

探討經濟結構特徵及景氣循環對政府消費乘數之影響*

楊佳佑**

摘 要

全球金融海嘯引發各國政府相繼採行寬鬆性貨幣政策，導致多數先進經濟體的政策利率貼近零利率底線（zero lower bound, ZLB），並大幅限縮貨幣當局未來的政策操作空間。為預防下一波的經濟衰退，眾多專家及學者紛紛呼籲各國政府採納擴張性財政政策。在此背景下，財政振興效果的研究蓬勃發展，惟過去文獻對於擴張性財政政策，特別是政府支出，是否能有效刺激經濟成長仍持分歧。爰此，本文將以1971-2016年期間共47個經濟體的追蹤資料為樣本，並使用近似向量自我迴歸模型，探討經濟結構特徵及景氣循環對政府消費乘數的影響。相較於過去實證研究，本文的樣本較為多元，資料涵蓋24個先進經濟體與23個新興及開發中經濟體，且各國的經濟結構特徵皆有差別，適合用於探討財政乘數的跨國差異。本文的主要實證結果顯示，貿易開放度或政府債務水準愈高，政府消費乘數愈低；此外，在不同景氣狀態下，政府消費衝擊對經濟成長具有不對稱效果。

* 本文初稿完成於民國109年4月，110年2月修正完稿。本文感謝兩位匿名審稿人與中央銀行陳副總裁南光、林處長宗耀、蔡局長炯民、吳處長懿娟、林參事淑華、徐副研究員婉容、俞助理研究員欣榮及其他經濟研究處同仁給予之寶貴意見。本文觀點為作者個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處副研究員。

壹、前言

全球金融海嘯期間，各國政府陸續採行寬鬆性貨幣政策，透過降低長、短期利率或大規模收購資產等傳統與非傳統方式，穩定金融市場、支撐經濟成長及維持物價穩定。綜觀國際主要先進經濟體，大多數國家的政策利率目前已貼近零利率底線（zero lower bound, ZLB），甚至有部分國家深陷負利率的困境。有鑑於此，不少經濟學家及政策制定者擔憂，若全球經濟體再次遭遇負面衝擊，貨幣當局恐缺乏足夠的貨幣政策操作空間，以因應未來經濟再次衰退。

事實上，近年來地緣政治紛擾、貿易爭端加劇及國際需求減緩等不利因素抑制全球經濟成長，多位學者、專家及國際組織紛紛呼籲政府以擴張性財政政策，防範全球經濟遲緩造成的負面衝擊。在此背景下，財政政策相關的研究如雨後春筍般蓬勃發展，其中，財政乘數的大小更是經濟學家多年來激烈爭論的議題之一。

根據 Ramey（2011b）及 Batini et al.（2014）彙整多方實證研究的結果發現，政府藉由財政支出提振經濟成長的效果有限，財政支出乘數多半低於1，亦即財政支出每增加1元，產出僅提升不到1元。不過，在特殊情況或經濟結構改變的影響下，財政支出乘數有可能高於1或甚至達2以上，例如，政策利率接近ZLB或是經濟處於衰退之

期間，財政支出對產出的影響效果可能增強。

目前為止，不論是理論或是實證方面，皆無既定的財政乘數數值，其大小主要取決於國家的結構特徵、經濟情勢及政策制度。此外，過去文獻對新興經濟體和發展中國家的財政乘數著墨甚少，以致缺乏充足的跨國比較分析。對政策制定者而言，掌握當前財政政策之效果刻不容緩，多面向的跨國比較可能有助未來政府進行政策擬定及衝擊影響評估。

爰此，本文以1971-2016年期間共47個經濟體的追蹤資料為樣本，探討經濟結構特徵及景氣循環對政府消費乘數之影響^{註1}。相較於過去實證研究，本文的樣本較為多元，資料涵蓋24個先進經濟體與23個新興及開發中經濟體，且各國的貿易開放度和政府債務水準皆有差異，對於財政乘數的跨國差異分析具有重要價值。

其次，作為少數同時探討結構特徵及景氣循環因素的實證研究，本文試圖結合 Ilzetzki et al.（2013）和 Auerbach and Gorodnichenko（2012；2013）的研究方法，惟在模型選擇上，使用較為彈性的近似向量自我迴歸模型（near-VAR），並將平滑轉換（smooth transition）函數及交互作用項加入迴歸式，以突顯政府消費衝擊對經濟成長在

不同情境下的動態影響。

本研究的實證結果顯示，平均當期政府消費乘數為0.4至0.6，長期政府消費乘數則平均在0.7至2.5之間，證明政府消費對短期經濟成長的效果有限。另外，各國經濟結構的不同也反映在政府消費乘數上的差異：貿易開放度對政府消費乘數為負影響，亦即貿易開放度愈高，政府消費乘數愈低；政府債務水準對政府消費乘數同為負影響，如政府債務水準升高，政府消費乘數將下降。本研

究亦發現，在不同景氣狀態下，政府消費衝擊對長期經濟成長具有不對稱效果，景氣蕭條期的長期政府消費乘數高於繁榮期2倍以上。

本文的章節安排以第一章為前言，後續安排則依序如次：第二章為財政乘數的理論概述及實證研究回顧；第三章為政府消費衝擊的認定方法、模型設定及資料來源；第四節為研究結果與頑強性檢定；第五節為結論與政策意涵。

貳、財政支出效果之文獻探討

一、財政乘數的理論概述

在新古典經濟模型中，財政政策對私部門的影響取決於三項關鍵：財富效應、跨時替代效果及賦稅扭曲（Ramey, 2011b）。假定政府為提升財政支出，以定額稅（lump-sum taxes）作為融資方式，家計單位因預期稅後所得現值縮減，產生負的財富效應進而降低消費，削弱財政支出效果（Galí et al., 2007）。反觀，政府若採扭曲性稅制（distortionary taxes），短期內財政支出對經濟成長的刺激效果較佳，主因在於家計單位預期未來稅負較高，選擇在當下稅負較低之時期增加其勞動供給，從而產生跨期替代效果。因此，從新古典經濟學的觀點而言，財政乘數的大小會因政策的融通方式及家計單位的預期心理而改變。

據Baxter and King（1993）的動態一般均衡模型（dynamic general equilibrium, DGE）校準結果顯示^{註2}：（1）政府若提高扭曲性稅收，以平衡短期內的財政支出增加，此時的財政乘數最低可達-2.5；（2）若以赤字融通（未來使用定額稅償債）增加財政支出，財政乘數則會提升，但仍低於1.0；（3）如財政支出的增加為永久性，並以當期或未來定額稅融資，預期可提升勞動供給及穩態資本存貨（steady-state capital stock），進而帶動私部門投資，因此，短期乘數雖低於1.0但長期乘數卻接近1.2。

不同於新古典經濟學派，凱因斯學派使用IS-LM模型假定家計單位的消費決策取決於當期的可支配所得，而非終生所得（Galí et al., 2007），故「李嘉圖均等定

理」(Ricardian equivalence theorem)不適用於此。若利率維持不變，封閉式經濟體的財政乘數等於 $1/(1 - MPC)$ ，其中， MPC 為邊際消費傾向(marginal propensity to consume)；開放式經濟體的財政乘數則為 $1/(1 - MPC + MPM)$ ，而 MPM 為邊際輸入傾向(marginal propensity to import)，故凱因斯的財政乘數效果與 MPC 及 MPM 之間具有相當重要的關係。平均而言，凱因斯模型估計的財政乘數大多高於新古典經濟學派的估計值，估計結果通常高於1.0。

另一方面，新凱因斯模型則是將價格僵固特性及新古典經濟學的基礎結合，因此，該模型所估計的財政乘數較傳統凱因斯模型為低。以Cogan et al. (2010)為例，該研究使用Smets-Wouters的新凱因斯模型，模擬2009年美國政府刺激方案^{註3}對其總體經濟的影響，此政府支出乘數較Romer and Bernstein (2009)的傳統凱因斯模型估計值為低。由於該模型納入家計單位的預期心理及行為變化，導致政府支出對GDP的影響逐年遞減；政府支出乘數在政策實施當季雖微幅高於1.0，但經過三季後便下滑至1.0以下^{註4}。

然而，新凱因斯模型亦有例外，若名目利率維持不變(如ZLB)，政府以赤字融通方式增加政府支出時，將導致通膨預期上升，並促使實質利率下降，進而刺激經濟活動；在此情境下，財政乘數效果可望高於一

般預期。Christiano et al. (2011)的模擬結果顯示，若政府支出在利率維持12季不變的期間內增加，乘數效果可高達2.0以上^{註5}。

二、實證研究回顧

從理論的部分可知，影響財政乘數效果的原因眾多，即便同一模型也會因假設條件的改變而產生不同結論，故實證分析具有重要的參考價值。根據Ramey (2011b)彙整的美國財政支出實證結果顯示，財政支出乘數的估計值大約在0.8至1.5之間，惟部分實證因使用具傳統凱因斯色彩的大型總體經濟模型(如Klein-Goldberger model、Brookings model等)，故短期及長期財政乘數的估計值皆大於2 (Evan, 1969)。

相較於先進經濟體，新興經濟體(emerging market economies, EMEs)和低收入國家(low-income countries, LICs)在財政乘數方面的實證研究較少。根據Batini et al. (2014)的彙整結果顯示，EMEs及LICs的政府支出乘數平均低於先進國家，其長期效果甚至可能受限經濟結構等因素而偏低。Ilzetzki (2011)的研究結果亦顯示，高收入國家的政府支出乘數約在0.8至1.1之間；發展中國家的乘數則在0.1至0.3，且統計結果不顯著^{註6}。

同時，不少實證研究亦發現，跨國的乘數差異可能反應了各國政策、經濟結構及當下經濟情勢的不同。綜合過去實證研究

的結果，Batini et al. (2014) 將影響財政乘數的原因大致歸納為結構性特徵 (structural characteristics) 及暫時性因素 (temporary factors) 兩大類。結構特徵泛指任何影響正常期 (normal times) 財政乘數之因素，其中包括貿易開放度、匯率制度及政府債務水準等；暫時性因素則大多與經濟週期及政策相關，例如貨幣政策的方向可能會影響財政乘數短暫偏離其正常值。以下列舉相關實證研究，並將影響原因彙整於表1。

