

政府債務永續性之實證研究-以 OECD 國家為例

An empirical analysis of public debt sustainability: The case of OECD countries

李政峰

國立高雄應用科技大學 企業管理系教授

E-mail: jflee@kuas.edu.tw

連春紅

崑山科技大學 國際貿易系副教授

E-mail: chlien@mail.ksu.edu.tw

楊協峰

高雄應用科技大學 企業管理所研究生

E-mail: 1099335108@kuas.edu.tw

摘要

受到2008年金融海嘯的影響，各國政府大量舉債以刺激經濟，而擴張性財政政策的代價卻是政府債務的快速累積。過往的文獻通常在線性架構下探討國家財政永續性，這些研究的一個共同基本假設是經濟的時間序列具有對稱動態行為，而近期的研究則在非線性架構下探討國家財政永續性，但這些非線性模型是在條件平均下去進行估計，無法估計數列在不同條件分量下的行為，因此本研究應用Koenker and Xiao (2004)的分量單根檢定方法來檢驗7個OECD國家政府債務的永續性。

實證結果發現，各國政府的債務不僅具有均數復歸行為，且呈現不對稱的動態調整行為。在低分量下，面對負面衝擊，政府債務呈現均數復歸行為，表示政府財政政策具有財政永續性。相反地，在高分量下，面對正面衝擊，顯示存在單根行為，表示政府財政政策不具有財政永續性。此結果可供財政當局參考，當債務達到一定門檻時，財政當局應有危機意識，審慎地檢視當前的財政政策，以達到財政長期之均衡。

關鍵字：財政永續性、跨期預算限制、分量單根檢定

Keywords: Fiscal sustainability、Intertemporal budget constraint、Quantile unit root test

壹、緒論

一、研究背景及動機

2008年美國次級房貸危機所引發的金融海嘯使全球經濟陷入衰退，各國政府無不積極的推動振興經濟景氣方案，增加財政支出以刺激經濟，在財政收入無法支撐所需開支情況下只能大量舉債，使得這些國家的債務更加嚴重。2009年爆發的希臘債務危機延宕至2012年五月仍餘波盪漾，不但造成歐元大幅貶值，也使得金融市場劇烈震盪。

根據歐洲經濟貨幣聯盟(EMU)於1991年12月在荷蘭所簽定的「馬斯垂克條約」(Treaty of Maastricht)規範加入歐盟的財政門檻，就債務存量而言，政府債務餘額占GDP比率不得超過60%，就債務流量而言，政府每年財政赤字占GDP比率不得超過3%，歐盟更於1997年訂定了「穩定與成長協定」(Stability and Growth Pact)，對於財政赤字超過3%者必須持續降低其比率，或證明其逾限調整是暫時或例外的情形。

近幾年來，為了應對金融危機及經濟危機，各國政府大量舉債以刺激經濟，而經濟復甦伴隨而來的卻是巨大的債務危機，目前(2011)希臘的總債務近三千五百億歐元，預計到2013年希臘債務總額與其經濟總量之比將達到160%。義大利，歐元區第三大經濟體，全球第七大經濟體，也有著債務危機，其發債金額為希臘的5.8倍，公共債務占GDP比率高達120%，每年赤字占GDP比重約5%。

從圖 1 可看出歐洲主要國家近十年來的債務狀況，除了法國和德國的債務總額占 GDP 比率維持較穩定外，其餘國家如希臘、愛爾蘭、義大利等因受到金融危機影響，各國政府不得不推出震興經濟措施以刺激經濟成長，在財政收入無法支撐所需公共支出的情況下只能大量舉債，使其債務總額占 GDP 比率從 2008 年開始急速上升。

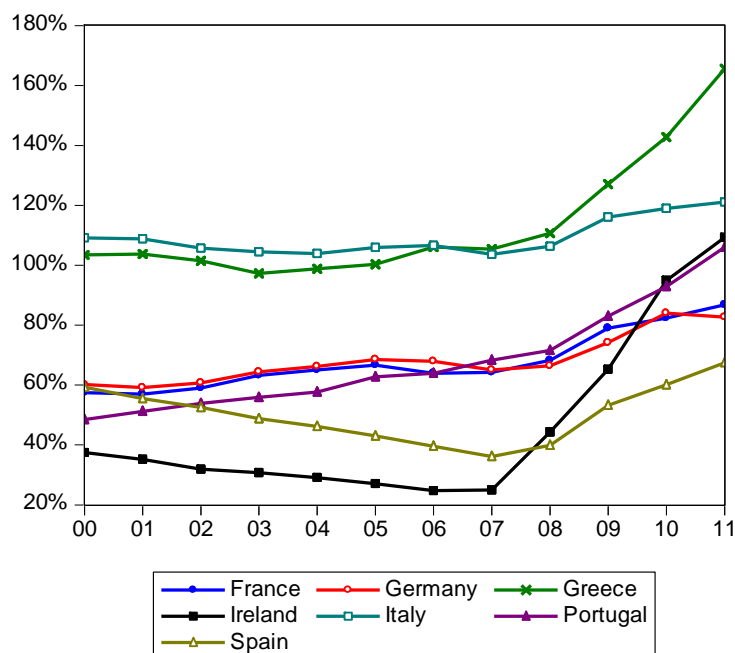


圖 1 歐洲主要國家債務總額占 GDP 之比率

過去十年間，全球政府負債從 2001 年 18 兆美元，暴增到 2011 年近 43 兆美元，成長 138%。但同期，全球經濟產值(GDP)卻從 32 兆美元增至 63 兆美元，只成長 96%，全球債務成長速度遠高於經濟成長速度。適當的舉債可以成為經濟成長的助力，但這需要政府的財政紀律和長遠規劃。各國政府無不透過其財政收支變數來驗證國家財政永續性(fiscal sustainability)。

財政永續性可分為赤字永續性(deficit sustainability)和債務永續性(debt sustainability)，基於資料取得的完整性之考量，本研究採用債務觀點來衡量財政永續性。蘇建榮(2005)指出財政永續性就經濟上的直覺而言是指政府財政赤字不能永續存在，且要避免國家債務出現債臺高築的現象，不可有以債養債(Ponzi-game)的情形發生，將政府的未償債務餘額控制在可支撐(sustainable)的範圍之內，才能達到永續。換言之，財政永續性就是財政狀況在長期能維持一個穩定的狀態，使其在未來最終的某個時點上具有償付能力，不會留下任何淨負債。

