變數；以實質人均政府支出為政府支出的代理變數。實證結果顯示，各變數皆為  $I(1)$  序列；除了印度尼西亞以外，其它四個國家的實質人均GDP與實質人均政府支出都有長期關係。而Granger因果檢定結果顯示，在這5個國家中，華格納法則皆不被支持，意謂著實質人均GDP對實質人均政府支出沒有顯著影響力；另一方

面，只有菲律賓的數據顯著支持凱因斯的學說，亦即政府支出會對國民所得產生影響。

綜合過去文獻可知，政府支出與產出之間的關係，與學者所研究的國家、設定的模型、使用的計量方法、代理變數的選取，以及取樣期間的不同，而有不同的結論，茲將各文獻彙整於表一。

表一 文獻比較與整理

實證文獻	研究對象	政府支出的代理變數	所得、產出的代理變數	實證結果
Al-Faris(2002)	沙烏地阿拉伯、阿拉伯聯合大公國、科威特、阿曼、巴林、卡達	公共支出對 GDP 比率 人均經常帳政府支出 人均投資性政府支出	人均 GDP	巴林為雙向因果關係外，其他國家皆為單向因果關係且符合華格納法則。
Chang(2002)	南韓、台灣、泰國、日本、美國、英國	實質總政府支出 人均實質總政府支出 實質總政府支出占實質 GDP 比率	實質 GDP 人均 GDP	除泰國以外，其他五國皆符合華格納法則
Wahab(2004)	OECD24 個國家	政府支出	GDP 成長率	少數國家支持華格納法則
Dogan and Tang(2006)	印度尼西亞、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國	實質人均政府支出	實質人均 GDP	華格納法則皆不被支持，而菲律賓則支持凱因斯的學說。
Pradhan(2007)	印度、不丹、孟加拉、馬爾代夫、尼泊爾、巴基斯坦、斯里蘭卡	名目政府消費支出	名目人均 GDP	印度、尼泊爾、不丹為單向因果關係而且支持凱因斯假說，但是卻沒有任何國家支持華格納法則，除此之外，孟加拉與馬爾地夫為雙向因果，最後



				巴基斯坦與斯里蘭卡則完全沒有因果。
Tang(2008)	馬來西亞	實質政府支出	實質 GDP	實證結果顯示，在 1985 年~2000 年是支持華格納法則的；而凱因斯的論點，只在 1980 年之前受到支持。
Narayan,Nielsen and Smyth(2008)	中國東部、中部、西部共 22 個省份	實質政府支出 人均實質政府支出	實質 GDP 實質人均 GDP	在短期，實質 GDP(人均)與實質政府支出(人均)有雙向因果關係；長期則為單向因果關係
Loizides and Vamvoukas(2005) <sup>6</sup>	希臘、英國、愛爾蘭	政府總支出占 GNP 的比率	經濟成長率	沒加失業率、通貨膨脹率與只加失業率：希臘支持華格納法則，而英國與愛爾蘭則支持凱因斯假說；只加通貨膨脹率：皆支持凱因斯假說。
莊希豐(1998)	亞太地區 11 個國家	政府消費性支出、投資支出與民間投資取其占國內生產毛額比例	每人實質 GDP 成長率	政府消費性支出對經濟成長為負、而投資支出為正
孫克難(1997) <sup>7</sup>	台灣	名目政府總支出	實質 GNP	支持華格納假說

<sup>6</sup> Loizides and Vamvoukas(2005)這篇文獻還加入了失業率、通貨膨脹率這二個變數。

<sup>7</sup> 孫克難(1997)這篇文獻還加入了政府消費平減指數、公務人員數、人口密度、吉尼係數、租稅複雜度的 Herfindahl 指數。

## 第四章 研究方法

本文擬以台灣、香港、新加坡與南韓此四國為對象，探討此四國其產出與政府支出之間的因果關係，以驗證華格納法則與凱因斯假說。而標準的因果關係檢定要求變數須為恆定的時間序列。因此，本章第一步將對台灣、香港、新加坡、南韓之實質 GDP 與政府消費支出進行單根檢定，以確認樣本資料是否為穩定的序列。如果各國的實質 GDP 與政府消費支出其水準值為非恆定的序列，則第二步進行共整合檢定，若這二個不穩定的序列具有共整合，則代表這二個變數之間有著長期均衡的關係；則第三步即以 ECM 模型進行 Granger 因果關係檢定。但若各國的實質 GDP 與政府消費支出不具有共整合關係，則對此二變數進行差分，再以差分後之序列進行因果關係檢定。

### 第一節 實證模型

產出與政府消費支出之因果關係未定，若是政府支出會影響產出，則符合凱因斯假說，其模型設定如下：

$$Y_t^i = \alpha + \beta GC_t^i + \varepsilon_t \quad (4.1.1)$$

其中，Y 為實質人均 GDP，GC 為政府消費支出，i 代表台灣、香港、新加坡、南韓此四個國家或地區，t 為時間。

若是產出影響政府支出，則為華格納假說，其模型設定如下：

$$GC_t^i = \gamma + \delta Y_t^i + e_t \quad (4.1.2)$$

### 第二節 單根檢定

由於總體經濟變數大多具有非恆定之特性，而使用非恆定的序列資料進行模型估計，則可能出現假性迴歸的現象，即判定係數值  $R^2$  會非常高， $t$  統計量會非常顯著，而且無法判定變數間之真實關係，其所得到的結果也會有很大的誤差而

不具任何意義。但是，一般非定態之時間序列經過一次或二次差分之後，序列大底會呈現穩定狀態，因此在進行模型估計之前，必須先確定變數是否為穩定狀態，之後再進行估計，這樣即可避免出現假性迴歸。單根檢定即可檢定時間序列是否為定態，如果非定態序列經過 d 次差分成為一個穩定序列，則為整合階次 d 之序列，以 I(d)表示；如果序列本身是穩定的，則為零階整合序列，以 I(0)表示。

一般常用的單根檢定方法有 Augmented Dickey Fuller(ADF)、Phillips-Perron (PP)和 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS)檢定等，除了前面所述的單根檢定法之外，因為考慮了結構性改變，因此本文除了採用 ADF、PP 與 KPSS 來進行單根檢定之外，還加入了 Zivot and Andrews(ZA)檢定。茲將單根檢定法分述如下：

