

亞洲主要國家政府債務成長與經濟成長關聯 —排擠效應傳遞管道及門檻效果之探討*

鄭漢亮**

摘要

過去對於亞洲國家債務研究多聚焦於外債問題，鮮少觸及政府債務成長與經濟成長之關聯，惟在亞洲主要國家政府債務持續擴張下，值得深入研究。實證結果顯示，亞洲先進國家政府債務成長伴隨當期長期利率走低，加以投資排擠效應輕微，仍有利於經濟成長，在低通膨下，上一年政府債務成長對經濟成長助益將尤其明顯；至於亞洲發展中國家政府債務成長雖沒有顯著的投資及利率排擠效應，惟無助於經濟成長，但如果在政府債務成長的同時，短期利率變動能大幅提升，避免匯率貶值及資金外流風險，則仍可有效提升經濟成長。

* 本文初稿完成於民國107年2月，107年11月修正完稿。本文承蒙嚴副總裁宗大、林處長宗耀、林副處長淑華、吳副處長懿娟、蔡副處長焜民、游襄理淑雅、廖研究員俊男、葉研究員盛、吳副研究員俊毅與兩位匿名審稿人之悉心審閱，以及處內其他同仁給予寶貴意見，特此衷心謝忱。惟本文觀點純屬個人意見，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、研究動機

一、前言

2008年全球金融危機後，各國經濟成長放緩，同時面臨人口老化威脅^{註1}，多數國家擴大政府支出提振景氣，財政赤字及政府債務（government debt）持續膨脹，造成諸如歐元區國家財政紊亂之困境^{註2}，進而引發主權債務危機，衝擊全球經濟發展。2014年世界經濟論壇的「全球風險報告」（Global Risks）即指出全球風險以財政危機居榜首，突顯政府債務問題之急迫性及重要性。爰此，許多學者開始重視政府債務相對國內生產毛額（Gross Domestic Product, GDP）比率（簡稱政府債務比率）對先進經濟體經濟成長之影響。

至於亞洲國家，因政府債務負擔相對先進經濟體輕，過去文獻研究多聚焦於外債問題，鮮少觸及政府債務與經濟成長之關聯，惟在亞洲主要國家政府債務持續擴張下，值得深入研究。

過去相關理論模型之文獻指出政府債務增加與經濟成長呈簡單的線性負向關係。惟晚近部分學者則認為適度擴大政府支出，短期可增加流動性、平穩跨期消費及降低投資過度波動，穩定及激勵經濟成長，故只有當政府債務超過一定安全水準值時，經濟成長方會受到負面衝擊，有鑑於此，學術界開始實證研究政府債務水準與經濟成長之非線性

關係。

Reinhart and Rogoff（2010）為探討政府債務水準對經濟成長非線性關係之牛耳，渠等發現1746年~2009年20個先進國家，中央政府毛債務（central government gross debt）相對GDP比率（簡稱中央政府債務比率）超過90%時，平均經濟成長率將為負值。在Reinhart and Rogoff（2010）的論文發表後，90%的臨界值一度被奉為財政圭臬，相關研究與討論陸續湧現。例如Kumar and Woo（2010）研究1970年~2007年38個先進及新興市場國家，發現當公共債務（public debt）增加，先進及新興市場國家長期人均GDP成長將因此下降；Cecchetti et al.（2011）收集1980年~2010年18個OECD國家的家庭債務、企業債務及政府債務資料，並利用門檻模型，探討渠等對於經濟成長之影響，發現當政府債務、企業債及家庭債務相對GDP比率分別超過85%、90%及85%，將壓抑人均GDP成長。

Mencinger et al.（2014）則研究政府債務對歐盟國家之影響，發現當政府債務比率超過80%~94%，對歐盟舊有成員經濟成長的正向效果將轉為負面效果，新成員政府債務比率對經濟成長影響轉折點約為53%~54%。另Checherita and Rother（2012）研究發現1970年~2011年歐元區國家政府債務比率若

超過90%~100%，則對長期人均GDP成長有負面衝擊。

至於亞洲政府債務研究，劉佳蕙（2012）收集1985年~2007年間亞洲地區10個樣本國家，利用動態追蹤模型估計，發現各國中央政府債務比率與投資率之間因投資排擠效應（crowding out effect），呈現倒U型，使中央政府債務比率與經濟成長的關聯亦為倒U型，轉折臨界點約介於100%至125%之間。

政府債務比率過高不利經濟成長的主要影響管道有3項，相關討論可參見Bertocchi（1989）、Pattillo et al.（2004）、Kumar and Woo（2010）、郎偉芳（2012）、Egert（2013）、Corsetti et al.（2013）及Woo and Kumar（2015）等：

1. 投資排擠效應傳遞管道：Bertocchi（1989）指出依據生命週期假設(Life Cycle Hypothesis, LCH)，當政府財政發生赤字，並且融資方式從稅收轉向債券，將刺激消費，從而減少整體儲蓄，降低投資可貸資金，而出現投資率下降之現象。

2. 利率排擠效應傳遞管道：政府債務增加可能造成長期公債殖利率上升，提高資金成本，進而排擠資本累積。資本累積的減少將削減研發投入能量，衝擊產出及總要素生產力（Total Factor Productivity, TFP）。

3. 信心排擠效應傳遞管道：財政赤字龐大的國家容易吸引外資流入購買公債，一旦

外資對該國的資產失去信心，引起資金外逃，將重創匯率並損害總體經濟成長。

由於近年來部分主要先進國家已開始升息循環且量化寬鬆政策亦逐步退場，並預計接續採行擴張性財政政策，過程中可能使長期公債殖利率走升，加深利率排擠效應，在此之前，若能了解利率排擠效應管道在政府債務成長對經濟成長影響之腳色，對於政策當局極具啟示性。

另一方面，不同於前述文獻研究，Reinhart et al.（2003）進一步指出每一個國家債務不耐症（Debt Intolerance）程度不同，歷史上發生債務危機國家的債務比率不一定很高，關鍵在於通膨高低及債務違約可能。加以，許多文獻研究亦發現政府債務比率對經濟成長沒有明顯影響，或是不存在門檻效果，參見Schclarek（2004）、Irons and Bivens（2010）、Herndon et al.（2013）^{註3}、Panizza and Presbitero（2014）、Chudika et al.（2015）及Egert（2015），Reinhart and Rogoff（2010）的論點開始遭受挑戰。

Pescation et al.（2014）則進一步指出沒有明顯證據支持政府債務比率過高會傷害中長期經濟成長，反倒是政府債務比率變動軌跡（trajectory of debt）對於經濟成長之重要性高於政府債務比率水準，或是同等重要；Chudika et al.（2015）發現政府債務比率變動對經濟成長存在明顯門檻效果，而非政府債務比率水準，支持政府債務比率變動軌跡

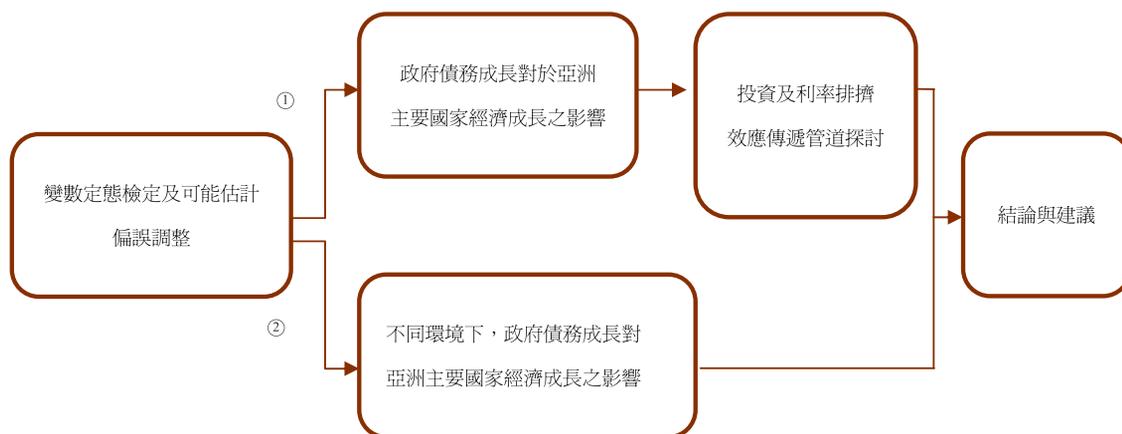
之於經濟成長的重要性。有鑒於此，政策決策者或應更關心政府債務增速，而非政府債務比率。

二、研究流程及主要貢獻

本文擬修正過去政府債務比率對經濟成長影響之相關文獻，經常忽略的變數定態及可能估計偏誤之問題，並以追蹤資料（panel data）模型檢視政府債務成長，如何透過投

資及利率排擠效應傳遞管道^{註4}，影響亞洲先進國家（包括日本、台灣、南韓及新加坡）^{註5}及發展中國家（包括中國大陸、馬來西亞、菲律賓及泰國）之經濟成長。另本文亦以通膨率、政府債務成長率及長短期利率變動等作為門檻變數，探討不同經濟環境下，政府債務成長對經濟成長之影響。研究流程如圖1所示。

圖1 研究流程



本文主要貢獻在於：

1. 過去文獻多直接以當期政府債務比率探討對經濟成長之影響，惟政府債務比率多為非定態序列，使用最小平方法（OLS）估計迴歸係數，恐造成統計推論偏誤，且內生性問題亦難以窺知究竟是政府債務比率增加導致低經濟成長，還是低經濟成長迫使政府債務比率增加。Irons and Bivens（2010）即指出美國低經濟成長造成政府債務比率提

高，而非高政府債務比率引發低經濟成長；另Panizza and Presbitero（2014）研究17個OECD國家，發現在處理內生性後，政府債務比率對經濟成長的影響將變得不明顯。

本文在進行迴歸分析前，將先檢定迴歸變數非定態問題及是否具內生性，以確保結果可信度。

2. 文獻估計得到政府債務比率不利於經濟成長之臨界值，多大於90%，由於部分亞

洲發展中國家政府債務比率遠低於90%，該臨界值政策參考價值不高。另因政府債務增速重要性可能高於政府債務比率，加以亞洲各國政府債務比率水準差異非常大，即使進一步將國家加以分群，也難以排除個別國家間差異，因此本文採用政府債務成長替代政府債務比率。由於文獻較缺乏探討亞洲政府債務成長對經濟成長之影響，本文之結論具政策研擬參考價值。

3. 過去文獻多忽略政府債務對經濟成長之遞延效果，以及不同經濟環境下，政府債務影響經濟成長的幅度或方向，亦可能發生變化。本文除考慮政府債務成長與經濟成長線性迴歸關係，亦探討不同通膨率、政府債

