

# 金融危機後台灣財政永續性之研究\*

世新大學行政管理學系

博士候選人暨講師

蔡馨芳

ianrose0921@gmail.com

## 摘 要

2009 年全球各國為因應金融危機採行振興經濟方案，而積極性財政政策之代價，卻是政府債務快速累積及長期財政條件不健全之風險。國際貨幣基金(IMF)於 2011 年 1 月最新發布之《財政監測報告》中呼籲各國政府必須就達成財政永續性作出明確的承諾，特別是受金融危機重創之歐美國家政府，必須加強對赤字目標之承諾，歐元區需打破財政與金融之間的螺旋作用關係，以降低跨境擴散風險；以及新興經濟體應重建財政緩衝等維持財政永續之規範性建議。財政永續性乃規範性之長期概念，而理性預期學者 Barro(1986)所提出之「跨期預算限制」(intertemporal budget constraint)條件，適足以做為檢驗國家是否具備財政永續性之標準。然而，台灣各級政府過去 20 年來，財政赤字大多依賴舉債支應，累積未償債務餘額佔 GDP 之比率不斷上升，財政情況加速惡化。本研究旨於探討台灣政府財政收支之永續性，並做為財政政策是否持續之依據。

實證研究發現台灣 1955 年至 2009 年之實質歲入淨額及實質歲出淨額具有單根且呈現共整合關係，表示此財政收支之間具有長期均衡關係，滿足財政永續性之條件。惟以相同變數，進行 1989 年至 2009 年之短期時間序列分析，卻發現財政收支之間不具有共整合關係，無法滿足財政永續之條件，意謂著財政赤字規模太大，政府必須審慎地檢視財政政策變更之必要性。

關鍵字：財政永續性、跨期預算限制、財政赤字及債務、政策持續性

---

\*論文發表於 2011 年台灣公共行政與公共事務系所聯合會(TASPAA)年會暨國際學術研討會「一建國一百年公共事務的回顧與展望」，台北：臺北市立教育大學。本文仍於初稿階段，未經作用同意，請勿引用。

# **The Study of Fiscal Sustainability in Taiwan After Financial Crisis**

Shih Hsin University  
Dept. of Public Policy and Management  
PhD candidate and Lecturer  
**Tsai, Hsin-Fang**

## **Abstract**

After 2009 global financial crisis, the price of implementing these aggressive fiscal policies is public debt quick accumulation and unhealthy fiscal position in the long run. IMF appealed the governments, especially the European Union(EU) countries and United States, to make a commitment for fiscal sustainability. The emerging economy either should rebuild the normative advice to maintain the fiscal stability. Fiscal sustainability is a long-term concept. The intertemporal budget constraint which Barro derived is been applied to examine whether the fiscal position will be sustainable. In the past 20 years, budget deficits in Taiwan increased year by year and had been mostly financed by issuing bonds or borrowing. Cumulative debt to GDP ratio has accelerated and the fiscal situation has worsened. This study will not only verify whether it has satisfied the intertemporal budget constraint in Taiwan but test the fiscal policies sustainability.

The results of this study reveal that the real net revenue and real net expenditure in Taiwan are not stationary but have the cointegration relationship for 1955-2009 period. This means that there are long-term equilibrium relationships between government revenue and expenditure. The author finds considerable evidence in favor of sustainability for the 1955-2009 period which is not, however, maintained for the more recent 1989-2009 period, as it is characterized by the larger GDP deficit ratios of the sample. The latter period appears to signal a shift to an unsustainable path in Taiwan fiscal policy and hence, the results suggest that the fiscal consolidation effort must be promoted.

**Keyword:** Fiscal sustainability, Intertemporal budget constraint, Government deficits and debt, Sustainability of public policy

# 金融危機後台灣財政永續性之研究

## 一、前言

歐美先進國家政府於 2008 年底，為挽救幾乎呈現癱瘓狀態的金融體系，投入巨幅資金進行金融與企業紓困行動，以對抗經濟衰退；然而，針對全球性經濟景氣趨緩或衰退，所積極推動之振興經濟景氣方案，包括降息、減稅、補助、擴大公共支出等刺激總體需求之施政作為，大量地增加政府支出與減少收入，對於早已陷入長期性收支結構赤字的大多數 OECD 國家財政而言，就如同雪上加霜，讓各國財政赤字快速增加，政府債務節節高升，財政條件快速惡化，加深各國政府財政的沉重負擔，對長期財政穩健產生深遠的負面影響。

根據經濟合作發展組織(OECD)於 2010 年所公布之最新統計資料顯示，主要工業國家(G7)除了加拿大之外，其他國家財政皆長期處於預算赤字的趨勢之中，特別是 2007 年之後所有主要國家因受到金融危機影響，赤字急劇上升如表 1 所示。其中美國預算赤字占 GDP 比在 2007 到 2009 年短短三年的時間之內，由 2.9%驟增到 11.3%，將近五倍之多，幅度之大令人瞠目，是二次大戰之後的最高水準。美國財政部在 2011 年 4 月所公布的報告中指稱，截至 2011 年 3 月為止，聯邦赤字總額已達 1880 億美元，2011 年前兩季的赤字總額已達 8,290 億美元，美國國會預算局(CBO)公佈的最新資料則顯示，2011 年聯邦政府預算總赤字將達 1.5 兆美元，相當於 GDP 的 9.8%，而 2012 年仍有預算赤字 1.1 兆美元，占 GDP 比為 7.0%(CBO,2011:2)。美國政府解決赤字的能力受到質疑，國際評級機構標準普爾，甚至將美國主權信用前景展望從「穩定」下調至「負面」，嚴重地影響到投資者對美國政府解決赤字的信心，對全球經濟前景產生疑慮及擔憂。

這一波全球經濟衰退不僅造成美國的財政困境，歐洲各國也出現前所未見的財政信用危機，冰島數家大銀行破產，不少英國和荷蘭儲戶遭受損失，英荷兩國政府不得不拿出大筆資金救助這些儲戶，隨後要求冰島政府賠償損失，而首度傳出冰島政府瀕臨破產的消息；2009 年 11 月杜拜爆發國家債信危機，接著南歐包括希臘、義大利、西班牙、葡萄牙等國因國家長期處於債務高築<sup>1</sup>的情況，加上金融海嘯之影響，各國財政赤字嚴重，外債過高，債務違約風險升高。因此，世界主要經濟體系正面臨振興經濟與財政危機的兩難困境，財政穩健成為各國政府最棘手的問題；若兩難的形勢更加突顯，則財政擴張政策對於推動經濟復甦的驅動力勢必會逐步弱化(劉明康，2010)。

---

<sup>1</sup> 根據 OECD2009 年所公布之政府債務資料，希臘於 1995 起國家債務佔 GDP 比已超過 100%，並且預計到 2011 年止國家債務將會達到 GDP 的 130.2%；義大利的國家債務情況也很嚴重，近二十年來，國家債務佔 GDP 的比例長期皆高於 100%，每年全國生產總值都不足以償還債務，財政狀況存在高風險。葡萄牙、義大利、愛爾蘭、希臘、和西班牙，因財政赤字嚴重、外債過高，衝擊全球股市，引發歐元區分裂等疑慮，被輿論稱之為「黑豬五國」(PIIGS)。