(一) 結構性特徵的相關研究

結構特徵方面最具代表的文獻為Ilzetzki et al. (2013)，該研究以1960-2007年共44國的季資料為樣本，分析在不同經濟結構下，政府消費衝擊對總體經濟的影響。研究結果顯示，低貿易開放經濟體的短期和長期乘數顯著為0.61及1.10；高貿易開放經濟體的短期和長期乘數則皆為負 (-0.08及-0.46)，但不顯著。

其次，若中央政府債務占GDP高於60%，短期和長期乘數分別為-0.03及-3，惟短期乘數不顯著；中央政府債務占GDP低於60%，短期和長期乘數皆為負 (-0.04及-0.36)，但不顯著。相較於彈性匯率政策，採行固定匯率制度的經濟體具有較高且顯著的乘數，短期和長期乘數分別為0.15及1.40。

Karras (2012) 使用1951-2007年62個經濟體的年資料估計貿易開放度對長期財政支

出乘數的影響。實證結果顯示，貿易開放度確實對財政支出乘數有顯著的負影響，貿易開放度 (%GDP) 每上升10個百分點，長期財政支出乘數則下降5-6%。貿易開放度較低的經濟體，如中國、美國及墨西哥等，長期乘數約為1.3-1.5；貿易開放度較高的經濟體，如愛爾蘭及荷蘭，長期乘數則低於1，介於0.6-0.7之間。

Corsetti et al. (2012) 則係使用1975-2008年18個OECD經濟體的年資料，追蹤在不同情境下，總體經濟變數對財政衝擊的影響。該文的實證結果發現，採行彈性匯率制度的經濟體，其當期政府支出乘數接近0，而累積乘數 (cumulative multiplier) 則為-1.5；固定匯率制度經濟體的當期乘數為0.6，累積乘數為0；公共財政狀況較差^{註7}的經濟體，其當期乘數為-0.7，累積乘數則為-0.8；金融危機期間的當期乘數為2.3，累積乘數為0.5。

(二) 暫時性因素的相關研究

近年來，許多實證研究試圖從經濟週期的角度解釋財政乘數的變化，其中，Auerbach and Gorodnichenko (2012) 為最主要的代表文獻之一。該文以狀態轉換模型 (regime switching model)，估計在不同景氣狀態下的政府支出 (消費及投資) 乘數，其結果顯示，景氣擴張期的乘數為-0.3至0.8，衰退期為1.0至3.6。

其他文獻如Fazzari et al. (2015) 則係

利用門檻結構自我向量迴歸模型（threshold SVAR）進行估計，且同樣指出，政府支出乘數在產能利用率偏低的期間約為1.6，在產能利用率較高的期間則介於0.4至0.8之間。另外，Owyang et al.（2013）使用local projection方法對美國及加拿大的長期季資料進行估計，其實證結果顯示，美國政府支出乘數小於1，且不存在顯著性的跨景氣差異。反觀，加拿大的政府支出乘數卻有顯著性的跨景氣差異，景氣衰退期的乘數為1.6，非衰退期則約為0.4。

Ramey and Zubairy（2018）使用1889-2015年美國軍事支出新聞作為政府支出的工具變數，並估計該外生性衝擊對GDP的影響。此樣本期橫跨多個戰爭及經濟衰退時點，而估計結果顯示，政府支出乘數低於

1，且跨景氣之間的乘數差異並不顯著^{註8}。Watanabe（2019）亦嘗試以英國的歷史季資料（1700~1923年）進行跨景氣比較，其乘數在景氣衰退期大多呈現負值^{註9}，且低於非衰退期之乘數，惟兩者並無顯著性的差異。

針對貨幣政策調節的部分，Miyamoto et al.（2018）使用1980-2014年的日本季資料，估計總體經濟變數對政府支出衝擊在不同貨幣政策期間的反應。藉由local projection方法產生的衝擊反應結果顯示，在ZLB期間，當期政府支出乘數為1.5，且顯著高於正常期（非ZLB期間）的0.6。此外，ZLB期間的累積乘數到第4季時甚至達到2.7，之後則持續維持在1以上；反觀，正常期的累積乘數遠低於1。

表1 影響財政乘數的可能因素

類別	因素	影響原因
結構性特徵	貿易開放度	以傳統凱因斯模型而論，假設邊際消費傾向不變，邊際輸入傾向愈低的國家，其財政乘數愈高，主要原因係該經濟體的需求面漏損（leakage）程度較小。
	匯率制度	Mundell-Fleming模型假設在資本可自由移動之下，權衡性財政政策的衝擊會因匯率變動的關係而減弱，甚至被完全抵銷，故匯率制度愈彈性，財政乘數愈小。
	政府債務水準	若政府債務明顯過高，且財政收支持續入不敷出，家計單位恐縮減消費支出，以因應政府未來提高稅收的可能性，導致財政刺激效果受到部分抵銷 ^{註10} 。其次，政府舉債可能導致可貸資金市場的利率上升，進而對民間消費及投資產生排擠的效果。
暫時性因素	景氣狀態	經濟蕭條期間，民間消費及投資可能因景氣不佳減緩，致部分生產資源處於閒置狀態，此時，擴張性財政支出可填補民間需求不足之部分，刺激產出成長，但經濟若已接近最大產能（完全就業）時，擴張性財政支出對產出的影響則相對有限。
	貨幣政策	假設貨幣政策遵守泰勒法則，貨幣當局應針對擴張性財政衝擊施以緊縮政策（調升利率），以緩解財政衝擊對產出及物價的影響。反觀，若貨幣政策受限於「零利率底線」，擴張性財政衝擊對產出及物價的影響則較大。

資料來源：彙整自Batini et al.（2014）。

參、研究方法

一、衝擊認定方法

如何認定政府支出衝擊向來是實證研究的難題之一，過去文獻主要以SVAR或敘述法（narrative approach）兩種方法^{註11}進行認定。SVAR認定法係參考Blanchard and Perotti（2002）的假設，預先認定財政支出可能受制於決策依據不足及執行落後等因素，以致政策制定者無法對當下的經濟情勢做出立即且合適的判斷。基於此推論，各期政府支出大部分係根據以往的趨勢做推估，而超出此預期範圍的變化則視為政府支出衝擊^{註12}。

另一方法為Ramey and Shapiro（1998）採行的敘述法，其作法係依據美國財政報告或軍事事務（如戰爭）等資訊，捕捉政府支出的預期外衝擊。此方法的優勢在於其政策衝擊變數較不易受總體經濟因素干擾，多半是因預期外之事件造成政府支出產生大幅變化，近似純外生性衝擊（pure exogenous shock）。除此之外，亦有部分實證文獻，如Ramey（2011a），進一步利用VAR模型分析戰爭期間的資料，以提升政府支出乘數的估計準確性。

Ramey and Shapiro（1998）的衝擊認定方法雖具有參考價值，但以特殊事件或文字訊息產生的外生性衝擊資料不易取得，故難以延伸應用在本文的跨國分析面向。礙於資

料上的限制，本文採用Blanchard and Perotti（2002）的衝擊認定方法，但估計方法則是使用較為彈性的near-VAR模型^{註13}。傳統VAR模型雖為較常見的估計方法，惟此模型受限於其線性結構，不易於分析不同情境下的財政乘數，故過去文獻大多需將樣本拆分成多個子樣本，再各別以VAR進行估計。鑒於本研究探討的影響因素較多，若將樣本拆分為多個子樣本，其樣本內可用於分析的資料就愈少，因而採用near-VAR模型，並將各條迴歸式分開估計^{註14}。

二、模型設定

為避免估計結果產生內生性問題，本文先以經濟成長及其他變數解釋政府消費變數，並將此迴歸式的殘差項視為政府消費衝擊，再代入經濟成長的迴歸式，以估計政府消費乘數。在第一步驟中，本文假定政府消費變數可被自身落後期^{註15}、經濟成長及政府債務等變數解釋，並納入國家及時間固定效果。第一條迴歸式為最小平方法之固定效果模型，其公式如下：

$$g_{i,t} = v_i + \tau_t + \sum_{j=1}^J [\delta_j g_{i,t-j} + \tau_j y_{i,t-j} + \varphi_j debt_{i,t-j}] + u_{i,t}^g \quad (1a)$$

其中，下標 i 為國家別、 t 為時間，而 j 為落後期； g 為實質政府消費變化占GDP之

比重； y 為實質GDP成長率； $debt$ 為一般政府債務占GDP之比重； v 及 τ 分別為國家和時間固定效果；殘差項（ u^g ）為政府消費衝擊。

由式（1a）可知，本文假設政府消費變數不被當期經濟成長所解釋，此為過去實證研究中常見的短期限制條件^{註16}。明顯地，此限制條件的兩個疑慮為：（1）自動財政機制可能導致政府消費隨當期景氣循環自動調節，以穩定經濟情勢；（2）政府可能採取權衡性財政政策（discretionary fiscal policy），有計畫性地運用政府消費因應景氣循環。因此，經濟成長對財政政策存在當期影響的可能。

首先，Corsetti et al.（2012）指出，自動財政機制的「穩定因子」（automatic stabilizer）大多為稅收調節和移轉性支付（如失業救濟金），政府消費較不易受景氣循環而自動調節。其次，針對第二點疑慮，Blanchard and Perotti（2002）則表示，政府一般無法在短期內因實質產出衝擊而快速調整政府支出（消費及投資），其原因有二：（1）財政當局可能受限於即時資料的不足，以致無法掌握當下的經濟情勢；（2）政府支出從預算編列到實際執行需要較長的時間^{註17}，難以在短時間內立即通過預算審核並執行^{註18}。

然而，不同於Blanchard and Perotti（2002）及Ilzetzki et al.（2013），本文係

以年資料為樣本，恐造成衝擊認定的條件無法成立。為檢驗年資料是否符合此衝擊特定條件，Born and Müller（2012）曾利用不同頻率的資料進行比對，其實證結果顯示，年資料所產生之財政衝擊項與季資料之結果並無顯著性的差異，且衝擊反應結果亦相當一致。Beetsma et al.（2009）則係使用依時加總程序法（temporal aggregation procedure）進行驗證，並獲得同樣結論。基此，本文認為將式（1a）的殘差項作為政府消費衝擊應屬合理，不至於造成後續估計之偏誤。