務成長率及長短期利率變動下，政府債務成長對於亞洲主要國家當期經濟成長之影響及其遞延效果。

實證結果發現亞洲先進國家政府債務成長有利於經濟成長，低通膨或物價走跌下，尤其明顯；亞洲發展中國家政府債務成長沒有明顯排擠效應，惟無助於經濟成長。但如果政府債務成長的同時，短期利率變動僅微幅調降或大幅上升，避免匯率貶值及資金外流風險，則仍可有效提升經濟成長。

本文章節安排如下：第二節為追蹤資料迴歸模型設定及資料來源；第三節探討亞洲主要國家政府債務成長對經濟成長之影響；第四節則為結論。

貳、追蹤資料迴歸模型及資料來源

本節主要係簡介迴歸模型、可能估計偏誤調整及排擠效應傳遞管道設定，以及資料來源與基本統計量；其次是，進行單根檢定，確定變數符合定態要求，以利進行下節的迴歸分析。

一、迴歸模型、可能估計偏誤調整及排擠效應傳遞管道設定

(一) 模型設定

本文考量不同國家群體之間的發展差異，將亞洲主要國家分為日本、台灣、南韓及新加坡等先進國家，以及中國大陸、馬來

西亞、菲律賓、泰國等亞洲發展中國家，進行迴歸分析，追蹤資料之固定效果模型設定如下：

$$g_{it} = u_i + \alpha + \beta_0 D_t + \beta_1 d_{it} + \beta_2 g_{it-1} + \varphi z_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中， α 為常數項； u_i 為不隨時間改變的個別國家固定效果； $g_{it} = \ln y_{it} - \ln y_{it-1}$ 為實質GDP成長率， $\ln y_{it}$ 為取自然對數後的實質GDP； D_t 為若 $t=2001$ 年或 2009 年， $D_t=1$ 之全球危機虛擬變數，主要反映美國網路股泡沫及全球金融危機之衝擊； d_{it} 為政府債務成長率； z_{it} 為控制變數包括通膨率（ π_{it} ）及

輸出年增率（ EX_{it} ，代表對外開放程度^{註6}）等。

另考量政府債務成長對經濟成長可能存在遞延效果^{註7}，設定以下迴歸方程式，進行檢驗：

$$g_{it} = u_i + \alpha + \beta_0 D_t + \beta_1 d_{it-1} + \beta_2 g_{it-1} + \varphi z_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

(二) 可能估計偏誤調整

對於式（1）迴歸係數可使用OLS進行估計，惟若樣本過小， g_{it-1} 與殘差 ε_{it} 可能具相關性，產生偏誤之現象^{註8}。此外，若 z_{it} 、 d_{it} 與 g_{it} 有內生性問題，亦可能使 z_{it} 、 d_{it} 與殘差 ε_{it} 存在相關性，導致OLS估計式不再是不偏且不具一致性。

為避免前述問題干擾估計結果，在迴歸之前，須檢驗解釋變數是否具有內生性，並進而調整可能之估計偏誤。對此，可藉由Davidson and MacKinnon（1993）提出之F分配統計量檢定或Durbin-Wu-Hausman（DWH）內生檢定判斷^{註9}，檢定虛無假設為：OLS迴歸估計係數具一致性。若拒絕虛無假設，內生性將明顯影響迴歸係數，須使用2階段工具變數加以估計。

以輸出年增率為例，若欲以Davidson and MacKinnon（1993）檢定其是否具有內生性，先以 D_t 、 d_{it-1} 、 π_{it-1} 及 EX_{it} 等變數對經濟成長迴歸，表示如下：

$$g_{it} = u_i + \alpha + \beta_0 D_t + \beta_1 d_{it-1} + \varphi_1 \pi_{it-1} + \varphi_2 EX_{it} + \varepsilon_{it},$$

其中，政府債務成長率及通膨率取落後一期值主要是避免渠等與經濟成長可能的內生性干擾檢定結果。接著，再利用工具變數對輸出年增率迴歸得到殘差值 \widehat{EX}_{it} 後，將其帶入上式重新估計，表示如下：

$$g_{it} = u_i + \check{\alpha} + \check{\beta}_0 D_t + \check{\beta}_1 d_{it-1} + \check{\varphi}_1 \pi_{it-1} + \check{\varphi}_2 EX_{it} + \check{\varphi}_3 \widehat{EX}_{it} + \varepsilon_{it},$$

進一步，即可利用F分配統計量對 $\check{\varphi}_3$ 進行內生性檢定。

在確定解釋變數可能之內生性後，若欲估計式（1），須先使用工具變數調整內生性，再依Arellano and Bond（1991）差分動態GMM追蹤資料估計法，透過差分先減少個別國家固定效果 u_i 之估計，並以GMM估計法消除自我落後項可能產生之問題，迴歸方程式（1）可再改寫為：

$$\Delta g_{it} = \beta_0 \Delta D_t + \beta_1 \Delta d_{it} + \beta_2 \Delta g_{it-1} + \varphi \Delta z_{it} + \Delta v_{it},$$

其中， $\Delta v_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$ 。

使用Arellano and Bond（1991）差分動態GMM追蹤資料估計法須通過2項檢驗，其一是工具變數 IV_{it} 與殘差 Δv_{it} 須符合正交條件^{註10}，Sargan檢定不能夠拒絕過度認定假設。其次，由於 ε_{it} 為i.i.d.隨機變數， $\text{cov}(\Delta v_{it}, \Delta v_{it-1}) = -\sigma_\varepsilon^2$ 且 $\text{cov}(\Delta v_{it}, \Delta v_{it-2}) = 0$ ，因此， Δv_{it} 須通過一階自我相關檢定且不具有二階自我相關性。

由於Arellano and Bond（1991）估計法中的工具變數通常設為解釋變數落後項之

水準值（詳附錄1），不一定可符合正交條件，Blundell and Bond（1998）提出系統性（system）GMM，藉由增加額外工具變數，包含水準值及差分值的正交條件，提高估計效率。

系統性GMM估計方程式可表示如下：

$$\begin{aligned} \Delta g_{it} &= \beta_0 \Delta D_t + \beta_1 \Delta d_{it} + \beta_2 \Delta g_{it-1} \\ &\quad + \varphi \Delta z_{it} + \Delta v_{it}, \\ g_{it} &= u_i + \alpha + \beta_0 D_t + \beta_1 d_{it} + \beta_2 g_{it-1} \\ &\quad + \varphi z_{it} + \varepsilon_{it}. \end{aligned}$$

（三）排擠效應傳遞管道迴歸設定

為釐清式（1）及式（2）中政府債務成長如何透過投資及利率等排擠效應傳遞管道影響經濟成長，本文根據經濟理論設定不同迴歸方程式，並利用Arellano and Bond（1991）差分動態GMM或Blundell and Bond（1998）系統性GMM，分別檢視亞洲先進國家及發展中國家之排擠效應傳遞。

1. 投資排擠效應傳遞管道

假設投資率受上一年投資率、短期利率變動及政府債務成長率的影響^{註11}，固定效果模型表示如下：

$$\begin{aligned} I_{it} &= u_i + \beta_1 I_{it-1} + \beta_2 \Delta r_{it-1} + \beta_3 d_{it} + \varepsilon_{it}, \\ I_{it} &= u_i + \beta_1 I_{it-1} + \beta_2 \Delta r_{it-1} + \beta_3 d_{it-1} + \varepsilon_{it}, \end{aligned}$$

其中， I_{it} 為投資率， r_{it} 代表短期利率。

2. 利率排擠效應傳遞管道

利率排擠效應傳遞管道不僅探討長期利率排擠效應，亦討論短期利率排擠效應。其中，短期利率排擠效應傳遞管道之追蹤資料

固定效果模型設為：

$$\begin{aligned} \Delta r_{it} &= u_i + \beta_1 \Delta r_{it-1} + \beta_2 \pi_{it-1} + \beta_3 d_{it} + \varepsilon_{it}, \\ \Delta r_{it} &= u_i + \beta_1 \Delta r_{it-1} + \beta_2 \pi_{it-1} + \beta_3 d_{it-1} + \varepsilon_{it}, \end{aligned}$$

長期利率傳遞管道方面，因其受利率期間結構、通膨溢酬等影響，加以近幾年各國因應景氣衰退，不斷調降政策利率，引導長期利率走低，長期利率排擠效應傳遞管道迴歸方程式解釋變數除落後1期長期利率變動及政府債務成長率外，還包括短期利率變動及通膨率等。

$$\begin{aligned} \Delta l r_{it} &= u_i + \beta_1 \Delta l r_{it-1} + \beta_2 \Delta r_{it-1} + \beta_3 \pi_{it-1} \\ &\quad + \beta_4 d_{it} + \varepsilon_{it}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta l r_{it} &= u_i + \beta_1 \Delta l r_{it-1} + \beta_2 \Delta r_{it-1} + \beta_3 \pi_{it-1} \\ &\quad + \beta_4 d_{it-1} + \varepsilon_{it}, \end{aligned}$$

其中， $l r_{it}$ 為長期利率。

（四）不同環境下，政府債務成長對經濟成長影響之迴歸設定

若干研究已發現政府債務比率對經濟成長沒有明顯影響，或是不存在門檻效果，參見Lof and Malinen（2014）。因此，若循先前文獻以政府債務比率做為門檻模型的門檻變數，可能已難以捕捉政府債務成長與經濟成長間的非線性關係。

Meyer（1983）研究發現政府債務快速成長，將降低實質經濟成長。Ahlborn and Schweickert（2015）則指出通膨變動造成的不確定，將強化政府債務對經濟成長負面作用。另債務及利率巨幅變動可能衝擊政府債務可持續性、籌資成本等，進而影響政府債

務成長對經濟成長之作用，特別是亞洲發展中國家。Reinhart et al. (2003) 即指出一國發生債務危機的關鍵在於債務違約的可能。

有鑑於此，本文選取通膨率、政府債務成長率及長短期利率變動等做為門檻變數，檢視不同通膨率、政府債務成長及利率環境下，政府債務成長對經濟成長影響的可能差異。進一步參考Hansen (1999)，將式(1)及式(2)改寫為追蹤資料門檻模型^{註12}：

$$g_{it} = u_i + \alpha + \beta_0 D_t + \beta_{11} d_{it} I_1(q_{it} \leq \gamma) + \beta_{12} d_{it} I_2(q_{it} > \gamma) + \beta_2 g_{it-1} + \varphi z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$g_{it} = u_i + \alpha + \beta_0 D_t + \beta_{11} d_{it-1} I_1(q_{it-1} \leq \gamma) + \beta_{12} d_{it-1} I_2(q_{it-1} > \gamma) + \beta_2 g_{it-1} + \varphi z_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， γ 為門檻值； q_{it} 為門檻變數，包括通膨率 (π_{it}) 或政府債務成長率 (d_{it}) 或是長短期利率變動 (Δr_{it} 及 Δr_{it}) 等； $I_1(q_{it} \leq \gamma)$ 及 $I_2(q_{it} > \gamma)$ 為虛擬變數，若 $q_{it} \leq \gamma$ ， $I_1(q_{it} \leq \gamma) = 1$ 、 $I_2(q_{it} > \gamma) = 0$ ；若 $q_{it} > \gamma$ ， $I_1(q_{it} \leq \gamma) = 0$ 、 $I_2(q_{it} > \gamma) = 1$ 。