表 1、部分 OECD 國家財政收支餘額及負債占 GDP 比率

單位：%

| 年度<br>國家 |                   | 2004  | 2005  | 2006  | 2007  | 2008  | 2009  | 2010  | 2011  | 2012  |
|----------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 加拿大      | 餘額 <sup>註 1</sup> | 0.9   | 1.5   | 1.6   | 1.4   | 0.0   | -5.5  | -4.9  | -3.4  | -2.1  |
|          | 負債 <sup>註 2</sup> | 72.6  | 71.6  | 70.3  | 66.5  | 71.3  | 83.4  | 84.4  | 85.5  | 87.0  |
| 美國       | 餘額                | -4.4  | -3.3  | -2.2  | -2.9  | -6.3  | -11.3 | -10.5 | -8.8  | -6.8  |
|          | 負債                | 61.2  | 61.4  | 60.9  | 62.0  | 71.1  | 84.4  | 92.8  | 98.5  | 101.4 |
| 日本       | 餘額                | -6.2  | -6.7  | -1.6  | -2.4  | -2.1  | -7.1  | -7.7  | -7.5  | -7.3  |
|          | 負債                | 165.5 | 175.3 | 172.2 | 167.1 | 173.9 | 192.8 | 198.4 | 204.2 | 210.2 |
| 德國       | 餘額                | -3.8  | -3.3  | -1.6  | 0.3   | 0.1   | -3.0  | -4.0  | -2.9  | -2.1  |
|          | 負債                | 68.8  | 71.2  | 69.3  | 65.3  | 69.4  | 76.5  | 79.9  | 81.3  | 82.0  |
| 法國       | 餘額                | -3.6  | -3.0  | -2.3  | -2.7  | -3.3  | -7.6  | -7.4  | -6.1  | -4.8  |
|          | 負債                | 73.9  | 75.7  | 70.9  | 70.0  | 75.9  | 87.1  | 92.4  | 97.1  | 100.2 |
| 英國       | 餘額                | -3.6  | -3.3  | -2.7  | -2.8  | -4.8  | -11.0 | -9.6  | -8.1  | -6.5  |
|          | 負債                | 43.8  | 46.4  | 46.1  | 47.2  | 57.0  | 72.4  | 81.3  | 88.6  | 94.5  |
| 義大利      | 餘額                | -3.6  | -4.4  | -3.3  | -1.5  | -2.7  | -5.2  | -5.0  | -3.9  | -3.1  |
|          | 負債                | 117.3 | 119.9 | 117.2 | 112.7 | 115.1 | 127.7 | 131.3 | 132.7 | 133.0 |
| 葡萄牙      | 餘額                | -3.4  | -5.9  | -4.1  | -2.8  | -3.0  | -9.4  | -7.3  | -5.0  | -4.4  |
|          | 負債                | 68.3  | 71.8  | 70.9  | 68.8  | 74.1  | 86.3  | 92.9  | 98.7  | 100.6 |
| 西班牙      | 餘額                | -0.4  | 1.0   | 2.0   | 1.9   | -4.2  | -11.1 | -9.2  | -6.3  | -4.4  |
|          | 負債                | 53.4  | 50.7  | 46.2  | 42.3  | 47.4  | 62.4  | 72.2  | 78.2  | 79.6  |
| 愛爾蘭      | 餘額                | 1.4   | 1.7   | 2.9   | 0.0   | -7.3  | -14.2 | -32.3 | -9.5  | -7.4  |
|          | 負債                | 32.9  | 33.2  | 29.4  | 28.9  | 49.4  | 72.7  | 104.9 | 112.7 | 115.6 |
| 希臘       | 餘額                | -7.4  | -5.3  | -3.9  | -5.4  | -7.8  | -13.7 | -8.3  | -7.6  | -6.5  |
|          | 負債                | 114.4 | 114.0 | 108.5 | 104.6 | 105.6 | 120.2 | 129.2 | 136.8 | 142.2 |
| OECD 全體  | 餘額                | -3.4  | -2.7  | -1.2  | -1.3  | -3.3  | -7.9  | -7.6  | -6.1  | -4.7  |
|          | 負債                | 75.0  | 76.3  | 74.5  | 72.9  | 79.1  | 90.6  | 96.9  | 100.7 | 102.8 |

註：1.財政收支餘額(+)為盈餘，(-)為赤字。

2.由於各國債務內涵不同，並非所有資料都可跨國比較

資料來源：Fiscal balances and public indebtedness, OECD Economics Outlook 88, Dec.2010，上

網日期：2011/02/08，錄自：

[http://www.oecd.org/document/61/0,3746,en\\_2649\\_34573\\_2483901\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/document/61/0,3746,en_2649_34573_2483901_1_1_1_1,00.html)

台灣各級政府的財政收支情況，在 1980 年代尚有幾個年度有歲計賸餘，但自九〇年代以來，除了 1998 年有財政賸餘外，幾乎連年出現赤字。長期觀察台灣財政狀況趨勢，可以發現租稅負擔率，由 1980 年代超過 20% 降至目前僅佔 13% 左右(低於大多數 OECD 國家)；然而，歲出比例卻居高不下，除了長期經濟建設支出之外，民主發展及選舉因素更促使各類權益性支出逐年攀升，造成財政收支結構僵化，出現結構性預算赤字。而過去二十年來，預算赤字多仰賴政府發行公債或借款支應。因此，各級政府所累積之未償債務餘額占 GDP 比，呈現長期上升趨勢。雖然比例相對 OECD 國家而言尚低，但累積速度卻非常之快，1988 年時債務占 GDP 比還低於 3%，目前卻已逼近 40%。

受到全球金融風暴擴散影響，2008 年全球經濟總體需求快速減少，各國就業市場受到波及，失業的情況快速惡化，台灣係出口導向型國家，2008 年下半年中國大陸、美國等重要出口國需求低迷，導致我國出口呈現衰退情況。以 2008 年 12 月及 2009 年 1 月為例，台灣的出口總值較前一年同月分別減少 41.9% 及 44.1%，整體經濟面受到很大衝擊，失業率迅速攀升。為因應國內物價及景氣變化，行政院積極規劃各項長、短期振興經濟之財政政策，力圖活絡景氣，創造更多就業機會。惟經濟不景氣與減稅之故，稅收短少約 1,700 億元，而各項擴大公共建設支出計畫相繼推動，預估將出現約 3,000 億元財政赤字，為近年來最高；況且中央政府規劃「愛台十二項建設」長期經建計畫，預計在未來 8 年內還需投入近新台幣 3 兆元的公共支出。因此，在可預見的未來要達成財政收支長期平衡的目標，仍是一項嚴峻的挑戰。中央政府如何嚴密監控財政赤字流量，預防債務存量達到臨界點之風險，是當前非常重要之公共財政課題。

美國財政學者 Ippolito 以歷史途徑長期(1790-2000 年)觀察並解釋美國聯邦債務之演進趨勢(Ippolito, 2003:5)，發現大幅度的債務上升雖由特殊事件所引起(如：戰爭、經濟大蕭條)，但財政成為政府追求經濟與社會穩定發展的一項重要工具之後，政府採行反循環財政政策(countercyclical fiscal policy)的後果，為國家長期財政注入另一項非經濟性之結構風險因子，倘若擴張性的財政政策不持續運用，勢必無法成為反循環的工具；惟不斷耗用財政資源的結果，終究會導致國家債務快速累積，反過來拖累財政政策穩定經濟的能力(Marinheiro, 2006:155-156)。因此，近幾年來，特別是在金融海嘯之後，財政永續性(fiscal sustainability)及政策持續性(policy sustainability)的問題受到學界高度的關切與討論。

財政永續是長期的概念，有別於傳統重視年度平衡的財政管理觀念，是強調經濟社會長期發展平衡之觀念。就財務概念而言，即各國政府在可見的未來之中符合跨期預算限制(inter-temporal budget constraint)的條件，亦即符合 Barro(1986)所指「跨期預算平衡」的條件。若國家財政符合跨期預算限制條件，預算赤字或債務則只是短期的暫時現象，只要維持穩定的租稅政策，景氣反轉稅收增加，財政終會恢復平衡。反之，若無法符合跨期預算限制條件，則表示財政政策有檢討修正之必要。值此，本文旨在驗證台灣長期收入與支出之間是否滿足跨期預算限制條件，以釐清台灣財政收支關係是否維持長期穩定之關係。而台灣之財政收支是否滿足長期均衡的條件？財政赤字規模是否已太大？財政政策是否有修改檢討之必要？則是本研究欲探索之研究問題。

## 二、財政永續性及政策持續性

雖全球各國政府對於傳統「維持財政平衡」之規範奉行不悖，但隨著政府功能擴張，民眾對於公共服務的數量及品質要求日增，多數國家無法達到年度收支平衡之財政目標，1990 年代以來已漸成常態，特別是經歷 2009 年史無前例的全球金融危機後，財政情況更是雪上加霜，若干國家首度體驗到，政府「真的」會像企業一樣面臨破產的處境。因此，「財政永續」的長期平衡概念，再度引發學界及各國政府關注，成為政府建構穩健財政政策之重要理念及目標。

「財政永續性」是 1980 年代到 1990 年代再度浮現的重要議題，Zee(1988)認為財政之永續性是一種實證(positive)概念，後續被注入規範(normative)的考量。基於實證的概念，他指出「永續」係指一種「穩定」(stability)的狀態，並由債務角度將財政永續性定義為：「不考慮非預期的外在衝擊之下，能讓經濟體系往長期穩定狀態收斂的一項可承受之公共債務水準(a sustainable level of public debt)」。

倘若超過此可承受之公共債務水準，則表示財政不具永續性(Zee,1988:666; Burger, 2003:13)。此外，在此研究領域具卓越貢獻的學者 Blanchard(1993)由政策持續性的觀點來解釋財政永續性，認為其核心議題在於公共債務沒有劇烈變動的情況下，考量當前的財政政策是否能持續下去的問題。倘若公共債務突然巨增，政府必須採取增加租稅、減少支出、發行貨幣等政策因應或者甚至可能違約等。所以公共債務穩定，財政政策便具有持續性(Blanchard,1993:309; Burger, 2003:12)。