早期對於財政永續性的研究大多從財政赤字或債務占 GDP 的比率(Debt/GDP)來衡量，並利用單根檢定(unit root test)來判斷其恆定性(stationary)。當檢定結果拒絕單根時，顯示所觀察財政變數具有恆定性，即政府的財政收支經過一段時間或即使遭受外力干擾仍然會回復到一種穩定的狀態，表示財政具有永續性。反之，則表示財政不具有永續性。因為政府赤字或債務可能不會一直呈現恆定狀態，而是呈現恆定或非恆定的動態行為，因此近期的學者大多透過非線性動態模型來探討國家財政永續性，但這些非線性模型是在條件平均下去進行估計，無法估計數列在不同條件分量下的行為。因此，本研究以分量單根檢定(quantile unit root test, QUR)的方法來衡量政府財政永續性，分量單根檢定能提供更豐富的動態行為，使政策決策者在不危害長期財政永續性下，能夠適當的舉債以促進經濟成長。

二、研究目的及範圍

面對金融海嘯衝擊，各國政府無不積極的採用凱因斯學派觀點，擴大財政支出以刺激經濟，但這種短期的財政政策雖解決了當前的經濟危機，卻也造成政府長期的債務和赤字增加，政府不可能永久背負龐大的預算赤字，長期而言政府的財政收支必須平衡，而債務只是國家長短期的財務操作策略，有效的控制債務的存量，將有利於國家未來的發展。

在大量的國外文獻中，對於財政永續性的衡量指標有不同的方式，Buiter(1985)以公部門淨財富(net worth)占GDP的比率來衡量財政政策的穩定，但因為淨財富的衡量不易，所以其他相關文獻則以債務占GDP的比率(Debt/GDP)來評估一個國家長期的財政赤字及政府債務是否會影響國家長期的償債能力。

以往對於財政永續性的研究大多以政府跨期預算限制式模型來衡量政府部門的財政政策效果，例如，Flavin and Hamilton (1986)、Wilcox (1989)等，當政府跨期預算限制式可以達到平衡，則表示政府滿足長期均衡可以達到財政永續性。而近期的學者，如Sarno(2001)、Arestis et al.(2004)、Davig(2005)等則考慮公共債務非線性動態的存在，允許公共債務呈現短期不可永續性，然而這種短期的行為不會對長期永續性構成威脅。

本研究將採用Koenker and Xiao (2004)提出的分量單根檢定，來分析各國政府的債務餘額占GDP的比率在不同分量上的均數復歸的速度，此檢定在數列為非常態厚尾，或具有不對稱的動態行為時，較一般常用的ADF檢定更具有檢定力，且數列在不同分量上所呈現的恆定性及非恆定性不盡相同，因此能提供更豐富的動態行為。

因受限於各國政府債務餘額之細項資料取得不易及資料完整性之考量，故本研究以OECD會員國中的奧地利、比利時、芬蘭、愛爾蘭、義大利、日本及荷蘭等7國為對象，這些國家皆為國際貨幣基金組織(International Monetary Fund, IMF)認定之先進經濟體(advanced economies)，且這些國家的主權債信評等皆自2011年11月起被標準普爾信評公司調整為負向，因此本文將探討這些先進經濟體中，各國債務永續性之恆定及非恆定期間的差異，並檢視各國公共債務是否具有永續性。實證分析資料來源取自AMECO資料庫，資料期間為1977年至2010年，共計34年度的年資料進行實證研究。

貳、文獻探討

一、財政永續性

根據Zee(1988)對財政永續性的定義：永續性(sustainability)係指一種穩定(stability)的狀態，並由債務的角度將財政永續性定義為：「在不考慮非預期的外在衝擊下，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。」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。因此，大多數的學者及國際貨幣基金組織(International Monetary Fund, IMF)皆強調預算盈餘(budget surpluses)與預算平衡(balanced budgets)的概念。國際貨幣基金組織 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，表示這套政策具有永續性。」以上採用債務觀點來定義，稱為債務永續性(debt sustainability)。而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)。

文獻上財政永續性可區分為「赤字永續性」和「債務永續性」，主要差異在於衡量工具之概念不同，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。Flavin and Hamilton及Wilcox等人即是以此跨期預算限制來進行實證研究。而債務永續性通常就是以未償債務餘額占GDP的比率來衡量，若未償債務餘額維持在一定的範圍之內，表示政府償債能力可以支撐，即可以達到永續性。在財政紀律下，各國皆有公共債務的上限，就是基於此一原則，例如：美國國會於2011年8月1日通過將債務上限提高至16.39兆美元。

二、國外有關財政永續性分析之理論架構及實證方法

幾十年來很多的學者在研究長期預算赤字對公共債務的永續性是否是一種威脅，而一談到財政永續性的研究，大都從Flavin and Hamilton (1986)的理論模型開始，他們使用Barro(1984)的跨期預算限制式為實證研究基礎，資料樣本分析期間為美國聯邦政府1962年至1984年，模型選取變數包含政府支出(不含利息支付)、政府稅收、發行貨幣收入，以Dickey-Fuller單根檢定法來檢定變數資料是否為恆定(stationary)，實證結果在10%顯著水準之下，拒絕有單根的虛無假設，變數資料皆具有恆定，滿足政府的跨期預算限制式，獲得有財政永續性的推論；但是當顯著水準為5%時，實證結果無法拒絕有單根的虛無假設，因此可以知道Flavin and Hamilton的實證結果檢定力不夠。Wilcox (1989)則進一步探討Flavin and Hamilton的研究，排除Flavin and Hamilton應用之DF檢定的殘差項序列相關問題，並考慮到實質利率的隨機變異，他檢定債務折現值是否為恆定的時間序列變數，結果發現在一個動態且有效率的經濟

下公共債務是具有永續性的且發現在1974年有結構性變動。

除了對變數進行單根檢定外，另一個檢定方法則是檢定變數之間是否具有共整合關係，「共整合」(cointegration)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 and Granger, 1987)，若一組非恆定財政變數被檢定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，因此，若一組財政變數進行單根檢定之後，無法拒絕變數非恆定之虛無假設時，則必須進行「共整合檢定」(co-integration test)，以確定變數間的長期關係。Hakkio and Rush(1991)採用ADF檢定和共整合檢定，檢視美國1950年第二季至1988年第四季의實質收入、實質支出與實質赤字，並區分為二個期間(1964：I~1988：IV及1976：III~1988：IV)來觀察，其結果發現在較長期間(1964~1988)的變數間具有共整合關係，但在較短期間(1976~1988)的變數間卻顯示無共整合關係，表示近年來財政永續條件惡化，若美國政府持續既定的財政政策，則將無法達到財政長期均衡。

