

如何改善我國財政赤字－開源或節流？

曾巨威、黃郁升*

要 目

壹、前言	肆、研究方法
貳、文獻探討	伍、實證分析
參、我國財政現況	陸、結論

提 要

我國政府財政收支自 1989 年來幾乎皆為差短，為避免財政持續惡化，政府應採取「開源」或「節流」等適當措施改善。為瞭解如何有效減少赤字，本文實證分析 1962 年至 2014 年我國歲入及歲出之因果關係，探討我國應藉由增加收入或減少支出來達到減少赤字之目的，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。

結果發現，以我國 1962 年至 2014 年資料分析，政府歲入正向影響政府歲出，歲入增加導致歲出增加，因果關係與過去實證文獻相同。但我國財政狀況在 1989 年出現結構性改變，若以整段期間分析為結論，恐造成誤判。因此，本文將時間區分成財政穩健期（1962 年至 1988 年）及財政惡化期（1989 年至 2014 年），結果顯示因果關係已由穩健期之歲入正向影響歲出，轉變為惡化期之歲出正向影響歲入，表示削減支出會導致財政收入下降。換言之，要改善我國近年來財政赤字，政府若將重心放在「節流」政策，將難以收到成效，應將重心放在「開源」政策。

* 本文作者分別為中國科技大學財政稅務系講座教授兼商學院院長及財政部中區國稅局彰化分局稅務員。

壹、前言

2008 年金融海嘯爆發後，全球陷入自 1930 年來最嚴重之經濟危機，各國無不藉由減稅或提高紓困金、增加失業補助等擴大政府支出方案以提振景氣，另一方面，由於景氣急遽下降，導致與經濟活動相關稅收連帶萎縮，使各國赤字及債務餘額雪上加霜，美國因赤字問題在 2013 年面臨「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，暫時解除危機；而歐盟也為因應歐債，對歐元區國家提出更嚴格之財政紀律，如何改善財政赤字並重整財政狀況已成為全球各國重要課題。

我國政府財政收支自 1989 年來幾乎皆為差短，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，致債務未償餘額增加，利息支出負擔加重，進一步惡化政府財政。因此，如何避免情勢持續惡化，進而改善財政赤字，乃為政府當務之急。本文藉由分析收入及支出之因果關係深入探討有效改善赤字措施。

過去我國歲入歲出因果關係相關實證研究如徐偉初 (1987)、封昌宏 (1991)、蘇彩足 (1995) 及謝萬華 (2000) 等，皆認為我國政府歲入會影響歲出，此隱含若要改善財政赤字，應從削減支出做起。本文觀察 1962 年至 2014 年我國歲入及歲出資料發現，在 1962 年至 1988 年間，歲入歲出間差異不大，平均歲入占 GDP 比率 21.84%，略高於平均歲出占 GDP 比率 21.68%，財政狀況相對穩健。但 1989 年至 2014 年間，平均歲出占 GDP 比率 21.96%，平均歲入占 GDP 比率卻僅剩 19.28%，平均赤字達 2.68%，且幾乎年年赤字，財政狀況惡化嚴重。此外，再觀察歲出占 GDP 比率變化，從 1989 年高峰 31.59% 逐年下降至 2014 年 16.44%，可見我國控制支出效果相當明顯，然歲入占 GDP 比率變化，亦隨之逐年下降。自 2000 年起就未超過 20%，2010 年更是降至 50 年來最低點 14.98%，讓人不禁懷疑，政府在削減支出同時，是否也導致收入減少，以至我國財政赤字問題依然嚴重。

因此，本文透過分析我國 1962 年至 2014 年資料，並以 1989 年為分界，分別驗證財政穩健期 (1962 年至 1988 年) 及財政惡化期 (1989 年至 2014 年) 兩段期間歲入歲出關係是否不同。結果發現 1989 年至今歲出正向影響歲入，歲出

減少導致歲入縮減，此表示政府要改善財政赤字，應將重心放在「開源」措施，而非只著重「節流」方案。

貳、文獻探討

參考國外文獻，瞭解政府應該採用開源還是節流政策來改善財政赤字，大致上有兩種方法，方法一，先計算一個國家之景氣循環調整後餘額，再依據餘額變化來定義成功的財政調整（fiscal adjustment）年度，透過分析該年度是稅收增加影響較大，抑或削減支出影響較大，可得到成功調整原因，亦即改善財政赤字關鍵因素，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，分析一段時間政府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，若歲出正向影響歲入，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方法。

