

國立政治大學財政研究所碩士論文

指導教授：曾巨威 博士



研究生：黃郁升

中華民國 105 年 7 月

摘要

我國政府財政收支自 1989 年來幾乎皆為赤字，收支不平衡問題存在已久，為了避免財政持續惡化，我國政府應採取適當措施來改善預算赤字，而改善赤字不外乎二種方法：「開源」或「節流」。然而，我們並無法確認哪一種方法才能長期持續的減少赤字，為了瞭解哪一種方法能有效的減少赤字，本文透過分析 1962-2014 年我國的歲入及歲出間之因果關係，探討我國應藉由增加收入或減少支出來達到減少預算赤字的目的，並以 1989 年為分界，檢視 1989 年前後是否存在不同因果關係方向。

實證結果發現，若以我國在 1962-2014 年的資料分析，政府歲入會影響政府歲出，歲入增加會導致歲出隨之增加，因果關係與以往的實證文獻相同，但我國財政狀況在 1989 年開始出現結構性的改變，若以此為結論，恐會造成誤判，因此本文將時間區分成財政相對穩健期 1962-1988 年及財政惡化期 1989-2014 年分別分析，結果顯示因果關係已由穩健期的歲入影響歲出轉變為惡化期歲出正向影響歲入，表示削減支出會導致財政收入也下降，也就是說，要改善我國近 30 年來的財政赤字狀況，政府若將重心放在「節流」政策，將難以收到成效，應該將重心放在「開源」政策。

關鍵字：赤字、開源、節流、共整合檢定、誤差修正模型、因果關係

Abstract

Taiwan's government has been in financial deficit ever since 1989. A negative balance of payments has long been a standing issue. In order to avoid further financial deterioration, our government should take appropriate measures to reduce its budget deficit. This could be achieved two ways: by raising taxes or with spending cuts. However, it is not clear which of these two options can reduce deficits in the long run. To determine which method effectively reduces deficit and explore which method our government should take to reduce its budget deficit, this paper analyzes the causal relationship between the government's annual revenue and expenditure from 1962 to 2014. We also set the year 1989 as a watershed to determine whether there is a difference in the direction of causal influence before and after 1989.

The empirical result shows that, between 1962-2014, our government's annual revenue influences government annual expenditure: revenue increase will lead to increase expenditure increase. The causal relationship concurs with previous empirical literature. However, since our government's financial situation began to experience structural change in 1989, using this conclusion may lead to some misjudgment in the results. Therefore, we divided the analysis into two periods: 1962-1988, the fiscal stable period, and 1989-2014, the fiscal deterioration period.

The results show that the causal relationship changed from revenue influencing expenditure in the fiscal stable period, to a positive long-run unidirectional causality running from expenditures to revenues in the fiscal deterioration period. In other words: spending cuts will lead to a fall in revenue as well. Therefore, to improve our nearly 30 years of financial deficit, the government should focus on tax raising policies rather than an emphasis on spending cuts.

Key words : deficit,tax raising,spending cuts,cointegration>Error Correction Model,causality

目 錄

第一章 緒論	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究方法及架構.....	2
第三節 章節安排.....	3
第二章 文獻回顧	4
第一節 理論文獻.....	4
第二節 我國實證文獻.....	6
第三節 國外實證文獻.....	9
第四節 小結.....	14
第三章 我國財政狀況	16
第四章 研究方法	21
第一節 單根檢定.....	21
第二節 共整合檢定.....	25
第三節 長期關係估計.....	32
第四節 因果關係檢定.....	34
第五章 我國實證分析	38
第一節 敘述統計.....	38
第二節 實證結果.....	40
第六章 結論	46
參考文獻	48
附錄	54

表 目 錄

表 2-1 我國實證文獻	15
表 3-1 各級政府歲入、歲出及餘絀	17
表 3-2 中央政府一年期以上非自償性債務未償餘額	18
表 5-1 變數敘述統計	39
表 5-2 單根檢定結果	40
表 5-3 Johansen 共整合檢定結果	41
表 5-4 Bounds test 檢定結果	42
表 5-5 長期關係估計	43
表 5-6 ECM 因果關係檢定結果	44
表 5-7 Toda and Yamamoto 檢定結果	45

圖目錄

圖 1-1 分析架構.....	3
圖 3-1 歲入歲出占 GDP 比重.....	20



第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

近幾十年來，世界各國財政赤字早已司空見慣，債臺高築的國家也不在少數，尤其 2008 年金融海嘯爆發後，全球更陷入自 1930 年以來最嚴重的經濟危機，各國無不藉由減稅、提高紓困金、增加失業補助、擴大政府支出等方案來提振景氣，另一方面，由於景氣急遽下降，導致與經濟活動相關之稅收表現連帶萎縮，使各國赤字及債務餘額更是雪上加霜，美國因赤字問題在 2013 年差點引發「財政懸崖 (fiscal cliff)」危機，所幸後來通過加稅及延長失業補助措施等法案，暫時得以解除危機；而歐盟也為因應歐債，對歐元區國家提出更嚴格的財政規定，如何改善財政赤字並重整財政狀況已成為全球各國的重要課題。

我國政府財政收支自 1989 年來幾乎皆為赤字，收支不平衡問題存在已久，如同張家瑄 (2011) 指出，我國財政狀況在 1988 年前尚稱穩健，其後由於進行公共設施保留地徵收、推動六年國建計畫及實施全民健康保險等社會福利措施，赤字急遽擴大...財政產生基本失衡，致政府債務餘額增加，利息支出負擔加重，進一步惡化財政赤字，政府財政產生惡性循環。因此，為了避免財政持續惡化，我國政府應採取適當措施來改善財政赤字，而改善赤字不外乎二種方法：「開源」或「節流」。然而，我們並無法確認哪一種方法才能長期持續的減少赤字，為了瞭解哪一種方法能有效的減少赤字，我們可以藉由分析收入及支出之間因果關係方向來探討財政政策應該以開源為主，還是以節流為要。

過去關於我國歲入歲出因果關係的實證研究如徐偉初（1987）、封昌宏（1991）、蘇彩足（1995）及謝萬華（2000）等，皆指出我國政府歲入會影響歲出，也就是若要改善財政赤字，應從削減支出做起。本文透過觀察 1962-2014 年我國的歲入及歲出資料發現，在 1962-1988 年間，歲入歲出間之差異不大，平均歲入占 GDP 比重為 21.84%，略高於平均歲出占 GDP 比重的 21.68%，財政狀況相對穩健，但 1989-2014 年間，平均歲出占 GDP 比重為 21.96%，平均歲入占 GDP 比重卻僅剩 19.28%，平均赤字達 2.68%，且幾乎年年赤字，財政狀況惡化嚴重，再觀察歲出占 GDP 比重變化，從 1989 年高峰的 31.59% 逐年下降至 2014 年的 16.44%，可見我國控制支出已獲得相當成效，然歲入占 GDP 比重的變化，也是逐年下降，自 2000 年起就未超過 20%，2010 年更是降至 50 年來的最低點 14.98%，讓人不禁懷疑，政府在削減支出的同時，是否也導致收入的減少，以至於我國財政赤字問題依然嚴重。

因此，本文透過分析我國 1962-2014 年的資料，並以 1989 年為分界，驗證 1962-1988 年財政穩健期及 1989-2014 年財政惡化期這兩段期間的歲入歲出關係是否有所不同，若研究結果發現 1989 年以來是歲出影響歲入，表示歲出的減少會導致歲入亦縮減，在此結果下，我國政府要改善財政赤字，應該要將重心放在「開源」政策，而非一味的採用「節流」方針。

第二節 研究方法及架構

為分析我國歲入及歲出間之因果關係，並針對我國所面臨的情況提出結論與建議，本文透過蒐集國內外相關文獻，了解近年來各國學者之研究方法，並利用我國 1962-2014 年之資料，參考上述方法進行實證。本文之架構如圖 1-1 所示。

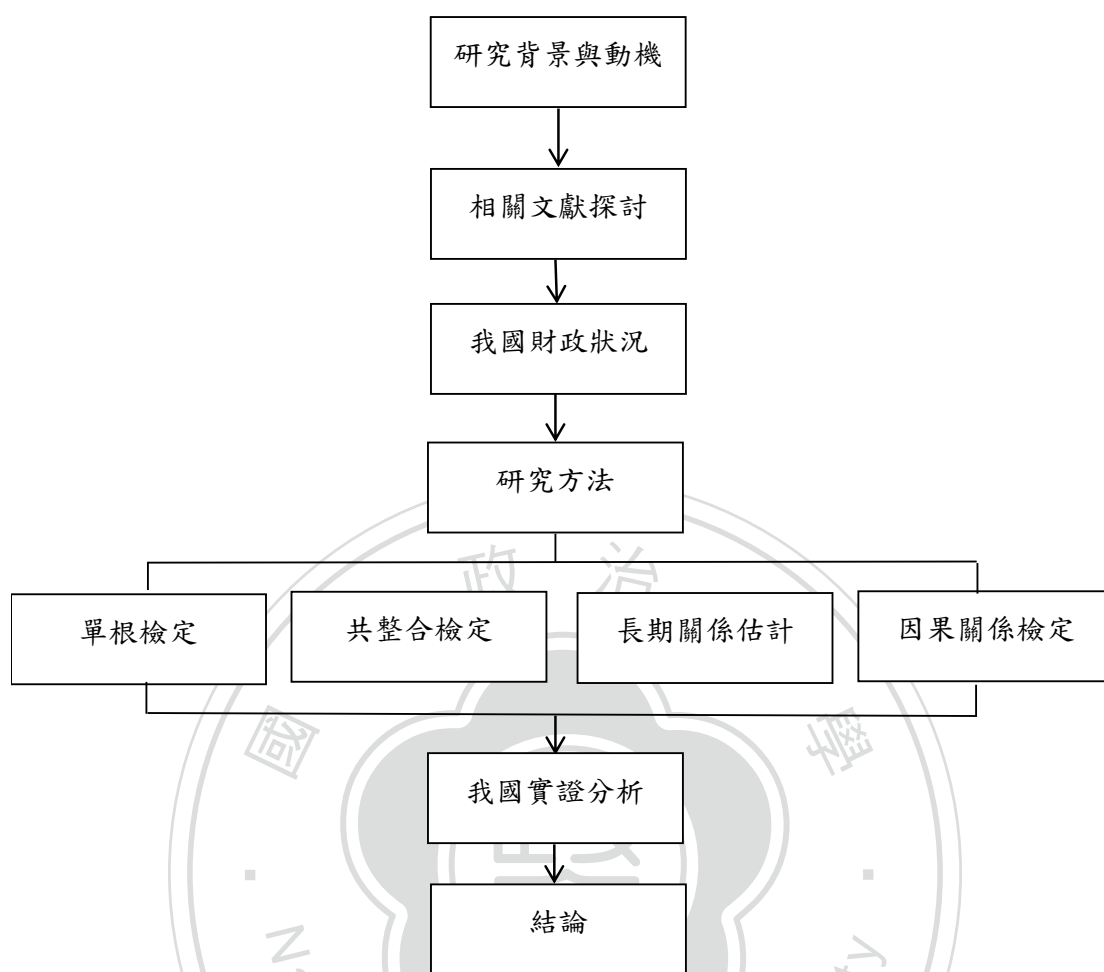


圖 1-1 分析架構

第三節 章節安排

本文分為六章，第一章為緒論，說明研究動機、方法與架構等。第二章為相關文獻回顧，針對理論文獻、我國實證文獻及國外實證文獻擇要整理，第三章簡述我國財政狀況，第四章介紹本文所使用之研究方法，第五章為我國實證結果，第六章則為結論。

第二章 文獻回顧

本章回顧相關文獻，首先探討方法上的文獻及其理論，第二節回顧我國研究歲入歲出因果關係之實證文獻，第三節整理國外近年來的實證文獻，了解近年國外研究所採用的方法，最後一節為小結。

第一節 理論文獻

要了解政府應該採用開源還是節流政策來改善財政赤字，參考國外文獻大致上有兩種方法，方法一，先計算國家的景氣循環調整後餘額，再依據餘額的變化來定義成功的財政調整（fiscal adjustment）年度，接著透過分析成功年度是稅收增加影響較大，還是削減支出影響較大，可以得到成功調整的原因，也就是改善財政赤字的關鍵因素，如 Alesina and Perotti（1995）、Alesina and Ardagna（2010、2012）等，然此法所需樣本數較大，一般都以多個國家追蹤資料（panel data）為分析對象。方法二，分析某一段時間政府的歲入及歲出之因果關係，若歲入正向影響歲出，表示試圖透過增稅以減少財政赤字是不可行的，因為增稅會帶動支出增加，因此這種情形應該採用節流政策，反之，若歲出影響歲入且為正向影響，表示削減支出會造成收入減少，但增稅不會帶動支出增加，政府應該可以採行開源政策來改善赤字，此方法可用於單一國家時間序列資料，目前大多數實證文獻都採用此法。

本文採用上述方法二，藉由分析我國的歲入及歲出之因果關係來探討政府應該開源或是節流，但在分析歲入及歲出是否存在因果關係之前，必須先具備經濟學的理论基礎，若無理論基礎，則分析出來的因果關係可能是沒有意義的，所幸經濟學家認為收入及支出之間是存在因果關係的，只