上述研究的一個重要基本假設是經濟的時間序列具有對稱動態，近年來，越來越多的學者專注在研究公共債務的長期永續性在不同財政體制(fiscal regime)下的影響，當公共債務具有非線性動態時，在長期可能是永續性的，但在短期則不具永續性。

Sarno(2001)以非線性模型探討債務的永續性，以1916年至1995年美國的公共債務占GDP比率資料，運用平滑轉換自我回歸模型(smooth transition autoregressive model, STAR)進行債務永續性的實證研究。實證結果顯示該期間內美國公共債務占GDP比率具有非線性均數復歸過程的特性，並且拒絕單根虛無假說，得到具有債務永續性的結論。

Davig(2005)則利用馬可夫轉換模型(Markov-switching model)來分析美國債務折現值的行為，Davig使用Flavin and Hamilton(1986)及Wilcox (1989)的更新資料來探討擴張的債務折現值是否對整體財政政策的永續性構成威脅，他認為雖然擴張財政體制是無法繼續持續的，但它對於美國債務折現值的長期永續性不會構成威脅。Arestis et al.(2004)以美國1947年第二季至2002年第一季期間的每季赤字資料，使用門檻自我回歸模型(threshold autoregressive model, TAR)來進行實證研究，他們發現美國預算赤字在長期是永續性的，但當政府預算赤字變得非常大，達到一定門檻時，財政部門會以刪減預算赤字的政策來進行干預，使預算赤字收斂到一個長期均衡水準，達到財政永續性。

Lima et al.(2008)認為 Garcia and Rigobon(2004)使用風險值(Value at Risk, VaR)的觀點來研究債務永續性有些不精確，因此，他們運用分量自我回歸模型(quantile autoregression model, QAR)來發展一套衡量債務上限的財務預警系統，他們以巴西1976年第一季至2005年第一季期間的每季公共債務占GDP的比率來衡量，其結果發現巴西的公共債務並沒有低到可以維持長期財政永續性，因此，應增加預算盈餘而非減少預算盈餘，而且在衝擊不存在下，巴西政府應在未來的幾季去減少債務占GDP的比率，以保證長期財政永續性。

參、研究方法

傳統的計量檢定方法都是建立在變數為恆定(stationary)的結果下去進行檢定，但大部分的總體經濟變數多為非恆定(nonstationary)的時間序列資料，如果再以傳統的計量方法如普通最小平方法(OLS)、一般最小平方法(GLS)進行迴歸分析，可能會產生Granger and Newbold (1974)所提出的虛假迴歸(spurious regression)問題，則實證經濟研究中所推論的變數關係也就沒有意義。

為了解決時間序列資料非恆定的問題，在變數的處理上大多先對資料的恆定性進行單根檢定(unit root test)。若變數為非恆定的時間序列資料，則將變數進行差分後使其恢復成恆定的時間序列資料，再進行OLS迴歸分析。但是一般的單根檢定只能觀察到數列在平均分量(mean quantile)的行為，因此，本研究將使用Koenker and Xiao (2004)所提出的分量單根檢定(quantile unit root test)來檢定在不同分量上的財政永續性。

一、財政永續模型

本研究的財政永續模型截錄自Afonso and Rault(2010)的理論模型並且為了方便推導，本文假設其實質利率為固定。從理論觀點來說，財政永續性可以從政府即期預算限制式(temporal budget constraint)來分析，已知政府t期的預算限制如下：

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

其中 G ：政府的主要支出； R ：政府的主要收入； B ：政府的債務； r ：假設為固定實質利率。

(1) 式對 $t+1, t+2, \dots, t+s$ 期都成立，改寫(1)式並反覆替代得到下列跨期預算限制式(intertemporal budget constraint)：

$$\begin{aligned}
 B_t &= \frac{1}{1+r}(B_{t+1} + R_{t+1} - G_{t+1}) \\
 &= \frac{1}{1+r}(R_{t+1} - G_{t+1}) + \frac{1}{1+r} \left[\frac{1}{1+r}(B_{t+2} + R_{t+2} - G_{t+2}) \right] \\
 &= \frac{1}{1+r}(R_{t+1} - G_{t+1}) + \frac{1}{(1+r)^2}(R_{t+2} - G_{t+2}) + \frac{1}{(1+r)^2}B_{t+2} \\
 &= \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s} - G_{t+s}}{(1+r)^s} + \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{(1+r)^s}, \tag{2}
 \end{aligned}$$

假設終極條件(transversality condition)成立下，(2)式等號右邊第二項為零，現有公債餘額的現值(t 期)將等於未來政府預算盈餘的現值。

永續的財政政策要求不存在 Ponzi games(transversality condition 滿足)且滿足跨期預算限制式，也就是說，在未來債務的成長率不可高於實質利率下，政府須讓未來預算盈餘的現值等於目前的公債餘額的現值。

當經濟成長時，Hakkio and Rush(1991)建議以所有變數占 GDP 的比率來分析會更為適合，以下將所有變數都除以實質 GDP，則 PVBC 為

$$\frac{B_t}{Y_t} = \frac{(1+r)B_{t-1}}{(1+y)Y_{t-1}} + \frac{G_t}{Y_t} - \frac{R_t}{Y_t}, \tag{3}$$

此處 y 為實質所得成長率。

假設實質所得成長率為常數下，經過計算可得 PVBC 如下：

$$\begin{aligned}
 b_t &= \frac{1+y}{1+r}(\rho_{t+1} - g_{t+1} + b_{t+1}) \\
 &= \frac{1+y}{1+r}(\rho_{t+1} - g_{t+1}) + \frac{1+y}{1+r} \left[\frac{1+y}{1+r}(\rho_{t+2} - g_{t+2} + b_{t+2}) \right] \\
 &= \frac{1+y}{1+r}(\rho_{t+1} - g_{t+1}) + \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^2 (\rho_{t+2} - g_{t+2}) + \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^2 b_{t+2} \\
 &= \sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^s [\rho_{t+s} - g_{t+s}] + \lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^s, \tag{4}
 \end{aligned}$$

