

強/弱式財政永續性之研究： 分量共整合模型之應用

沈美利、李政峯、權清全、劉修祥*

摘要

2011 年的歐洲債務問題對全球經濟的影響相當大，使得政府財政永續性的議題受到關注，本文使用 Xiao (2009) 所提出的分量共整合架構，分析 11 個「經濟合作暨發展組織」(Organization for Economic Co-operation and Development, OECD) 國家的財政收入與支出是否存在長期關係，並討論強/弱式永續性。實證結果發現，11 個國家的財政收入與支出均具有分量共整合關係，但財政永續性的強/弱式，則因不同的國家，在不同的分量上，而有不同的結果。詳言之，有六個國家的共整合係數有明顯的不對稱性情形，在低分量上，面對負的經濟衝擊，共整合係數顯著的小於 1，屬於弱式永續性；但在高分量上，面對正的經濟衝擊，其值則無法顯著異於 1，屬於強式永續性，文中亦探究其可能的原因。再者，有三個國家的財政屬於強式永續性，其共整合係數接近於 1，不隨著分量改變而有顯著的改變。第三，有兩個國家的共整合係數在所有分量上，顯著的低於 1，屬於弱式永續性。最後，我們亦提出具參考性的政策涵義。

關鍵詞：強式/弱式財政永續性、分量共整合

JEL 分類代號：C22, E60, H60

* 四位作者分別為聯繫作者：李政峯，國立高雄科技大學企業管理系教授，82444 高雄市燕巢區深中路 58 號，電話：07-3814526 轉 17367，E-mail: jilee@nkust.edu.tw；沈美利，國立高雄科技大學國際企業系博士班學生，82444 高雄市燕巢區深中路 58 號，電話：07-3814526 轉 17231，E-mail: shen3788@gmail.com；權清全，國立暨南國際大學經濟學系教授，54561 南投縣埔里鎮大學路 1 號，電話：049-2910960 轉 4662，E-mail: tccl26@ncnu.edu.tw；劉修祥，國立高雄科技大學觀光管理系教授，82444 高雄市燕巢區深中路 58 號，電話：07-3814526 轉 17243，E-mail: jackliu@nkust.edu.tw。本文感謝主編及兩位匿名評審提供寶貴建議，文中若有任何謬誤當屬筆者之責。本文承蒙科技部補助專題研究經費，計畫編號 MOST 102-2410-H-151-001-，特此感謝。

投稿日期：民國 107 年 1 月 30 日；修訂日期：民國 107 年 4 月 11 日；

接受日期：民國 107 年 8 月 27 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 55:1 (2019), 41-70。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

一國財政的收入與支出是否具有共整合關係一直是學界所關心的議題，當兩者之間具有長期均衡關係時，該國財政便具有永續性 (fiscal sustainability)。財政永續性的研究在過去的文獻中，並非熱門的議題，部分可能原因在於：多數人普遍認為「政府不會倒」。然而，前幾年歐債危機的發生，使得「政府不會倒」的神話受到金融市場的質疑，也連帶衍生出全球經濟衰退現象。雖然各國政府不斷的使用擴張性貨幣政策或財政政策來刺激總體經濟的需求，但效果未如預期般快速；本文認為：債務的問題是經濟的結構問題，除非有實質的資產 (real assets) 或天然資源可供變賣，還清債務，若只是透過「印鈔票」或擴大政府赤字規模來刺激景氣，或許短期間可以提振需求，但正本清源之道，長期之下，還是得靠各國政府，努力讓收入與支出維持一個穩定的關係，才能讓政府債務水準逐漸降低，使經濟體系回到良性的循環當中。

已開發國家的債務問題肇始於 2008 年全球金融海嘯，為了救急，各國政府紛紛擴大支出來增加總需求，以避免經濟衰退，結果造成政府赤字不斷上升；為融通預算赤字，各國政府被迫發行更多的政府公債，使得債務不斷累積，加上經濟復甦不如預期，導致各國的債務所得比都相當高（例如，希臘、西班牙與義大利等）。過高的政府債務水準使投資人開始擔心政府債務有違約的可能，因而降低該國政府公債的需求，結果造成價格滑落，市場的殖利率開始上升。而殖利率的上升又使政府債務再融通的成本提高，進一步造成財政危機；而且，利率的上升也會抑制該國的消費與投資，造成總需求減少，惡化該國的經濟景氣；更有甚者，經濟情況惡化使該國的幣值貶值，更加不利外債（以外幣表示）的償還。為解決此危機，政府被迫透過增稅與縮減開支來降低預算赤字，結果更導致人民不安與景氣緊縮，進一步加深投資人對政府還債能力的憂慮，形成惡性

循環。在此背景下，本文以最近發展出來的共整合計量方法，重新檢視已開發國家政府的收入與支出的長期關係，其重要性關係著全球經濟是否能於未來脫離此惡性循環。

財政永續性的意義為，政府的財政收入與支出需滿足跨期預算限制式 (intertemporal budget constraint, IBC) 的要求，因此，當前的債務餘額需等於未來各期預算盈餘的現值和，這意謂著，財政行為不能一直存在「以債養債」如龐氏騙局 (Ponzi game) 的情形。既有實證文獻乃透過檢定政府的跨期預算限制式是否得到滿足來驗證財政永續性。若依研究方法不同，大約可分成兩大類，第一類採用單根檢定（含線性與非線性）來檢驗財政赤字或債務所得比是否具有單根，若結果為拒絕單根，則財政具永續性；另一類研究則採用共整合分析，檢定政府的收入與支出之間是否具有長期均衡關係，若檢定結果存在共整合關係，則稱財政具永續性。相關文獻如 Hamilton and Flavin (1986) 使用多種單根檢定來驗證 IBC 是否成立，其實證結果發現，美國政府的財政支出滿足 IBC。然而，Wilcox (1989) 與 Kremers (1989) 的實證證據卻顯示，美國的預算赤字為非恆定（亦即收入與支出無共整合），因此是不永續的預算過程。Trehan and Walsh (1988) 假設實質利率為常數，證明恆定預算赤字（包含利息支付與鑄幣收入）為 IBC 成立的充要條件，且實證結果顯示美國的赤字具有永續性。Bravo and Silvestre (2002) 與 Afonso (2005) 使用共整合方法分析歐洲聯盟，簡稱「歐盟」(European Union, EU) 國家的財政變數，發現多數國家的財政變數之間並不存在長期均衡關係。Haug (1991) 的實證結果支持美國政府的收入與支出間有共整合關係，而 Hakkio and Rush (1991) 使用更長的數列卻得到無共整合的實證結果。Quintos (1995) 討論赤字永續性的條件，並定義兩種財政永續性（強式與弱式）；強式 (strong-form) 永續性要求政府收入與支出需有共整合，且共整合係數為 1；而弱式 (weak-form) 永續性則只要求係數值落在 0 與 1 之間，不管兩個財政變數是否存在共整合關係。此外，使用共整合的文獻尚包含 Kremers (1989)、Trehan and Walsh

(1991) 與 Ahmed and Rogers (1995)。

本文依循共整合的分析法來檢定先進國家的財政永續性。使用該方法的好處是，一旦存在共整合關係，可進一步區分強式永續性與弱式永續性 (Quintos, 1995)。此種區分在真實的世界中有其重要性；因為當一國家的收入與支出存在長期關係，若其型式屬於弱式永續性，在此情形下，金融市場的投資者將會感到恐慌，使得一國政府無法透過發行新公債的方式來融通赤字，最終可能使得該國的赤字或債務失去控制。因此，若一國財政被檢定出為弱式永續性，可被解讀成一種財政警訊，該國政府應該提高警覺，以避免金融市場動盪。根據我們的了解，目前的文獻大多僅討論到共整合階段，較少文章進一步區分強/弱式永續性 (Baharumshah and Lau, 2010)，因此，本文的結果在文獻上具有某種程度的重要性。