是在方向上有不同看法，有些學者認為應該是收入會影響支出，也就是收入-支出假說 (tax-spend hypothesis)，如 Friedman (1978) 認為增稅會導致政府更多的支出，進而使預算不平衡，因此不能透過增加稅收來減少赤字，減少支出才是對預算赤字適當的補救方法；Buchanan and Wanger (1978) 也認為稅收會影響支出，但呈現反向關係，因此增稅才是補救赤字的好方法，而減稅會使政府支出增加，並使預算赤字規模擴大。

而 Barro (1979) 則對稅收影響支出的看法提出挑戰，他認為這兩個變數的影響方向應該逆轉，即支出的增加會推動稅收的增加。Peacock and Wiseman (1979) 也指出，當特殊事件（如天災、經濟或政治）導致支出上升時，會迫使政府加稅，現在增加支出會使未來稅收增加。因此上述學者主張應存在支出-收入假說 (spend-tax hypothesis)。

Musgrave (1966) 及 Melter and Richard (1981) 綜合了上述說法，支持財政同步假說 (fiscal synchronization hypothesis)，認為政府收入會影響政府支出，同時政府支出也會影響政府收入，因此存在雙向因果關係，所以政府必須選擇最適當的收入及支出規模。

由此可知，無論我們的實證結果為歲入單向影響歲出或歲出單向影響歲入，甚至存在雙向因果關係，其實都符合經濟學理論，而且在確定歲入歲出因果關係的同時，也可以決定政策的方向應該是開源還是節流，若歲入正向影響歲出，表示增加收入會造成支出增加，但削減支出不會導致收入減少，故應該採用節流政策；若歲出正向影響歲入，則代表削減支出會帶動收入減少，但增加收入不會帶動支出增加，就應以開源政策為主。

第二節 我國實證文獻

徐偉初（1987）以預算制度上「量入為出」及「量出為入」的爭議為研究中心，討論政府財政支出及稅賦收入的因果方向，以計量經濟學中 Granger-Sims 的因果關係檢定法為基本工具，利用民國 43 會計年度至 74 會計年度的資料予以適當平減後之實質關係，探討政府在支出面和收入面兩者之間的因果影響情形。從實證結果可知，稅入增加是引起公共支出水準成長的前因，因此要求政府擴大支出水準，必須先有租稅收入上升的先決條件。並嘗試建立一個包括國民所得、公共支出及公共收入的三變數因果模型，在國民所得為外生的假設下，收入與支出的因果型態關係並無變動，肯定了 Sims 認為兩變數模型已充分的臆說。

封昌宏（1991）以民國 43 至 78 年度名目年資料作一階差分後，利用 Granger 所定義的因果關係檢定來判斷租稅收入與政府支出之間的因果關係，根據這種定義再以迴歸式及時間數列的方法加以分析，實證結果顯示得到 5 個重要的結論：

- （1）總稅收單向影響總支出，表示增稅會推動支出的增加。
- （2）國防支出與國稅、省市稅、縣市稅的關係十分的密切，這表示國防支出的變動對三種稅收有所影響，而三種稅收的變動也會影響國防支出。
- （3）非國防支出對國稅的支出較顯著，對省市稅與縣市稅的影響則不甚明確，這表示非國防支出的增加，國稅會隨著增加，但省及縣市稅則沒有確定的方向。

(4) 也發現中央政府的支出與國稅之間沒有任何的關係存在，表示兩者之間是獨立的。

(5) 縣市稅單向影響顯示政府支出，表示縣市政府稅收會推動縣市政府支出的增加。

蘇彩足 (1995) 以臺灣 1961 至 1992 年之歲入及歲出資料，經過一階差分處理後，以 Granger Causality 的概念來檢驗政府歲入與歲出的因果關係，其實證結果顯示臺灣地區政府預算政策確如預算書中所揭示，大致以「量入為出」為原則，也因如此，政府歲入增加之後，支出也往往跟著提高，所以除非修正這種「歲入多寡，決定總歲出規模」的因果關係，否則企圖增稅以降低預算赤字的可能結果是，部分新增收入用以挹注財政赤字，但其他剩餘部分則花費在其他公共支出項目上，造成短期削減預算赤字的假象，但長期的真正影響是預算規模的持續擴張。

江坤財 (2000) 採用 1977 至 1998 年度季資料，探討應增加稅收或減少政府支出來解決預算赤字問題，以政府收入、政府支出及通貨膨脹率為變數，並依 Johansen 共整合分析可以得到政府收入、支出與通貨膨脹間存在長期均衡關係，再依 Granger 因果關係檢定，同時藉由誤差修正模型來觀察共整合變數間的因果關係，實證顯示臺灣的政府收入與政府支出間，具有單向的因果關係存在，支持稅收-支出的假說。因為較高的稅收收入將單向導致較高的政府支出，所以發現以提高稅收來解決赤字是無效的。

謝萬華 (2000) 以民國 50 年至 87 年會計年度資料，探討政府歲入與歲出之因果關係。採用實證模型 VAR/VECM 進行實證分析，結果顯示臺灣地區政府歲入會單向地影響歲出，即呈現量入為出的型態，因此，政府要達成預算平衡的目的，以提高政府歲入來解決預算赤字可能是行不通

的，因為歲入的增加會導致歲出的提高，所以有關當局應該著重於減少歲出或是在財政支出上有所限制，反而可以更有效地達成預算平衡。

Chang and Ho (2002) 將臺灣 1967 至 1999 年度政府收入、政府支出及 GDP 資料以 GDP 平減指數 (1996 年為基期) 換算為實質資料並取對數值加以分析，以三變數 VECM 模型為基礎進行因果關係檢定，結果顯示臺灣地區政府收入與政府支出間具有單向因果關係，支持 tax-spend 假說，表示臺灣政府如果要解決長期的預算赤字問題，應將焦點放在減少支出而非增加收入。

吳昱勳 (2014) 以追蹤資料向量自我迴歸模型 (Panel vector autoregression model, PVAR) 及追蹤資料向量誤差修正模型 (Panel vector error correction model, PECM) 來分析 1991 至 2010 年臺灣地方政府財政收支相關變數間的動態關係，研究結果顯示，歲入與歲出為的關係為相互影響，因此建議地方政府在做公共決策時，應一併考量計畫的經費來源與支出金額，並且努力籌措財源，避免過度依賴中央補助款及浮濫舉借公債。

第三節 國外實證文獻

Narayan (2005) 以印度 (India)、印尼 (Indonesia)、馬來西亞 (Malaysia)、尼泊爾 (Nepal)、巴基斯坦 (Pakistan)、菲律賓 (Philippines)、斯里蘭卡 (Sri Lanka)、泰國 (Thailand) 及新加坡 (Singapore) 等 9 個亞洲國家為研究對象，以 bounds test 檢定各國政府收入及支出之間是否存在共整合關係，研究結果顯示，印尼、斯里蘭卡、尼泊爾等 3 國家存在共整合關係。而進一步分析 9 個國家政府收支因果關係顯示，印尼、新加坡、斯里蘭卡在短期存在收入-支出的因果關係，尼泊爾在長短期均支持收入-支出假說，但印尼、斯里蘭卡在長期顯示為支出-收入，其他國家收入支出間的關係為中立。

Narayan and Narayan (2006) 以模里西斯 (Mauritius)、南非 (South Africa)、秘魯 (Peru)、蓋亞那 (Guyana)、海地 (Haiti)、智利 (Chile)、烏拉圭 (Uruguay)、委內瑞拉 (Venezuela)、厄瓜多 (Ecuador)、薩爾瓦多 (El Salvador)、瓜地馬拉 (Guatemala) 及巴拉圭 (Paraguay) 等 12 個發展中國家為研究對象，以無須經過共整合檢定的 Toda and Yamamoto 因果關係檢定法，探討這些國家收入、支出、GDP 之間是否存在因果關係，結果發現，模里西斯、薩爾瓦多、委內瑞拉及智利支持 tax-spend 假說，而海地存在收入支出雙向因果關係，其餘國家則為中立。

Hye and Jalil (2010) 以羅馬尼亞 (Romania) 的收入及支出為研究對象，利用 1998 年第 1 季至 2008 年第 3 季的季資料，以 ARDL 模型分析收入支出間長期關係，當 Bounds test 共整合關係確定時，也同時確定長期因果關係，實證結果顯示羅馬尼亞收入與支出存在長期雙向因果關係。

Keho (2010a) 針對貝南 (Benin)、布吉納法索 (Burkina Faso)、象牙海岸 (Cote d'Ivoire)、馬利 (Mali)、尼日 (Niger)、塞內加爾 (Senegal)

及多哥 (Togo) 等 7 個西非經濟貨幣聯盟 (Union Economique et Monetaire Ouest Africaine, UEMOA) 國家, 以 1980 至 2007 年的資料, 採用 Bounds test 檢定其政府收支之間是否存在共整合關係, 實證結果顯示, 除了多哥以外的 6 個國家政府收入及支出之間均存在共整合關係, 接著分別以 VAR/VECM 及 Toda and Yamamoto 的方法分析因果關係, 發現貝南、布吉納法索、尼日及塞內加爾在長期收支具有雙向因果關係, 而象牙海岸及馬利政府收支間無論是長期或短期均存在雙向因果關係, 另外在短期因果關係的實證中發現, 布吉納法索及尼日支持 tax-spend 假說, 而塞內加爾及多哥則有 spend-tax 的現象。最後並建議布吉納法索、馬利及尼日應透過增加收入來控制預算赤字, 而貝南、象牙海岸及塞內加爾應削減支出, 至於多哥, 則應該同時增加收入並控制支出。

Keho (2010b) 運用 1960-2005 年象牙海岸年度資料研究政府收入及支出之間的關係, 分別採用 Johansen-Juselius 檢定及 Bounds test 檢定法來檢定共整合關係是否存在, 並透過 Granger-causality test 及 Toda and Yamamoto non-causality test 檢定因果關係, 實證結果發現象牙海岸的政府收入單向的影響政府支出, 表示如果要達到財政平衡的目的應將焦點放在減少政府支出而非增加收入。

Ghartey (2010) 以肯亞 (Kenya)、奈及利亞 (Nigeria) 及南非三個非洲國家的年度資料, 分別採用名目資料及實質資料, 以 ARDL 模型為基礎, 並加入 GDP 為控制變數, 分析三個國家間政府稅收及支出間的共整合及長短期因果關係, 實證結果顯示, 三個國家的名目資料在短期不存在因果關係, 但長期收入支出均存在雙向因果關係; 而實質資料的實證結果顯示, 三個國家短期均為雙向因果關係, 而在長期, 肯亞為收入影響支出, 奈及利亞及南非為雙向因果關係。

Nanthakumar et al. (2011) 以馬來西亞 1970-2009 年度資料，採用 auto-regressive distributed lag model (ADLM) 及 Toda-Yamamoto MWALD 因果關係檢定，分析政府支出及租稅收入的長短期因果關係，發現了政府支出受到直接稅及間接稅的影響，顯示馬來西亞的租稅收入為政府支出的因，其經濟表現及成長是以租稅收入為基礎，因此未來政府應該加強制定新的租稅政策以增加租稅收入。

Al-Khulaifi (2012) 以卡達 (Qatar) 1980-2011 年度的年度資料，檢驗該國政府收入與支出之間的關係，先以 ADF 及 PP 單根檢定法確認變數的整合階次均為 1 階，再透過 Engle-Granger 兩階短方法檢定發現收支之間確實存在共整合，最後以 ECM 模型 Granger-causality 得出卡達存在收入—支出單向因果關係的結論。

Aregbeyen and Ibrahim (2012)，以奈及利亞 1970-2008 年度資料，運用 ARDL 模型的 Bounds test 檢定政府收入及支出之間是否存在長短期關係，發現有證據顯示當支出為被解釋變數時，兩者之間存在長期關係，而當以收入為被解釋變數時，不存在長期關係，亦即確認了 tax-spend 假說。

Dalena and Magazzino (2012) 將義大利 (Italy) 1862-1993 年的政府收入及支出分成三段 (1862-1913、1914-1946、1947-1993) 個別分析，先以 Johansen 共整合檢定收入支出是否存在長期關係，再對 VEC 模型檢定因果關係，並同時以 Toda-Yamamoto 方法檢定，實證結果顯示，1862-1913 年為收入影響支出；1914-1946 年為支出影響收入；1947-1993 年則顯示為雙向因果關係，三時段結果不盡相同，而全時段 (1862-1993) 亦存在收入支出雙向因果關係。

Elyasi and Rahimi (2012) 以 1963-2007 年度資料來分析伊朗 (Iran)

政府收入與支出之間的因果關係，利用 ARDL 模型確認收入支出間是否存在長期關係，並加入 GDP 為控制變數，且設定 1980 年為結構斷點來分別估計，實證結果表明伊朗的政府收入及支出無論是長期或短期都存在雙向因果關係，所以應該同時藉由增加稅收及減少支出來控制預算赤字。

Subhani et al. (2012) 用 1979-2010 巴基斯坦 (Pakistan) 年度資料分析，設定 ARDL 模型，並採用 Granger-causality test，實證結果顯示落後一期的政府收入會單向的影響當期政府支出，因此不建議政府透過增稅以達到削減赤字的目的，因為以巴基斯坦的例子，增稅會造成支出增加，使預算赤字的負擔更為嚴重。