國內相關研究文獻也是採用上述方法二，如徐偉初（1987）、封昌宏（1991）、蘇彩足（1995）、江坤財（2000）、謝萬華（2000）及 Chang and Ho（2002）等，皆利用 Granger 因果關係檢定方法檢驗我國財政收支間之關係，且指出我國過去大致上都存在收入影響支出現象，亦即若要改善我國財政赤字問題，應該採取減少支出方法，若欲以提高稅收來減少赤字，將無法收到成效。但實證分析結果往往因為實證方法及資料不同，而可能推論出不同結果，究竟我國近年來是否有所改變，本文以不同實證方法求證。

國外研究政府財政收支因果關係文獻相當豐富，再加上近年來時間序列研究方法更臻成熟，新檢定方法也運用在政府財政收支研究，在共整合檢定方面，越來越多學者採用 Pesaran et al.（2001）提出之 Bounds test 檢定變數間是否存在共整合關係，如 Narayan（2005）、Hye and Jalil（2010）、Keho（2010a）、Aregbeyen and Ibrahim（2012）及 Takumah（2014）等；因果關係檢定方法也有多元發展，許多學者以 Toda and Yamamoto（1995）之方法檢定政府收支間因果關係，如

Narayan and Narayan (2006)、Keho (2010b)、Nanthakumar et al. (2011)、Dalena and Magazzino (2012)、Luković and Grbić (2014) 及 Rezaei (2015) 等，我國尚無研究採用上述方法分析歲入及歲出關係，本文試以上述兩種方法進行分析。

值得一提的是，在資料處理方面，幾乎所有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資料，但可能忽略因結構性轉變而造成因果關係方向改變。本文參考 Dalena and Magazzino (2012) 作法，將我國 1962 年至 2014 年資料區分為 1962 年至 1988 年穩健期及 1989 年至 2014 年之惡化期，分析在不同時空背景之下，歲入及歲出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政策方針，不應一味推動不合時宜之政策。

叁、我國財政現況

一、赤字與債務

我國 1962 年至 1988 年間，雖半數年度為赤字，但赤字占 GDP 比率多未超過 GDP 2% (詳表 1)，該期間受第二次石油危機影響，最大赤字年度為 1982 年，赤字金額為新臺幣 (以下同) 328 億元，也僅占 GDP 1.66%，且 1969 年至 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 7.48%，此後 6 年間平均赤字占 GDP 比率達 4.83%，所幸 1996 年因政府提出平衡預算政策目標後，赤字占 GDP 比率稍有控制，但除 1998 年能勉強維持盈餘占 GDP 0.67%，其餘年度仍為赤字，又 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 5,573 億元。

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 (詳表 2)，1992 年中央政府累計債務未償還餘額為 5,650 億元，占 GDP 10.6%，此後債務餘額逐漸擴大，2000 年由於承接省政府債務，債務規模更大幅上升，占 GDP 23.7%，2012 年未償還餘額突破 5 兆元大關，占 GDP 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 1 各級政府歲入、歲出及餘絀

單位：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
1996	1,604,184	1,843,786	-239,602	20.77	23.87	-3.10

年	歲入	歲出	餘絀	歲入/GDP	歲出/GDP	餘絀/GDP
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 資料來自行政院主計總處總體統計資料庫。

2. 2000 年資料除以 1.5，所有資料均換算為會計年度資料。

表 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 比率變化

我國政府歲入占 GDP 比率在 1962 年至 1988 年間平均值尚達 21.84%，但自 1989 年起，陸續推行綜合所得稅最高稅率調降、實施促進產業升級條例及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，使歲入占 GDP 比率在 2000 年時已降至 18.15%，為自 1968 年後再度出現歲入規模不到 20%，此後年度均低於 20%，2009 年後調降營利事業所得稅稅率及遺產及贈與稅稅率，使歲入占 GDP 比率於 2010 年減少至 14.98%，為 1962 年以來最低，1989 年至 2014 年歲入占 GDP 比率平均值為 19.28%，兩段期間平均減少 2.56%。