#### 一、ADF 檢定

Dickey and Fuller(1979)所提出的單根檢定，其假設誤差項  $u_t$  為白色噪音 (white noise)，然而實際上迴歸的殘差項通常存在著自我相關的問題，使 DF 檢定力受到了限制，因此 Said and Dickey(1984)為了解決上述問題，在原 DF 檢定法中加入了自變數差分的落後期，使誤差項之間不具序列相關的問題，ADF 檢定具有以下三種檢定模型：

##### (一)只包含漂浮項(drift)

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (4.2.1)$$

$$H_0: \gamma = 0 \quad (4.2.2)$$

##### (二)包含截距與漂浮項

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + a + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (4.2.3)$$

$$H_0: \gamma = a = 0 \quad (4.2.4)$$

(三)包含截距、趨勢與漂浮項

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + a + \delta t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (4.2.5)$$

$$H_0: \gamma = a = \delta = 0 \quad (4.2.6)$$

(4.2.1)式為不含截距項與時間趨勢的隨機漫步(random walk)；(4.2.3)式為含截距項但不含時間趨勢的RW，(4.2.5)式為含截距項與時間趨勢的RW。式中，a為截距項，t為時間趨勢項。檢定結果如果拒絕虛無假設，即沒有單根，表示 $Y_t$ 序列為定態；反之，若無法拒絕虛無假設，即有單根，表示 $Y_t$ 序列為非定態。 $Y_t$ 序列如果有單根，則對此序列資料進行一階差分，然後再執行上述的單根檢定，直到所探討的變數為定態序列。本文將以Akaike information criterion (AIC)作為最適模型的選擇準則。

$$AIC(n) = T \ln(SSR) + 2n \quad (4.2.7)$$

其中，n代表估計參數數量；T代表總樣本數；SSR代表殘差平方和。

## 二、PP 檢定

Phillips 和 Perron(1988)提出一種非參數方法來檢驗一階自迴歸過程 AR(1)的平穩性，由於 DF 檢定其隱含檢定式的殘差必須是無自我相關和具有同質變異，但有時候這些條件卻無法被滿足，但是 PP 檢定允許檢定式中的殘差具有自我相關和異質變異的問題，修正了 DF 檢定中之 $\gamma$ 的估計式，使其和原來 DF 檢定值有相同的漸進分配，因此仍能沿用 DF 檢定所導出來的分配，所以檢定所用的臨界值也相同，Phillips 和 Perron(1988)根據 Dickey-Fuller 檢定所設定的模型如下：

(一)包含截距與漂浮項

$$Y_t = \mu^* + \lambda^* Y_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (4.2.8)$$

$$H_0: \lambda = 1 \quad (4.2.9)$$

(二)包含截距、趨勢與漂浮項

$$Y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\lambda} Y_{t-1} + \tilde{\alpha}(t - T/2) + \tilde{\varepsilon}_t \quad (4.2.10)$$

$$H_0: \tilde{\lambda} = 1 \quad (4.2.11)$$

其中， $T$  為樣本數， $\varepsilon_t^*$  與  $\tilde{\varepsilon}_t$  為殘差項。(4.2.8)式為一個沒有時間趨勢項之迴歸式；(4.2.10)式為有時間趨勢項之迴歸式。若無法拒絕虛無假設，則該序列存在單根，為非定態序列。

### 三、KPSS 檢定

KPSS 檢定為 Kwiatkowski、Phillips、Schmidt and Shin 在 1992 年所提出的檢定法，其目的在於檢驗時間序列是否為定態。它與 ADF 檢定和 PP 檢定最大的不同在於：其虛無假設為時間序列不具有單根，對立假設為時間序列有單根。KPSS 檢定之模型設定為：

$$Y_t = \alpha + \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (4.2.12)$$

其中， $r_t$  為隨機漫步，即  $r_t = r_{t-1} + u_t$ ， $u_t$  為  $iid(0, u_t^2)$ ，KPSS 檢定統計量為：

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / S^2(l) \quad (4.2.13)$$

其中， $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$ ， $t = 1, 2, \dots, T$ ， $S^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s, l) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$ ， $w(s, l) = 1 - s/(l + 1)$ 。 $e_t$  為  $\varepsilon_t$  的估計值， $S_t$  則為殘差和； $l$  代表“lag truncation parameter”， $S^2(l)$  為變異數的估計值。其檢定結果如果為拒絕虛無假設，則表示有單根；如果不拒絕虛無假設，則無單根。

### 四、ZA 檢定

Perron(1989)指出，若序列變數存在結構性改變，其檢定結果會產生偏誤。因為上述單根檢定法在檢定過程中並沒有考慮到結構性改變的問題，因此本文利用 Zivot and Andrews(1992)所提出的 ZA 單根檢定法，來檢定具有結構性改變之變數是否具有單根。我們使用了 Zivot and Andrews(1992)所提出的模型 A 與模型 C 來進行檢定。其方程式如下：

(一)模型 A :

$$\Delta y_t = \kappa + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-1} + e_t \quad (4.2.14)$$

(二)模型 C :

$$\Delta y_t = \kappa + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2.15)$$

模型 A 考慮了截距項的變動，而模型 C 則同時考慮截距項以及斜率的變動。

$$DU_t = \begin{cases} 1 & \text{若 } t > \text{TB} \\ 0 & \text{其他情況} \end{cases} \quad \text{和} \quad DT_t = \begin{cases} t - \text{TB} & \text{若 } t > \text{TB} \\ 0 & \text{其他情況} \end{cases} \quad (4.2.16)$$

其中，TB 代表該時間點上發生了結構性改變， $DU_t$  為一虛擬變數，其表示在 TB 這個時間點上的平均值變動；而  $DT_t$  代表對應的趨勢變動變數。(4.2.14)式與(4.2.15)式的虛無假設為  $\alpha = 1$ ，若無法拒絕虛無假設，則該序列存在單根，為非定態序列。在落後期數的選擇上，我們採用 AIC 做為判斷準則。