Kaya and Şen (2013) 運用 1975-2011 年土耳其 (Turkey) 的資料，研究租稅收入與政府支出間的關係，並試著提供建議讓土耳其可達到財政紀律，以 Johansen 的共整合檢定法檢定後再以 VAR 模型透過一般 Granger causality 來分析，發現支出單向地影響收入，也就是說支持了 spend-tax 假說，並認為要達到最適財政紀律，比起增加稅收，土耳其政府應採用減少支出為較佳的方法。

Al-Zeaud (2014) 採用 Johansen 共整合及 VECM 模型來檢驗約旦 (Jordan) 1990 至 2011 年間，政府收入與支出間的因果關係，實證結果顯示存在著雙向因果關係，也就是支持 fiscal synchronization 假說，代表約旦政府必須同時考慮收入及支出的決定，才能有效控制預算赤字。

Atiar and Abdul (2014) 分析了 1973-2013 年孟加拉 (Bangladesh) 政府收入及支出間的關聯性，先以 ADF 及 PP 檢定確定變數均為 $I(1)$ ，再以 Johansen 的共整合檢定法及 ECM 模型實證，結果顯示出該國的收入及支出存在共整合關係，進一步檢定因果關係後發現，孟加拉存在收入影響

支出的單一方向長期因果關係。

Luković and Grbić (2014) 利用塞爾維亞 (Serbia) 2003 年第 1 季至 2012 年第 4 季的季資料，以 Toda-Yamamoto long-run non-causality 檢驗塞爾維亞政府收入與政府支出間的因果關係方向，實證結果確認了該國政府支出 Granger-causes 政府收入。

Takumah (2014) 以 1986-2012 年間迦納 (Ghana) 的收入與支出資料，並加入 GDP 為控制變數，設定 ARDL 模型以 Bounds test 檢驗是否存在共整合關係，並透過 ECM 模型檢收入與支出之間因果關係，結果顯示兩者之間無論長期或是短期，均存在雙向因果關係。

Edirisinghe and Sivarajasingham (2015) 以斯里蘭卡 (Sri Lanka) 1960-2013 年度資料，以 VECM 模型為基礎，驗證政府收入及政府支出間的因果關係，發現了斯里蘭卡無論是在短期或是長期，均存在著從支出到收入的單一因果關係，因此，若要維持財政紀律，政府應選擇適當的支出政策來達成目標。

Rezaei (2015) 利用 1978-2012 年伊朗的年度資料，藉由 Toda and Yamamoto 的方法檢收入及支出之間的因果關係，並設定 ARDL 模型估計其長短期關係式，實證結果支持 Freidman (1978) 的理論，收入影響支出，且為正向關係。。

Obeng (2015) 研究 1980-2013 年迦納的收入與支出之間的關係，因為收入及支出均為定態數列，所以長期關係直接以 OLS 估計得出，而短期關係則設定 VAR 模型來求得，實證顯示該國政府收入與支出在長期及短期均存在強烈的關係，而因果關係檢定則發現，迦納的收入會單向的影響支出，所以支持了收入—支出假說。

第四節 小結

從以上國內的實證文獻可發現(整理如表2-1),我國過去大致上都存在著收入-支出(tax-spend)的現象,也就是若要解決赤字問題,應該採用減少支出的方法,若欲以提高稅收來減少赤字,將無法收到成效。但實證分析的結果往往會因為實證方法及資料的不同,而可能推論出不同的結果,本文所採用的方法及資料以往未曾運用於我國的研究,究竟我國近年來是否有所改變,尚待求證。

由整理國外的文獻可知,在方法上,近年來已經有越來越多的學者採用 Pesaran et al. (2001) 的 Bounds test 方法來檢定變數間是否存在共整合關係,也發現有許多學者以 Toda and Yamamoto (1995) 的方法檢定因果關係,因此本文也試著採用上述兩種方法來分析我國歲入及歲出的關係;而在結果方面,各國的因果關係方向不盡相同,也就是各種假說都各有適用的國家,尚未有一致性的定理。

值得一提的是,在資料處理方面,幾乎所有的文獻在分析單一國家歲入歲出因果關係時,都僅採用最近年度一段時間的資料,但這樣的作法可能會忽略因結構性的轉變而造成因果關係方向的改變,本文參考 Dalena and Magazzino (2012) 的作法,將我國 1962-2014 年度資料,區分為 1962-1988 年的穩健期及 1989-2014 年的惡化期,分析在不同的時空背景之下,歲入及歲出之間因果關係方向是否有所不同,倘若不同,則財政當局應該視情況調整其政策方針,不應一昧的推動不合時宜的政策。

表 2-1 我國實證文獻

作者 (年份)	研究期間	研究變數	研究方法	結論
徐偉初 (1987)	1954-1985	租稅收入、政府支出、GDP (實質資料)	Granger-Sims 因果關係檢定	租稅收入→公共支出
封昌宏 (1991)	1954-1989	租稅收入、政府支出 (名目資料)	一階差分後 Granger 因果關係檢定	總稅收→總支出
蘇彩足 (1995)	1961-1992	政府收入、政府支出 (實質資料)	一階差分後 Granger 因果關係檢定	歲入→歲出
江坤財 (2000)	1977:1-1998:4	政府收入、政府支出 (實質資料)、通貨膨脹率	Johansen 共整合; VECM Granger causality	政府收入→政府支出
謝萬華 (2000)	1962-1998	政府收入、政府支出 (實質資料)	Johansen 共整合; VECM Granger causality	歲入→歲出
Chang & Ho (2002)	1967-1999	政府收入、政府支出、GDP (實質資料)	Johansen 共整合; VECM Granger causality	政府收入→政府支出
吳昱勳 (2014)	1991-2010	地方政府歲入、歲出 (名目資料)	Pedroni Panel ADF 共整合; PECM Granger causality	地方政府歲入→地方政府歲出

資料來源：本研究自行整理

第三章 我國財政狀況

一、赤字與債務

由表 3-1 可知，我國在 1962-1988 年間，雖仍有半數年度為赤字，但赤字占 GDP 比重均未超過 GDP 的百分之二，該期間受第二次石油危機影響，最大赤字年度為 1982 年，赤字金額為 328 億元，也僅占 GDP 比重 1.66%，且在 1969-1976 年間更連續 8 年呈現盈餘，財政狀況尚稱穩健。然自 1989 年起，因執行六年國建、重大交通建設及社會福利擴增的影響，赤字逐漸龐大，財政狀況急遽惡化，當年度赤字金額突破千億，達 2,857 億元，占 GDP 比重 7.48%，此後 6 年間平均赤字占 GDP 比重達 4.83%，所幸在 1996 年因政府提出平衡預算政策目標後，赤字占 GDP 比重稍有控制，但除 1998 年能勉強維持盈餘占 GDP 比重 0.67%，其餘年度仍為赤字，又由於 2008 年全球發生金融海嘯，景氣明顯衰退，政府為刺激經濟發放消費券及實施減稅，導致 2009 年財政赤字金額再創新高達 5,572 億元。總結而論，近 30 年來，我國可說是一直處於財政赤字的狀況。

自 1989 年來中央政府一年期以上非自償性債務未償餘額急遽增加(如表 3-2)，1992 年中央政府累計債務未償還餘額為 5,650 億元，占 GDP 比重為 10.6%，此後債務餘額逐漸擴大，2000 年由於承接省政府債務，債務規模更是大幅上升，占 GDP 比重 23.7%，至 2012 年未償還餘額突破 5 兆元大關，占 GDP 比重來到 34.1%，以當年度我國人口 2,331 萬人計算，每人背負國債達 21 萬餘元。

表 3-1 各級政府歲入、歲出及餘絀 單位：新臺幣百萬元；%

年	歲入	歲出	餘絀	歲入/GDP	歲出/GDP	餘絀/GDP
1962	14,514	14,857	-343	19.56	20.03	-0.46
1963	15,072	16,452	-1,380	17.94	19.58	-1.64
1964	18,172	18,468	-296	18.72	19.03	-0.30
1965	22,146	22,388	-242	20.38	20.61	-0.22
1966	22,861	23,834	-973	19.09	19.90	-0.81
1967	28,446	29,706	-1,260	20.70	21.62	-0.92
1968	31,753	32,186	-433	19.97	20.24	-0.27
1969	42,792	39,721	3,071	22.75	21.12	1.63
1970	48,287	47,226	1,061	22.48	21.99	0.49
1971	52,843	51,943	900	21.07	20.71	0.36
1972	63,377	60,930	2,447	21.47	20.64	0.83
1973	82,281	76,872	5,409	23.06	21.55	1.52
1974	110,054	87,043	23,011	21.62	17.10	4.52
1975	126,311	123,558	2,753	22.29	21.80	0.49
1976	156,124	146,594	9,530	23.65	22.21	1.44
1977	180,225	187,660	-7,435	23.12	24.07	-0.95
1978	216,168	221,479	-5,311	23.53	24.11	-0.58
1979	276,559	246,888	29,671	24.81	22.15	2.66
1980	340,715	340,363	352	24.99	24.96	0.03
1981	411,712	425,731	-14,019	24.61	25.44	-0.84
1982	454,461	487,253	-32,792	22.98	24.64	-1.66
1983	461,117	489,894	-28,777	22.69	24.11	-1.42
1984	515,913	506,224	9,689	22.35	21.93	0.42
1985	542,603	546,338	-3,735	21.91	22.06	-0.15
1986	584,838	616,718	-31,880	21.54	22.72	-1.17
1987	650,203	641,911	8,292	20.53	20.27	0.26
1988	765,439	726,468	38,971	22.12	20.99	1.13
1989	921,575	1,207,351	-285,776	24.11	31.59	-7.48
1990	1,092,401	1,097,518	-5,117	25.60	25.72	-0.12
1991	1,049,931	1,275,613	-225,682	22.17	26.94	-4.77
1992	1,257,568	1,561,930	-304,362	23.62	29.33	-5.72
1993	1,416,334	1,756,306	-339,972	23.93	29.68	-5.74
1994	1,502,754	1,826,367	-323,613	23.22	28.22	-5.00
1995	1,559,429	1,910,066	-350,637	22.09	27.06	-4.97

年	歲入	歲出	餘絀	歲入/GDP	歲出/GDP	餘絀/GDP
1996	1,604,184	1,843,786	-239,602	20.77	23.87	-3.10
1997	1,704,759	1,878,764	-174,005	20.46	22.55	-2.09
1998	2,053,458	1,992,593	60,865	22.58	21.91	0.67
1999	2,004,394	2,050,004	-45,610	20.82	21.29	-0.47
2000	1,856,575	2,093,957	-237,382	18.15	20.47	-2.32
2001	1,896,841	2,271,755	-374,914	18.67	22.36	-3.69
2002	1,787,919	2,144,994	-357,075	16.74	20.08	-3.34
2003	1,948,847	2,216,514	-267,667	17.77	20.21	-2.44
2004	1,927,400	2,245,047	-317,647	16.54	19.27	-2.73
2005	2,218,039	2,291,999	-73,960	18.34	18.95	-0.61
2006	2,177,018	2,214,226	-37,208	17.22	17.52	-0.29
2007	2,244,758	2,290,169	-45,411	16.74	17.08	-0.34
2008	2,231,614	2,343,585	-111,971	16.97	17.82	-0.85
2009	2,113,644	2,670,898	-557,254	16.31	20.61	-4.30
2010	2,115,554	2,566,804	-451,250	14.98	18.18	-3.20
2011	2,306,173	2,612,947	-306,774	16.11	18.26	-2.14
2012	2,321,205	2,677,984	-356,779	15.80	18.23	-2.43
2013	2,457,632	2,665,241	-207,609	16.14	17.50	-1.36
2014	2,508,815	2,645,712	-136,897	15.59	16.44	-0.85

註：1.歲入歲出淨額資料源自財政部統計處統計資料庫，GDP 資料來自總體統計資料庫。

2.2000 年資料除以 1.5，所有資料均換算為會計年度資料。

表 3-2 中央政府一年期以上非自償性債務未償餘額

單位：百萬元；%

年	債務餘額	債務餘額 /GDP	年	債務餘額	債務餘額 /GDP
1989	190,082	5.0	2002	2,849,272	26.7
1990	198,843	4.7	2003	3,124,741	28.5
1991	264,726	5.6	2004	3,362,141	28.9
1992	565,082	10.6	2005	3,549,635	29.4
1993	797,108	13.5	2006	3,622,660	28.7
1994	913,686	14.1	2007	3,718,214	27.7
1995	1,100,743	15.6	2008	3,778,347	28.7
1996	1,223,895	15.8	2009	4,126,896	31.8
1997	1,381,310	16.6	2010	4,537,136	32.1
1998	1,368,674	15.0	2011	4,755,252	33.2
1999	1,312,256	13.6	2012	5,001,046	34.1
2000	2,450,138	23.7	2013	5,151,201	33.8
2001	2,759,121	27.2	2014	5,280,559	32.8

