

# 台灣中央政府財政長期平衡之研究：1968-2004

林向愷、賴惠子\*

## 摘 要

財政赤字居高不下是否會影響到財政長期平衡？本文利用預算體制導出財政赤字現值模型：財政赤字等於未來政府財政努力程度的現值，以及財政長期平衡的充要條件。實證結果顯示財政赤字與財政努力程度皆為定態時間序列，必要條件成立。其次，利用政府編製預算時資訊不完全所產生的財政赤字衝擊項，檢定充分條件，發現唯有正確考量編製預算時政府所擁有資訊，否則充分條件會被不當的拒絕。近年來，中央政府雖屢以特別條例為特別預算取得賒借法源，然尚未危及到財政長期平衡。

關鍵詞：預算體制、財政長期平衡、財政赤字現值模型

---

\* 作者分別為國立台灣大學經濟學系教授及國立台北大學經濟學系助理教授。本文初稿曾發表於「2007年臺灣經濟學會年會」，感謝國立清華大學經濟學系黃朝熙教授評論與指正，並感謝前經濟部中小企業信保基金研究員李文琦與國立台北大學財政學系蘇建榮教授提供部分預算資料以及國立台北大學經濟學系博士班研究生岳俊豪協助 GMM 計算。最後感謝國科會以及國立中山大學國家政策研究中心提供研究經費補助（國科會計畫編號：94-2415-H-002-003）。

## 1、前言

當前台灣最為人關心的財政議題為財政赤字居高不下，是否會危及到財政長期平衡？<sup>1</sup>1992 年「國建六年計畫」推動之後，財政赤字持續升高，為限期導正財政失衡，1996 年「國家發展會議」達成「90 會計年度達成平衡」的共識。<sup>2</sup>當時中央政府嚴格控制歲出成長，提前於 87 會計年度達成目標。89 至 93 會計年度期間中央政府以緊急命令或特別條例排除適用《公共債務法》上限規定的中央政府預算案共計七件，向外賒借總金額為 3815 億元(見《附表 2》)，使得財政赤字再度上升。本文將以財政赤字現值模型探討 57-93 會計年度期間中央政府財政政策是否符合財政長期平衡條件？以特別條例取得向外賒借法源是否導致財政失衡？

本文利用自然對數線型近似展開法將政府預算收支平衡式轉換為自然對數線型化型式；再結合預算體制以及財政長期平衡條件（即財政赤字不得成長過快），導出財政赤字現值模型（本年度政府財政赤字必須等於未來各年度政府財政努力指標的現值）。結合預算體制的目的在於讓財政赤字現值模型得到有意義的政策與實證意涵（testable implications）。依現行預算體制，政府在本年度期中開始籌編下年度預算時，只能利用當時所擁有訊息決定下年度政府歲出與歲入規模。歲入及相關總體變數的估測誤差會影響到財政赤字預算數與實際數的差異，而預算執行過程中，歲入實際數受到未預期到國內外經濟因素的影響與預算數產生出入；此外，經社體系若出現事前未預期到的外在事件（如 921 震災、SARS），政府為因應施政需要提出追加(減)預算或特別預算，亦會影響到年度結束時財政赤字實際數。這些差異都是編製預算時無法事先預期到的，本文將這些因訊息不完全對財政赤字產生的衝擊統稱為財政赤字衝擊（fiscal deficit shock）。此項差異屬於隨機性質是未預期到財政赤字（unexpected fiscal deficits）產生的重要因素，本文利用財政赤字衝擊無法在編製預算時預測到的性質導出實證研究所需的正交條件（orthogonal condition）。理論上，此衝擊項只對短期財政平衡產生影響，

---

<sup>1</sup> 財政長期平衡條件亦稱為財政永續條件（fiscal sustainability）。

<sup>2</sup> 本文中會計年度係依《預算法》第 12 條，以當年之中華民國紀元年次為其年度名稱，至於一般曆年則以西元紀元年次為其年度名稱。舉例說，90 會計年度係指民國 90 年 1 月 1 日啓始的政府會計年度，而 2001 年係指 2001 年 1 月 1 日啓始的普通年度。

對維持財政長期平衡不應有所影響。

本文另證明財政長期平衡的充要條件，其中必要條件為財政赤字與政府財政努力指標的線型組合為定態時間序列。換句話說，財政赤字與政府財政努力指標必須維持長期穩定的均衡關係。當財政赤字增加時，政府財政努力程度必須跟著提升否則很難維持財政長期平衡。上述兩個變數若滿足特定跨式限制條件 (cross-equation restrictions)，這兩個條件就成為充分條件。其次，忽略財政赤字衝擊項，將讓財政赤字現值模型中財政赤字、歲出成長率、歲入成長率及利率變動出現統計奇異關係 (stochastic singularity) 導致正交條件無法用於檢定財政長期平衡的充分條件。最後，財政長期平衡的充要條件有助於釐清現值模型中常用的跨式限制條件檢定、單根與共積關係檢定以及因果關係檢定間的關連。

探討財政長期平衡，須先了解何謂財政赤字。一般將財政赤字定義為政府歲出與歲入的差短，不同歲出與歲入定義會有不同的財政赤字樣本觀察值。舉例說，中央政府於 87 會計年度達成財政平衡目標時，依當時《預算法》，歲入包含發行公債，向外舉借以及移用以前年度歲計賸餘等融通性收入；歲出則包含債務償還等融通性支出；財政赤字係指扣除融通性收入的歲入(稱實質性歲入)與歲出的差短。依照這個定義，該年度中央政府有 130 億元的財政賸餘；然依現行《預算法》，財政赤字應於舊制財政赤字再扣除還本支出。顯然，舊制的財政赤字不必然導致未償還債務餘額變動。此例說明，實證研究時，掌握政府預算科目定義至為重要。

現代民主國家政府依法律規定或社會需求決定歲出規模，再決定需要籌措多少財源，故不同於民間企業，政府採「量出為入」原則編製預算。此外，現代民主國家稅課收入在「租稅法定主義」原則下，調整彈性低，無法因應政府歲出需求短期變動或國內政經情勢變化而隨時調整，需以向外賒借做為政府歲出財源。只要債務沒有任何規範，政府在「租稅法定主義」原則下，仍能以「量出為入」原則編製預算。由於《公共債務法》對向外賒借、未償還債務餘額以及還本均有限制，政府決定歲出規模時，可能因預算收入的限制無法再依「量出為入」原則編製預算。到底政府係採「量出為入」抑或「量入為出」原則編製預算亦是本文關注的主題。

第 2 節將說明我國預算體制。《公共債務法》及《預算法》為現行預算體制主要的法律架構，其中與本文最相關的是預算編製及債務管理的規範。這些規範有助於釐清實證研究時財政變數的定義與設算。第 3 節結合預算體制導出財政赤字現值模型並證明財政長期平衡的充要條件。第 4 節則依預算體制與財政赤字現值模型，編製實證研究所需的政府歲出、歲入成長率以及財政赤字等樣本觀察值，再利用定態與單根檢定以及正交條件檢定探討財政長期平衡充要條件是否成立。實證結果顯示 57-93 會計年度期間中央政府財政赤字以及財政努力程度指標皆符合定態時間序列性質，故財政長期平衡必要條件成立；此時，前述跨式限制條件等同於財政赤字衝擊項的正交條件。接著再利用正交條件檢定財政長期平衡的充分條件，發現選擇變數時，若忽略政府編製下年度總預算時，本年度未償還債務餘額實際增加數仍是觀察不到的財政變數，充分條件將會不當被拒絕。第 5 節則為結論。

## 2 我國預算體制

欲了解預算體制須先掌握相關預算科目定義才不會產生誤解。依《預算法》第 6 條：「稱歲入者，謂一個會計年度之一切收入；但不包括債務之舉借及以前年度歲計賸餘之移用。稱歲出者，一個會計年度之一切支出；但不包括債務之償還。歲入、歲出之差短，以公債、賒借或以前年度歲計賸餘撥補之。」歲入、賒借收入以及移用以前年度歲計賸餘三者合計稱為預算收入；而包含債務付息支出的歲出與債務償還（或稱還本支出）則統稱為預算支出；「政府每一會計年度，各就其歲入與歲出、債務之舉借與以前歲計賸餘之移用及債務之償還全部所編之預算，為總預算」（《預算法》第 17 條）。我國對總預算收支是否需維持平衡並無明文規定，依慣例政府各年度所提出的預算案中預算收入應等於預算支出，此即經濟學界稱的政府預算收支平衡式：

$$\text{歲入} + \text{賒借收入} + \text{移用以前年度歲計賸餘} = (\text{包含付息支出})\text{歲出} + \text{還本支出}。$$

由於政府預算收支平衡式只是會計恆等式不具任何政策或實證意涵，故須結合預算體制，才能賦予預算收支平衡式政策及實證意涵。

預算體制係維持財政長期平衡與建立財政紀律所必要的法律架構，其中最重部份為與預算編製、審查、執行及審計相關的法令規範。Alesina and Perotti (1996) 依性質將這些法令規範分為三類：第一類屬程序規範，如：預算審議過程中的三讀程序與投票規定，預算編製及執行過程等規範；第二類係對政府歲出、歲入及向外賒借行為的規範，如：各年度預算收支是否必須維持平衡；年度決算收支不平衡時，政府是否需要彌補此項差短；政府能否於預算外增加債務，對未償還債務餘額與各會計年度向外賒借金額上限及強制還本等規範；經常收入是否必須大於經常支出；第三類為財政透明度 (fiscal transparency) 的規範，如：所有政府歲入與歲出科目、債務之舉借、以前年度歲計賸餘之移用及債務償還，均應編入預算；政府對各項歲入及相關總體經濟變數估測的準確性；總預算所揭露資訊的完整性；對追加(減)預算或特別預算提出要件等相關的規範均屬之。

目前《預算法》與《公共債務法》為我國預算體制主要的法律架構。其中與本文最相關的是第一類規範。依《預算法》第二章之籌劃與擬編中相關規定，

t 會計年度的預算案必須於 t-1 會計年度中開始籌編（《預算法》第 30 及 31 條），故政府只能以 t-1 會計年度所擁有訊息估測 t 會計年度總供需狀況以及決定 t 會計年度歲出及歲入規模。此時，若缺乏第三類配套規範（如政府對下年度總供需估測需經獨立的經濟預測機構驗證），將讓無意遵守財政紀律的政府在景氣低迷或歲出規模無法有效控制時，對未來總體經濟情勢或歲入做較樂觀的估測，以避免歲出規模受到限制。<sup>3</sup>其次，政府若預期下一年度名目利率走低，亦可編列較少的利息支出。較樂觀的預測，若導致預算執行後的財政赤字實際數高於預算數表示年度結束時財政赤字將出現未預期到的增加，政府將面臨實際現金流入小於現金實際流出的問題。由於我國預算體制亦缺乏第二類配套規範（如要求政府決算出現不平衡時需以現金補足），政府可將財政赤字未預期到的增加歸因於編製過程中訊息不完全。本文將預算編製過程中政府因擁有訊息不完全所衍生的不確定性納入考量，以避免政府預算收支平衡式無法正確呈現政府財政行為。

我國預算體制第二類規範多集中在債務管理。政府預算收支平衡並不表示政府歲出等於歲入，歲出與歲入的差短金額稱為財政赤字。<sup>4</sup>依政府預算收支平衡式，財政赤字還有以下兩種定義：

$$\begin{aligned}\text{財政赤字} &= \text{賒借收入} - \text{還本支出} + \text{移用以前年度歲計賸餘}, \\ &= \text{未償還債務餘額增加數} + \text{移用以前年度歲計賸餘},\end{aligned}$$

其中第一個定義係由政府為彌補歲出與歲入差短所採取的融通行為切入；第二個定義則由政府融通行為導致未償還債務餘額變動的角度切入。《預算法》第 6 條允許政府移用以前年度歲計賸餘彌補歲出與歲入差短，故我國財政赤字不等於賒

---

<sup>3</sup> 當初，美國國會辯論「財政平衡法則」（budget-balance rule）是否入憲時，反對入憲人士就指出未來 GDP 成長率預測誤差會對政府歲入及財政赤字預算規模產生顯著的影響。舉例說，若國會及聯邦政府對 GDP 成長率預測值出現 0.2% 的差異（2.4% vs. 2.6%），則未來七年以兩種成長率估算的美國歲入差異將高達 5000 億美元。一旦總體經濟變數估測值高低顯著影響預算規模時，將成為政府降低財政透明度的一項誘因。其次，縱使國內主要經濟研究機構、英國《經濟學人》雜誌以及 IMF 已先後預測 2009 年台灣經濟成長率介於 4% 與 5% 之間，中央政府仍以 5.08% 經濟成長率為基礎編製 98 會計年度總預算，預計中央政府將可因此而增加 900 ~ 1500 億元的歲入。若依 IMF 最新發布的《世界經濟展望報告》，台灣 2009 年的經濟成長率 2.5%，則歲入規模虛增幅度更大。

<sup>4</sup> 不少文獻及教科書將政府歲出與歲入差短稱為預算赤字。為避免預算收入及支出與政府歲出及歲入（或將預算收支平衡與政府歲出與歲入差短）間的混淆，本文將政府歲出與歲入差短稱為財政赤字。

借收入扣除還本支出亦不等於未償還債務餘額增加數。<sup>5</sup>

1994 年以前，政府債務管理唯一依據為《中央政府建設公債發行條例》。其立法旨意並非規範政府向外賒借行為，而是提供籌措重大建設所需資金發行公債的法源。1994 年修訂該條例時，始將中央政府一年期以上借款納入規範，並更名為《中央政府建設公債及借款條例》。1996 年《公共債務法》三讀通過後，各級政府債務管理方取得正式法源，其中第 4 條規定，中央政府在總預算與特別預算內，所舉借一年期以上公共債務未償還餘額預算數，合計不得超過行政院主計處預估之前三年度名目國民生產毛額平均數的 28.8%。為抑制政府向外賒借的擴張，又於 1998 年修法規定各級政府各年度舉借額度不得超過該政府總預算及特別預算歲出總額的 15%。其後，財政赤字仍逐年增加，為解決預算編製困難並因應凍省後所承受省府債務於 2002 年再度修訂《公共債務法》，將中央政府未償還債務餘額上限提高為 40%。由於「舉新還舊」不會增加當年度政府實際賒借金額，亦將「舉新還舊」排除於向外賒借的計算之外。最後，為建立財政紀律，規定各級政府各年度強制還本金額不得低於當年度稅課收入的 5%。<sup>6</sup>

《公共債務法》雖為債務管理訂定各項規範，政府仍可依《預算法》第 27 條「政府非依法律，不得於其預算外增加債務」提出特別條例規避債務上限，89 至 93 會計年度期間以緊急命令或特別條例排除於《公共債務法》上限規定之外的中央政府預算案共計七件，排除適用《公共債務法》的賒借金額高達 3815 億元。其次，依《預算法》第 83 條規定，行政院得因國防緊急設施或戰爭，國家經濟重大變故，重大災難，不定期或數年一次之重大政事，提出特別預算（見《附表 1》）。自 1968 年至 2004 年為止，中央政府總計提出 23 項特別預算案。近年來，政府為擴大公共投資規模，以「緊急」、「重大」為名提出特別預算，致使原為因應特殊緊急情況的非常態性特別預算漸有常態化的趨勢，其中 80-92 會計年度期間行政部門提出的特別預算案多達 10 次。<sup>7</sup>本文將探討以特別條例為特別預

