

我國公共債務持續性之探討

黃瓊如、何艷宏*

要 目

壹、緒論	肆、研究結果
貳、文獻探討	伍、結論與建議
參、研究方法	

提 要

傳統探討公共債務持續性之相關研究，主要以線性模型進行實證分析，然而公共債務可能具有非線性調整過程，所以本文採用非線性門檻自我迴歸模型 (threshold autoregressive, TAR)，探討我國公共債務持續性。實證研究結果顯示，我國公共債務在 1996 年至 2013 年期間，大部分是在狀態 1 (regime 1) 情況下，具有持續性；但若過去 2 年內公共債務比率變動達 3.618% 以上，則公共債務是係處於狀態 2 (regime 2)，不具有持續性。為確保公共債務持續性，建議政府可制定公共債務比率變動門檻(如 3.618%)，當公共債務比率變動達到門檻值時，應積極地削減公共債務。

壹、緒論

根據 2017 年國際貨幣基金 (International Monetary Fund, IMF) 所公布《世界經濟展望》 (World Economic Outlook) 報告指出，先進國家政府債務占 GDP 比率仍然居高不下。由表 1 可知，2017 年日本政府債務占 GDP 比率為 240.3%，居 G7 國家之冠，其次為義大利，緊接著是美國。歐元區主要國家政府債務占 GDP 比率，除荷蘭外，其他皆高於 60%。此外，日本、美國、比利時、希臘、義大利及葡萄牙等國公共債務水準占 GDP 比率已超 100% 警戒線。至於亞洲開發中國家，除印度及越南外，其他國家政府債務占 GDP 比率均低於 60%，相較於

* 本文作者皆為逢甲大學財稅系教授。

G7 國家及歐元區主要國家，亞洲開發中國家之公共債務比率較低。與世界主要國家之公共債務相較，2017 年我國各級政府債務餘額占 GDP 比率為 35.32%，不僅低於 G7 國家，也低於主要歐元區國家及其他亞洲先進國家；但高於亞洲開發中國家之印尼(26.2%)及菲律賓(33.88%)。雖然，我國目前沒有國家倒債危機，但政府赤字逐年增加，應更加重視公共債務問題。

表 1 世界主要國家 2017 年政府債務占 GDP 比率一覽表

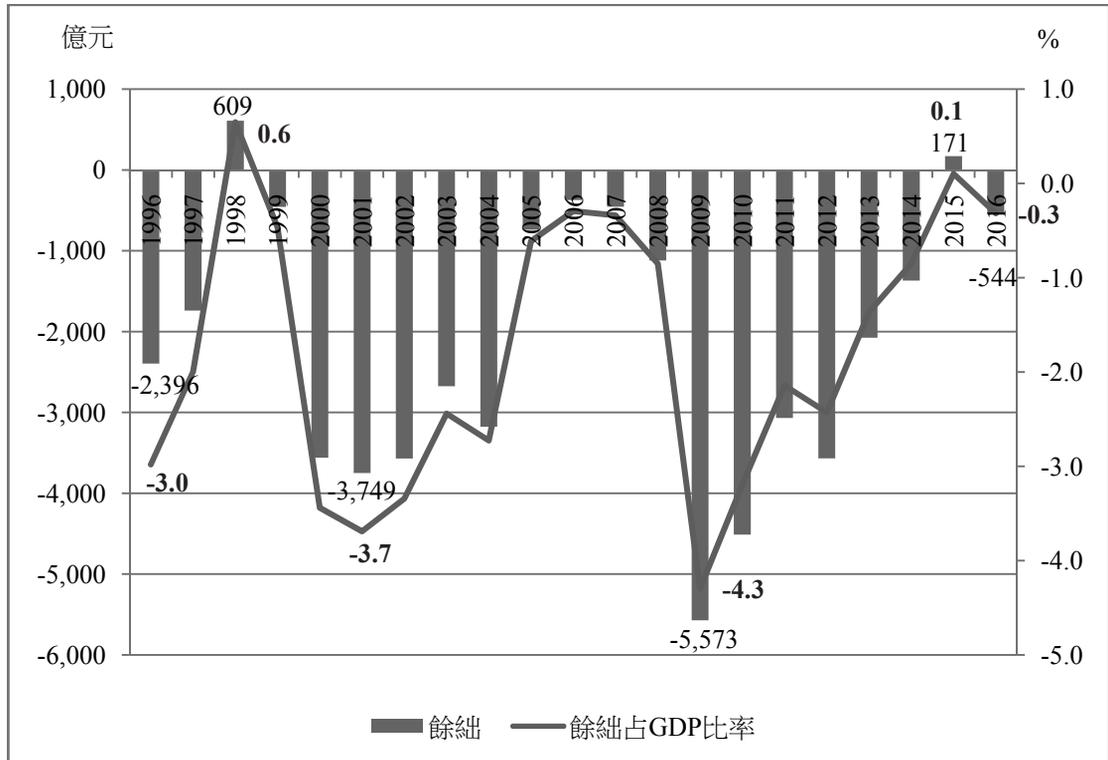
G7 國家及臺灣		歐元區主要國家		亞洲開發中國家	
國家	政府債務占 GDP 比率 (%)	國家	政府債務占 GDP 比率(%)	國家	政府債務占 GDP 比率(%)
加拿大	89.6	奧地利	80.2	柬埔寨	37.9
法國	96.8	比利時	104.3	中國	47.6
德國	65.0	芬蘭	63.3	印度	68.7
義大利	133.0	法國	96.8	印尼	28.7
日本	240.3	德國	65.0	馬來西亞	55.2
英國	89.5	希臘	180.2	緬甸	36.8
美國	108.1	愛爾蘭	69.3	菲律賓	33.9
		義大利	133.0	泰國	40.6
		荷蘭	57.4	越南	61.5
		葡萄牙	125.7		
		西班牙	98.7		