在第二步驟中，政府消費衝擊項（ $\hat{u}^g$ ）被當作解釋變數放入經濟成長的迴歸式，公式則呈現如下：

$$y_{i,t} = \omega_i + \mu_t + \sum_{j=1}^J \alpha_j y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^J m_{j,i,t} \hat{u}_{i,t-j}^g + \varepsilon_{i,t}. \quad (1b)$$

其中， ω_i 為國家固定效果； μ_t 為時間固定效果； α_j 及 m_j 為待估係數。此迴歸式與Hall（2009）及Barro and Redlick（2011）的模型相似，其優點之一在於估計係數 m_j 可直接視為政府消費乘數，不需另行轉換^{註19}。藉由此動態追蹤迴歸估計式（dynamic panel regression），本文可估計各國的政府消費變化對經濟成長之當期衝擊效果（ $m_{0,i}$ ），以及長期效果（ $\frac{\sum_{j=0}^J m_{j,i}}{1 - \sum_{j=1}^J \alpha_j}$ ）。

值得一提的是，加入固定效果的動態縱橫迴歸估計式可能因迴歸因子（ $y_{i,t-1} - \bar{y}_i$ ）

與誤差項 ($\varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_i$) 存在相關性，導致估計係數產生偏誤。因此，本文參採Anderson and Hsiao (1981) 的建議，使用一階差分消除國家固定效果，再以適當的工具變數估計應變數之落後期^{註20}，並將估計量代入一階差分估計式，其公式呈現如下：

$$\Delta y_{i,t} = \mu_t + \sum_{j=1}^J \alpha_j \widehat{\Delta y}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^J m_{j,i,t} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \Delta \varepsilon_{i,t}. \quad (2)$$

由於政府消費乘數可能會因結構因素或景氣狀態而不同，故本文將以兩種方式檢視不同情境下的乘數變化。首先，本文嘗試將全樣本按二分法拆為兩個子樣本，再以式(2)個別估計兩組子樣本的乘數，並比較兩者的估計結果。其次則係使用交互作用項及平滑轉換函數，直接對全樣本進行估計，再根據係數結果估算政府消費乘數。

為了直接對全樣本進行估計，本研究將政府消費乘數分解為 $m_{j,i,t} = \beta_{0,j} + \beta_{1,j} X_{i,t-j}$ ，其中， $X_{i,t-j}$ 為各國的結構特徵變數。假設 $\beta_{1,j} = 0$ ，表示乘數不受經濟結構因素影響；如 $\beta_{1,j} \neq 0$ ，乘數則隨著經濟結構因素改變。因考量在不同景氣狀態下，政府消費對經濟成長亦可能有不對稱效果，本文將式(2)改寫如下：

$$\Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times \left[\sum_{j=0}^J \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \sum_{j=1}^J \alpha_j^S \widehat{\Delta y}_{i,t-j} \right] + (1 - F(z_{i,t}))$$

$$\times \left[\sum_{j=0}^J \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \sum_{j=1}^J \alpha_j^B \widehat{\Delta y}_{i,t-j} \right] + \sum_{j=0}^J \beta_{1,j} X_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中， $z_{i,t}$ 為衡量景氣狀態的指標^{註21}，而S和B分別代表景氣蕭條期及繁榮期，景氣若處於蕭條期，政府消費乘數為 $m_{j,i,t}^S = \beta_{0,j}^S + \beta_{1,j} X_{i,t-j}$ ；反之，繁榮期的政府消費乘數為 $m_{j,i,t}^B = \beta_{0,j}^B + \beta_{1,j} X_{i,t-j}$ 。

由於景氣狀態可在蕭條及繁榮期之間轉換，因此本文採取過去實證研究的作法，以轉換函數 $F(z_{i,t})$ 估算景氣處於蕭條期的機率，其公式為：

$$F(z_{i,t}) = \frac{\exp(-\gamma z_{i,t})}{1 + \exp(-\gamma z_{i,t})}, \text{ 且 } \gamma > 0. \quad (4)$$

其中， γ 為平滑參數，代表一經濟體在景氣蕭條與繁榮期之間轉換的速度，若數值越接近0，模型越趨於線性估計式之設定。鑒於衡量景氣狀態的指標眾多，過去文獻曾嘗試以不同經濟變數取代，以測試研究結果的穩定性。例如，Auerbach and Gorodnichenko (2013) 嘗試以Hodrick-Prescott濾法 (HP filter) 去除總體變數的長期趨勢，取代GDP成長的移動平均作為衡量景氣狀態的指標。根據該文獻結果顯示，政府支出對經濟成長在不同景氣狀態下的不對稱效果仍相當顯著^{註22}。Ramey and Zubairy (2018) 則係以失業率6.5%為門檻，決定景

氣是否處於疲弱期（slack）^{註23}。

綜觀過去文獻，最為普遍的方法仍是以HP filter估計之產出缺口當作衡量景氣狀態的指標，因此本文將以此作為 $z_{i,t}$ 變數^{註24}，並進一步標準化該變數。在參數設定方面，本文參考Auerbach and Gorodnichenko（2012）將 γ 設為1.5，蕭條期設為 $F(z_{i,t}) > 0.8$ ，依此約有20%的樣本處於蕭條期。

三、資料來源

本文的年資料涵蓋47個經濟體（24個先進經濟體、23個新興及開發中經濟體），樣本期間大多為1971至2016年，惟少數國家因政府債務資料不足，故樣本期較短，但仍維持在40年以上（參表2）。各國總體經濟變數主要取自世界銀行的World Development Indicators及國際貨幣基金的Fiscal Monitor資料庫，臺灣資料則是以行政院主計總處公布之數據為主，並另從財政部統計資料庫收集

政府債務的相關資料。

本研究的樣本囊括不同經濟發展程度的國家，且樣本期的長度充足，應適合用以探討經濟結構及景氣對政府消費乘數的影響。在經濟成長面，平均成長最低的國家為希臘（1.68%），最高為韓國（7.06%）；在政府消費變化占GDP的比重部分，平均變化比重最低的國家為美國（0.28%）；最高為布吉納法索（1.20%）。

依據資料的完整性及取得容易度，本文的經濟結構特徵將以貿易開放度及政府債務水準兩項因素為探討範圍，貿易開放度係以輸出入加總占GDP之指數衡量，新加坡為貿易開放度最高之國家（342.16%），美國為貿易開放度最低之國家（21.22%）。政府債務水準則係以一般政府毛債務占GDP比重計算^{註25}，剛果共和國的平均政府債務占比最高（116.20%），盧森堡的債務占比最低（9.84%）。

表2 各國總體資料平均值及經濟結構特徵

國家	編號	經濟成長率 (%)	政府消費變化 (% of GDP)	貿易開放度 (% of GDP)	政府債務水準 (% of GDP)
阿爾及利亞	1	3.67	0.73	58.35	47.36
澳洲	2	3.14	0.63	35.26	22.99
奧地利	3	2.34	0.45	76.29	54.34
比利時	4	2.16	0.49	123.75	94.55
貝南	5	3.77	0.51	52.82	44.65
玻利維亞	6	3.24	0.38	56.35	79.65
布吉納法索	7	4.69	1.20	37.90	33.90
喀麥隆	8	4.05	0.48	48.69	41.55
加拿大	9	2.77	0.50	58.62	71.85
智利	10	4.10	0.46	54.70	46.85
哥倫比亞	11	3.97	0.58	32.94	30.81
剛果共和國	12	4.27	1.18	116.20	116.73
丹麥	13	1.86	0.49	75.70	42.22
多明尼加共和國	14	5.11	0.40	60.71	31.43
埃及	15	5.24	0.64	49.21	90.03
芬蘭	16	2.45	0.64	62.49	29.75
法國	17	2.19	0.59	47.08	47.75
加彭	18	3.79	0.69	93.21	50.88
德國	19	2.00	0.41	54.00	48.70
希臘	20	1.68	0.40	44.42	81.66
瓜地馬拉	21	3.54	0.37	48.20	26.76
印度	22	5.63	0.65	25.36	58.34
伊朗	23	2.59	0.22	42.67	22.27
愛爾蘭	24	5.00	0.85	131.58	64.54
義大利	25	1.75	0.35	44.10	91.09
日本	26	2.52	0.51	23.67	112.31
肯亞	27	4.75	0.69	57.47	41.50
韓國	28	7.06	0.99	64.74	19.53
盧森堡	29	3.73	0.61	230.81	9.84
馬來西亞	30	6.37	0.79	144.11	52.97
墨西哥	31	3.34	0.45	40.37	42.64
摩洛哥	32	4.38	1.00	58.37	67.69
荷蘭	33	2.28	0.60	112.82	58.12
紐西蘭	34	2.52	0.46	56.21	42.98
挪威	35	2.95	0.64	71.96	36.45
巴拉圭	36	4.72	0.46	66.82	27.27
菲律賓	37	4.14	0.46	67.02	45.43
葡萄牙	38	2.50	0.59	60.13	57.27
新加坡	39	7.04	0.66	342.16	79.87
西班牙	40	2.59	0.55	43.87	44.20
斯里蘭卡	41	4.91	0.31	66.47	79.38
瑞典	42	2.15	0.50	68.13	51.89
臺灣	43	6.77	1.17	100.19	25.61
泰國	44	5.60	0.82	85.22	34.81
多哥	45	3.15	0.36	88.68	84.16
英國	46	2.26	0.38	51.48	50.11
美國	47	2.81	0.28	21.22	61.09

註：部分國家的政府債務（% of GDP）樣本期較短，例如，、哥倫比亞（1972-2016年）、盧森堡（1974-2016年）、臺灣（1976-2016年）。

肆、研究結果

一、不同情境下的政府消費乘數

若不考慮結構特徵及景氣循環等因素，式（2）所估計之平均當期政府消費乘數（ m_0 ）為0.41，長期乘數

（ $[m_0 + m_1]/[(1 - \alpha_1)]$ ）為0.80，並將此視為基準結果^{註26}。接著，本文採二分法依序以貿易開放度、政府債務水準及景氣循環因素將全樣本拆分為二，並再次以式（2）個別估計兩組樣本的乘數，其結果如表3所示。