<sup>5</sup> Poterba (1995) 與 Bohn and Inman (1996) 的美國實證結果顯示，允許類似移用以前年度歲計賸餘（即一般所稱 Reserve Funds）的州政府較易維持財政長期平衡。這些州政府對歲計賸餘的定義及運用方式與我國中央政府不同。

<sup>6</sup> 我國對債務上限規範與歐盟的 Maastricht Treaty 相似，該條約中規定參與會員國各級政府財政赤字總額不得超過該國 GDP 的 3%，且未償還債務餘額(包括利息支出)不得超過 GDP 的 60%，但我國則無例外條款。

<sup>7</sup> 嚴格而論，除口蹄疫危機處理、九二一震災災後重建及嚴重呼吸道症候群防治及紓困等三項特別預算符合《預算法》第 83 條提出要件外，其餘特別預算案均以不定期或數年一次之重大政事

算向外賒借取得法源的作法是否破壞我國財政長期平衡。

《表 1》顯示 88 下半及 89 會計年度以後各年度，中央政府年度向外賒借預算數佔歲出總額比率皆控制在 15% 以下。若將透過緊急命令或特別條例向外賒借金額納入（見《附表 2》），賒借比率則已超過 15% 的上限。當政府將部份債務排除於《公共債務法》上限規範之外時，型式上雖讓政府向外舉借符合《公共債務法》規範，但卻造成年度總預算中財政赤字預算數與實際數無法真實反映中央政府債務實際負荷程度。所以，研究財政長期平衡條件時，須將總預算、追加（減）預算及特別預算向外舉借總金額納入未償還債務餘額的計算，方不致產生錯誤的推論。

**表 1 88-93 會計年度期間中央政府賒借預算數占歲出比重**

會計年度	當年度賒借預算數 /歲出(%)	排除於債限外 賒借預算數(億元)	併計排除於債限外 賒借數/歲出(%)	未償還債務餘額 (不包含排除於債限外賒借) /前三年平均 GNP(%)
88	6.63	0.00	6.63	17.4
88 下及 89	14.96	800.00	20.42	27.4
90	14.4	1000.00	22.71	28.2
91	14.6	33.76	15.06	30.3
92	14.7	1187.27	19.46	32.6
93	14.8	794.39	18.19	34.4

- 說明：
1. 未償還債務餘額佔前三年平均名目 GNP 比重除 92 會計年度外以及當年度賒借預算數佔歲出比重皆取自各年度《中央政府總預算》。
  2. 各年度排除於債限外賒借預算數計算方式為：依《921 震災緊急命令》向外舉借 800 億元及依《921 震災重建特別預算》向外舉借 1000 億元分別列為 89 及 90 會計年度向外賒借預算數，至於 91-93 各期間會計年度排除於債限外賒借預算數則依《附表 2》中立法院三讀所通過的特別預算在預算執行期間各年度向外舉借預算數加總所得。
  3. 88 會計年度未償還債務餘額未包含省府未償還債務餘額。

依《預算法》第 72 條規定，會計年度結束後，各機關構責已發生但尚未取得的收入，應辦理保留轉入以前年度應收款。然近年來中央政府釋股收入預算執行成效不佳，未實現部份既未產生任何交易，亦無權責發生，但仍將預算未執行部分予以保留認列為收入；決算若因而出現賸餘，則中央政府再將此項決算賸餘

做為提出要件，較易引發朝野爭議。



轉為歲計賸餘。以後年度編製預算時又可移用這些以前年度歲計賸餘做為該年度編製歲出所需的財源。上述做法除造成以前年度歲計賸餘金額虛增外，重複使用歲入預算亦讓財政赤字無法反映政府財政負荷的真實狀態。87 會計年度財政部為達到財政平衡曾編列 1068 億元釋股收入(見《表 2》)。年度結束時，財政部將其中 545 億元未執行部分辦理保留列為收入導致該年度決算出現賸餘，但此項賸餘並無任何對應的實際現金收入。其後各會計年度釋股收入未執行部分皆依此原則辦理保留，導致釋股收入累計保留數於 90 會計年度增加到 6035 億元。91 及 92 會計年度又將此累計保留數移做歲出的財源，移用金額各為 582.77 億元及 429.03 億元。第 3 節推導財政赤字現值模型時，必須考量此項作法對未償還債務餘額的影響以免預算收支平衡式無法成立。由於上述移用以前年度歲計賸餘方式可能會有重覆使用歲入預算的問題，第 4 節設算財政赤字時，應考量移用以前年度歲計賸餘對財政赤字的影響。

表 2 85-93 會計年度期間中央政府釋股收入預算數與決算保留數

年度	釋股 預算數	預算 執行數	決算 保留數	累計決算 保留數	移用以前年度 歲計賸餘預算數
85	490	40	450	569	92.90
86	32	30	2	357	-
87	1068	523	545	825	-
88	1584	0	1584	2378	-
88 下及 89	2366	324	2042	4140	-
90	2127	0	2127	6035	-
91	194	1	193	5307	582.77
92	488	232	256	4083	429.03
93	319	7	312	4345	-

說明：資料取自歷年度行政院《中央政府總預算案》及監察院審計部《中央政府總決算書》。  
(單位：億元)

### 3 財政赤字現值模型與財政長期平衡之檢定

本節將結合預算體制由預算收支平衡式導出財政赤字現值模型。為簡化分析，假設政府以發行一年期零息債券做為向外舉借的財務工具，<sup>8</sup>且零息債券面額皆為一元。令  $B_t$  為第  $t$  期政府發行將於第  $t+1$  期到期的一年期政府零息債券總金額， $Q_t$  為一年期零息債券價格， $G_t$  為不包含付息支出的政府歲出金額， $T_t$  為政府歲入金額。本節所用的方法更新變數衡量單後，亦適用於實質財政赤字現值模型的推導。政府  $t$  會計年度財政政策必須滿足下列預算收支平衡式：

$$Q_t B_t = B_{t-1} + G_t - T_t, \quad (1)$$

式中  $Q_t B_t$  為政府在第  $t$  期標售一年期零息債券所得的總價款。第  $t$  期一年期零息政府債券收益率為

$$r_t \equiv \frac{1 - Q_{t-1}}{Q_{t-1}},$$

$r_t$  亦稱為第  $t$  期名目純折現率（或簡稱第  $t$  期名目利率）。

#### 3.1 自然對數線型化政府預算收支平衡式之推導

現有探討財政長期平衡的文獻（如 Hamilton and Flavin (1986), Hansen, Roberds and Sargent (1991), Trehan and Walsh (1991) 以及蘇建榮 (2005)）皆直接利用式（1）加上財政長期平衡條件導出未償還債務餘額現值模型（即政府期初未償還債務餘額等於未來各年度財政賸餘現值的總和）。由式（1）可知未償還債務餘額並非零息債券價格的線性函數，上述文獻皆假設實質利率或預期實質利率為固定常數。此種作法除無法探討利率變動對財政赤字的影響外，政府決策標的亦須限縮於實質財政變數。Trehan and Walsh (1991) 發現固定實質利率的假設是財政長期平衡實證結果不一致的重要原因。<sup>9</sup> 此外，幾乎所有的法定支出以及

<sup>8</sup> 本文假設政府不以印製鈔票方式融通財政赤字。中央政府除於 1946-1949 期間大量印製鈔票，以支應龐大的軍事支出外，其後甚少以發行貨幣彌補政府歲出與歲入的差短（請見 Huang and Lin (1991)）。

<sup>9</sup> Persson, Persson and Svensson (1987) 證明除非物價水準為前一期已決定的變數或經濟體系所

公共建設預算並未採取物價指數連動機制，縱使政府籌編預算時已預期到下年度物價有所變動，政府所決定的名目歲出規模無法完全反映物價變動因素。其次，累進稅制下，物價膨脹雖會導致稅課收入實際數高於預算數，但政府甚少將物價膨脹因素完全反映到政府歲入規模上。換句話說，政府編製預算時係以名目而非實質財政變數為決策標的。<sup>10</sup>為解決非線性問題，本文將利用 Campbell (1993) 自然對數線型近似展開法 (log-linear approximation method) 將式(1)轉換為以政府歲出成長率、政府歲入成長率及名目利率變動為組成變數的財政赤字現值模型。

自然對數線型近似展開法最大特點在於不以利率做為折現率，而以衡量政府向外賒借潛在空間（以  $\rho$  表示）做為折現率，無需再假設實質利率或實質利率期望值為固定常數。以下推導將以小寫字母代表原變數的自然對數值。首先，定義財政赤字(以  $d_t$  表示)： $d_t = \rho_1 g_t + (1 - \rho) b_{t-1} - \rho_2 t_t + \rho r_{t+1}$ ，其中  $\rho_1 = \exp(g - b)$ ， $\rho_2 = \exp(t - b)$  及  $\rho = 1 - (\rho_2 - \rho_1)$ 。 $d_t$  雖非傳統定義的政府財政赤字，只要  $\rho_2 > \rho_1$ ， $d_t$  與傳統定義就有相同的特性： $d_t$  隨政府歲入 ( $t_t$ ) 減少而增加，隨政府歲出 ( $g_t$ )、利率 ( $r_{t+1}$ ) 以及  $t$  期期初未償還債務餘額 ( $b_{t-1}$ ) 增加而增加。由式(1)可知， $d_t$  為包含付息支出的財政赤字。假設  $\rho_1$  與  $\rho_2$  母體平均值存在，<sup>11</sup>依林向愷·賴惠子 (2008) 的推導， $t$  會計年度財政赤字與未償還債務餘額成長率必須滿足：

$$\Delta b_t = \rho^{-1} d_t + \kappa,$$

式中  $\kappa = \log(\rho) - \rho^{-1} [\rho_1 \log(\rho_1) - \rho_2 \log(\rho_2)]$ 。政府移用以前年度歲計賸餘後若仍無法補足政府歲出與歲入差短 ( $d_t > 0$ )，向外賒借將導致未償還債務餘額的成長 ( $\Delta b_t > 0$ )，故上式可視為自然對數線型化政府預算收支平衡式。

預算開始執行後，歲入實際數常因景氣狀態或其他外在因素而與三讀通過的法定預算數有所差異，加上《預算法》僅規定政府歲出及向外賒借實際數不得

---

有稅制皆不具扭曲資源的效果，不然政府會利用創造事前未預期到的物價膨脹以減輕政府財政負擔。

<sup>10</sup> 有關物價膨脹對預算編製討論收支的影響可見 von Furstenberg, Green and Jeong (1986)。

<sup>11</sup> 此等同於假設  $t_t$ ,  $g_t$  與  $b_{t-1}$  三者有相同的趨勢 (common trend)。這個假設雖允許政府歲入、政府歲出與未償還政府公債餘額三者走勢出現短期偏離但排除長期持續偏離的可能。

超過法定預算數，導致年度結束時財政赤字實際數與三讀通過的財政赤字預算數常不相同。舉例說，景氣轉壞導致稅課收入實際數低於預算數時，由於政府無法增加向外賒借金額，若歲出實際數未能隨稅課收入減少而同步調降，年度結束時財政赤字實際數將大於預算數。其次，政府編製下一會計年度預算時，無法事前預測到下年度所有可能影響政府歲出需求的外在事件(如：地震、颱風、口蹄疫或 SARS 或政權更替)；這些外在事件發生後，政府勢必在年度總預算外提出追加(減)預算或特別預算，以因應歲出需求的改變。為求真實反映政府財政實際負荷，自然對數線型化政府預算收支平衡式中 $b_t$ 及 $d_t$ 均應以包含年度總預算、追(加)減預算及特別預算的未償還債務餘額及財政赤字實際數衡量。

### 3.2 財政長期平衡與財政赤字現值模型

將 $d_t$ 定義式代入自然對數線型化政府預算收支平衡式可得

$$d_t = \rho^{-1}d_{t-1} + \rho_1\Delta g_t - \rho_2\Delta t_t + \rho\Delta r_{t+1} + \eta_t + k, \quad (2)$$

式中 $\Delta g_t (\equiv g_t - g_{t-1})$ ,  $\Delta t_t (\equiv t_t - t_{t-1})$ 與 $\Delta r_{t+1} (\equiv r_{t+1} - r_t)$ 分別是 $t$ 會計年度政府歲出預算數成長率、歲入預算數成長率及利率變動， $k = (\rho_2 - \rho_1)\kappa$ ，以下推導將假設 $k = 0$ 。理性預期假說下， $\eta_t$ 為滿足 $E_{t-1}\eta_t = 0$ 條件的財政赤字(隨機)衝擊項，其中 $E$ 為線型最小平方投射運算元(linear least-square projection operator)：對隨機變數 $Z$ 而言， $E_t Z \equiv E[Z|\Omega_t]$ ， $\Omega_t$ 為 $t$ 會計年度政府所擁有的訊息集(information set)，假設 $\Omega_t$ 至少包括 $t_t, g_t, r_{t+1}$ 以及 $b_{t-1}$ 當期與以前所有各期觀察值。

依現行預算體制，政府以編製預算時所擁有訊息決定下年度歲出與歲入預算規模以及進行下年度總供需估測(如：經濟成長、對外貿易、儲蓄與投資、物價變動以及失業率等總體經濟變數的估測)做為預算編製時的參考(《預算法》第28條)。由於行政部門係以 $\Omega_{t-1}$ 做為編製與審議 $t$ 會計年度總預算案的基礎，故 $t$ 會計年度政府歲出與歲入預算數滿足： $g_t = E_{t-1}g_t$ ， $t_t = E_{t-1}t_t$ 。其次，由於財政赤字實際數會因前述籌編及執行過程中的不確定性或追加(減)預算或特別預算的影響而與財政赤字預算數產生誤差或不當移用以前年度歲計賸餘，故必須於式(2)加上 $\eta_t$ 隨機項讓財政赤字實際數與不包含追加(減)預算及特別預算的歲入

預算數成長率 ( $\Delta t_t$ )、歲出預算數成長率( $\Delta g_t$ ) 及利率變動( $\Delta r_{t+1}$ )之間等式成立。

在  $E_t \eta_{t+j} = 0$  ,  $j \geq 1$  及  $0 < \rho < 1$  假設下，由式 (2) 可解出下式：

$$d_t = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j [\rho_2 \Delta t_{t+j} - \rho_1 \Delta g_{t+j} - \rho \Delta r_{t+1+j}] + \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j E_t [d_{t+j}] ,$$

此式為跨期政府預算收支平衡式。假設財政長期平衡條件 ( $\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j E_t [d_{t+j}] = 0$ ) 成立，由上式可得到財政赤字現值模型：

$$d_t = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j [\rho_2 \Delta t_{t+j} - \rho_1 \Delta g_{t+j} - \rho \Delta r_{t+1+j}] . \quad (3)$$