為確保模型設定恰當，在使用追蹤資料門檻模型前，須先藉由Hansen (1999) 檢定確定存在門檻效果，其虛無假設 H_0 為：不存在門檻效果，對立假設 H_1 為：存在門檻效果，表示如下。

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} \text{ vs } H_1 : \beta_{11} \neq \beta_{12} .$$

Hansen (1999) 檢定量為：

$$F_1 = \frac{(S_0 - S_1(\hat{\gamma}))}{\hat{\sigma}^2} ,$$

其中， S_0 為線性迴歸之殘差平方和，

$S_1(\hat{\gamma})$ 為給定門檻估計值 $\hat{\gamma}$ 下的門檻迴歸殘差平方和， $\hat{\sigma}^2 = S_1(\hat{\gamma})/n$ 為門檻模型迴歸殘差變異數。在虛無假設成立下，門檻效果不存在，且存在擾曠參數 (nuisance parameter) γ ， F_1 的分配將為非標準分配 (nonstandard distribution)。Hansen (1999) 提出透過拔靴法 (Bootstrapping) 模擬 F_1 的分配，若 F_1 的值大於模擬分配的臨界值，則拒絕虛無假設。

由於Hansen (1999) 門檻模型估計及門檻效果檢定只適用於解釋變數不具內生性時，當解釋變數存在內生性或為動態追蹤資料模型時，則須改採Vinayagathan (2013) 或Kremer et al. (2013) 估計方法，後面章節將進一步探討。

二、資料來源及基本統計量

本文收集1998年~2016年日本、台灣、南韓、新加坡、中國大陸、馬來西亞、菲律賓及泰國等8個亞洲主要國家，共19年的年資料樣本進行分析^{註13}，表1列出迴歸模型所需變數及資料來源。

值得注意的是，一國的政府債務可分為一般政府毛債務 (general government gross debt) 及中央政府毛債務。Egert (2013) 認為就政府政策角度而言，一般政府毛債務比中央政府毛債務更為重要，加以為求比較基礎一致，各國政府債務均採用IMF公布的一般政府毛債務 (下簡稱政府債務)。

表1 資料名稱及來源

| 變數名稱 | 資料來源 |
|-------------------|-------------------------------------|
| 實質GDP成長率 | IHS Markit |
| 一般政府毛債務成長率（本國幣） | IMF World Economic Outlook Database |
| 通膨率 | IMF World Economic Outlook Database |
| 輸出數量年增率 | IMF World Economic Outlook Database |
| 投資率 | IMF World Economic Outlook Database |
| 短期利率變動 | Thomson Reuters Datastream |
| 長期利率變動（10年期公債殖利率） | Thomson Reuters Datastream |

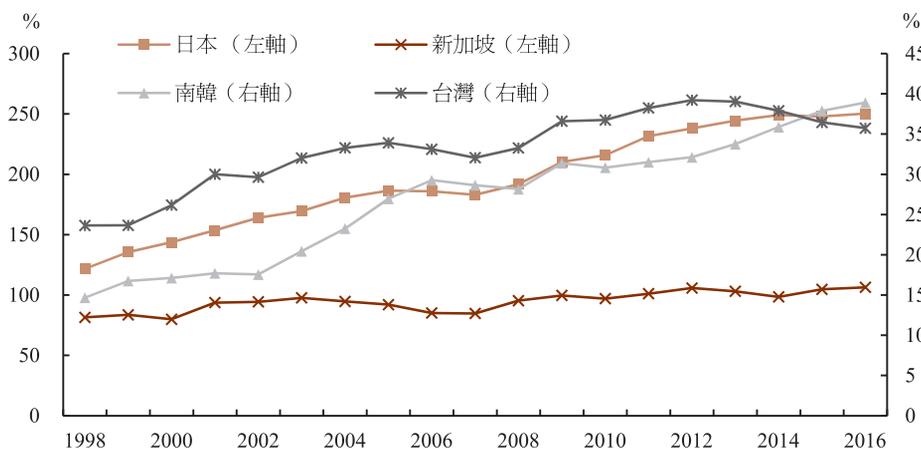
註：1. IMF一般政府毛債務為以政府所有債務工具舉借的負債，包括以特別提款權、貨幣和存款、債務證券、貸款、保險、養老金和標準化擔保計畫及其他應付帳款形式的負債。

2. 短期利率主要為各國政策利率，惟若政策利率資料期間過短則以隔夜拆款利率取代；先進國家10年期公債殖利率資料起訖為1998年至2016年，其中南韓為房貸債券殖利率；發展中國家資料期間為2001年至2016年。

在2008年全球金融風暴之後，亞洲先進國家多擴大財政支出以提振經濟，加以人口老化日益嚴重^{註14}，社福及退休金等支出易增難減^{註15}，致政府債務比率多呈上升趨勢^{註16}。其中，以日本增速最快，自2007年的183.0%升至2016年的250.4%，見圖2；而台灣政府債務以內債為主，且2016年政府債務

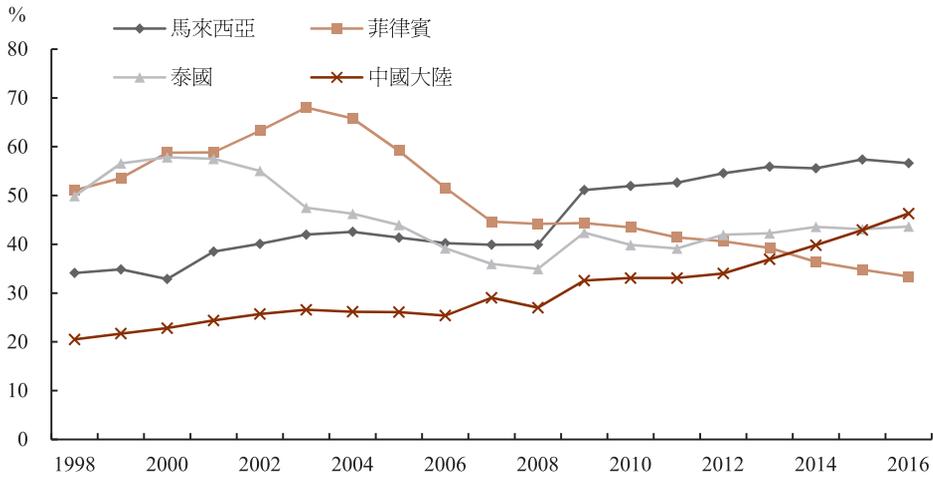
比率較其他亞洲先進國家低，為35.7%；至於亞洲發展中國家，2008年後政府債務比率多僅微幅上揚，以中國大陸、馬來西亞及泰國等國較明顯（見圖3）；菲律賓則因財政收入成長強勁及穩定的利率政策，政府債務比率自2003年後持續下降。

圖2 亞洲先進國家政府債務比率



資料來源：IMF World Economic Outlook Database

圖3 亞洲發展中國家政府債務比率



資料來源：IMF World Economic Outlook Database

表2呈列亞洲主要國家迴歸變數統計量，1998年~2016年亞洲先進國家GDP成長率介於-5.4%~15.2%；政府債務成長率介於-0.8%~41.6%；通膨率介於-1.4%~7.5%；輸出年增率介於-24.2%~25.6%；短期利率變動介

於-18.2個百分點~0.8個百分點；長期利率變動介於-4.1個百分點~1.1個百分點；投資率則介於17.6%~34.9%。標準差（即組內間差異）方面，以輸出年增率波動最大，其次為政府債務成長率，而長期利率變動波動幅度最小。

表2 亞洲主要國家變數統計量 (1998年~2016年)

單位：%；百分點

| 變數 | 先進國家 | | | |
|---------|------|------|-------|------|
| | 平均值 | 標準差 | 最小值 | 最大值 |
| GDP成長率 | 2.7 | 3.4 | -5.4 | 15.2 |
| 政府債務成長率 | 8.0 | 6.8 | -0.8 | 41.6 |
| 通膨率 | 1.3 | 1.8 | -1.4 | 7.5 |
| 輸出年增率 | 6.4 | 8.2 | -24.2 | 25.6 |
| 短期利率變動 | -0.4 | 2.2 | -18.2 | 0.8 |
| 長期利率變動 | -0.3 | 0.7 | -4.1 | 1.1 |
| 投資率 | 26.0 | 4.3 | 17.6 | 34.9 |
| 發展中國家 | | | | |
| GDP成長率 | 5.5 | 3.6 | -7.6 | 14.2 |
| 政府債務成長率 | 10.5 | 7.8 | -4.9 | 40.5 |
| 通膨率 | 2.8 | 2.2 | -1.4 | 9.4 |
| 輸出年增率 | 6.7 | 10.9 | -34.7 | 29.2 |
| 短期利率變動 | -0.3 | 1.4 | -5.8 | 4.8 |
| 長期利率變動 | -0.3 | 1.0 | -3.8 | 2.8 |
| 投資率 | 27.9 | 9.0 | 16.6 | 48.0 |

註：先進國家長期利率變動起訖為1999年至2016年；發展中國家則為2002年至2016年。

資料來源：作者自行整理

若進一步比較亞洲先進國家及發展中國家變數統計量，有4項主要差異：

1. 亞洲先進國家GDP成長率、政府債務成長率、通膨率及輸出年增率等變數因彼此間走勢差異性較小，標準差低於亞洲發展中國家，且平均值亦較小；

2. 亞洲先進國家平均短期利率調降幅度高於亞洲發展中國家，且各國貨幣政策走勢較分歧，組內差異大；

3. 亞洲先進及發展中國家長期利率變動平均值為負，代表長期利率呈走低趨勢，惟亞洲先進國家因公債殖利率走勢較相近，組內差異較小；

4. 亞洲發展中國家平均投資率高於亞洲先進國家，惟組內差異較大。

值得注意的是，表2亞洲先進國家政府債務成長率最大值為41.6%，主要係因1997

年亞洲金融風暴過後，南韓面臨財政緊縮，為緩和衝擊，向IMF申請擔保貸款，並擴大財政支出以拯救瀕臨破產的金融機構，致1998年政府債務大幅上升；而發展中國家政府債務成長率最大值達40.5%，主要係因中國大陸在全球金融危機爆發前，政府債務急遽增加所致。