$b_t = \frac{B_t}{Y_t}$ ； $g_t = \frac{G_t}{Y_t}$ ； $\rho_t = \frac{R_t}{Y_t}$ ，當 $r > y$ 時，則需導入償付能力條件(solvency condition)，即 $\lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^s = 0$ ，來約束債務的成長，這意味著債務占 GDP 比率的成長率應該小於 $\left(\frac{1+y}{1+r} \right)^s$ ，如此才能使得財政政策具有永續性。

為了檢定財政永續性，實證上普遍的作法是利用過去的財政資料，檢定政府債務是否為一恆定過程，或者檢定政府收入和支出是否有共整合關係。

二、分量單根檢定

本節簡單介紹 Koenker and Xiao (2004)提出的分量單根檢定(quantile unit root test, QUR)，此檢定在數列為非常態厚尾，或具有不對稱的動態行為時，較一般常用的 ADF 檢定更具有檢定力；此外，分量單根檢定的程序可以呈現數列在不同分量上均數復歸的速度，較諸一般的線性模型提供更豐富的動態行為。

考慮下列 ADF 迴歸模型，

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \alpha_{j+1} \Delta y_{t-j} + u_t, t = 1, 2, \dots, n, \quad (5)$$

此處， $y_t = \tilde{y}_t - \hat{r}_0$ 表示去除平均數後的債務餘額占 GDP 比率數列，干擾項 u_t 為 iid 的隨機變數，其平均數為 0，變異數為常數。在此設定下，AR 係數 α_1 可用來衡量數列的持續性。若 $\alpha_1 = 1$ ， y_t 含有單根，若 $|\alpha_1| < 1$ ， y_t 為一均數復歸的恆定數列。如 Koenker and Xiao (2004)所述，條件在前一期($t-1$)的訊息集合 \mathfrak{S}_{t-1} 上， y_t 的第 τ 個分量可以表示成 Δy_t 落後值的函數，如下：

$$Q_{y_t}(\tau | \mathfrak{S}_{t-1}) = x_t' \alpha(\tau), \quad (6)$$

此處， $x_t = (1, y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-q})'$ ， $\alpha(\tau) = (\alpha_u(\tau), \alpha_1(\tau), \dots, \alpha_{q+1}(\tau))'$ ，其中 $\alpha_u(\tau)$ 為 u_t 的第 τ 個分量，且 $\alpha_1(\tau)$ 表示不同分量下， y_t 的持續性。

(6)式中 $\alpha(\tau)$ 的估計需要求解以下問題，

$$\min \sum_{t=1}^n \rho_\tau(y_t - x_t' \alpha(\tau)), \quad (7)$$

此處， $\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$ ，其定義在 Koenker and Bassett (1978)有詳細說明， $I(\cdot)$ 為指標函數。令 $\hat{\alpha}(\tau)$ 為(7)式的解，Koenker and Xiao (2004)建議使用下列 t 統計量來檢定 y_t 在每一分量上的時間數列性質：

$$t_n(\tau) = \frac{\hat{f}(F^{-1}(\tau))}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} (Y_{-1}' P_X Y_{-1})^{\frac{1}{2}} (\hat{\alpha}_1(\tau) - 1), \quad (8)$$

此處， $\hat{f}(F^{-1}(\tau))$ 為 $f(F^{-1}(\tau))$ 的一致性估計式， f 與 F 分別為干擾項 u_t 的密度與分配函數， Y_{-1} 為落後應變數 (y_{t-1}) 的向量， P_X 為投影到與 $X = (1, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-q})$ 正交的空間的投影矩陣。透過 $t_n(\tau)$ 的計算，我們可以檢視數列在不同分量上的均數復歸行為，並進一步計算不同分量上的半衰期。相較之下，ADF 檢定只能觀察到數列在平均分量 (mean quantile) 的行為。

除了檢定 y_t 在每一個分量上是否具有單根行為外，本研究也利用 Koenker and Xiao (2004)所提出的分量 Kolmogorov-Smirnov (QKS) 檢定來研究債務餘額占 GDP 比率數列在許多分量上是否具有單根行為，其定義如下，

$$QKS = \sup |t_n(\tau)|, \quad (9)$$

此處， $t_n(\tau)$ 如(8)式所定義。實際操作時，先選取分量集合 $\Gamma = \{0.1, 0.2, \dots, 0.9\}$ ，再計算每分量的 $t_n(\tau)$ 值(絕對值)，最後再取最大值。

由於 $t_n(\tau)$ 與 QKS 檢定的大樣本分配為非標準(nonstandard)，且受擾攘參數的影響，Koenker and Xiao (2004)建議下列「自體抽樣程序」(bootstrap)來估計檢定統計量的小樣本分配，其程序如下。

(1) 以普通最小平方方法(OLS)估計 Δy_t 的 q 階自我迴歸模型：

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^q \hat{\beta}_j \Delta y_{t-j} + \hat{u}_t, \quad (10)$$

由(10)式取得估計值 $\hat{\beta}_j, j=1,2,\dots,q$ ，以及殘差 \hat{u}_t 。階次 q 可利用 AIC 或 BIC 等訊息準則來挑選。

(2) 以抽後放回的方式由 centered residuals $\tilde{u}_t = \hat{u}_t - (n-q)^{-1} \sum_{t=q+1}^n \hat{u}_t$ 的實際分配中抽出一組「自體抽樣」樣本。

(3) 在單根的虛無假設下，根據下列式子遞迴產生 Δy_t^* 的自體抽樣樣本，

$$\Delta y_t^* = \sum_{j=1}^q \hat{\beta}_j \Delta y_{t-j}^* + u_t^*, \quad (11)$$

此處， $\hat{\beta}_j$ 為(10)式的估計值，且初始值 $\Delta y_j^* = \Delta y_j, j=1,2,\dots,q$ 。

(4) 由(12)式產生自體抽樣樣本 y_t^* ，

$$y_t^* = y_{t-1}^* + \Delta y_t^*, \quad (12)$$

此處， $y_1^* = y_1$ 。

(5) 根據 y_t^* 來計算 $t_n(\tau)$ 與 QKS 檢定，以 $t_n^*(\tau)$ 與 QKS^* 表示之。

(6) 重複步驟 2 到 5 許多次，可得到 $t_n^*(\tau)$ 與 QKS^* 檢定的實際分配。

(7) 以步驟(10)的實際分配來近似原來統計量於虛無假設下的累積分配函數。

(8) 使用自體抽樣 p -值來作推論。

肆、實證結果分析

一、資料概述

本研究在進行財政永續性分析時，所需要的變數資料為各國政府債務餘額占 GDP 之比率(debt/GDP)，研究 OECD 國家中的奧地利、比利時、芬蘭、愛爾蘭、義大利、日本及荷蘭等 7 國，資料來源取自 AMECO 資料庫，資料期間為 1977 年至 2010 年，共計 34 年度的年資料進行實證分析。