上述單根檢定結果，若原始序列沒有單根，則表示此序列為 I(0)序列，為定態；反之，如果序列有單根，則表示此序列為非定態序列，此時須將原始資料進行一階差分，再進行單根檢定，直到序列達到穩定為止。

### 第三節 共整合檢定

當序列資料為非定態時，通常可以用差分的方式使其成為定態，然而差分之後變數間將失去長期的訊息。因此，Engle and Granger(1987)提出共整合(cointegration)理論，Engle and Granger(1987)發現在非定態序列的迴歸關係中，若變數間存在共整合關係，則此迴歸關係仍然是有經濟意義的。所謂共整合是指，一組非定態的時間序列其線性組合呈現定態，則稱此組非定態時間序列具有共整合關係，而共整合經常被解釋為變數間的長期均衡關係。

檢驗共整合是否存在的方法最早有 Engle and Granger(1987)所提出的二階段自我迴歸分析法(two-stage autoregression procedure)，然而此種分析方法最多只能找出一組共整合向量，若變數間存在多組共整合向量，則其他存在的共整合向量可能會被忽略，因此 Johansen(1988)與 Johansen and Juselius(1990)即提出以最大概似估計法來彌補二階段自我迴歸分析法之缺失。Johansen(1988)與 Johansen and Juselius(1990)假設一個具有  $n$  個變數的向量自我迴歸模型，當落後期數為  $p$  期時，模型可表示如下：

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Pi_1 \Delta Y_{t-1} + \Pi_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Pi_{p-1} Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4.3.1)$$

其中， $Y_t = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt}]'$ ， $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt}$  為  $n$  個非恆定的變數。而(4.3.1)式的模型即為向量誤差修正模型(vector error correction model；VECM)。

Johansen(1988)提出兩種檢定共整合個數的檢定統計量：

一、軌跡檢定法(trace test)

其檢定統計量為

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4.3.2)$$

其中， $T$  為總樣本數， $\hat{\lambda}_i$  代表第  $i$  個特性根的估計值，而  $r = rank(\Pi)$  (也就是係

數  $\Pi$  的秩數)。

假設檢定為

$$H_0 = \text{rank}(\Pi) = r \text{ (有 } r \text{ 組共整合向量)} \quad (4.3.3)$$

$$H_1 = \text{rank}(\Pi) \leq r$$

這個檢定的原理是，如果沒有任何共整合向量存在，則  $r=0$ ，隱含  $n$  個特性根  $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n = 0$ ，這將使  $\lambda_{\text{trace}} = 0$ 。而如果有  $r$  組共整合向量存在，則  $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 \neq 0$ ， $\dots$ ， $\lambda_r \neq 0$ ，但是  $\lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_n = 0$ ，所以  $\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$  的值將會接近 0。

## 二、最大特性根檢定法(maximum eigenvalue test)

其檢定統計量為

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4.3.4)$$

假設檢定為

$$H_0 = \text{rank}(\Pi) = r \text{ (有 } r \text{ 組共整合向量)} \quad (4.3.5)$$

$$H_1 = \text{rank}(\Pi) = r+1$$

同理，若有  $r$  組共整合向量存在，則  $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 \neq 0$ ， $\dots$ ， $\lambda_r \neq 0$ ，但是  $\lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_n = 0$ ，所以第  $r+1$  個特性根  $\lambda_{r+1} = 0$ ，而  $\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$  也應該接近於 0。

本文將採用軌跡檢定法與最大特性根檢定法，來判斷變數之間所存在的共整合個數。



#### 第四節 Granger 因果關係檢定

Granger 因果關係檢定是指有兩個恆定的時間序列變數(我們假設為 X 和 Y)，如果 X 受到本身落後期數變動和 Y 落後期數變動影響，且 X 不會影響 Y，則可以稱為 Y 影響 X；同理如果 Y 受到本身落後期數變動和 X 落後期數變動影響，且 Y 不會影響 X，則可以稱為 X 影響 Y。但是，如果 X 影響 Y 且 Y 也同時影響 X，則我們可以稱為雙向因果關係；如果它們彼此間不互相影響，則它們彼此間沒有因果關係，也就是說它們之間是獨立的。

本文在此即是採用因果關係檢定來驗證華格納法則與凱因斯假說在台灣、韓國、香港、新加坡此四國的表現。下面則為 Granger 因果關係檢定的三種不同型態：

型態一：

假設變數 X 和 Y，分別為 I(0)序列但沒共整合，則其迴歸方程式為：

$$Y_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.4.1)$$

假設檢定為：

$$H_0: \beta_j = 0, j = 1, 2, \dots, q$$

$$H_1: (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_j) \text{ 至少有一個不為 } 0$$

若拒絕  $H_0$ ，則代表 X 影響 Y。

$$X_t = c_2 + \sum_{i=1}^r \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^s \lambda_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.4.2)$$

假設檢定為：

$$H_0: \lambda_j = 0, j = 1, 2, \dots, s$$

$$H_1: (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_j) \text{ 至少有一個不為 } 0$$

若拒絕  $H_0$ ，則代表 Y 影響 X。

型態二：

假設變數 X 和 Y，分別為 I(1)序列而且有共整合，則其迴歸方程式為：

$$\Delta Y_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta X_{t-j} + \mu ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4.3)$$

其中， $ECT_{t-1}$  代表誤差修正項，代表 X 與 Y 的長期均衡關係。

假設檢定為：

$$H_0 : \beta_j = 0, j = 1, 2, \dots, q$$

$$H_1 : (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_j) \text{ 至少有一個不為 } 0$$

若拒絕  $H_0$ ，則代表 X 影響 Y。

$$\Delta X_t = c_2 + \sum_{i=1}^r \gamma_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^s \lambda_j Y_{t-j} + \mu ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4.4)$$

假設檢定為：

$$H_0 : \lambda_j = 0, j = 1, 2, \dots, s$$

$$H_1 : (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_j) \text{ 至少有一個不為 } 0$$

若拒絕  $H_0$ ，則代表 Y 影響 X。

型態三：

假設變數 X 和 Y，分別為 I(1)序列但是沒有共整合，則其迴歸方程式為：

$$\Delta Y_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.4.5)$$

假設檢定為：

$$H_0 : \beta_j = 0, j = 1, 2, \dots, q$$

$$H_1 : (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_j) \text{ 至少有一個不為 } 0$$