註：數值為 IMF 公布之預估值。

資料來源：2017 年 10 月版 IMF 「世界經濟展望資料庫」 (World Economic Outlook Database) 以及本研究整理彙製。

從 1996 年至 2016 年，我國政府財政除 1998 年及 2015 年度稍微有財政盈餘外，其他各年度均呈現赤字狀態(如圖 1)。2009 年財政赤字更高達 5,573 億元，占該年度 GDP 4.3%，超過歐盟穩定及成長公約 (Stability and Growth Pact) 所要求政府赤字不得超過 3% GDP 之規定。2011 年至 2013 年財政赤字金額微幅下降，財政赤字占 GDP 比率低於 3%。雖然 2010 年財政赤字金額微幅下降，但仍

然超過 GDP 3%，2012 年至 2016 年財政赤字占 GDP 比率皆低於 3%。

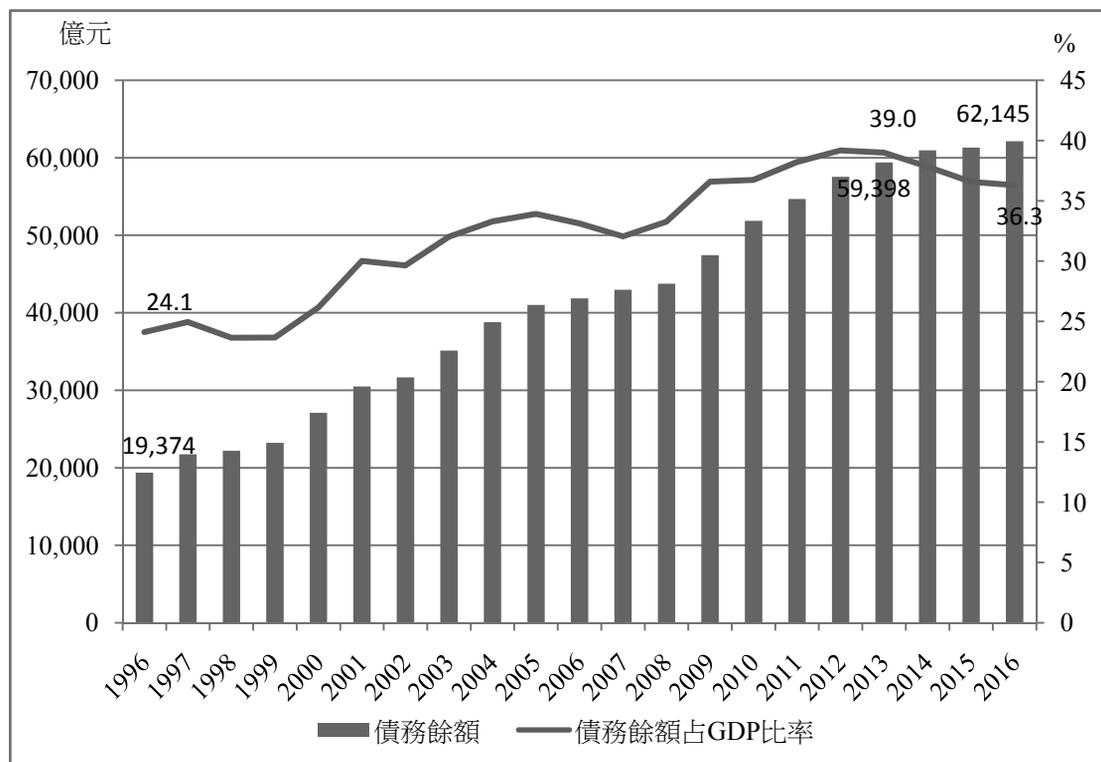


註：2002 年(含)以前為決算審定數；2003 年至 2016 年為決算數。

資料來源：中華民國統計資訊網及本文整理彙製。

圖 1 我國財政餘絀(1996 年至 2016 年)

除政府財政赤字外，政府債務也不斷攀升，從 1996 年各級政府未償債務餘額約 1.9 兆元，占 GDP 比率約為 24.1%，到 2013 年政府未償債務餘額高達約 6 兆元，占 GDP 比率約為 39%(如圖 2 所示)。18 年間(1996 年至 2013 年)，各級政府未償債務餘額增加 2 倍，債務餘額占 GDP 比率也從 24.1%上升至 39%，成長幅度之快，令人擔憂。雖然債務餘額比率從 2013 年以後有微幅下降，至 2016 年各級政府未償債務餘額占 GDP 比率為 36.3%。



資料來源：中華民國統計資訊網及本文整理彙製。

圖 2 各級政府債務累積未償餘額(1996 年至 2016 年)

政府財政惡化，公共債務不斷攀升，但各類公共支出不斷擴張，如因應金融風暴等相關支出一發放消費券、擴大公共建設振興景氣措施、促進就業措施等，同時由於選舉不斷，候選人競相加碼選舉支票，討好選民之社會福利、社會保險政策與無益之蚊子館建設等。同時，賦稅收入占 GDP 比率卻不斷下降，由 1996 年 15.76% 下降至 2016 年 12.6%。在公共債務與公共支出不斷攀升，但稅收增加有限情況下，政府債務管理不容小覷。