三、變數定態檢定

在進行迴歸分析前，為避免產生偽迴歸，須先利用Harris and Tzavalis (1999, 簡稱Harris-Tzavalis) 及Levin, Lin, and Chu (2002, 簡稱LLC) 無時間趨勢項之追蹤資料單根檢定，檢驗變數是否存在單根，若拒絕有單根的虛無假設，則變數序列為定態。表3 Harris-Tzavalis及LLC單根檢定至少有一項拒絕虛無假設，顯示迴歸變數為定態序列。

表3 Harris-Tzavalis及LLC單根檢定

| 變數 | 先進國家 | | 發展中國家 | |
|---------|-----------------|---------|-----------------|---------|
| | Harris-Tzavalis | LLC | Harris-Tzavalis | LLC |
| GDP成長率 | -12.3*** | -5.1*** | -10.9*** | -5.0*** |
| 政府債務成長率 | -5.5*** | -1.2 | -9.2*** | -1.4* |
| 通膨率 | -8.5*** | 0.8 | -9.1*** | 3.5 |
| 輸出年增率 | -13.1*** | -2.7*** | -11.6*** | -6.0*** |
| 短期利率變動 | -10.0*** | 10.4 | -15.3*** | -8.6*** |
| 長期利率變動 | -9.7*** | -8.6*** | -11.9*** | -9.4*** |
| 投資率 | -3.8*** | -0.9 | -2.2** | -2.2** |

註：1. LLC檢定最大落後期設定為10期。

2. *、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設。

資料來源：作者自行整理

參、亞洲主要國家政府債務成長對經濟成長之影響

本節主要係探討亞洲主要國家政府債務成長能否提升經濟成長動能，以及在不同通膨率、政府債務成長率及利率環境下，是否改變其對經濟成長之影響。

一、亞洲先進國家政府債務成長仍有助經濟成長

首先，為了解迴歸變數可能發生的

內生性問題，以Davidson and MacKinnon（1993）內生性檢定，檢驗解釋變數與被解釋變數之間是否會相互影響。表4在10%的顯著水準下，亞洲全體國家及先進國家當期通膨率具有內生性^{註17}，其餘變數單向影響GDP成長率；發展中國家解釋變數未發現內生性現象。

表4 Davidson and MacKinnon內生性檢定

| 解釋變數 | 全體國家 | | 先進國家 | | 發展中國家 | |
|---------------------|----------|-----|---------|-----|---------|-----|
| | F(1,123) | P值 | F(1,59) | P值 | F(1,59) | P值 |
| 通膨率(π_{it}) | 8.0*** | 0.0 | 7.7*** | 0.0 | 2.4 | 0.1 |
| 政府債務成長率(d_{it}) | 0.1 | 0.7 | 0.1 | 0.8 | 0.2 | 0.7 |
| 輸出年增率(EX_{it}) | 0.3 | 0.6 | 0.4 | 0.5 | 1.8 | 0.2 |

註：*、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設。

資料來源：作者自行整理

由於亞洲全體及先進國家當期通膨率與GDP成長率之間具內生性，進行式（1）迴歸之前，須先用工具變數對通膨率迴歸之預測值取代通膨率，再進行差分動態GMM估計。至於亞洲全體與先進國家式（2），以及發展中國家式（1）與式（2）估計，解釋變數均已不具內生性，惟仍須使用差分動態GMM解決落後1期被解釋變數可能產生之估計問題^{註18}。

表5為依據式（1）估計所得結果，亞洲全體國家、先進國家及發展中國家GDP成

長率均明顯受到當期輸出年增率影響，凸顯出亞洲國家經濟動能多依賴外需帶動，易受國際景氣衝擊之情況，特別是亞洲先進國家尤其明顯。另亞洲先進國家在其他條件不變下，政府債務成長率每增加1個百分點，GDP成長率將上升約0.07個百分點；而亞洲發展中國家當期政府債務成長則無助於GDP成長。Modigliani（1961）指出生產性政府資本支出有利於提升未來實質所得，因此，上述亞洲先進國家實證結果與過去歐元區國家政府債務比率變動軌跡之研究結論迥異，

推測可能除因模型設定差異之外，亞洲先進國家經濟相關支出占比較歐盟國家（28國）高^{註19}，有可能進而引發亞洲先進國家政府債務成長有利於經濟成長之現象，惟是否真是如此，仍有待後續研究進一步證實。

表5 亞洲主要國家GDP成長率動態追蹤資料迴歸

| 變數 | 全體國家 | 先進國家 | 發展中國家 |
|-------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| g_{it-1} | -0.004 (0.05) | -0.02 (0.04) | -0.11* (0.06) |
| D_t | -2.41*** (0.82) | -1.45 (1.05) | -2.38** (1.18) |
| π_{it} | -0.53* (0.32) | -0.59** (0.26) | 0.04 (0.09) |
| EX_{it} | 0.15*** (0.04) | 0.22** (0.10) | 0.08*** (0.03) |
| d_{it} | 0.08** (0.04) | 0.07*** (0.02) | 0.04 (0.06) |
| Sargan test | 123.86 | 60.22 | 46.42 |
| AR(1) test | -2.39** | -1.66* | -1.94* |
| AR(2) test | -1.39 | -1.59 | 0.74 |
| 樣本數 | 136 | 68 | 68 |

註：1. 亞洲全體國家及先進國家以工具變數調整通膨率內生性，再使用差分動態GMM估計，全體亞洲國家GMM工具變數為落後2~4期GDP成長率及輸出年增率；亞洲先進國家GMM工具變數為落後2~4期GDP成長率及落後3~5期政府債務成長率；亞洲發展中國家GMM工具變數為落後2~4期GDP成長率。

2. *、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設；括弧內為標準誤。

資料來源：作者自行整理

表6為式（2）估計結果，全體國家中的全球危機虛擬變數、上一年輸出年增率及政府債務成長率等變數迴歸係數皆顯著異於零。亞洲先進國家全球危機虛擬變數、上一年通膨率及政府債務成長率皆明顯影響當期經濟表現，其他條件不變下，政府債務成長率每增加1個百分點，GDP成長率將上升0.24個百分點，高於表5中亞洲先進國家當期政

府債務成長率迴歸係數0.07，代表政府債務成長之正面助益須至來年方更加顯現；而通膨率每增加1個百分點，GDP成長率將下降0.13個百分點。亞洲發展中國家落後1期之GDP成長率、全球危機虛擬變數、上一年通膨率及輸出年增率迴歸係數統計顯著異於零，而政府債務成長率迴歸係數不顯著，顯示政府債務成長不影響經濟成長。

表6 亞洲主要國家GDP成長率動態及解釋變數落後項追蹤資料迴歸

| 變數 | 全體國家 | 先進國家 | 發展中國家 |
|-------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| g_{it-1} | 0.03 (0.14) | -0.02 (0.09) | -0.20** (0.10) |
| D_t | -3.94*** (1.29) | -3.60** (1.54) | -3.14*** (0.74) |
| π_{it} | 0.14 (0.15) | -0.13* (0.07) | -0.25* (0.15) |
| EX_{it} | 0.08** (0.04) | 0.03 (0.06) | 0.06** (0.03) |
| d_{it} | 0.27*** (0.07) | 0.24* (0.13) | 0.01 (0.02) |
| Sargan test | 97.22 | 50.66 | 55.34 |
| AR(1) test | -2.19** | -1.96** | -1.90* |
| AR(2) test | -0.60 | -1.49 | -0.96 |
| 樣本數 | 144 | 72 | 72 |

註：1. 亞洲全體國家以Blundell and Bond (1998) 系統性GMM進行估計，GMM工具變數為落後3~5期GDP成長率及通膨率；亞洲先進國家以系統性GMM進行估計，GMM工具變數為落後3~5期GDP成長率；亞洲發展中國家GMM工具變數為落後2~4期GDP成長率。

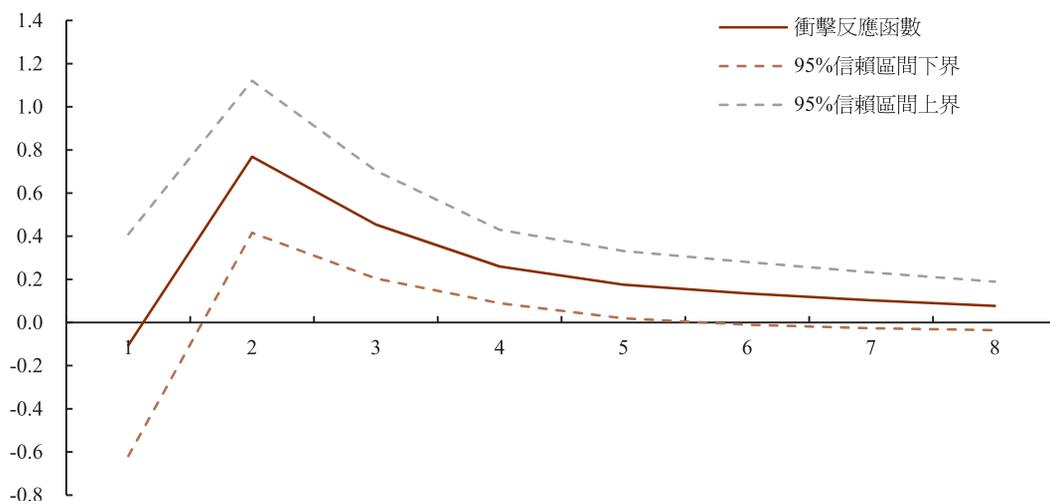
2. *、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設；括弧內為標準誤。

資料來源：作者自行整理

為測試「亞洲先進國家政府債務成長有助經濟成長」結論之頑強性，本文嘗試在迴歸式(1)及式(2)中加入長短期利率變動、投資率及人口成長率等控制變數，參見附錄2的附表1及附表2，多數情況下，亞洲先進國家當期及上一年政府債務成長有利於經濟成長之結論仍成立，且政府債務成長率迴歸係數與表5及表6估計結果沒有大幅差距。

另為更了解政府債務成長對經濟成長影響之動態過程，進一步將亞洲先進國家式(2)迴歸式擴充為Panel VAR(1)，進行衝擊反應函數分析。圖4顯示亞洲先進國家政府債務成長衝擊對於經濟成長具顯著遞延效果，GDP成長率最大值約出現於衝擊發生後第2年(第2期)，而此符合前面亞洲先進國家政府債務成長之正面助益須至來年方更加顯現之發現。