因此，Blanchard 等學者(1990a)將「具永續之財政政策」(sustainable fiscal policy)定義為：「確保債務與 GDP 比會收斂至原始水準之政策」(Blanchard et al, 1990a:11)；並認為財政永續性的概念，基本上就像是「良善的政府管家工作(good housekeeping)」一般，監控著目前的財政政策，避免政府走向過度債務累積的危險情況。而 Easterly and Schmidt-Hebbel 雖認同 Blanchard 的看法，他們卻認為「可承受的赤字水準」(sustainable deficit levels)才是研究重點，並且指出可承受的赤字水準與穩定的債務佔 GDP 比是一致的(Easterly & Schmidt-Hebbel,1991:37,1994:68-70)。

Burger(2003)分析認為，雖都是強調公共債務的穩定性，Zee 對財政永續的定義比 Blanchard 及 Easterly & Schmidt-Hebbel 來得廣，而其所強調的還是公共債務不能超過可承受的水準。Zee 還更進一步指出，公共債務的持續增加並不代表財政政策不具持續性，只能說是財政政策無法持續的症狀，主要原因還是來自於政府收入及支出結構的問題(Burger,2003:13)。

國際貨幣基金 IMF(2007)對於財政永續性定義為：「倘若政府之權債人未來無需大幅變動其所得及支出之餘額，而預期能夠持續收到政府支付之債息時，便表示這套政策具有永續性」。

以上採用債務觀點來定義，是描述財政永續性的一種途徑，稱為債務永續性(debt sustainability)觀點。此外，另一種以赤字觀點來描述財政永續性的途徑，稱為赤字永續性(deficit sustainability)觀點。

事實上，學者們對於財政永續性之定義，在理論本質上大致相同，之所以區分為「赤字永續」及「債務永續」等不同觀點，主要差異在於衡量工具之操作概念。目前廣被學者們應用的赤字永續性觀點，是以 Barro 提出的「跨期預算限制」(intertemporal

budget constraint)的衡量概念為基礎：「若未來政府財政主要盈餘的現值等於目前的債務水準時，則表示當前之政策是具永續性的」，同時還可進一步衍生出相關之財政永續指標(indicators of fiscal sustainability)(Krejdli, 2006:4-5)。由概念及衡量方式來看，財政永續性與政策持續性是一體兩面，即若滿足國家財政永續性的條件，表示財政政策可持續下去；反之，表示現行財政政策必須檢討或修正。此外，赤字永續概念所引申出之重點，其實是「以債養債」(Ponzi game)<sup>2</sup>及「代際負擔」之長期觀點。倘若政府不能永遠依靠「以債養債」的方式來融通赤字，亦即當前的赤字須由未來增加收入來彌補時，今日政府未償債務餘額，必須等於未來各期財政收支盈餘之現值，如此才能確保跨期預算平衡，達成財政永續之目標。換言之，一國之財政收支若具備長期均衡性質，表示財政政策之作用雖短期間造成財政失衡，經過一段時間調整，長期仍將趨於均衡，政策短期衝擊不致影響長期均衡，無需考量政策是否應檢討或修正。簡言之，國家財政永續性之探究，可透過國家財政收支變數恆定性之驗證，體現財政永續性之特質，藉以研判當前政策是否有檢討及變更之需要。

### 三、赤字永續性與跨期預算平衡之文獻回顧

1980 年代中期之後，財政永續性議題之經驗分析文獻，多以跨期預算限制為理論基礎進行驗證，實證研究隨著計量工具之演進不斷趨於成熟、精確。最早開始進行實證分析的學者為 Hamilton and Flavin(1986)，他們以 Barro(1984b)跨期預算平衡(inter-temporal budget balance)之實證研究為基礎，補充並釐清收支變數是否滿足跨期預算限制條件。以美國 1960-1984 年之長期資料，採用時間序列分析之非定態時間序列模型 Dickey-Fuller(DF)單根檢定法(unit-root test)為工具，檢驗當時債務餘額與不含利息之預算赤字兩個財政變數是否具有恆定性(stationary)，藉以推斷財政之長期穩定性；研究結果顯示兩變數俱為恆定之數列，滿足跨期預算限制式之條件(Hamilton & Flavin, 1986:815-818)，顯示當時美國財政穩定之長期關係。Trehan and Walsh(1988)<sup>3</sup>與 Haug(1991)<sup>4</sup>之實證研究結果亦與 Hamilton and Flavin 類似。然而，Wilcox(1989)、Hakkio and Rush(1991)與 Hansen, Roberds, and Sargent(1991)以美國戰後資料進行實證研究，卻得到不同的結論。分析前後研究之差異，除了樣本期間不同之外，主要在於計量統計工具之改善。其中 Wilcox(1989)指出 Hamilton and Flavin 應用之 DF 單根檢定因未排除殘差項序列相關之問題，將導致推論結果產生統計偏誤，因而拒絕有單根之虛無假設；因此，他同樣以債務餘額為分析變數，採用修正後之 Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定法進行單根檢定，並以 Box-Pierce 統計量判斷最適滯留期數，排除殘差項序列相關之統計偏誤後，得到相反之統計推論。Wilcox 之學術貢獻除了提昇計量工具之品質，增加

<sup>2</sup>所謂 Ponzi Game or Ponzi Scheme(龐氏騙局)，是指以高投資利益誘使投資人向虛設的企業投資，並以後來投資者的錢作為快速盈利，付給最初投資者，以誘使更多人上當。實質上是將後一輪投資者的投資，作為投資收益支付給前一輪的投資者，以此類推，使投入的人及資金越來越多，當投資者和資金無以為繼時，此投資騙局必然崩潰。此投資騙局源自於 1917 年查爾斯·龐齊於的次世界大戰之後，所策畫之投資騙局，故以其命名。

<sup>3</sup> Trehan and Walsh(1988)以美國 1890~1983 年資料進行實證。

<sup>4</sup> Haug(1991)根據 1960~1986 美國季資料進行實證。

統計推論之正確度之外，並在結果詮釋上導入政策持續性之意涵，指出有效率之經濟體系中，政府行為(政策)必須滿足預算限制式，亦即未折現之債務餘額應是恆定過程(stationary process)。若違反恆定過程，則代表政府行為應該修正，才能維持有效率之經濟體系(Wilcox, 1989:298-305)。Wilcox 之研究結論對公共政策，特別是財政政策的決策而言，格外具有意義。接著 Hakkio and Rush(1991)亦採用 ADF 檢定法，檢視美國 1950~1988 年之實質收入、實質支出與實質赤字之季資料，並區分次期間(1964:I~1988:IV 及 1976:III~1988:IV)來觀察，為消除趨勢因素，將變數以實質 GNP 與人口加以標準化，實證結論與 Wilcox 相同。因此，二十世紀對於財政永續議題之實證研究貢獻主要在於研究方法、技巧及工具之改進及提昇。

對於財政永續之實證研究計量技巧，因時間序列分析中「共整合」(cointegration)及誤差修正模型之提出再一次提升。「共整合」係指一組非恆定時間序列變數經線性組合後，會成為恆定數列的特質(Engle & Granger, 1987)。一組非恆定之財政時間序列變項，若被檢驗出具有共整合特質時，表示跨期預算平衡之長期均衡條件仍被滿足。也因此檢驗一組財政變數是否滿足跨期預算限制條件，在進行單根檢定之後，若無法拒絕變數非恆定之虛無假設推論時，則必須進行「共整合檢定」(co-integration test)，以正確辨識變數之間所存在之長期關係。

Trehan and Walsh(1988)、Trehan and Walsh(1991)、Hakkio and Rush(1991)及 Quintos(1995)等學者所進行之實證研究，在跨期預算限制之實證步驟中加入共整合檢定之計量方法，能更有效地驗證財政永續及政策持續性問題(Marinheiro, 2006:157)。Trehan and Walsh(1988)選用美國 1890-1986 年長期時間序列資料，推論政府支出(含利息支出)、稅收及鑄幣收入三者之間若存在共整合關係，仍可滿足跨期預算平衡之假說，實證結果三變數之間確實具有共整合關係；而上述 Hakkio and Rush(1991)之實證研究，將資料區分為兩組不同期間之資料進行共整合檢定，結果發現較長期間(1964-1988)政府收入、支出及經人口平減後政府收入、支出等變數，收支之間都具有共整合關係；但以較近期之短期間(1976-1988)時間序列，同樣進行上述變數之共整合檢定，卻顯示並無共整合關係。此研究結果顯示近年來財政永續條件惡化之事實，並且提供對近年來財政政策之持續與否提出質疑之證據，亦即美國政府若持續既定之財政政策，勢必無法達到財政長期之均衡(Hakkio & Rush, 1991:439-443)。