根據世界經濟論壇 (World Economic Forum, WEF) 公布之《2017 年至 2018 年全球競爭力報告》(The Global Competitiveness Report 2014–2015)，臺灣在全球 137 個受評國家中，總排名第 15 名，較前幾年退步，且「政府預算平衡」(government budget balance) 與「政府債務」(government debt) 兩大指標，仍然有待改善。從 2010 年至 2012 年，「政府預算平衡」與「政府債務」兩項指標排名，逐年退步(如表 2 所示)，尤其是「政府預算平衡」，在 2016 年首度掉到

100 名，雖然 2013 年至 2016 年略有進步，但政府仍然應該審慎面對預算赤字及債務增加問題，但在受評比國家中仍然居於末段班，故政府應該審慎面對預算赤字及債務增加問題，以避免財政赤字及債務問題惡化，影響臺灣競爭力。

表 2 我國全球競爭力排名(2010 年至 2017 年)

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
總排名	13	13	13	12	14	15	14	15
政府預算平衡	69	91	100	91	80	60	56	41
政府債務	66	71	75	69	64	56	46	39
受評比國家數目	139	142	144	148	144	140	138	137

資料來源：WEF《年全球競爭力報告》及本文整理彙製。

近年來我國公共債務不斷攀升，為達到債務警惕目的，財政部仿效美國，在 2010 年 12 月開始設置「國債鐘」，於每月 7 日公開揭露「中央政府 1 年以上債務未償餘額」、「中央政府短期債務未償餘額」及「平均每人負擔債務金額」等 3 項數據，¹使社會大眾瞭解我國政府債務情形，以達到警惕目的。國債鐘從 2010 年 11 月底第 1 次公布，平均每人負債 19.7 萬元，2014 年 4 月底平均每人負債 24.1 萬元，截至 2017 年 10 月 31 日止平均每人負債 22.9 萬元。從 2010 年 11 月至 2017 年 10 月這段期間，平均每人負債介於 19.7 萬元至 24.2 萬元間，然而財政部的公布之國債鐘僅計算法定債務，未計入非營業基金、自償性及地方政府債務等，無法真實反映國債惡化情況常，被質疑失真。若加計非營業基金舉債、自償性債務、地方政府債務及潛藏債務等(如表 3)，2013 年底，中央政府舉債約 6 兆元，地政府舉債約 1.1 兆元，各級政府潛藏債務約 17 兆，²各級政府總負債約 24 兆元，換算平均每人背負債務約 104 萬元；截至 2016 年底，中央政府舉債約 6 兆元，地政府舉債約 1.2 兆元，各級政府潛藏債務約 18 兆，各級政府總負債約 25 兆元，換算平均每人背負債務則上升至 108 萬元。

¹ 我國國債鐘在 2015 年度以前，每月 7 日公布截至上月底「最新國債訊息」；但自 2016 年度起每週公布截至上周五或上月底「最新國債訊息」。

² 潛藏負債依據我國公共債務法與 IMF 定義，皆不列入政府債務。

依據新版「公共債務法」規定，³中央政府 1 年以上債務餘額上限為前 3 年度平均 GDP40.6%，且行政院提出之 2015 年度中央政府總預算案，預估 2015 年度中央政府債務未償餘額占前 3 年度 GDP 平均數為 38%，所以舉債空間剩下 2.6%，至 3,800 億元。若政府當局未能有效控管債務，以每年 2,000 多億元不到 3,000 億元之債務舉借速度，恐怕 2 年內就會面臨舉債破表問題。

表 3 各級政府債務負擔

項目	債務餘額(億元)		
	2013 年底	2016 年底	
中央政府舉債	按公債法計算債務餘額	51,640	53,447
	1 年以下短期借款	2,146	1,430
	非營業特種基金舉債	5,732	4,887
地方政府舉債	按公債法計算債務餘額	7,932	8,698
	1 年以下短期借款	1,820	1,649
	非營業特種基金舉債	1,365	1,622
各級政府潛藏債務	舊制軍公教人員退休金	57,932	48,771
	公務人員退休撫卹金	25,826	24,928
	勞工保險	81,034	95,656
	公教人員保費給付義務	1,334	997
	國民年金	2,388	6,232
	軍人保險	356	442
	農民健康保險	1,485	1,015
	地方政府積欠健保等保費補助款 及 18%優存差額利息	1,056	523
	總負債	241,807	250,297

註：1.按公債法計算債務餘額係指政府在總預算、特別預算，及在營業基金、信託基金以外之特種基金所舉借 1 年以上債務，但不包括具自償性負債。

2.非營業特種基金舉債為自償性債務，包括短期及長期債務。

3.地方政府舉債為決算數。

資料來源：行政院主計總處、財政部國庫署及本文整理。

³ 因應地方改制與為符合國際標準，2013 年 7 月 10 日修正公共債務法規定，各級政府總債限從 48% GNP 改為 50% GDP，其中，中央政府分配 40.6%，地方政府分配 9.4%—直轄市 7.65%，縣(市)1.63%及鄉(鎮、市)0.12%。新修正公共債務法自 2014 年 1 月 1 日施行。