令  $z_t = \rho_2 \Delta t_t - \rho_1 \Delta g_t - \rho \Delta r_{t+1}$  ,  $z_t$  衡量政府財政努力程度。財政赤字增加後，政府必須加強未來財政努力程度以維持政府長期平衡。其次，財政長期平衡條件賦予財政赤字現值模型政策與實證意涵。現以兩種極端類型的財政政策說明之。第一種類型是政策形成過程中，決策者完全忽視財政長期平衡，當財政赤字增加時，<sup>12</sup>決定政府歲出與歲入預算時無須考慮必要的歲出與歲入調整。此時，歲出與歲入可視為外生變數不受財政赤字的影響，式 (3) 成立是偶然而非必然。另一種類型是政府決定歲出與歲入預算時，決策者考量到財政赤字對未來財政政策的影響。財政赤字增加時，政府勢必降低未來歲出成長率或提高未來歲入成長率以維持式 (3) 成立。此種財政收支動態調整模式亦可視為歲出與歲入不可能長期偏離「均衡關係」的誤差修正 (error-correction) 機制。

最後，再利用式 (3) 了解財政赤字衝擊產生的原因及  $E_{t-1} \eta_t = 0$  的意涵。首先，利用式 (2) 算出 t 期財政赤字的 t-1 期條件期望值：

$$E_{t-1} d_t = \rho^{-1} d_{t-1} + E_{t-1} [\rho_1 \Delta g_t - \rho_2 \Delta t_t + \rho \Delta r_{t+1}] = \rho^{-1} d_{t-1} - E_{t-1} z_t .$$

將  $\Delta g_t = E_{t-1} \Delta g_t$  與  $\Delta t_t = E_{t-1} \Delta t_t$  代入上式可得未預期到財政赤字的決定式：

$$d_t - E_{t-1} d_t = d_t - \rho^{-1} d_{t-1} + \rho_2 \Delta t_t - \rho_1 \Delta g_t - \rho \Delta r_{t+1} + \rho \varepsilon_t = \eta_t + \rho \varepsilon_t \quad (4)$$

<sup>12</sup> 舉例說，《公共債務法》雖對債務有上限規範，行政部門仍可藉提出特別條例規避上限的規定。

式中  $\varepsilon_t \equiv \Delta r_{t+1} - E_{t-1} \Delta r_{t+1}$ 。維持財政長期平衡前提下，未預期到利率變動及財政赤字衝擊是未預期到財政赤字產生的原因。由於名目利率並非政府的決策變數， $\varepsilon_t$  仍為第 t-1 期觀察不到的隨機變數，導致未預期到財政赤字亦為觀察不到的隨機變數，此與 Campbell and Shiller (1987) 現值模型中未預期到衝擊項為可觀察隨機變數的特性不同。由式 (3) 可知未預期到財政赤字必須滿足下式：

$$d_t - E_{t-1} d_t = E_t - E_{t-1} \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j [\rho_2 \Delta t_{t+j} - \rho_1 \Delta g_{t+j} - \rho \Delta r_{t+1+j}],$$

將式 (4) 中  $d_t - E_{t-1} d_t = \eta_t + \rho \varepsilon_t$  代入上式等號左邊可得

$$\eta_t = E_t - E_{t-1} \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j [\rho_2 \Delta t_{t+j} - \rho_1 \Delta g_{t+j} - \Delta r_{t+j}]. \quad (5)$$

財政赤字衝擊的產生係因政府以不完全訊息 ( $\Omega_{t-1}$ ) 編製 t 會計年度預算致使歲入及相關總體變數的估測產生誤差或事先未能預期到可能影響下年度政府歲出需求的外在事件而必須於事後提出追加(減)預算或特別預算。由式 (5) 可知  $E_{t-1} \eta_t = 0$ ，顯示若政府能以當期資訊 ( $\Omega_t$ ) 編製 t 會計年度預算，就不會產生此項衝擊。此外，政府編製預算時若充分利用所擁有的資訊對未來歲入成長率、歲出成長率、財政赤字、相關經濟變數以及未來可能的外在事件做最佳估測。理性預期假說下，未預期到利率變動以及未預期到財政赤字均應與 t-1 期政府所擁有訊息集合 ( $\Omega_{t-1}$ ) 中所有元素垂直： $\varepsilon_t \perp \Omega_{t-1}$  以及  $(d_t - E_{t-1} d_t) \perp \Omega_{t-1}$ ，故財政赤字衝擊項滿足  $E_{t-1} \eta_t = 0$  且對財政長期平衡的影響只有短暫性效果，但不會出現系統性估測誤差。

### 3.3 財政長期平衡的充要條件

本小節將證明財政長期平衡 ( $\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j E_t [d_{t+j}] = 0$ ) 成立的充要條件。

**命題：** 假設  $x_t = [1 - \lambda L] z_t$  為定態時間序列且  $0 \leq \lambda < \rho^{-1}$ ， $L$  為落後運算元 (lag operator)： $L^k z_t \equiv z_{t-k}$ 。財政長期平衡條件成立的充要條件為：

1.  $y_t \equiv d_t - [1 - \rho \lambda]^{-1} \rho \lambda z_t$  為定態時間序列。
2. 令  $Y_t = [x_t, y_t]'$ ，其移動平均表現式 (moving-average representation)

為  $Y_t = C(L)U_t$ ，式中  $C(L) \equiv C_0 + C_1L + C_2L^2 + \dots$ ， $C_i$  為滿足平方可加性 (square-summable condition) 的係數矩陣： $\sum_{i=0}^{\infty} \text{trace}[C_i C_i'] < \infty$ ，

$U_t \equiv [u_{1t}, u_{2t}]'$  為跨期無關隨機變數：對  $j \neq 0$  而言， $E[U_t U_{t+j}'] = 0_{2 \times 2}$ 。

$C(L)$  中係數矩陣滿足以下跨式限制條件：

$$h_2 C(L) = \frac{h_1}{1 - \rho\lambda} \left[ \frac{\rho L^{-1} (C(L) - C(\rho))}{1 - \rho L^{-1}} \right], \quad (6)$$

式中  $h_1 = [1, 0]$  及  $h_2 = [0, 1]$ 。

**證明：** 假設財政長期平衡條件成立 (即式 (3) 成立)。首先，在式 (3) 等號兩邊各平減  $[1 - \rho\lambda]^{-1} \rho\lambda z_t$  經過簡單運算式 (3) 可轉換為：

$$d_t - \frac{\rho\lambda}{1 - \rho\lambda} z_t = \frac{1}{1 - \rho\lambda} E_t \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (1 - \lambda L) z_{t+j} \right] \quad (7)$$

由於  $(1 - \lambda L) z_t$  為定態時間序列且  $0 < \rho < 1$ ，由 (7) 等號左邊現值公式可知  $d_t - [1 - \rho\lambda]^{-1} \rho\lambda z_t$  為定態時間序列 (條件 1 成立)。將  $Y_t$  的移動平均表現式代入式 (7)，再利用 Wiener- Kolmogorov forecasting formula (Sargent (1987, p 314)) 可得式 (6) 中跨式限制條件 (條件 2 成立)。

接著，假設條件 1 及 2 成立。由跨期預算收支平衡式可得財政長期平衡條件表現式：

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j E_t [d_{t+j}] = d_t - E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j z_{t+j}$$

依命題假設及條件 1， $Y_t$  為定態時間序列且  $Y_t = C(L)U_t$ 。利用前述推導方式將  $d_t$  及  $z_t$  分別轉為  $y_t$  及  $x_t$  後，再將  $Y_t$  的移動平均表現式帶入。最後利用 Wiener-Kolmogorov forecasting formula 可得：

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j E_t [d_{t+j}] = y_t - \frac{1}{1 - \rho\lambda} E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j x_{t+j} = \left\{ h_2 C(L) - \frac{h_1}{1 - \rho\lambda} \left[ \frac{\rho L^{-1} (C(L) - C(\rho))}{1 - \rho L^{-1}} \right] \right\}$$

若條件 2 成立，則財政長期平衡條件成立： $\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j E_t [d_{t+j}] = 0$ 。

由命題的證明可知：財政長期平衡的必要條件為  $d_t$  與  $z_t$  之間存在某種定態關連，而無需驗證財政長期平衡條件對  $d_t$  與  $z_t$  所加諸的跨式限制條件是否成立。換句話說， $y_t \equiv d_t - [1 - \rho\lambda]^{-1} \rho\lambda z_t$  為定態時間序列（命題條件 1）是財政長期平衡成立的必要條件而非現有文獻（如 Trehan and Walsh (1991) 或 Bohn (2004)）所認為的充要條件。<sup>13</sup> 若  $z_t$  為定態時間序列（ $\lambda = 0$ ），則財政長期平衡的必要條件為  $d_t$  必須是定態時間序列。若  $z_t$  為差分定態時間序列（ $\lambda = 1$ ），則必要條件是  $d_t$  為差分定態時間序列且  $d_t$  與  $z_t$  間存在共積關係，共積向量為  $[1, -\rho(1-\rho)^{-1}]$ 。此項結果與 Hamilton and Whiteman (1985) 所得結果一致。

Trehan and Walsh (1991) 利用未償還債務餘額現值模型導出：當實質歲出、實質歲入以及實質未償還債務餘額均存在單根時，財政長期平衡的必要條件為（不含付息支出）財政赤字與未償還債務餘額間存在共積關係，共積向量為  $[1, r]$ ， $r$  為實質利率。Trehan and Walsh (1991) 所得結果與本文的差異在於前者假設實質利率為固定常數以及財政赤字不包含付息支出。<sup>14</sup> 當期初未償還債務餘額累積速度不是很快或實質利率水準不是很高時，（不含付息支出）財政赤字與未償還債務餘額時間序列資料差分階次必須相同的性質不易得到實際資料支持，此亦凸顯財政赤字現值模型的優越性。最後，命題中  $\lambda < \rho^{-1}$  的條件顯示財政長期平衡條件並未排除個別變數  $\Delta g_t$ ,  $\Delta t_t$  或  $\Delta r_{t+1}$  仍有成長趨勢，只是財政努力程度成長率不得大於  $\rho^{-1} - 1$ 。

由式 (3) 可知， $d_t$  為所有未來  $z_t$  變數現值的最佳預測值，顯示除了  $z_t$  當期及所有落後期觀察值對未來  $z_t$  可能實現值有預測力外， $d_t$  亦應對未來  $z_t$  可能實現值有預測力。接下來，將證明：維持財政長期平衡前提下，若  $d_t$  及  $z_t$  皆符合定態性質，則  $d_t$  為  $z_t$  變動的因變數。令  $I_t$  為第  $t$  期限縮訊息集合： $I_t = \{z_{t-j}, d_{t-j}, j \geq 0\}$ 。由於  $I_t \subset \Omega_t$ ，由式 (3) 可得： $d_t = E[\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j z_{t+j} | I_t]$ 。假設  $d_t$  不是  $z_t$  變動的因變數。依 Sims (1972) 定理 1， $Y_t$  的移動平均表現式中  $C_2(L) = 0$ ，亦即命題條件 2 中矩陣多項式  $C(L)$  變為：

<sup>13</sup> Trehan and Walsh (1991) 證明財政長期平衡充分條件時並未正確利用跨期預算收支平衡式導致所得結果錯誤。

<sup>14</sup> 財政赤字是否包含付息支出對財政長期平衡的影響相關的討論請見 McCallum (1984)。McCallum 認為恆定狀態下，若政府維持恆常固定水準的（不含付息支出）財政赤字，則無法維持財政長期平衡。



$$C(L) = \begin{bmatrix} C_1(L) & 0 \\ C_3(L) & C_4(L) \end{bmatrix}。$$

此時，除非  $C_4(L) = 0$ ，不然命題條件 2 中  $(1 - \rho L^{-1})C_4(L) = \rho L^{-1}[C_2(L) - C_2(\rho)]$  的等式不會成立，財政長期平衡亦不可能成立，此與 Campbell and Shiller (1987) 在其現值模型中所得結果一致。

維持財政長期平衡前提下，若假設財政赤字衝擊不存在且利率為固定常數 ( $\eta_t = \varepsilon_t = 0$ )，則未預期到財政赤字等於零 ( $d_t - E_{t-1}d_t = 0$ )。此時，由式 (4) 可知  $d_t$ 、 $\Delta g_t$ 、 $\Delta t_t$  及  $\Delta r_{t+1}$  四變數會出現統計奇異關係。<sup>15</sup> Sargent (1987, pp. 385-390) 與 Hansen, Roberds and Sargent (1991) 認為相關變數出現統計奇異關係係因模型中未償還債務餘額為前定變數 (predetermined variable) 性質。將  $d_t$ 、 $\Delta g_t$  與  $\Delta t_t$  定義式代入式 (4) 後，若  $\eta_t = \varepsilon_t = 0$ ，則未預期到財政赤字變為

$$d_t - E_{t-1}d_t = (\rho_2 - \rho_1)[b_{t-1} - E_{t-1}b_{t-1}]。$$

由於  $b_{t-1}$  為 t-1 期可觀察到的隨機變數 (即  $b_{t-1}$  為第 t-1 期的前定變數)， $d_t - E_{t-1}d_t = 0$ 。由式 (4) 可知，只要不同時假設  $\eta_t = 0$  或  $\varepsilon_t = 0$ ，未償還債務餘額雖仍為前定變數， $d_t$ 、 $\Delta g_t$ 、 $\Delta t_t$  及  $\Delta r_{t+1}$  四變數不再出現統計奇異關係。<sup>16</sup>

### 3.4 財政長期平衡之檢定

本小節將以財政長期平衡的充要條件為基礎提出兩種檢定方法。第一種方法是檢定財政長期平衡的必要條件 (命題條件 1)。若  $z_t$  為定態時間序列時，只須檢定  $d_t$  是否為定態時間序列就可得知財政長期平衡的必要條件是否成立。若  $z_t$  為差分定態時間序列，須先檢定  $d_t$  是否為差分定態時間序列，接著再利用以下迴歸式檢定  $d_t$  與  $z_t$  間是否存在共積關係：

$$d_t = \alpha z_t + v_t，$$

<sup>15</sup> 現有文獻 (如 Sargent (1987, pp. 385-390), Hansen, Roberds and Sargent (1991) 及 Trehan and Walsh (1991)) 推導未償還債務餘額現值模型時，除假設利率為固定常數值外，皆忽略預算體制重要性而假設財政赤字或未償還債務餘額隨機衝擊項不存在。

<sup>16</sup> 為解決統計奇異問題，Hansen, Roberds and Sargent (1991) 假設實質利率為 Martingale 隨機過程 (亦即  $\varepsilon_t \neq 0$ )。

式中  $\alpha$  為迴歸係數估計值， $v_t$  為迴歸殘差項。若財政長期平衡成立，則  $\alpha = [1 - \rho\lambda]^{-1} \rho\lambda$  且  $v_t$  為定態時間序列。<sup>17</sup>