根據上述的論點，本文擬採用 Xiao (2009) 所發展的分量共整合 (quantile co-integration, QCI) 模型來探討不同分量上，政府收入與支出的長期關係；分量共整合模型相較於傳統共整合方法有如下幾點優勢：(1) 允許共整合係數受到每一期衝擊 (shock) 的影響，而在不同分量上表現出「因時而異」(time varying) 的現象，因此它也可以稱為「隨機共整合」(stochastic cointegration) 模型。而傳統的共整合方法，只能呈現政府收入與支出的平均長期關係 (mean approach)，QCI 模型可以量化在不同分量上，經濟衝擊的大小 (size) 與符號 (sign) 對長期均衡關係的影響。換句話說，可偵測出潛在的不對稱性，亦即，共整合係數受到正/負衝擊而表現出不同的數值。(2) QCI 模型的方法允許我們檢定是否存在分量長期共整合關係，以避免可能的模型設定錯誤。(3) QCI 模型提供合適的檢定量，可檢定在哪些分量範圍下，收入與支出屬於強式永續性，而在哪些分量範圍下，其關係為弱式永續性。(4) 在 QCI 模型下，不需要假設衝擊服從某特定分配(如常態分配)，因此較傳統的方法有更好的估計效率，且衝擊的大小也可由實際的資料中估計出來 (Xiao, 2009)。晚近已經有文獻開始使用分量迴歸的方法來研究總體數列的不對稱調整過程，例如，Nikolaou

(2008) 使用分量單根檢定 (Koenker and Xiao, 2004) 研究購買力平價說，而 Tsong and Lee (2011) 亦使用相同的檢定探討通貨膨脹率的不對稱行為。Tsong and Lee (2013) 使用 Xiao (2009) 的分量共整合檢定分析費雪假說的議題。

綜合以上的說明，目前的相關實證研究大部分著重在檢定共整合關係是否成立，尚未聚焦於強/弱式永續性的區分。因此，本文的做法，除了以較完善的共整合檢定來探討以開發國家的財政永續性外，更進一步區分不同分量之強/弱式永續性，這些做法尚未見諸目前文獻當中，其實證結果可延伸目前財政永續性文獻的深度與廣度。因此，本文的實證結果，在歐債問題的紛擾背景下，有其重要性與實用性。

實證結果顯示，所有國家的財政收入與支出皆存在分量共整合關係；不僅如此，不同國家在不同分量亦顯現出不同強/弱式財政永續性的情況。再者，許多國家的共整合向量估計值呈現出明顯的非對稱特徵，這與文獻的實證結果迥異。根據這些結果，我們亦提供具有參考性的政策意涵。

本文的結構安排如下：除了第 1 節以外，第 2 節介紹研究方法，包括強/弱式財政永續性的定義以及分量共整合的估計與檢定程序。第 3 節包括資料初步分析與分量共整合的實證結果；第 4 節為結論。

2. 研究方法

2.1 強/弱式財政永續性

本小節描述財政永續性的觀念，以及如何用共整合檢定來檢視此一議題。在文獻上，討論財政永續性的基礎在於以現值表示的政府「跨期預算限制式」。簡言之，當政府的收入與支出在長期具有穩定均衡關係時，IBC 就成立；反之，當政府的收入不足以支付新發

行公債的成本時，永續性會有問題。此時，政府需要採取必要的手段，如縮減支出或提高稅率，以回復財政的永續性。以下簡單介紹文獻上常見的政府「跨期預算限制式」概念。根據 Trehan and Walsh (1991) 的模型，政府 t 期的預算限制式可寫成：

$$D_t = G_t' + (1+r)D_{t-1} - R_t, \quad (1)$$

此處， D_t 代表政府的債務， G_t' 為政府的主要支出， R_t 為政府的主要收入， r 為常數的實質利率（假設費雪假說成立）。由於 (1) 式於每期均成立，經過往前代入 (forward substitution) 計算，可得到：

$$D_t = \sum_{s=0}^{\infty} (1+r)^{-(s+1)} (R_{t+s} - G_{t+s}') + \lim_{s \rightarrow \infty} (1+r)^{-(s+1)} D_{t+s}, \quad (2)$$

此處，(2) 式的涵義為： t 期流通在外的債務存量 D_t 需等於政府於未來各期的預算盈餘現值，並加上債務存量的極限值。若財政具有永續性，要求 (2) 式右邊第二項為 0，表示政府不可一直採用發行新債的方式，無限制融通既有的債務，此條件稱為「終極條件」(transversality condition, TVC)。再者，如 Quintos (1995) 的做法，對 (2) 式兩邊進行差分 (Δ) 運算且使用 (1) 式的結果，可以得到：

$$G_t - R_t = \sum_{s=0}^{\infty} (1+r)^{-(s+1)} (\Delta R_{t+s} - \Delta G_{t+s}') + \lim_{s \rightarrow \infty} (1+r)^{-(s+1)} \Delta D_{t+s}, \quad (3)$$

此處， $G_t = G_t' + rD_{t-1}$ 代表包含利息支付的政府支出。當終極條件成立下，(3) 式右邊第二項為 0，因此，(3) 式便成為檢定財政永續性的基礎架構。詳言之，若 R_t 與 G_t' 為單根的過程（實證上已經證實），則 (3) 式右邊項為恆定，表示， G_t 與 R_t 應該有共整合的關係，且共整合係數為 $(1, -1)'$ 。再者，(3) 式在觀念上，與分量共整合的做法應該是一致的，因為上式可進一步解釋成兩個隨機變數 (G_t 與 R_t) 的機率分配具有共整合關係，若再以分量來描述機率分配，即可稱為

分量共整合關係。此說法也符合 Xiao (2009) 所說的具分量意義之共整合 (co-integration in a quantile sense)。¹

Quintos (1995) 建議以下列的共整合迴歸模型來檢定財政永續性：

$$R_t = \alpha + \beta_1 G_t + u_t \quad (4)$$

此外，根據共整合係數 β_1 的不同估計值，Quintos (1995) 定義強/弱式永續性與財政不永續，如下：

- (1) 若 R_t 與 G_t 具有共整合關係，且共整合係數為 1 ($\beta_1 = 1$)，則財政支出位於強式永續的路徑上。
- (2) 若 $\beta_1 = 1$ ，且 R_t 與 G_t 無共整合關係；或者，不管兩個變數有無共整合關係，若 $0 < \beta_1 < 1$ ，則弱式永續性成立。
- (3) 若 $\beta_1 = 0$ ，則 IBC 不成立，表示財政無永續性。

實證上普遍以共整合檢定來檢定 (4) 式是否成立，再檢定 β_1 的值是否等於 1、小於 1、抑或等於 0 (Haug, 1991; Ahmed and Rogers, 1995; Quintos, 1995; Arghyrou and Luintel, 2007; Afonso and Rault, 2010)。因此，本文先檢定政府收入與支出是否存在分量共整合，再進一步進行不同分量下 β_1 值的檢定，以確認不同分量下是強式永續性 ($\beta_1 = 1$)、弱式永續性 ($\beta_1 < 1$)、或無永續性 ($\beta_1 = 0$)。

2.2 分量共整合模型

在本小節，我們介紹 Xiao (2009) 所提出的分量共整合方法，由於該計量方法較為複雜，在此將它分成幾個部分加以說明，依序為：(1) 估計分量共整合模型、(2) 檢定共整合係數是否符合理論值（亦即強/弱式永續性），(3) 檢定有/無分量共整合存在。此內容改寫自 Tsong and Lee (2013)，其過程扼要敘述如下：

¹ 上述說法是借用 Chuang et al. (2009) 的觀念。Chuang et al. (2009) 認為，因為 Granger non-causality 是在條件分配下定義出來的，因此應該檢定隨機變數的「分配」因果關係，而不是在平均數上的因果關係；因機率分配不易精確估計，所以退而求次，檢定各分量上的因果關係。作者感謝評審的建議。

考慮以下共整合模型：

$$y_t = \beta_1 x_t + u_t, t = 1, 2, \dots, n, \quad (5)$$

此處， $y_t = R_t - \bar{R}$ ， $x_t = G_t - \bar{G}$ ，而 \bar{R} 與 \bar{G} 分別表示政府收入(R_t)與支出(G_t)的平均水準。由於 x_t 與 u_t 具有相關，產生所謂的「二階偏誤」(second-order bias)，為消除此一偏誤，在上述模型中加入 Δx_t 的領先項(lead)與落後項(lag)，成為動態最小平方(dynamic ordinary least squares, DOLS)模型，如下：

$$y_t = \beta_1 x_t + \sum_{j=-K}^K \delta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

此處，參數 K 代表領先項與落後項的階次，實證上可用常見的訊息準則，如Akaike訊息準則(Akaike information criterion, AIC)或貝氏訊息準則(Bayesian information criterion, BIC)來挑選之。