表3 不同情境下的政府消費乘數

	基準結果	貿易開放度		政府債務水準		景氣狀態	
		高	低	高	低	繁榮期	蕭條期
m_0	0.41 *** (0.06)	0.30 *** (0.07)	0.69 *** (0.11)	0.27 *** (0.07)	0.58 *** (0.10)	0.28 *** (0.06)	0.74 *** (0.16)
m_1	0.16 *** (0.06)	0.04 (0.07)	0.51 *** (0.11)	0.01 (0.07)	0.43 *** (0.10)	0.04 (0.06)	0.29 * (0.15)
α_1	0.29 *** (0.04)	0.26 *** (0.05)	0.33 *** (0.06)	0.21 *** (0.06)	0.35 *** (0.05)	0.12 *** (0.04)	0.24 ** (0.11)
$\frac{m_0 + m_1}{1 - \alpha_1}$	0.80 *** (0.14)	0.46 *** (0.16)	1.77 *** (0.30)	0.36 *** (0.15)	1.55 *** (0.28)	0.36 *** (0.11)	1.37 *** (0.42)
N	2,209	1,099	1,110	783	1,426	1,765	444

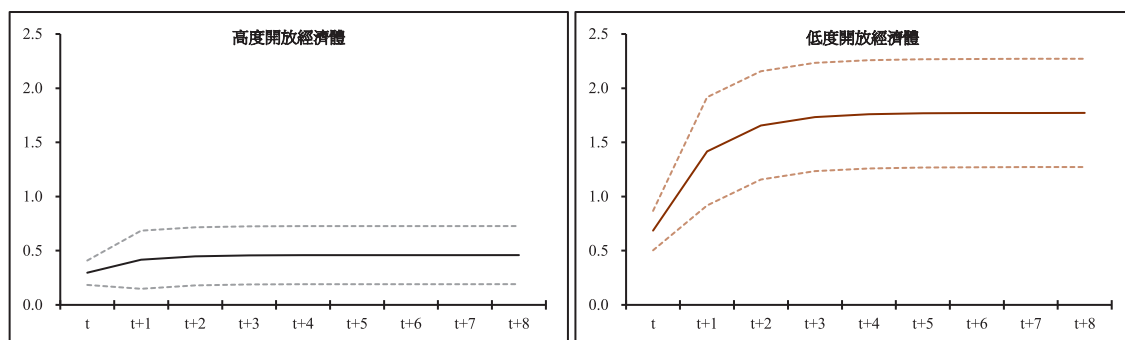
註：模型以AIC選定最適落後期為1期，並使用delta method估計長期政府消費乘數的標準差；*、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設。

(一) 貿易開放程度

在貿易開放度的部分，本研究以其樣本中間值58%為門檻，區分高度及低度開放經濟體，並比較兩組樣本的平均政府消費乘數。結果顯示（參圖1），貿易開放程度較高的經濟體，其當期乘數為0.30，長期乘

數為0.46，衝擊反應結果皆為顯著^{註27}。反觀，低貿易開放經濟體的當期和長期乘數分別為0.69及1.77，約為高貿易開放經濟體的2.3~3.8倍。此實證結果與理論一致，貿易開放程度愈高，政府消費乘數則愈低。

圖1 不同貿易開放程度下的政府消費乘數



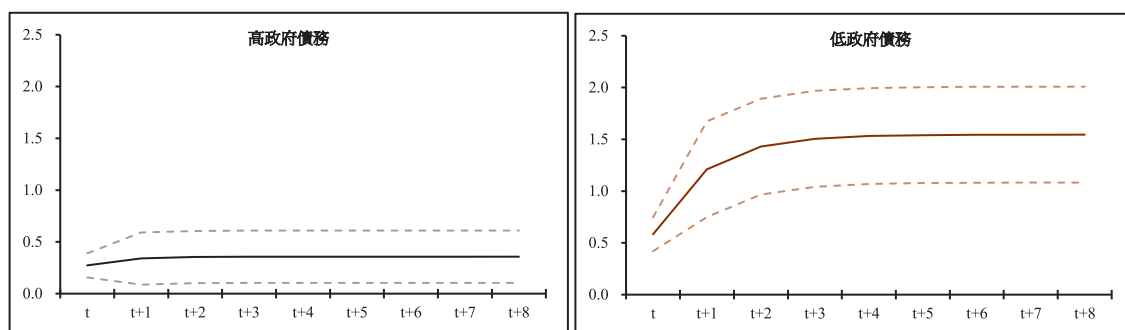
註：乘數數值於t+2期後趨於長期乘數數值；虛線為90%信賴區間。

(二) 政府債務水準

債務方面則係以歐盟《馬斯垂克條約》之財政門檻值60%，區分高債務及低債務經濟體，並比較兩組樣本的政府消費乘數。如圖2所示，政府債務較高的經濟體，其當期和長期乘數分別為0.27及0.36，衝擊反應結

果皆為顯著。另一方面，財政空間較為充裕的經濟體，當期乘數顯著為0.58，長期乘數則顯著為1.55；低債務經濟體的政府消費乘數約為高債務經濟體的2.1~4.3倍。該估計結果仍與預期一致，政府債務負擔愈低，政府消費對經濟成長的影響效果愈佳。

圖2 不同政府債務水準下政府消費乘數



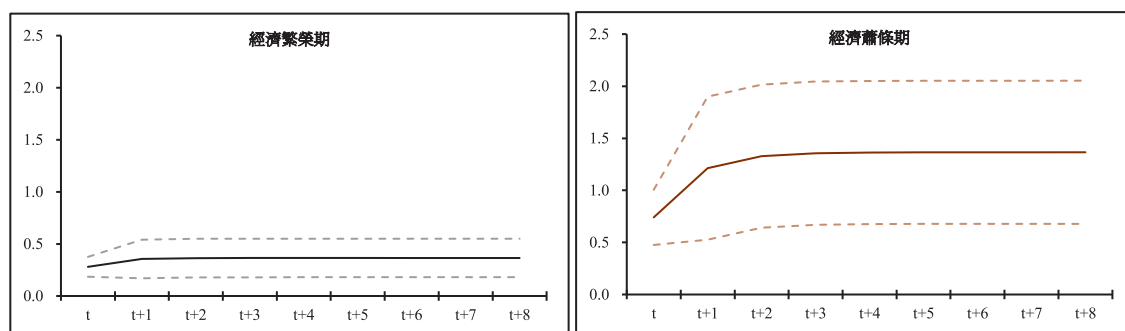
註：乘數數值於t+2期後趨於長期乘數數值；虛線為90%信賴區間。

(三) 景氣狀態

衝擊反應結果顯示（參圖3），政府消費衝擊對經濟成長具有明顯的非對稱效果。在繁榮期間，政府消費衝擊對當期經濟成長的影響為0.28，對長期經濟成長的影響為0.36；在蕭條期間，政府消費衝擊對當

期經濟成長的影響為0.74，對長期經濟成長的影響為1.37。跨景氣之間存在顯著性的差異，蕭條期的政府消費乘數為繁榮期的2.6~3.8倍左右，該實證結果與Auerbach and Gorodnichenko（2012）及Fazzari et al.（2015）等研究結果較為一致。

圖3 不同景氣狀態下的政府消費乘數



註：乘數數值於t+2期後趨於長期乘數數值；虛線為90%信賴區間。

二、政府消費乘數估計結果

為進一步探討各國之間的政府消費乘數差異，本文將貿易開放度及政府債務水

準兩個連續變數以交互作用項的方法代入式（3），並依此估計經濟結構特徵對政府消費乘數的影響。

表4 結構特徵及景氣狀態對政府消費乘數之估計影響

	Eq.1		Eq.2		Eq.3	
	繁榮期(B)	蕭條期(S)	繁榮期(B)	蕭條期(S)	繁榮期(B)	蕭條期(S)
$\beta_{0,0}^B \text{ or } S$	0.63 *** (0.15)	0.64 *** (0.16)	0.59 *** (0.11)	0.58 *** (0.13)	0.63 *** (0.15)	0.62 *** (0.16)
$\beta_{0,1}^B \text{ or } S$	0.34 ** (0.15)	1.30 *** (0.18)	0.31 *** (0.11)	1.25 *** (0.16)	0.36 ** (0.15)	1.29 *** (0.18)
$\beta_{1,0}^T$	-0.24 * (0.13)	-0.24 * (0.13)			-0.07 (0.16)	-0.07 (0.16)
$\beta_{1,1}^T$	-0.29 ** (0.13)	-0.29 ** (0.13)			-0.07 (0.16)	-0.07 (0.16)
$\beta_{2,0}^D$			-0.16 ** (0.07)	-0.16 ** (0.07)	-0.13 (0.09)	-0.13 (0.09)
$\beta_{2,1}^D$			-0.20 *** (0.07)	-0.20 *** (0.07)	-0.17 ** (0.09)	-0.17 ** (0.09)
$\alpha_1^B \text{ or } S$	0.26 *** (0.04)	0.30 *** (0.08)	0.26 *** (0.04)	0.30 *** (0.08)	0.26 *** (0.04)	0.30 *** (0.08)
$\frac{\beta_{0,0}^B \text{ or } S + \beta_{0,1}^B \text{ or } S}{1 - \alpha_1^B \text{ or } S}$	1.33 *** (0.35)	2.77 *** (0.49)	1.22 *** (0.26)	2.61 *** (0.42)	1.34 *** (0.35)	2.72 *** (0.48)
$\frac{\beta_{1,0}^T + \beta_{1,1}^T}{1 - \alpha_1^B \text{ or } S}$	-0.72 ** (0.30)	-0.76 ** (0.33)			-0.19 (0.39)	-0.20 (0.41)
$\frac{\beta_{2,0}^D + \beta_{2,1}^D}{1 - \alpha_1^B \text{ or } S}$			-0.48 *** (0.15)	-0.50 *** (0.17)	-0.42 ** (0.20)	-0.44 ** (0.22)

註：模型以AIC選定最適落後期為1期，並使用delta method估計長期政府消費乘數的標準差；*、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設。

$$\text{Eq.1: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{1,j}^T \text{open}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

$$\text{Eq.2: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{2,j}^D \text{debt}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

$$\text{Eq.3: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{1,j}^T \text{open}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \sum_{j=0}^1 \beta_{2,j}^D \text{debt}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