進入二十一世紀之後，特別是受到金融海嘯重創之部分歐盟國家，債務水準居高不下，財政情況岌岌可危，國家財政是否仍具長期穩定之條件以及財政政策，受到歐洲財政學者們關切及興趣。葡萄牙學者 Marinheiro(2006)將期間分段，分別檢視該國 1903-2003 年間政府債務、中央政府總支出及總收入三項財政變數之恆定過程，發現近期(1975-2003)之檢定結果無法拒絕不具恆定性之虛無假設。共整合檢定之結果則顯示分析期間較長(1903-2003 年)時，變數之間將呈現共整合關係，但短期間(1975-2003 年)之分析卻無共整合關係，此意謂著葡萄牙從 1975 年以後，財政政策持續性實有檢討之必要(Marinheiro, 2006:166-167)。2008 年美國學者 Payne、Mohammadi 與土耳其學者 Cak 共同針對土耳其 1968-2004 年政府收入、政府支出及預算赤字三項財政變數之長期資料



進行永續性之實證分析，亦採用 ADF 單根檢定法，研究結論發現三項財政變數均無法拒絕具有單根之假設，而呈現非恆定過程(Payne, Mohammadi & Cak, 2008:826-827)，但進行共整合檢定之實證結果，顯示土耳其政府收支仍具有長期均衡之條件(Payne, Mohammadi & Cak, 2008:829)。

國內學者吳致寧(1998)十年前曾針對台灣政府總支出、總收入及收支餘額三項財政變數，以 1955-1994 年之年資料進行 ADF 單根檢定，實證結果指出 1989 年以來雖國內赤字持續增加，三項財政變數單根檢定的結果均無法拒絕具有單根之虛無假設，經過一次差分之後，所有變數才呈現恆定現象；進一步執行支出與收入之共整合檢定結果，發現兩變數之間仍然具有共整合之特質，因而據以推論台灣截至 1990 年代中期為止，財政長期仍能維持均衡穩健的情況，債務無違約之虞，滿足跨期預算平衡的條件，赤字政策持續性獲得支持(Wu, 1998:523-527)。張李淑容(1997)以 Trehan and Walsh 的理論模型為架構，以 1970 至 1994 年之季資料，分析政府支出(含利息支出)、租稅收入及發行貨幣收入三項變數之恆定性，並驗證這些變數間是否具有長期均衡之共整合關係。ADF 單根檢定之結果，所有變數均無法拒絕非恆定之虛無假設，共整合檢定之結果顯示，三項變數之間具有共整合關係，實證研究之結果與吳致寧所得到的推論是一致的。相似的實證結果後續也由蘇建榮(2005)及蘇建榮、陳怡如(2007)之研究中得到，他們分別以 1962-2003 年及 1966-2004 年之實質支出及收入年資料，檢定台灣政府財政是否滿足跨期預算限制條件，發現當短期內發生財政失衡時，誤差修正機制仍能起作用，促使財政回復長期均衡關係，實證結果仍支持財政永續之論點。林向愷及賴惠子(2009)則利用預算體制相關規範及財政長期平衡條件推導出之財政赤字現值模型，並以 1968-2004 年之資料進行實證研究，結果亦顯示台灣符合財政長期平衡條件。

上述國內之實證研究文獻，均顯示出截至 2004 年為止，長期財政變數所表現出來的特質仍能支持財政永續之條件。惟近年來台灣經濟、政治環境隨著中國大陸崛起及快速國際化產生轉變，加上金融危機對國內經濟也產生不小之衝擊，這些轉變由財政赤字及債務之快速累積之規模可明顯看出。因此，台灣之財政是否仍維持長期均衡條件？政府之償債能力是否穩定？追蹤性之研究有助於政府釐清當前之財政條件，並做政策持續性之參考。

#### 四、研究方法及實證模型

本研究為觀察台灣財政收支變數之長期趨勢，是否滿足跨期預算平衡之條件並據以進行財政政策持續性之分析，分析變數為各級政府實質歲入淨額<sup>5</sup>、實質歲出淨額<sup>6</sup>之年資料，資料來源取自各年度財政部《中華民國政統計年報》。資料處理過程中，因政府會計由七月制改為曆年制之故，統計年報中 2000 年之數據包含 1999 年下半年及 2000

<sup>5</sup>歲入淨額=稅課收入+獨占及專賣收入+營業盈餘及事業收入+財產孳息收入+規費收入+罰款及賠償收入+捐獻及贈與收入+資本收回及售價收入+相對基金協助收入等，不包括公債及賒借收入、移用以前年度歲計賸餘。

<sup>6</sup>歲出淨額=一般政務支出+國防支出+教育科學文化支出+經濟發展支出+社會安全及退撫支出+債務利息支出+雜項支出，不包括債務還本支出。

年全年，故 2000 年之資料，依財政統計年報之規定調整換算，將政府淨收入除以 1.4596，政府淨支出除以 1.4769，折合為 1 年。同時依據理論模型，各變數觀察值為實質變數，故將財政統計年報之政府淨支出及淨收入以消費者物價指數<sup>7</sup>平減為政府實質淨支出及實質淨收入。資料期間為 1955 年至 2009 年，共計 55 年，惟早期 1955~1966 年 10 年間，財政部公布之歲出淨額資料仍包括債務還本支出，所幸此段期間政府財政狀況尚稱良好，債務水準偏低，應不致於對分析造成重大之偏誤。

為檢驗台灣長、短期之財政永續及政策之持續性，本研究參酌 Hakkio and Rush 及 Marinheiro 之分析技巧，將資料分段成為長、短期二組資料，長期間以資料全期 1955 年至 2009 年進行檢驗，而短期間則以近期 1989 年至 2009 年，共 21 年之資料進行分析驗證。分段點 1989 年之選擇，除了觀察政府實質收入及支出之長期趨勢，發現在 1989 年之後，收入與支出之間的缺口(赤字)明顯持續擴大之外，依據吳致寧(1998)及蘇建榮、陳怡如(2007)針對國內結構性變動(structure change)之分析結果，發現台灣之結構性變動發生時間點為 1989 年，因此以 1989 年為期間分段點。經過對研究變數作適當處理之後，接著將對所選取之變數依非定態時間序列模型進行單根檢定及 Engle-Granger 共整合檢定，並建構誤差修正模型。

### (一)非恆定時間序列模型與單根檢定

所謂變數之「恆定趨勢」(deterministic trend)，是指「可完全被預測的變動趨勢」(Maddala and Kim,1998)，亦即具有恆定趨勢的變數，多半是隨著時間而變動的情況(楊奕農，2009:331-332)。然而，當時間序列變數具有非恆定趨勢，也稱為「隨機趨勢」(stochastic trend)時，表示變數中的隨機成份對該變數具有永久性的影響。以總體經濟學的觀點而言，顯示經濟體系中外生衝擊(exogenous shocks)對於變數的影響是永久的，任一次隨機衝擊就會造成時間序列資料持續而長期性的改變(陳旭昇，2009:110)。「單根檢定法」(unit root test)乃計量理論上常被用來檢定時間序列是否恆定的推論方法，其理論之意涵係指當一個時間序列變數具有單根，表示這個變數資料產生過程之特性根方程式(characteristic equation)的解，或其中一個解等於 1，特性根是否有單根可用來做為判定時間序列變數是否恆定的判斷準則。檢定單根的方式，計量文獻上發展出許多方法，最常被使用的為 Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定法，此法乃由 DF(Dickey-Fuller)檢定法修正而來。Dickey and Fuller(1979)令時間序列模型  $Y_t$  為：

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad t = 1, 2, 3, \dots \quad (1)$$

假設  $Y_0 = 0$ ，且  $\{e_t\}$  為一隨機變數，其平均數為 0，變異數為  $\sigma^2$ ，亦即  $e_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$ 。當  $|\rho| < 1$  時，變數傾向在一個平均值上下做穩定的隨機變動；當  $\rho = 1$  時，變數非恆定，其變異數為  $t\sigma^2$ ；若  $|\rho| > 1$ ，則  $Y_t$  變數亦非恆定，且變異數隨時間呈指數型成長。檢定之虛無假設  $H_0$  為變數具有單根，單根檢定視變數之性質可加入截距項與時間

<sup>7</sup> 變數實質化之處理，亦有採用國內生產毛額平減指數(GDP Deflator)進行平減(蘇建榮，陳怡如，2007)，惟考量國內生產毛額平減指數易受操縱而扭曲，因此本文採用消費者物價指數進行平減。