根據Xiao(2009)的方法， y_t 的第 τ 個條件分量具有以下型式：

$$Q_{y_t}(\tau | \mathfrak{S}_t) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)x_t + \sum_{j=-K}^K \delta_j(\tau)\Delta x_{t-j}, \quad (7)$$

其中， \mathfrak{S}_t 代表累積到 t 期的訊息集合，而 $\beta_0(\tau)$ 為誤差項(ε_t)的第 τ 個條件分量，可用來衡量實際的衝擊量(shock)大小，而 $\beta_1(\tau)$ 為第 τ 個分量的共整合係數，此參數的值由於受到不同衝擊量的影響，在不同分量位置上會有不同的係數值。

(7)式的參數估計需求解以下問題：

$$\text{Min} \sum \rho_\tau \left[y_t - \beta_0(\tau) - \beta_1(\tau)x_t - \sum_{j=-K}^K \delta_j(\tau)\Delta x_{t-j} \right], \quad (8)$$

其中， $\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$ 且 I 為一指標函數。求解(8)式後，一般而言可以使用Wald統計量進行雙尾假設檢定，例如：給定 c 值，檢定虛無假設 $H_0: \beta_1(\tau) = c$ 的雙尾檢定，其型式如下：

$$W_n(\tau, c) = \frac{\hat{f}(F_\varepsilon^{-1}(\tau))^2}{\hat{\omega}_\psi^{*2}} \left[\hat{\beta}_1(\tau) - c \right]^2 \sum (x_t - \bar{x})^2, \quad (9)$$

此處， $\hat{\beta}_1(\tau)$ 為 $\beta_1(\tau)$ 的估計式， $\hat{f}(F_\varepsilon^{-1}(\tau))$ 為 $f(F_\varepsilon^{-1}(\tau))$ 的一致性估計式，而 f 與 F 分別表示 ε_t 的機率密度函數與分配函數， $\hat{\omega}_\psi^{*2}$ 為 $\psi_\tau(\varepsilon_{t\tau}) = \tau - I(\varepsilon_{t\tau} < 0)$ 的長期變異數 (ω_ψ^{*2}) 的估計式，此處， $\varepsilon_{t\tau} = \varepsilon_t - F_\varepsilon^{-1}(\tau)$ 。² 在虛無假設成立且大樣本下， $W_n(\tau, c)$ 統計量服從卡方分配，其自由度為 1。

但若要檢定 $H_0: \beta_1(\tau) = c$ 對應於單尾的對立假設，例如： $H_1: \beta_1(\tau) < c$ 的左尾假設，或 $H_1: \beta_1(\tau) > c$ 的右尾假設，此時可以利用以下 $t(c)$ 統計量進行檢定：

$$t(c) = \begin{cases} \sqrt{W_n(\tau, c)} & , \text{ 若 } \hat{\beta}_1(\tau) \geq c \\ -\sqrt{W_n(\tau, c)} & , \text{ 若 } \hat{\beta}_1(\tau) < c \end{cases}, \quad (10)$$

在虛無假設成立下， $t(c)$ 統計量為漸近標準常態分配。

另外，Xiao (2009) 根據分量迴歸式的殘差，提出一個分量共整合檢定，稱為 $\sup |Y_n|$ 統計量，其對應的虛無假設為變數具有分量共整合，而對立假設則為變數之間並不存在分量共整合的現象。³ 在此我們亦採用該檢定量以確認兩個財政變數是否存在分量共整合關係。

該計量方法亦可以建構均勻檢定量，用以檢測 $H_0: \beta_1(\tau) = 1 \forall \tau \in \Gamma$ ，亦即在 Γ 中的每個分量皆具有強永續，對應於至少有一個分量為弱永續。⁴ 根據 Xiao (2009)，我們以 $\sup |V_n(\tau)|$ 進行檢測，其中 $V_n = n(\hat{\beta}_1(\tau) - 1)$ ，並取 $\Gamma = \{0.1, 0.2, \dots, 0.9\}$ 進行實證分析。但該檢定量的漸近分配並非常見的標準分配，Xiao (2009) 建議以自體抽樣法 (bootstrap) 所得之自體抽樣 p 值進行檢測。⁵

² 為節省篇幅， \hat{f} 與 $\hat{\omega}_\psi^{*2}$ 的計算過程予以省略，細節部分請參考 Xiao (2009)。

³ 為節省空間，在此省略細節部分，請參考 Xiao (2009)。

⁴ 作者感謝評審的建議。

⁵ 本文實證分析樣本重覆 5,000 次計算自體抽樣 p 值。為節省篇幅，在此忽略該程

最後，綜合上述 Quintos (1995) 強/弱式永續性的判斷準則以及分量共整合模型的分析方法，我們的實證步驟可以歸納如下：

- (1) 以 $\sup |Y_n|$ 統計量檢測 y_t 與 x_t 是否存在分量共整合。⁶
- (2) 若存在分量共整合，以 $t(0)$ 統計量檢測 $H_0: \beta_1(\tau) = 0$ 對應於 $H_1: \beta_1(\tau) > 0$ 的對立假設。若無法拒絕虛無假設，表示在 τ 分量不具永續性；若拒絕虛無假設，表示在 τ 分量具有永續性。再執行驟(3)，以確認強/弱式永續性。
- (3) 以上述 $t(1)$ 統計量檢測 $H_0: \beta_1(\tau) = 1$ 對應於 $H_1: \beta_1(\tau) < 1$ 的對立假設。若無法拒絕虛無假設，表示在 τ 分量具有強式永續性，反之，若拒絕虛無假設，表示在 τ 分量具有弱式永續性。

3. 資料與實證結果

3.1 資料與敘述統計量

本文使用的資料為 11 個主要 OECD 國家的實質財政收入與實質財政支出，頻率為年資料，受限制於資料的可取得性，各國資料期間不一，包含有加拿大（1970 年至 2010 年）、法國（1978 年至 2015 年）、德國（1970 年至 2015 年）、日本（1981 年至 2015 年）、英國（1970 年至 2015 年）、美國（1970 年至 2015 年）與歐豬五國 (PIIGS)，分別為希臘（1988 年至 2015 年）、義大利（1980 年至 2015 年）、西班牙（1995 年至 2015 年）、葡萄牙（1977 年至 2015 年）與愛爾蘭（1985 年至 2015 年），括弧內的數字為資料的起訖年。實質變數的計算係將名目變數除以各國的消費者物價指數 (consumer price index, CPI)。資料來源為歐盟委員會總體經濟資料庫 (annual macro-economic database, AMECO)，所有變數均取自然對數。⁷

序的介紹，詳細過程可參考 Xiao (2009)。值得注意的是，有別於 Xiao (2009)，在重建過程中必須加入 $\beta_1 = 1$ 的條件，以確保自體抽樣程序的正確性。