理論上，債務上限應該是一個國家或地區，在其假設經濟成長路徑下，經審慎評估後可持續之債務水準；但是由於缺乏財政紀律，導致債務上限形同虛設，無法產生財政監督機制。例如：歐盟馬斯垂克條約規定，負債總額占 GDP 比率不能超過 60%，但歐元區一些國家並未遵守規定，所以仍然爆發歐債危機。在美國，歐巴馬(Barack Hussein Obama II)總統自 2009 年 1 月就任以來，國會已 10 次提高債務上限，國債也從上任時 10.63 兆美元，2017 年 1 月卸任時增至 20 兆美元。每當國債規模將達到債務上限時，便要求國會立法提高債務上限，而國會只需要簡單多數通過即可，所以美國幾乎平均每 9 個月就上調一次債務上限。由於美國國會通常不把提高債務限額當一回事，因此難以對政府舉債發揮嚇阻效用。當債務上限無法對一國政府舉債產生財政監督及嚇阻作用時，探討公共債務持續性(public debt sustainability)更顯得重要。

本文主要目的是探討我國公共債務持續性，採用 1996 年至 2013 年各級政府未償債務餘額占 GDP 比率衡量公共債務，引進門檻自我迴歸模型(threshold autoregressive, TAR)，使用門檻單根檢定(threshold unit root test)檢驗我國公共債務是否具有持續性。

貳、文獻探討

鑑於我國公共債務激增，公共債務持續性議題已日益引起專家學者重視。公共債務持續性，通常是指政府未償債務餘額占 GDP 比率維持在一定範圍內，亦即，政府尚有能舉借新債來償還舊債，或政府收支餘額仍足以支付還本付息程度，表示政府償債能力可以支撐，即可達到公共債務持續性。債務持續性是財政持續性(fiscal sustainability)一環，財政持續性包含債務持續性和赤字持續性(deficit sustainability)。關於分析債務持續性相關文獻，主要以政府跨期預算限制(intertemporal budget constraint)作為理論基礎，採用傳統單根檢定(unit root test) — ADF (augmented Dickey–Fuller)、PP (Phillips–Perron) 及 KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin) 檢定，檢測模型中時間序列變數，例如：赤字、政府債務餘額是否為定態(stationary)，作為支持財政持續性之依據。假若檢定結果拒絕單根之虛無假說，表示模型變數為定態，滿足政府跨期預算限制

式，故支持公共債務續性論點。例如：Hamilton and Flavin (1986)與 Wilcox (1989)以美國聯邦政府 1962 年至 1984 年資料，針對實質赤字及流通在外公債餘額進行單根檢定，實證結果支持債務持續性論點。

除運用傳統單根檢定，另外一個方法則是共整合檢定(cointegration test)，檢定各變數間是否具有共整合關係。因縱然模型中變數為非定態(nonstationary)，但若變數間具有共整合之長期穩定關係存在，則支持債務持續性論點。Trehan and Walsh (1988)以美國 1890 年至 1986 年年資料進行實證研究，首先對含利息支付之政府支出、政府稅收、政府發行通貨收入等變數進行單根檢定，結果皆拒絕單根假設，即所有變數為非定態。再進行 Engle and Granger (1987)共整合檢定，結果發現變數間具共整合關係，即政府支出與政府收入之間具長期均衡穩定關係，支持財政持續性論點。

傳統債務持續性檢定方法在檢定跨期預算限制式平衡時，往往未同時考慮非線性(nonlinearity)及多個結構性變動點(structural breaks)。Quintos (1995) 考慮結構性變動，以 1947 年第 2 季至 1992 年第 3 季年美國聯邦政府收入和政府支出資料進行分析，實證結果支持財政持續性。Sarno (2001) 採用非線性模型探討債務持續性，以 1916 年至 1995 年美國公共債務占 GDP 比率資料，運用指數平滑轉換自我迴歸模型 (exponential smooth transition autoregressive model, ESTAR) 進行債務持續性實證研究。實證結果支持債務持續性。Chortareas et al. (2003) 以非線性方法評估拉丁美洲哥斯大黎加、薩爾瓦多、瓜地馬拉、宏都拉斯及墨西哥 5 個國家，實證結果顯示若採用傳統單根檢定，各國債務不具有持續性，然考慮非線性模型時，各國債務則具有持續性。Lima et al. (2008) 以巴西 1971 年第 1 季至 2005 年第 1 季公共債務占 GDP 比率進行實證分析，結果並不支持債務持續性。Huang and Ho (2009)以 1955 年至 2005 年中國大陸政府收入、政府支出及 GDP 等變數，採用非線性 ESTAR 模型進行實證分析，結果發現中國大陸財政赤字具有持續性。Lejour et al. (2010) 以歐洲貨幣聯盟 (European Monetary Union, EMU) 國家為實證分析對象，主張如果不考慮財政整頓和高齡化之公共成本，直至 2025 年預測期內，除比利時，所有選定之 EMU 國家主權債務不具持續性。