因素，以期更準確掌握變數之特質，確認變數是否恆定。由於上述 DF 檢定有個重要假設為 $\{e_t\}$ 是白噪音，但一般隨機變數之殘差項是白噪音的可能性不高，因此 Said and Dickey(1984)提出修正之 Augmented Dickey Fuller(ADF)檢定法，消除殘差項序列相關的問題，其修正方式在於對滯留期數的選擇。因此，ADF 檢定之迴歸式如下：

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

其檢定策略為迴歸方程式係數  $\rho$  是否為 1，檢定統計量為  $\tau$ ，(2)式中亦可依變數性質加入截距項或時間因素，統計量則調整為  $\tau_\mu$  及  $\tau_\tau$  (楊麗薇，1995:28-33)。ADF 檢定為左尾檢定，統計量越小，越能提供證據拒絕「具有單根」的虛無假設(陳旭昇，2009: 115)。

ADF 單根檢定雖為常用之非恆定時間序列變數之檢定方法，但此法實際上無法滿足殘差項必須無自我相關與具同質變異之理論條件，因此，為提高檢定力，可利用 Phillips-Perron 檢定(PP 檢定)來輔助 ADF 檢定，因 PP 檢定不需要檢定式殘差自我相關和異質變異的限制。另外在文獻上常見的單根檢定除了 ADF 及 PP 檢定之外，還有另一種 KPSS 檢定(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin, 1992)，此種檢定單根的方法和其他兩種方法在觀念上最大的差異在於 KPSS 檢定的虛無假設是「變數為定態變數」。由於電腦軟體之協助，上述各項單根檢定之進行更為便利，故本研究除了 ADF 檢定之外，也將分別進行其他單根檢定方法，以輔助 ADF 檢定之結果，提高檢定品質。

## (二)共整合檢定及誤差修正模型

Engle and Granger(1987)發現使用迴歸方法檢定或估計實證模型時，若採用的時間序列變數非恆定，則迴歸分析的結果會出現假的因果關係，將造成實證研究結果誤判之嚴重後果，進而提出解決的方法－共整合(co-integration)理論。他們發現若非恆定變數之間出現共整合現象，則迴歸關係仍具有經濟意義，原有之迴歸推論性質也將可適用；而「共整合」是指：若一組非恆定時間序列變數經線性組合後，轉變為恆定，則稱這些變數有共整合關係。在經濟意義上共整合常被詮釋為「經濟變數間具有長期均衡關係」，亦即非恆定變數具有共整合關係時，隱含這些變數長期而言，具有往「均衡方向調整」的特性，短期間雖然變數可能出現失衡現象，但這種偏離均衡的現象應該會逐漸縮小，終至達到長期之均衡(楊奕農，2009:396-401)。

Hakkio and Rush(1991)探討美國財政政策持續性及赤字規模是否過大，應用共整合理論來檢定政府實質收支是否具有共整合現象及是否滿足跨期預算平衡的條件，其理論模型由假設滿足各期預算限制式(如(3)式)出發：

$$GG_t + (1+i_t)B_{t-1} = R_t + B_t \quad (3)$$

式中  $GG_t$  表示政府支出(不包括償債利息)， $B_t$  表示政府債務餘額， $R_t$  代表政府收入， $i_t$

則表示利率，並假設利率是恆定變數。經過數學推導過程<sup>8</sup>後可得到以下迴歸方程式

$$R_t = a + bGG_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

(4)式中為含利息之總支出，i.e.  $GG_t = G_t + iB_{t-1}$ ， $i$  為平均利率，此時檢定跨期預算平衡之虛無假設為  $a = 1$  且  $\varepsilon_t$  恆定，也就是說在  $R_t$  與  $GG_t$  都是非恆定變數時，只要  $a = 1$  且  $R_t$  與  $GG_t$  具有共整合現象時，即不違反跨期預算平衡假定(Hakkio and Rush, 1991)。在進行 Engle-Granger 共整合檢定之計量步驟上，分為兩階段。第一階段先估計出兩變數共整合關係迴歸式，擷取第一階段之估計殘差做 ADF 檢定，若拒絕虛無假設，代表兩變數之間具有共整合關係，反之，則代表無充分之證據支持變數之間具有共整合關係。而 Engle-Granger 共整合檢定具有下列幾項特質：(1)此檢定法之基本假設是變數之間最多只存在一個共整合關係，無法處理多個共整合關係的存在。(2)若兩變數之整合階次不相同，則代表變數之間必然不存在整合關係。(3)無論選擇哪一個變數當作共整合關係中的被解釋變數，理論上都不會影響是否存在共整合關係之推論。

既然非恆定變數間存在共整合關係，在經濟上可解讀為具有長期均衡關係，表示其具有長期往均衡方向調整之特性，也就表示短期失衡的現象應該會逐漸縮小。這種逐漸縮小偏離長期均衡的機制，就是所謂的誤差修正機制(error correction mechanism)(Banerjee et al., 1993:5; 楊奕農, 2009:401)。誤差修正機制是一種經濟體系動態調整機制的概念，正如經濟上「市場機能」(market mechanism)的概念，即某一財貨在市場的價格高過長期均衡價格時，在市場機能健全的情況下，短期價格應會「向下修正」；反之，則應「向上修正」，也就是短期價格修正的方向應往長期均衡價格的方向移動，當短期價格偏離長期均衡價格愈遠，修正的幅度應該會愈大。學者 Enders(2004:329)及 Banerjee et al.(1993: 50-51)推導出實證上所使用的誤差修正模型的一般式為：

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_e(\varepsilon_{t-1}) + \sum_{j=1}^m \sum_{i=0}^{n_j} \beta_{ji} \Delta x_{jt-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$\beta_e$  在文獻上稱之為調整速度參數(speed of adjustment parameter)，且預期  $\beta_e < 0$  才能滿足誤差修正之條件(楊奕農，2009:402-404)。

### (三)實證分析模型

本文擬採用 Hakkio and Rush 之模型及推論過程，進行台灣之實證分析，檢驗台灣各級實質政府淨收入、淨支出是否具有恆定性質，據以推論台灣預算赤字規模是否符合跨期預算平衡的條件，及長期債務是否過大導致長期財政失衡之危機。

#### 1、單根檢定：

<sup>8</sup> 詳細推導過程，請詳閱 Hakkio, C.S. and Mark Rush, 1991. "Is the Budget Deficit Too Large?" *Economic Inquiry*, 29(3):430-434

本研究變數台灣實質政府淨收入及淨支出具有成長之趨勢，因此設定 ADF 單根檢定之迴歸方程式如下，

僅含截距項：

$$\Delta R_t = a_0 + \rho R_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta R_{t-i} + e_t \quad (5)$$

$$\Delta G_t = a_0 + \rho G_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta G_{t-i} + e_t \quad (6)$$

含截距項及趨勢項：

$$\Delta R_t = a_0 + \rho R_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta R_{t-i} + e_t \quad (7)$$

$$\Delta G_t = a_0 + \rho G_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta G_{t-i} + e_t \quad (8)$$

(5)~(8)式中， $R_t$  表示各級政府實質歲入淨額之時間序列變數， $G_t$  表示各級政府實質歲出淨額之時間序列變數。

## 2、共整合檢定

Engle-Granger 共整合之迴歸式如下：

$$R_t = a + bG_t + e_t \quad (7)$$

對估計迴歸式所得到的 $\{\hat{e}_t\}$ 做 ADF 檢定，

$$\Delta \hat{e}_t = a_0 + \rho \hat{e}_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta \hat{e}_{t-i} + e_t \quad (8)$$