⁶ 由底下表 3 的實證結果顯示，所有國家的這兩個變數皆具有分量共整合。

⁷ 本文使用的年資料長度雖然不是很長，但卻是目前所能找到的最長資料。資料長

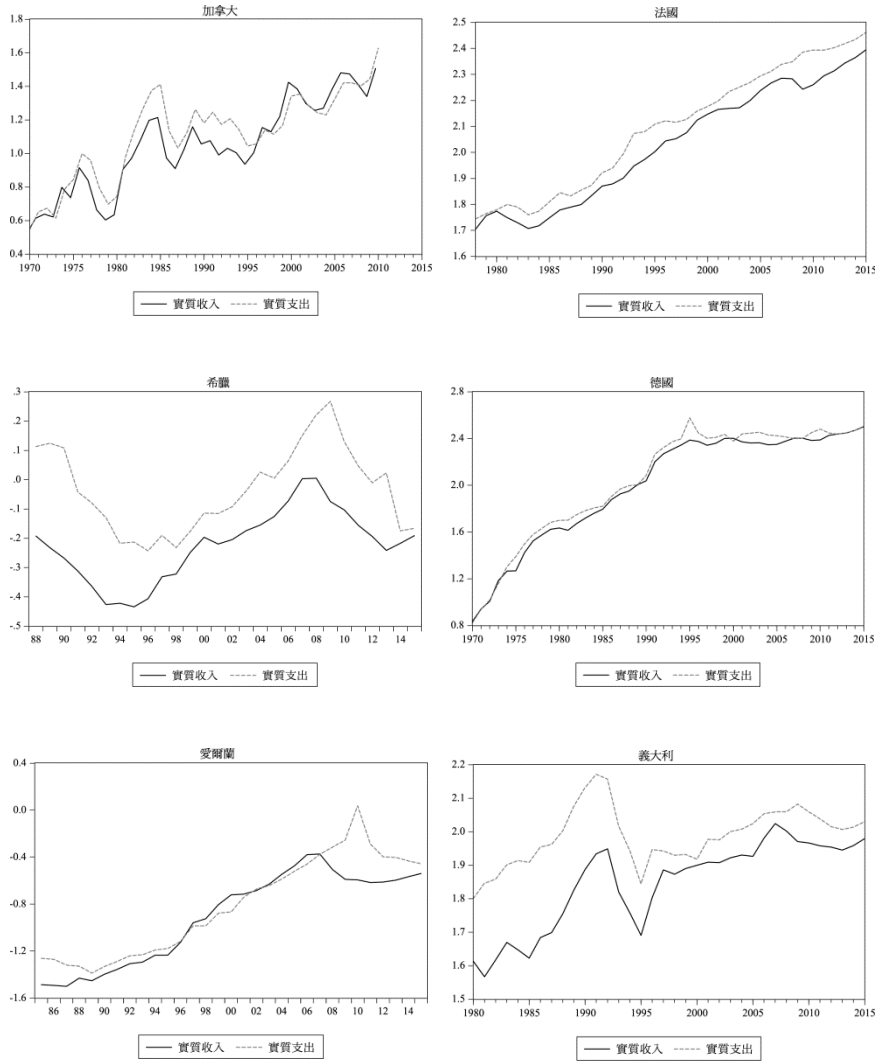
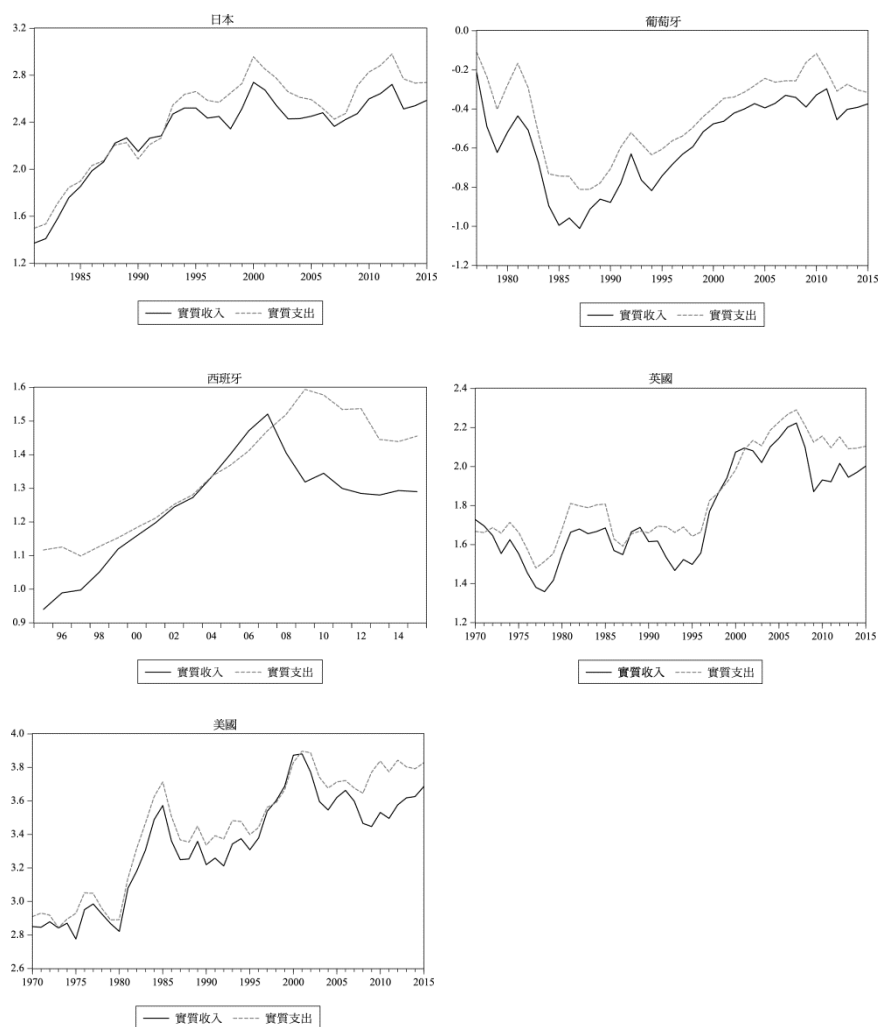


圖 1 各國實質財政收入與支出之時間趨勢圖

度不長確實可能影響檢定的檢定力與估計值的精確度，因此在估計時，我們非常小心控制領先與落後的階次。另外，我們遵照評審的建議，找到三篇使用分量迴歸方法的文獻，分別為 Tsong and Lee (2013)、Ma et al. (2017) 與 Benkraiem et al. (2018)，這些文獻的資料長度，若以年長度而言，與本文差異不大，但因使用月資料與季資料，觀察值個數較多。然文獻上普遍認為，檢定力與資料的年長度有關，與觀察值的個數較無關 (Pierse and Snell, 1995; Camarero et al., 2015)。



資料來源：AMECO 資料庫。

圖 1 各國實質財政收入與支出之時間趨勢圖（續前頁）

圖 1 為各國實質財政收入與支出的時間趨勢圖。如圖所示，各國的政府支出與收入大多隨時間增加而增加，如加拿大、法國、英國與美國等。某種程度而言，表示隨經濟發展與社會進步，各國政府的收入與支出均隨之增加。其次，各國的政府收入與支出大多呈現「共移」(co-movement) 的現象，且多數國家的支出均大於收入，

表 1 各國實質政府收入與支出之單根檢定結果

國 家	數 列	MAIC	ADF^{GLS}	MZ_{α}^{GLS}
加拿大	實質政府收入	0	-3.170**	-12.633
	實質政府支出	3	-2.340	-12.688
法國	實質政府收入	2	-2.233	-7.486
	實質政府支出	1	-2.308	-9.378
德國	實質政府收入	3	-1.046	-3.230
	實質政府支出	1	-0.920	-1.918
希臘	實質政府收入	1	-2.355	-10.387
	實質政府支出	1	-1.802	-5.497
愛爾蘭	實質政府收入	1	-1.562	-6.291
	實質政府支出	1	-1.660	-6.185
義大利	實質政府收入	0	-2.177	-7.417
	實質政府支出	1	-2.484	-11.391
日本	實質政府收入	1	-2.046	-5.389
	實質政府支出	1	-2.131	-7.730
葡萄牙	實質政府收入	1	-1.647	-5.009
	實質政府支出	2	-1.116	-2.442
西班牙	實質政府收入	1	-1.541	-5.881
	實質政府支出	1	-1.718	-10.329
英國	實質政府收入	1	-2.439	-10.846
	實質政府支出	1	-2.199	-9.238
美國	實質政府收入	0	-2.138	-7.623
	實質政府支出	0	-2.176	-7.944

資料來源：AMECO 資料庫。

說明：1. ADF^{GLS} 的 10% 與 5% 臨界值分別為 -2.57 與 -2.89； MZ_{α}^{GLS} 的 10% 與 5% 臨界值分別為 -14.200 與 -17.300。

2. 最大階次設定為 4。

3. 檢定模型包含常數項與時間趨勢項。

4. **表示顯著水準在 5% 下顯著。

5. MAIC 代表修正後的 Akaike 訊息準則 (modified Akaike information criterion)。

顯示這些國家均透過赤字預算來刺激經濟的成長。此一情形，尤以 2008 年後最為明顯。當時，各國政府為了避免金融海嘯進一步惡化本國的經濟，採用擴大財政支出來刺激總體需求，進而無可避免的

造成政府債務的增加，對財政的永續性有某種程度的傷害。再者，歐豬五國中，除了愛爾蘭例外，其餘四國政府支出均遠大於收入，顯示這四國的債務會有偏高的現象。至於各國財政收入與支出是否能有長期的均衡關係，則有待進一步檢定才能得知。