資料來源：財政部國庫署

二、歲入與歲出占 GDP 比重變化

我國政府歲入占 GDP 比重在 1962-1988 年間平均值尚達 21.84%，但自 1989 年起，陸續推行綜所稅最高稅率調降、實施促進產業升級條例、中小企業發展條例等減稅或租稅優惠措施，又於 1998 年實施兩稅合一、1999 年降低金融營業稅稅率並延長租稅優惠，種種政策使歲入占 GDP 比重在 2000 年時已降至 18.15%，是自 1968 年後再度出現歲入規模不到 20%，此後年度便均低於 20%，2009 年後又為因應金融海嘯，調降營所稅稅率及遺贈稅稅率，使歲入占 GDP 比重於 2010 年減少至 14.98%，是 1962 年以來最低，1989-2014 年歲入占 GDP 比重平均值為 19.28%，兩段期間平均減少了 2.56%。

在歲出方面，我國在 1962-1988 年間，歲出占 GDP 比重大約保持在 20% 左右，其平均值為 21.68%，與歲入占 GDP 比重相差不大，財政政策相對保守而穩健，而 1989 年起陸續進行公共設施保留地徵收、全面實施農民健康保險、國家建設六年計畫、發展十大新興工業等，又於 1995 年實施全民健康保險及增加老年農民福利等擴大支出的政策，使歲出占 GDP 比重自 1989 年起連續 7 年超過 25%，其後政府在 1996 年通過公共債務法等政策，希望達到預算平衡的目標，歲出占 GDP 比重開始降低至 25% 以下，至 2004 年降低至 19.27%，接下來的十年內，除 2009 年為因應金融海嘯，政府為刺激景氣以發放消費券等振興經濟方案，短暫提高了歲出占 GDP 比重達 20.61%，其餘年度均控制在 20% 以下，此期間歲出占 GDP 比重平均值為 21.96%，與 1962-1988 年之平均值相當。

另外由圖 3-1 可看出，在 1962-1988 年間，歲入及歲出占 GDP 比重可說是亦步亦趨的移動，而自 1989 年以來，歲出占 GDP 比重明顯超出歲入占 GDP 比重許多，且持續二十餘年。雖政府實施節流政策控制歲出占 GDP

比重不斷減少，然我們卻發現歲入占 GDP 比重也逐年下降，財政赤字狀況不見改善。因此我們不禁懷疑，減少支出是否會連帶影響收入一併減少，在政府大刀闊斧樽節支出試圖挽救財政赤字的同時，是否也會造成稅收的流失。

在 1988 年以前，我國財政政策相對保守，孫克難（2000）指出，政府決策當局在 1989 年以前採取過度穩健的預算政策，沒有按照進度徵收公共設施保留地，以致公共建設相對落後，而在 1989 年後又採取過度擴張性的財政政策……。另外王菀禪（2008）、張家瑄（2011）及蔡馨方（2011）等研究均表示我國財政狀況在 1989 年出現結構性的轉變，而依上述歲入歲出數值變化分析亦可發現此現象，因此本文以 1989 年為分水嶺，分析 1962-1988 年及 1989-2014 年間，兩個時期歲入及歲出的因果關係是否發生變化，並進一步探討我國政府面對目前的財政狀況應該要以增稅或是減支來改善赤字。

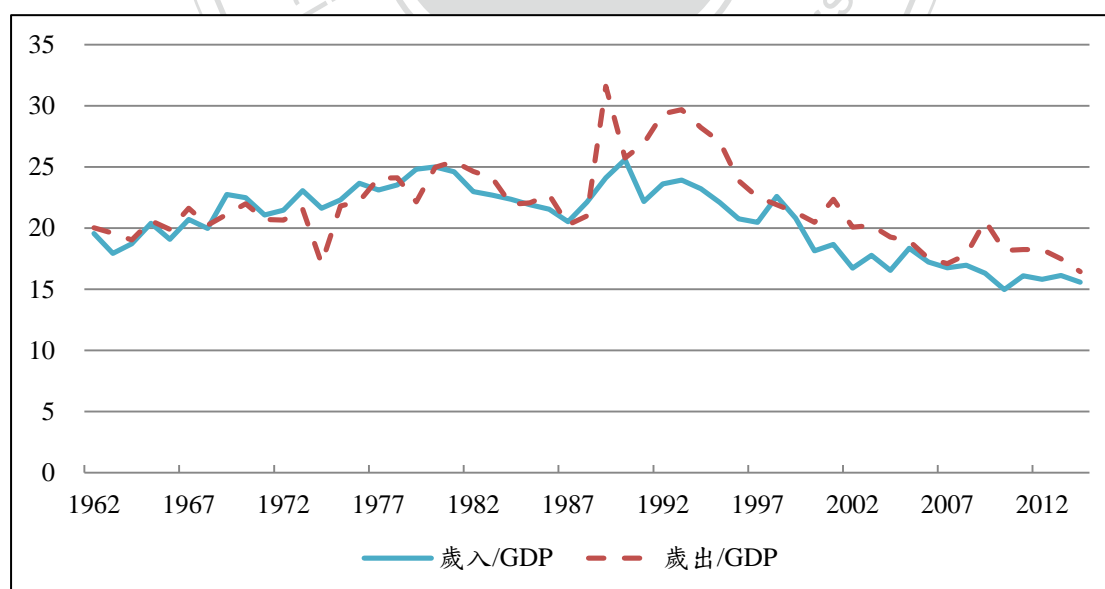


圖 3-1 歲入歲出占 GDP 比重

第四章 研究方法

本文欲藉由分析我國政府歲入歲出之因果關係，探討政府應該採用開源政策還是節流政策，研究的方法屬時間序列分析法，先對變數進行單根檢定，若變數非定態，則檢定是否存在共整合的現象，再藉由估計長期關係了解變數間的影響是正向還是負向，最後再以因果關係的檢定判斷歲入影響歲出或歲出影響歲入，以下分為四小節介紹本文所運用的研究方法。

第一節 單根檢定

經濟變數可分為定態時間序列與非定態時間序列兩種。若外來衝擊對時間序列只有短暫的影響，且隨著時間的經過，衝擊會逐漸消失，則稱為定態的時間序列。若外生的衝擊會對經濟變數造成長遠的影響，且不隨時間的經過而消失，則為非定態的時間序列。傳統的計量分析是建立在假設時間序列為一定態序列的前提下進行分析，然而隨著分析技術的進步，有越來越多的結果顯示，大多數的總體經濟變數並不具備定態的性質。若經濟變數實際上並非為一定態的時間序列，但卻使用定態序列的分析方式去估計與檢定，就會產生假性迴歸（spurious regression）問題。因此，在進行實證研究之前，必須先判定所欲分析的變數是否具有定態的特性，亦即是否具有單根的特性。本文以ADF（Augmented Dicker-Fuller）、PP（Phillips and Perron）及KPSS（Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin）等3種方法檢定數列是否存在單根，分別介紹如下。

一、ADF

Dickey and Fuller（1979）以AR（1）模型為基礎，提出DF單根檢定（Dickey-Fuller test）來判斷時間序列是否為定態。Said and Dickey（1984）

將殘差項可能具有序列相關的情形加以考慮後，提出了 ADF 單根檢定，將原來的 DF 單根檢定擴充為更多落後期的自我迴歸模型。其檢定的迴歸方程式有下列 (4.1)、(4.2) 及 (4.3) 式等三種形式：

1. 不含截距項、時間趨勢

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i-1} + \varepsilon_t \cdots (4.1)$$

2. 含截距項，不含時間趨勢

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i-1} + \varepsilon_t \cdots (4.2)$$

3. 含截距項及時間趨勢

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t \cdots (4.3)$$

其中 α_0 為截距項； $\alpha_1 t$ 為線性時間趨勢項 (linear time trend)。若統計量無法拒絕虛無假設 $H_0 : \gamma = 0$ ，則代表 y_t 是一具有單根的非定態序列。

本文 ADF 檢定模型的最適落後期以 AIC (Akaike Info Ceiterion) 準則決定。

二、PP

ADF 單根檢定皆假設殘差項必須相互獨立且同質變異，而 Phillips and Perron (1988) 提出 PP 單根檢定法以無母數方法放寬了對殘差項分配的假設。PP 檢定的迴歸式可以表示如下列的 (4.4) 式：

$$\Delta y_t = \beta_0 D_t + \pi y_{t-1} + \mu_t \cdots (4.4)$$

其中 D_t 代表截距項及線性時間趨勢項，同樣依資料型態可分為三種設定（不含截距項及時間趨勢、含截距項不含時間趨勢、含截距項及時間趨勢）， μ_t 為一定態序列並且可為異質性變異（heteroskedastic）。藉由直接修正統計量中的 $t_\pi = 0$ 與 t_π 來解決殘差序列相關與異質變異的問題。該統計量如下所示：

$$Z_t = \left(\frac{\hat{\sigma}^z}{\hat{\lambda}^z} \right)^{1/2} \cdot t_{\pi=0} - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{\lambda}^z - \hat{\sigma}^z}{\hat{\lambda}^z} \right) \cdot \left(\frac{T \cdot SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right) \cdots (4.5)$$

$$Z_\pi = t_\pi - \frac{1}{2} \cdot \frac{T^z \cdot SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \cdot (\hat{\lambda}^z - \hat{\sigma}^z) \cdots (4.6)$$

其中 $\hat{\lambda}^2$ 與 $\hat{\sigma}^2$ 為變異數的一致估計式，如 (4.7) 與 (4.8) 所示：

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E[u_t^2] \cdots (4.7)$$

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T E[T^{-1} S_T^2] \cdots (4.8)$$

其中 $S_T = \sum_{t=1}^T u_t$ 。若無法拒絕虛無假設 $H_0 : \pi = 0$ 時，則代表 y_t 是一具有單根的非定態序列。當殘差具有異質性變異時，PP 檢定的結果比 ADF 檢定要來得更穩健。

三、KPSS

ADF 及 PP 單根檢定都是將「序列具有單根」放在虛無假設，KPSS 檢定方法與其他單根檢定的最大差異是將「序列為定態」放在虛無假設。KPSS 檢定法使假設序列的資料產生過程（data generating process）由決定性趨勢（deterministic trend）、隨機漫步與白噪音（white noise）誤差項所組成，其形式為：

$$y_t = \delta t + \mu_t + \varepsilon_t \cdots (4.9)$$

其中， $\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t$ ， μ_t 和 ε_t 都是 i.i.d 隨機變數，其變異數分別為 σ_η^2 和 σ_ε^2 。KPSS 檢定統計量為：

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_\varepsilon^2$$

其中，累積殘差項和為 $S_t = \sum_{i=1}^t \hat{\varepsilon}_i$ ， $i = 1, 2, \dots, T$ ， $\hat{\varepsilon}_i$ 為迴歸方程式的殘差項， $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ 為殘差變異數。因此，KPSS 檢定的虛無假設為：

$$H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$$

統計量若當無法拒絕 H_0 時， μ_t 的變異數為零，變數序列則為定態變數。當拒絕 H_0 時， $\sigma_\eta^2 \neq 0$ 時，LM 統計量會隨 t 增加而呈現發散的現象，變數序列為非定態形式。

第二節 共整合檢定

Engle and Granger (1987) 首先提出共整合理論。所謂的共整合係指，兩個或兩個以上的非定態變數經過線性組合後，呈現定態的現象。表示即使是非定態的變數，若存在共整合的現象，經由簡單迴歸估計所得到的顯著關係，仍然是具有意義的，亦即不存在假性迴歸的狀況。因此，若一個非恆定的變數與其他非恆定的變數存在一個長期穩定關係，即表示這些變數間存在共整合的現象。本文分別以 Johansen(1988)及 Pesaran et al.(2001)所提出之共整合檢定法檢定變數間是否存在共整合，說明如下。

一、Johansen

Johansen (1988) 及 Johansen & Juselius (1990) 有鑒於 Engle & Granger (1987) 兩階段共整合檢定法存有許多缺失，因此發展出最大概似檢定法，利用聯立方程式將兩變數擴充為多變數進行估計，並以兩種概似比率檢定統計量，確認多組共整合向量存在的可能，其模型之推導如下。

先建立一 k 落後期之向量自我迴歸模型 (vector autoregression model)：

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \dots (4.10)$$

式中 X_t 為 $n \times 1$ 隨機變數向量， A 為 $n \times n$ 係數矩陣， μ 為常數項， ε_t 為獨立隨機變數。

(4.10) 式透過計算可得一誤差修正模型 (4.11) 式：

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \dots (4.11)$$

式中 $\Delta = 1 - L$ ， L 為落後項 (lag operator)

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i), I = 1, \dots, k - 1$$

$$\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$$

$\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1}$ 說明 X_t 短期動態關係，表示體系受干擾時各變數脫離均衡關係後的調整情形， ΠX_{t-1} 說明 X_t 長期關係，目的在於將體系中因各序列相關本身經一階差分而喪失之長期關係導回來， $\Pi n \times n$ 為長期衝擊矩陣 (long-run impact matrix)。

Π 的秩 (rank) 可分為三種情形：

- a) $rank(\Pi) = n$ ，表示 Π 為滿秩，亦即 X_t 中所有變數皆為定態時間數列。
- b) $rank(\Pi) = 0$ ，表示 Π 為空矩陣，亦即 X_t 中所有變數皆不存在共整合關係。
- c) $0 < rank(\Pi) = r < n$ 。表示 X_t 存有 r 個共整合向量，則模型另可寫成 $\Pi = \alpha\beta$ ，其中 α 與 β 皆為 $(n \times r)$ 矩陣， α 為調整向量，可衡量誤差修正項調整速度大小， β 的 r 個行向量則為共整合向量。