提出第二種方法前，須先證明： $d_t$  及  $z_t$  均為定態時間序列時，財政長期平衡充分條件為  $E_{t-1}\eta_t = 0$ 。假設  $Y_t$  的 VAR(p) 表現式為  $Y_t = A_1Y_{t-1} + \dots + A_pY_{t-p} + U_t$ ，且  $C(L) [I - A_1L - \dots - A_pL^p] = I_{2 \times 2}$ 。依 Sargent (1987, pp. 309-312) 推導，任何 VAR(p) 模型皆可堆疊成 VAR(1) 模型：

$$Z_t = AZ_{t-1} + V_t$$

式中  $Z_t = [Y_t', Y_{t-1}', \dots, Y_{t-p+1}']'$ ， $V_t \equiv [U_t', 0, \dots, 0]'$ 。由堆疊的 VAR(1) 模型算出  $E_t Z_{t+j} = A^j Z_t$  再代入式 (3) 可得維持財政長期平衡前提下，係數矩陣  $A$  必須滿足以下跨式限制條件：

$$l_2[I - \rho A] = l_1 \rho A, \quad (8)$$

式中  $l_1$  及  $l_2$  分別是除了第 1 個元素及第 2 個元素為 1 外，其餘元素皆為 0 的  $1 \times 2p$  向量。比較等號兩邊  $A$  中元素可得<sup>18</sup>

$$d_t - \rho^{-1}d_{t-1} + z_t = u_{1t} + u_{2t}。$$

由於  $u_{1t} + u_{2t}$  與  $\Omega_{t-1}$  垂直  $(u_{1t} + u_{2t}) \perp \Omega_{t-1}$  且等號左邊  $d_t - \rho^{-1}d_{t-1} + z_t$  即為  $\eta_t$ ，故式 (8) 等同於  $E_{t-1}\eta_t = 0$ 。接著再證明式 (8) 亦等同於式 (6)。為簡化說明，假設  $Y_t = AY_{t-1} + U_t$ ， $A(L) = I - AL$ ，且  $l_1 = h_1$ ， $l_2 = h_2$ 。將  $A(L)^{-1}$  代入式 (6) 中  $C(L)$  可得  $l_2(1 - \rho L^{-1})A(L)^{-1} = l_1 \rho L^{-1} \cdot [A(L)^{-1} - A(\rho)^{-1}]$ 。經過矩陣運算可得

$$l_2(1 - \rho L^{-1})A(\rho) = l_1 \rho L^{-1} [A(\rho) - A(L)]，$$

進一步化簡即得式 (8)。

第二種檢定方法係將  $E_{t-1}\eta_t = 0$  轉換為單一迴歸式正交條件用於檢定財政長

<sup>17</sup> 財政長期平衡更弱的必要條件為  $v_t$  是定態時間序列。

<sup>18</sup> 類似的詳細推導過程請見 Huang and Lin (1991)。

期平衡的充分條件。假設  $\rho_1, \rho_2$  與  $\rho$  為已知參數，利用式 (2) 設算出  $\eta_t$  樣本觀察值。假設  $Y_{t-1}$  為訊息集合  $\Omega_{t-1}$  中  $N \times 1$  可觀察到的向量隨機變數，由  $E_{t-1}\eta_t = 0$  可得  $\eta_t$  與  $Y_{t-1}$  間存在正交關係： $E[Y'_{t-1}\eta_t] = 0$ 。  $d_t$  為定態時間序列且單一迴歸式： $\eta_t = \delta Y'_{t-1} + u_t$  中迴歸係數估計值 ( $\delta$ ) 皆不顯著異於 0 為財政長期平衡的充分條件。

## 4 資料編製與實證結果

為了解中央政府財政政策能否維持長期平衡，本文所用的政府歲出與歲入預算資料皆取自立法院三讀通過並經總統公布的法定預算。依第 3 節的討論， $g_t$  與  $t_t$  不應包含追加(減)預算及特別預算，故以年度總預算中歲出及歲入法定預算數做為樣本觀察值。1998 年修訂《預算法》前，公債發行、銀行借款及移用以前年度歲計賸餘等融通性收入皆計為歲入，將債務還本融通性支出計為歲出。修法後。上述融通性收入與融通性支出不再視為政府歲入與歲出。為避免現制與舊制不同造成歲出與歲入定義前後不一致，本文採用新制編製歲入與歲出樣本觀察值。此外，自 57 會計年度起行政院主計處始以總供需模型提供總供需估測結果(如經濟成長率、對外貿易、儲蓄與投資、以及物價變動) 做為預算籌編的依據。為符合財政赤字衝擊項的設定，本文將以 57-93 會計年度作為實證研究的樣本期間。<sup>19</sup>1998 年修訂《預算法》時，調整會計年度起訖時間，故出現長達 18 個月的 88 年下半年及 89 會計年度。為求樣本取樣頻率一致性，本文將 88 年下半年及 89 年度的歲出及歲入，除以 1.5 調整為年度資料，以「89 年度」簡稱。

### 4.1 政府歲出與歲入成長率

《圖 1》為依上述原則所編製的政府歲入、歲出占 GDP 比重變化圖。整體

---

<sup>19</sup> 現行中央政府預算體制，自 1950 年開始運作，1968 年以前，由於部份政府歲出財源由美援支應，致使這段期間政府預算收支資料無法呈現真實的中央政府財政狀況。舉例說，國史館出版的《台灣光復後美援史料》頁 2 指出：「.....,臺灣真正獲得較大量且持續之美國經濟援助，應從 1951 年開始，後來持續到 1965 年美國經援結束為止，前後共達 15 年，每年援助金額平均維持在一億美元左右，.....」。此外，文馨瑩(1990, 頁 244)亦提及：「美援在台的分配特色—集中援助政府部門：....., 約有 80%的經援係供政府部門使用。另根據 M. Scott 估計，1950—68 年間經援贈與中，政府部門高達 93%，.....」。以 57 會計年度為樣本起始點亦可避開上述問題。

而言，76 會計年度前，不包含追加(減)預算及特別預算的政府歲入占 GDP 的比重與政府歲出占 GDP 比重兩者無論在水準值及波動方向與幅度頗為一致；76 會計年度後，二者走勢開始出現差異且波動幅度亦有所不同，其間又以 80-87 會計年度期間最為顯著。其次，當台灣 GDP 成長率因 1973 第一次石油危機而下降時，政府歲出成長率亦跟著調降。此與 Roubini and Sachs (1989) 發現 OECD 會員國在第一次石油危機後，政府歲出占 GNP 比重不降反升的現象不同，顯示當時中央政府並未採凱因斯學派財政政策擴大政府歲出以刺激經濟。第二次石油危機之後，政府歲出占 GDP 比重則呈上升趨勢，此又與 Roubini and Sachs (1989) 所得的 OECD 現象不一致。此外，部份政治人物認為面對七 0 年代兩次石油危機，當時中央政府皆採擴大歲出規模做為加速景氣復甦的對策，此種說法亦與《圖 1》所顯示不符。第一次石油危機期間，中央政府雖提出數次特別預算，但同時縮減年度總預算歲出規模，造成 63 及 64 兩會計年度總預算出現財政賸餘（見《圖 5》）。第二次石油危機期間，政府歲出占 GDP 比重雖呈現上升趨勢，但 69 及 70 會計年度仍出現財政賸餘。由此可見，威權體制下，中央政府面對兩次石油危機，除改變預算資源配置（以公共建設的特別預算取代年度總預算部份歲出）外，更以維持財政賸餘的保守財政政策來減輕能源危機對總體經濟的衝擊。

《圖 1》亦顯示包含追加(減)預算及特別預算與不包含這兩類預算的政府歲出占 GDP 比重在不同期間有顯著差異；其中 64-68 會計年度期間的差異係因中央政府以特別預算方式辦理南北高速公路各期工程（見《附表 1》），76-81 會計年度期間又以特別預算方式辦理北部第二高速公路興建工程導致兩者出現差異。此後，政府為辦理戰士授田證補償金發放（80-81 會計年度）、「國建六年計畫」中重大交通建設計畫（81-84 會計年度）以及採購高性能戰機（82-90 會計年度）提出數次特別預算，致使兩者差距持續擴大。為降低財政赤字，1993 年 7 月行政院重新檢討「國建六年計畫」，將計畫由原先 775 項縮減為 633 項，之後再歸併出有迫切性的 38 項計畫，改稱為「十二項建設」；「國建六年計畫」預算規模由原先 8.86 兆元縮減為 2.9 兆元；83 會計年度起兩者差距始見縮小。政府為因應 921 震災，基隆河整治，SARS 以及擴大公共投資提出特別預算（見《附表 1》）致使 89 會計年度起兩者又出現差異。

若剔除「國建六年計畫」期間不計，57-93 會計年度期間包含追加(減)預算

及特別預算的政府歲出占 GDP 比重呈現上下波動走勢但未出現明顯的上升或下降趨勢，三個相對高點出現時間為 72，81 及 90 會計年度。

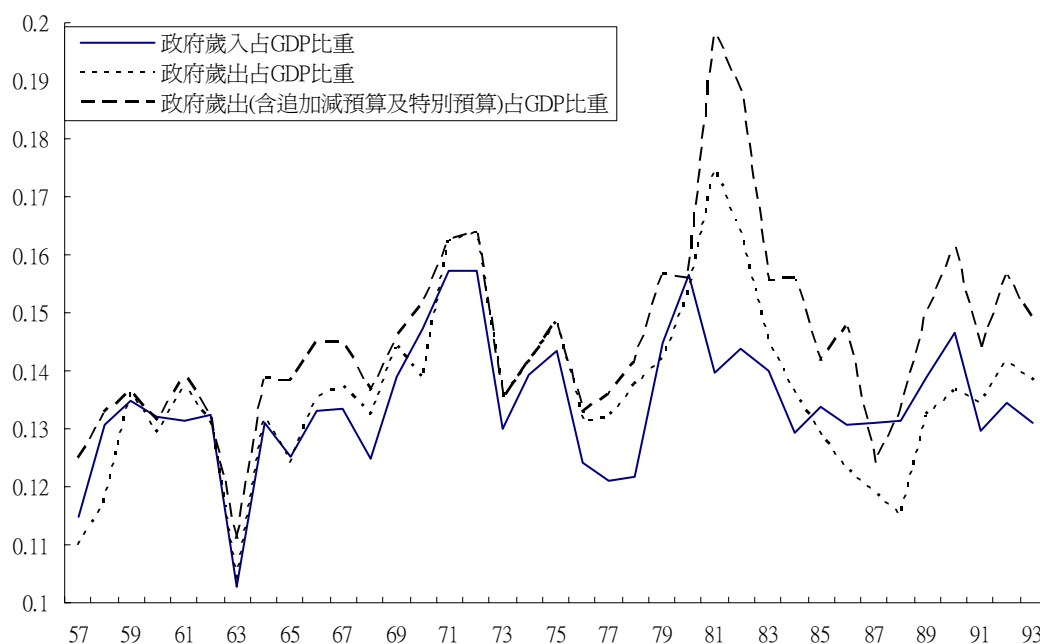


圖 1 57-93 會計年度政府歲入及歲出占 GDP 比重

《圖 2》與《圖 3》分別為不包含追加(減)預算及特別預算的名目與實質政府歲入、歲出成長率變化圖。如同《圖 1》，《圖 2》及《圖 3》皆顯示 76 會計年度以前， $\Delta t_t$  與  $\Delta g_t$  波動方向與幅度頗為一致；此後，二者波動方向與幅度開始出現不一致現象。

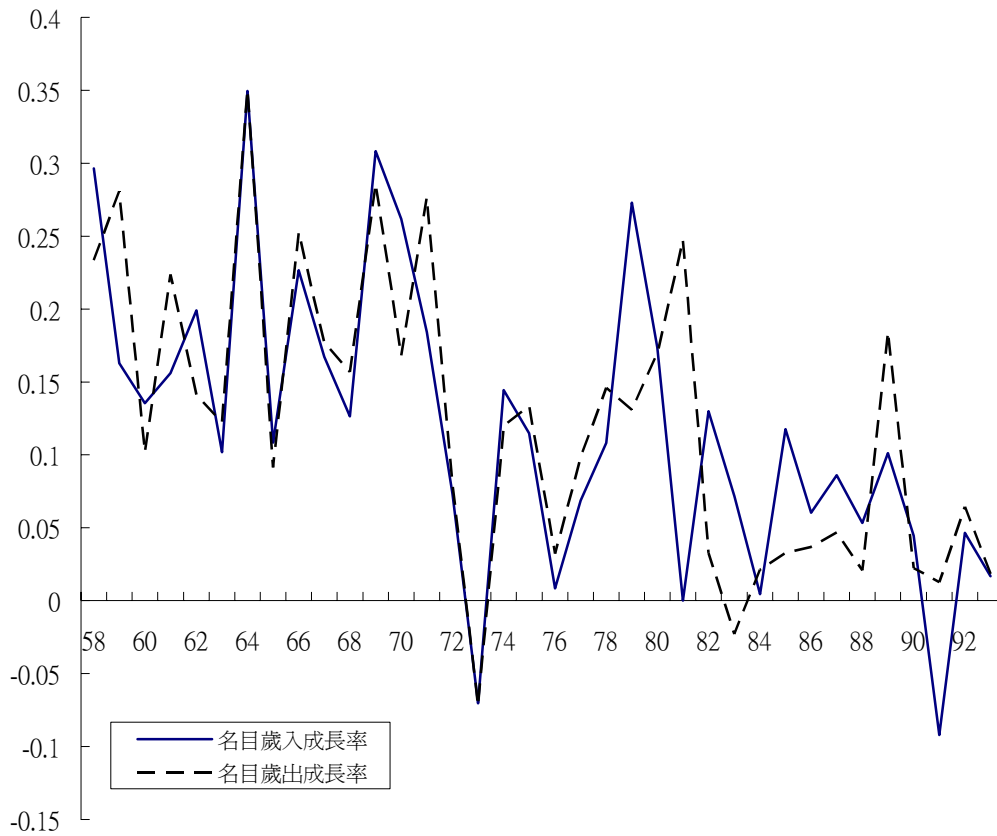


圖 2 58-93 會計年度名目政府歲出與歲入成長率

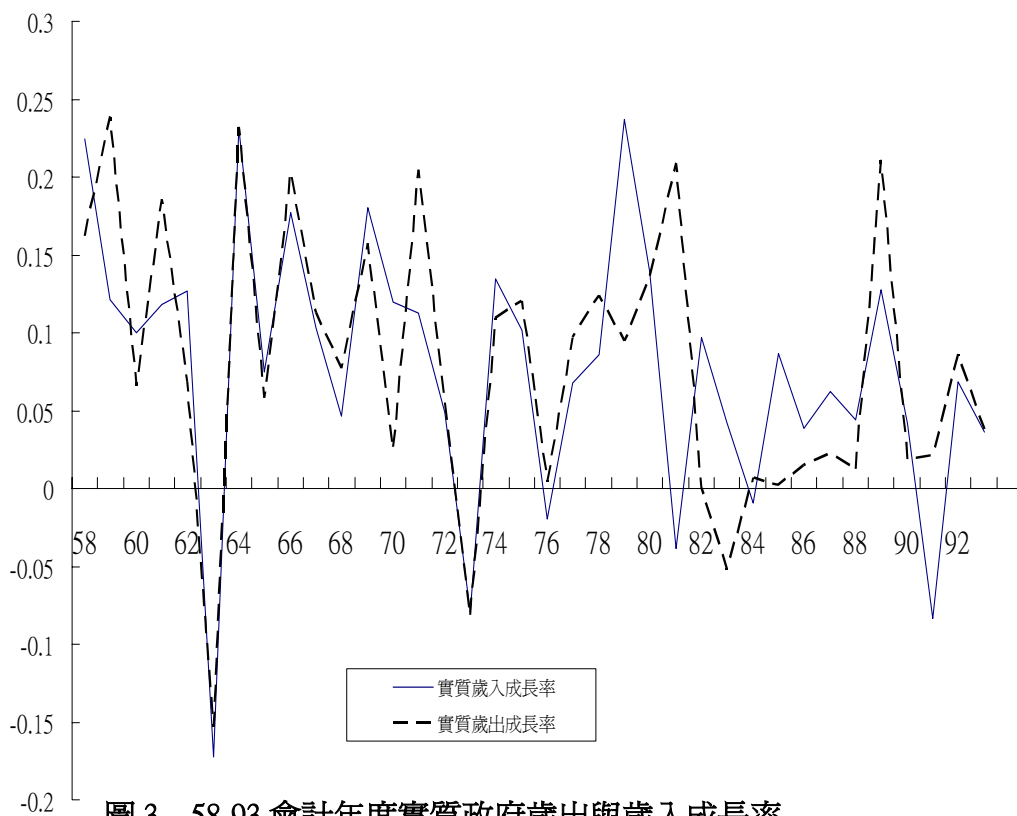


圖 3 58-93 會計年度實質政府歲出與歲入成長率

## 4.2 $\rho_1$ 與 $\rho_2$ 參數值之估計

無論設算模型所定義的財政赤字樣本觀察值或檢定財政長期平衡的充要條件皆須先估計  $\rho_1$  及  $\rho_2$  參數值。依  $\rho_1$  及  $\rho_2$  的定義，估計前須取得未償還債務餘額資料。依第 3 節的討論，本文以《中華民國財政統計年報》中包含總預算、追加(減)預算及特別預算的未償還債務餘額決算審定數做為樣本數觀察值。1994 年以前，中央政府並未將一年期以上政府借款納入公債管理規範，無法取得當時政府向銀行借款金額，故 83 會計年度前  $b_t$  樣本觀察值並未包含一年期以上政府借款。<sup>20</sup>為處理 88 年下半年及 89 年會計年度相關問題，本文先以該期間新增未償還債務餘額除以 1.5，再加入到 88 會計年度結束時未償還債務餘額累計決算審定數做為「89 年度」結束時未償還債務餘額樣本觀察值。此外，中央政府在 88 年下半年及 89 年度期間納入省府業務時，曾承受 8256 億元的省府未償還債務餘額，本文將此項金額直接加到「89 年度」結束時的中央政府未償還債務餘額。