若拒絕虛無假設，代表兩變數之間具有共整合關係，反之則代表不具有共整合關係。

## 3、誤差修正模型

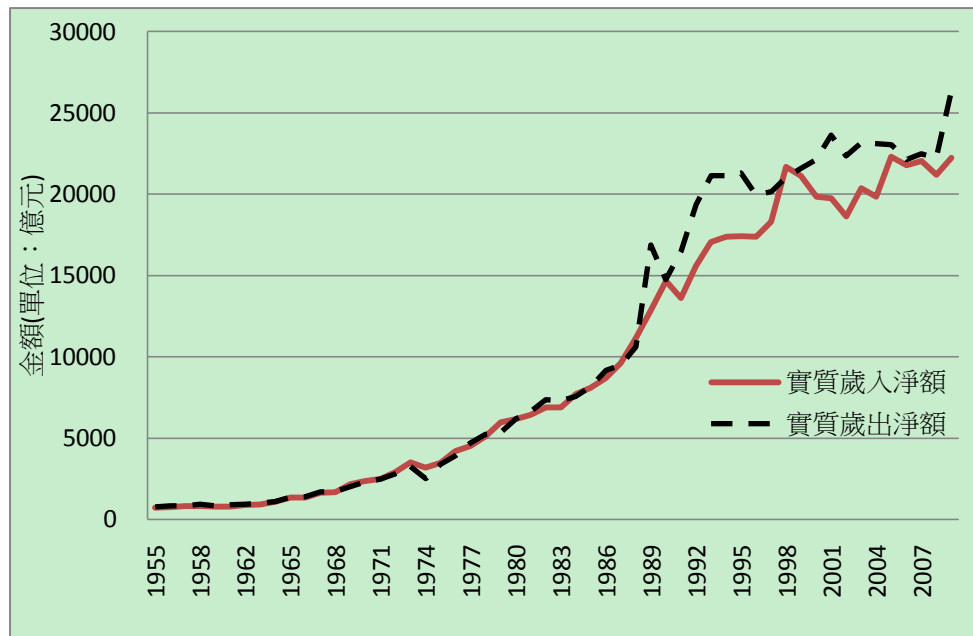
估計向量誤差修正模型如下：

$$\Delta R_t = \beta_0 + \beta_r \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \beta_{11}^i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1} \beta_{12}^i \Delta G_{t-i} + \varepsilon_{rt} \quad (9)$$

$$\Delta G_t = \beta'_0 + \beta_g \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \beta_{21}^i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1} \beta_{22}^i \Delta G_{t-i} + \varepsilon_{gt} \quad (10)$$

## 五、研究結果及發現

首先，檢視原始變數實質歲入淨額及歲出淨額之長期趨勢，由圖 1 可看出台灣各級政府之實質歲入淨額( $R_t$ )及歲出淨額( $G_t$ )呈現遞增之長期趨勢(trend)，且在 1989 年之前大致維持年度財政平衡之規範。將原始變數進行一次差分後之趨勢走向，如圖 2 及圖 3，基本上一次差分後之趨勢呈現隨機漫走(random walk)的情況，且 1989 年後變動之幅度驟增。因此，由變數之時間序列趨勢初步研判，進行單根檢定時，應加入趨勢項。為保持實證研究之完整度，另採用加入截距項之模型，做為觀察比較之用。



資料來源：財政部財政統計年報

圖 1、台灣各級政府實質歲入淨額與實質歲出淨額之長期趨勢

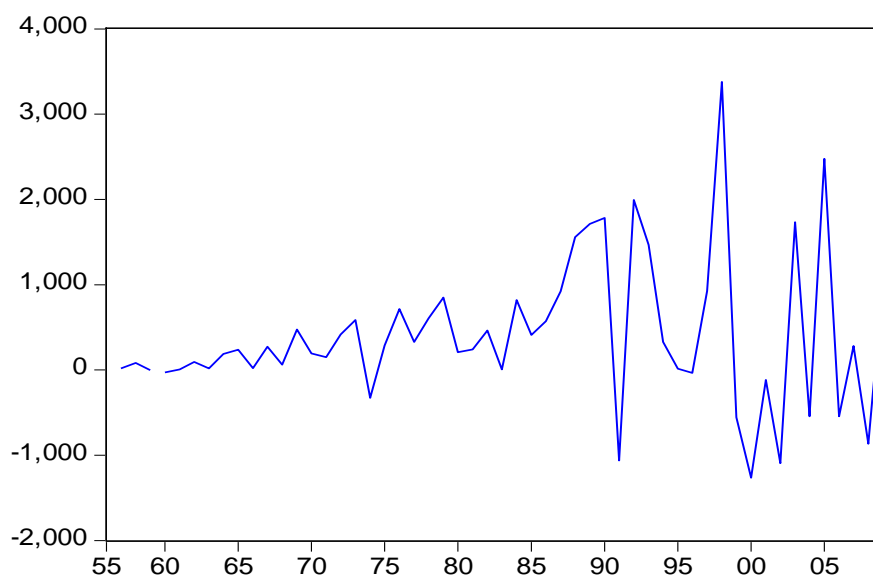


圖 2、台灣各級政府歲入淨額( $R_t$ )一次差分後之趨勢

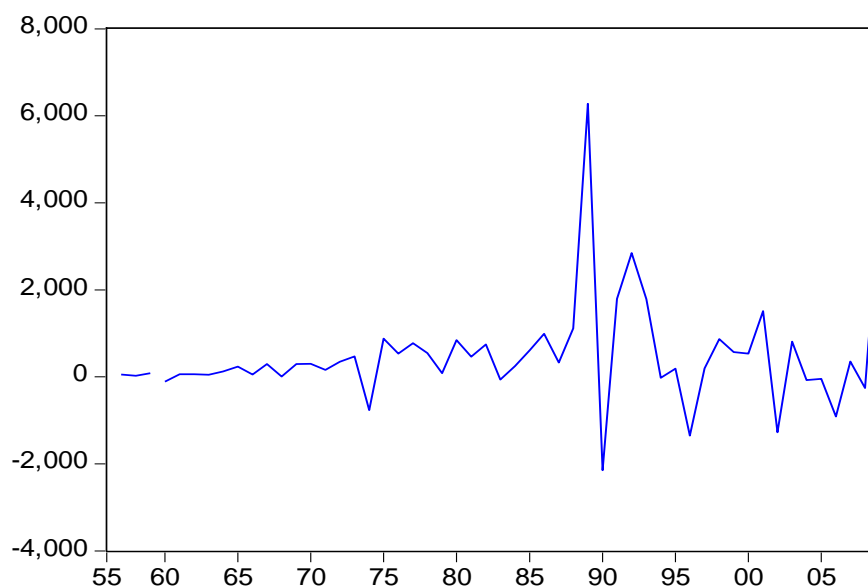


圖 3、台灣各級政府歲出淨額( $G_t$ )一次差分後之趨勢

### (一)單根檢定之實證結果

本研究基於探究台灣長、短期財政永續及政策持續之目的，將資料期間分段(1955~2009 及 1989~2009)進行單根檢定，檢定結果說明如下：

#### 1、1955~2009 期間(長期)

以 55 年度長期時間序列資料進行單根檢定之後，無論是只有截距項，或加入時間趨勢之模型，發現各種檢定方法所呈現之結果幾乎是一致的，ADF 及 PP 單根檢定之結果均顯示兩項原始變數( $R_t$  及  $G_t$ )均無法拒絕具有單根(非恆定)之虛無假設，KPSS 單根檢定則拒絕了變數具恆定之虛無假設；但經過一次差分之後，所有變數( $\Delta R_t$  及  $\Delta G_t$ )便呈現恆定的特性，即所有變數之整合階次相同，皆為  $I(1)$ 。既然兩時間序列變數皆為「非恆定」變數，而且整合階次相同，則必須驗證此兩變數之間是否存在「共整合」關係，以確定兩變數之間是否具有長期均衡的關係。單根檢定結果如表 2 所示。

表 2、單根檢定結果-1955~2009

| Model I: $\Delta R_t = a_0 + \rho R_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta R_{t-i} + e_t$<br>$\Delta G_t = a_0 + \rho G_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta G_{t-i} + e_t$ |            |            |            |           |
|---|------------|------------|------------|-----------|
| 變數  | ADF        |            | PP         | KPSS      |
|   | SIC        | AIC        |            |           |
| $R_t$   | 0.4204     | -1.1451    | 0.4937     | 0.8382*** |
| $\Delta R_t$  | -7.7513*** | -7.7513*** | -7.7555*** | 0.2547    |
| $G_t$   | 0.4996     | 0.4996     | 0.6417     | 0.8256*** |
| $\Delta G_t$  | -7.5971*** | -7.5971*** | -7.6202*** | 0.2591    |

| <b>Model II: <math>\Delta R_t = a_0 + \rho R_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta R_{t-i} + e_t</math></b><br><b><math>\Delta G_t = a_0 + \rho G_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta G_{t-i} + e_t</math></b> |            |            |            |          |
|--|------------|------------|------------|----------|
| 變數   | ADF        |            | PP         | KPSS     |
|  | SIC 註3     | AIC 註3     |            |          |
| $R_t$  | -2.3046    | -2.0356    | -2.2741    | 0.1918** |
| $\Delta R_t$   | -7.8235*** | -7.8235*** | -7.8370*** | 0.1304   |
| $G_t$  | -2.1694    | -2.1694    | -2.1149    | 0.1709** |
| $\Delta G_t$   | -7.7066*** | -7.7066*** | -7.7159*** | 0.0950   |