由於共整合檢定的執行需要變數具有單根性質，我們先對這些變數進行單根檢定，為求結果的穩健，本文使用具有較高檢定力的 Ng and Perron (2001) 單根檢定，分別為 ADF^{GLS} 與 MZ_{α}^{GLS} 檢定，檢定的最大階次設定為 4，再以 MAIC 準則來挑選最適階次，且檢定模型包含常數項與時間趨勢項。表 1 為各國財政收入與支出數列的單根檢定結果。檢定結果顯示，所有數列（除了加拿大以 ADF^{GLS} 檢定之外），在 5% 水準下，均無法拒絕單根的虛無假設；以美國為例， ADF^{GLS} 針對政府收入與支出的檢定值為 -2.138 與 -2.176，且 MZ_{α}^{GLS} 的檢定值為 -7.623 與 -7.944，在 5% 水準下，無法拒絕單根的虛無假設。再者，可能因為資料期間不長，以 MAIC 所挑選的最適落後階次多數不長，介於 0 與 3 之間。由於各國的數列均具有單根，可進一步探討這些數列的長期共整合關係是否存在，以及長期關係的變化情形。

3.2 分量共整合估計的結果

為了與分量共整合的結果作比較，本文先以傳統的 Johansen (1988) 共整合檢定來評估實質收入與支出是否具有共整合關係，檢定結果彙整在表 2。在此，我們呈現兩種檢定統計量，分別是 Trace 統計量與最大特徵根統計量；檢定的順序是，先檢定無共整合關係的虛無假設，若能拒絕虛無假設，則進一步檢定虛無假設為一個共整合關係；檢定模型的設定為，長期均衡式與向量自我迴歸 (vector auto-regression, VAR) 模型同時包含常數項，VAR 模型階次的選擇採用 BIC，設定最大階次為 4。如表 2 所示，Johansen 檢定得到差強人意的共整合證據，有半數左右的國家存在有共整合關係，而在另一

表 2 各國實質政府收入與支出之 Johansen 共整合檢定結果

國家	虛無假設	Trace 統計量	最大特徵根 統計量	VAR 模型 階次
加拿大	無共整合	6.853 (0.594)	4.860 (0.759)	1
	一個共整合	-	-	
法國	無共整合	14.641 (0.067)*	14.614 (0.044)**	1
	一個共整合	0.026 (0.869)	0.027 (0.869)	
德國	無共整合	20.332 (0.048)**	13.773 (0.104)	3
	一個共整合	6.558 (0.151)	6.558 (0.151)	
希臘	無共整合	12.724 (0.125)	9.327 (0.259)	1
	一個共整合	-	-	
愛爾蘭	無共整合	23.830 (0.002)**	21.758 (0.002)**	2
	一個共整合	2.072 (0.149)	2.072 (0.149)	
義大利	無共整合	9.078 (0.358)	7.848 (0.394)	1
	一個共整合	-	-	
日本	無共整合	28.842 (0.002)**	22.684 (0.003)**	4
	一個共整合	6.158 (0.178)	6.158 (0.178)	
葡萄牙	無共整合	18.850 (0.015)**	16.864 (0.019)**	2
	一個共整合	1.985 (0.158)	1.985 (0.158)	
西班牙	無共整合	38.381 (0.000)**	33.504 (0.000)**	1
	一個共整合	4.876 (0.297)	4.876 (0.297)	
英國	無共整合	12.402 (0.138)	11.452 (0.132)	2
	一個共整合	-	-	
美國	無共整合	9.743 (0.301)	7.353 (0.448)	2
	一個共整合	-	-	

資料來源：AMECO 資料庫。

說明：1. 檢定模型為長期均衡式與 VAR 模型均包含常數項。

2. VAR 模型階次以 BIC 決定，設定最大階次為 4。

3. () 內數字為 p 值。

4. ** 與 * 表示 5% 與 10% 水準下顯著。

表 3 各國實質政府收入與支出之分量共整合估計結果

國家	分量(τ)	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
加拿大{2}	$\beta_0(\tau)$	-0.095 (0.000)**	-0.076 (0.000)**	-0.068 (0.000)**	-0.060 (0.000)**	-0.026 (0.000)**	0.029 (0.000)**	0.036 (0.000)**	0.038 (0.000)**	0.051 (0.000)**
	$\beta_1(\tau)$	0.906	0.922	0.982	1.075	1.110	1.223	1.233	1.233	1.145
	$t(0)$ 統計量	42.998 (0.000)**	25.350 (0.000)**	12.613 (0.000)**	8.711 (0.000)**	9.691 (0.000)**	7.653 (0.000)**	14.295 (0.000)**	26.891 (0.000)**	37.946 (0.000)**
	$t(1)$ 統計量	-4.478 (0.000)**	-2.133 (0.016)**	-0.236 (0.407)	0.608 (0.729)	0.962 (0.832)	1.397 (0.919)	2.703 (0.997)	5.081 (1.000)	4.810 (1.000)
	sup $ Y_n $	0.665 (0.505)		sup $ Y_n $		91.778 (0.145)				
法國{2}	$\beta_0(\tau)$	-0.040 (0.000)**	-0.020 (0.000)**	-0.010 (0.000)**	-0.005 (0.000)**	0.016 (0.000)**	0.014 (0.000)**	0.016 (0.000)**	0.012 (0.000)**	0.017 (0.000)**
	$\beta_1(\tau)$	0.921	0.975	0.952	0.962	0.996	0.997	0.999	0.996	0.988
	$t(0)$ 統計量	69.030 (0.000)**	49.193 (0.000)**	24.663 (0.000)**	29.074 (0.000)**	33.377 (0.000)**	40.325 (0.000)**	32.504 (0.000)**	48.516 (0.000)**	68.179 (0.000)**
	$t(1)$ 統計量	-5.954 (0.000)**	-1.284 (0.099)*	-1.254 (0.105)	-1.141 (0.127)	-0.125 (0.450)	-0.112 (0.455)	-0.027 (0.489)	-0.196 (0.422)	-0.860 (0.195)
	sup $ Y_n $	0.770 (0.448)		sup $ Y_n $		2.643 (0.637)				
德國{1}	$\beta_0(\tau)$	-0.047 (0.000)**	-0.028 (0.000)**	-0.021 (0.000)**	-0.023 (0.000)**	-0.017 (0.000)**	0.007 (0.000)**	0.009 (0.000)**	0.018 (0.000)**	0.037 (0.000)**
	$\beta_1(\tau)$	1.010	0.982	0.975	0.996	0.998	1.014	1.015	1.032	1.005
	$t(0)$ 統計量	87.044 (0.000)**	51.677 (0.000)**	58.631 (0.000)**	62.364 (0.000)**	59.573 (0.000)**	55.552 (0.000)**	51.854 (0.000)**	79.092 (0.000)**	99.286 (0.000)**
	$t(1)$ 統計量	0.891 (0.814)	-0.971 (0.166)	-1.520 (0.116)	-0.225 (0.411)	-0.090 (0.464)	0.771 (0.780)	0.791 (0.785)	2.452 (0.993)	0.466 (0.679)
	sup $ Y_n $	0.774 (0.446)		sup $ Y_n $		1.472 (1.000)				

表 3 各國實質政府收入與支出之分量共整合估計結果 (續前頁)