若拒絕  $H_0$ ，則代表 X 影響 Y。

$$\Delta X_t = c_2 + \sum_{i=1}^r \gamma_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^s \lambda_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.4.6)$$

假設檢定為：

$$H_0 : \lambda_j = 0, j = 1, 2, \dots, s$$

$$H_1 : (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_j) \text{ 至少有一個不為 } 0$$

若拒絕  $H_0$ ，則代表 Y 影響 X。

在這裡，本文以 Akaike information criterion (AIC) 作為最適落後期數之選擇標準。

## 第五章 實證結果與分析

### 第一節 資料來源與處理

本文實證資料的頻率係為年資料，研究對象為台灣、香港、南韓、新加坡，所選取的變數包括實質人均國內生產毛額、實質政府消費支出。由於各國取樣期間並不一致，導致樣本數有所不同，除了南韓的樣本期間為 1970 年至 2007 年之外，台灣、香港、新加坡的樣本期間皆為 1961 年至 2007 年。資料來源取自行政院主計處、AREMOS 經濟統計資料庫-國際經濟統計資料庫、亞洲總體經濟資料庫、IMF 國際金融統計(IFS)資料庫。

#### 一、實質人均國內生產毛額(per capita real gross domestic product)

國內生產毛額是指在一特定期間內一國境內從事各種經濟活動的總市場價值。國內生產毛額的多寡代表一國經濟規模的大小，是判斷經濟情勢的重要指標。但是，因為這四個國家人口數皆不同，因此以人均 GDP 來衡量一國之生產力會較 GDP 來的客觀。故本文以實質人均 GDP 作為產出的代理變數。由於各資料庫對各國實質 GDP 的衡量基期不同，其中台灣實質 GDP 以 2001 年為基期，而香港、南韓、新加坡皆以 2000 年為基期，因此為了要使各國實質 GDP 的衡量基期一致，乃對台灣的實質 GDP 做了基期轉換(把以 2001 年為基期的實質 GDP 換算為以 2000 年為基期的實質 GDP)，最後再除以總人口數。

(一)名目 GDP 與實質 GDP 的換算公式：

$$\text{實質 } GDP_t^s = \frac{\text{名目 } GDP_t}{\text{GDP平減指數}_t^s} \times 100 \quad (5.1.1)$$

其中，s 代表基期，t 代表當期。

(二)基期換算公式<sup>8</sup>：

$$RGDP_{1961}^{2000} = \frac{NGDP_{1961}}{P_{2001}} \frac{P_{2001}}{P_{2000}} = RGDP_{1961}^{2001} \frac{P_{2001}}{P_{2000}} \quad (5.1.2)$$

<sup>8</sup>基期轉換過程引用自陳寶媛(2004)。

其中， $RGDP_{1961}^{2000}$  代表以 2000 年為基期的 1961 年之實質 GDP； $NGDP_{1961}$  代表 1961 年的名目 GDP； $\frac{P_{2001}}{P_{2000}}$  代表以 2001 年為基期的 2000 年 GDP 平減指數，而

$$\frac{P_{2001}}{P_{2000}} = (GDPdeflator)_{2000}^{2001} = \frac{NGDP_{2000}}{RGDP_{2000}^{2001}} \quad (5.1.3)$$

將(5.1.3)式代入(5.1.2)式，即可將以 2001 年為基期的實質 GDP( $RGDP_{1961}^{2001}$ )轉換成以 2000 年為基期的實質 GDP( $RGDP_{1961}^{2000}$ )。

接著，再將各國之實質 GDP 除以該國總人數，以求取各國的實質人均 GDP。

$$\text{實質人均GDP} = \frac{\text{實質GDP}}{\text{總人口數}} \quad (5.1.4)$$

## 二、政府消費支出

Beck(1979,1981,1982,1985)將政府總支出分為兩類，一為政府消費支出(包括一般行政支出、教育、經濟發展、國防、科技、文化)；二為移轉性支出。本文以實質政府消費支出作為政府支出的代理變數。由於各資料庫對各國實質政府消費支出的衡量基期亦不同，其中，台灣和新加坡分別以 2001 年與 1995 年為基期；香港、南韓則以 2000 年為基期。為了使各國實質政府消費支出皆以 2000 年為基期，因此對台灣以及新加坡的實質政府消費支出進行基期轉換。

基期換算公式：

$$\text{台灣：} RGC_{1961}^{2000} = \frac{NGC_{1961}}{PG_{2001}} \frac{PG_{2001}}{PG_{2000}} = RGC_{1961}^{2001} \frac{PG_{2001}}{PG_{2000}} \quad (5.1.5)$$

其中， $RGC_{1961}^{2000}$  代表以 2000 年為基期的 1961 年之實質政府消費支出； $NGC_{1961}$  代表 1961 年的名目政府消費支出；而  $\frac{PG_{2001}}{PG_{2000}}$  代表以 2001 年為基期的 2000 年政府

消費支出指數，其計算公式如下：

$$\frac{PG_{2001}}{PG_{2000}} = \frac{NGC_{2000}}{RGC_{2000}^{2001}} \quad (5.1.6)$$

將(5.1.6)式代入(5.1.5)式，即可將以 2001 年為基期的實質政府消費支出( $RGC_{1961}^{2001}$ )轉換成以 2000 年為基期的實質政府消費支出( $RGC_{1961}^{2000}$ )。同理新加坡的資料亦如此進行基期轉換。

$$\text{新加坡：} RGC_{1961}^{2000} = \frac{NGC_{1961}}{PG_{1995}} \frac{PG_{1995}}{PG_{2000}} = RGC_{1961}^{1995} \frac{PG_{1995}}{PG_{2000}} \quad (5.1.7)$$

其中， $RGC_{1961}^{2000}$  代表以 2000 年為基期的 1961 年之實質政府消費支出； $NGC_{1961}$  代表 1961 年的名目政府消費支出；而  $\frac{PG_{1995}}{PG_{2000}}$  代表以 1995 年為基期的 2000 年政府消費支出指數，其計算公式如下：

$$\frac{PG_{1995}}{PG_{2000}} = \frac{NGC_{2000}}{RGC_{2000}^{1995}} \quad (5.1.8)$$