表 1 為各國政府債務所得比的基本統計量，比利時的長期平均債務占 GDP 比率最高(105.322)，而芬蘭為最小(32.035)。最大及最小的樣本標準差為日本及奧地利，分別為 50.204 和 12.267。值得注意的是，在 JB 檢定中，我們可以發現除了奧地利之外，其餘國家均沒有拒絕資料服從常態分配的虛無假設，但由於 JB 檢定是在資料恆定的情況下做檢定，若所檢定的資料為非恆定，則 JB 檢定的結果即僅供參考。

表 1 各國政府債務所得比(debt/GDP)的基本統計量

國家	平均數	標準差	偏態	峰態	JB 值 (p -值)
奧地利	56.241	12.267	-0.892	2.548	4.798* (0.090)
比利時	105.322	20.852	-0.566	2.410	2.306 (0.316)
芬蘭	32.035	16.918	0.006	1.431	3.487 (0.175)
愛爾蘭	69.704	28.175	-0.218	1.734	2.538 (0.281)
義大利	95.337	21.524	-0.647	2.093	3.541 (0.170)
日本	102.032	50.204	0.517	1.845	3.401 (0.183)
荷蘭	61.238	12.539	-0.095	1.638	2.681 (0.261)

備註：*代表在 10% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

圖 2 為各國政府債務占 GDP 比率的長期趨勢圖，可以幫助我們評估各國政府財政永續性的問題。由圖 2 的長期趨勢圖我們發現，日本自 1990 年起受到經濟泡沫破滅的影響，使得其經濟出現大倒退，政府為了挽救經濟，採用擴張財政政策，使政府債務日益增加，而歐盟國家如奧地利、比利時等，由於受到馬斯垂克條約的規範，自 1995 年開始持續降低其債務所得比。但由於受到 2008 年的金融海嘯影響，各國政府紛紛增加財政支出以刺激經濟，使得各國政府的債務又持續增加。

雖然本研究的重點在於分量單根檢定，但我們也同時對一般常用的 ADF 檢定法進行單根檢定，在落後期數的篩選則根據 AIC(Akaike information criterion)準則，選取最適落後期數。

表 2 各國政府債務所得比(debt/GDP)的 ADF 檢定結果

國家	ADF	AIC
奧地利	-2.46	2
比利時	-2.88*	3
芬蘭	-1.77	1
愛爾蘭	-2.53	2
義大利	-2.44	3
日本	-2.47	3
荷蘭	-3.25**	6

備註：

- 1、根據 AIC 準則，最大落後期數設定為 8。
- 2、*代表在 10%的顯著水準下，拒絕虛無假設。
- 3、**代表在 5%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

表 2 為各國政府債務所得比的 ADF 檢定結果，由圖 2 可知日本的債務所得比具有明顯的時間趨勢，因此以 ADF 的模型 3 進行檢定，其餘國家則以 ADF 的模型 2 進行檢定，由表 2 的實證結果顯示，在 5%的顯著水準下，荷蘭的政府債務占 GDP 比率拒絕具有單根的虛無假設；在 10%的顯著水準下，比利時的政府債務占 GDP 比率拒絕具有單根的虛無假設，而其餘的國家則沒有拒絕具有單根的虛無假設，因此，從 ADF 檢定的結果來看，除了荷蘭及比利時外，其餘國家的債務所得比皆不具有恆定，表示其不具有財政永續性。

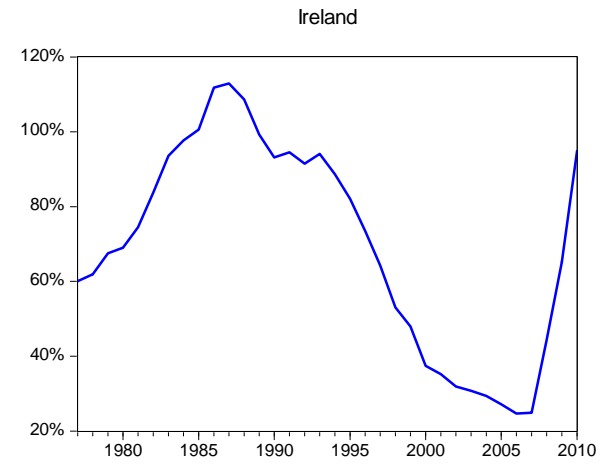
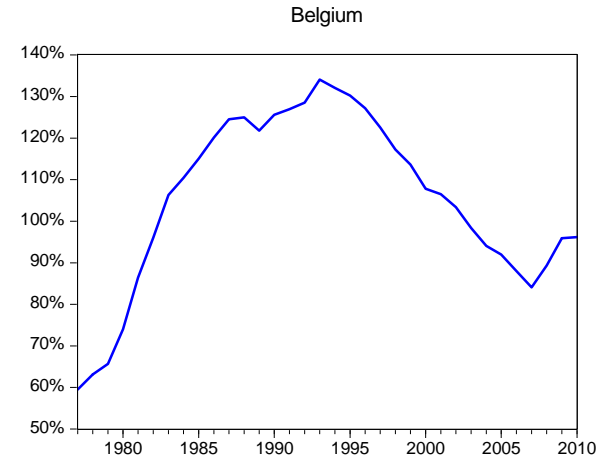
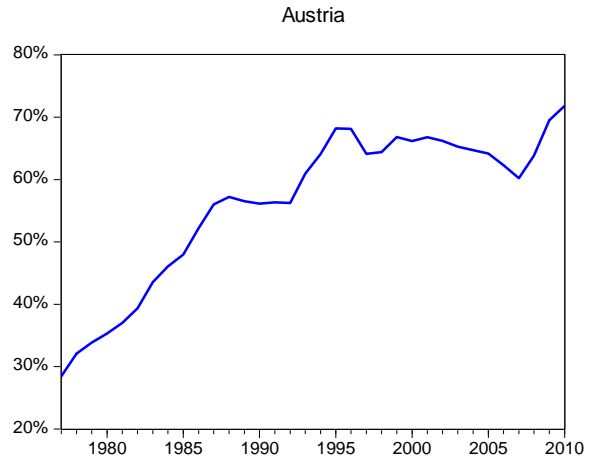