國內探討財政持續性或赤字持續性相關文獻不多，例如：張李淑容(1997)採用政府支出、租稅收入、發行貨幣收入等 3 個變數，利用 1970 年第 4 季至 1994 年第 3 季資料進行單根檢定及共整合檢定。實證結果顯示，政府支出、租稅收入及發行貨幣收入 3 項變數具有共整合關係，故符合政府跨期預算限制條件。Wu (1998) 檢驗臺灣財政赤字持續性，期間從 1955 年至 1994 年，實證結果顯示，政府收入與政府支出都是整合級次為 1 之非定態變數，且政府收入與政府支出二者間具有共整合現象，符合跨期預算限制條件，支持臺灣財政赤字具持續性。蘇建榮(2005)以 1962 年至 2003 年我國各級政府實質支出與實質收入資料，利用單根檢定及共整合檢定進行分析，實證結果顯示實質支出與實質收入具有共整合現象，滿足政府預算限制式，支持我國政府財政具有持續性論點。蔡馨芳(2013)採用 1955 年至 2011 年實質歲入淨額與實質歲出淨額資料，進行單根檢定及共整合檢定，實證結果顯示實質歲入與實質歲出均具有單根，且具有共整合現象，滿足政府預算限制式，與張李淑容(1997)、Wu (1998) 及蘇建榮(2005)論點一致，支持我國政府財政具有持續性。然而，若實質歲入淨額與實質歲出淨額採用 1955 年至 2011 年資料進行單根檢定及共整合檢定，則實證結果無法顯示兩者之間具有共整合長期均衡關係，無法支持我國政府財政具有持續性之論點。上述有關我國財政持續性或赤字持續性之實證文獻，皆以線性模型為分析基礎。至於探討我國政府債務持續性之相關實證文獻則非常缺乏，故本文採用 TAR 模型來進行實證分析，探討我國公共債務持續性。

由於公共債務可能具有非線性特性，假若公共債務具有非線性調整過程，但卻採用傳統單根檢定及線性模型來檢驗公共債務是否具有持續性，則不適合。因傳統單根檢定乃假設公共債務在持續不斷調整過程中，調整速度為固定；然而公共債務調整未必都是固定速度，很可能是不對稱，所以近期一些實證研究採用非線性模型來探討公共債務或預算赤字持續性，如 Sarno (2001)、Chortareas et al.(2003)、Arestis et al. (2004)、Payne et al. (2008) 及 Huang and Ho (2009) 。本文考量公共債務可能具有非線性調整過程，故採用 Caner and Hansen (2001)之門檻單根檢定進行實證分析。

叁、研究方法

一、門檻自我迴歸模型 (Threshold Autoregressive, TAR)

本文參考 Caner and Hansen (2001) ，採用具有單根之兩狀態(regime)門檻自我迴歸模型，設定如下：

$$\Delta debt_t = \theta_1' x_{t-1} I\{Z_{t-1} < \lambda\} + \theta_2' x_{t-1} I\{Z_{t-1} \geq \lambda\} + e_t \quad (1)$$

其中， θ_1 、 θ_2 分別表示狀態 1 和狀態 2。 $debt$ 表示公共債務占 GDP 比率， t 表示時間($t = 1, 2, \dots, T$)。 $x_{t-1} = (debt_{t-1} r_t' \Delta debt_{t-1} \dots \Delta debt_{t-k})'$ ， $I\{\cdot\}$ 為指標函數， e_t 為 i.i.d 殘差項。 $Z_{t-1} = debt_{t-1} - debt_{t-m}$ 表示門檻變數(threshold variable)。 m 為延遲參數(delay parameter)且 $1 \leq m \leq k$ 。 k 表示自我迴歸階次(order)且 $k \geq 1$ 。 r_t 表示確定數值之向量，可能包含截距項及線性時間趨勢。 λ 為未知門檻值，依門檻值 λ 將變數 $\Delta debt_t$ 分割成 2 個狀態。 $\lambda \in \Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$ ，式中 λ_1 和 λ_2 是依據以下準則來選取：

$$\begin{cases} P(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1 > 0 \\ P(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2 < 1 \end{cases} \quad (2)$$

其中， $\pi_1 + \pi_2 = 1$ 。

θ_1 和 θ_2 的內容可以表示如下：

$$\begin{cases} \theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1) \\ \theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2) \end{cases} \quad (3)$$

式中， ρ_1 和 ρ_2 表示為 $debt_{t-1}$ 係數， β_1 和 β_2 為截距項， α_1 和 α_2 為 $1 \times k$ 向量，係指在兩狀態下動態迴歸量($\Delta debt_{t-1} \dots \Delta debt_{t-k}$)係數。

二、門檻檢定(Threshold Test)

因某特定公共債務比率可能有門檻效果存在，為檢定門檻效果是否存在，虛無假設為 $H_0: \theta_1 = \theta_2$ ，即線性 AR 模型，而對立假設為非線性 TAR 模型，採用 Wald 統計量：

$$W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda) \quad (4)$$

假如拒絕虛無假設，則表示存在門檻效果(非線性)。

三、門檻單根檢定(Threshold Unit Root Tests)

公共債務比率 $debt_t$ 是一個定態時間數列，可使用 2 個方法來辨識。第一個方法是在兩種狀態下，皆存在單根，稱為完整單根(complete unit roots)。在一個完整單根情況下，單根虛無假設為：

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0 \quad (5)$$

其中一個對立假設可表示如下：

$$H_1: \rho_1 \neq 0 \text{ and } \rho_2 \neq 0 \quad (6)$$

為檢定單根虛無假設，可採用雙側 Wald 檢定統計量(two-sided Wald test statistic)：

$$R_{2T} = t_1^2 + t_2^2 \quad (7)$$

式中， t_1 和 t_2 表示由 OLS 估計 $\hat{\rho}_1$ 和 $\hat{\rho}_2$ 之 t 值。當虛無假設 H_0 成立，表示公共債務比率 $debt_t$ 在兩種狀態皆有單根存在。