本文將以一般化動差法(Generalized Method of Moments, 以 GMM 簡稱)推估  $\rho_1$  及  $\rho_2$  母體平均值：

$$\hat{\rho}_i = \arg \min_{\rho_i} \left( \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho_i - \bar{\rho}_{it} \right)' W_T \left( \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho_i - \bar{\rho}_{it} \right),$$

式中  $i=1,2$ ,  $W_T$  為加權平均矩陣，<sup>21</sup>  $\bar{\rho}_{it}$  為樣本觀察值的平均數。由於決算審定數較能反映政府實際財政狀況，故以政府歲出、歲入以及未償還債務餘額決算審定數做為估計  $\rho_1$  與  $\rho_2$  參數值的樣本觀察值。57-93 會計年度期間名目  $\rho_1$  及  $\rho_2$  的 GMM 估計值分別為 0.8356 及 0.8478。

過去四十年我國財政政策結構出現不少變化。為了解此種變化是否會影響  $\rho_1$  與  $\rho_2$  參數估計值，以 57-61 會計年度做為基礎樣本期間先估算  $\rho_1$  與  $\rho_2$  的基礎樣本估計值，然後每次增加一組樣本觀察值，再估出  $\rho_1$  及  $\rho_2$  GMM 估計值(稱為

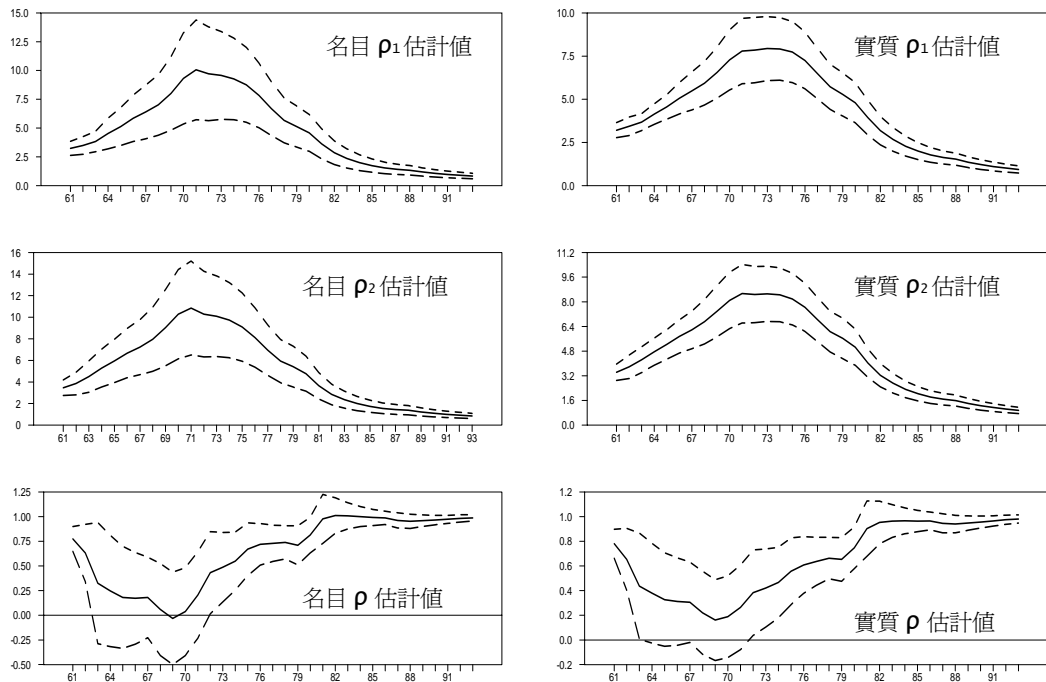
<sup>20</sup> 由《附表 1》可窺知 61 會計年度中央政府曾移用以前年度歲計賸餘 20 億 8237 萬元做為償還國家行局墊借款特別預算財源，顯示 57-83 會計年度期間政府應曾向銀行借款，其中多少為一年期以下借款，多少為中長期借款，以及如何償還均缺乏相關資料，故無法估算當時中央政府向銀行借款及償還本息的金額。

<sup>21</sup> 本文依 GMM 正規處理模式，先設定單位矩陣(identity matrix)為加權平均矩陣起始值，接著利用 Newey and West (1987) 一致性估計式估計得之。

累計樣本估計值)。《圖 4》顯示：無論是以名目或實質財政變數所得的  $\rho_1$  與  $\rho_2$  累計樣本估計值走勢相當一致，顯示政府歲出及歲入走勢並未出現顯著偏離現象，其中名目財政變數所得的  $\rho_1$  與  $\rho_2$  累計樣本估計值在 71 會計年度達到高峰。其後， $\rho_1$  及  $\rho_2$  累計樣本估計值逐年下降，85 會計年度後下降趨勢才逐漸緩和，顯示中央政府在 1996 年「國家發展會議」後所進行的財政重建，確實讓未償還債務餘額累增速度較歲出及歲入成長速度為慢。 $\rho_2$  累計樣本估計值走勢與《圖 1》中政府歲入占 GDP 比重於 71 會計年度達到最高點的現象一致，其後政府歲入成長速度減緩導致  $\rho_2$  累計樣本估計值呈現下降走勢，至於  $\rho_1$  累計樣本估計值走勢則與政府歲出占 GDP 比重於 81 會計年度達到高點的走勢並不一致，顯示 71 至 81 會計年度間政府未償還債務餘額成長速度超過同期政府歲出成長速度。

《圖 4》同時顯示政府歲入占未償還債務餘額比率大都高於政府歲出占未償還債務餘額比率，57-93 會計年度期間名目  $\rho$  估計值為 0.98779，符合理論值要求範圍。接著利用  $\rho_1$  及  $\rho_2$  估計值算出  $\rho$  累計樣本估計值。以名目  $\rho$  累計估計值為例，81 會計年度以前皆小於 0.9769，82-84 會計年度期間因執行「國建六年計畫」使得  $\rho$  估計值超過 1，其中又以 82 會計年度的 1.01137 最高。當時中央政府若繼續執行「國建六年計畫」，財政赤字快速增加的結果可能有礙財政長期平衡的維持。進入財政重建期後， $\rho$  估計值恢復小於 1。與 57-81 會計年度期間  $\rho$  累計樣本估計值比較，85-93 會計年度期間所得到的累計樣本估計值波動幅度變小， $\rho$  值變動趨於穩定表示政府歲出及歲入走勢愈來愈趨於一致致使出現偏離的機率下降； $\rho$  值接近於 1 則顯示財政赤字未來成長空間變小。以近年  $\rho$  累計樣本估計值走勢來看，政府面對財政赤字增加若選擇完全以歲入調整模式以恢復財政平衡所需提高的政府歲入成長率將較完全以歲出調整模式所須調降歲出成長率的幅度為大。換句話說，現行預算體制及稅制下，政府選擇歲入調整模式以維持財政長期平衡的難度較選擇歲出調整模式為高。





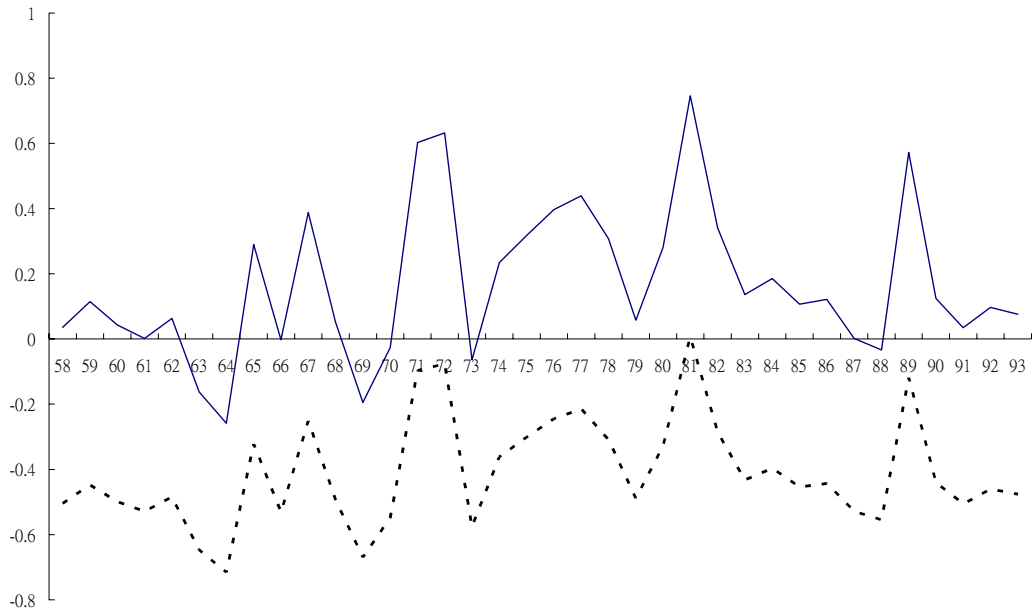
說明：圖中虛線表示參數估計值的 95% 信賴區間。

圖 4  $\rho_1$ 、 $\rho_2$  及  $\rho$  累計樣本估計值

### 4.3 財政赤字之設算

本文將利用自然對數線型化預算收支平衡式 ( $\Delta b_t = \rho^{-1} d_t + \kappa$ ) 以及 4.2 小節所得的  $\rho_1$  與  $\rho_2$  參數估計值設算財政赤字。首先，以  $\rho_1$ 、 $\rho_2$  與  $\rho$  全樣本 GMM 估計值設算  $\kappa$  再利用未償還債務餘額決算審定數算出財政赤字 (《圖 5》中實線數列)，顯示 1970 年代，經濟快速成長帶動政府歲入快速成長，加上保守的財政政策，總體財政表現尚屬穩健。80 會計年度，除編列戰士授田証補償金發放以及高性能戰機採購兩項特別預算，中央政府又推動「國建六年計畫」，使得 81 會計年度財政赤字達到歷史新高。87 會計年度達到財政平衡 (見《圖 5》) 後，財政赤字又於 89 會計年度出現另一高點，<sup>22</sup>顯示追求短期或特定年度財政平衡並無法保證財政長期平衡的目標。

<sup>22</sup>中央政府年度法定預算歲出與歲入差短金額由 90 年度的 1885 億元，91 年度的 2492 億元，增加到 92 年度的 2565 億元；由於 2003 年景氣開始好轉，93 年度財政赤字略降為 2467 億元。



說明：實線係以 57-93 會計年度為樣本期間求算  $\rho_1$ 、 $\rho_2$  及  $\rho$  值（體制 I），再依財政赤字定義算出的名目財政赤字；虛線係以 57-79 會計年度為樣本期間求算  $\rho_1$ 、 $\rho_2$  及  $\rho$  值（體制 II）後，再以相同方法算出的名目財政赤字。

圖 5 58-93 會計年度名目財政赤字

比對《圖 5》中實線數列所顯示財政赤字的高點與《圖 2》中政府（包含追加（減）預算及特別預算）歲出成長率走勢，發現 59, 81 及 89 會計年度財政赤字出現相對高點係因各該年度總預算歲出增加所致，其中 81 年度係因執行「國建六年計畫」所致，而 89 會計年度除承受原省府未償還債務餘額導致付息支出增加外，與 2000 年總統大選，國民黨為求勝選而擴大歲出規模亦有所關連。與《附表 1》比較可知，《圖 5》中其他財政赤字相對高點均因該年度中央政府提出的特別預算所造成，此與部份學者、政治人物及輿論常將中央政府財政赤字大幅增加歸諸於社會福利支出增加的說法不符。在「量出為入」原則下，出現「財政失衡」並不表示政府財政出現問題反而是預算體制的常態。《圖 5》顯示在 57-93 會計年度期間除了極少數年度外，中央政府大多處於財政赤字狀態。

$\rho$  除透過  $\kappa$  影響財政赤字樣本觀察值外，亦會影響維持財政長期平衡前提下，政府財政努力所需的成長空間。由於以 57-79 會計年度樣本期間所估計出  $\kappa$  及  $\rho$  與全樣本所估計出的數值差異較大。為了解不同  $\kappa$  及  $\rho$  估計值對財政赤字估算的影響，再以 57-79 會計年度期間所得的  $\kappa$  及  $\rho$  估計值設算財政赤字樣本觀

察值（《圖 5》中虛線部分）。比較《圖 5》中兩組財政赤字觀察值發現兩者變動方向與幅度幾乎一致，差別在於所設算財政赤字平均值不同。若  $\kappa$  及  $\rho$  母體平均值充分刻劃財政政策特質，以 57-79 會計年度樣本期間  $\rho_1$  及  $\rho_2$  估計值所算出的財政赤字樣本觀察值多呈現財政賸餘現象，顯示 57-79 會計年度期間中央政府財政政策較 80-93 會計年度其期間穩健。為方便說明，以下將以  $\rho_1$  及  $\rho_2$  全樣本 GMM 估計值設算出的財政赤字或相關財政變數稱為體制 I，而將 57-79 會計年度期間所設算的稱為體制 II。