在歲出方面，我國 1962 年至 1988 年間，歲出占 GDP 比率約保持在 20%，其平均值為 21.68%，與歲入占 GDP 比率相差不大，財政政策相對保守而穩健，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、國家建設六年計畫及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政策，使歲出占 GDP 比率自 1989 年起連續 7 年超過 25%，其後政府 1996 年通過公共債務法等政策，希望達到預算平衡之目標，歲出占 GDP 比率開始降低至 25% 以下，至 2004 年降低至 19.27%，後續 10 年間，除 2009 年因應金融海嘯，政府為刺激景氣以發放消費券等振興經濟方案，短暫提高歲出占 GDP 比率達 20.61%，其餘年度均控制在 20% 以下，此期間歲出占 GDP 比率平均值為 21.96%，與 1962 年至 1988 年之平均值相當。

另由圖 1 可看出，1962 年至 1988 年間，歲入及歲出占 GDP 比率之移動亦步亦趨，而 1989 年後，歲出占 GDP 比率明顯超出歲入占 GDP 比率許多，且持續 20 餘年。雖政府實施節流政策控制歲出，然卻發現歲入占 GDP 比率也逐年下降，財政赤字狀況不見改善。因此質疑，減少支出是否會連帶影響收入一併減少，在政府大刀闊斧擷節支出減少財政赤字之同時，是否造成稅收流失。

孫克難（2000）指出，政府 1989 年前採取過度穩健預算政策，未按照進度徵收公共設施保留地，致公共建設相對落後，而 1989 年後又採取過度擴張性財政政策。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 年出現結構性轉變，而依前述歲入歲出數值變化分析亦可發現

此現象，本文以 1989 年為分水嶺，分析 1962 年至 1988 年及 1989 年至 2014 年間，歲入及歲出之因果關係是否發生變化，並進一步探討我國政府應選擇以增稅或減支來改善赤字。

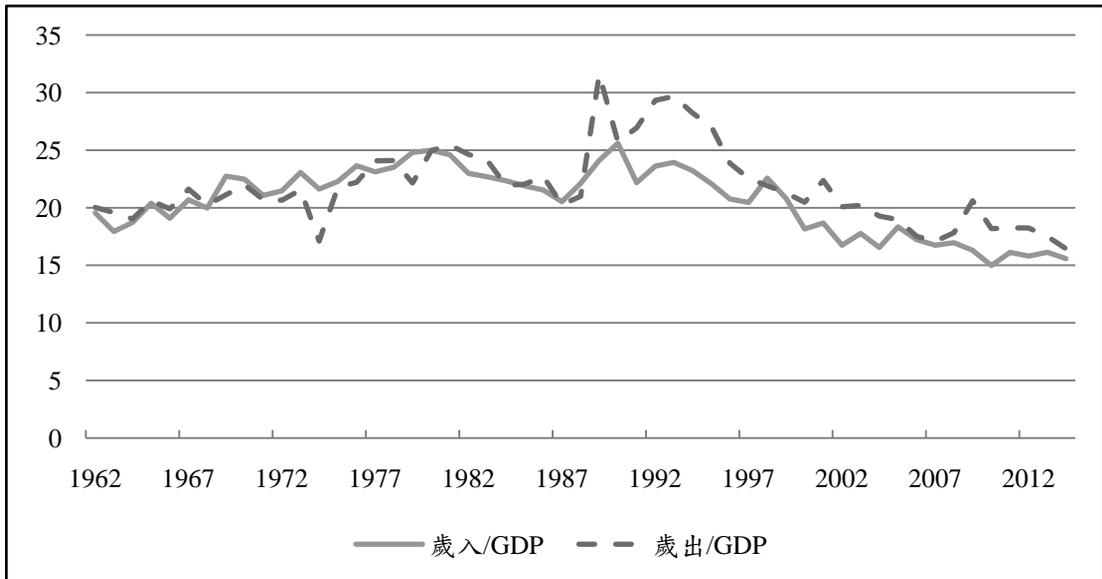


圖 1 歲入歲出占 GDP 比重

肆、研究方法

本文研究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現象，再藉由估計長期關係瞭解變數間影響是正向或負向，最後再以因果關係檢定判斷歲入影響歲出或歲出影響歲入。