圖4 GDP成長對政府債務成長衝擊之反應函數



註：Panel VAR (1)估計方式為GMM，工具變數為落後1~4期全球危機虛擬變數、被解釋變數及解釋變數。衝擊認定順序為輸出年增率、政府債務成長率、通膨率及GDP成長率。為避免認定順序影響結果，本文也嘗試不同的認定順序，惟結果仍顯示GDP成長衝擊反應最大值同樣約出現於衝擊發生後的第2年，且統計顯著。

資料來源：作者自行整理

二、亞洲先進國家政府債務排擠效應 相對亞洲發展國家輕微

在實證結果顯示亞洲先進國家政府債務成長有助於經濟成長後，以下探討政府債務成長如何透過投資及利率排擠效應傳遞管道影響亞洲主要國家經濟成長。

雖然Davidson and MacKinnon (1993) 檢定顯示亞洲先進國家及發展中國家政府債務傳遞管道中，當期政府債務成長率與投資率、長短期利率變動之間，均未發現內生性^{註20}，惟落後1期的被解釋變數仍可能造成估計問題，須以差分動態GMM進行估計。

依據上節排擠效應傳遞管道迴歸之設定，亞洲先進國家及發展中國家共計會有4組迴歸結果。表7列出政府債務成長率對投資率的影響，亞洲先進國家模型(1)及亞洲發展中國家模型(3)，當期政府債務成長率迴歸係數不顯著，代表存在部分投資排擠效應^{註21}。至於上一年政府債務成長率上升，亞洲先進國家模型(2)顯示將有助於推升未來一年投資率，而亞洲發展中國家模型(4)中，上一年政府債務成長率對投資率沒有明顯影響。

表7 政府債務成長對投資率之影響

| 變數 | 先進國家 | | 發展中國家 | |
|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | 模型 (1) | 模型 (2) | 模型 (3) | 模型 (4) |
| I_{it-1} | 0.97*** (0.02) | 0.54*** (0.09) | 0.71*** (0.11) | 0.71*** (0.11) |
| d_{it-1} | | 0.15*** (0.05) | | 0.05 (0.04) |
| Δr_{it-1} | -0.14 (0.16) | 0.17 (0.14) | -0.17 (0.19) | -0.19 (0.11) |
| d_{it} | 0.04 (0.07) | | 0.002 (0.05) | |
| Sargan test | 53.97 | 65.73 | 68.68 | 67.05 |
| AR(1) test | -3.31*** | -4.09*** | -1.74* | -3.47*** |
| AR(2) test | 1.48 | 1.55 | -0.64 | -0.37 |

註：1. 模型(1) GMM的工具變數為落後2期的投資率、短期利率變動及政府債務成長率；模型(2) GMM的工具變數為落後2~3期的投資率、短期利率變動及政府債務成長率；模型(3)與模型(4)GMM的工具變數為落後3~4期的投資率、短期利率變動及政府債務成長率。

2. *、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設；括弧內為標準誤。

資料來源：作者自行整理

亞洲先進國家上一年政府債務成長率可帶動當期投資率上升，推測可能係因政府債務中的社福及退休金支出雖逐年上升，惟生產性政府支出仍可吸引更多資金投入，供來年投資使用，降低生命循環週期可能產生的效應。至於亞洲發展中國家政府債務成長率無法促進投資率增加，推測可能係因為亞洲發展中國家外資持有之公債比重高^{註22}，加以金融市場體制較不健全，政府債務成長可能提高主權債務違約之風險，而無法吸引更多資金供投資使用，並影響外資及私部門投資信心，致政府債務成長無助於投資率提升。

表8為政府債務成長對短期利率之影響，模型(1)~模型(4)均顯示，不論是

亞洲先進或發展中國家政府債務成長不會造成短期利率上升，此可能代表亞洲主要國家擴大政府支出時，政策利率通常仍維持穩定水準。

表9政府債務成長對長期利率之影響，亞洲先進國家模型(1)中，當期政府債務成長對長期利率變動有負向影響，可能係因全球金融危機過後，全球景氣復甦緩慢，亞洲先進國家續採寬鬆財政政策，政府債務持續擴大，資金為尋求穩定資產報酬，搶購長期公債，致長期公債殖利率多呈下降趨勢(見圖5)。

另結合表5、表7及表9實證結果，亞洲先進國家當期政府債務成長可提升經濟成長

及伴隨長期利率走低，但不影響投資率來看，推測當期長期利率走低雖有利資本累積，抵銷了部分政府債務產生的資金排擠效應，惟投資成長與經濟成長增幅大抵相同，投資率維持不變。

表8 政府債務成長對短期利率之影響

| 變數 | 先進國家 | | 發展中國家 | |
|-------------------|-----------------|-----------------|------------------|-------------------|
| | 模型 (1) | 模型 (2) | 模型 (3) | 模型 (4) |
| Δr_{it-1} | 0.01 (0.12) | 0.05 (0.12) | -0.37* (0.19) | -0.37** 0.17 |
| d_{it-1} | | 0.002 (0.01) | | -0.002 (0.01) |
| π_{it-1} | -0.01 (0.01) | -0.06 (0.04) | -0.05 (0.05) | -0.08** (0.04) |
| d_{it} | -0.03 (0.04) | | 0.02 (0.03) | |
| Sargan test | 68.47 | 70.55 | 56.02 | 56.85 |
| AR(1) test | -6.09*** | -4.60*** | -1.66* | -1.71* |
| AR(2) test | -0.77 | -0.63 | -0.71 | -0.66 |

註：1. 模型(1)~模型(3)以系統性GMM估計，模型(1)~模型(4)的GMM工具變數為落後3~5期的短期利率變動、政府債務成長率及通膨率。

2. *、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設；括弧內為標準誤。

資料來源：作者自行整理

表9 政府債務成長對長期利率之影響

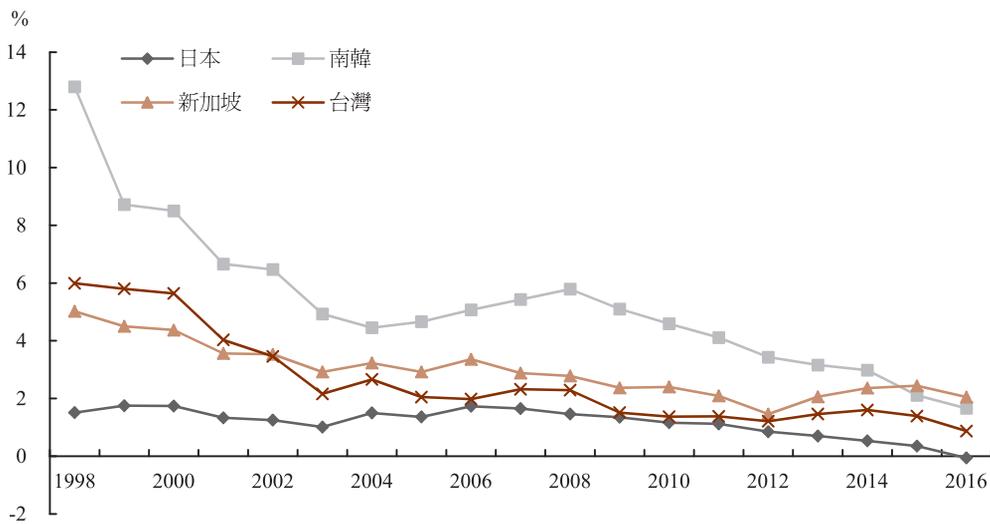
| 變數 | 先進國家 | | 發展中國家 | |
|---------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| | 模型 (1) | 模型 (2) | 模型 (3) | 模型 (4) |
| $\Delta l r_{it-1}$ | -0.12 (0.16) | -0.08 (0.23) | -0.26** (0.11) | -0.27** (0.11) |
| Δr_{it-1} | 0.09 (0.13) | 0.13 (0.14) | 0.39*** (0.09) | 0.36*** (0.09) |
| d_{it-1} | | -0.002 (0.02) | | 0.01 (0.02) |
| π_{it-1} | 0.01 (0.02) | -0.01** (0.004) | -0.03 (0.07) | -0.02 (0.07) |
| d_{it} | -0.04*** (0.01) | | 0.022 (0.02) | |
| Sargan test | 52.18 | 63.00 | 54.56 | 54.78 |
| AR(1) test | -1.66* | -1.62 | -4.06*** | -4.15*** |
| AR(2) test | 1.60 | 1.65* | -0.01 | -0.14 |

註：1. GMM工具變數為落後3~5期的長短期利率變動、政府債務成長率及通膨率。

2. *、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設；括弧內為標準誤。

資料來源：作者自行整理

圖5 亞洲先進國家10年期公債殖利率走勢



資料來源：Thomson Reuters Datastream

表9模型（2）則顯示亞洲先進國家上一年政府債務成長不影響長期利率變動，惟模型殘差項未通過AR（1）及AR（2）檢定，可能代表動態模型不適合探討模型（2）中政府債務成長率與長期利率的關係。

亞洲發展中國家方面，表9模型（3）及模型（4）均顯示，長期利率主要受短期利率引導走低。亞洲先進國家及發展中國家利率排擠效應管道之比較整理如表10。

表10 亞洲先進國家及發展中國家利率排擠效應管道之比較

| 排擠效應管道 | 亞洲先進國家 | 亞洲發展中國家 |
|--------|-------------------|-----------------------|
| 長期利率 | 當期政府債務成長，伴隨長期利率走低 | 無排擠效應，長期利率主要受短期利率引導走低 |
| 短期利率 | 無排擠效應 | 無排擠效應 |

資料來源：作者自行整理

綜合上述，由亞洲發展中國家政府債務增加不影響投資率及長短期利率來看，政府債務成長對資金供給及資本累積沒有明顯排擠效應，惟無助於經濟成長；而亞洲先進國家金融市場開放，資金流動性充裕，加以利

率趨勢向下，增強企業及投資機構對公債需求，政府債務成長伴隨當期長期公債殖利率走低，有利資本累積，並可引導更多資金供來年投資使用，排擠效應相對亞洲發展中國家更輕微，當期及上一年政府債務成長仍可

顯著提升經濟成長。

三、不同經濟環境下，政府債務對經濟成長之影響迥異

本節欲以通膨率、政府債務成長率及長期利率變動當做門檻變數，檢視不同環境下，政府債務成長率對亞洲全體國家、亞洲先進國家及發展中國家GDP成長率之影響。

Hansen (1999) 追蹤資料門檻模型的門檻變數選擇限制主要為不能是同期內生變數或是常數，參見Fouquau (2008)。由於亞洲全體國家及先進國家當期通膨率具內生性，因而無法將其當做門檻變數。另經Davidson and MacKinnon (1993) 檢定後，亞洲先進國家GDP成長率及長期利率變動間存在內生性^{註23}，因此亦捨棄當期長期利率變動為門檻變數。