國家	分量(τ)	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
希臘{1}	$\beta_0(\tau)$	-0.043 (0.000)**	-0.022 (0.000)**	-0.016 (0.000)**	-0.002 (0.000)**	0.014 (0.000)**	0.025 (0.000)**	0.040 (0.000)**	0.049 (0.000)**	0.062 (0.000)**
	$\beta_1(\tau)$	0.873	0.869	0.825	0.744	0.681	0.703	0.731	0.736	0.697
	$\alpha(0)$ 統計量	22.087 (0.000)**	14.646 (0.000)**	10.554 (0.000)**	7.135 (0.000)**	6.275 (0.000)**	4.709 (0.000)**	6.555 (0.000)**	13.162 (0.000)**	33.433 (0.000)**
	$\alpha(1)$ 統計量	-3.222 (0.001)**	-2.201 (0.014)**	-2.233 (0.013)**	-2.451 (0.007)**	-2.941 (0.002)**	-1.986 (0.024)**	-2.409 (0.008)**	-4.711 (0.000)**	-14.562 (0.000)**
	sup Y_n	0.781 (0.436)		sup V_n	14.380 (0.031)**					
	愛爾蘭{1}	$\beta_0(\tau)$	-0.144 (0.000)**	-0.133 (0.000)**	-0.130 (0.000)**	-0.120 (0.000)**	-0.093 (0.000)**	-0.081 (0.000)**	-0.066 (0.000)**	-0.065 (0.000)**
$\beta_1(\tau)$	0.881	0.888	0.850	0.918	0.986	0.994	1.007	1.012	0.997	
$\alpha(0)$ 統計量	1003.260 (0.000)**	43.146 (0.000)**	22.562 (0.000)**	25.107 (0.000)**	23.379 (0.000)**	27.839 (0.000)**	75.403 (0.000)**	83.585 (0.000)**	118.360 (0.000)**	
$\alpha(1)$ 統計量	-136.160 (0.000)**	-5.432 (0.000)**	-3.980 (0.000)**	-2.252 (0.012)**	-0.324 (0.373)	-0.171 (0.432)	0.519 (0.698)	1.003 (0.842)	-0.369 (0.356)	
sup Y_n	1.604 (0.111)		sup V_n	4.649 (0.918)						
義大利{2}	$\beta_0(\tau)$	-0.093 (0.000)**	-0.085 (0.000)**	-0.076 (0.000)**	-0.038 (0.063)**	0.026 (0.001)**	0.054 (0.000)**	0.076 (0.000)**	0.078 (0.000)**	0.081 (0.000)**
	$\beta_1(\tau)$	1.307	1.144	1.132	1.146	1.603	1.141	0.910	0.962	1.021
	$\alpha(0)$ 統計量	57.021 (0.000)**	10.695 (0.000)**	2.598 (0.000)**	1.531 (0.000)**	3.235 (0.000)**	3.335 (0.000)**	5.271 (0.000)**	13.858 (0.000)**	79.648 (0.000)**
	$\alpha(1)$ 統計量	13.405 (1.000)	1.350 (0.911)	0.303 (0.619)	0.195 (0.577)	1.217 (0.888)	0.413 (0.660)	-0.524 (0.300)	-0.551 (0.291)	1.602 (0.945)
	sup Y_n	0.915 (0.364)		sup V_n	21.722 (0.794)					

表 3 各國實質政府收入與支出之分量共整合估計結果 (續前頁)

國家	分量(τ)	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	
英國{2}	$\beta_0(\tau)$	-0.100 (0.000)**	-0.067 (0.000)**	-0.048 (0.000)**	-0.028 (0.000)**	-0.021 (0.000)**	-0.018 (0.000)**	0.002 (0.000)**	0.053 (0.000)**	0.066 (0.000)**	
	$\beta_1(\tau)$	0.960	1.060	0.992	0.989	0.964	0.946	0.939	0.983	1.052	
	$t(0)$ 統計量	29.250 (0.000)**	13.084 (0.000)**	12.238 (0.000)**	13.421 (0.000)**	10.505 (0.000)**	11.825 (0.000)**	11.963 (0.000)**	11.963 (0.000)**	12.072 (0.000)**	33.579 (0.000)**
	$t(1)$ 統計量	-1.095 (0.137)	0.744 (0.772)	-0.105 (0.458)	-0.150 (0.440)	-0.391 (0.248)	-0.672 (0.251)	-0.779 (0.218)	-0.779 (0.218)	-0.208 (0.417)	1.646 (0.950)
	sup $ Y_n $	1.098 (0.284)		sup $ Y_n $		15.686 (0.863)					
美國{2}	$\beta_0(\tau)$	-0.109 (0.000)**	-0.056 (0.000)**	-0.022 (0.000)**	-0.012 (0.000)**	-0.003 (0.000)**	0.005 (0.000)**	0.015 (0.000)**	0.048 (0.000)**	0.053 (0.000)**	
	$\beta_1(\tau)$	0.764	0.825	0.899	0.928	0.966	0.983	0.982	0.988	1.019	
	$t(0)$ 統計量	13.978 (0.000)**	12.499 (0.000)**	15.686 (0.000)**	17.589 (0.000)**	19.560 (0.000)**	21.885 (0.000)**	23.870 (0.000)**	23.870 (0.000)**	26.177 (0.000)**	109.393 (0.000)**
	$t(1)$ 統計量	-4.320 (0.000)**	-2.656 (0.004)**	-1.766 (0.039)**	-1.357 (0.087)*	-0.688 (0.246)	-0.388 (0.349)	-0.431 (0.333)	-0.431 (0.333)	-0.316 (0.376)	2.058 (0.980)
	sup $ Y_n $	0.786 (0.436)		sup $ Y_n $		60.146 (0.164)					

資料來源：AMECO 資料庫。

說明：1. $\beta_0(\tau)$ 係以 t 統計量檢定虛無假設為零的雙尾檢定， $t(1)$ 統計量係用來檢定共整合係數 $\beta_1(\tau)$ 為 1 的虛無假設， $t(0)$ 統計量係用來檢定共整合係數 $\beta_1(\tau)$ 為 0 的虛無假設， $\sup |Y_n|$ 用來檢定虛無假設為分量共整合， $\sup |V_n|$ 是用來檢定所有分量的共整合係數為 1 的虛無假設，小括弧 () 內數字為 p 值。

2. 領先與落後最大階段設定為 2，以 BIC 挑選之。

3. { } 內數字為最適階段。

4. ** 與 * 表示 5% 與 10% 水準下顯著。

半國家中則無法找到共整合的證據；詳言之，針對 5 個國家（比例為 5/11）的財政資料，兩種統計量均無法拒絕無共整合的虛無假設，分別是加拿大、希臘、義大利、英國與美國；其次，針對法國、愛爾蘭、日本、葡萄牙與西班牙等 5 個國家（比例為 5/11），兩種統計量在 10% 的水準下，可顯著拒絕無共整合的虛無假設；而在德國，則只有 Trace 統計量可以顯著的拒絕無共整合的虛無假設。此一結果，或許可以解釋過去文獻使用傳統的共整合檢定 (mean approach) 所得到的分歧結果。

表 3 為分量共整合的實證結果，在此，我們呈現各國實質收入與支出在不同分量上的估計結果，包含常數項 ($\beta_0(\tau)$) 的估計值與其 t 檢定的 p 值、共整合係數 ($\beta_1(\tau)$) 的估計值、檢定強/弱式財政永續性的 $t(c)$ 統計量、 $\sup|Y_n|$ 檢定與 $\sup|V_n|$ 檢定。需注意的是， $\beta_0(\tau)$ 的 p 值係用來檢定虛無假設為零的雙尾檢定，而 $t(0)$ 統計量是用來檢定共整合係數為 0 的虛無假設（財政不具永續性）， $t(1)$ 統計量則是用來檢定共整合係數為 1 的虛無假設（強式永續性），而 $\sup|V_n|$ 是用來檢定對所有分量共整合係數為 1 的虛無假設。此外，最大階次設定為 2，並使用 BIC 來挑選。

首先，我們先檢視各國政府實質收入與支出是否存在長期分量共整合。如表 3 所示，對所有國家而言，給定 5% 顯著水準， $\sup|Y_n|$ 統計量均無法拒絕共整合的虛無假設，顯示在所分析的 11 個國家中，兩變數在所有分量上，表現出長期的均衡關係，各國的財政永續性得到資料的支持；以美國為例， $\sup|Y_n|$ 為 0.786， p 值為 0.436，無法拒絕虛無假設。此一結果，與表 2 的實證結果頗為不同，也凸顯使用分量分析法的優勢。

再者，我們進一步檢視在每個分量上，各國常數項的變化情形。如前所述， $\beta_0(\tau)$ 的估計值代表在不同分量上所面對的衝擊量，在此，我們將正衝擊量解釋成可以讓政府收入高於長期平均值的經濟衝擊，可能來自於景氣繁榮的因素；而負衝擊量則解釋成讓政府收入低於長期平均值的經濟衝擊，可能來自於經濟不景氣的因素。整

體而言，除了愛爾蘭外，10 個國家在高分量上（0.7~0.9 分量），常數項的估計值呈現正值，而在低分量位置上（0.1~0.4），11 個國家的常數項為負值。同時，在 10% 的水準下，所有國家在各分量的衝擊量均顯著異於零，顯示不管是正或負的衝擊，其「量」的大小不可忽略。此外，除愛爾蘭與西班牙外，其餘國家衝擊量的大小，以絕對值而言，均呈現兩端位置（0.1 與 0.9）較大，而中間分量則較小，大致呈現「U」字形的現象；而比較最低與最高分量的大小（絕對值），可以發現，除了希臘以外，其餘國家的負衝擊量均大於或等於正衝擊量。此一現象，可能會影響各國政府實質收入與支出的均衡關係，進而影響各國財政永續性的強/弱式的型式。