另外，虛無假設之其他對立假設可表示如下：

$$H_2: \rho_1 < 0 \text{ and } \rho_2 < 0 \quad (8)$$

為檢定單根虛無假設，可使用單側 Wald 檢定統計量(one-sided Wald test statistic)：

$$R_{1T} = t_1^2 I\{\hat{\rho}_1 < 0\} + t_2^2 I\{\hat{\rho}_2 < 0\} \quad (9)$$

當對立假設 H_1 (或 H_2)成立，表示公共債務比率 $debt_t$ 在兩種狀態下皆為定態。Caner and Hansen (2001) 主張單側 Wald 統計量檢定力可能較雙側 Wald 統計量強。

第二個方法是只有在一種狀態下才有單根存在，稱為部分單根(partial unit roots)。在部分單根情況下，單根虛無假設為 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ ，而對立假設有 2 個，其中一個對立假設是在狀態 1 下，公共債務比率 $debt_t$ 是定態，可表示如下：

$$H_3: \rho_1 < 0 \text{ and } \rho_2 = 0 \quad (10)$$

另一個對立假設為在狀態 2 下，公共債務比率 $debt_t$ 是定態，可表示如下：

$$H_4: \rho_1 = 0 \text{ and } \rho_2 < 0 \quad (11)$$

本文採用單側 Wald 檢定統計量 t_1 來檢定單根虛無假設 H_0 對應對立假設 H_3 ，而單側 Wald 檢定統計量 t_2 來檢定單根虛無假設 H_0 對應對立假設 H_4 。當對立假設 H_3 成立，表示公共債務比率 $debt_t$ 只有在狀態 1 時才為定態。如果對立假設 H_4 成立，則表示公共債務比率 $debt_t$ 只有在狀態 2 時才為定態。

肆、研究結果

國際上公共債務比率常使用公共債務占 GDP 比率衡量，本文亦採用我國公共債務占 GDP 比率，衡量公共債務，以數列變數 $debt$ 表示之。本文公共債務餘額與 GDP 資料分別來自財政部國庫署及行政院主計總處，實證期間為 1996 年至 2013 年。

首先，使用 Wald 檢定統計量檢驗是否可以拒絕線性 AR 模型，而贊成非線性 TAR 模型。Wald 統計量會受延遲參數 m 值所影響，且 Caner and Hansen (2001) 主張選擇一個具有最小平方誤差總和之延遲參數，作為延遲參數首選值 (preferred value)。所以，本文根據此準則，選擇最適延遲參數為 $m=2$ 。表 4 門檻檢定結果顯示，在 1% 顯著水準下，Wald 統計量 W_T 為顯著，這一結果意味著有顯著證據拒絕線性之虛無假設，表示存在門檻效果。因此，線性模型並不適合本文，而應採用 TAR 模型。本文門檻估計值為 $\hat{\lambda}=3.618$ ，並且大約有 67% 觀察值是在狀態 1。

表 4 門檻檢定

最適延遲 參數 m	W_T	拔靴臨界值			拔靴 p 值	門檻參數 $\hat{\lambda}$	觀察值在狀態 1 比率(%)
		10%	5%	1%			
2	133.54	42.53	57.76	132.54	0.01	3.618	67

註：在 3 個顯著水準下(10%、5%、1%)，Wald 統計量臨界值是以拔靴法(bootstrap)反覆抽樣 5,000 次計算所得之結果。

然後，探討公共債務 *debt* 是否具有門檻單根特性。表 5 和表 6 檢定統計量 R_{2T} 和 R_{1T} 用以檢測公共債務否是為定態。從 R_{2T} 和 R_{1T} 得到之 Wald 統計量 W_T 大於在 5% 顯著水準下之拔靴臨界值，因此在 5% 顯著水準下，拒絕公共債務具有單根之虛無假設。

表 5 雙側單根檢定

最適 m	W_T	R_{2T}			p 值
		拔靴臨界值			
		10%	5%	1%	
2	59.82	30.10	39.73	112.56	0.02

表 6 單側單根檢定

最適 m	W_T	R_{1T}			p 值
		拔靴臨界值			
		10%	5%	1%	
2	59.82	28.59	39.24	112.56	0.02

進一步利用檢驗個別 t 統計量 t_1 和 t_2 尋找部分單根之證據，以確認完整單根檢定結果(如表 5 和表 6 所示)。部分單根檢定統計量 t_1 和 t_2 可用來確定公共債務在那一個狀態下是定態，亦即可用來檢驗在長期下我國公共債務是否具有持續性。表 7 部分單根檢定結果顯示， t_1 統計量是 7.60，表示在 1% 顯著水準下為顯著，所以拒絕虛無假設，隱含公共債務在狀態 1 下是定態，即公共債務在狀態 1 下具有持續性。然而， t_2 統計量是 1.43，在 10% 顯著水準下不顯著，所以無法拒絕虛無假設，表示沒有發現足夠證據支持公共債務在狀態 2 下是定態，即公共債務在狀態 2 下不具有持續性。