表4的Eq.1-3為結構特徵對乘數之影響。貿易開放度對政府消費乘數的影響效果為負：貿易開放度每上升10%，長期乘數下降約0.02~0.08。政府債務水準對政府消費乘數的負影響較為顯著：若政府債務水準提高10%，長期乘數則減少約0.04~0.05。其

次，雖然當期政府消費乘數在繁榮及蕭條期皆約為0.60，但長期乘數則有顯著的跨景氣差異。結果顯示，繁榮期的長期乘數為1.2~1.4，而蕭條期的長期乘數為2.6~2.8；相較之下，蕭條期的乘數高於繁榮期2倍以上。

圖4根據Eq.3的係數，刻畫政府消費衝擊對產出的動態影響，其中，左欄為景氣繁榮期，右欄為景氣蕭條期。如圖所示， t 期為當期產出對政府消費衝擊的反應， $t+8$ 期則代表長期效果。為觀察政府消費乘數的變化及差異，本節以結構特徵變數的10及90百分位數進行情境設定，並估算各個情境的乘數估計值。

首先，假設政府債務水準不變，貿易開放度由30%上升至120%，當期乘數估計下降0.06，長期乘數則減少約0.18。其次，若

貿易開放度維持不變，政府債務水準由15%提升至100%，當期乘數預計降低0.11，長期乘數下降約0.36。最後，在跨景氣之間，當期乘數並無明顯差異，惟長期乘數之差異較大，蕭條期高於繁榮期1.35以上。

大致上，結構特徵變數對政府消費乘數的影響皆如預期，貿易開放度或政府債務水準愈高（低），政府消費乘數就愈低（高）；此外，相較於景氣繁榮期，若一經濟體於蕭條期採行擴張性政府消費政策，其政策對產出的長期影響較佳。

圖4 不同情境下的政府消費乘數估計值

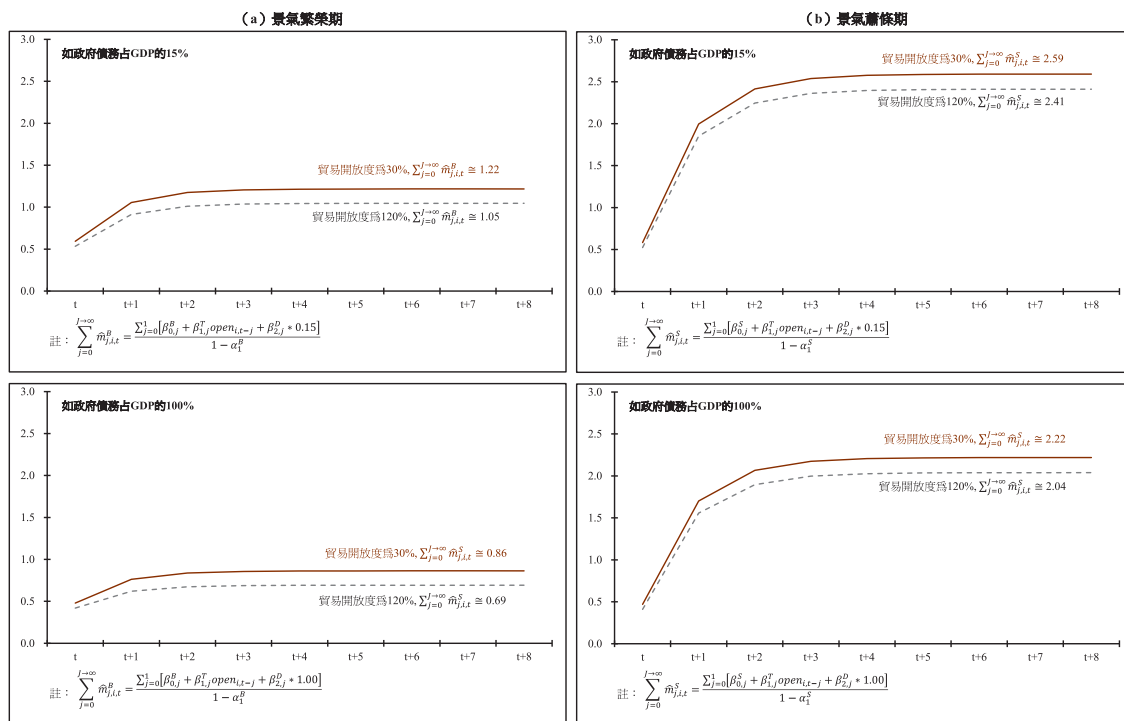


表5 經濟體按貿易開放度及政府債務水準分類

	貿易開放度	政府債務水準	國家
1	高	高	荷蘭、新加坡、愛爾蘭、比利時、奧地利
2	低	高	德國、葡萄牙、加拿大、希臘、西班牙、法國、英國、義大利、斯里蘭卡、印度、埃及、日本、美國
3	高	低	盧森堡、剛果共和國、馬來西亞、泰國、台灣、多哥、丹麥、韓國
4	低	低	瑞典、加彭、芬蘭、玻利維亞、巴拉圭、墨西哥、挪威、菲律賓、智利、貝南、阿爾及利亞、多明尼加共和國、瓜地馬拉、紐西蘭、喀麥隆、布吉納法索、肯亞、伊朗、澳洲、哥倫比亞、摩洛哥

表5係依據樣本內各國的貿易開放度及政府債務水準分為4組，再以Eq.3的係數估算政府消費乘數的平均範圍（參表6）^{註28}。第一類為貿易開放度及政府債務皆偏高之經濟體，如新加坡、愛爾蘭及比利時，其當期

乘數約為0.4，長期乘數為0.7~2.1；第二類為低貿易開放度及高政府債務經濟體，如日本、美國、及義大利，其當期乘數亦為0.4，長期政府消費乘數為0.8~2.1。

表6 當期及長期政府消費乘數的平均範圍

		貿易開放度	
		高	低
政府債務	高	當期乘數：0.4	當期乘數：0.4
		長期乘數：0.7~2.1	長期乘數：0.8~2.1
	低	當期乘數：0.5	當期乘數：0.6
		長期乘數：1.0~2.3	長期乘數：1.1~2.5

註：貿易開放度和政府債務的門檻值分別為58%及60%。

第三類為高貿易開放度及低政府債務經濟體，如台灣、韓國及泰國，其當期政府消費乘數為0.5，長期乘數為1.0~2.3；第四類為貿易開放度及政府債務皆偏低之經濟體，如澳洲、紐西蘭及哥倫比亞，其當期乘數為0.6，長期乘數為1.1~2.5。

三、頑強性檢定

為確保本研究的結果係為穩健，以下將分別針對模型設定及變數處理方法，進行頑強性檢定。首先，本文改以Arellano and

Bond（1991）差分動態GMM追蹤資料估計法，驗證上述估計結果是否具一致性；其次，因各國的蕭條期占比不同，嘗試以產出缺口衡量方法區別一經濟體的繁榮期及蕭條期；最後，使用Hamilton（1998）提出之景氣循環替代估計法，檢視政府消費乘數在不同景氣狀態下是否仍有所差異。

（一）使用Arellano-Bond估計式

根據過去文獻指出，若實證研究對動態追蹤資料模型（dynamic panel data, DPD）加

入個體固定效果，可能面臨估計結果不具一致性的問題，其原因在於組內模型（within model）當中的迴歸因子（ $y_{i,t-1} - \bar{y}_i$ ）與誤差項（ $\varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_i$ ）存在相關性。即便使用工具變數估計式，落後期（ $y_{i,t-j}$ ）依舊與 $\bar{\varepsilon}_i$ 存在相關性，但如果係在一階差分模型當中加入適當的落後期作為工具變數，估計結果則具有一致性。

為此，本文在實證模型的部分使用了Anderson-Hsiao的工具變數估計法，但相較於Arellano-Bond的GMM估計方法，工具變數法產生的漸進變異數較高，故本文以Arellano-Bond重新估計政府消費乘數，並進行結果比較。如表7所示，貿易開放度及政府債務對政府消費乘數仍為負影響，亦即貿易開放度及政府債務愈高（低），政府消費乘數愈小（大）。在不同景氣狀態下，蕭條期的長期乘數高於繁榮期，兩者相差2倍以上。

綜合來說，Arellano-Bond的估計結果與Anderson-Hsiao相近，惟顯著性因標準差偏高而大幅下降，不過結構因素及景氣循環對政府消費乘數的影響效果仍不變。在檢定方面，所有模型的殘差項皆通過一階自我相關檢定且不具有二階自我相關性；Hansen檢定

並未拒絕過度認定假設。

（二）以產出缺口方法區別景氣狀態

本研究以Auerbach and Gorodnichenko（2013）的轉換函數 $F(z_{i,t})$ 估算景氣處於蕭條期的機率，並將平滑參數 γ 設為1.5，蕭條期設為 $F(z_{i,t}) > 0.8$ ，致約有20%的樣本期處於蕭條期。此方法應用在多國分析的缺點為，各國的蕭條期占其全樣本之比例應有差異性，若將參數皆設為一致，恐造成估計結果失準。然而，參數設定在文獻上並無既定的數值，故難以針對各國逐一進行設定；此外，部分發展中國家可能不存在官方公布或建構的景氣指標，以致本文無從對造參數設定的適當性。

在此限制下，較為可行的檢定辦法則係使用產出缺口直接對景氣狀態進行認定，如短期GDP高於長期趨勢視為繁榮期，低於長期趨勢則視為蕭條期，並再次將此認定方式代入Eq.1-3重新估計。根據估計結果顯示（參表8），政府消費乘數的跨景氣差異依然存在，且仍以蕭條期的乘數為高，另外，係數結果的顯著性亦微幅提升。整體而言，依據各國經濟情勢調整參數設定不易，但以產出缺口方法進行驗證後的結果仍與先前一致。