至於如何判定秩的多少以決定共整合向量，Johansen (1990) 提出兩個概似比率檢定統計量來檢定共整合向量。

- a) 軌跡檢定 (Trace Test)

在軌跡檢定中虛無假設及對立假設分別為：

$$H_{r0}: \text{rank}(\Pi) \leq r$$

$$H_{r1}: \text{rank}(\Pi) > r$$

最大概似比檢定統計量為：

$$\eta_r = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \dots (4.12)$$

式中 $\hat{\lambda}_i$ 為特性根之估計值， T 為有用之觀察值。

(1) 當 η_0 不顯著時（即 η_0 值小於某一顯著性水準下的 Johansen 分佈臨界值），接受 H_{00} （ $r = 0$ ），表明有 k 個單位根，0 個共整合向量（即不存在共整合關係）。當 η_0 顯著時（即 η_0 值大於某一顯著性水準下的 Johansen 分佈臨界值），拒絕 H_{00} ，則表明至少有一個共整合向量，必須接著檢驗 η_1 的顯著性。

(2) 當 η_1 不顯著時，接受 H_{10} ，表明只有 1 個共整合向量，依次進行下去，直到接受 H_{r0} ，說明存在 r 個共整合向量。繼續檢驗的過程可歸納為如下的過程：

$\eta_1 < \text{臨界值}$ ，接受 H_{10} ，表明只有 1 個共整合向量；

$\eta_1 > \text{臨界值}$ ，拒絕 H_{10} ，表明至少有 2 個共整合向量；

⋮

$\eta_r <$ 臨界值，接受 H_{r0} 表明只有 r 個共整合向量。

b) 最大特性根檢定 (Maximum Eigenvalue Test)

在最大特性根檢定中虛無假設及對立假設分別為：

$$H_{r0}: \text{rank}(\Pi) = r$$

$$H_{r1}: \text{rank}(\Pi) \leq r + 1$$

最大概似比檢定統計量為：

$$\xi_r = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \dots (4.13)$$

其中 ξ_r 稱為最大特性根統計量，簡記為 λ_{max} 。檢驗從下往上進行，首先檢驗 ξ_0 ，如果 $\xi_0 <$ 臨界值，接受 H_{00} ，無共整合向量； $\xi_0 >$ 臨界值，拒絕 H_{00} ，至少有 1 個共整合向量。

接受 H_{00} ($r=0$)，表明最大特徵根為 0，無共整合向量，否則接受 H_{01} ，至少有 1 個共整合向量；如果 ξ_1 顯著，拒絕 H_{10} ，接受至少有 2 個共整合向量的對立假設 H_{11} ；依次進行下去，直到接受 H_{r0} 共有 r 個共整合向量。

本文設定 VAR 模型的最適落後期以 AIC 準則決定。

二、Pesaran

Pesaran et al. (2001) 共整合檢定法是從自我迴歸遞延分配模型 (autoregressive distributed lag model, 簡寫為 ARDL) 出發，其優點如下：

(1) 在於檢定過程中，並不需要考慮變數的階次。亦即無論變數純粹為

定態之 $I(0)$ 或具單根之 $I(1)$ ，甚至同時為 $I(0)$ 或 $I(1)$ ，都不會影響檢定的結果。(2) 改善當資料為小樣本時，檢定力低弱的問題。(3) 可明確的區別兩變數間何者為內生變數何者為獨立變數。

若模型同時出現 $I(0)$ 與 $I(1)$ 變數時，Engle and Granger (1987) 與 Johansen and Juselius (1990) 的共整合檢定方法均無法檢定出是否存在長期均衡關係。而 Pesaran et al. (2001) 提出的邊界檢定法 (bounds test) 是不受變數階次的限制，只需經由臨界值即可明確地判斷是否存在長期均衡關係，並區別出何者為內生變數何者為獨立變數。其邊界檢定法之五種模型如下：

Case I (沒有截距項; 沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yxx}x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \varphi \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \cdots (4.14)$$

Case II (受限制的截距項; 沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \pi_{yy}(y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yxx}x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \varphi \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \cdots (4.15)$$

Case III (不受限的截距項; 沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yxx}x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \varphi \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \cdots (4.16)$$

Case IV (不受限的截距項; 受限制的趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi_{yy}(y_{t-1} - \gamma_y t) + \pi_{yxx}(x_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^p \phi \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \varphi \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \dots (4.17)$$

Case V (不受限的截距項; 不受限的趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yxx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \varphi \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \dots (4.18)$$

以下對一般化的 Case III 式 4-16 稍做說明。Case III 其中 π_{yy} 與 π_{yxx} 是長期參數。 β_0 是截距項， θw_t 是一個虛擬的外生變數向量，而 Δy 的遞延值以及的 Δx 正常值與遞延值則作為短期動態的結構。基於前述，ARDL 模型大致上假設在經濟體系中存在 x 與 y 兩個變數，且由之前資訊無法得知彼此之間的長期關係，我們便可分別將 x 與 y 兩個變數作為被解釋變數列出下列兩條方程式，分別為：

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_{1j} \Delta x_{t-j} + \theta_{1y} y_{t-1} + \theta_{2y} x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \dots (4.19)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_{2j} \Delta x_{t-j} + \theta_{1x} y_{t-1} + \theta_{2x} x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \dots (4.20)$$

Peasran et al. (2001) 提出以 Wald 統計值或 F 統計值的邊界檢定，其虛無假設為變數間不存在共整合關係，以式 (4.19) 為例，即是： $H_0: \theta_{1y} = 0, \theta_{2y} = 0$ ，其 F 檢定統計量以 $F(y/x)y$ 表示之。同理，若以方程式 (4.20) 而言，則為： $H_0: \theta_{1x} = 0, \theta_{2x} = 0$ ，其 F 檢定統計量以 $F(x/y)x$ 表示之。此法以 F 統計值作為判定的基礎，不過，F 統計值為非標準分配，其分配主要受以下因素影響：(1) 在自我迴歸遞延分配模型下，變數為 I(0) 或 I(1)；(2) 解釋變數的數量；(3) ARDL 模型是否包含截距

項或時間趨勢項；（4）樣本數的大小。根據 Pesaran et al. (2001) 所述，使用 F 檢定作為判斷共整合的方法，會有兩組臨界值，其中一組，假設所有存在於 ARDL 模型中的變數為 $I(1)$ ，另一組則是假設所有存在於 ARDL 模型中的變數為 $I(0)$ 。若聯合檢定的 F 統計量高於上界臨界值 (upper critical bound)，表示顯著拒絕虛無假設，意指變數間存在長期均衡關係，反之，若 F 值低於下界臨界值 (lower critical bound)，則表示統計量不顯著，則無法拒絕共整合的虛無假設，但若 F 值恰巧落入兩界限之內，則無法做出判別。進一步而言，若 $F(y/x)y$ 高於上界臨界值，但是 $F(x/y)x$ 卻低於下界臨界值，表示只存在單向的長期穩定關係。在此關係中，變數 y 為被解釋變數，變數 x 則為解釋變數。因此，以此方法進行檢定時，除了可判斷變數間是否存在共整合關係外，也可判斷變數間可能的因果關係。

本文參考 Keho (2010b) 的文章，設定較為一般化的 Case III 及 Case II 兩種 ARDL 模型進行 Pesaran 共整合檢定法，模型最適落後期以 AIC 準則決定。

第三節 長期關係估計

透過 Johansen 及 Pesaran 的共整合檢定之後，若確定變數之間存在共整合關係，則可估計其長期關係係數，本文分別以下列三種方法檢驗變數之間的長期關係方向是否一致。

一、OLS

欲了解 x 、 y 、 z 之間的關係，若變數之間存在共整合關係，則以 OLS 估計得出之顯著關係即可代表變數間長期關係，且不會存在虛假迴歸之問題，故本文先以 OLS 估計變數間之長期關係，迴歸模型如下：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 z_t + \varepsilon_t \cdots (4.21)$$

係數 β_1 、 β_2 即為長期關係係數，再分別以 x 、 z 為被解釋變數迴歸分析，可得出不同長期關係的係數。

二、Johansen

以前述 Johansen 共整合檢定的 VECM 為模型所估計出的結果中，誤差修正項 e_{t-1} 內變數水準值的估計係數，即為 Johansen 長期關係係數。由 VAR (p) 所構成的 VECM 模型如下：

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta z_{t-i} + \lambda_1 e_{t-1} + \mu_{1t} \cdots (4.22)$$

$$\Delta x_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} \Delta z_{t-i} + \lambda_2 e_{t-1} + \mu_{2t} \cdots (4.23)$$

$$\Delta z_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{3i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{3i} \Delta z_{t-i} + \lambda_3 e_{t-1} + \mu_{3t} \dots (4.24)$$

其中 $e_{t-1} = (y_{t-1} + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 z_{t-1})$ ，則 $-\theta_1$ 、 $-\theta_2$ 分別為 y 與 x 、 z 之間長期關係係數，經過移項可分別得出不同變數間的長期關係係數。

三、ARDL

Bounds Test 模型中對落後 1 期變數水準值的估計係數，經適當轉換，即為 ARDL 長期關係係數，模型如下：

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^r \phi_{1i} \Delta z_{t-i} + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 x_{t-1} + \theta_3 z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \dots (4.25)$$

當 y 為被解釋變數時， y 與 x 的長期關係係數為 $\frac{-\theta_2}{\theta_1}$ ， y 與 z 的長期關係係數為 $\frac{-\theta_3}{\theta_1}$ ，再分別以 Δx_t 及 Δz_t 為被解釋變數設定 Bounds Test 模型重新估計可得不同長期關係係數。

第四節 因果關係檢定

傳統的迴歸分析僅可確認變數間是否存有關係，若能更進一步的確認變數間的因果關係，則有助於對經濟變數的分析。Granger (1969) 以預測誤差的角度來定義因果關係。即在一訊息集合中，以一變數的加入是否可增加另一個變數的預測能力作為判斷變數間因果關係的依據。

一、ECM 模型下檢定因果關係

Engle and Granger (1987) 證明如果兩變數 x 與 y 具共整合關係時，可以用誤差修正模型來表示彼此間的關係。一般來說，在共整合檢定模型中，為了避免有不正確的結果，則必須在定態模型內，加入一個誤差修正項 (error correction term, ECT)，以3變數模型來說，設定如下：

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta z_{t-i} + \lambda_1 e_{t-1} + \mu_{1t} \cdots (4.26)$$

$$\Delta x_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} \Delta z_{t-i} + \lambda_2 e_{t-1} + \mu_{2t} \cdots (4.27)$$

$$\Delta z_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{3i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{3i} \Delta z_{t-i} + \lambda_3 e_{t-1} + \mu_{3t} \cdots (4.28)$$

式中 $e_{t-1} = (y_{t-1} + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 z_{t-1})$

上式的落後誤差修正項 (e_{t-1}) 是由長期共整合關係推知的，若沒有存在共整合關係，則此項並不存在。 μ 是一個連續的獨立隨機誤差項，期望值為零。其中，式 (4.26) 為以 Δy 變數當作被解釋變數的方程式，而式

(4.27)、(4.28) 分別以 Δx 、 Δz 變數當作被解釋變數。接下來，變數之間是否存在因果關係可以分為長期與短期兩方面來進行討論，以式(4.26)為例，若欲檢定在短期中， x 對 y 是否存在因果關係，其假設如下：

$$H_0: \gamma_{1i} = 0, i = 1, 2, \dots, p$$

$$H_1: \gamma_{1i} \neq 0$$

若檢定結果為接受虛無假設，則表示在短期下， x 對 y 不存在因果關係；反之，則表示 x 對 y 存在因果關係。若欲檢定在長期下， x 對 y 是否存在因果關係，其假設如下：

$$H_0: \lambda_1 = 0$$

$$H_1: \lambda_1 \neq 0$$

若檢定結果為接受虛無假設，則表示在長期下， x 對 y 不存在因果關係；反之，則表示 x 對 y 存在因果關係。同理，以相同的方式，則可檢驗出在短期與長期下，3變數間是否存在因果關係。

二、Toda and Yamamoto 方法

ECM 架構下的因果關係檢定，雖然已考慮序列定態及長期均衡關係，仍存在一些問題。Toda and Yamamoto (1995) 指出此法的缺失，在於因果關係檢定之前必須經單根檢定及共整合檢定，然而單根檢定的檢定力不足，以及共整合檢定對於整合階次的不穩定性等問題，將使因果關係檢定結果出現誤差，因此本文將另以 Toda and Yamamoto (1995) 所提出的因果檢定方法，試著確認我國政府收支間的因果關係。

Toda and Yamamoto 之因果關係檢定，最大的特點在於可直接探討變數間的因果關係，而不需考慮 VAR 系統是否具有共整合特性。以下設定 VAR 模型，說明 Toda and Yamamoto (1995) 所提出之因果關係檢定。

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} z_{t-i} + \mu_{1t} \cdots (4.29)$$

$$x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} z_{t-i} + \mu_{2t} \cdots (4.30)$$

$$z_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{3i} z_{t-i} + \mu_{3t} \cdots (4.31)$$