表 7 部分單根檢定

最適 m	t_1		t_2	
	T-STATISTIC	拔靴 p 值	T-STATISTIC	拔靴 p 值
	2	7.60***	0.006	1.43

註：*** 表示在 1% 顯著水準下為顯著之估計值。

TAR 模型估計結果如表 8 所示。TAR 模型將迴歸區分成 2 個狀態，2 個狀態取決於變數 $Z_{t-1} = debt_{t-1} - debt_{t-3}$ 位於門檻 $\hat{\lambda} = 3.618$ 之上或之下；換言之，前一期公共債務比率減去前 3 期公共債務比率，高於或低於 3.618。當 $Z_{t-1} < 3.618$ ，屬於狀態 1，即表示過去 2 年公共債務比例變動已經累計低於 3.618%，則為狀態 1，而本文大約 67% 觀察值是屬於狀態 1。當 $Z_{t-1} \geq 3.618$ ，狀態 2 產生，表示過去 2 年公共債務比例變動已累計等於或大於 3.618%，則為狀態 2，而本文約有 33% 觀察值屬於狀態 2。依據部分單根檢定結果顯示，公共債務在狀態 1 情況下是定態；但沒有足夠證據顯示公共債務在狀態 2 情況下也是定態。因此，我國公共債務在本研究期間(1996 年至 2013 年)大部分是定態，表示我國的公共債務在此期間年，大部分處於持續性狀態。

表 8 TAR 模型估計結果

被解釋變數	狀態 1 (REGIME 1)	狀態 2 (REGIME 2)
	$Z_{t-1} < 3.618$	$Z_{t-1} \geq 3.618$
截距項	22.290*** (2.767)	21.153*** (14.356)
$debt_{t-1}$	-0.898*** (0.118)	-0.665*** (0.464)
$\Delta debt_{t-1}$	1.076*** (0.110)	-0.580*** (0.225)
$\Delta debt_{t-2}$	-0.173*** (0.169)	-0.373** (0.599)

註：括號內數值為標準差。*** 及 ** 分別表示在 1% 及 5% 顯著水準下為顯著之估計值。

伍、結論與建議

由於公共債務可能具有非線性特性，所以採用傳統公共債務持續性之檢驗方法，即利用傳統單根檢定來檢驗公共債務是否具有持續性之方法未必有效。過去傳統單根檢定及計量模型，皆是建立在變數為線性關係假設下，然而當變數存在非線性調整過程時，線性模型將不再適用。本文考量公共債務可能具有非線性調整過程，為檢驗公共債務數列變數是否為非線性，所以採用 TAR 模型，並利用門檻單根檢定來檢驗我國公共債務是否具有可持續性。

本文實證分析，得到 2 個重要結果。首先，實證分析結果支持我國公共債務具有門檻效果，所以採用非線性 TAR 模型會優於線性 AR 模型。本文結果主張公共債務是一個非線性數列，與 Chortareas (2003)、Arestis et al. (2004) 及 Jawadi and Sousa (2012) 之研究一致。第二，有別於傳統單根檢定，本研究採用門檻單根檢定，結果發現我國的公共債務數列在狀態 1 為定態；但沒有足夠證據支持公共債務數列在狀態 2 也是定態。此實證結果意味著，我國公共債務在 1996 年至 2013 年期間，大部分是在狀態 1 情況下，故公共債務為定態，具持續性。假如過去 2 年公共債務比率變動超過 3.618%，則公共債務處於在狀態 2 情況下，公共債務非定態，不具持續性。如圖 3 所示，大多數前 2 年公共債務比率變動低於門檻值 3.618%，只有在 2002、2003、2005 及 2010 年之公共債務比率變動高於門檻值 3.618%，此時不具持續性。