備註：

1、\*\*(\*\*\* )代表在 5%(1%)的顯著水準下，拒絕虛無假設。

2、 $\Delta R_t$  及  $\Delta G_t$  為一次差分後之時間序列。

3、ADF 檢定法若干選擇落後期數之標準，本文採用一般較常使用的 SIC 及 AIC。

## 2、1989~2009 期間(短期)

選取時間序列資料當中，近期 21 年度之資料再進行一次單根檢定，不同檢定模型進行檢定之結果，出現差異性；而且有別於長期之檢定結果，以及以往文獻之檢定結果。在只加入截距項之模型中，各種檢定法所推論之結果，實質歲入淨額 ( $R_t$ ) 為非恆定之時間序列，經過一次差分之後，便呈現恆定的特性，但實質歲出淨額 ( $G_t$ ) 雖無法拒絕具有單根(非恆定)之虛無假設，但經過一次差分之後，ADF 檢定法仍無法拒絕變數 ( $\Delta G_t$ ) 呈現非恆定的假設，檢定結果如表 3。若以加入時間趨勢之模型進行再一次驗證，更有充足的證據說明，實質歲入淨額 ( $R_t$ ) 之整合階次為  $I(1)$ ，但實質歲出淨額 ( $R_t$ ) 之整合階次卻非  $I(1)$ ，根據 Engle-Granger 提出共整合檢定法之條件，不同整合階次的兩變數，不會有共整合關係(楊奕農, 2009:414)的論述，則不需要再驗證此兩變數之間是否存在「共整合」關係，並且可確定兩變數之間不存在長期均衡之關係。

表 3、單根檢定結果-1989~2009

| <b>Model I: <math>\Delta R_t = a_0 + \rho R_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta R_{t-i} + e_t</math></b><br><b><math>\Delta G_t = a_0 + \rho G_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta G_{t-i} + e_t</math></b> |            |            |            |          |
|---|------------|------------|------------|----------|
| 變數  | ADF        |            | PP         | KPSS     |
|   | SIC        | AIC        |            |          |
| $R_t$   | -1.8679    | -1.8679    | -1.8936    | 0.5877** |
| $\Delta R_t$  | -5.5173*** | -5.5173*** | -5.5548*** | 0.1446   |
| $G_t$   | -3.0802    | -1.0232    | -0.9017    | 0.5803** |
| $\Delta G_t$  | -3.1017    | -3.1017    | -3.7445**  | 0.0710   |



| <b>Model II: <math>\Delta R_t = a_0 + \rho R_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta R_{t-i} + e_t</math><br/><math>\Delta G_t = a_0 + \rho G_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta G_{t-i} + e_t</math></b> |                   |                   |            |        |
|--|-------------------|-------------------|------------|--------|
| 變數   | ADF               |                   | PP         | KPSS   |
|  | SIC <sup>註3</sup> | AIC <sup>註3</sup> |            |        |
| $R_t$  | -1.4682           | -1.4682           | -2.7927    | 0.1400 |
| $\Delta R_t$   | -5.4444***        | -5.4444***        | -5.9785*** | 0.0882 |
| $G_t$  | 0.1334            | 0.1334            | -2.3526    | 0.1077 |
| $\Delta G_t$   | -2.6566           | -2.6566           | -3.6711    | 0.0737 |

備註：

1、\*\*(\*\*\*)代表在 5%(1%)的顯著水準下，拒絕虛無假設

2、 $\Delta R_t$ 及 $\Delta G_t$ 為一次差分後之時間序列

3、ADF 檢定法若干選擇落後期數之標準，本文採用一般較常使用的 SIC 及 AIC

## (二)共整合檢定及誤差修正模型之實證結果

將長期時間序列進行 Engle-Granger 兩步驟共整合檢定之結果如表 4 所示，以  $R_t$  及  $G_t$  兩變數進行迴歸所得到之殘差  $e_t$ ，進行各種單根檢定之結果，都顯著拒絕具有單根之虛無假設，即表示長期而言，政府之財政收支具有共整合關係，財政收支將會維持均衡的狀態。

表 4、Engle-Granger 兩階段共整合檢定結果

| <b>Model I: <math>\Delta \hat{e}_t = \rho \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta \hat{e}_{t-i} + e_t</math></b> |            |            |            |      |
|---|------------|------------|------------|------|
| 變數  | ADF        |            | PP         | KPSS |
|   | SIC        | AIC        |            |      |
| $e_t$   | -4.6025*** | -4.9506*** | -4.5881*** | -    |

| <b>Model II: <math>\Delta \hat{e}_t = a_0 + \rho \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta \hat{e}_{t-i} + e_t</math></b> |            |            |            |        |
|--|------------|------------|------------|--------|
| 變數   | ADF        |            | PP         | KPSS   |
|  | SIC        | AIC        |            |        |
| $e_t$  | -4.5563*** | -4.9010*** | -4.5416*** | 0.1129 |

備註：

1、\*\*(\*\*\*)代表在 5%(1%)的顯著水準下，拒絕虛無假設。

2、ADF 檢定法若干選擇落後期數之標準，本文採用一般較常使用的 SIC 及 AIC。

而誤差修正模型估計之結果，兩變數之間的共整合關係為  $G_t = 1036.871 + 1.397R_t$ ，令  $\widehat{EC}_t = G_t - 1036.87 - 1.40R_t$ ，則估計向量誤差修正模型(VECM)為：

$$\begin{aligned}\Delta G_t &= -0.26\widehat{EC}_{t-1} + 0.0006G_{t-1} + 0.091G_{t-2} - 0.192R_{t-1} + 0.083R_{t-2} \\ \Delta R_t &= 0.443\widehat{EC}_{t-1} - 0.12G_{t-1} - 0.294G_{t-2} + 0.223R_{t-1} + 0.322R_{t-2}\end{aligned}$$

在  $\Delta G_t$  的方程式中， $\widehat{EC}_{t-1}$  的係數為負值(-0.26)，代表當  $R_t$  與  $G_t$  脫離長期均衡關係，比如  $G_t > 1036.871 + 1.397R_t$  時， $G_t$  會下跌( $\Delta G_t < 0$ )，以回復長期均衡。同理，由於  $\Delta R_t$  的方程式中， $\widehat{EC}_{t-1}$  的係數為正值(0.443)，代表當  $R_t$  與  $G_t$  脫離長期均衡關係，例如  $G_t > 1036.871 + 1.397R_t$  時， $R_t$  會上升( $\Delta R_t > 0$ )，以回復長期均衡。因此，誤差修正模型之估計結果，確認台灣長期財政變數之時間序列具有誤差修正機制。

### (三)小結

本文將台灣之財政變數區分為長、短期之時間序列資料，進行單根檢定及共整合檢定並估計誤差修正模型之結果，發現由 1955 年至 2009 年長期來觀察，實質歲入淨額與實質歲出淨額之間仍符合 Barro 提出之跨期預算限制條件，滿足長期均衡的條件，且具有自動誤差修正的機制，亦即台灣財政收支關係在早期嚴格財政紀律規範所奠下良好基礎之下，或許應仍能維持長期穩定之關係。惟將時間序列拉近至 1989 年至 2009 年來進行短期之分析，則發現由 1989 年開始出現之財政赤字往後 20 多年來，單根檢定的結果出現收支之間已缺乏滿足跨期預算限制之條件，由赤字的規模來解讀，表示赤字的規模太大，大到已無法透過自動調整機制回復均衡；另外由政策持續性的角度來解讀本研究結果，則說明台灣近年來之財政政策已無法持續下去，政府必須審慎地檢視財政政策變更之必要性，以確保財政之永續性。

此項研究發現有別於以往台灣之實證研究結果，不管是對過去政府強調財政政策之經濟功能，或者是因民主發展而忽略財政永續性之重要性，這個可預期卻不令人期盼的研究結果，是一項啟示，也是警訊。當前政府財政條件惡化到可能已無法透過未來經濟發展，政府收入增加來自動彌平財政缺口，更要緊的當是財政政策之調整修正、嚴格執行財政紀律及鞏固財政，以維持財政之永續發展。

## 六、結論

2009 年全球各國為因應金融危機採行振興經濟方案，而積極性財政政策之代價，卻是政府債務快速累積及長期財政條件不健全之風險。2009 年國際貨幣基金(IMF)便開始關注全球各國政府運用積極性財政政策所可能引發之經濟後果，2011 年 1 月最新發布之《財政監測報告》中更呼籲各國政府必須就達成財政永續性作出明確的承諾，特別是受金融危機重創之歐美國家政府，必須加強對赤字目標之承諾，歐元區需打破財政與金融之間的螺旋作用關係，以降低跨境擴散風險；以及新興經濟體應重建財政緩衝等維持財政永續之規範性建議。影響全球各國的金融危機，對政府財政造成重大打擊，伴隨著經濟衰退造成混合作用的雙重衝擊。就規範性財政理論之論點，政府在遭遇經濟衰退時，「赤字預算」是用來穩定經濟循環的有效工具，各國所採行之振興經濟方案便是遵循此概念所推動。然而，積極性財政政策實施的代價卻是政府債務累積及長期財政條件的不健全。Barro(1979, 1986)、Lucas & Stokey(1983)及 Missale(1997)等學者主張預算赤字有助於維持租稅效率，待經濟復甦後租稅收入增加，自然會恢復財政平衡。只是跨期預算平衡之預期果真誠如規範性財政理論所預期，必然會實現嗎？台灣各級政府過去 20 年多來，預算赤字依賴公債或借款支應，各級政府累積未償債餘額佔 GDP 的比率呈現