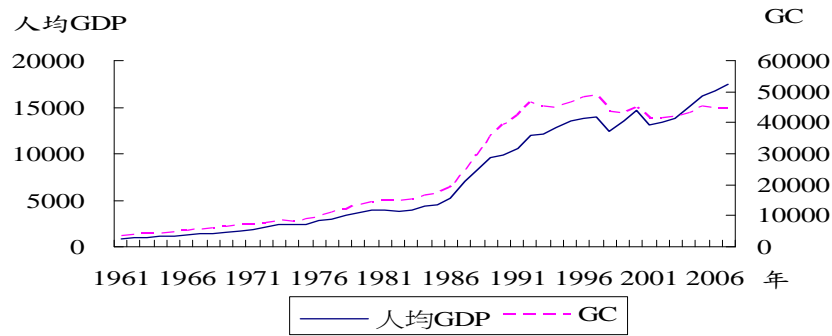
將(5.1.8)式代入(5.1.7)式，即可將以 1995 年為基期的實質政府消費支出( $RGC_{1961}^{1995}$ )轉換成以 2000 年為基期的實質政府消費支出( $RGC_{1961}^{2000}$ )。

## 第二節 單根檢定

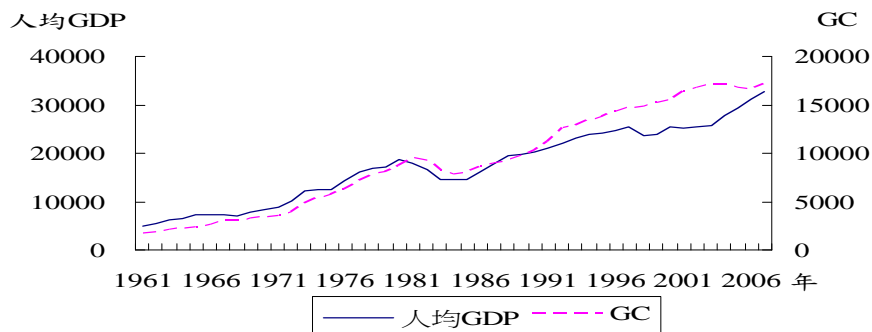
本文主要目的是在探討政府消費支出與實質人均國內生產毛額之間的因果關係，研究的對象包括台灣、香港、南韓、新加坡四個地區。由於大部分的總體經濟變數具有非定態的特性，而使用非恆定的序列資料進行模型估計，則可能出現假性迴歸，造成統計推論上的偏誤。因此，在進行迴歸分析之前，必須先確認各變數是否為定態以及是否有相同整合階次。

圖五至圖八為台灣、香港、新加坡、南韓之實質人均 GDP 與政府消費支出原始序列之趨勢圖。由這些圖可以看出台灣、香港、新加坡的實質 GDP 與政府消費支出皆有截距項以及呈現逐年上升趨勢，而南韓的實質 GDP 與政府消費支出，則呈現上下起伏波動。因此在做單根檢定時，台灣、香港、新加坡所選取之模型包含截距項與趨勢項，而南韓則不包含趨勢項。

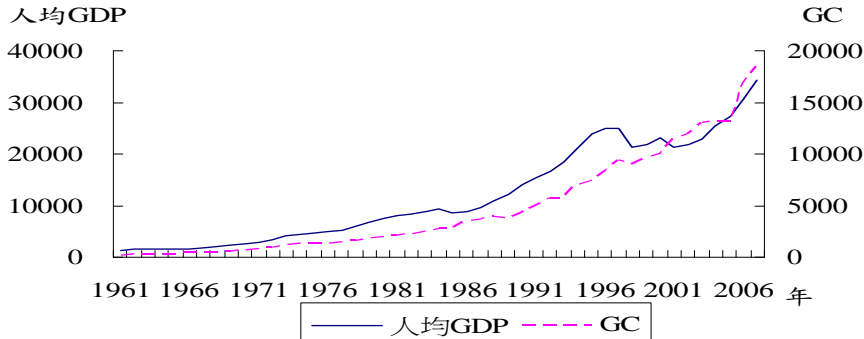
本文在此採用 Augmented Dickey Fuller(ADF)、Phillips-Perron(PP)、Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS)和 Zivot and Andrews(ZA)此四種單根檢定法進行檢定，並以 Akaike information criterion (AIC)作為最適落後期數之選擇準則。表二、表三為台灣、香港、新加坡以及南韓此四國有關實質人均 GDP 與政府消費支出的單根檢定結果。由表二、表三可看出：就水準值而言，各國之實質人均 GDP 與政府消費支出皆具有單根的性質，即各國之實質 GDP 與政府消費支出之水準值為非定態序列，但是，將所有變數的原始序列經過一階差分之後再做單根檢定，則不具有單根，因此實質 GDP 與政府消費支出為  $I(1)$  序列。而 ZA 檢定的結果顯示，無論是模型 A 或是模型 C，對於實質人均 GDP 與政府消費支出的水準值，其檢定結果幾乎都不拒絕虛無假設，因此有單根。



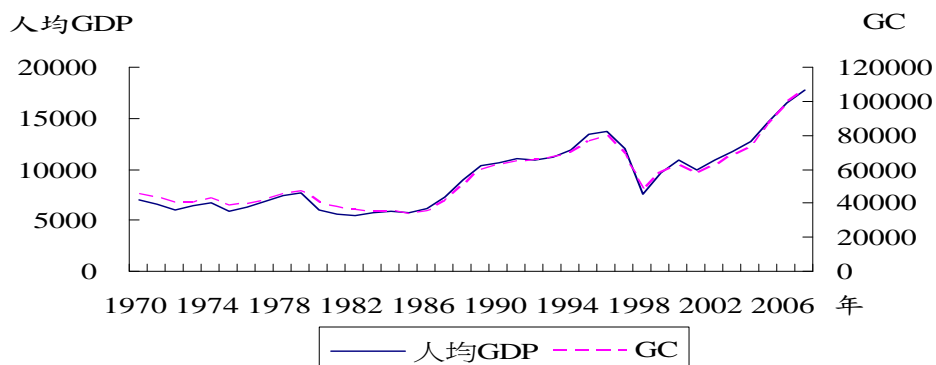
圖五 台灣 1961~2007 年實質人均 GDP(美元)與政府消費支出趨勢圖(百萬美元)