表7 經濟結構特徵及景氣循環對政府消費乘數的影響

	Eq.1		Eq.2		Eq.3	
	繁榮期	蕭條期	繁榮期	蕭條期	繁榮期	蕭條期
$\beta_{0,0}^B \text{ or } s$	0.73 *** (0.28)	0.88 ** (0.34)	0.66 *** (0.26)	0.88 ** (0.41)	0.74 *** (0.27)	0.95 ** (0.38)
$\beta_{0,1}^B \text{ or } s$	0.07 (0.17)	1.74 *** (0.48)	0.05 (0.15)	1.65 *** (0.42)	0.10 (0.18)	1.69 *** (0.47)
$\beta_{1,0}^T$	-0.30 (0.26)	-0.30 (0.26)			-0.11 (0.34)	-0.11 (0.34)
$\beta_{1,1}^T$	-0.19 (0.15)	-0.19 (0.15)			-0.08 (0.17)	-0.08 (0.17)
$\beta_{2,0}^D$			-0.22 * (0.13)	-0.22 * (0.13)	-0.19 (0.19)	-0.19 (0.19)
$\beta_{2,1}^D$			-0.15 ** (0.07)	-0.15 ** (0.07)	-0.12 (0.09)	-0.12 (0.09)
$\alpha_1^B \text{ or } s$	0.30 *** (0.03)	-0.03 (0.10)	0.30 *** (0.03)	-0.03 (0.10)	0.30 *** (0.03)	-0.03 (0.10)
$\frac{\beta_{0,0}^B \text{ or } s + \beta_{0,1}^B \text{ or } s}{1 - \alpha_1^B \text{ or } s}$	1.14 ** (0.54)	2.54 *** (0.75)	1.01 *** (0.31)	2.46 *** (0.74)	1.20 ** (0.52)	2.56 *** (0.79)
$\frac{\beta_{1,0}^T + \beta_{1,1}^T}{1 - \alpha_1^B \text{ or } s}$	-0.70 (0.56)	-0.48 (0.38)			-0.26 (0.65)	-0.18 (0.45)
$\frac{\beta_{2,0}^D + \beta_{2,1}^D}{1 - \alpha_1^B \text{ or } s}$			-0.52 *** (0.18)	-0.35 *** (0.13)	-0.44 (0.27)	-0.30 (0.19)
AR(1) test	-3.62 ***		-3.58 ***		-3.59 ***	
AR(2) test	-0.78		-0.72		-0.74	
Hansen test	45.94		45.76		45.62	

註：模型以AIC選定最適落後期為1期，並使用delta method估計長期政府消費乘數的標準差；*、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設；括弧內為穩健標準誤。

$$\text{Eq.1: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{1,j}^T \text{open}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

$$\text{Eq.2: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{2,j}^D \text{debt}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

$$\text{Eq.3: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \widehat{\Delta y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{1,j}^T \text{open}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \sum_{j=0}^1 \beta_{2,j}^D \text{debt}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

表8 經濟結構特徵及景氣循環對政府消費乘數的影響

	Eq.1		Eq.2		Eq.3	
	繁榮期	蕭條期	繁榮期	蕭條期	繁榮期	蕭條期
$\beta_{0,0}^{B \text{ or } S}$	0.66 *** (0.16)	0.86 *** (0.15)	0.59 *** (0.13)	0.77 *** (0.11)	0.66 *** (0.16)	0.85 *** (0.15)
$\beta_{0,1}^{B \text{ or } S}$	0.58 *** (0.15)	0.67 *** (0.15)	0.43 *** (0.11)	0.59 *** (0.13)	0.55 *** (0.15)	0.70 *** (0.16)
$\beta_{1,0}^T$	-0.38 *** (0.13)	-0.38 *** (0.13)		-0.13 (0.16)	-0.13 (0.16)	
$\beta_{1,1}^T$	-0.46 *** (0.13)	-0.46 *** (0.13)		-0.21 (0.16)	-0.21 (0.16)	
$\beta_{2,0}^D$			-0.25 *** (0.07)	-0.25 *** (0.07)	-0.20 ** (0.09)	-0.20 ** (0.09)
$\beta_{2,1}^D$			-0.27 *** (0.07)	-0.27 *** (0.07)	-0.20 ** (0.09)	-0.20 ** (0.09)
$\alpha_1^{B \text{ or } S}$	0.21 *** (0.05)	0.33 *** (0.05)	0.21 *** (0.05)	0.32 *** (0.05)	0.21 *** (0.05)	0.32 *** (0.05)
$\frac{\beta_{0,0}^{B \text{ or } S} + \beta_{0,1}^{B \text{ or } S}}{1 - \alpha_1^{B \text{ or } S}}$	1.57 *** (0.34)	2.29 *** (0.41)	1.30 *** (0.26)	2.00 *** (0.31)	1.54 *** (0.34)	2.29 *** (0.41)
$\frac{\beta_{1,0}^T + \beta_{1,1}^T}{1 - \alpha_1^{B \text{ or } S}}$	-1.07 *** (0.28)	-1.27 *** (0.34)		-0.43 (0.37)	-0.50 (0.43)	
$\frac{\beta_{2,0}^D + \beta_{2,1}^D}{1 - \alpha_1^{B \text{ or } S}}$			-0.66 *** (0.15)	-0.77 *** (0.17)	-0.51 *** (0.19)	-0.60 *** (0.23)

註：模型以AIC選定最適落後期為1期，並使用delta method估計長期政府消費乘數的標準差；*、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設。

$$\text{Eq.1: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{1,j}^T \text{open}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

$$\text{Eq.2: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{2,j}^D \text{debt}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

$$\text{Eq.3: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{1,j}^T \text{open}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \sum_{j=0}^1 \beta_{2,j}^D \text{debt}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

(三) 不同景氣狀態變數設定

Hamilton (2018) 對HP filter提出三點質疑：(1) HP filter產生之虛假動態關係序列(spurious dynamic relation series)毫無資料生成過程基礎的根據；(2) 樣本端點的估計結果與樣本中間端的結果差異甚大，且具有虛假動態特性；(3) 以統計方法估計

的平滑參數大多遠低於過去實證研究建議之數值(如季資料通常為1600)。為此，Hamilton (2018) 建議使用簡單迴歸式估計資料的趨勢項，再將實際值扣除趨勢項以取得循環成分，這不僅達到HP filter的目的，亦避免HP filter產生的問題。

本文參採上述的替代方法，將實質GDP

變數放入自我迴歸估計式AR(p)，並對該變數的 $t+h$ 期進行估計，公式如下^{註29}：

$$GDP_{t+2} = \kappa_0 + \kappa_1 GDP_t + \kappa_2 GDP_{t-1} + \eta_{t+2}, \quad (5)$$

即可改寫為 $GDP_t = \kappa_0 + \kappa_1 GDP_{t-2} + \kappa_2 GDP_{t-3} + \eta_t$ ，並估計產出缺口（ $\hat{\eta}_t =$

$GDP_t - \hat{\kappa}_0 - \hat{\kappa}_1 GDP_{t-2} - \hat{\kappa}_2 GDP_{t-3}$ ）。Eq.1-3 的重新估計結果如表9所示；明顯地，整體估計係數偏高，為先前估計結果的2倍左右，但貿易開放度及政府債務水準對政府消費乘數的負影響不變，且蕭條期的乘數仍較繁榮期為高。

表9 經濟結構特徵及景氣循環對政府消費乘數的影響

	Eq.1		Eq.2		Eq.3	
	繁榮期	蕭條期	繁榮期	蕭條期	繁榮期	蕭條期
$\beta_{0,0}^B \text{ or } S$	0.77 *** (0.14)	1.30 *** (0.17)	0.72 (0.10)	1.43 *** (0.15)	0.77 *** (0.14)	1.49 *** (0.18)
$\beta_{0,1}^B \text{ or } S$	0.57 *** (0.14)	1.19 *** (0.18)	0.46 (0.10)	1.22 *** (0.15)	0.56 *** (0.14)	1.32 *** (0.18)
$\beta_{1,0}^T$	-0.58 *** (0.13)	-0.58 *** (0.13)		-0.10 (0.16)	-0.10 (0.16)	
$\beta_{1,1}^T$	-0.53 *** (0.13)	-0.53 *** (0.13)		-0.17 (0.16)	-0.17 (0.16)	
$\beta_{2,0}^D$			-0.48 *** (0.07)	-0.48 *** (0.07)	-0.44 *** (0.09)	-0.44 *** (0.09)
$\beta_{2,1}^D$			-0.35 *** (0.07)	-0.35 *** (0.07)	-0.29 *** (0.09)	-0.29 *** (0.09)
$\alpha_1^B \text{ or } S$	0.18 *** (0.04)	0.52 *** (0.08)	0.17 *** (0.04)	0.50 *** (0.08)	0.17 *** (0.04)	0.50 *** (0.08)
$\frac{\beta_{0,0}^B \text{ or } S + \beta_{0,1}^B \text{ or } S}{1 - \alpha_1^B \text{ or } S}$	1.64 *** (0.30)	5.22 *** (1.01)	1.42 *** (0.22)	5.32 *** (0.92)	1.61 *** (0.29)	5.62 *** (1.01)
$\frac{\beta_{1,0}^T + \beta_{1,1}^T}{1 - \alpha_1^B \text{ or } S}$	-1.37 *** (0.27)	-2.34 *** (0.58)		-0.34 (0.34)	-0.56 (0.57)	
$\frac{\beta_{2,0}^D + \beta_{2,1}^D}{1 - \alpha_1^B \text{ or } S}$			-1.00 *** (0.15)	-1.67 *** (0.34)	-0.89 *** (0.19)	-1.47 *** (0.37)

註：模型以AIC選定最適落後期為1期，並使用delta method估計長期政府消費乘數的標準差；*、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設。

$$\text{Eq.1: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{1,j}^T \text{open}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

$$\text{Eq.2: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{2,j}^D \text{debt}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

$$\text{Eq.3: } \Delta y_{i,t} = F(z_{i,t}) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^S \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^S \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + (1 - F(z_{i,t})) \times [\sum_{j=0}^1 \beta_{0,j}^B \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \alpha_1^B \Delta \hat{y}_{i,t-1}] + \sum_{j=0}^1 \beta_{1,j}^T \text{open}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \sum_{j=0}^1 \beta_{2,j}^D \text{debt}_{i,t-j} \Delta \hat{u}_{i,t-j}^g + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}.$$