長期上升趨勢，特別是近年來累積速度加快，這一波大規模振興經濟方案更讓台灣財政情況更加惡化。雖然 2001 年 8 月召開的經濟發展會議財經組獲得共識，希望在 5 到 10 年內能預算收支平衡，但由於收入成長幅度有限，潛在支出壓力龐大，加上非經濟因素層出不窮，這項希望不但沒有預期實現，可以預見在未來幾年內政府預算實難平衡(徐仁輝，2001：2)。甚有更悲觀的看法，認為未來台灣的財政收支結構無改善跡象，加上振興經濟景氣方案更擴大了收支差距與預算赤字，即便是未來經濟復甦，稅收可因所得成長而增加，結構性赤字的問題仍無法解決，預算短期之內仍難以達成財政平衡(徐仁輝，蔡馨芳，2009：32)。這些悲觀的學界看法，經過本研究之實證結果，證明並非危言聳聽，或者庸人自擾，台灣財政之永續性條件，的確遭受到重大的挑戰，近期內已無法滿足跨期預算平衡之條件，政府似乎不能再天真地認為，目前年度之預算赤字及累積之債務，必然可以透過未來經濟繁榮，政府收入增加來解決。

倘若政府長期「財政赤字」及「債務累積」是個國家財政病徵，那麼就應該對國家的財政體質、政策進行詳細檢視及診斷，掌握當前財政現狀以做為「下處方」之重要參考依據。本研究結果驗證台灣各級政府之歲入及歲出，長期仍能維持穩定均衡關係，可能是有賴過去嚴格之財政紀律所賜，但近 20 多年來，龐大的財政赤字及債務，已徹底影響政府之財政體質，財主機關及所有行政機關必須有危機意識，嚴守財政紀律，深切地檢討當前之財政政策，有效運用政府資源，提昇公共財務管理之績效，致力於財政鞏固，為台灣之財政發展打造出一條永續之路。

## 參考文獻

### 一、中文部分

- 徐仁輝，2001，《預算赤字與預算改革》，台北市：智勝文化。
- 徐仁輝、蔡馨芳，2009，〈OECD 主要國家振興經濟方案對政府財政之衝擊及果效〉，在《金融海嘯與公共政策》(第 5 章，頁 107-130)。台北市：智勝文化。
- 徐仁輝、蔡馨芳，2009，〈振興經濟方案對政府財政之衝擊—美國與台灣案例分析〉，《財稅研究》，41(4):23-37。
- 陳旭昇，2009，《時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用》，台北市：東華書局。
- 楊奕農，2009，《時間序列分析：經濟與財務上之應用》，二版，台北市：雙葉書廊。
- 楊麗薇，1995，《政府預算赤字與跨期預算平衡—台灣個案》，未出版之碩士論文，逢甲大學經濟學研究，台中市。
- 劉明康：世界經濟三大隱憂。上網日期：90 年 3 月 7 日，檢自：  
<http://news.sina.com.hk/cgi-bin/nw/show.cgi/19/1/1/1441713/1.html>
- 張李淑容，1997，〈臺灣地區政府預算平衡限制之實證分析〉，《台灣銀行季刊》，48(4):119-142。
- 蘇建榮，2005/5，〈我國政府財政永續性之實證分析〉，發表於國立台北大學社會科學院、經濟學系主辦，第 9 屆經濟發展學術研討會，台北市。
- 蘇建榮、陳怡如，2007，〈財政永續性與結構性變動之實證分析〉，發表於國立台北大學公共事務學院主辦，公共事務論壇系列七：政黨輪替後政府財政預算之挑戰，台北市。
- 林向愷、賴惠子，2009，〈預算體制與政府跨期財政行為—台灣的實證研究〉，《經濟論文》，37 卷 2 期，頁 207-252。

### 二、英文部分

- Banerjee, A., J. Dolado, J. W. Galbraith, and D. F. Hendry, 1993. *Cointegration, Error-Correction, and The Econometric Analysis of Non-stationary Data*. New York: Oxford University Press.
- Barro, R.J. 1979, "On the Determination of Public Debt" *Journal of Political Economy*, 87: 940-971.
- Barro, Robert.J., 1986. "U.S. Deficits since World War I." *Scandinavian Journal of Economics*, 88(1): 195-222.
- Blanchard, O., J.C.Chouraki, R.P. Hagemann, and N. Sartor, 1990a. "The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Question." *OECD Economic Studies*, 15:7-36.
- Blanchard, O., 1993. "Suggestions for a new set of fiscal indicators." In Verbon, H.A.A. &

- Van Winden, F.A.A.M. (eds). 1993. *The political economy of government debt* : 307-25.
- Burger, P., 2003. "Fiscal sustainability: the origin, development and nature of the issue." *Sustainable Fiscal Policy and Economic Stability: Theory and Practice*, 11-50.
- CBO, 2011, "The Budget and Economic Outlook: Fiscal Years 2011 to 2020", Congressional Budget Office.
- Easterly, W. & Schmidt-Hebbel, K., 1991. "The macroeconomics of public sector deficits: A synthesis." *Working Paper WPS 775*. Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- Easterly, W. & Schmidt-Hebbel, K., 1994. "Fiscal adjustment and macroeconomic performance: A synthesis" In Easterly, W., Rodriquez, C.A. & Schmidt-Hebbel, K. 1994. *Public Sector Deficits and Macro-Economic Performance*:15-78.
- Enders, W., 2004. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Willey & Sons, Inc.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger, 1987. "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica*, 55:251-276.
- Hakkio, C.S. and Mark Rush, 1991. "Is the Budget Deficit Too Large?" *Economic Inquiry*, 29(3):429-445.
- Hamilton, James D. and M. A. Flavin, 1986. "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing." *The American Economy Review*, 76(4):808-819.
- Hansen, Lars P., W. Roberds and T. J. Sargent, 1991. "Time Series Implications of Present Value Budget Balance and of Martingale Models of Consumption and Taxes" *Rational Expectations Econometrics*, Westview Press, Inc, 121-162.
- Haug, A. 1991. "Cointegration and Government Borrowing Constraints: Evidence for the United States." *Journal of Business & Economic Statistics*, 9(1):97-101.
- Ippolito, Dennis S., 2003. *Why budgets matter: budget policy and American politics*, The Pennsylvania State University Press.
- Krejdl, Aleš, 2006. "Fiscal Sustainability-Definition, Indicators and Assessment of Czech Public Finance Sustainability." *Working paper series 3*, Czech National Bank.
- Lucas, Jr. R.E. & N.L. Stokey, 1983, "Optimal Fiscal and Monetary Policy in An Economy Without Capital" *Journal of Monetary Economics*, 21(1):55-93.
- Maddala, G.S. and I. Kim, 1998. *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Marinheiro, C. F., 2006. "The sustainability of Portuguese Fiscal Policy from a Historical Perspective", *Empirica*, 33(2-3):155-179.
- Missale, A. 1997. "Managing the Public Debt: The Optimal Taxation Approach" *Journal of Economic Survey*, 11(3): 235-265.
- OECD Economics Outlook 88, Dec.2010.

- Payne, J. E., H. Mohammadi & M. Cak, 2008. "Turkish budget deficit sustainability and the revenue-expenditure nexus" *Applied Economics*, 40:823-830.
- Quintos C.E. 1995. "Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts." *Journal Business Economic Statistic*, 13:409–417.
- Trehan, B. and C. E. Walsh , 1988. "Common Trends, Intertemporal Budget Balance, and Revenue Smoothing." *Journal Economic Dynamic Control*, 12:425–444.
- 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*, 23:206–223.
- Wilcox, D. W., 1989. "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 21:291-306.
- Wu, J.L., 1998. "Are Budget Deficits 'Too Large': The Evidence From Taiwan." *Journal of Asian Economics*, 9(3):519-528.
- Zee, H.H.,1988. "The sustainability and optimality of government debt", IMF Staff Papers, 35(4):658-685.