一、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。若外生衝擊對時間序列只有短暫影響，且隨時間經過，衝擊逐漸消失，則稱為定態時間序列。若外生衝擊對經濟變數造成長遠影響，且不隨時間經過而消失，則為非定態時間序列。傳統計量分析是建立在假設時間序列為一定態序列前提下進行，然越來越多結果顯示，大多數總體經濟變數並不具備定態性質。若經濟變數實際上並非為定態時間序列，但卻使用定態序列分析從事估計與檢定，會產生假性迴歸（spurious regression）問題。因此，在進行實證研究之前，必須先判定欲分析之

變數是否具有定態特性，亦即是否具有單根。

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，模型介紹如附錄一。

二、共整合檢定

Engle and Granger (1987) 首先提出共整合理論。共整合係指兩個或兩個以上非定態數列經過線性組合後，呈現定態現象，表示即使非定態變數，若存在共整合現象，經由簡單迴歸估計所得到顯著關係，仍具有意義，亦即不存在假性迴歸狀況。因此，若一個非定態變數與其他非定態變數存在長期穩定關係，即表示此變數間存在共整合現象。本文以文獻常用 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，模型介紹詳附錄二。

三、長期關係估計

透過 Johansen 及 Pesaran 共整合檢定後，若確定變數間存在共整合關係，則可估計其長期關係係數，本文分別以 OLS、Johansen 及 ARDL 3 種方法檢驗變數間長期關係方向是否一致，模型介紹詳附錄三。

四、因果關係

傳統迴歸分析僅可確認變數間是否存有關係，若能更進一步確認變數間因果關係，則有助於對經濟變數之分析。Granger (1969) 以預測誤差之角度來定義因果關係，即在一訊息集合中，以一變數加入是否可增加另一個變數預測能力作為判斷變數間因果關係之依據，本文設定 2 種模型檢定因果關係，分別為 ECM 及 Toda and Yamamoto 模型，模型介紹詳附錄四。

伍、實證分析

以我國 1962 年至 2014 年政府歲入、歲出淨額及 GDP 資料作實證分析，分別採用財政部統計處統計資料庫及行政處主計總處總體統計資料庫，因探討政府預算收支問題，以預算會計年度為分析基礎，而我國 1962 年至 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。

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偏誤，本文參考Narayan (2005) 及Keho (2010a) 做法，以政府歲入及歲出資料占GDP比率取對數後進行 2 變數模型分析¹，依據上節研究方法，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、單根檢定結果

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

¹ 另以名目歲入、名目歲出及名目 GDP 設定 3 變數模型分析，礙於篇幅字數限制，不列入本文。

表 3 單根檢定結果

1962 年至 2014 年						
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 年至 1988 年						
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 年至 2014 年						
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 的為 t-統計值，括號內為 p 值。

2.KPSS 值為 LM-Statistic，括號為 5% 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% 顯著水準下為定態數列。

二、共整合檢定結果

Johansen 檢定法結果如表 4，顯示每一段時間兩種檢定統計量在 5% 顯著水準下，都不能拒絕無共整合之虛無假設，因此以 Johansen 檢定方法，我國政府收入與支出間不存在共整合現象。

表 4 Johansen 共整合檢定結果

1962 年至 2014 年				
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 年至 1988 年				
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 年至 2014 年				
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 檢定法不存在共整合關係，但如前所述，Pesaran et al. (2001) 邊界檢定法更有效率，因此以邊界檢定法再次判斷是否存在共整合現象，檢定結果（詳表 5）顯示在 5% 顯著水準下，1962 年至 2014 年及 1962 年至 1988 年兩區間，歲出為被解釋變數時，存在共整合現象，而 1989 年至 2014 年檢定結果顯示，以歲入為被解釋變數時，拒絕不存在共整合關係之虛無假設，亦即 1989 年至 2014 年間，只有在以歲入為被解釋變數之迴歸式才存在共整合關係，隱含若歲入歲出存在因果關係，則 1962 年至 2014 年及 1962 年至 1988 年兩時段必為歲入影響歲出；1989 年至 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，也同時確立若存在因果關係時之影響方向。

表 5 Bounds test 檢定結果

1962 年至 2014 年						
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 年至 1988 年						
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 年至 2014 年						
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 下之邊界值						
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、長期關係估計