由於式(3)及式(4)中的亞洲先進國家通膨及落後1期被解釋變數，與亞洲發展中國家落後1期被解釋變數可能與殘差相關，違反Hansen (1999) 門檻檢定之分配假設。本文參考Vinayagathan (2013) 及 Kremer et al. (2013) 動態追蹤資料門檻模型，進行兩階段估計^{註24}，說明如下：

步驟(1)：使用Arellano and Bover

(1995) 提出的前向正交離差 (forward orthogonal deviation) 轉換法，避免固定效果轉換過程中，殘差項序列相關問題，同時以工具變數對可能的內生變數迴歸之預測值，取代內生變數後，尋找使式(3)與式(4)殘差平方和最小的 $\hat{\gamma}$ 。進一步，利用Wald test檢定 $\beta_{11} = \beta_{12}$ ，若拒絕虛無假設，則 $\hat{\gamma}$ 為初步潛在門檻值。

步驟(2)：給定潛在門檻值 $\hat{\gamma}$ ，以工具變數調整解釋變數可能內生性後，使用Arellano and Bover (1991) 差分動態GMM或Blundell and Bond (1998) 系統性GMM估計式(3)及式(4)，並再次以Wald檢定確定門檻效果的存在。

表11動態追蹤資料第一階段亞洲主要國家 $\beta_{11} = \beta_{12}$ 之Wald門檻效果檢定^{註25}，顯示亞洲先進國家若以上一年通膨率及長期利率變動做為門檻變數，在10%顯著水準內，可能存在門檻效果，代表不同通膨水準及長期利率變動下，上一年政府債務成長對亞洲先進國家GDP成長之效果相異；至於亞洲發展中國家，則在以當期短期利率變動為門檻變數時，在10%顯著水準內，拒絕虛無假設，意味短期利率變動幅度大小可能改變政府債務成長影響GDP成長之程度。

表11 亞洲主要國家第一階段Wald門檻效果檢定

| | 先進國家 | | 發展中國家 | |
|--|---------|---------|----------|---------|
| | Wald統計量 | P-value | Wald統計量 | P-value |
| 迴歸方程式：式(3) $g_{it} = \alpha + \beta_0 D_t + \beta_{11} d_{it} I_1(q_{it} \leq \gamma) + \beta_{12} d_{it} I_2(q_{it} > \gamma) + \beta_2 g_{it-1} + \varphi z_{it} + \varepsilon_{it}$, | | | | |
| 檢定之門檻變數 (q_{it}) | | | | |
| π_{it} | - | - | 2.43 | 0.12 |
| d_{it} | 2.27 | 0.13 | 1.81 | 0.18 |
| Δr_{it} | 2.34 | 0.13 | 21.71*** | 0.00 |
| Δl_{it} | - | - | 2.92* | 0.10 |
| 迴歸方程式：式(4) $g_{it} = \alpha + \beta_0 D_t + \beta_{11} d_{it-1} I_1(q_{it-1} \leq \gamma) + \beta_{12} d_{it-1} I_2(q_{it-1} > \gamma) + \beta_2 g_{it-1} + \varphi z_{it-1} + \varepsilon_{it}$, | | | | |
| 檢定之門檻變數 (q_{it-1}) | | | | |
| π_{it-1} | 8.31*** | 0.01 | 0.84 | 0.36 |
| d_{it-1} | 1.53 | 0.22 | 1.66 | 0.20 |
| Δr_{it-1} | 1.49 | 0.23 | 0.62 | 0.44 |
| Δl_{it-1} | 4.08** | 0.05 | 0.00 | 0.98 |

註：1. 先進國家當期通膨率及落後1期的GDP成長率分別以落後1~4期的通膨率，及落後2~4期的GDP成長率與輸出年增率對兩者迴歸後，所得到之預測值取代之；亞洲發展中國家通膨率、政府債務成長率及輸出年增率等變數不具內生性，只對落後1期的GDP成長率進行矯正，其工具變數為落後2~4期的GDP成長率及輸出年增率。

2. *、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設。

資料來源：作者自行整理

進一步，依據表11得到的潛在門檻值 $\hat{\gamma}$ ，表12列出差分動態GMM追蹤資料門檻模型估計結果，其中亞洲先進國家模型(1)與模型(2)分別為門檻變數係上一年通膨率及長期利率變動之式(4)迴歸估計結果；亞洲發展中國家模型(3)則是門檻變數為當期短期利率變動之式(3)估計結

果。

模型(1)及模型(2)顯示亞洲先進國家上一年通膨率小於0.8%，抑或是長期公債殖利率負向變動，皆可弱化排擠效應，政府債務成長對未來一年經濟成長之正向助益將更為顯著(迴歸係數分別達0.4及0.27)。

表12 亞洲主要國家動態追蹤資料門檻模型迴歸

| 迴歸變數 | 先進國家 | | 發展中國家 | |
|-------------------------------------|--------------------|---------------------|---------------------------------|-------------------|
| | 模型 (1) | 模型 (2) | 迴歸變數 | 模型 (3) |
| g_{it-1} | -0.03 (0.13) | -0.15*** (0.05) | g_{it-1} | -0.19 (0.19) |
| D_t | -3.74*** (0.86) | -3.37** (1.50) | D_t | -1.78* (1.01) |
| π_{it-1} | 0.16 (0.23) | -0.13* (0.08) | π_{it} | 0.08 (0.09) |
| EX_{it-1} | 0.03 (0.06) | 0.05 (0.04) | EX_{it} | 0.07** (0.03) |
| $d_{it-1}I_1(q_{it-1} \leq \gamma)$ | 0.40*** (0.09) | 0.27** (0.12) | $d_{it}I_1(q_{it} \leq \gamma)$ | -0.10 (0.08) |
| $d_{it-1}I_2(q_{it-1} > \gamma)$ | 0.04 (0.05) | 0.24 (0.17) | $d_{it}I_2(q_{it} > \gamma)$ | 0.05 (0.05) |
| q_{it-1} | π_{it-1} | $\Delta l r_{it-1}$ | q_{it} | $\Delta r t_{it}$ |
| γ | 0.80 | 0.00 | γ | -0.50 |
| $\beta_{11} = \beta_{12}$ 檢定 | 14.77*** | 0.22 | $\beta_{11} = \beta_{12}$ 檢定 | 29.20*** |
| Sargan test | 68.80 | 61.61 | Sargan test | 52.36 |
| AR(1) test | -3.58*** | -1.88* | AR(1) test | -1.83* |
| AR(2) test | -1.66 | -1.59 | AR(2) test | -0.41 |
| 樣本數 | 72 | 72 | 樣本數 | 68 |

註：1. 模型 (1) 與模型 (2) 的GMM工具變數為落後3~5期的GDP成長率及輸出年增率；模型 (3) GMM工具變數為落後3~5期的GDP成長率。

2. *、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設；括弧內為標準誤。

資料來源：作者自行整理

至於亞洲發展中國家，表12模型 (3) 實證結果顯示，短期利率變動大於-0.50個百分點之下，政府債務成長有利經濟成長，惟估計係數未顯著異於零。這可能係因亞洲發展中國家調升短期利率之際，經濟可能位於景氣擴張階段，加以升息可降低貨幣貶值及資金流出壓力，此時政府債務成長將有助於激勵經濟成長。

最後，門檻迴歸係數相等 $\beta_{11} = \beta_{12}$ 之Wald檢定顯示，亞洲先進國家以上一年通

膨率為門檻變數，及亞洲發展中國家以當期短期利率為門檻變數，均拒絕虛無假設，代表前述兩者確實存在門檻效果。此外，為進一步測試「不同經濟環境下，政府債務成長對經濟成長」實證結果之頑強性，本文亦嘗試在式 (3) 及式 (4) 中加入長短期利率變動、投資率及人口成長率等控制變數進行迴歸分析，參見附錄2。惟亞洲先進國家上一年通膨率低於0.8%，政府債務成長對未來一年經濟成長之正向助益將更為顯著；以及亞

洲發展中國家短期利率變動大於-0.50個百分點之下，政府債務成長將更有利於經濟成長

等結論具頑強性。

肆、結 論

在歷經2008年全球金融風暴後，歐元區許多國家積極採取擴張財政措施以提振經濟，政府債務嚴重惡化，終致主權債務違約，衝擊全球經濟發展，因而吸引大批學者開始研究政府債務對經濟成長之影響。

至於亞洲主要國家，過去文獻多聚焦於外債問題，鮮少觸及政府債務與經濟成長之關聯，值得深入研究。本文修正過去文獻經常忽略的變數定態及可能估計偏誤問題，並將亞洲主要國家區分為先進國家及發展中國家，以追蹤資料模型檢視政府債務成長如何透過投資及利率排擠效應傳遞管道影響經濟成長。另本文亦以通膨率、政府債務成長率及長短期利率變動等當做門檻變數，探討不同經濟環境下，政府債務成長對經濟成長之影響。

本文主要結論，如下：

1. 亞洲先進國家政府債務成長仍有利於經濟成長，在低通膨下尤為明顯

亞洲先進國家因人口老化，社福及退休金等支出日漸增加，加以全球金融危機以來採行寬鬆財政政策，致政府債務持續擴大，惟其金融市場制度穩健、國內流動性充裕，加以短期利率趨勢向下，資金為尋求更安全的資產報酬，購買長期公債，使當期政府債

務成長伴隨長期公債殖利率走低，並且生產性政府支出仍可吸引更多資金供來年投資使用，因而不論是當期或是上一年政府債務成長，排擠效應均十分輕微，仍可促進經濟成長。特別是在通膨率低於0.8%下，上一年政府債務成長對經濟成長助益將尤其明顯。

2. 亞洲發展中國家政府債務成長沒有明顯排擠效應，惟無助於經濟成長

亞洲發展中國家金融市場體制較不健全，政府債務大幅成長，違約風險可能因此增加，而無法吸引更多資金供投資使用，並影響外資及私部門投資信心，抵銷政府債務擴大對經濟成長可能之好處。惟政府債務成長的同時，若短期利率變動能大於-0.5個百分點，避免匯率貶值及資金外流風險，則仍可有效提升經濟成長。