#### 4.4 財政長期平衡必要條件之檢定

本小節將檢定財政長期平衡的必要條件。首要步驟是確認  $z_t$  是否為定態時間序列。若  $z_t$  為定態時間序列，則財政長期平衡的必要條件為  $d_t$  亦符合定態性質。故本文係以「受檢變數為定態時間序列」而非以「受檢變數存在單根」做為虛無假設以檢定財政長期平衡的必要條件，此與現有文獻最大不同所在。<sup>23</sup>

本文將利用 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) 所發展的定態檢定 (簡稱 KPSS 定態檢定)，以了解  $z_t$  與  $d_t$  是否符合定態時間序列性質，KPSS 定態檢定的虛無假說為受檢變數為包含平均值的單純定態型式 (level stationarity) 或包含線型確定時間趨勢的趨勢定態型式 (trend stationarity)，而對立假說則是受檢變數為差分定態型式。有限樣本下，趨勢定態時間序列與差分定態時間序列間常無法有效分辨，導致單根檢定與定態檢定檢力不足。為避免檢力不足導致統計推論的謬誤。本文另對受檢變數進行單根檢定以強化實證結果。單根檢定的虛無假說 (對立假說) 為 KPSS 定態檢定的對立假說 (虛無假說)，其中 Augmented Dickey-Fuller (以 ADF 簡記) 單根檢定的迴歸殘差項必須符合同質假設但允許殘差項序列相關，ADF 單根檢定係假設迴歸式中自迴歸落後期數未知，實際應用時，自迴歸落後期數的選擇常會影響 ADF 單根檢定結果。Phillips- Perron (1988) 所提出的單根檢定 (簡稱 PP 單根檢定) 係以無母數方法修正殘差項序列相關的問題，此種檢定雖允許異質殘差項仍無法完全解決殘差項序列相關的問題。PP

<sup>23</sup> 舉例說，Trehan and Walsh (1991) 進行實證時，須先檢定實質歲出，實質歲入以及實質未償還債務餘額皆存在單根。若上述財政變數皆無法拒絕「存在單根」的虛無假說，再進行(不含付息支出)財政赤字的單根檢定。若(不含付息支出)財政赤字亦無法拒絕「存在單根」虛無假說，則財政長期平衡必要條件不成立。

單根檢定極限分配與 ADF 的極限分配相同，具有相同的臨界值。依蒙地卡羅模擬結果，PP 單根檢定的檢力較 ADF 單根檢定的檢力為強。<sup>24</sup>

進行單根檢定時，迴歸式中應否加入常數項或線型確定時間趨勢須視對立假說的設定而定。舉例說，若單根檢定對立假說為受檢變數母體平均值未知的單純定態時間序列，則單根檢定迴歸式中就應放入常數項；若對立假說為受檢變數為線型確定趨勢時間序列，則單根檢定迴歸式中應放入常數項以及線型時間趨勢。檢定  $z_t$  與  $d_t$  是否為定態時間序列時，將考慮上述兩種定態時間序列設定。若受檢變數包含確定型態部分 (deterministic components)，則此部分特性會影響單根檢定的檢力。為提高單根檢定的檢力，並解決殘差項序列相關所衍生的問題，Elliott, Rothenburg and Stock (1996) 另提出 DF-GLS 單根檢定。他們認為只要能改進確定型態部分的估計方法，就可達到提升單根檢定檢力的效果。若 KPSS 定態檢定結果無法拒絕「受檢變數為定態時間序列」的虛無假說，且 ADF \ PP \ DF-GLS 單根檢定結果均拒絕「存在單根」的虛無假說，則受檢變數符合定態性質。反之，受檢變數符合差分定態的性質。

由於欠缺零息債券年殖利率資料，故以中央銀行擔保放款融通利率作為名目利率的替代變數。《表 3》A 部份顯示，無論是單純定態或趨勢定態的設定，KPSS 定態檢定皆無法拒絕「名目  $z_t$  為定態時間序列」的虛無假說；至於 ADF / PP / DF-GLS 單根檢定皆在 1% 顯著水準下，拒絕「名目  $z_t$  存在單根」的虛無假說。接著，再以 KPSS 定態檢定名目財政赤字是否符合定態性質，《表 3》A 部份檢定結果顯示 KPSS 定態檢定，在 1% 顯著水準下無法拒絕「名目財政赤字為單純定態時間序列」的虛無假說，但在 5% 顯著水準下，拒絕「名目財政赤字為趨勢定態時間序列」的虛無假說；而所有單根檢定結果皆拒絕名目財政赤字為差分定態時間序列。《圖 2》顯示，73 會計年度前名目政府歲出、歲入成長率均高於其後的成長率，政府歲出及歲入時間趨勢出現轉折點是否是財政赤字 KPSS 定態檢定結果不一致的原因？《圖 5》實線數列清楚顯示 73 會計年度前後名目歲入、歲出成長率平均值不同並未對財政赤字走勢產生影響。由於  $z_t$  及  $d_t$  皆符合定態性質，57-93 會計年度期間中央政府財政長期平衡必要條件成立。

接著，以實質財政變數檢定財政長期平衡必要條件是否成立。《表 3》B 部

<sup>24</sup> 不同單根檢定在有限樣本下的表現比較請見 Ogaki (1993)。

份顯示 KPSS 定態檢定無法拒絕「實質  $z_t$  為定態時間序列」的虛無假說，在 1% 顯著水準下，各種單根檢定亦拒絕「實質  $z_t$  存在單根」的虛無假說，故實質  $z_t$  符合定態性質。但 KPSS 定態檢定則顯示實質財政赤字不符合單純定態或趨勢定態的性質；由於所有單根檢定皆拒絕「實質  $z_t$  存在單根」的虛無假說；故兩種檢定結果無法明確支持「實質財政赤字為定態時間序列」的說法。由於物價波動尤其是未預期到物價變動易影響實質歲入、歲出成長率的變動，比較《圖 2》與《圖 3》可知，七〇年代第一次石油危機導致未預期到物價大幅上漲，致使當時實質歲入、歲出成長率與名目歲出、歲入成長率變動方向與幅度出現差異。為了解此是否是實質財政赤字定態檢定結果不理想的原因，再以 64-93 會計年度為樣本時間，重新進行相同定態與單根檢定。《表 3》C 部分結果清楚顯示，實質財政赤字各項定態與單根檢定結果已有所改善，且與名目財政赤字定態檢定結果頗為一致。綜合以上，實質財政變數在 64-93 會計年度期間各項定態與單根檢定結果均支持財政長期平衡的必要條件，但強度則有所減弱。

#### 4.5 財政赤字衝擊項正交條件之檢定

4.4 小節定態及單根檢定結果顯示  $d_t$  及  $z_t$  均符合定態性質，本小節將以名目(實質)財政赤字衝擊項做為迴歸式被解釋變數，另選取  $\Omega_{t-1}$  中相關名目(實質)變數做為解釋變數進行正交條件的檢定。若迴歸式所有解釋變數係數估計值皆不顯著異於零，則財政長期平衡充分條件成立。

《表 4》第一列係以體制 I 狀態下名目財政衝擊項做為被解釋變數；以  $d_{t-1}$  (《圖 5》中實線數列)， $\Delta t_{t-1}$ ， $\Delta g_{t-1}$  及  $\Delta r_t$  名目樣本觀察值做為解釋變數進行迴歸式解釋變數係數估計值的聯合檢定。<sup>25</sup> 在 1% 顯著水準下，F 聯合檢定拒絕「解釋變數對名目財政赤字衝擊項不具預測力」的虛無假說，顯示 57-93 會計年度期間中央政府財政政策並不滿足財政長期平衡的充分條件。《表 4》第三列則為體制 II 狀態下，正交條件檢定結果，以了解不同  $\rho_1$  及  $\rho_2$  估計值對正交條件檢定的影響。F 聯合檢定結果顯示，體制 II 在 5% 顯著水準下，拒絕「解釋變數對名目財政赤字衝擊項不具預測力」的虛無假說。由於以體制 II 所得的檢定結果呈現拒絕虛無假說程度弱化的傾向，顯示 57-79 會計年度期間中央政府財政長期失衡

<sup>25</sup> 與現有文獻比較，假設實質利率為常數，故實質財政赤字現值模型並不包括實質利率。

程度較為輕微（《圖 5》中虛線數列多呈現財政賸餘狀態）。

依《預算法》第 28 條規定：「中央主計機關[...]應於籌編概算前，將以前年度財政經濟狀況[...]，及下年度全國總資源供需之趨勢送行政院參考」，政府編製預算時，需考量反映當時經濟狀況的總體經濟變數。為了解財政長期平衡條件不成立是否與未放入上述總體經濟變數有關，我們在迴歸式中加入前一年度國內生產毛額成長率(以  $\Delta gdp_{t-1}$  表示)做為解釋變數。《表 4》第二列檢定結果依舊顯示，體制 I 在 1% 顯著水準下，所有解釋變數仍有顯著的預測力，故引入國內生產毛額成長率的額外訊息亦無法改變「中央政府財政不支持財政長期平衡充分條件」的實證結果。

《表 4》第三及第五列係以體制 II 狀態下名目財政衝擊項觀察值做為被解釋變數，再分別以 57-93 及 57-79 會計年度做為迴歸樣本期間所得的正交條件檢定結果，57-79 會計年度期間在 1% 顯著水準下，而 57-93 會計年度期間在 5% 顯著水準下，均拒絕虛無假說。至於為何體制 II 下，為維持財政長期平衡所需的財政努力程度在 57-93 會計年度期間反而較低，有待未來研究。《表 4》第四及第六列則是增加前一年度國內生產毛額成長率解釋變數，所得到的檢定結果與《表 4》第二列結果一致，故考量國內生產毛額成長率無法改變既有的實證結果。最後，以實質財政變數進行正交條件檢定，《表 4》第七及八列檢定結果顯示實質財政變數亦不支持財政長期平衡的充分條件。綜合《表 4》的檢定結果，不同體制下，無論是名目或實質變數，所有迴歸式中迴歸係數估計值 F 聯合檢定皆拒絕「解釋變數對財政赤字衝擊項不具預測力」的虛無假說。

政府在  $t-1$  會計年度期中開始編製  $t$  會計年度總預算時， $t-1$  會計年度歲入預算成長率( $\Delta t_{t-1}$ )、歲出預算成長率( $\Delta g_{t-1}$ ) 以及利率變動( $\Delta r_t$ )均為編製預算時政府所擁有的訊息，做為迴歸式的解釋變數殆無疑義。然而計算  $t-1$  會計年度實際財政赤字時， $b_{t-1}$  為  $t-1$  會計年度結束時未償還債務餘額實際金額的自然對數值。由於政府籌編  $t$  會計年度總預算時， $t-1$  會計年度尚未結束， $b_{t-1}$  為觀察不到的財政變數，故不應將  $d_{t-1}$  做為迴歸式的解釋變數。<sup>26</sup> 顯然，《表 4》中所有正

<sup>26</sup> 本文實證分析時所用的未償還債務餘額實際數為包含總預算、追加(減)預算及特別預算未償還債務餘額決算審定數，依審計部向立法院提出《決算報告》時間，至少要在  $t-1$  會計年度結束後半年內，才有此項決算資料。

交條件檢定皆忽略現行預算體制下  $d_{t-1}$  並非政府籌編  $t$  會計年度預算時的可觀察到變數。預算編製過程中，只要  $t-1$  會計年度政府向外賒借行為會影響到  $t$  會計年度財政衝擊項導致  $d_{t-1}$  與  $\eta_t$  間存在統計關連就有可能不當拒絕虛無假說。為了解此種可能性，將《表 4》中所有迴歸式中解釋變數  $d_{t-1}$  改為  $d_{t-2}$  再進行相同的正交條件檢定。《表 5》各列的 F 聯合檢定結果顯示考量預算體制後，中央政府財政政策支持財政長期平衡的充分條件。由此可知，《表 4》中虛無假說被棄卻的原因並不在於財政長期平衡充分條件不成立而是選擇解釋變數時忽略預算體制下， $d_{t-1}$  不是政府編製  $t$  會計年度預算時可觀察到的財政變數。

九〇年代台灣民主轉型過程中，國會全面改選以及總統直選前後財政政策目標及預算籌編與審議過程都有實質改變；加上全球化下政府的角色已由過去管制、規範及積極介入生產活動轉變為社會福利服務的提供者。<sup>27</sup> 這些制度面變遷是否會改變中央政府財政收支行為模式進而影響到正交條件檢定的結果？由於台灣民主轉型與全球化過程中，重大事件發生時點以及對中央政府財政收支行為的影響並不一致，本文不擬對個別財政變數進行結構改變的統計檢定，而直接檢視迴歸殘差項是否出現結構性改變。利用《表 5》中第一、第二、第七及第八列中迴歸殘差項分別算出 CUSUM 統計量。《圖 6》中 CUSUM 統計量走勢顯示，縱使中央政府歲出與歲入在不同時點出現結構改變，但迴歸殘差項並未顯現結構改變，政府財政收支行為模式或有變化但不至於影響到迴歸係數估計值的穩定以及檢定結果。

由於  $d_t$  及  $z_t$  均符合定態性質，最後再對這兩個變數進行因果關係以進一步了解中央政府財政政策是否支持財政長期平衡的必要條件。無論使用名目或實質變數，或落後期數的選擇，在 1% 顯著水準下，均拒絕「 $d_t$  為  $z_t$  變動的因變數」的虛無假說。現行預算體制下，由於  $d_{t-1}$  不是政府編製  $t$  會計年度預算時，所擁有的訊息，上述因果檢定結果與以  $d_{t-1}$  做為迴歸式解釋變數所得的結果一致，故此項結果不應解釋為實證資料不支持財政長期平衡的必要條件。