其中， $p = k + d_{max}$ ， k 為 VAR 最適落後期， d_{max} 為各變數的整合階數中之最大值。以最小平方估計此 VAR 模型，Toda and Yamamoto(1995) 證明其 MWALD 統計量服從卡方分配 (χ^2 distribution)；在進行因果檢定時，只需要檢定 VAR ($k + d_{max}$) 模型中 k 階的估計參數即可。

欲瞭解 x 是否影響 y ，可進行虛無假設為下式的卡方檢定

$$H_0: \alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = \dots = \alpha_{2k}$$

其中， α_{2i} 為 x_{t-1} 的係數。若檢定結果拒絕虛無假設，則代表 x 是 y 的因 (x Granger causes y)。

使用 Toda and Yamamoto (1995) 模型的好處，在於可以不需要考慮 VAR 模型中，內生變數之間的共整合關係；亦不需考慮各內生變數是否為定態序列，但可以正確得知其變數間的因果關係。而 Zapata and Rambaldi

(1997) 根據 Monte Carlo 實驗結果亦驗證，Toda and Yamamoto (1995) 的因果檢定方法，並不需要事先知道 VAR 模型中的變數是否具有共整合的特性，只要變數的定態階數不大於模型中所選定的落後期數 k (亦即 $k \geq d$)，即可進行各變數間的因果檢定。

本文設定 VAR 模型的最適落後期以 AIC 準則決定。



第五章 我國實證分析

第一節 敘述統計

本文以我國 1962-2014 年政府歲入、歲出淨額及 GDP 資料作實證分析，歲入歲出淨額資料源自財政部統計處統計資料庫、GDP 資料來自總體統計資料庫，本文目的在探討政府預算收支問題，因此以預算會計年度為分析的基礎，而我國 1962-1999 年為 7 月制會計年度，2000 年為 1999 年下半年加上 2000 年全年資料，因此將 2000 年資料除以 1.5，2001 年後會計年度改為曆年制，GDP 資料也調整與會計年度一致。

由第三章我國財政狀況分析可知，我國 1988 年以前，雖仍有半數年度為呈現赤字，但赤字占 GDP 比重均未超過 GDP 的百分之二，財政尚稱穩健。可是自 1989 年以來，僅 1998 年有盈餘，其餘年度皆為赤字，平均赤字占 GDP 的 2.68%，存在歲出淨額超出歲入淨額許多的現象。又依張家瑄（2011）所稱，我國自 1989 年開始，政府財政產生結構性的改變，呈現快速惡化的現象。因此本文除了分析 1962-2014 年共 53 年度資料外，再以 1989 年為分水嶺，將資料區分為 1962-1988 年的穩健期及 1989-2014 年的惡化期兩時段，分別分析這兩段期間，歲入、歲出之關係實證結果是否有所轉變。

在分析總體經濟變數時，究竟應採用名目資料抑或實質資料仍存在討論空間，為避免名目或實質資料選擇上的偏誤，本文參考 Narayan（2005）及 Keho（2010a）的做法，以歲入、歲出占 GDP 比重取對數後之 2 變數模型進行分析，變數之敘述統計如表 5-1。

表 5-1 變數敘述統計

期間	1962-2014		1962-1988		1989-2014	
	歲入/GDP	歲出/GDP	歲入/GDP	歲出/GDP	歲入/GDP	歲出/GDP
平均值	3.015	3.072	3.081	3.073	2.946	3.071
中位數	3.048	3.058	3.096	3.074	2.904	3.022
最大值	3.243	3.453	3.218	3.236	3.243	3.453
最小值	2.707	2.780	2.887	2.839	2.707	2.780
標準差	0.145	0.149	0.085	0.091	0.164	0.194

資料來源：本研究自行整理。



第二節 實證結果

本文參考 Narayan (2005) 及 Keho (2010a) 的做法，以我國政府歲入及歲出資料占 GDP 比重取對數後進行 2 變數模型分析¹，依據第四章所述研究方法，分別進行單根檢定、共整合檢定、長期關係估計及因果關係檢定。

一、單根檢定

採用 ADF、PP 及 KPSS 等 3 種方法檢定數列是否為定態，檢定結果如表 5-2，在 5% 的顯著水準下，可發現所有數列均為非定態數列 I(1)。

表 5-2 單根檢定結果

1962-2014						
變數	ADF		PP		KPSS	
	水準值	一階差分	水準值	一階差分	水準值	一階差分
歲入	-2.103 (0.531)	-9.979* (0.000)	-1.787 (0.696)	-12.497* (0.000)	0.234 (0.146)	0.157* (0.146)
歲出	-1.677 (0.746)	-9.943* (0.000)	-2.171 (0.494)	-9.943* (0.000)	0.210 (0.146)	0.033* (0.146)
1962-1988						
變數	ADF		PP		KPSS	
	水準值	一階差分	水準值	一階差分	水準值	一階差分
歲入	-2.054 (0.545)	-7.438* (0.000)	-1.925 (0.612)	-15.223* (0.000)	0.174 (0.146)	0.500 (0.146)
歲出	-3.102 (0.126)	-7.899* (0.000)	-3.044 (0.139)	-8.535* (0.000)	0.109* (0.146)	0.105* (0.146)
1989-2014						
變數	ADF		PP		KPSS	
	水準值	一階差分	水準值	一階差分	水準值	一階差分
歲入	-1.390 (0.569)	-8.078* (0.000)	-0.930 (0.761)	-10.699* (0.000)	0.724 (0.463)	0.176* (0.463)
歲出	-1.549 (0.492)	-6.245* (0.000)	-1.527 (0.503)	-6.245* (0.000)	0.708 (0.463)	0.186* (0.463)

註：1.ADF 及 PP 的值为 t-統計值，括號內為 p 值。

2.KPSS 的值为 LM-Statistic，括號為 5% 的臨界值。

3.ADF 檢定法以 AIC 準則決定最適落後期數。

4.*表示在 5% 的顯著水準下為定態數列。

¹ 另以名目歲入、名目歲出及名目 GDP 設定 3 變數模型分析，結果顯示於附錄。

二、共整合檢定

Johansen 檢定法檢定結果如表 5-3，顯示在每一段時間兩種檢定統計量在 5% 的顯著水準下，都不能拒絕沒有共整合的虛無假設，因此，以 Johansen 的檢定方法，我國政府收入與支出之間不存在共整合的現象。

表 5-3 Johansen 共整合檢定結果

		1962-2014		
H_0	H_1	Statistic	5% critical value	Prob.
Maximum eigen value test				
$\gamma=0$	$\gamma=1$	9.920	14.264	0.217
Trace test				
$\gamma=0$	$\gamma \geq 1$	10.853	15.494	0.220
		1962-1988		
H_0	H_1	Statistic	5% critical value	Prob.
Maximum eigen value test				
$\gamma=0$	$\gamma=1$	9.035	14.264	0.283
Trace test				
$\gamma=0$	$\gamma \geq 1$	15.251	15.49	0.054
		1989-2014		
H_0	H_1	Statistic	5% critical value	Prob.
Maximum eigen value test				
$\gamma=0$	$\gamma=1$	12.436	14.264	0.095
Trace test				
$\gamma=0$	$\gamma \geq 1$	13.157	15.494	0.109

註：1. γ 代表共整合向量數目。
 2. 以 AIC 決定模型最適落後期數。
 3. *代表在 5% 水準下拒絕 H_0 。

雖然以 Johansen 的檢定法不存在共整合關係，但如前所述，Pesaran et al. (2001) 所提出的邊界檢定法更有效率，因此我們以邊界檢定法再次判斷是否存在共整合現象，檢定結果（表 5-4）顯示在 5% 的顯著水準下，1962-2014 及 1962-1988 兩個時段，歲出為被解釋變數時，存在共整合的現象，而 1989-2014 年的檢定結果告訴我們，以歲入為被解釋變數時，拒絕不存在共整合關係的虛無假設，也就是說在 1989-2014 年間，只有在以歲入為被解釋變數的迴歸式才存在共整合關係。這樣的結果也隱含了若歲入歲出之間存在因果關係，則 1962-2014 年及 1962-1988 年兩時段必為歲入影響歲出；1989-2014 年則必歲出影響歲入，因為在檢定時就已經明確區分應變數及自變數，也同時確立了若存在因果關係時的影響方向。

表 5-4 Bounds test 檢定結果

1962-2014						
應變數	F III		F II		共整合?	
歲入	0.43		0.32		否	
歲出	7.07*		4.74*		是	
1962-1988						
應變數	F III		F II		共整合?	
歲入	2.24		1.56		否	
歲出	6.98*		4.66*		是	
1989-2014						
應變數	F III		F II		共整合?	
歲入	8.27*		6.48*		是	
歲出	2.25		2.62		否	
在不同水準及 case 之下的邊界值						
顯著水準	1%		5%		10%	
	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)
F III	6.84	7.84	4.94	5.73	4.04	4.78
F II	4.94	5.58	3.62	4.16	3.02	3.51

註：1.以一般化的模型 case III 及 case II 進行分析，並以 AIC 準則決定各模型最適落後期數。

2.F III 及 F II 分別代表 (Pesaran et al.2001) 的 case III 及 case II 的 F-統計值。

3.*代表在 5% 顯著水準之下拒絕虛無假設。

三、長期關係

因不存在 Johansen 共整合關係式，分別以 OLS 及 ARDL 方法估計長期關係(表 5-5)，在 1962-2014 年及 1962-1988 年兩段期間，邊界檢定當歲出為應變數時存在共整合，因此以歲出為應變數估計長期關係²，結果 2 種方法均顯示歲出與歲入呈現長期正向關係且非常顯著。而 1989-2014 年，以歲入為應變數做邊界檢定時存在共整合，因此以歲入為應變數估計長期關係，結果顯示在 1% 的顯著水準下，歲入與歲出呈現長期正向關係。

² 1962-2014 年 OLS 迴歸式另以 1989 年為結構改變年度進行 chow 檢定，結果在 1% 的顯著水準下拒絕沒有結構改變的虛無假設。

表 5-5 長期關係估計

1962-2014				
應變數	OLS		ARDL	
	自變數		自變數	
	歲入	歲出	歲入	歲出
歲出	0.789*** (8.635)	-	0.902*** (5.729)	-
1962-1988				
應變數	OLS		ARDL	
	自變數		自變數	
	歲入	歲出	歲入	歲出
歲出	0.767*** (5.180)	-	0.845*** (4.013)	-
1989-2014				
應變數	OLS		ARDL	
	自變數		自變數	
	歲入	歲出	歲入	歲出
歲入	-	0.766*** (10.497)	-	0.801*** (11.614)

註：1.OLS 為最小平方法估計；ARDL 長期關係係數由 Bounds test equation 估計。

2.括號內為 t-統計值。

3.*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

四、因果關係

當不存在共整合時，以差分後 VAR 檢定短期因果關係，當共整合存在時，則以誤差修正項模型 (ECM) 檢定長期及短期因果關係，檢定結果如表 5-6，1962-2014 年歲入及歲出長期因果關係在 1%的顯著水準下，為歲入影響歲出，但如前所述，我國財政狀況在 1989 年開始出現結構性的改變，因此我們不以此為結論，而以分段的實證結果為判斷依據，在 1962-1988 年，結果仍為歲入影響歲出，但 1989-2014 年在 5%的顯著水準下為歲出影響歲入，此結果告訴我們，我國近 30 年來歲入歲出的因果關係方向，已經由過去文獻所得到歲入影響歲出的結果，轉變為歲出影響歲入，且為正向影響。另以 Toda and Yamamoto 方法檢定結果顯示在表 5-7，3 段時間的歲入與歲出均不存在因果關係，可能因為樣本數較小，VAR 的

自由度偏低，故得出與 ECM 不一致的結果，但 3 變數模型以 Toda and Yamamoto 方法，因果關係方向與 2 變數 ECM 模型檢定結果一致³。

表 5-6 ECM 因果關係檢定結果

1962-2014					
應變數	自變數				
	短期		e_{t-1} t-Statistic	長期	
	Δ 歲入	Δ 歲出		Δ 歲入 $/e_{t-1}$	Δ 歲出 $/e_{t-1}$
Δ 歲入	-	0.494 (0.482)	-	-	-
Δ 歲出	0.795 (0.376)	-	-0.471*** (-3.167)	5.094*** (0.006)	-
1962-1988					
應變數	自變數				
	短期		e_{t-1} t-Statistic	長期	
	Δ 歲入	Δ 歲出		Δ 歲入 $/e_{t-1}$	Δ 歲出 $/e_{t-1}$
Δ 歲入	-	0.477 (0.489)	-	-	-
Δ 歲出	1.394 (0.250)	-	-0.834*** (-2.882)	4.193** (0.029)	-
1989-2014					
應變數	自變數				
	短期		e_{t-1} t-Statistic	長期	
	Δ 歲入	Δ 歲出		Δ 歲入 $/e_{t-1}$	Δ 歲出 $/e_{t-1}$
Δ 歲入	-	2.149 (0.145)	-0.481** (-2.060)	-	1.885 (0.168)
Δ 歲出	1.651 (0.198)	-	-	-	-