最後，本文受限於資料一致性及取得，加以將不同經濟發展階段國家分類，致樣本數有限，假以時日，或可向後延長樣本點，進行實證分析及後續追蹤。再者，本文發現亞洲先進國家政府債務成長仍有利於經濟成長之結果，與過去歐元區國家高政府債務比率變動軌跡之研究結論不相同，推測可能是因模型設定及財政赤字結構差異所致，惟尚待嚴謹證實，此亦值得進一步深入再研究。

附 註

- (註1) 聯合國Population Division (2017) 資料顯示2015年全球老年人口依賴比(65歲以上人口除以15~64歲人口)由2010年之9.3%升至10.0%，2020年則將進一步增至11.5%。一直以來，歐洲老年人口占比較其他地區高，主要係因少子化發生較早；東亞地區勞動人口占比目前雖最高，惟未來降幅恐亦最明顯。
- (註2) Checherita and Rother (2012) 指出2007年~2011年歐元區政府毛債務相對GDP之比率從66%升至88.5%。
- (註3) Herndon et al. (2013) 發現Reinhart and Rogoff (2010) 的研究漏填及不正常加權部分國家數據，當數據更正後，政府債務比率超過90%的國家，平均GDP成長仍為正；Egert (2015) 則發現高政府債務比率不利經濟成長之結論，依模型及樣本期間差異而有所不同，在少部分情況下，高政府債務比率對經濟成長有負面影響的結論成立。
- (註4) 信心影響經濟成長之傳遞過程複雜，致信心排擠效應傳遞管道難以驗證，本文將其當作補充說明。
- (註5) 劉佳蕙 (2012) 亦將日本、台灣、南韓及新加坡等國家設為同一群組。
- (註6) 由於輸出占GDP比率經常呈現單根現象，本文因而使用輸出年增率。
- (註7) 為配合後文衝擊反應函數分析，遞延效果迴歸最適落後期數，係以Panel VAR模型判斷。BIC及AIC建議亞洲先進國家及發展中國家Panel VAR模型最適落後期數均為1。
- (註8) Roodman (2006) 指出大樣本追蹤資料中， g_{it-1} 與殘差 ε_{it} 相關性將變得不明顯。
- (註9) DWH內生性檢定最早由Durbin (1954) 提出，並由Wu (1973) 及Hausman (1978) 等加以修改得到。
- (註10) 工具變數 IV_{it} 與殘差 Δv_{it} 正交條件檢定之虛無假設為 $E_t[IV_{it}\Delta v_{it}] = 0$ 。
- (註11) 為簡化模型及避免自由度減少過多，僅挑選重要變數進行分析。
- (註12) 為避免過多自由度損失，僅允許政府債務成長率係數隨門檻變數改變。
- (註13) 受限於IMF資料庫中台灣政府債務資料長度，本文選擇以1998年為樣本起點。
- (註14) 日本已於2005年邁入超高齡社會(65歲以上人口占總人口比重超過20%)，香港則預計於2023年達到標準，而台灣、南韓及新加坡同為2026年。參見國發會(2016)，中華民國人口推估(105至150年)。
- (註15) 根據ADB (2016) 亞太主要指標(Key Indicators for Asia and the Pacific) 顯示，2005年日本、台灣、南韓及新加坡等亞洲先進國家社會安全及福利(social security and welfare)占中央政府支出比重平均為21.8%，2014年升至28.3%。
- (註16) 雖然2016年新加坡一般政府毛債務相對GDP比率高達106.4%，惟新加坡財政長期有盈餘，且政府債務主要為新加坡政府特別債券(Special Singapore Government Securities, SSGS)，係專為政府養老金投資所發行，不算是真正政府負債。然由於實證國家數有限，因此仍將新加坡納為研究對象。
- (註17) 惟落後1期通膨率與GDP成長率之間已不存在內生性。
- (註18) 亞洲全體國家、先進國家及發展中國家經濟成長AR(1)迴歸，落後1期GDP成長率與殘差相關係數分別為0.49、0.33及0.46，因此，加入落後1期GDP成長率為解釋變數，可能會影響估計結果。
- (註19) 雖然亞洲先進國家與歐盟國家於社福及退休金等支出皆呈上升趨勢，惟亞洲先進國家負擔較輕，且包含經濟建設等之經濟服務(Economic Service)支出占中央政府支出比重穩定，2014年約為13%，歐盟國家(28國)經濟事務(Economic affairs)占比則約在10%左右。由於不同政府支出結構造成的政府債務成長對經濟成長之影響差異已超過本文研究範疇，不再進一步探討。
- (註20) 即使是各項傳遞管道中落後1期的解釋變數與被解釋變數之間亦無明顯內生性。
- (註21) 政府債務成長上升，若沒有排擠私人投資，投資率理應隨之上升。因此，亞洲先進及發展中國家政府債務成長對投資率沒有明顯影響，可能是因民間資金供給減少，而排擠了部分私人投資，但未達顯著狀態。

- (註22) Asian Bond Online顯示，2015年印尼及馬來西亞外資持有的公債比重達30%以上，公司債則因市場流動性不足，外資持有意願不高。
- (註23) 落後1期長期利率變動已不具內生性。
- (註24) Caner and Hansen (2004) 提出以工具變數方式解決非動態門檻模型解釋變數內生性問題。
- (註25) 亞洲全體國家門檻迴歸較難看出不同經濟群體間受門檻效果影響之差異，故僅比較亞洲先進國家及發展中國家。
- (註26) 落後1期的長期利率變動與GDP成長率之間已不具內生性，亞洲先進國家動態及解釋變數落後項追蹤資料迴歸只須使用差分動態GMM，處理落後1期被解釋變數可能產生的問題。

參考文獻

中文文獻

- 郎偉芳 (2012)，「政府債務實質效果與對經濟成長影響之探討」，綜合規劃研究，行政院經濟建設委員會。
- 國發會 (2016)，*中華民國人口推估 (105至150年)*。
- 劉佳蕙 (2012)，「公債與經濟成長：以亞洲地區國家為例」，國立臺灣大學社會科學院經濟學系碩士論文。

英文文獻

- Ahlborn, M., and R. Schweickert (2015), "Public Debt and Economic Growth," *PFH Forschungspapiere/Research Papers*.
- Ahmed, H., and S.M. Miller (2000), "Crowding-Out and Crowding-In Effects of the Components of Government Expenditure," *Contemporary Economic Policy*, 18(1), 124-133.
- Arellano, M., and O. Bover (1995), "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-component Models," *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- 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.
- Bertocchi, G. (1989), "Private Saving and Public Debt: a Review Essay," *Journal of Monetary Economics*, 24(2), 313-320.
- Blundell, R., and S. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Caner, M., and B. E. Hansen (2004), "Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model," *Econometric Theory*, 20, 813-843.
- Cecchetti, S. G., M S Mohanty, and F. Zampolli (2011), "The Real Effects of Debt," *BIS Working papers* No 352.
- Checherita, C., and P. Rother (2012), "The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth: An Empirical Investigation for the Euro Area," *European Economic Review*, 56(7), 1392-1405.
- Chudika, A., K. Mohaddesby, M. Hashem Pesaran, and Mehdi Raissid (2015), "Is There a Debt-threshold Effect on Output Growth?" *IMF Working Paper* WP/15/197.
- Corsetti, G., K. Kuester, A. Meier, and G. J. Muller (2013), "Sovereign Risk, Fiscal Policy, and Macroeconomic Stability," *Economic Journal*, 123(2), 99-132.
- Davidson, R., and J. MacKinnon (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press.
- Durbin, J. (1954), "Errors in Variables," *Review of the International Statistical Institute*, 22, 23-32.

- Egert, B. (2013), “The 90% Public Debt Threshold: The Rise & Fall of a Stylised Fact,” *Cesifo Working Paper* NO. 4242.
- Egert, B. (2015), “Public Debt, Economic Growth and Nonlinear Effects: Myth or Reality?” *Journal of Macroeconomics*, 43, 226-238.
- Fouquau, J. (2008), “Threshold Effects in Okun’s Law: a Panel Data Analysis,” *Economics Bulletin*, 5(33), 1-14.
- Hansen, B. E. (1999), “Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference,” *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
- Harris, R. D. F., and E. Tzavalis (1999), “Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension Is Fixed,” *Journal of Econometrics*, 91, 201-226.
- Hausman, J. (1978), “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Herndon, T., M. Ash, and R. Pollin (2013), “Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff,” *Cambridge Journal of Economics*, 38(2), 257-279.
- Irons, J., and J. Bivens (2010), “Government Debt and Economic Growth—Overreaching Claims of Debt Threshold Suffer from Theoretical and Empirical Flaws,” *Economic Policy Institute Briefing Paper* No.271.
- Kremer, S., A. Bick, and D. Nautz (2013), “Inflation and Growth: New Evidence from A Dynamic Panel Threshold Analysis,” *Empirical Economics*, 44(2), 861-878.
- Kumar, M. S., and J. Woo (2010), “Public Debt and Growth,” *IMF Working Paper* No. 10/174.
- 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, 1-24.
- Lof, M., and T. Malinen (2014), “Does Sovereign Debt Weaken Economic Growth? A Panel VAR Analysis,” *Economics Letters*, 122, 403-407.
- Mencinger, J., A. Aristovnik, and M. Verbič (2014), “The Impact of Growing Public Debt on Economic Growth in the European Union,” *Institute for Economic Research Working Paper* No. 80.
- Meyer, L.H. (1983), *The Economic Consequences of Government Deficits*, Economic Policy Conference Series, ECAB.
- Modigliani, F. (1961), “Long-Run Implications of Alternative Fiscal Policies and the Burden of the National Debt,” *Economic Journal*, 71 (284), 730-755.
- Panizza, U., and A. F. Presbitero (2014), “Public Debt and Economic Growth: Is There a Causal Effect?” *Journal of Macroeconomics*, 41, 21-41.
- Pattillo, C., H. Poirson, and L. Ricci (2004), “What Are the Channels Through Which External Debt Affects Growth?” *IMF Working Paper* No. 04/15.
- Pescation, A., D. Sandri, and J. Simon (2014), “Debt and Growth: Is There a Magic Threshold?” *IMF Working Paper* WP/14/34.
- Reinhart, C. M., and K. S. Rogoff (2010), “Growth in a Time of Debt,” *American Economic Review*, 100(2), 573-578.
- Reinhart, C. M., K. S. Rogoff, and M. A. Savastano (2003), “Debt Intolerance,” *NBER Working Paper* No. 9908.
- Roodman, D. (2006), “How to Do Xtabond2: an Introduction to Difference and System GMM in Stata,” *Center for Global Development Working Paper* Number 103.
- Schlclarek, A. (2004), “Debt and Economic Growth in Developing and Industrial Countries,” *Working Papers*, Department of Economics, Lund University.
- Vinayagathan, T. (2013), “Inflation and Economic Growth: A Dynamic Panel Threshold Analysis for Asian Economies,” *Journal of Asian Economics*, 26, 31-41.