第三，我們以 $\sup |V_n|$ 來檢定對所有分量，共整合係數是否為 1，若無法拒絕共整合係數為 1 的虛無假設，表示在所有分量上，共整合係數均為 1，該國符合強式永續性。若可拒絕共整合係為 1 的虛無假設，表示至少有一分量為弱式永續性。表 3 的結果顯示， $\sup |V_n|$ 在日本與希臘的檢定值分為 33.281 與 14.380，其對應的 p 值均小於 5% 的顯著水準，可以顯著地拒絕虛無假設，表示兩國整體而言非強式永續性，需要進一步檢視各分量的係數估計結果。而在其它 9 個國家， $\sup |V_n|$ 均無法拒絕共整合係數為 1 的虛無假設，表示整體而言，財政符合強式永續性。⁸

第四，我們繼續檢視不同分量上共整合係數 ($\beta_1(\tau)$) 與其對應 $t(c)$ 統計量的情形，可以發現，共整合係數會隨著分量的位置不同而改變，在某些分量上，顯著的小於 1，但在某些分量上，則無法拒絕 1。為方便說明，將整體結果分成三大類型，分別是：(1) 共整合係數呈現不對稱型，(2) 強式財政永續型，(3) 弱式財政永續型。

詳細來說，我們先以 $t(0)$ 統計量檢測 $H_0: \beta_1(\tau) = 0$ 對應於 $H_1: \beta_1(\tau) > 0$ 的對立假設，結果顯示，所有的國家在 5% 的水準下，

⁸ 雖然整體而言，9 個國家的財政符合強式永續性，然而，為了凸顯分量共整合方法的優勢（即不同分量上可有不同的結果），以及回答共整合係數是否有不對稱性，需要進一步檢視不同分量上，面對不同衝擊，共整合係數的變化。

均可顯著地拒絕虛無假設，顯示財政具有永續性；接著，以 $t(1)$ 統計量檢測 $H_0: \beta_1(\tau) = 1$ 對應於 $H_1: \beta_1(\tau) < 1$ 的對立假設，結果發現，在加拿大、法國、愛爾蘭、葡萄牙、西班牙與美國等 6 個國家（比例為 6/11），可以觀察到共整合係數有明顯的不對稱性 (asymmetries)，也就是說，在低分量時，係數值顯著的小於 1，但隨分量值的增加，其值無法顯著異於 1；以美國為例，在分量位置 0.1~0.8，共整合係數值小於 1，但在 0.9 分量則大於 1；以 $t(1)$ 統計量檢定後發現，在分量 0.1~0.3 且 5% 水準時，可以顯著拒絕虛無假設為 1，但在其餘分量上，則無法拒絕虛無假設；而在其餘國家，如加拿大、法國、愛爾蘭、葡萄牙與西班牙，係數不對稱的情形稍有不同，呈現低分量（0.1~0.2 左右）時可拒絕虛無假設，其餘分量無法拒絕虛無假設。值得一提的是，此一不對稱結果與上述 $\sup |V_n|$ 的檢定結果大異其趣，根據 $\sup |V_n|$ 的結果，這 6 個國家在所有分量上均為強式永續性。我們猜測此一不一致的結果或許來自於 $\sup |V_n|$ 於小樣本時 size 的問題所致。

上述不對稱的結果意謂著，在面對負衝擊（經濟景氣不佳）時，政府收入與支出的關係變弱，呈現弱式永續性，而在面對正衝擊時（經濟景氣佳），兩變數的關係變強，可維持強式永續性。究其原因，我們推測可能是，當政府收入因為負衝擊影響而低於長期均衡值時，因政府支出具有持續性，不易減少，導致預算赤字增加，成為弱式永續性；但在政府收入因正衝擊而高於長期均衡值時，預算赤字減少，導致強式永續性。

接著，希臘與日本的估計結果屬於弱式永續性；其共整合係數值，不管在低或高分量，均明顯小於 1，且 $t(1)$ 統計量的 p 值在 5% 水準下，可拒絕係數值為 1 的虛無假設，此一結果進一步確認 $\sup |V_n|$ 弱式永續性的檢定結果。以日本為例，共整合係數介於 0.608 與 0.885 之間， $t(1)$ 統計量的 p 值均接近於 0，顯示這 2 國的財政屬於弱式永續性。進一步觀察這兩國的共整合係數可以發現，在低分量時 (0.1)，共整合係數較大（日本為 0.885，希臘為 0.873），但隨分量增加，共

整合係數逐漸降低，在 $\tau=0.9$ 時，日本為 0.636，希臘為 0.697。這意謂著，在低分量時，政府收入受到負衝擊影響，產生財政赤字（因共整合係數小於 1），但因政府有一定的警覺心，收入與支出仍能維持較密切的關係；然而，隨著分量增加，在高分量時，政府收入因正衝擊而高於長期均衡值，財政赤字的規模卻隨之擴大，似乎意謂著政府因為景氣變好收入增加而失去警覺心，使得收入與支出的關係變得較不密切；此一發現或可解釋這兩國為何為財政弱式永續國家。

再者，觀察德國、義大利與英國，不管在低或高分量，共整合係數均相當接近於 1， $t(1)$ 統計量的 p 值均相當大，無法拒絕係數值為 1 的虛無假設，顯示這 3 個國家的財政為強式永續性；以德國為例，共整合係數值由 0.975 到 1.032， $t(1)$ 統計量的 p 值則由 0.116 至 0.993，義大利的共整合係數值由 0.910 到 1.603， $t(1)$ 統計量的 p 值則由 0.300 至 0.888，英國的共整合係數值由 0.939 到 1.060， $t(1)$ 統計量的 p 值則由 0.218 至 0.772。此一結果，與 $\sup |V_n|$ 的強式永續性的結果一致。財政強式永續性的結果意謂著，即使財政收入因為負或正衝擊影響而減少或增加，政府仍能調整支出，使兩者的長期關係接近於 1，維持強式永續性。

上述實證結果的實證涵義如下，首先，政府收入與支出的長期關係顯然會隨著外部衝擊的大小與符號而改變，進而影響財政永續性的強/弱式。以不對稱的結果而言，負衝擊會使得長期關係變弱，不利於財政永續性，反之，正衝擊則有利於財政永續性的達成。這似乎意謂著在這些不對稱的國家，當政府收入因負面衝擊影響而處於低分量時（收入低於長期平均水準），收入與支出的長期關係變弱，此時應採取支出減少的政策，以維持兩者的均衡關係。若只是透過擴大政府支出以刺激經濟景氣，短期或許能使需求增加，但長期卻有可能增加政府債務，不利財政永續性。換句話說，在這些國家中，面對景氣蕭條，似不宜採行凱恩斯的說法，擴大支出規模。其次，在強式永續性的國家中，財政永續性不受正負衝擊的影響，

仍能維持強式型式。因此，當政府收入處於低分量，或政府支出處於高分量時，因收入與支出的長期關係較強，採行支出增加的財政政策，應該是可行的。第三，財政屬於弱式永續的國家，不管政府收入為低分量或高分量，收入與支出的長期關係較弱，特別是在高分量時，兩者關係更弱，因此，在增加政府支出時，應注意收入增加的情形，以避免政府財政赤字擴大，影響金融市場的穩定。

4. 結論

近年來，歐洲債務問題對世界經濟的影響相當巨大，使得政府財政永續性的問題受到關注，因此了解政府收入與支出是否具有長期關係成為一個重要的議題。當一國的財政不存在永續性時，會危害一國長遠的經濟發展；再者，在有共整合關係下，瞭解一國政府收入與支出長期關係的變化，亦即，強/弱式財政永續性，也可助於評估一國的財政是否健全。