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 (詳表 6)，1962 年至 2014 年及 1962 年至 1988 年兩期間，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 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 年至 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%顯著水準下，歲入與歲出呈現長期正向關係。

² 1962 年至 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%顯著水準下拒絕無結構改變之虛無假設。

表 6 長期關係估計

1962 年至 2014 年					
應變數	OLS		自變數		ARDL
	歲入	歲出	歲入	歲出	歲出
歲出	0.789*** (8.635)	-	0.902*** (5.729)	-	-
1962 年至 1988 年					
應變數	OLS		自變數		ARDL
	歲入	歲出	歲入	歲出	歲出
歲出	0.767*** (5.180)	-	0.845*** (4.013)	-	-
1989 年至 2014 年					
應變數	OLS		自變數		ARDL
	歲入	歲出	歲入	歲出	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%顯著水準。

四、因果關係檢定

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 7，1962 年至 2014 年歲入及歲出長期因果關係在 1%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 年出現結構性變化，本文不以此為結論，而以分段實證結果為判斷依據，在 1962 年至 1988 年，結果仍為歲入影響歲出，但 1989 年至 2014 年在 5%顯著水準下為歲出影響歲入。可知我國近 30 年來歲入歲出之因果關係方向，已經由過去文獻所示歲入影響歲出之結果，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（詳表 8），3 段時間歲入與歲出均不存在因果關係，可能因為樣本數較小，VAR 自由度偏低，故得出與 ECM 不一致之結果，但若以 3 變數模型進行 Toda and Yamamoto 檢定方法，因果關係方向與 2 變數 ECM 模型檢定結果一致。

表 7 ECM 因果關係檢定結果

1962 年至 2014 年					
應變數	短期		自變數	長期	
	Δ 歲入	Δ 歲出	e_{t-1} t-Statistic	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 年至 1988 年					
應變數	短期		自變數	長期	
	Δ 歲入	Δ 歲出	e_{t-1} t-Statistic	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 年至 2014 年					
應變數	短期		自變數	長期	
	Δ 歲入	Δ 歲出	e_{t-1} t-Statistic	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%顯著水準。

表 8 Toda and Yamamoto 檢定結果

1962 年至 2014 年								
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 年至 1988 年								
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 年至 2014 年								
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 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 為落後期估計係數加總，但不包含 d_{max} 該落後期係數。

3. *、**、*** 分別代表 10%、5%、1% 顯著水準。

陸、結論

我國自 1989 年後政府財政餘絀數幾乎皆為赤字，為避免財政狀況持續惡化，政府應積極採取適當方法來改善赤字，惟究採增加收入或是減少支出之政策仍存在爭論，本文藉由分析歲入與歲出間因果關係方向，探討我國政府政策應該將焦點放在「開源」或是「節流」。

以往我國實證研究皆指出我國政府歲入正向影響歲出，亦即若要改善財政赤字，政府採取節流政策優於開源政策，惟本文分析 1962 年至 2014 年我國歲入及歲出資料發現，歲出占 GDP 比率在 1989 年達 31.59% 之高峰後，有逐漸減少趨勢，2014 年已降低為 16.44%，顯示我國近 20 多年來對於歲出控制已獲得成效，然再觀察歲入占 GDP 比率變化，卻亦逐年下降，從 1989 年 24.11% 降低至 2014 年 15.59%，或許在控制歲出同時也導致歲入持續萎縮，以致我國財政赤

字問題仍然嚴重。

本文實證結果發現，我國在 1962 年至 2014 年間，政府歲入正向影響政府歲出，歲入增加導致歲出隨之增加，亦即為減少赤字，節流政策似優於開源政策。但如前所述，我國財政狀況 1989 年開始出現結構性變化，本文將我國財政狀況區分為穩健期（1962 年至 1988 年）及惡化期（1989 年至 2014 年），實證結果顯示，穩健期為歲入正向影響歲出，其結果與我國同時期實證文獻相符，但值得注意的是，1989 年後財政惡化期之實證結果，顯示我國已由歲入正向影響歲出轉變為歲出正向影響歲入。由此可知，近 30 年來我國財政因歲出正向影響歲入，若繼續實施削減支出之「節流」政策，可能連帶使國家財政收入減少，對於財政赤字改善程度有限，因此本文建議，政府現階段若欲解決財政赤字問題，應認真思考採取「開源」政策之必要性。