註：1.表中數值為 F-statistic，括號為 Probability。

2. e_{t-1} 項下值為誤差修正項的係數，括號為 t-Statistic，誤差修正項內長期關係係數由共整合關係式估計出。

3.*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

³ 請見附錄。

表 5-7 Toda and Yamamoto 檢定結果

1962-2014									
R causes E					E causes R				
k	d_{max}	Wald stat	p-value	coefficient	Wald stat	p-value	coefficient	causality	
1	1	0.982	0.321	0.217	0.000	0.979	0.002	None	
1962-1988									
R causes E					E causes R				
k	d_{max}	Wald stat	p-value	coefficient	Wald stat	p-value	coefficient	causality	
1	1	0.546	0.459	0.243	0.899	0.343	-0.153	None	
1989-2014									
R causes E					E causes R				
k	d_{max}	Wald stat	p-value	coefficient	Wald stat	p-value	coefficient	causality	
2	1	1.628	0.442	0.135	0.976	0.613	0.155	None	

註：1. k 為 VAR 的最適落後期，以 AIC 準則決定； d_{max} 為數列中最大整合階次。

2.coefficient 為落後期的估計係數加總，但不包含 d_{max} 的那一落後期係數。

3.*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

第六章 結論

我國自 1989 年來政府財政餘絀數幾乎皆為赤字，為了避免財政狀況持續惡化，政府應積極地採取適當方法來改善財政赤字，但是究竟應該採用增加收入的政策或是減少支出的政策仍存在爭論，本文藉由分析歲入與歲出之間因果關係方向來探討我國政府政策應該將焦點放在「開源」或者是「節流」。

以往我國實證研究皆指出我國政府歲入會正向影響歲出，也就是若要改善財政赤字，政府採取節流政策優於開源政策，惟本文觀察 1962-2014 年我國的歲入及歲出資料發現，歲出占 GDP 比重在 1989 年達 31.59% 的高峰之後，有逐漸減少的趨勢，2014 年已降低為 16.44%，顯示我國近二十多年來對於歲出的控制已獲得成效，然再觀察歲入占 GDP 比重的變化，卻也是逐年下降，從 1989 年的 24.11% 降低至 2014 年的 15.59%，或許在控制歲出的同時也導致了歲入的持續萎縮，以至於我國財政赤字問題仍然嚴重。

本文實證結果發現，我國在 1962-2014 年間，政府歲入會影響政府歲出，歲入增加會導致歲出隨之增加，倘若我們分析至此，會得到要改善赤字，節流政策優於開源政策的結論，但如前所述，我國財政狀況在 1989 年開始出現結構性的改變，若以此不分段實證結果為依據，恐會造成誤判，因此本文採用區分財政相對穩健期 1962-1988 年及財政惡化期 1989-2014 年的實證結果為判斷標準，穩健期的結果顯示，我國過去處於歲入正向影響歲出之情況，說明了以本文所採用的方法，其結果與我國同時期的實證文獻不謀而合，但我們應注意的是 1989 年後財政惡化期的實證結果，顯示我國已由歲入影響歲出轉變為歲出影響歲入，且為正向影響。

由 1989-2014 年財政惡化期因果關係檢定的實證結果可知，近 30 年來我國政府歲出正向影響歲入，若繼續實施削減支出的「節流」政策，可能會連帶使國家財政收入縮小，對於財政赤字的改善程度有限，因此本文建議政府應該要採取「開源」政策來改善我國財政赤字。



參考文獻

中文部分

- 王菟禪(2008)，《從結構性赤字探討我國財政永續性問題》，國立臺北大學財政學研究所碩士論文。
- 江坤財(2000)，《政府預算赤字成因探討》，逢甲大學經濟學研究所碩士論文。
- 吳昱勳(2014)，《臺灣地方政府收入支出因果關係實證研究》，國立臺北大學財政學系碩士論文。
- 封昌宏(1991)，《租稅收入與政府支出之因果關係檢定-台灣地區實證》，東吳大學經濟學研究所碩士論文。
- 徐偉初(1987)，《公共支出、公共收入及國民所得：因果關係之驗證》，國立政治大學學報第56期，頁93-110。
- 孫克難(2000)，《賦稅制度與經濟發展-台灣經驗的探討》，財稅研究，第32卷，第1期，頁1-34。
- 張家瑄(2011)，《我國財政赤字之結構性分析-EU與OECD國家調整方法之運用》，國立政治大學財政研究所碩士論文。
- 蔡馨芳(2011)，《台灣預算赤字之政經研究》，世新大學行政管理學系博士論文。
- 謝萬華(2000)，《歲入與歲出的因果關係-台灣之實證研究》，逢甲大學會計與財稅研究所碩士論文。
- 蘇彩足(1995)，《「量入為出」與「量出為入」：政府歲入與歲出之因果關係分析》，人文及社會科學集刊，第7卷第2期，頁207-222。

英文部分

- Al-Khulaifi, Abdulla S. (2012),“The Relationship between Government Revenue and Expenditure in Qatar: A Cointegration and Causality Investigation,”*International Journal of Economics and Finance*, 4(9), 142-148.
- Al-Zeaud, Hussein Ali (2014),“The Causal Relationship between Government Revenue and Expenditure in Jordan,” *Global Journal of Management and Business Research (B)*, 16(6), 49-58.
- Alesina, Alberto and Silvia Ardagna (2010), “Large Changes in Fiscal Policy: Taxes versus Spending, ” *Tax Policy and the Economy*, 24(1), 35-68
- Alesina, Alberto and Silvia Ardagna (2012), “The design of fiscal adjustments, ” *NBER Working Paper*, No. 18423.
- Alesina, Alberto and Roberto Perotti(1995), “Fiscal expansions and adjustments in OECD countries, ” *Economic Policy*, 10, 205-248.
- Aregbeyen,Omo, and Taofik Mohammed Ibrahim (2012),“Testing the Revenue and Expenditure Nexus in Nigeria : An Application of the Bound Test Approach,”*European Journal of Social Sciences* , 27(3) ,374-380.
- Atiar Rahman, S.M. ,and Md. Abdul Wadud (2014),“Tax and Spend,Spend and Tax, Fiscal Synchronization or Fiscal Neutrality : Evidence from Bangladesh,”*The International Journal of Applied Economics and Finance*, 8(3),98-108.
- Barro, Robert J. (1974), “Are Government Bonds Net Wealth?” *Journal of Political Economy*, 82, 1095-1117.
- Barro, Robert J. (1979), “On the Determination of the Public Debt,” *Journal of Political Economy*, 87, 940-971.
- Buchanan, James. M. and Richard W. Wagner (1978), “Dialogues Concerning Fiscal Religion,” *Journal of Monetary Economics*, 4, 627-636.
- Chang,Tsangyao,and Yuan-Hong Ho(2002), “Tax or Spend, What Causes What: Taiwan’s Experience,” *International Journal of Business and Economics*, 1(2), 157-165.

- Dalena, Michele, and Cosimo Magazzino(2012),“Public Expenditure and Revenue in Italy,1862-1993,” *Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA*,41(3), 145-172.
- Dickey, David A. and Wayne A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Edirisinghe, Navoda, and Selliah Sivarajasingham(2015),“Testing the Inter-Temporal Relationship between Government Spending and Revenue: Evidence from Sri Lanka ,” *Global Journal of Human-Social-Science(E)*,15(7),1-12.
- Elyasi ,Yousef, and Mohammad Rahimi(2012),“The causality between government revenue and government expenditure in Iran,”*International Journal of Economic Sciences and Applied Research* ,5(1) ,129-145 .
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), “Co-Integration and Error Correction:Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55, 251-276.
- Friedman, Milton (1978), “The Limitations of Tax Limitation,” *Policy Review*, 5, 7-14.
- Ghartey, Edward E.(2010),“Cointegration and Causal Relationship between Taxes and Spending for Kenya,Nigeria and South Africa,” *International Economic Journal*, 24(2), 267–282.
- Granger, C. W. J. (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods,” *Econometrica*, 37, 424-438.
- Hye, Qazi Muhammad Adnan, M. Anwar Jalil(2010),“Revenue and Expenditure Nexus: A Case Study of Romania,” *Romanian Journal of Fiscal Policy*,1(1), 22-28.
- Johansen, S.(1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money, ” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 161-210.

- Kaya, Ayşe, and Hüseyin Şen(2013),“How to Achieve and Sustain Fiscal Discipline in Turkey : Rising Taxes, Reducing Government Spending or A Combination of Both?,” *Romanian Journal of Fiscal Policy*, 4(1), 1-26.
- Keho, Yaya(2010a),“Spending Cuts or Tax Adjustments : How Can UEMOA Countries Control Their Budget Deficits ? ,”*International Journal of Business and Economics*,9(3), 233-252.
- Keho, Yaya(2010b),“Budget Balance Through Revenue or Spending Adjustments? An Econometric Analysis of the Ivorian Budgetary Process, 1960 - 2005,” *Journal of Economics and International Finance*, 2(1),1-11.
- Kwiatkowski, Denis, Peter C.B. Phillips, Peter Schmidt, and Yongcheol Shin (1992), “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root,” *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lukovic, Stevan, and Milka Grbic (2014),“The Causal Relationship Between Government Revenue and Expenditure in Serbia,” *Economic Themes*, 52 (2), 127-138.
- Meltzer, Alan H. and Scott F. Richard (1981), “A Rational Theory of the Size of Government,” *Journal of Political Economy*, 89, 914-927.
- Musgrave, Richard (1966), “Principles of Budget Determination,” in *Public Finance:Selected Readings*, H. Cameron and W. Henderson eds., New York: Random House, 15-27.
- Nanthakumar, Loganathan, Mori Kogid, Muhammad Najit Sukemi, and Suriyani Muhamad (2011),“Tax Revenue and Government Spending Constraints:Empirical Evidence From Malaysia,” *China-USA Business Review*, 10(9), 779-784.
- Narayan, Paresh Kumar,(2005),“The Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Empirical Evidence From Nine Asian Countries,” *Journal of Asian Economics*, 15,1203–1216.
- Narayan , Paresh Kumar, and Seema Narayan(2006), “Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Evidence From Developing Countries,” *Applied Economics*, 38, 285–291.

- Obeng, Samuel Kwabena (2015), “A Causality Test of the Revenue-Expenditure Nexus in Ghana”, *ADRRI Journal of Arts and Social Sciences*, 11(1), 1-19.
- Peacock, Alan T. and Jack Wiseman, (1979), “Approaches to the Analysis of Government Expenditure Growth,” *Public Finance Review*, 7, 3-23.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001), “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, ” *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Phillips ,Peter C. B. and Pierre Perron (1988), “Testing for Unit Roots in Time Series Regression, ” *Biometrika*, 75, 335-346.
- Rezaei, Abbas ali(2015), “Revenue-led Spending or Spending-led Revenue : Evidence from Iran(1978-2012),”*Hyperion Economic Journal* ,1(3), 3-19.
- Said, Said E. and David Dickey(1984), “Testing for Uni Roots in Autoregressive-Moving Average Models with Unknown Order,” *Biometrika*. 71, 599-607.
- Subhani, Muhammad Imtiaz, Syed Akif Hasan, Amber Osman ,and Tanzeel Rafiq (2012),“ An Investigation of Granger Causality between Tax Revenues and Government Spendings,“ *European Journal of Scientific Research*,68(3), 340-344.
- Takumah, Wisdom(2014),“The Dynamic Causal Relationship between Government Revenue and Government Expenditure Nexus in Ghana,” *International Research Journal of Marketing and Economics*, 1(6),45-62.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes,” *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Zapata, H. O. and A. N. Rambaldi (1997), “Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 285-298.