本文使用分量共整合的方法，分析 11 個已開發國家的財政永續性問題。實證結果發現，在這些國家中，財政收入與支出均有長期的分量共整合關係，但財政永續性的強/弱式情況，會因國家不同而有不同的結果。在其中的六個國家中，共整合係數值有明顯的不對稱性情形，也就是說，在低分量上，面對負的經濟衝擊，係數值顯著的小於 1，屬於弱式永續性，但隨分量的增加，在高分量時，面對正的經濟衝擊，其值則無法顯著異於 1，屬於強式永續性；究其可能的原因，我們認為，當政府收入因負衝擊而低於長期平均值時，因為政府支出並不因此而減少，導致預算赤字增加，成為弱式永續性。但在政府收入因正衝擊而高於均衡值時，政府收入較易符合支出的規模，預算赤字減少，導致強式永續性。再者，在其中的三個國家中，共整合係數值均相當接近於 1，並不隨著分量位置而有顯著的改變，屬於強式永續性。第三，在其中的兩個國家中，政府收入與支出雖具有長期均衡關係，在所有的分量位置，其共整合係數值卻顯

著的低於 1，屬於弱式永續性。

最後，我們根據上述結果，提出具參考性的政策涵義。在長期關係呈現不對稱的國家，面對經濟不景氣，似不宜擴大政府支出的規模來刺激景氣，因可能會不利於財政永續性。但在財政屬於強式永續性的國家，則不受此限制。而弱式永續性的國家在增加政府支出時，則須持續的注意財政赤字問題，以免影響該國金融市場的穩定。

參考文獻

- Afonso, A. (2005), "Fiscal Sustainability: The Unpleasant European Case," *FinanzArchiv/Public Finance Analysis*, 61:1, 19-44.
- Afonso, A. and C. Rault (2010), "What Do We Really Know about Fiscal Sustainability in the EU? A Panel Data Diagnostic," *Review of World Economics*, 145:4, 731-755.
- Ahmed, S. and J. H. Rogers (1995), "Government Budget Deficits and Trade Deficits Are Present Value Constraints Satisfied in Long-Term Data?" *Journal of Monetary Economics*, 36:2, 351-374.
- AMECO (2018), AMECO Database, https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/indicators-statistics/economic-databases/macro-economic-database-ameco_en.
- Argyrou, M. G. and K. B. Luintel (2007), "Government Solvency: Revisiting Some EMU Countries," *Journal of Macroeconomics*, 29:2, 387-410.
- Baharumshah, A. Z. and E. Lau (2010), "Mean Reversion of the Fiscal Conduct in 24 Developing Countries," *The Manchester School*, 78:4, 302-325.
- Benkraiem, R., A. Lahiani, A. Miloudi and M. Shahbaz (2018), "New Insights into the US Stock Market Reactions to Energy Price Shocks," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 56, 169-187.
- Bravo, A. B. S. and A. L. Silvestre (2002), "Intertemporal Sustainability of Fiscal Policies: Some Tests for European Countries," *European Journal of Political Economy*, 18:3, 517-528.
- Camarero, M., J. L. Carrion-i-Silvestre and C. Tamarit (2015), "The Relationship between Debt Level and Fiscal Sustainability in

- Organization for Economic Cooperation and Development Countries,” *Economic Inquiry*, 53:1, 129-149.
- Chuang, C. C., C. M. Kuan and H. Y. Lin (2009), “Causality in Quantiles and Dynamic Stock Return-Volume Relations,” *Journal of Banking & Finance*, 33:7, 1351-1360.
- Hakkio, C. S. and M. Rush (1991), “Is the Budget Deficit “Too Large?”” *Economic Inquiry*, 29:3, 429-445.
- 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.
- Haug, A. A. (1991), “Cointegration and Government Borrowing Constraints: Evidence for the United States,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 9:1, 97-101.
- Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Dynamics & Control*, 12:2-3, 231-254.
- Koenker, R. and Z. Xiao (2004), “Unit Root Quantile Autoregression Inference,” *Journal of the American Statistical Association*, 99:467, 775-787.
- Kremers, J. J. M. (1989), “U.S. Federal Indebtedness and the Conduct of Fiscal Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 23:2, 219-238.
- Ma, W., H. Li and S. Y. Park (2017), “Empirical Conditional Quantile Test for Purchasing Power Parity: Evidence from East Asian Countries,” *International Review of Economics & Finance*, 49, 211-222.
- Ng, S. and P. Perron (2001), “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power,” *Econometrica*, 69:6, 1519-1554.
- Nikolaou, K. (2008), “The Behaviour of the Real Exchange Rate: Evidence from Regression Quantiles,” *Journal of Banking &*

Finance, 32:5, 664-679.

- Pierse, R. G. and A. J. Snell (1995), "Temporal Aggregation and the Power of Tests for a Unit Root," *Journal of Econometrics*, 65:2, 333-345.
- Quintos, C. E. (1995), "Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts," *Journal of Business & Economic Statistics*, 13:4, 409-417.
- Trehan, B. and C. E. Walsh (1988), "Common Trends, the Government's Budget Constraint, and Revenue Smoothing," *Journal of Economic Dynamics & Control*, 12:2-3, 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*, 23:2, 206-223.
- Tsong, C. C. and C. F. Lee (2011), "Asymmetric Inflation Dynamics: Evidence from Quantile Regression Analysis," *Journal of Macroeconomics*, 33:4, 668-680.
- Tsong, C. C. and C. F. Lee (2013), "Quantile Cointegration Analysis of the Fisher Hypothesis," *Journal of Macroeconomics*, 35, 186-198.
- 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.
- Xiao, Z. (2009), "Quantile Cointegrating Regression," *Journal of Econometrics*, 150:2, 248-260.

A Study of Strong/Weak-form Fiscal Sustainability: Evidence from the Quantile Co-integration Model

Mei-Li Shen, Cheng-Feng Lee, Ching-Chuan Tsong and
Hsiou-Hsiang Liu*

Abstract

This research uses the newly developed quantile co-integration framework by Xiao (2009) to examine whether a long-run relationship exists between government revenues and expenditures among eleven OECD countries. After establishing the co-integration, we proceed to show whether the co-integration relationship changes across quantiles, depending on the size and sign of the shocks that hit the fiscal variables. As such, the framework can help us to distinguish whether a country exhibits strong-form or weak-form fiscal sustainability. Our results suggest that there exists a long-run

* Corresponding author: Cheng-Feng Lee, Professor of Department of Business Administration, National Kaohsiung University of Science and Technology, No. 58, Shenzhong Rd., Yanchao Dist., Kaohsiung City 82444, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-7-3814526 ext. 17367, E-mail: jflee@nkust.edu.tw. Mei-Li Shen, Ph.D. Student of Department of International Business, National Kaohsiung University of Science and Technology, No. 58, Shenzhong Rd., Yanchao Dist., Kaohsiung City 82444, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-7-3814526 ext. 17231, E-mail: shen3788@gmail.com. Ching-Chuan Tsong, Professor of Department of Economics, National Chi Nan University, No. 1, Daxue Rd., Puli Township, Nantou County 54561, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-49-2910960 ext. 4662, E-mail: tcc126@ncnu.edu.tw. Hsiou-Hsiang Liu, Professor of Department of Tourism Management, National Kaohsiung University of Science and Technology, No. 58, Shenzhong Rd., Yanchao Dist., Kaohsiung City 82444, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-7-3814526 ext. 17243, E-mail: jackliu@nkust.edu.tw. We would like to thank the Editor and the two anonymous referees for their insightful comments and suggestions on an earlier version of this paper. All errors are ours. Lee acknowledges financial support from Ministry of Science and Technology of Taiwan (Grant No. MOST 102-2410-H-151- 001-).

Received: January 30, 2018; Revised April 11, 2018; Accepted August 27, 2018.

relationship between the two series for all eleven countries in a quantile sense, implying fiscal sustainability holds for these countries. However, the forms of fiscal sustainability are different over various quantiles and for these countries. For five countries, the relationship shows an asymmetric pattern over different quantiles, depending on the size and sign of the shocks, whereby under lower quantiles negative shocks with large absolute values tend to weaken the relationship (less than one), and thus they have weak-form fiscal sustainability; in the upper quantiles, large positive shocks do not weaken this relationship, and thus these countries have strong-form fiscal sustainability. This research provides possible explanations for these results. Finally, strong-form sustainability holds over all quantiles for three countries, while two of the 11 countries show weak-form sustainability. Policy implications are provided based on the empirical results.

Keywords: Strong-Form and Weak-Form Fiscal Sustainability, Quantile
Co-integration

JEL Classification: C22, E60, H60