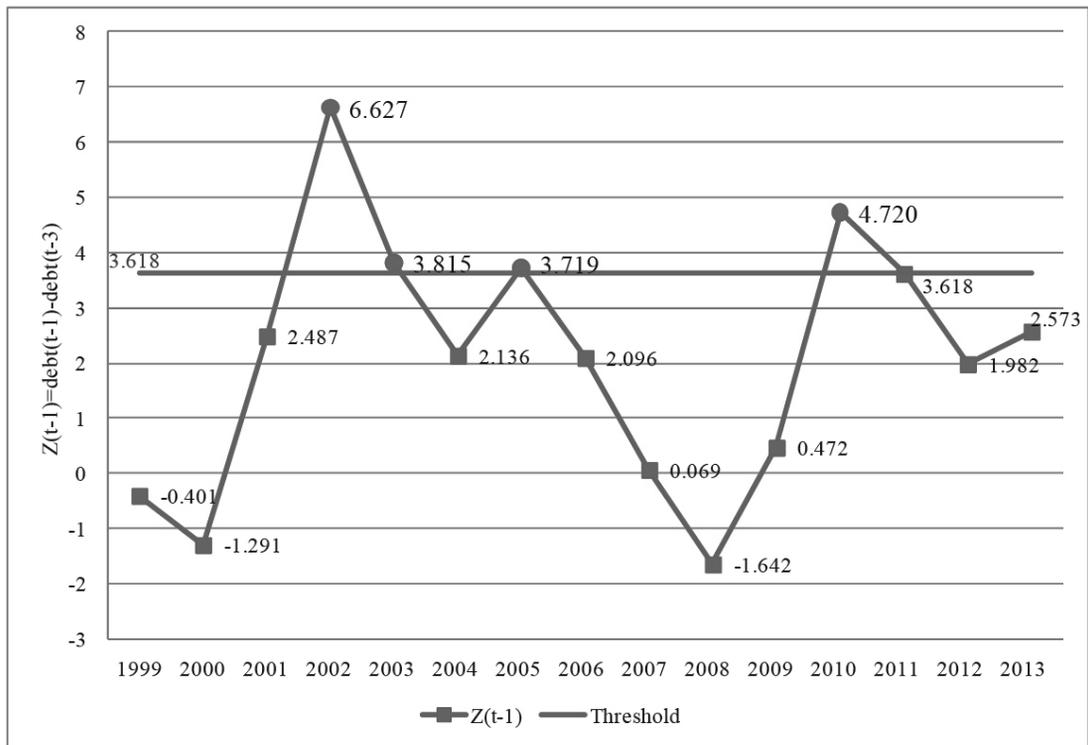


圖 3 門檻變數趨勢圖

2014 年 1 月 1 日施行新修正公共債法⁴，規定各級政府總債限為 50% GDP。由於臺灣人口面臨老化趨勢，這不僅阻礙未來經濟成長，同時導致政府在未來社會保障、醫療保險、醫療補助及退休金等支出上升，再加上出生率日益降低，更加劇政府債務負擔。因此，政府除制定債務上限，應該更加審慎考量與重視公共債務是否具有持續性。為強化債務管理，雖新修正公共債法第 12 條規定：「中央及直轄市應以當年度稅課收入至少百分之五；縣(市)及鄉(鎮、市)應以其上年度依第五條第四項所定之公共債務未償餘額預算數至少百分之一，編列債務之還本。」為確保公共債務可持續性，政府應該審慎考量公共債務比率變動之增加，更具體地說，應該重視任何公共債務比率之增加，特別是過去 2 年內公共債務比率增加累計達到或超過 3.618%。因為過去 2 年內公共債務比率增加累計達到或超過 3.618%，公共債務便處於非持續性狀態。為防止這種情況發生，建議政府可以制定公共債務比率變動門檻，例如：規定 2 年內公共債務比率增加應低於 3.618%，當公共債務比率變動達到一定門檻值(如 3.618%)，應積極地削減公共債務比率，以確保公共債務持續性，並作為公共債務管理之參考依據，有助政府當局致力於債務持續性、財政紀律及財政整頓。

參考文獻

一、中文部分

1. 張李淑容(1997)，「臺灣地區政府預算平衡限制之實證分析」，*臺灣銀行季刊*，48(4)，119-142。
2. 蘇建榮(2005)，「我國政府財政永續性之實證分析」，第 9 屆經濟發展學術研討會，臺北。
3. 蔡馨芳(2013)，「臺灣財政永續性之研究：政府角色的反思」，*公共行政學報*，44，1-72。

二、英文部分

1. Ahmed, S. and J. H. Rogers(1995), "Government Budget Deficits and Trade

⁴ 同註 3。

- Deficit: Are Present Value Constraints Sustained in Long-term Data?" *Journal of Monetary Economics*, 36, 351-374.
2. Arestis, P., A. Cipollini, and B. Fattouh (2004), "Threshold Effects in the U.S. Budget Deficit," *Economic Inquiry*, 42(2), 214-222.
 3. Bohn, H. (2007), "Are Stationary and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint," *Journal of Monetary Economics*, 54, 1837-1847.
 4. Caner, M. and B. Hansen (2001), "Threshold Autoregression with a Unit Root," *Econometrica*, 69(6), 1555-1596.
 5. Chortareas, G., Kapetanios, G. and M. Uctum (2003), "A Nonlinear Approach to Public Finance Sustainability in Latin America," University of London Queen Mary Economics Working Paper No. 486.
 6. Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, 1057-72.
 7. Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
 8. Hamilton, J. D. and M. A. Flavin (1986), "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing," *The American Economic Review*, 76(4), 808-819.
 9. Huang, C.-J. and Y.-H. Ho (2009), "Fiscal Deficit Sustainability in China: Nonlinear Evidence", In NejdettDelener et al. (Eds.), *Business Strategies and Technological Innovations for Sustainable Development: Creating Global Prosperity for Humanity*, Global Business and Technology Association, 520-527.
 10. Jawadi, F. and R. M. Sousa (2012), "Structural Breaks and Nonlinearity in US and UK Public Debt," *Working Paper*, University of Minho.
 11. Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are

- We That Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
12. Lejour, Arjan, Jasper Lukkezen, Paul Veenendaal (2010), "Sustainability of Government Debt in the EU," CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis Working Paper.
 13. Lima, L. R., W. P. Gaglianone, and R. M. B. Sampaio (2008), "Debt Ceiling and Fiscal Sustainability in Brazil: A Quantile Autoregression Approach," *Journal of Development Economic*, 86, 313-335.
 14. Payne, J. E., H. Mohammadi, and M. Cak (2008), "Turkish Budget Deficit Sustainability and the Revenue-Expenditure Nexus," *Applied Economics*, 40(7), 823-830, 2008.
 15. Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988), "Testing for Unit Roots in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 423-470.
 16. Quintos, C. E. (1995), "Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(4), 409-417.
 17. Rehinart, Cm M. and K. S. Rogoff (2010), "Public Debt Overhangs: Advanced-Economy Episodes Since 1880," *Journal of Economic Perspectives*, 26(3), 69-86.
 18. Sarno, L. (2001), "The Behavior of US Public Debt: A Nonlinear Perspective," *Economics Letters*, 74(1), 119-125.
 19. Trehan, B. and C. E. Walsh (1988), "Common Trends, The Government's Budget Constraint, and Revenue Smoothing," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 425-444.
 20. Trehan, B. and C. E. Walsh (1991), "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Application to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits," *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 206-223.
 21. Wilcox, D.W. (1989), "The Sustainability of Government Deficits: Implications of

the Present Value Borrowing Constraint,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(3), 291-306.

22. Wu, Jyh-lin. (1998), “Are Budget Deficits “Too Large”? The Evidence from Taiwan,” *Journal of Asian Economics*, 9(3), 519-528.