參考文獻

一、中文部分

1. 王菀禪（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。
2. 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。
3. 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。
4. 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。
5. 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。
6. 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。
7. 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。

8. 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。
9. 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。

二、英文部分

1. Alesina, Alberto and Silvia Ardagna (2010), “Large Changes in Fiscal Policy: Taxes versus Spending,” *Tax Policy and the Economy*, 24 (1), 35-68
2. Alesina, Alberto and Silvia Ardagna (2012), “The design of fiscal adjustments,” *NBER Working Paper*, No. 18423.
3. Alesina, Alberto and Roberto Perotti (1995), “Fiscal expansions and adjustments in OECD countries,” *Economic Policy*, 10, 205-248.
4. 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.
5. 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.
6. 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.
7. 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.
8. Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55, 251-276.
9. Granger, C. W. J. (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods,” *Econometrica*, 37, 424-438.

- 10.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.
- 11.Johansen, S. (1988) , “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- 12.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.
- 13.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.
- 14.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.
- 15.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.
- 16.Lukovic, Stevan, and Milka Grbic (2014) , “The Causal Relationship Between Government Revenue and Expenditure in Serbia,” *Economic Themes*, 52 (2) , 127-138.
- 17.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.
- 18.Narayan, Paresh Kumar, (2005) , “The Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Empirical Evidence From Nine Asian Countries,” *Journal of Asian Economics*, 15, 1203–1216.
- 19.Narayan , Paresh Kumar, and Seema Narayan (2006) , “Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Evidence From Developing Countries,” *Applied*

Economics, 38, 285–291.

20. 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.
21. Phillips, Peter C. B. and Pierre Perron (1988), “Testing for Unit Roots in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75, 335-346.
22. Rezaei, Abbas ali (2015), “Revenue-led Spending or Spending-led Revenue : Evidence from Iran (1978-2012),” *Hyperion Economic Journal*, 1 (3), 3-19.
23. Said, Said E. and David Dickey (1984), “Testing for Uni Roots in Autoregressive-Moving Average Models with Unknown Order,” *Biometrika*. 71, 599-607.
24. 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.
25. Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes,” *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
26. Zapata, H. O. and A. N. Rambaldi (1997), “Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 285-298.

三、網站部分

1. 行政院主計總處，總體統計資料庫，<http://www.dgbas.gov.tw/>。
2. 財政統計資料庫查詢，<http://www.mof.gov.tw/>。

附錄一：

(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之情形加以考慮後，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 3 種形式：

1. 不含截距項、時間趨勢

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

2. 含截距項，不含時間趨勢

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

3. 含截距項及時間趨勢

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t \quad (3)$$

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 $H_0 : \gamma = 0$ ，則表示 y_t 為有單根之非定態序列。

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對殘差項分配之假設。PP 檢定迴歸式可表示如下：

$$\Delta y_t = \beta_0 D_t + \pi y_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

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 3 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 $t_{\hat{\pi}}$ 解決殘差序列相關與異質變異之問題。該統計量如下所示：

$$Z_t = \left(\frac{\hat{\sigma}^z}{\hat{\lambda}^z} \right)^{1/2} \cdot t_{\pi=0} - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{\lambda}^z - \hat{\sigma}^z}{\hat{\lambda}^z} \right) \cdot \left(\frac{T \cdot SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right) \quad (5)$$

$$Z_{\pi} = t_{\hat{\pi}} - \frac{1}{2} \cdot \frac{T^z \cdot SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \cdot (\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (6)$$

其中 $\hat{\lambda}^2$ 與 $\hat{\sigma}^2$ 為變異數之一致估計式，如 (7) 與 (8) 所示：

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E[u_t^2] \quad (7)$$

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T E[T^{-1} S_T^2] \quad (8)$$