圖六 香港 1961~2007 年實質人均 GDP(美元)與政府消費支出趨勢圖(百萬美元)



圖七 新加坡 1961~2007 年實質人均 GDP(美元)與政府消費支出趨勢圖(百萬美元)



圖八 南韓 1970~2007 年實質人均 GDP(美元)與政府消費支出趨勢圖(百萬美元)



表二 台灣、香港、新加坡、南韓人均 GDP 的單根檢定

國家	模型型態	檢定法	變數名稱	水準值	一階差分
台灣	含截距項 與趨勢項	ADF	人均 $GDP_t$	-2.075(6)	-5.694(0)***
		PP	人均 $GDP_t$	-1.889(3)	-5.701(3)***
		KPSS	人均 $GDP_t$	0.161(5)**	0.082(3)
	模型 A	ZA	人均 $GDP_t$	-4.132(0)	—
	模型 C		人均 $GDP_t$	-4.071(0)	—
香港	含截距項 與趨勢項	ADF	人均 $GDP_t$	-2.978(1)	-4.282(0)***
		PP	人均 $GDP_t$	-2.307(3)	-4.326(0)***
		KPSS	人均 $GDP_t$	0.005(4)	—
	模型 A	ZA	人均 $GDP_t$	-3.768(1)	—
	模型 C		人均 $GDP_t$	-3.829(1)	—
新加坡	含截距項 與趨勢項	ADF	人均 $GDP_t$	-1.356(8)	-4.632(7)***
		PP	人均 $GDP_t$	-1.355(3)	-3.704(2)**
		KPSS	人均 $GDP_t$	0.178(5)***	0.051(3)
	模型 A	ZA	人均 $GDP_t$	-2.263(1)	—
	模型 C		人均 $GDP_t$	-2.969(1)	—
南韓	含截距項 與趨勢項	ADF	人均 $GDP_t$	-2.235(1)	-4.809(0)***
		PP	人均 $GDP_t$	-1.566(0)	-4.729(3)***
		KPSS	人均 $GDP_t$	0.088(4)	—
	含截距項	ADF	人均 $GDP_t$	0.361(0)	-4.647(0)***
		PP	人均 $GDP_t$	0.109(1)	-4.591(2)***
		KPSS	人均 $GDP_t$	0.730(4)**	0.259(0)
	模型 A	ZA	人均 $GDP_t$	-2.762(1)	—
	模型 C		人均 $GDP_t$	-3.358(1)	—

註：1. ADF 統計量的括弧內數字是依據 AIC 最小準則所選擇之最適落後期數。

2. PP 檢定與 KPSS 檢定的落後期數是由 Newey-West method 所選擇。

3. \*表示在 10% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*表示在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設；

\*\*\*表示在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

4. ADF、PP 之虛無假設為有單根，KPSS 之虛無假設為沒有單根。

5. ZA 單根檢定下，模型 A(含截距項)之檢定統計量，其 1%、5%、10% 顯著水準值分別為 -5.34、-4.80、-4.58；，模型 C(含截距項與趨勢的斜率)之檢定統計量，其 1%、5%、10% 顯著水準值分別為 -5.57、-5.08、-4.82。

表三 台灣、香港、新加坡、南韓政府消費支出的單根檢定

國家	模型型態	檢定法	變數名稱	水準值	一階差分
台灣	含截距項 與趨勢項	ADF	$GC_t$	-2.374(8)	-3.955(0)**
		PP	$GC_t$	-1.694(4)	-3.978(3)**
		KPSS	$GC_t$	0.104(5)	—
	模型 A	ZA	$GC_t$	-4.460(1)*	—
	模型 C		$GC_t$	-4.723(1)	—
香港	含截距項 與趨勢項	ADF	$GC_t$	-3.097(1)	-5.240(4)***
		PP	$GC_t$	-2.395(2)	-5.703(6)***
		KPSS	$GC_t$	0.077(5)	—
	模型 A	ZA	$GC_t$	-4.137(1)	—
	模型 C		$GC_t$	-4.008(1)	—
新加坡	含截距項 與趨勢項	ADF	$GC_t$	3.416(8)	-4.549(1)***
		PP	$GC_t$	2.615(3)	-6.897(5)***
		KPSS	$GC_t$	0.234(5)***	0.114(1)
	模型 A	ZA	$GC_t$	0.822(2)	—
	模型 C		$GC_t$	-1.159(2)	—
南韓	含截距項 與趨勢項	ADF	$GC_t$	-2.678(8)	-4.221(0)**
		PP	$GC_t$	-1.446(2)	-4.221(0)**
		KPSS	$GC_t$	0.095(4)	—
	含截距項	ADF	$GC_t$	-0.119(1)	-3.963(0)***
		PP	$GC_t$	0.424(2)	-4.005(1)***
		KPSS	$GC_t$	0.695(4)**	0.273(2)
	模型 A	ZA	$GC_t$	-2.466(1)	—
	模型 C		$GC_t$	-2.901(1)	—

註：1. ADF 統計量的括弧內數字是依據 AIC 最小準則所選擇之最適落後期數。

2. PP 檢定與 KPSS 檢定的落後期數是由 Newey-West method 所選擇。

3. \*表示在 10% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*表示在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設；

\*\*\*表示在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

4. ADF、PP 之虛無假設為有單根，KPSS 之虛無假設為沒有單根。

5. ZA 單根檢定下，模型 A(含截距項)之檢定統計量，其 1%、5%、10% 顯著水準值分別為 -5.34、-4.80、-4.58；，模型 C(含截距項與趨勢的斜率)之檢定統計量，其 1%、5%、10% 顯著水準值分別為 -5.57、-5.08、-4.82。

### 第三節 共整合檢定

由第二節之結果得知：台灣、香港、韓國與新加坡這四個地區的實質人均 GDP 與政府消費支出皆為  $I(1)$  序列，因此為了要進一步確認此四國的實質 GDP 與政府消費支出彼此間是否存在長期穩定的均衡關係，本文將分別對這四個國家的實質人均 GDP 與政府消費支出進行共整合檢定。Johansen(1990)指出，由於落後期數的設定會直接地影響共整合檢定結果，因此在進行共整合分析前，必須先確定 VAR 模型的最適落後期數，本文在此利用 AIC 來選擇 VAR 模型的最適落後期數。接著，再利用軌跡(trace)檢定統計量與最大特性根(maximum eigenvalue)檢定統計量來進行 Johansen(1990)共整合檢定。