伍、結論與政策意涵

一、結論

全球金融海嘯發生迄今，多數經濟體為緩解低迷的經濟成長環境，相繼採行寬鬆性貨幣政策，但經濟成長的復甦力道卻相對緩慢。與此同時，國際間政經情勢變化快速，近年來地緣政治衝突不斷，加以貿易爭端事件層出不窮，導致全球不確定性升高，進而阻礙經濟成長的復甦。若此時全球經濟體不幸再次掉入景氣衰退狀態，貨幣當局因受限低政策利率環境恐缺乏足夠的貨幣政策操作空間，屆時，擴張性財政政策可能將成為刺激經濟成長的主要工具。

爰此，本文以1971-2016年期間共47個經濟體的追蹤資料為樣本，探討經濟結構特徵及景氣循環對政府消費乘數之影響。在結構特徵因素方面，本文分別檢視貿易開放度及政府債務水準對政府消費乘數的當期及長期影響效果。此外，本文亦參採過去實證研究，針對不同景氣狀態下的政策效果進行比較，試圖掌握政府消費衝擊對經濟成長的不對稱效果。實證結果總結如下：

1. 貿易開放度對政府消費乘數為負影響，亦即貿易開放度愈高，政府消費乘數愈低。政府債務水準對政府消費乘數同為負影響，若政府債務水準升高，政府消費乘數則會降低。
2. 在不同景氣狀態下，政府消費衝擊對長期

經濟成長具有不對稱效果，景氣蕭條期的長期乘數高於繁榮期2倍以上。此估計結果與Auerbach and Gorodnichenko (2013) 及Fazzari et al. (2015) 等研究結果較為一致。

3. 平均當期政府消費乘數為0.4~0.6，故政府消費對當期經濟成長的效果有限；因各經濟體的結構特徵及景氣狀態不同，長期政府消費乘數約為0.7~2.5。
4. 貿易開放度及政府債務皆偏高之經濟體（如新加坡、愛爾蘭及比利時）的長期乘數為0.7~2.1；低貿易開放度及高政府債務經濟體（如日本、美國、及義大利）的長期乘數為0.8~2.1。
5. 高貿易開放度及低政府債務經濟體（如台灣、韓國及泰國）的長期乘數為1.0~2.3；貿易開放度及政府債務皆偏低之經濟體（如澳洲、紐西蘭及哥倫比亞）的長期乘數為1.1~2.5。

二、政策意涵

根據本文的研究結果顯示，開放型經濟體因需求面漏損因素，導致政府消費對經濟成長的影響效果被弱化，因此，該類型的經濟體應嘗試搭配其他財政政策措施提升經濟成長。例如，擴大投入公共建設，完善各種基礎建設，並透過對民間企業及家庭的移轉

支出，鼓勵企業增加投資、誘發民間消費增加，進而帶動經濟成長。

由於過去30年來，國際供應鏈高度整合，促進全球貿易蓬勃發展，在全球化的影響之下，各國的貿易開放度逐步上升，這意味著財政乘數的效果將隨之下滑。若政府期望透過擴張性財政政策刺激經濟成長，其政策實施力道須更勝以往，亦即政府消費及投資金額應提高，方能達到以往同等的政策效果。

然而，此舉恐影響一國的財政收支平衡，故政府應密切注意預算平衡及政府債務累積情況，避免政府債務過高而影響財政乘數的效果。值得一提的是，財政收支情勢大多會因景氣循環而有所變動：景氣繁榮（衰退）時期，政府稅收將隨著個人所得及企業營業所得上升（下降）而增加（減少），支

出則因社會補助金需求下降（增加）而減少（上升）。因此，政府應多加善用此特性，在經濟情勢良好的時期，保持財政預算的平衡，或是藉此累積財政盈餘，以致經濟面臨衰退時，政府仍有足夠的財政空間實施擴張性財政政策。

此外，財政政策的延伸性探討不應僅侷限於總體經濟面向，對於個體層面的影響亦值得各方積極研究。本研究雖試圖從結構特徵及暫時性因素的觀點解釋財政乘數之差異，但相較近年來常見的DSGE模型，仍缺少動態傳導的過程，故難以掌握財政政策對經濟個體的影響，此為本研究的限制之一。基此，未來相關研究可嘗試從個體經濟的角度探討財政政策對總體經濟的影響，並考慮將貨幣政策納入模型，以評估貨幣政策及財政政策的搭配效果。

附 註

- (註1) 因資料之限制，本研究的政府消費僅侷限於一般政府最終消費支出（general government final consumption expenditure），不包含公共投資及移轉支出等。
- (註2) Baxter and King（1993）在文中亦嘗試校準政府投資所產生的乘數效果，結果顯示，政府投資在短期內沒有增加額外的刺激效果，但長期而言，政府投資有助於提升私部門投入要素的邊際產量，故長期財政乘數高達4.0-13.0之間。
- (註3) 美國政府2009年所提出的財政刺激方案有相當大的部分為政府移轉（government transfer），而此類型的政府支出在新古典經濟學及新凱因斯經濟學模型中不具刺激效果，因為家計單位的消費函數是受「恆常所得理論」（permanent income hypothesis, PIH）及「李嘉圖均等定理」影響。
- (註4) Cogan et al.（2010）假設政府以赤字融通增加財政支出，並預計未來徵收定額稅以償還債務，因此，稅賦制度不會影響家計單位的勞動供給、存款及投資，造成市場扭曲。
- (註5) 相關文獻包括Eggertson（2010）、DeLong and Summers（2012）、Erceg and Lindé（2014）及Nakamura and Steinsson（2014）等。
- (註6) 本文初步估計顯示，先進經濟體的政府消費乘數約為2.06，新興及開發中國家的乘數則約為0.76，前者為後者2倍以上。
- (註7) 依據該文作者的定義，如政府毛債務占GDP高於100%，或政府借款淨額占GDP超過6%，皆可視為公共財政狀況較差之經濟體。
- (註8) 該文作者亦嘗試以Blanchard and Perotti（2002）的政府支出衝擊作為工具變數，惟估計出的政府支出乘數仍低於1，惟跨景氣之間的乘數存在顯著性差異；高失業率期間的政府支出乘數為0.7~0.8，低失業率期間的政府支出乘數為0.3~0.4。
- (註9) 據Watanabe（2019）的分析，英國政府支出在二戰前係以軍事為導向，且軍事人力需求在戰爭期間經常對私部門就業產生排擠效應，造成工業生產下滑，進而減弱其對經濟成長的效果。
- (註10) Kirchner et al.（2010）表示，此因素可能係導致歐盟國家的長期政府支出乘數下滑之主因。
- (註11) 以結構式模型為主導的隨機動態一般均衡模型（DSGE）則有另一套可估計政府支出乘數的方式，但其模型架構較為龐雜，故本文不多加敘述。
- (註12) Mountford and Uhlig（2009）及Ender et al.（2011）則是依據理論的判定，在VAR模型內使用符號限制其變數的反應，進而認定政府支出的衝擊。
- (註13) Perotti（1999）、Corsetti et al.（2012）、Karras（2012）及Miyamoto et al.（2018）皆使用相似的方法進行估計。
- (註14) 不同於一般的系統方程式（如SUR模型），本文假設迴歸式之間殘差項的共變異數為零，並採取分開估計的方式，而該假設為本研究方法的限制之一。
- (註15) 此迴歸式的最適落後期係以AIC選定為1期。
- (註16) 以Blanchard and Perotti（2002）為例，因財政政策存在時間落差，短期內政府無法採行權衡性政策應變，故政府支出不被當期GDP解釋，此為模型內的短期限制。
- (註17) 大多數國家的財政預算作業係隨著其財政年度的時程逐步編審，一般而言，各年度的財政預算大約是在前一年年底通過。美國2008~2009年的財政刺激方案為少數在短時間內快速通過編審並執行的案例，但此刺激方案內容大多以退稅措施為主，與本文所探討的政府消費效果不同。
- (註18) Eichenbaum（2019）亦指出，政府在經濟危機期間要設計並執行一套合適的權衡性財政政策相當困難。

(註19) 由於經濟成長率及財政消費變化的分母同為 $GDP_{t,t-1}$ ，故式 (1b) 的係數可解讀為政府消費增減所導致的產出變化 ($\frac{\Delta GDP}{\Delta GC}$)。如遵循Ramey and Zubairy (2018) 的方法，將實質總體變數取自然對數後再進行迴歸分析，其估計之結果則需經過轉換，方能解讀為財政乘數，詳參Ramey and Zubairy (2018)。

(註20) 工具變數為落後2~4期之經濟成長率。

(註21) 過去使用季頻資料的研究為降低財政政策影響同期景氣狀態，採用 $t-1$ 期的景氣指標取代 t 期，惟本文的研究資料為年頻率，而蕭條期平均而言較短，若以 $t-1$ 期的指標替代當期景氣狀態似乎不符模型設定。舉例而言，若 $t-1$ 期被認定為一年短期蕭條，而 t 期已脫離蕭條期，此時若以 $t-1$ 期替代， t 期則將被視為蕭條期而產生估計上的失誤。

(註22) Auerbach and Gorodnichenko (2013) 嘗試的總體替代變數包含產出缺口 (GDP取自然對數)、失業率、就業水準值取自然對數、失業率取一階差分，以及就業水準值取一階差分；由前三者建構的指標可將景氣分為繁榮 (boom) 及蕭條期 (slumps)，而後兩者所建構的指標為經濟增速之情勢，如擴張 (expansion) 和衰退期 (recession)。

(註23) 此門檻係根據美國聯準會當時所公布的政策門檻值為基準，該文作者亦嘗試以其他門檻值測試，但不影響其研究結果。

(註24) 為降低政府消費影響同期景氣狀態的可能性，本文以政府消費為解釋變數對產出缺口進行迴歸，並取出殘差項當作調整後的景氣狀態變數。

(註25) 臺灣的各級 (一般) 政府債務資料起始點為1996年，然中央政府債務資料可追溯至1976年。為取得較長的一般政府債務資料，本文以迴歸插補法填補缺失資料。

(註26) 由於長期乘數為非線性函數，本研究使用delta method中的一階泰勒展開式 (one-step Taylor approximation) 推估其變異數之近似值。