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

(三) KPSS

ADF 及 PP 單根檢定皆以「序列具有單根」為虛無假設，KPSS 檢定方法與其他單根檢定最大差異係以「序列為定態」為虛無假設。KPSS 檢定法使假設序列資料產生過程 (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：

$$y_t = \delta t + \mu_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

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_{ε}^2 和 σ_{η}^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 $S_t = \sum_{i=1}^t \hat{\varepsilon}_i$ ， $i = 1, 2, \dots, T$ ， $\hat{\varepsilon}_i$ 為迴歸方程式殘差項， $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$ 為殘差變異數。因此，KPSS 檢定之虛無假設為：

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

統計量若當無法拒絕 H_0 時， μ_t 之變異數為零，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 增加而呈現發散現象，變數序列為非定

態形式。

附錄二

(一) Johansen

Johansen (1988) 及 Johansen & Juselius (1990) 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可能，其模型推導如下。

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

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (10)$$

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。

(10) 式透過計算可得一誤差修正模型 (11) 式：

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (11)$$

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之調整情形， 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 3 種情形：

1. $rank(\Pi) = n$ ，表示 Π 為滿秩，亦即 X_t 中所有變數皆為定態時間數列。
2. $rank(\Pi) = 0$ ，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。
3. $0 < rank(\Pi) = r < n$ 。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 之 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 2 個概似比率檢定統計量來檢定共整合向量。

1. 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：

$$\eta_r = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (12)$$

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

(a) 當 η_0 不顯著時（即 η_0 值小於某一顯著性水準下之 Johansen 分布臨界值），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之 Johansen 分布臨界值），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 顯著性。

(b) 當 η_1 不顯著時，接受 H_{10} ，表示只有 1 個共整合向量，依次進行，直到接受 H_{r0} ，說明存在 r 個共整合向量。繼續檢驗過程可歸納如下：

$\eta_1 < \text{臨界值}$ ，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；

⋮

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

2. 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：

$$\xi_r = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (13)$$

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 個共整合向量之對立假設 H_{11} ；依次進行，直到接受 H_{r0} 共有 r 個共整合向量。

本文設定 VAR 模型最適落後期以 AIC 準則決定。

(二) Pesaran

Pesaran et al. (2001) 共整合檢定法從自我迴歸遞延分配模型 (autoregressive distributed lag model, ARDL) 出發，其優點如下：1. 在於檢定過程中，不需要考慮變數階次。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 $I(1)$ ，都不會影響檢定結果。2. 改善當資料為小樣本時檢定力低弱問題。3. 可明確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) 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) 之邊界檢定法 (bounds test) 則不受變數階次限制，只需經由臨界值即可明確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 5 種模型如下：

Case I (沒有截距項；沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yxx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \varphi \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (14)$$

Case II (受限制的截距項；沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \pi_{yy} (y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yxx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \varphi \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (15)$$

Case III (不受限的截距項；沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yxx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \varphi \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (16)$$

Case IV (不受限的截距項；受限制的趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi_{yy} (y_{t-1} - \gamma_t) + \pi_{yxx} (x_{t-1} - \gamma_t) + \sum_{i=1}^p \phi \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \varphi \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (17)$$

Case V (不受限的截距項；不受限的趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yxx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \varphi \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (18)$$

以下對一般化 Case III 式 (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 為一虛擬外生變數向量，而 Δy 之遞延值及 Δx 正常值與遞延值則作為短期動態結構。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間長期關係，便可分別將 x 與 y 2 個變數作為被解釋變數分別列出下列方程式：

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_{1j} \Delta x_{t-j} + \theta_{1y} y_{t-1} + \theta_{2y} x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (19)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_{2j} \Delta x_{t-j} + \theta_{1x} y_{t-1} + \theta_{2x} x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (20)$$

Pesaran et al. (2001) 提出以 Wald 統計值或 F 統計值之邊界檢定，其虛無假設為變數間不存在共整合關係，以式 (19) 為例，即： $H_0: \theta_{1y} = 0, \theta_{2y} = 0$ ，其 F 檢定統計量以 $F(y/x)y$ 表示之。同理，若以方程式 (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. 解釋變數數量；3. ARDL 模型是否包含截距項或時間趨勢項；4. 樣本數大小。根據 Pesaran et al. (2001) 所述，使用 F 檢定作為判斷共整合之方法，有兩組臨界值，其中一組，假設所有存在於 ARDL 模型中之變數為 $I(1)$ ，另一組則假設所有存在於 ARDL 模型中之變數為 $I(0)$ 。若聯合檢定之 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)，表示統計量不顯著，則無法拒絕共整合虛無假設，但若 F 值恰巧落入兩界限之內，則無法做出判斷。進一步討論，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，除可判斷變數間是否存在共整合關係，亦可判斷變數間可能之因果關係。