表四、表五、表六、表七分別為台灣、香港、新加坡與南韓此四個地區實質人均 GDP 與政府消費支出的 Johansen 共整合檢定結果。由表中可以看出：由 AIC 之選擇標準，台灣、新加坡、南韓的最適落後期數分別為 9 期、10 期與 10 期，且不論是採用軌跡檢定或是最大特性根檢定，台灣在 1% 的顯著水準下顯著，新加坡與南韓則在 5% 的顯著水準下顯著，皆顯示至少具有一組共整合向量；而香港的最適落後期數為 2 期，且在 1% 與 5% 的顯著水準下不顯著，顯示沒有共整合向量。

表四 台灣實質人均 GDP 與政府消費支出之 Johansen 共整合檢定

The $\lambda_{trace}$ Test				
Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value	Number of Cointegrating Equations
0.51	37.56	25.32	30.45	None**
0.26	11.38	12.25	16.26	At most 1

The $\lambda_{max}$ Test				
Eigenvalue	Maximum Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value	Number of Cointegrating Equations
0.51	26.18	18.96	23.65	None**
0.26	11.38	12.25	16.26	At most 1

註：1. 整個系統的最適落後期數為 9 期，系統中的殘差符合無自我相關且滿足 AIC 最小的準則。

2. \*表在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設，\*\*表在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

表五 香港實質人均 GDP 與政府消費支出之 Johansen 共整合檢定

The $\lambda_{trace}$ Test				
Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value	Number of Cointegrating Equations
0.18	17.11	25.32	30.45	None
0.17	8.17	12.25	16.26	At most 1

The $\lambda_{max}$ Test				
Eigenvalue	Maximum Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value	Number of Cointegrating Equations
0.18	8.94	18.96	23.65	None
0.17	8.17	12.25	16.26	At most 1

註：1. 整個系統的最適落後期數為 2 期，系統中的殘差符合無自我相關且滿足 AIC 最小的準則。

2. \*表在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設，\*\*表在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

表六 新加坡實質人均 GDP 與政府消費支出之 Johansen 共整合檢定

The $\lambda_{trace}$ Test				
Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value	Number of Cointegrating Equations
0.36	25.47	25.32	30.45	None*
0.21	8.54	12.25	16.26	At most 1

The $\lambda_{max}$ Test				
Eigenvalue	Maximum Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value	Number of Cointegrating Equations
0.36	19.93	18.96	23.65	None*
0.21	8.54	12.25	16.26	At most 1

註：1. 整個系統的最適落後期數為 10 期，系統中的殘差符合無自我相關且滿足 AIC 最小的準則。

2. \*表在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設，\*\*表在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

表七 南韓實質人均 GDP 與政府消費支出之 Johansen 共整合檢定

The $\lambda_{trace}$ Test				
Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value	Number of Cointegrating Equations
0.40	14.03	12.53	16.31	None*
0.01	0.23	3.84	6.51	At most 1

The $\lambda_{max}$ Test				
Eigenvalue	Maximum Statistic	5% Critical Value	1% Critical Value	Number of Cointegrating Equations
0.40	13.79	11.44	15.69	None*
0.01	0.23	3.84	6.51	At most 1

註：1. 整個系統的最適落後期數為 10 期，系統中的殘差符合無自我相關且滿足 AIC 最小的準則。

2. \*表在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設，\*\*表在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

#### 第四節 Granger 因果關係檢定

由第三節的共整合檢定結果得知：台灣、新加坡與南韓的實質人均 GDP 與政府消費支出皆為 I(1)序列，且彼此間具有一組共整合向量，代表此三國的實質人均 GDP 與政府消費支出具有長期均衡關係，因此本文以

$$\Delta Y_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta X_{t-j} + \mu ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.4.1)$$

$$\Delta X_t = c_2 + \sum_{i=1}^r \gamma_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^s \lambda_j Y_{t-j} + \mu ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.4.2)$$

進行 Granger 因果關係檢定。

而香港的實質 GDP 與政府消費支出雖都為 I(1)序列，但彼此間不具有共整合，因此對實質 GDP、政府消費支出進行差分，再以差分後的數據進行 Granger 因果關係，方程式如下所示：

$$\Delta Y_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.4.3)$$

$$\Delta X_t = c_2 + \sum_{i=1}^r \gamma_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^s \lambda_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.4.4)$$

由表八的結果可以發現：以 VECM 為模型進行因果檢定的國家：台灣與新加坡不論在 Wald tests 和 t-tests(ECT)皆顯示在 1%顯著水準下顯著，表示這二個國家的實質人均 GDP 與政府消費支出的因果關係為雙向因果；南韓則在 Wald tests 顯示在 10%顯著水準下顯著，且為政府消費支出影響實質人均 GDP 的單向因果關係，因此凱因斯假說成立。最後，VAR 為模型進行因果檢定的國家：香港在 Wald tests 顯示在 5%顯著水準下顯著，且為實質人均 GDP 影響政府消費支出的單向因果關係，因此支持華格納假說。

表八 各國 Granger 因果關係檢定表

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests									
國家	台灣			新加坡			南韓		
Lag	7			8			7		
Dependent variable :	人均 GDP	GC	ECT	人均 GDP	GC	ECT	人均 GDP	GC	ECT
人均 GDP	—	60.81*** (0.000)	-6.095*** (-4.449)	—	68.82*** (0.000)	-1.409*** (-4.615)	—	12.34* (0.089)	-0.502 (-0.089)
GC	55.80*** (0.000)	—	-16.828*** (-4.295)	119.70*** (0.000)	—	-0.523*** (-4.889)	11.59 (0.089)	—	10.902 (0.377)
VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests									
國家	Null Hypothesis			Chi-sq	Lag	Probability			
香港	GC does not Granger Cause 人均 GDP			2.34	5	0.800			
	人均 GDP does not Granger Cause GC			12.06	5	0.034**			