圖 2 各國政府債務占 GDP 之比率

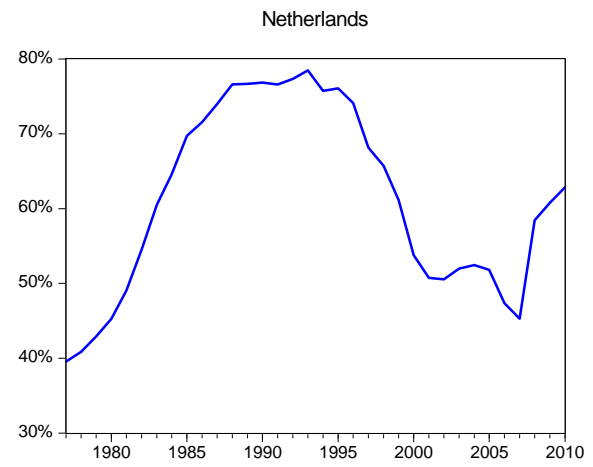
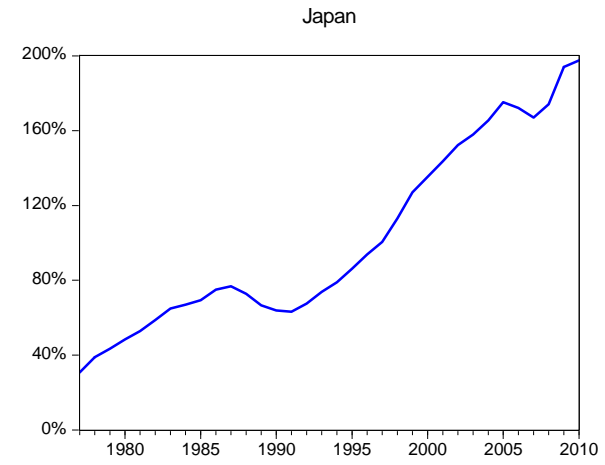
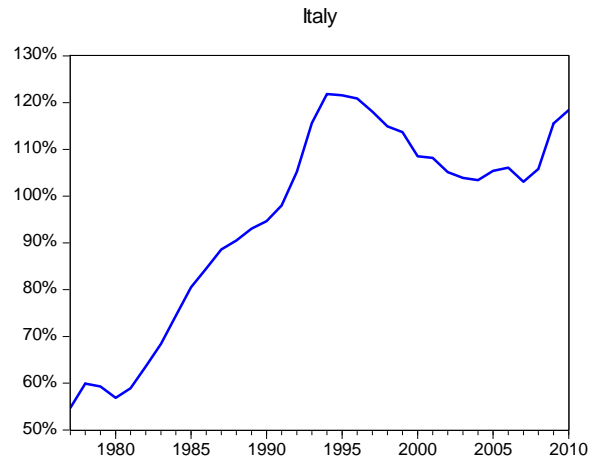


圖 2 各國政府債務占 GDP 之比率(續)

二、分量迴歸結果

表 3 為在各分量下的分量迴歸結果，包括常數項($\alpha_0(\tau)$)、迴歸係數項($\alpha_1(\tau)$)、QKS 檢定以及各估計數值所代表的 p 值，其中， $\alpha_0(\tau)$ 的 p 值是以 t 檢定來檢視衝擊的影響是否顯著異於零，而 $\alpha_1(\tau)$ 則是用來檢定該數列，在 $t_n(\tau)$ 統計量下是否存在單根的行為，最適落後期數的篩選則根據 AIC 準則，選取各個國家的最適落後期數。

首先我們透過 QKS 檢定來了解每個國家政府債務占 GDP 比率的均數復歸情況，從表 3 的結果可以得知，每個國家的債務所得比皆為恆定，表示其國家財政具有永續性。QKS 檢定的結果和表 2 的 ADF 檢定結果有所不同，由表 2 的 ADF 檢定結果可知，在 10% 的顯著水準下，只有荷蘭及比利時的債務所得比為恆定，但從 QKS 檢定的結果來看，在 10% 的顯著水準下，所有國家的債務所得比皆為恆定。

為了更詳細了解各國政府的債務所得比，我們從不同分量下的實證結果來探討各國政府債務所得比的行為，首先我們觀察常數項($\alpha_0(\tau)$)和迴歸係數項($\alpha_1(\tau)$)在不同分量下的檢定結果，如前所述， $\alpha_0(\tau)$ 表示在第 τ 個分量下，債務所得比受到外在衝擊的影響程度， $\alpha_0(\tau)$ 為負號(正號)時，表示負面(正面)衝擊，國家的經濟體系處於低(高)債務所得比的狀態，即國家的債務較少(高)。在較高的分量下，所有國家的 $\alpha_0(\tau)$ 值也會愈大，此外，在 50% 分量時，所有國家在 5% 的顯著水準下其衝擊的影響都沒有顯著異於零，然而，所有國家衝擊的大小也不盡相同，在這些國家中，愛爾蘭的衝擊大小最為分散，其範圍從 -4.735 至 8.001，因此，最大的衝擊影響使得愛爾蘭的債務所得比偏離了他的長期均衡水準約 8.001 單位，愛爾蘭為歐債危機爆發以來，各界最為關心的國家之一。

表 3 的迴歸係數項($\alpha_1(\tau)$)為各國政府債務占 GDP 比率在不同分量下的單根檢定，是判斷各國政府債務占 GDP 比率在不同分量下是否有均數復歸行為的關鍵，提供我們進一步的了解在某些分量下，衝擊對於政府債務所得比的影響是短暫的，具體地來說，低分量時， $\alpha_1(\tau)$ 的估計值在 5% 顯著水準下，會低於拒絕單根的虛無假設的 p 值，相反地，高分量時， $\alpha_1(\tau)$ 的估計值會接近或高於沒有顯著拒絕單根的虛無假設的 p 值。以奧地利為例，在 40% 分量下， $\alpha_1(\tau)$ 的估計值會低於 0.924 且其 p 值會小於 0.048，表示奧地利的政府債務所得比會有均數復歸的行為，然而，在 50%、60%、70%、80% 和 90% 分量時，其估計值和 p 值為 0.930、0.944、0.965、0.931、0.992 和 0.334、0.458、0.744、0.596、0.789，這意味著在這些分量下，政府債務所得比為非恆定的狀態。