本文參考 Keho (2010b)，設定較為一般化之 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。

附錄三

(一) OLS

欲了解 x 、 y 間關係，若變數間存在共整合關係，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 估計變數間長期關係，迴歸模型如下：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

係數 β_1 即為長期關係係數，再以 x 為被解釋變數迴歸分析，可得出不同長期關係係數。

(二) Johansen

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

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta x_{t-i} + \lambda_1 e_{t-1} + \mu_{1t} \quad (22)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta x_{t-i} + \lambda_2 e_{t-1} + \mu_{2t} \quad (23)$$

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

(三) ARDL

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

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_{1i} \Delta x_{t-i} + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (24)$$

當 y 為被解釋變數時， y 與 x 長期關係係數為 $-\frac{\theta_2}{\theta_1}$ ，再以 Δx_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。

附錄四

(一) ECM

Engle and Granger (1987) 證明如果 2 變數 x 與 y 具共整合關係時，可用誤差修正模型表示彼此間關係。一般來說，在共整合檢定模型中，為避免有不正確結果，必須在定態模型內，加入一誤差修正項 (error correction term, ECT)，以 2 變數模型來說，設定如下：

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta x_{t-i} + \lambda_1 e_{t-1} + \mu_{1t} \quad (25)$$

$$\Delta x_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta x_{t-i} + \lambda_2 e_{t-1} + \mu_{2t} \quad (26)$$

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

上式落後誤差修正項 (e_{t-1}) 係由長期共整合關係推知，若未存在共整合關係，則此項並不存在。 μ 為一連續獨立隨機誤差項，期望值為零。其中，式 (25) 係以 Δy 變數當作被解釋變數之方程式，而式 (26) 以 Δx 變數當作被解釋變數。變數間是否存在因果關係可分為長期與短期兩方面討論，以式 (25) 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，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，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，以相同方式，可檢驗在短期與長期下，2 變數間是否存在因果關係。

(二) Toda and Yamamoto

ECM 架構下因果關係檢定，雖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) 指出此法缺失在於因果關係檢定前必須經單根檢定及共整合檢定，然而單根檢定之檢定力不足，及共整合檢定對於整合階次不穩定性等問題，將使因果關係檢定結果出現誤差，因此本文另以 Toda and Yamamoto (1995) 因果檢定方法，試著確認我國政府收支間因果關係。

Toda and Yamamoto 因果關係檢定，最大特點在於可直接探討變數間因果關係，而不須考慮 VAR 系統是否具共整合特性。以下設定 VAR 模型，說明 Toda and Yamamoto (1995) 提出之因果關係檢定。

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} x_{t-i} + \mu_{1t} \quad (27)$$

$$x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} x_{t-i} + \mu_{2t} \quad (28)$$

$$z_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} x_{t-i} + \mu_{3t} \quad (29)$$

其中， $p = k + d_{max}$ ， k 為 VAR 最適落後期， d_{max} 為各變數整合階數中之最大值。以最小平方方法估計此 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，只需檢定 VAR ($k + d_{max}$) 模型中 k 階估計參數即可。

欲瞭解 x 是否影響 y ，可進行虛無假設為下式之卡方檢定

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

其中， α_{2i} 為 x_{t-1} 係數。若檢定結果拒絕虛無假設，則表示 x 是 y 之解釋變數（ x Granger causes y ）。

使用 Toda and Yamamoto (1995) 模型之好處在於可不考慮 VAR 模型中內生變數間之共整合關係，亦不須考慮各內生變數是否為定態序列，但可正確得知其變數間因果關係。而 Zapata and Rambaldi (1997) 根據 Monte Carlo 實驗結果亦驗證，Toda and Yamamoto (1995) 因果檢定方法，不須事先知道 VAR 模型中變數是否具有共整合特性，只要變數定態階數不大於模型中所選定之落後期數 k （亦即 $k \geq d$ ），即可進行各變數間因果檢定。

本文設定 VAR 模型之最適落後期以 AIC 準則決定。