---

<sup>27</sup> 有關全球化與政府角色轉變的討論請見 Rodrik (1997, 1998)。

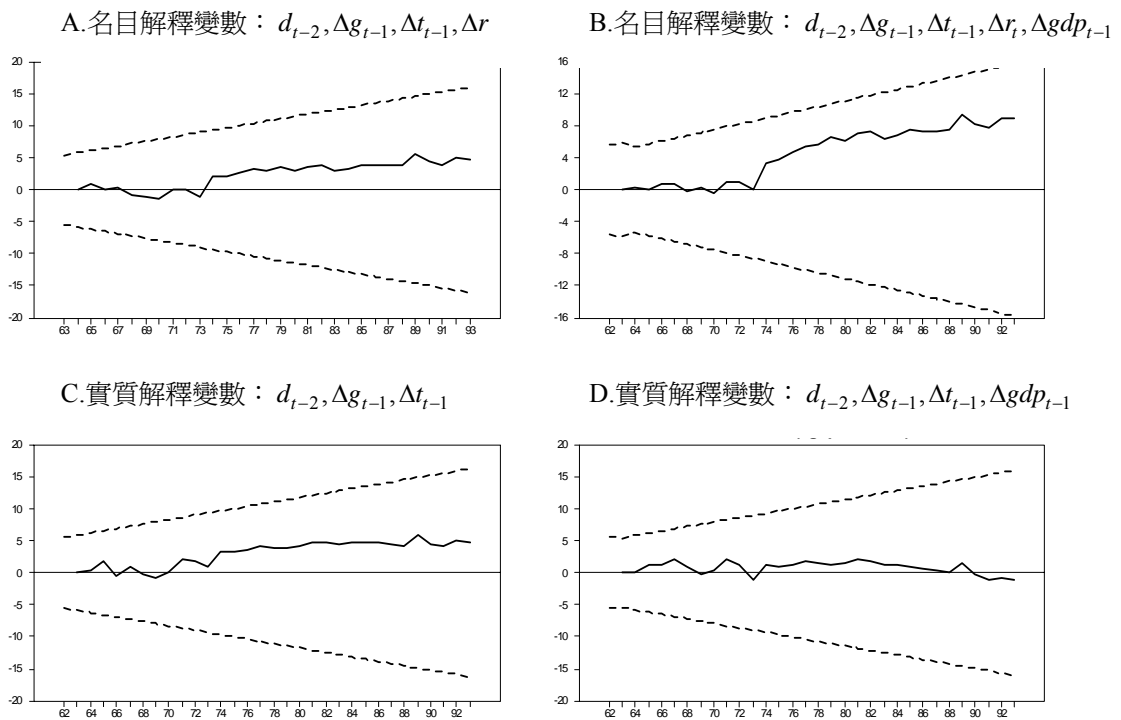


圖 6 單一迴歸式殘差項 CUSUM 統計量

綜合 4.4 及 4.5 兩小節檢定結果，中央政府財政在 57-93 會計年度期間符合財政長期平衡的充要條件。

#### 4.6 「量出為入」抑或「量入為出」

本小節將利用因果關係檢定探討中央政府係採「量出為入」抑或「量入為出」原則編製預算。現代民主國家政府依法律規定或社會需求決定歲出規模與預算內容後，再決定如何籌措預算歲出所需的財源；換言之，現代民主國家係以「量出為入」原則編製預算，其稅課收入在「租稅法定主義」原則下，調整彈性低，無法因應政府歲出需要短期性增加或總體經濟情勢變化而隨時調整，故需以向外賒借做為預算收支平衡的調整機制以維持「量出為入」的編製原則。

現行預算體制下，《公共債務法》對政府各年度向外舉借額度以及未償還債



務餘額均有上限規範。縱使政府採「量出為入」原則編製預算，債務上限的規範可能迫使政府編製預算時必須考量「量入為出」的原則。Heller (1967) 則強調累進稅制會讓政府採「量入為出」原則編製預算。景氣處於擴張階段時，累進稅制下稅課收入成長率會大於經濟成長率，若政府不願讓財政出現賸餘，亦不願退稅以免未來歲出規模成長受到影響，此時就會出現「量入為出」的現象。中央政府過去編製總預算時，亦常宣示預算編製的基本原則為「量入為出」，以追求歲出與歲入的平衡，<sup>28</sup>加上政府可藉訂定「特別條例」為特別預算取得向外賒借的法源，使得政府編製預算時能不受債務上限規範的影響，此時政府歲出與歲入行為模式是否仍符合「量入為出」的原則值得探究。

由於財政赤字為定態時間序列，顯示政府歲出、歲入自然對數值，未償還債務餘額自然對數值以及名目利率間存在共積關係。Miller and Russek (1990) 強調若政府歲入與歲出均為差分定態時間序列時，財政赤字應是政府歲入、歲出成長率變動的因變數。<sup>29</sup>進行歲出、歲入成長率因果關係檢定時，應將財政赤字納入迴歸式中，否則因果關係檢定會因忽略財政赤字而受到影響。以下將以  $d_{t-1}$ 、 $\Delta t_t$ 、 $\Delta g_t$  及  $\Delta r_{t+1}$  (或  $\Delta gdp_t$ ) 四變數組成的向量自迴歸模型進行因果關係檢定。唯有  $\Delta t_t$  ( $\Delta g_t$ ) 落後期觀察值以及  $d_t$  的落後期觀察值係數估計值均不顯著情形下， $\Delta t_t$  ( $\Delta g_t$ ) 才不是  $\Delta g_t$  ( $\Delta t_t$ ) 變動的因變數。

《表 6》中 A 部分係以 57-93 會計年度為樣本期間，利用體制 I 所設算的財政赤字做為樣本觀察值，再以向量自迴歸模型進行因果關係檢定。<sup>30</sup>檢定結果顯示，政府歲出、歲入成長率互為因變數，但財政赤字並非政府歲出與歲入成長率變動的因變數，顯示中央政府預算編製總預算時，較忽略財政赤字增加對政府未來歲出、歲入的影響。Miller and Russek (1990) 利用美國聯邦政府名目預算收支

<sup>28</sup> 舉例說，行政院主計處將 64 會計年度預算編製基本原則訂為「公共部門收支力求保持平衡，並本量入為出原則辦理」，67 會計年度則採「量入為出原則的貫徹」以及 81 會計年度的「經常支出應本量入為出」。

<sup>29</sup> 由 Engle and Granger (1987) 誤差修正表現式定理 (error-correction representation theorem) 亦知，財政赤字應為政府歲入、歲出成長率變動的因變數。

<sup>30</sup> 年度資料樣本數有限情況下，無法設定過長的落後期數。蘇彩足 (1995) 以四期為上限，分別檢定落後期數一至四時財政收支間的因果關係，結果顯示落後期數為一或二期時檢定結果較為顯著。本文則根據 AIC 及 SBC 準則選取最適落後期數，除了實質變數所選定最適的落後期數為二期外，其餘皆為一期。

年資料或季資料皆發現「量入爲出」單向因果關係，且「量入爲出」係透過財政赤字與政府歲入成長率變動共同影響政府歲出成長率。政府決定  $t$  會計年度歲出、歲入成長率時， $d_{t-1}$  並不在政府所擁有訊息集合之中。《表 6》B 部分係以  $d_{t-1}$  做爲向量自迴歸模型當期變數情形下，因果關係檢定的結果。除歲出、歲入成長率爲財政赤字變動因變數與 A 部分結果不同外，其他結果大致沒有改變。

《表 6》因果關係檢定結果顯示，名目利率變動爲政府歲出成長率與歲入成長率變動的因變數。由於付息支出易受利率變動的影響，當前一年度名目利率上升，只要政府預期本年度利率仍會維持較高水準，爲避免付息支出預算編列不足導致公債違約，政府必須考量利率變動對歲入的影響而適度調整歲入成長率以爲因應，此與蘇彩足 (1995) 所得的結果一致。蘇彩足(1995) 係以台灣各級政府名目(包含還本支出)歲出實際數及名目歲入實際數占 GNP 比重爲研究對象，但未將財政赤字納入迴歸式之中，樣本涵蓋期間爲 50-81 會計年度。因果關係檢定結果顯示中央政府採「量入爲出」原則編製預算。若將歲出依政事別分爲七類，其中付息支出則呈現「量出爲入」的現象。由於付息支出受利率變動影響較大，爲避免違約，政府必須編足歲入做爲利息支出的財源，導致與其他類別歲出所得的結果不同。

由於相關文獻多以實質財政變數爲分析對象，爲便於比較，再以實質財政變數進行因果關係檢定。《表 7》檢定結果顯示，政府歲出、歲入成長率爲財政赤字變動的因變數；此外，實質 GDP 成長率爲政府實質歲出、歲入成長率變動的因變數。<sup>31</sup> 蘇建榮 (2005) 利用未償還債務餘額現值模型導出 (不含付息支出) 實質歲出 ( $G_t$ ) 與實質歲入 ( $T_t$ ) 間存在共積關係，共積向量爲  $[1, -1]$ 。由  $T_t = \alpha + \beta G_t + \varepsilon_t$  迴歸式估計結果，發現  $\beta$  估計值介於 0 與 1 之間，顯示 1962-2004 年期間台灣各級政府財政符合弱性財政永續條件 (weak sustainability)，此與 4.4 小節所得到的財政赤字爲定態時間序列結果一致。依 Engle and Granger (1987) 誤差修正表現式定理， $\Delta G_t$  與  $\Delta T_t$  間存在以下誤差修正模型：

<sup>31</sup> Chang, Liu and Gaudill (2002) 曾利用年資料發現 1951-1996 期間，台灣實質 GDP 自然對數值，實質政府收支自然對數值間存在單一的共積關係且政府收支符合「量入爲出」原則。唯文中並未說明政府收支所指爲何，無法做更精確的比較。

$$\Delta T_t = \delta + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta T_{t-i} + \sum_{j=1}^m \phi_j \Delta G_{t-j} + \lambda S_{t-1} + V_t ,$$

式中  $S_{t-1} (= T_{t-1} - \alpha - \beta G_{t-1})$  為財政賸餘指標。  $\lambda$  估計值為 -0.34 且在 5% 顯著水準下顯著異於零。當財政出現失衡，財政收支動態調整的誤差修正機制迫使政府進行歲入調整讓財政政策回歸財政長期平衡，此與《表 7》所得的結果不一致。

表 3 財政長期平衡必要條件之檢定

變數	KPSS 定態檢定		ADF 單根檢定	DF-GLS 單根檢定	PP 單根檢定
A. 名目變數(樣本期間: 57-93 會計年度)					
$z_t$	0.06	/ 0.06	-6.41***/-6.30***	-6.87***/-5.98***	-8.74***/-8.65***
$d_t$	0.29	/ 0.18**	-4.56***/-4.33***	-4.43***/-4.73***	-4.64***/-4.49***
B. 實質變數(樣本期間: 57-93 會計年度)					
$z_t$	0.07	/ 0.06	-6.15***/-6.04***	-6.73***/-5.94***	-8.36***/-8.25***
$d_t$	0.38*	/ 0.16**	-4.28***/-4.40***	-4.16***/-4.62***	-4.35***/-4.36***
C. 實質變數(樣本期間: 64-93 會計年度)					
$z_t$	0.07	/ 0.08	-5.83***/-5.72***	-5.94***/-5.94***	-6.88***/-6.73***
$d_t$	0.21	/ 0.17**	-4.21***/-4.15***	-3.55***/-4.53***	-5.15***/-4.95***

說明：

- 建構財政努力程度時間數列時，須先估計  $\rho_1$  及  $\rho_2$  參數值。名目(實質)  $\rho_1$  及  $\rho_2$  全樣本 GMM 估計值分別為：0.84(0.93)及 0.85(0.95)。所得的名目與實質財政努力程度分別是：
  - 名目財政努力程度： $z_t = 0.8478\Delta t_t - 0.8356\Delta g_t - 0.98878\Delta t_{t+1}$ 。
  - 實質財政努力程度： $z_t = 0.9519\Delta t_t - 0.9333\Delta g_t$ 。
- KPSS 定態檢定虛無假說為受檢變數為定態時間序列，ADF, DF-GLS 及 PP 單根檢定虛無假說為受檢變數存在單根。
- KPSS 定態檢定統計量之視窗落遲項長度，依多數文獻建議以  $0.75\sqrt{T}$  選取，lag=3，ADF,DF-GLS 檢定根據 SIC 選擇單根檢定的落後期數；PP 檢定統計量之視窗落遲項(window lags)長度選取 4，若依 Newey-West Bandwidth 選取長度並不影響檢定結果。
- 各種檢定結果第一個數僅考慮截距項(水準值)，斜線後第二個數為同時考慮截距項及斜率項的檢定結果。
- \*, \*\*, \*\*\*分別表示在 10%、5%、1%的顯著水準下,拒絕虛無假說。

表 4 以  $d_{t-1}$  為解釋變數之正交條件檢定

被解釋變數	解釋變數							DW	聯合 F-檢定	財政政策 體制	迴歸樣本 期間
	$\eta_t$	常數項	$d_{t-1}$	$\Delta t_{t-1}$	$\Delta g_{t-1}$	$\Delta r_t$	$\Delta gdp_{t-1}$				
名目 <sup>1</sup>		0.0806 (0.2590)	-0.7888 (0.00007)***	0.2911 (0.6294)	-0.0077 (0.9893)	-5.4651 (0.0454)**	0.51	1.80	7.9890 (0.0001)***	I	57-93
名目 <sup>2</sup>		0.1258 (0.2094)	-0.8159 (0.00008)***	0.3153 (0.6054)	0.1109 (0.8556)	-4.4939 (0.1473)	0.52	1.80	6.3614 (0.0004)***	I	57-93
名目 <sup>3</sup>		-0.5831 (0.0020)***	-1.2758 (0.0024)***	-1.3196 (0.1803)	1.6276 (0.0875)*	4.5324 (0.2911)	0.33	1.99	3.5956 (0.0164)**	II	57-93
名目 <sup>4</sup>		-0.5440 (0.0063)***	-1.3339 (0.0023)***	-1.2821 (0.1981)	1.8109 (0.0731)*	6.0325 (0.2250)	0.33	1.95	2.9011 (0.0304)**	II	57-93
名目 <sup>5</sup>		-0.7746 (0.0004)***	-1.6482 (0.0009)***	-3.4595 (0.0269)**	3.7095 (0.0183)**	2.2247 (0.5896)	0.60	1.33	6.0584 (0.0036)***	II	57-79
名目 <sup>6</sup>		-0.5666 (0.0079)***	-2.0535 (0.0001)***	-3.6772 (0.01201)**	3.9966 (0.0071)***	5.7806 (0.1698)	0.69	1.46	6.8620 (0.0016)***	II	57-79
實質 <sup>7</sup>		0.0469 (0.4275)	-0.7299 (0.0001)***	0.2744 (0.6822)	0.2624 (0.6899)		0.42	1.83	7.6340 (0.0005)***	I	57-93
實質 <sup>8</sup>		0.1892 (0.0782)*	-0.7226 (0.0001)***	0.2003 (0.7594)	0.3036 (0.6360)	-1.8958 (0.1116)	0.47	1.91	6.7087 (0.0005)***	I	57-93

說明：

- a. 1. 及 2. 為體制 I 名目預算衝擊項： $\eta_t \equiv d_t - 1.012357d_{t-1} + 0.8478\Delta t_t - 0.8356\Delta g_t - 0.98779\Delta r_{t+1} + 0.000025$   
 b. 3.、4.、5. 及 6. 為體制 II 名目預算衝擊項： $\eta_t \equiv d_t - 1.4083d_{t-1} + 5.4206\Delta t_t - 5.1307\Delta g_t - 0.7101\Delta r_{t+1} - 0.21596$   
 c. 7.及 8. 為體制 I 實質預算衝擊項： $\eta_t \equiv d_t - 1.0189307d_{t-1} + 0.9519\Delta t_t - 0.933339\Delta g_t + 0.000018$   
 d. 括弧中數值為相關係數 t-檢定的 P 值。  
 e. \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%的顯著水準下,拒絕「係數估計值為 0」的虛無假設。