根據 $\alpha_1(\tau)$ 的估計值，我們可以計算出不同分量下的半衰期。在最低分量(10%)下，半衰期的範圍從 2.733 年(日本)至 9.843 年(芬蘭)，這樣短暫的半衰期意味著當受到大的負面衝擊時，債務所得比會快速地回復到其長期均衡水準，然而，在最高分量(90%)下，除了比利時、芬蘭及荷蘭外，其餘國家的債務所得比皆需要花費較多的時間才能回復到長期均衡水準，造成此結果的可能原因為本研究所選取的資料期間過短，使分量迴歸的結果有所誤差。我們的實證結果發現，衝擊的符號和程度在債務所得比的均數復歸速度上扮演著重要角色。根據 QKS 檢定，儘管在高分量時，債務所得比呈現非恆定的狀態，但在低分量下債務所得比的恆定性質，可使得債務所得比能夠回復到其長期的均衡水準。

值得注意的是在不對稱的情況下債務所得比的動態行為，從表 3 的實證結果顯示，在低分量時，債務和所得存在長期均衡關係；而在高分量時，債務和所得長期卻不存在長期均衡關係。可能的原因為在低分量時，各國政府的經濟體系處於低債務所得比的狀態(國家債務較少)，當負面衝擊發生時，債務和所得隨之下降，由於債務減少的幅度大於所得減少的幅度，此時政府的債務水準可被所得所負擔得起，因此債務和所得存在長期均衡關係；在高分量時，各國政府的經濟體系處於高債務所得比的狀態(國家債務較高)，當正面衝擊發生時，國家的債務和所得會更進一步提高，各國政府為了刺激經濟成長而大量舉債，但是，當經濟成長未達到預期或反而衰退時，債務增加的幅度大於所得增加的幅度，政府的債務水準無法被所得所負擔得起，因此債務和所得不存在長期均衡關係。

從政策的觀點來看，我們的實證結果建議，當負面衝擊發生時，表示政府處於低債務所得比的狀態，政府的財政在低分量下具有永續性，財政當局可以實施擴張的財政政策，利用舉債的方式來增加政府的公共支出，以促進經濟發展速度，當經濟成長率高於債務的成長率時，政府的財政政策是具有永續性。相反地，當正面衝擊發生時，表示政府處於高債務所得比的狀態，政府的債務所得比在高分量下處於非恆定的狀態，若財政當局繼續實施擴張的財政政策，將使得政府的債務所得比偏離其長期均衡水準，特別是在經濟成長緩慢和失業率過高的情況下，將更為嚴重，因此，在高分量下，財政當局必須審慎地檢視財政政策變更的必要性，以確保政府財政的永續性。

伍、 結論與建議

2008 年的金融海嘯使全球經濟陷入衰退，各國政府為了因應此金融危機紛紛採行振興經濟方案，而擴張性財政政策的代價，卻是政府債務快速累積。國際貨幣基金組織(IMF)2011 年 1 月發佈之「財政監測報告」中即呼籲各國政府必須就達成財政永續性作出明確的承諾，特別是受金融海嘯重創的歐美國家，必須加強其對赤字目標的承諾，歐元區需要採用更綜合的危機管理方法，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。

在本研究中，我們使用分量單根檢定來說明債務所得比的動態行為，有別於傳統的 ADF 單根檢定法，只能觀察到數列在平均分量的行為，分量單根檢定可以使我們衡量出債務恆定和非恆定的範圍，此外，和傳統的單根檢定方法相比，分量單根檢定不需要假設數列分佈為常態，當數列為非常態厚尾，或具有不對稱的動態行為時，分量單根檢定可以提供較高的檢定力。而跟近期學者的非線性模型相比，分量單根檢定能估計數列在不同條件分量下的行為。更重要的是，我們能藉由分量單根檢定來分析債務所得比在面對不同程度的負面和正面衝擊時，其均數復歸調整速度的動態行為。

我們的實證結果顯示，7 個 OECD 國家其債務所得比在不同分量下，並非皆呈現恆定的狀態，我們發現當負面衝擊較大的時候，債務所得比可以較快速地回復到其長期均衡水準。相反地，當正面衝擊較大的時候，債務所得比可能會脫離其長期均衡水準，而呈現非恆定的行為。換句話說，負面衝擊和正面衝擊對債務所得比具有不同的影響，這使得債務所得比呈現不對稱的動態調整行為。

此結果意味著，當負面衝擊發生時，政府可以實施擴張的財政政策，以促進國家經濟發展；而當正面衝擊發生時，政府應審慎地檢視財政政策變更的必要性，使財政收支能回復到其長期均衡水準。財政當局若要有效控制政府債務，使政府能利用舉債來刺激經濟成長，那麼就應該對國家的財政體質、政策進行詳細的檢視，當政府債務達到一定門檻時，財政當局應有危機意識，審慎地檢視當前的財政政策，以達到財政長期之均衡。

表 3 各國政府債務所得比(debt/GDP)的分量單根檢定結果

國家	τ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
奧地利	$\alpha_0(\tau)$	-0.877	-0.396	-0.235	0.121	0.457	0.739	1.752	3.221	4.006
	p -value	0.090*	0.259	0.335	0.419	0.260	0.201	0.057*	0.007**	0.004**
	$\alpha_1(\tau)$	0.889	0.902	0.893	0.924	0.930	0.944	0.965	0.931	0.992
	p -value	0.011**	0.012**	0.004**	0.048**	0.334	0.458	0.744	0.596	0.789
	Half-lives	5.891	6.720	6.125	8.769	9.551	12.023	19.456	9.695	86.296
	QKS/ p -value	9.218/0.022**								
比利時	$\alpha_0(\tau)$	-2.704	-2.483	-1.842	-0.928	0.030	0.512	2.431	3.267	5.043
	p -value	0.001**	0.000**	0.013**	0.147	0.488	0.317	0.012**	0.002**	0.000**
	$\alpha_1(\tau)$	0.925	0.928	0.926	0.892	0.894	0.888	0.858	0.858	0.915
	p -value	0.036**	0.162	0.195	0.155	0.213	0.225	0.183	0.141	0.450
	Half-lives	8.891	9.276	9.016	6.065	6.186	5.835	4.526	4.526	7.803
	QKS/ p -value	8.367/0.091*								
芬蘭	$\alpha_0(\tau)$	-2.691	-1.841	-0.877	-0.540	-0.177	0.164	1.294	1.770	5.633
	p -value	0.008**	0.011**	0.118	0.259	0.430	0.443	0.203	0.210	0.027**
	$\alpha_1(\tau)$	0.932	0.935	0.954	0.948	0.958	0.961	0.996	0.985	0.831
	p -value	0.021**	0.055*	0.265	0.248	0.348	0.282	0.827	0.826	0.573
	Half-lives	9.843	10.313	14.719	12.980	16.154	17.424	172.940	45.862	3.744
	QKS/ p -value	5.057/0.080*								