註：1. ECT代表誤差修正項；人均GDP與GC的(.)為p-value；ECT的(.)為t-ratio。

2. \*表示在10%顯著水準下顯著；\*\*表示在5%顯著水準下顯著；\*\*\*表示在1%顯著水準下顯著。

## 第六章 結論

政府支出與產出的關係一直是許多學者所關心的議題，因為政府支出是否能帶動經濟成長，或者是隨著經濟成長而使政府支出不斷增加，這其中的關係一直沒有明確的結論。台灣、香港、新加坡、南韓這四個地區自 1960 年代至 1980 年代經濟表現突出，也是東亞除了日本以外，在 1980 年代經濟發展比較成功的四個經濟體，因而被譽為亞洲四小龍，因此這四個地區政府支出與產出之間的關係是很值得關注的，因為它們之間的因果關係，將可能左右執政當局之政策擬定。

本文希望藉由實證研究來探討政府支出與產出的因果關係，其對象與樣本期間為台灣(1961 年~2007 年)、香港(1961 年~2007 年)，南韓(1970 年~2007 年)，新加坡(1961 年~2007 年)。本文會對政府消費支出與產出進行 Granger 因果關係檢定，然而在進行 Granger 因果關係檢定之前，必須對變數進行檢驗，檢驗是否為定態以及變數間是否存在共整合。本文利用了 Augmented Dickey Fuller(ADF)、Phillips-Perron(PP)、Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS)和 Zivot and Andrews(ZA)檢定，來檢定是否存在單根，結果發現產出與政府消費支出在水準值為非定態序列，但經過一階差分之後皆為定態，因此它們皆為 I(1)序列。然後，本文利用 Johansen 共整合檢定來檢定變數間是否存在共整合現象，結果發現台灣、新加坡與南韓存在一組共整合向量，因此台灣、新加坡、南韓的產出與政府消費支出有長期均衡的關係，而香港不存在共整合。

之後對這四個國家進行 Granger 因果關係檢定，由表八的結果發現，以 VAR 模型進行 Granger 因果關係檢定，香港為實質人均 GDP 影響政府消費支出的單向因果關係，代表實質人均 GDP 增加，則政府消費支出也會隨之增加，因此華



格納假說成立。以 VECM 模型進行 Granger 因果關係檢定，台灣、新加坡、為雙向因果關係，因此實質人均 GDP 與政府消費支出為互相影響；而南韓則為政府消費支出影響實質人均 GDP 的單向因果關係，代表政府消費支出增加，則實質人均 GDP 也會隨之增加，因此凱因斯假說成立。與過去文獻相比，以台灣來說，孫克難(1997)利用實質 GNP 與名目政府總支出為變數，所得到的結果為支持華格納法則，但本文則為雙向因果；Dogan and Tang(2006)這篇文章研究新加坡，以實質人均 GDP 和實質人均政府支出為變數，所得到的結果為彼此間沒有因果關係，而本文則為雙向因果；Chang(2002)以南韓為研究對象，利用政府支出與國民所得，檢驗華格納法則，結果為華格納法則成立；而本文所得到的結果則與之相反，這可能是因所選擇的代理變數不同或樣本期間不同所致。



## 參考文獻

### 中文部分

孫克難(1997)，台灣地區政府支出成長之政經因素分析，財稅研究，29卷，4期，頁1-20。

莊希豐、蔡宗豪(1998)，政府支出與經濟成長應用於亞太地區，企銀季刊，21卷，4期，頁93-106。

陳寶媛(2004)，台灣總體經濟預測值特性之探討，國立中正大學國際經濟研究所博士論文。

### 國外文獻

Al-Faris, A. F. (2002). Public expenditure and economic growth in the Gulf Cooperation Council countries, *Applied Economics*, 34, 1187-1193.

Baumol, W. J. (1967). Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis, *American Economic Review*, 57(3), 415-426.

Beck, M. (1979). Public sector growth : a real perspective, *Public Finance*, 34, 313-356.

Beck, M. (1981). Government spending : trends and issues, New York : Praeger.

Beck, M. (1982). Toward a theory of public sector growth, *Public Finance*, 37, 163-177.

Beck, M. (1985). Public expenditure, relative prices, and resources allocation, *Public Finance*, 40, 17-34.

Chang, T. (2002). An econometric test of Wagner's law for six countries based on cointegration and error-correction modelling techniques, *Applied Economics*, 34, 1157-1169.

- Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dogan, E., and Tang, T. C. (2006). Government expenditure and national income : causality tests for five south east Asian countries, *International Business and Economics Research Journal*, 5(10), 49-58.
- Engle, R. F., and Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction : representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12(2), 231-254.
- Johansen, S., and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Keynes, J. M. (1936). The general theory of employment, interest and money, Harcourt Brace and Co., New York.
- Kwaitkowski, D., Phillips, P.C., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, 52, 159-178.
- Loizides, J., and Vamvoukas, G. (2005). Government expenditure and economic growth: evidence from trivariate causality testing, *Journal of Applied Economics*, 8(1), 125-152.
- Narayan, P. K., Nielsen, I., and Smyth, R. (2008). Panel data, cointegration, causality and Wagner's law: Empirical evidence from Chinese provinces, *China Economic Review*, 19, 297-307.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Poot, J. (2000). A synthesis of empirical research on the impact of government on long run growth, *Growth and Change*, 31(4), 516-546.

- Phillips, P. C. B., and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
- Pradhan, R. P. (2007). Causal nexus between government expenditure and economic growth : evidence from SAARC countries, *Decision*, 34(2). 27-50.
- Said, S. E., and Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order, *Biometrika*, 71, 599-607.
- Tang, C. F. (2008). Wagner' law versus Keynesian hypothesis : new evidence from recursive regression-based causality approaches, *The Icfai University Journal of Public Finance*, 6(4), 29-38.
- Toda, H. Y., and Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Wahab, M. (2004). Economic growth and government expenditure: evidence from a new test specification, *Applied Economics*, 36, 2125-2135.
- Wagner, A. (1890). *Finanzwissenschaft*, 5(1),171-173, Leipzig
- Zivot, E., and Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence of the greater crash, the oil price shock and the unit-root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.