(註27) 假設政府消費乘數估計式為 $y_t = \alpha_1 y_{t-1} + m_0 u_t^g + m_1 u_{t-1}^g + \varepsilon_t$ ，其中 y 為經濟成長率； u_t^g 為政府消費衝擊，則各個時點 (j) 的經濟成長對政府消費衝擊之反應如下：

$$\begin{aligned} \text{At } j=0, & \frac{\partial y_t}{\partial u_t^g} = m_0 ; \\ \text{At } j=1, & \frac{\partial y_{t+1}}{\partial u_t^g} = \alpha_0 m_0 + m_1 ; \\ \text{At } j=2, & \frac{\partial y_{t+2}}{\partial u_t^g} = \alpha_0^2 m_0 + \alpha_0 m_1 ; \\ & \dots \\ \text{At } j=h, & \frac{\partial y_{t+h}}{\partial u_t^g} = \alpha_0^h m_0 + \alpha_0^{h-1} m_1 。 \\ \text{長期乘數為} & \frac{\sum_{j=0}^h m_j}{1 - \sum_{j=1}^h \alpha_j} 。 \end{aligned}$$

(註28) 此處將各國的貿易開放度及政府債務之近五年 (2012-2016) 平均代入公式。

(註29) Hamilton (2018) 建議之季資料設定為 $h=8$ (向前期2年), $p=4$ (落後期1年)。

參考文獻

- Anderson, T. W., and C. Hsiao, 1981, "Estimation of Dynamic Models with Error Components." *Journal of the American Statistical Association*, 76(375), 598-606.
- Arellano, M., and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations." *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Auerbach, A. J., and Y. Gorodnichenko, 2012, "Measuring the Output Responses to Fiscal Policy." *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1-27.
- , 2013, "Fiscal Multipliers in Recession and Expansion." *Fiscal Policy after the Financial Crisis*, edited by Alberto Alesina and Francesco Giavazzi. Chicago: University of Chicago Press, 63-98.
- , 2017, "Fiscal Multipliers in Japan." *Research in Economics*, 71(3), 411-421.
- Barrell, R., D. Holland, and I. Hurst, 2012, "Fiscal Consolidation: Part 2. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations." OECD Economics Department Working Paper No. 933.
- Barro, R. J., 1981, "Output Effects of Government Purchases." *Journal of Political Economy*, 89(6), 1086-1121.
- Barro, R. J., and C. J. Redlick, 2011, "Macroeconomic Effects from Government Purchases and Taxes." *The Quarterly Journal of Economics*, 126, 51-102.
- Batini, N., L. Eyraud, L. Forni, and A. Weber, 2014, "Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections." IMF Working Papers 11/72, International Monetary Fund.
- Baxter, M., and R. G. King, 1993, "Fiscal Policy in General Equilibrium." *American Economic Review*, 83(3), 315-334.
- Beetsma, R., M. Giuliodori, and F. Klaassen, 2009, "Temporal Aggregation and SVAR Identification, with an Application to Fiscal Policy." *Economics Letters*, 105(3), 253-255.
- Blanchard, O., and R. Perotti, 2002, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output." *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
- Born, B., and G. Müller, 2012, "Government Spending Shocks in Quarterly and Annual Time Series." *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(2-3), 507-517.
- Breitung, J., 2000, "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data." *Advances in Econometrics*, 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, edited by Badi H. Baltagi, Amsterdam: JAI Press, 161-178.
- Cavallo, M., 2005, "Government Employment and the Dynamic Effects of Fiscal Policy Shocks." Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2005-16.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and S. Rebelo, 2011, "When Is the Government Spending Multiplier Large?" *Journal of Political Economy*, 119(1), 78-121.
- Cogan J. F., T. Cwik, J. B. Taylor, and V. Wieland, 2010, "New Keynesian versus Old Keynesian Government Spending Multipliers." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(3), 281-295.
- Corsetti, G., A. Meier, and G. Müller, 2012, "What Determines Government Spending Multipliers?" *Economic Policy*, 27(72), 521-565.
- DeLong, B. J., and L. H. Summers, 2012, "Fiscal Policy in a Depressed Economy" Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution, 43(1), 233-297.
- Edelberg, W., M. Eichenbaum, and J. D. M. Fisher, 1999, "Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases." *Review*

- of Economic Dynamics*, 2(1), 166-206.
- Eggertsson, G., 2010, "What Fiscal Policy Is Effective at Zero Interest Rates?" *NBER Macroeconomics Annual*, 25, 59-112.
- Eichenbaum, M., 2019, "Rethinking Fiscal Policy in an Era of Low Interest Rates." *Macroeconomic Review*, Special Feature B, 18(1), 90-99.
- Eichenbaum, M., and J. D. M. Fisher, 2005, "Fiscal Policy in the Aftermath of 9/11." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(1), 1-22.
- Enders, Z., G. J. Müller, and A. Scholl, 2011, "How Do Fiscal and Technology Shocks Affect Real Exchange Rate?: New Evidence for the United States." *Journal of International Economics*, 83(1), 53-69.
- Erceg, C. J., and J. Lindé, 2014, "Is There a Free Lunch in a Liquidity Trap?" *Journal of the European Economic Association*, 12(1), 73-107.
- Evans, M. K., 1969, "Reconstruction and Estimation of the Balanced Budget Multiplier." *Review of Economics and Statistics*, 51(1), 14-25.
- Fazzari, S. M., J. Morley, and I. Panovska, 2015, "State-dependent Effects of Fiscal Policy." *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 19(3), 285-315.
- Fisher, J. D. M., 2010, "Using Stock Returns to Identify Government Spending Shocks." *Economic Journal*, 120(544), 414-436.
- Galí, J., J. D. López-Salido, and J. Vallés, 2007, "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption." *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270.
- Gordan, R. J., and R. Krenn, 2010, "The End of the Great Depression 1939-41: Policy Contributions and Fiscal Multipliers." National Bureau of Economic Research Working Paper 16380.
- Hall, R. E., 2009, "By How Much Does GDP Rise If the Government Buys More Output?" *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program, The Brookings Institution, 40(2), 183-249.
- Hamilton, J. D., 2018, "Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter." *Review of Economics and Statistics*, 100(5), 831-843.
- Harris, R., and E. Tzavalis, 1999, "Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed." *Journal of Econometrics*, 91(2), 201-226.
- Ilzetzki E., E. G. Mendoza, and C. A. Végh, 2013, "How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?" *Journal of Monetary Economics*, 60(2), 239-254.
- Ilzetzki E., 2011, "Fiscal Policy and Debt Dynamics in Developing Countries." Policy Research Working Paper Series 5666, The World Bank.
- Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S. J. Chu, 2002, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties." *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Karras, G., 2012, "Trade Openness and the Effectiveness of Fiscal Policy: Some Empirical Evidence." *International Review of Economics*, 59(3), 303-313.
- Kirchner, M., J. Cimadomo, and S. Hauptmeier, 2010, "Transmission of Government Spending Shocks in the Euro Area: Time Variation and Driving Forces." ECB Working Paper Series 1219.
- Miyamoto, W., T. L. Nguyen, and D. Sergeyev, 2018, "Government Spending Multipliers under the Zero Lower Bound: Evidence from Japan." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 10(3), 247-277.
- Mountfod, A., and H. Uhlig, 2009, "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?" *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), 960-992.
- Nakamura, E., and J. Steinsson, 2014, "Fiscal Stimulus in a Monetary Union: Evidence from US Regions." *American Economic*

Review, 104(3), 753-792.

Owyang, M. T., V. A. Ramey, and S. Zubairy, 2013, "Are Government Spending Multipliers Greater during Periods of Slack? Evidence from Twentieth-Century Historical Data." *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 103(3), 129-134.

Perotti, R., 1999, "Fiscal Policy in Good Times and Bad." *The Quarterly Journal of Economics*, 114(4), 1399-1436.

Ramey, V. A., and S. Zubairy, 2018, "Government Spending Multipliers in Good Times and Bad: Evidence from US Historical Data." *Journal of Political Economy*, 126(2), 850-899.

Ramey, V. A., 2011a, "Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing." *Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 1-50.

—, 2011b, "Can Government Purchases Stimulate the Economy?" *Journal of Economic Literature*, 49(3), 673-685.

Ramey, V. A., and M. D. Shapiro, 1998, "Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending." *Carnegie Rochester Conference on Public Policy*, 48, 154-194.

Romer, C. D., and J. Bernstein, 2009, "The Job Impact of the American Recovery and Reinvestment Plan." https://www.economy.com/mark-zandi/documents/The_Job_Impact_of_the_American_Recovery_and_Reinvestment_Plan.pdf

Watanabe, S., 2019, "What do British Historical Data Tell us About Government Spending Multipliers?" *Economic Inquiry*, 57(2), 1141-1162.

附錄－單根檢定

為避免迴歸結果產生偽關係，本文先以不同單根檢定方法驗證主要變數是否存在單根。如附表1所示，針對經濟成長（ y ）及政府支出（ g ）變數的部分，不論是Levin et al.（2002），亦或是Harris and Tsavalis（1999）和Breitung（2000）等檢定方法皆拒絕存在單根的虛無假設，亦即該等變數為定態序列。另外，在經濟結構特徵的部份，貿易開放度（ $open$ ）及政府債務水準（ $debt$ ）皆為非定態序列，故無法通過單根檢定。

附表1 單根檢定

	Levin-Lin-Chu檢定	Harris-Tsavalis檢定	Breitung檢定	Im-Pesaran-Shin檢定
y	-26.63 ***	-59.64 ***	-13.26 ***	-19.68 ***
g	-33.23 ***	-87.36 ***	-13.30 ***	-23.71 ***
open	-0.33	1.50	0.90	-0.96
debt	0.73	2.40	5.31	-0.59
ug	-24.97 ***	-90.51 ***	-17.74 ***	-26.32 ***

註：1. 以上檢定方法皆事先去除橫斷面的平均值，以減低樣本內各單位之間的相互關係（Levin, Lin, and Chu, 2002）。
註：2. ***、**、*分別表示在1%、5%及10%的統計顯著水準下，拒絕虛無假設。

由於並非全部的變數皆為非定態序列，使迴歸結果產生偽關係的可能性下降，但仍無法完全排除此疑慮。因此，本研究對迴歸式的殘差項（ u^g ）進行單根檢定，如虛假迴歸存在，殘差項應呈現非定態，且無法通過單根檢定。根據檢定結果發現，迴歸式的殘差項皆為定態序列，應可排除虛假迴歸的疑慮。