表3 各國政府債務所得比(debt/GDP)的分量單根檢定結果(續)

國家	τ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
愛爾蘭	$\alpha_0(\tau)$	-4.735	-3.190	-2.907	-2.179	-0.763	0.539	4.969	4.994	8.001
	<i>p</i> -value	0.000**	0.000**	0.002**	0.021**	0.284	0.375	0.004**	0.013**	0.002**
	$\alpha_1(\tau)$	0.901	0.903	0.900	0.903	0.917	0.919	0.917	0.918	0.944
	<i>p</i> -value	0.032**	0.006**	0.021**	0.048**	0.233	0.266	0.290	0.380	0.511
	Half-lives	6.649	6.793	6.579	6.793	8.000	8.206	8.000	8.101	12.028
	QKS/ <i>p</i> -value	6.036/0.094*								
義大利	$\alpha_0(\tau)$	-1.920	-1.100	0.121	0.504	0.925	1.513	2.202	4.564	4.411
	<i>p</i> -value	0.018**	0.126	0.449	0.287	0.170	0.077*	0.038**	0.001**	0.003**
	$\alpha_1(\tau)$	0.872	0.889	0.912	0.902	0.912	0.938	0.947	0.945	1.014
	<i>p</i> -value	0.015**	0.012**	0.037**	0.015**	0.039**	0.387	0.459	0.474	0.859
	Half-lives	5.061	5.891	7.525	6.720	7.525	10.830	12.729	12.253	∞
	QKS/ <i>p</i> -value	12.438/0.034**								
日本	$\alpha_0(\tau)$	-6.402	4.779	-2.303	-1.028	0.376	1.670	1.828	2.689	5.938
	<i>p</i> -value	0.003**	0.014**	0.136	0.295	0.420	0.198	0.171	0.101	0.011**
	$\alpha_1(\tau)$	0.776	0.762	0.881	0.947	0.989	0.964	0.983	1.005	0.878
	<i>p</i> -value	0.021**	0.026**	0.404	0.661	0.814	0.704	0.808	0.855	0.416
	Half-lives	2.733	2.550	5.471	12.729	62.666	18.905	40.426	∞	5.327
	QKS/ <i>p</i> -value	6.497/0.053*								

表 3 各國政府債務所得比(debt/GDP)的分量單根檢定結果(續)

國家	τ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
荷蘭	$\alpha_0(\tau)$	-1.816	-1.523	-1.165	-0.967	-0.791	0.516	1.757	3.568	4.586
	p -value	0.001**	0.006**	0.030**	0.068	0.138	0.264	0.028**	0.001**	0.000**
	$\alpha_1(\tau)$	0.833	0.808	0.853	0.830	0.886	0.835	0.762	0.704	0.640
	p -value	0.007**	0.010**	0.009**	0.123	0.376	0.312	0.191	0.141	0.161
	Half-lives	3.793	3.251	4.360	3.720	5.727	3.844	2.550	1.975	1.553
	QKS/ p -value	102953.467/0.014**								

備註：

- 1、單根的虛無假設為時間序列具有單根。
- 2、各參數所對應的 p 值，是以拔靴法(bootstrap)重複抽樣 2000 次計算而得。
- 3、 $\alpha_0(\tau)$ 對應的 p 值是以 t 檢定來檢視衝擊的影響是否異於零，而 $\alpha_1(\tau)$ 是利用 $t_n(\tau)$ 統計量來檢定數列是否存在單根。
- 4、**、*分別表示在 5%、10%顯著水準下，拒絕虛無假設。

參考文獻

- [1] 蘇建榮(2005), 「我國政府財政永續性之實證分析」, 台北大學第九屆經濟發展學術研討會。
- [2] Afonso, A. and Rault, C. (2010), "What do we really know about fiscal sustainability in the EU? A panel data diagnostic," *Review of World Economics*, 145(4), 731-755.
- [3] Arestis, P., Cipollini, A., Fattouh, B., (2004), "Threshold effects in the U.S. budget deficit," *Economic Inquiry*, 42(2), 214-222.
- [4] Barro, R.J. (1986), "U.S. Deficits since World War I," *Scandinavian Journal of Economics*, 88(1), 195-222.
- [5] Buiter, W. H. (1985), "A Guide to Public Sector Debt and Deficits," *Economic Policy : A European Forum*, 11(1), 13-79.
- [6] Davig, T., 2005. Periodically expanding discounted public debt: a threat to fiscal policy sustainability? *Journal of Applied Econometrics*, 20 (7), 829-840.
- [7] Dickey, D.A. and Fuller W.A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, 74,427-431.
- [8] Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987), "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55,251-276.
- [9] Garcia, M. and Rigobon, R. (2004), "A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data," *NBER Working Paper* 10336.
- [10] Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1974), "Spurious regressions in econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- [11] Hakkio, C. S. and R. Mark (1991), "Is The Budget Deficit 'Too Large' ?," *Economic Inquiry*, 29(3), 429-445.
- [12] 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.
- [13] Koenker, R., and Bassett, G. (1978), "Regression quantiles," *Econometrica*, 46,33-49.
- [14] Koenker, R. and Z. Xiao (2004), "Unit root quantile autoregression inference," *Journal of the American Statistical Society*, 99(467), 775-787.
- [15] Lima, L. R., Gaglianone, W.P., Sampaio, R. M.B. (2008), "Debt ceiling and fiscal sustainability in Brazil: A quantile autoregression approach," *Journal of Development Economic*, 86, 313-335.
- [16] Sarno, L. (2001), "The Behavior of US Public Debt: A Nonlinear Perspective," *Economics Letters*, 74(1), 119-125.
- [17] 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.
- [18] Zee. H. H. (1988), "The Sustainability and Optimality of Government Debt," *IMF Staff Papers*, 35(4), 658-685.