表 5 以  $d_{t-2}$  為解釋變數之正交條件檢定

被解釋變數 $\eta_t$	解釋變數							DW	聯合 F-檢定	財政政策 體制	迴歸樣本 期間
	常數項	$d_{t-2}$	$\Delta t_{t-1}$	$\Delta g_{t-1}$	$\Delta r_t$	$\Delta gdp_{t-1}$	$R^2$				
名目 <sup>1</sup>	-0.0198 (0.8482)	-0.2450 (0.2686)	1.5810 (0.0334)**	-1.1179 (0.1271)	-3.6658 (0.2810)		0.22	2.92	2.0980 (0.1067)	I	57-93
名目 <sup>2</sup>	-0.0384 (0.7737)	-0.2407 (0.2869)	1.5548 (0.0418)**	-1.1533 (0.1303)	-4.1183 (0.3033)	0.2027 (0.8207)	0.22	2.91	1.6340 (0.1836)	I	57-93
名目 <sup>3</sup>	-0.0596 (0.7294)	0.2113 (0.6288)	0.5795 (0.5717)	0.6132 (0.5517)	6.2652 (0.1997)		0.11	2.36	0.8831 (0.4862)	II	57-93
名目 <sup>4</sup>	-0.0792 (0.6929)	0.2189 (0.6237)	0.5462 (0.6047)	0.5681 (0.5958)	5.6890 (0.3201)	0.2581 (0.8401)	0.11	2.36	0.6914 (0.6341)	II	57-93
名目 <sup>5</sup>	-0.1457 (0.5588)	0.5144 (0.4524)	0.5785 (0.8076)	1.8571 (0.3807)	4.1783 (0.4694)		0.25	2.48	1.2494 (0.3325)	II	57-79
名目 <sup>6</sup>	-0.2194 (0.4651)	0.6708 (0.3897)	0.7846 (0.7519)	1.6920 (0.4418)	2.2000 (0.7598)	0.8771 (0.6329)	0.26	2.38	0.9964 (0.4548)	II	57-79
實質 <sup>7</sup>	0.0454 (0.5771)	-0.3474 (0.0927)*	1.1946 (0.1424)	-1.1675 (0.1240)			0.16	2.91	2.0072 (0.1341)	I	57-93
實質 <sup>8</sup>	0.1880 (0.1728)	-0.3387 (0.0974)*	1.0781 (0.1820)	-1.1004 (0.1429)		-1.9059 (0.1987)	0.21	2.90	1.9744 (0.1248)	I	57-93

說明：同表 4。

表 6 「量入爲出」抑或「量出爲入」名目變數因果關係檢定

A. 落後變數	$d_{t-i}$	$\Delta g_{t-i}$	$\Delta t_{t-i}$	$\Delta r_{t+1-i}$
$d_t$	4.6776 (0.0383)**	0.1531 (0.6982)	2.1785 (0.1500)	5.6047 (0.0243)**
$\Delta g_t$	0.0007 (0.9792)	1.1608 (0.2896)	4.3051 (0.0463)**	3.6584 (0.0650)**
$\Delta t_t$	0.0089 (0.9254)	6.7694 (0.0140)**	0.8891 (0.3530)	13.6193 (0.0008)***
$\Delta r_{t+1}$	0.0059 (0.9394)	0.1278 (0.7231)	0.7403 (0.3961)	0.8195 (0.3723)
B. 落後變數	$d_{t-1-i}$	$\Delta g_{t-i}$	$\Delta t_{t-i}$	$\Delta r_{t+1-i}$
$d_{t-1}$	10.41 (0.0030)***	9.11 (0.0051)***	4.66 (0.0389)**	0.85 (0.3626)
$\Delta g_t$	0.27 (0.6007)	1.54 (0.2241)	3.55 (0.0691)*	3.83 (0.0596)*
$\Delta t_t$	2.29 (0.1402)	8.12 (0.0078)***	0.80 (0.3767)	14.59 (0.0006)***
$\Delta r_{t+1}$	0.06 (0.8051)	0.08 (0.7746)	0.34 (0.5597)	0.76 (0.3878)

說明：a. VAR(p) 模型中最適落後期數 (p) 的選擇爲 1。

b. 因果關係檢定樣本期間爲 57-93 會計年度。

c. 括弧中數值爲迴歸係數部分 F-檢定統計量 P 值。

d. \*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5%、1% 的顯著水準下, 拒絕虛無假設。

表 7 「量入爲出」抑或「量出爲入」實質變數因果關係檢定

A. 落後變數	$d_{t-i}$	$\Delta g_{t-i}$	$\Delta t_{t-i}$	$\Delta gdp_{t-i}$
$d_t$	4.17 (0.0273)**	6.67 (0.0047)***	1.13 (0.3361)	2.46 (0.1056)
$\Delta g_t$	0.82 (0.4505)	0.24 (0.7812)	0.87 (0.4298)	2.42 (0.1085)
$\Delta t_t$	0.35 (0.7036)	0.14 (0.8671)	0.43 (0.6516)	6.02 (0.0073)***
$\Delta gdp_t$	0.17 (0.8442)	0.59 (0.5596)	1.27 (0.2976)	6.95 (0.0039)***
B. 落後變數	$d_{t-1-i}$	$\Delta g_{t-i}$	$\Delta t_{t-i}$	$\Delta r_{t+1-i}$
$d_{t-1}$	3.1009 (0.0619)*	2.9271 (0.0713)*	2.9299 (0.0712)*	0.0260 (0.9743)
$\Delta g_t$	1.1839 (0.3220)	0.3513 (0.7070)	1.0307 (0.3708)	3.3294 (0.0515)*
$\Delta t_t$	1.7389 (0.1955)	0.9738 (0.3910)	0.6828 (0.5140)	7.9053 (0.0020)***
$\Delta gdp_t$	0.0888 (0.9152)	0.5984 (0.5570)	1.2615 (0.3000)	8.7903 (0.0012)***

說明：a.VAR(p)模型中最適落後期數(p)的選擇爲 2，其餘同表 6。

## 5. 結論

為探討中央政府財政能否維持長期平衡，本文結合預算體制，將政府預算收支平衡式轉換為以政府歲出成長率、政府歲入成長率及名目利率變動為組成變數的財政赤字現值模型。

以 57-93 會計年度為樣本期間，檢定結果顯示財政赤字與政府財政努力程度皆符合定態性質，故中央政府財政支持財政長期平衡的必要條件。依現行預算體制，政府係於 t-1 會計年度期中開始籌編 t 會計年度總預算，政府僅能以 t-1 會計年度所擁有訊息進行相關總體經濟變數估測並決定 t 會計年度歲出與歲入規模。本文利用預算編製過程中資訊不完全所產生的財政赤字衝擊項進行正交條件檢定。實證結果發現，以 t-2 會計年度財政赤字實際數做為解釋變數時，正交條件檢定支持財政長期平衡的充分條件。近年來，雖然中央政府屢以訂定特別條例方式為特別預算取得舉借法源，然尚未危及到財政長期平衡。

政府財政赤字是現代民主國家維持財政政策彈性重要的機制。景氣衰退時，稅課收入成長將會趨緩，同時政府會擴張歲出規模，以公共支出彌補民間需求不足，導致政府歲出與歲入差短金額擴大。若政府必須維持各年度財政平衡，則政府必須提高稅率或削減公共支出，致使財政政策喪失穩定經濟的功能。1996 年三讀通過的《公共債務法》對未償還債務餘額、財政赤字及還本金額有所規範，之後又幾度放寬。由於債務上限規範實施期間仍短，對我國財政的影響有待觀察。此時，若過份強調短期財政平衡而提高債務規範上限，將迫使政府為因應預算體制僵化而刻意降低財政透明度。為建立財政紀律，未來努力方向應是建立提高財政資訊透明度的機制，而非對債務上限加諸過多的限制，導致財政政策彈性不足。

最後，本文並未探討政府歲出、歲入規模的決定因素。目前政治者與經濟學者亦缺乏一套完整解釋政府部門成長的理論，未來的研究方向應透過研究台灣政府預算行為以了解政府預算決策過程以及過程中利益團體與政府間的互動關係，如此才能對理論建構有所助益。



**附表 1 58-93 會計年度期間中央政府特別預算**

單位：千元

特別預算名稱(起訖會計年度)	歲出預算數	融通性收入預算數	
		賒借	移用以前年度歲計賸餘
償還國家行局借墊款特別決算(61)	2,082,374		2,082,374
國防整備特別預算(62)	2,000,000		2,000,000
加速農村建設重要措施特別預算(61-64)	2,000,000		2,000,000
糧食平準基金特別預算(64)	3,000,000		3,000,000
南北高速公路第一期工程特別預算(含追加預算)(60-66)	8,731,770	2,800,000	5,241,770
南北高速公路第二期工程特別預算(含第一、二次追加預算)(63-68)	23,001,820	12,940,000	5,035,820
南北高速公路第三期工程特別預算(65-67)	9,471,500	6,060,000	3,411,500
南北高速公路第四期工程特別預算(65-68)	7,685,000	5,300,000	653,000
加強國防整備特別預算(69)	25,000,000		22,500,000
北部區域第二高速公路第一期工程特別預算(76-78)	32,081,555	32,081,555	
省屬三商銀部分股權劃分移轉省有特別預算(79)	4,456,265		
北部區域第二高速公路第二期工程特別預算(79-81)	144,671,629	117,139,629	6,532,000
戰士授田憑據處理補償金特別預算(80-81)	88,000,000		88,000,000
興建重大交通建設計畫第一期工程特別預算(81-82)	173,283,811	157,759,791	
興建重大交通建設計畫第二期工程特別預算(83-84)	170,396,059	170,396,059	
採購高性能戰機特別預算(82-90)	300,710,000	300,710,000	
興建重大交通建設計畫第三期工程特別預算(85-86)	166,449,275	166,449,275	
國軍老舊眷村改建特別預算(86-94)	516,619,073		
口蹄疫危機處理特別預算(86-88)	10,486,625		10,486,625
921 震災災後重建特別預算(90)	100,000,000	100,000,000	
基隆河整治計畫特別預算(91-94)	31,615,730	31,615,730	
嚴重呼吸道症候群防治及紓困特別預算(92-93)	50,000,000	43,000,000	3,500,000
擴大公共建設投資計畫特別預算(93-94)	127,021,300	97,021,300	

說明：資料取自財團法人中國主計協進社《中華民國主計史》。

**附表 2 89-93 會計年度排除適用《公債法》上限規定的中央政府預算**

項目	執行年度	經費 總金額 (億元)	舉借金額 (億元)	不納入公債法 限制之舉借金 額(億元)	法源
九二一震災緊急命令	89	800	800	800	1999年9月25日總統緊急命令
九二一重建特別預算	90	1000	1000	1000	九二一震災重建暫行條例 (2001年10月17日修正)
基隆河整治特別預算	91-94	316.1573	316.1573	316.1573	基隆河整治特別條例 (2001年10月31日公佈)
農產品受進口損害救 助基金	92-94	1000	1000	1000	農業發展條例(2003年2月7日公 佈), 政府分三年編列預算列之
公共服務擴大就業及 擴大公共計畫	92	584	423.46	334	擴大公共建設振興經濟暫行條例 (2003年5月2日公佈) (循追加預算程序辦理)
嚴重呼吸道症候群防 治及紓困特別預算	92-93	500	430	430	嚴重呼吸道症候群防治及紓困暫行 條例(2003年5月2日公佈)
擴大公共建設投資計 畫特別預算	93-94	1270.213	970.213	970.213	擴大公共建設投資特別條例 (2004年6月公佈)

說明：資料取自《立法院法律資訊系統》。

## 參考文獻

- 文馨瑩 (1990), 《經濟奇蹟的背後--臺灣美援經驗的政經分析》, 台北: 自立晚報社。
- 林向愷、賴惠子 (2008), 「財政赤字與政府財政收支動態調整: 台灣的實證研究」, 未刊稿。
- 財團法人中國主計協進社 (2002), 《中華民國主計史》, 台北: 財團法人中國主計協進社。
- 國史館 (1995), 《臺灣光復後美援史料》, 周琇環編, 台北: 國史館。
- 蘇彩足 (1995), 「『量入爲出』與『量出爲入』: 政府歲入與歲出之因果關係分析」, 《人文及社會科學集刊》, 7(2), 207-222。
- 蘇建榮 (2005), 「我國政府財政永續性之實證分析」發表於國立臺北大學社會科學院經濟學系主辦之「第九屆經濟發展學術研討會」。
- Alesina, A., and R. Perotti (1996), "Fiscal Discipline and the Budget Process", *American Economic Review*, 86(2), 401-407.
- Bohn, H. (2004), "The Sustainability of Fiscal Policy in the United States", *mimeo*, Department of Economics, UCSB.
- Bohn, H., and R.P. Inman (1996), "Balanced-budget Rules and Public Deficits: Evidence from the U.S. States", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 45, 13-76.
- Campbell, J.Y., and R.J. Shiller (1987), "Cointegration and Tests of Present Value Models", *Journal of Political Economy*, 95(5), 1062-1088.
- Campbell, J.Y. (1993), "Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data", *American Economic Review*, 83(3), 487-512.
- Chang, T., W.R. Liu and S.B. Caudill (2002), "Tax-and-spend, Spend-and-tax, or Fiscal Synchronization: New Evidence from Ten Countries", *Applied Economics*, 34, 1553-1561.
- Elliott, G. J., T. Rothenberg and J. Stock (1996), "Efficient Test for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, 813-836.
- Engel, R. and C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 251-76.
- Hamilton, J.D., and M.A. Flavin (1986), "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing", *American Economic Review*, 76(4), 808-819.

- Hamilton, J.D. and C. Whiteman (1985), "The Observable Implications of Self-Fulfilling Expectations", *Journal of Monetary Economics*, 16, 353-373.
- Hansen, L.P., W. Roberds, and T.J. Sargent (1991), "Time Series Implications of Present Value Budget Balance and of Martingale Models of Consumption and Taxes." in L.P. Hansen and T.J. Sargent eds, *Rational Expectations Econometrics*, 121-161.
- Heller, W. W. (1967), *New Dimensions of Political Economy*. New York: Norton.
- Huang, C. H. and K. S. Lin (1991), "An Empirical Study on Taiwan's Tax Policy: 1966-1988", *Asian Economic Journal*, 5(3), 323-338.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- McCallum, B.T. (1984), "Are Bond-financed Deficits Inflationary? A Ricardian Analysis", *Journal of Political Economy*, 92, 125-135.
- Miller, S.M. and F.S. Russek (1990), "Co-integration and Error-correction Models: The Temporal Causality between Government Taxes and Spending", *Southern Economic Journal*, 57(1), 33-51.
- Newey, W.K. and K.D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Ogaki, M. (1993), "Unit Roots in Macroeconometrics: A Survey", *BOJ Monetary and Economic Studies*, 11(2), No.2, 131-154.
- Persson, M., T. Persson, and L.E.O. Svensson (1987), "Time Consistency of Fiscal and Monetary Policy", *Econometrica*, 55(6), 1419-1431.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-46.
- Poterba, J. (1995), "Balanced Budget Rule and Fiscal Policy: Evidence from the States", *National Tax Journal* 48, 329-338.
- Rodrik, D. (1997), *Has Globalization Gone Too Far?* Washington D.C.: Institute for International Economics.
- Rodrik, D. (1998), "Why Do More Open Economies Have Bigger Governments?" *Journal of Political Economy*, 106(5), 997-1032.
- Roubini, N. and J. Sachs (1989), "Government Spending and Budget Deficits in the Industrial Countries", *Economic Policy*, April, 99-132.

Sargent, T.J. (1987), *Macroeconomic Theory*, 2<sup>nd</sup> ed. New York: Academic Press, INC.

Sims, C.A. (1972), "Money, Income, and Causality", *American Economic Review*, 62(4), 540-552.

Trehan, B. and C.E. Walsh (1991), "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23(2), 206-223.

von Furstenberg, G.M., R. J. Green and J. H. Jeong (1986), "Tax and Spend, or Spend and Tax?" *Review of Economics and Statistics*, LXVIII(2), 179-188.