網站

行政院主計總處，總體統計資料庫，<http://www.dgbas.gov.tw/>。

財政統計資料庫查詢，<http://www.mof.gov.tw/>。



附錄

本文另外以我國 1962-2014 年間名目歲入淨額(R)、名目歲出淨額(E)及名目 GDP (Y) 取對數後，分析其關係，透過第四章所述研究方法，分別進行單根檢定、共整合檢定、長期關係估計及因果關係檢定。

一、單根檢定

本文採用 ADF (Augmented Dicker-Fuller)、PP (Phillips and Perron) 及 KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 等 3 種方法檢定數列是否存在單根，檢定結果如附錄表 1，可發現在 5% 的顯著水準下，除了 1989-2014 年的歲出為定態數列，其餘數列均為非定態數列，需經一階差分後才定態。

二、共整合檢定

由附錄表 2 可知，Johansen 檢定結果顯示在 1962-2014 年的最大特性根檢定結果拒絕沒有共整合的虛無假設，而接受小於等於 1 組共整合的虛無假設，表示存在 1 組共整合；而跡檢定顯示存在 3 組共整合，依據 Johansen 的建議，當結果不同時，採用最大特性根檢定，因此 1962-2014 年間，臺灣的歲入、歲出及 GDP 之間存在 1 組共整合關係。而 1962-1988 年檢定的結果兩種檢定統計量都不能拒絕沒有共整合的虛無假設，也就是不存在共整合，表示以 Johansen 的檢定方法，1962-1988 年 3 變數並不存在長期關係。而 1989-2014 年度的歲出淨額為 $I(0)$ ，故不能以 Johansen 的檢定方法檢定共整合。

附錄表 1 名目資料單根檢定結果

1962-2014						
變數	ADF		PP		KPSS	
	水準值	一階差分	水準值	一階差分	水準值	一階差分
歲入	0.190 (0.997)	-7.225* (0.000)	0.190 (0.997)	-7.251* (0.000)	0.252 (0.146)	0.105* (0.146)
歲出	0.302 (0.998)	-7.827* (0.000)	0.342 (0.998)	-7.797* (0.000)	0.251 (0.146)	0.104* (0.146)
GDP	1.009 (0.999)	-5.690* (0.000)	0.679 (0.999)	-5.723* (0.001)	0.251 (0.146)	0.122* (0.146)
1962-1988						
變數	ADF		PP		KPSS	
	水準值	一階差分	水準值	一階差分	水準值	一階差分
歲入	-0.939 (0.758)	-4.373* (0.002)	-0.884 (0.776)	-4.409* (0.002)	0.774 (0.463)	0.212* (0.463)
歲出	-0.932 (0.761)	-4.258* (0.002)	-0.862 (0.783)	-4.306* (0.002)	0.772 (0.463)	0.212* (0.463)
GDP	-0.677 (0.835)	-3.898* (0.006)	-0.621 (0.849)	-3.884* (0.006)	0.777 (0.463)	0.189* (0.463)
1989-2014						
變數	ADF		PP		KPSS	
	水準值	一階差分	水準值	一階差分	水準值	一階差分
歲入	-2.775 (0.218)	-6.012* (0.000)	-2.804 (0.208)	-5.959* (0.000)	0.167 (0.146)	0.092* (0.146)
歲出	-4.570* (0.001)	-4.589* (0.001)	-3.025* (0.046)	-4.633* (0.001)	0.693 (0.463)	0.259* (0.463)
GDP	-2.583 (0.290)	-4.269* (0.013)	-2.997 (0.152)	-4.269* (0.013)	0.194 (0.146)	0.157 (0.146)

- 註：1.ADF 及 PP 的值為 t-統計值，括號內為 p 值。
 2.KPSS 的值為 LM-Statistic，括號為 5%的臨界值。
 3.ADF 檢定法以 AIC(Akaike Info Ceiterion)決定最適落後期數。
 4.*表示在 5%的顯著水準下為定態數列。

附錄表 2 名目資料 Johansen 共整合檢定結果

1962-2014				
H_0	H_1	Statistic	5% critical value	Prob.
Maximum eigen value test				
$\gamma=0$	$\gamma=1$	26.646*	21.131	0.007
$\gamma \leq 1$	$\gamma=2$	11.005	14.264	0.153
Trace test				
$\gamma=0$	$\gamma \geq 1$	43.305*	29.797	0.001
$\gamma \leq 1$	$\gamma \geq 2$	16.658*	15.494	0.033
$\gamma \leq 2$	$\gamma=3$	5.653*	3.841	0.017
1962-1988				
H_0	H_1	Statistic	5% critical value	Prob.
Maximum eigen value test				
$\gamma=0$	$\gamma=1$	14.642	21.131	0.314
Trace test				
$\gamma=0$	$\gamma \geq 1$	22.660	29.797	0.263

註：1. γ 代表共整合向量數目。
 2. 最適落後期用 AIC 準則決定。
 3. *代表在 5% 水準下拒絕虛無假設。

而附錄表 3 可得知，經邊界檢定法檢定結果顯示在 1962-2014 及 1989-2014 這兩段期間，分別以歲入、歲出、GDP 為被解釋變數，均存在共整合的現象，也就是無論以哪一個變數為應變數設定模型，均存在長期關係；而 1962-1988 年的檢定結果告訴我們，僅歲出為應變數時，拒絕不存在共整合關係的虛無假設，表示只有以歲出為應變數的檢定模型才存在共整合關係。

附錄表 3 名目資料 Bounds test 檢定結果

1962-2014						
應變數	FⅢ		FⅡ		共整合?	
歲入	6.88*		5.49*		是	
歲出	8.67*		6.74*		是	
GDP	5.33*		7.41*		是	
1962-1988						
應變數	FⅢ		FⅡ		共整合?	
歲入	3.424		2.573		否	
歲出	12.390*		11.736*		是	
GDP	1.267		2.514		否	
1989-2014						
應變數	FⅢ		FⅡ		共整合?	
歲入	5.29*		4.917*		是	
歲出	5.422*		4.128*		是	
GDP	6.004*		5.675*		是	
在不同水準及 case 之下的邊界值						
顯著水準	1%		5%		10%	
	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)
FⅢ	5.15	6.36	3.79	4.85	3.17	4.14
FⅡ	4.13	5	3.1	3.87	2.63	3.35

註：1.以一般化的模型 caseⅢ及 caseⅡ進行分析，並以 AIC 準則決定各模型最適落後期數。
 2.FⅢ及 FⅡ分別代表 (Pesaran et al.2001) 的 caseⅢ及 caseⅡ的 F-統計值。
 3.*代表在 5%顯著水準之下拒絕虛無假設。

三、長期關係估計

若變數間存在共整合，表示存在長期關係，本文以 3 種方法確認其長期關係係數的正負符號，分別為 OLS、Johansen 及 ARDL 方法，若不存在共整合，則長期關係不存在。

由附錄表 4 可知，在 1962-2014 期間，以 Johansen 及邊界檢定法均存在共整合，因此分別以 3 變數 3 種方法估計長期關係，結果顯示歲入與歲出、GDP 之間為均存在正向長期關係，而歲出與 GDP 之間正負關係未有一致的結果。

附錄表 4 名目資料長期關係估計結果

1962-2014									
應變數	OLS			Johansen 自變數			ARDL		
	歲入	歲出	GDP	歲入	歲出	GDP	歲入	歲出	GDP
歲入	-	0.743*** (10.215)	0.226*** (3.108)	-	0.600*** (7.016)	0.412*** (4.660)	-	0.650*** (5.984)	0.332** (2.922)
歲出	0.909*** (10.215)	-	0.117 (1.355)	1.665*** (9.550)	-	-0.687*** (-3.882)	1.273* (0.000)	-	-0.274 (-1.620)
GDP	0.714*** (3.108)	0.302 (1.355)	-	2.422*** (6.077)	-1.455*** (-3.719)	-	1.647*** (4.736)	-0.686 (-1.992)	-

1962-1988									
應變數	OLS			Johansen 自變數			ARDL		
	歲入	歲出	GDP	歲入	歲出	GDP	歲入	歲出	GDP
歲出	0.663*** (3.458)	-	0.348 (1.739)	-	-	-	1.331*** (4.724)	-	-0.356 (-1.203)

1989-2014									
應變數	OLS			Johansen 自變數			ARDL		
	歲入	歲出	GDP	歲入	歲出	GDP	歲入	歲出	GDP
歲入	-	0.209 (1.129)	0.516*** (4.763)	-	-	-	-	0.080 (0.267)	0.754*** (3.826)
歲出	0.250 (1.129)	-	0.404*** (2.800)	-	-	-	-0.200 (-0.603)	-	0.563** (2.172)
GDP	0.961*** (4.763)	0.629*** (2.800)	-	-	-	-	0.780*** (3.191)	0.181 (0.611)	-

註：1. OLS 為一般普通最小平方方法估計；Johansen 長期關係係數由 VECM 的共整合關係式而來；ARDL 長期關係係數由 Bounds test equation 估計出。

2. 括號內為 t-統計值。

3. *、**、*** 分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。

在 1962-1988 年間，3 變數均為 $I(1)$ ，而 Johansen 共整合檢定法顯示不存在共整合，邊界檢定結果顯示，當歲出為被解釋變數時，在 5% 的顯著水準之下，拒絕不存在共整合關係的虛無假設，也就是說 3 變數之間只

有在以歲出為被解釋變數的迴歸式才存在共整合關係，因此，以歲出為被解釋變數存在長期關係。經估計後，以 OLS 及 ARDL 方法均顯示歲入及歲出間存在長期正向關係。

而 1989-2014 年，歲出淨額為 $I(0)$ 數列，無法以 Johansen 法設定共整合模型，無 Johansen 長期關係式，而邊界檢定無論是以哪一個變數為被解釋變數，均存在共整合關係，因此仍分別以 3 變數為應變數估計長期關係係數，估計結果歲入與歲出之間為正向關係；而 GDP 與歲入、歲出都為正向關係。

四、因果關係檢定

當變數之間存在共整合關係時，我們要確立在 GDP 為控制變數之下，政府歲入及歲出間的因果關係方向，採用 2 種檢定因果關係的方法，分別為在 ECM 模型下的因果關係檢定及 Toda and Yamamoto 檢定法。

(一) ECM

1962-2014 年的資料經 Johansen 共整合檢定後，存在共整合，因此以 Johansen 長期關係式設定 VECM 進行 Granger causality 檢定，實證結果顯示，在短期，歲出影響歲入、GDP 也影響歲入；在長期以歲出為被解釋變數時，誤差修正項的估計係數為負且顯著，符合預期，因此長期因果關係方向為歲入影響歲出，表示長期存在歲入影響歲出的單一因果關係。

1962-1988 年經邊界檢定後發現以歲出為被解釋變數存在共整合關係，故以歲出為被解釋變數設定 ECM 模型，並檢定長短期因果關係；而若以歲入為應變數，無長期關係，僅能以差分後 VAR 估計，並檢驗短期關係，實證結果為短期不存在因果關係，長期因果關係為歲入單一方向影響歲

出。

1989-2014 的資料經邊界檢定法檢定後，無論以歲入或歲出為被解釋變數，均存在共整合，故分別以歲入及歲出為被解釋變數設定 2 條 ECM（誤差修正項內長期關係式由 Bounds test 得來）模型，並檢定長短期因果關係。實證結果短期因果關係與 1962-2014 年一致，為歲出影響歲入、GDP 也影響歲入；長期為歲入與歲出間存在雙向因果關係。

（二） Toda and Yamamoto

以 Toda and Yamamoto (1995) 的方法檢定歲入及歲出間因果關係之結果顯示於附錄表 6，1962-2014 的資料存在歲入影響歲出之因果關係，也就是歲入增加會帶動歲出增加，與 ECM 因果關係檢定結果相符，確認了歲入歲出間的單一因果關係。而 1962-1988 年的實證結果顯示在 10% 的顯著水準下存在歲入影響歲出的因果關係，也與 ECM 的結果相同，最後，1989-2014 年資料，結果顯示因果關係的方向為歲出影響歲入。

附錄表 5 名目資料 ECM 因果關係檢定結果

1962-2014							
應變數	自變數						
	短期			e_{t-1} t-Statistic	長期		
	Δ 歲入	Δ 歲出	Δ GDP		Δ 歲入 / e_{t-1}	Δ 歲出 / e_{t-1}	Δ GDP / e_{t-1}
Δ 歲入	-	6.084** (0.013)	8.168*** (0.004)	0.086 (0.488)	-	3.088 (0.055)	6.547*** (0.003)
Δ 歲出	0.428 (0.516)	-	2.029 (0.161)	-0.369*** (-3.108)	5.231*** (0.009)	-	10.771*** (0.000)
1962-1988							
應變數	自變數						
	短期			e_{t-1} t-Statistic	長期		
	Δ 歲入	Δ 歲出	Δ GDP		Δ 歲入 / e_{t-1}	Δ 歲出 / e_{t-1}	Δ GDP / e_{t-1}
Δ 歲入	-	0.191 (0.666)	0.272 (0.607)	-	-	-	-
Δ 歲出	1.377 (0.254)	-	2.035 (0.169)	-0.826*** (-2.945)	4.642** (0.022)	-	7.274*** (0.004)
1989-2014							
應變數	自變數						
	短期			e_{t-1} t-Statistic	長期		
	Δ 歲入	Δ 歲出	Δ GDP		Δ 歲入 / e_{t-1}	Δ 歲出 / e_{t-1}	Δ GDP / e_{t-1}
Δ 歲入	-	4.575** (0.045)	25.781*** (0.000)	-0.540*** (-3.224)	-	6.321*** (0.007)	13.143*** (0.000)
Δ 歲出	0.590 (0.451)	-	0.251 (0.622)	-0.614*** (-5.704)	16.781*** (0.000)	-	23.109*** (0.000)

註：1.表中數值為 F-statistic，括號為 Probability。

2. e_{t-1} 項下值為誤差修正項的係數，括號為 t-Statistic，誤差修正項內長期關係係數由共整合關係式估計出。

3.*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

附錄表 6 名目資料 Toda and Yamamoto 檢定結果

1962-2014								
R causes E					E causes R			
k	d_{max}	Wald stat	p-value	coefficient	Wald stat	p-value	coefficient	causality
1	1	4.025*	0.044	0.452	3.368	0.066	0.272	R→E
1962-1988								
R causes E					E causes R			
k	d_{max}	Wald stat	p-value	coefficient	Wald stat	p-value	coefficient	causality
1	1	3.466*	0.062	0.617	0.353	0.552	0.261	R→E
1989-2014								
R causes E					E causes R			
k	d_{max}	Wald stat	p-value	coefficient	Wald stat	p-value	coefficient	causality
1	1	2.064	0.150	-0.217	3.706*	0.054	0.362	E→R

註：1. k 為 VAR 的最適落後期，以 AIC 準則決定； d_{max} 為數列中最大整合階次。
 2.coefficient 為落後期的估計係數加總，但不包含 d_{max} 的那一落後期係數。
 3.*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。