Woo, J., and M. S. Kumar (2015), "Public Debt and Growth," *Economica*, 82(328), 705-739.

World Economic Forum (2014), *Global Risks*, Ninth Edition.

Wu, D. (1973), "Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors and Disturbances," *Econometrica*, 41(4), 733-750.

附錄1 Arellano-Bond 差分動態GMM簡介

簡單動態追蹤資料迴歸可表示為：

$$y_{it} = \alpha + \mu_i + \beta y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (A1)$$

Arellano-Bond GMM估計法，主要藉由差分移除橫斷面固定效果。將式 (A1) 差分可得：

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta(y_{it-1} - y_{it-2}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (A2)$$

其中， $E\Delta\varepsilon_i\Delta\varepsilon_i' = \sigma_\varepsilon^2(I_N \otimes G)$ 且 $\Delta\varepsilon_i' = (\varepsilon_{i3} - \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT} - \varepsilon_{iT-1})$ 。G為：

$$G = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & -1 & 2 \end{bmatrix},$$

式 (A2) 可重新表示為：

$$\Delta y_{it} = \beta \Delta y_{it-1} + \Delta v_{it} \quad (A3)$$

Arellano-Bond GMM估計法原理為：

第1期：差分過後，t 起始點為3，依據

式 (A2)， $y_{i3} - y_{i2} = \beta(y_{i2} - y_{i1}) + \varepsilon_{i3} - \varepsilon_{i2}$ 。由於 y_{i1} 與 $(y_{i2} - y_{i1})$ 相關，惟與 $\varepsilon_{i3} - \varepsilon_{i2}$ 無關， y_{i1} 可作為有效之工具變數。

第2期：t=4， $y_{i4} - y_{i3} = \beta(y_{i3} - y_{i2})$

+ $\varepsilon_{i4} - \varepsilon_{i3}$ 。同理， y_{i1} 與 y_{i2} 同為有效之工具變數。

以此類推其他期數，對於每一個i，有效

工具變數矩陣為：

$$IV_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}] & \dots & \dots & 0 \\ \vdots & [y_{i1}, y_{i2}] & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & [y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT}] \end{bmatrix},$$

所有工具變數矩陣為 $IV = [IV_1', IV_2',$

$\dots, IV_N']$ ，且滿足 $E(IV_i' \Delta v_i) = 0$ 。

附錄2 頑強性檢定

本節主要嘗試將長短期利率變動、投資率及人口成長率 ($popg_{it}$) 等加入式 (1) 及式 (2) 或是式 (3) 及式 (4) 之控制變數 z_{it} 中，並設定模型 (A) ~ 模型 (C) 檢驗內文基準模型「亞洲先進國家政府債務成長有助經濟成長」及「不同經濟環境下，政府債務對經濟成長之影響相異」等結論之頑強性：

模型(A)： $z_{it}=[\pi_{it}, EX_{it}, \Delta r_{it}]$ ；

模型(B)： $z_{it}=[\pi_{it}, EX_{it}, \Delta l_{it}, I_{it}]$ ；

模型(C)： $z_{it}=[\pi_{it}, EX_{it}, \Delta l_{it}, I_{it}, popg_{it}]$ 。

$popg_{it}$ 資料取自於IMF World Economic Outlook Database。

Davidson and MacKinnon (1993) 檢定顯示，當期亞洲先進國家長期利率變動與

GDP成長率呈內生性^{註26}，將其以工具變數迴歸後之預測值取代，再進行差分動態GMM追蹤資料估計。

另為確定差分動態GMM追蹤資料估計法結果頑強性，附表1第三列亦列出基準模型工具變數估計結果，其與差分動態GMM追蹤資料估計法結果差異不大。附表1模型 (A) ~ 模型 (C) 顯示，亞洲先進國家當期政府債務成長有利於經濟成長，並且政府債務成長率迴歸係數與基準模型差距甚小，惟模型 (A) 未通過AR(2)檢定；附表2模型 (A) ~ 模型 (C) 則顯示亞洲先進國家上一年政府債務成長可提升經濟成長之結論仍成立。

附表1 亞洲先進國家GDP成長率動態追蹤資料迴歸

| 變數 | 基準模型 | 基準模型 (IV估計) | 模型 (A) | 模型 (B) | 模型 (C) |
|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| g_{it-1} | -0.02 (0.04) | 0.02 (0.08) | 0.02 (0.04) | -0.03 (0.04) | -0.07 (0.05) |
| D_t | -1.45 (1.05) | -1.58 (1.14) | -1.20 (1.40) | -1.47 (1.13) | -1.67 (1.20) |
| π_{it} | -0.59** (0.26) | -1.11** (0.52) | -1.05*** (0.40) | -1.23*** (0.03) | -1.34*** (0.27) |
| EX_{it} | 0.22** (0.10) | 0.20** (0.10) | 0.23*** (0.09) | 0.20** (0.08) | 0.21** (0.09) |
| d_{it} | 0.07*** (0.02) | 0.08*** (0.02) | 0.08*** (0.03) | 0.07*** (0.02) | 0.06* (0.03) |
| Δr_{it} | | | -0.30 (0.84) | | |
| $\Delta l r_{it}$ | | | | -1.15* (0.68) | -1.45*** (0.38) |
| I_{it} | | | | 0.03 (0.08) | -0.02 (0.10) |
| pop g_{it} | | | | | 0.57*** (0.15) |
| Sargan test | 60.22 | | 53.40 | 60.36 | 57.83 |
| AR(1) test | -1.66* | | -1.69* | -1.66* | -1.78* |
| AR(2) test | -1.59 | | -1.66* | -1.59 | -1.52 |
| 樣本數 | 68 | 60 | 68 | 68 | 68 |

註：1. 基準模型工具變數估計，係分別以工具變數固定效果迴歸預測值，取代 g_{it-1} 及 π_{it} 。

2. 模型 (A) ~ 模型 (C) 長期利率變動以落後2~4期的長期利率變動及GDP成長率對其迴歸後，所得到之預測值取代之；通膨率以落後2~4期的通膨率及GDP成長率對其迴歸後，所得到之預測值取代之。

3. 模型 (A) GMM工具變數為落後2~4期之GDP成長率；模型 (B) 及模型 (C) GMM工具變數為落後3~4期之GDP及輸出成長率。

4. *、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設；括弧內為標準誤。

資料來源：作者自行整理

附表2 亞洲先進國家GDP成長率動態及解釋變數落後項追蹤資料迴歸

| 變數 | 基準模型 | 模型 (A) | 模型 (B) | 模型 (C) |
|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| g_{it-1} | -0.02 (0.09) | 0.03 (0.07) | 0.39** (0.13) | 0.24 (0.15) |
| D_t | -3.60** (1.54) | -3.15** (1.31) | -3.18*** (1.22) | -3.54*** (1.19) |
| π_{it-1} | -0.13* (0.07) | -0.09 (0.11) | -0.44 (0.25) | -0.63 (0.26) |
| EX_{it-1} | 0.03 (0.06) | 0.02 (0.06) | -0.09 (0.06) | -0.04 (0.06) |
| d_{it-1} | 0.24* (0.13) | 0.27* (0.16) | 0.14** (0.07) | 0.13* (0.07) |
| Δr_{it-1} | | 0.19 (0.22) | | |
| $\Delta l r_{it-1}$ | | | -0.21 (0.79) | -0.33 (0.77) |
| I_{it-1} | | | 0.08*** (0.03) | 0.06** (0.03) |
| $popg_{it-1}$ | | | | 0.92** (0.42) |
| Sargan test | 50.66 | 62.47 | 58.02 | 56.88 |
| AR(1) test | -1.96** | -1.86* | -4.26*** | -2.87*** |
| AR(2) test | -1.49 | -1.51 | -0.91 | -1.08 |
| 樣本數 | 72 | 72 | 71 | 71 |

註：1. 模型 (A) 以系統性GMM進行估計，GMM工具變數為落後4~5期之GDP成長率、通膨率及短期利率變動；模型 (B) 及模型 (C) 以系統性GMM進行估計，GMM工具變數為落後4~5期之GDP成長率、通膨率、長期利率變動及投資率。

2. *、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設；括弧內為標準誤。

資料來源：作者自行整理

其次，對表11及表12檢定結果進行頑強性測試。附表3為兩階段動態追蹤資料估計的第一階段初步Wald門檻效果檢定結果，其顯示亞洲先進國家若以上一年通膨率及長期

利率變動做為門檻變數，模型(A)~ 模型(C)在10%顯著水準下，存在門檻效果；亞洲發展中國家以當期短期利率變動為門檻變數，模型(A)~ 模型(C)亦均拒絕虛無假設。

附表3 亞洲主要國家第一階段Wald門檻效果檢定

| | 檢定之 門檻變數 | 模型(A) | | 模型(B) | | 模型(C) | |
|-----------|---------------------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|
| | | Wald 統計量 | P-value | Wald 統計量 | P-value | Wald 統計量 | P-value |
| 先進 國家 | π_{it-1} | 7.08*** | 0.01 | 7.86*** | 0.01 | 7.76*** | 0.01 |
| | $\Delta l r_{it-1}$ | 3.56* | 0.07 | 3.40* | 0.07 | 3.31* | 0.08 |
| 發展中 國家 | $\Delta r t_{it}$ | 14.05*** | 0.00 | 12.91*** | 0.00 | 12.63*** | 0.00 |

註：1. 亞洲先進國家OLS迴歸式： $g_{it} = \alpha + \beta_0 D_t + \beta_{11} d_{it-1} I_1(q_{it-1} \leq \gamma) + \beta_{12} d_{it-1} I_2(q_{it-1} > \gamma) + \beta_2 g_{it-1} + \varphi z_{it-1} + \varepsilon_{it}$ ，因落後1期的GDP成長率可能產生估計問題，以落後1~4期的輸出年增率及落後2~4期的GDP成長率對其迴歸後，所得到預測值取代之；亞洲發展中國家OLS迴歸式： $g_{it} = \alpha + \beta_0 D_t + \beta_{11} d_{it} I_1(q_{it} \leq \gamma) + \beta_{12} d_{it} I_2(q_{it} > \gamma) + \beta_2 g_{it-1} + \varphi z_{it} + \varepsilon_{it}$ ，落後1期的GDP成長率及當期投資率，分別以落後1~4期的輸出年增率及落後2~4期的GDP成長率、落後2~4期的投資率及GDP成長率，對渠等迴歸後，所得到預測值取代之。

2. *、**、***分別代表在10%、5%及1%顯著水準下拒絕虛無假設。

資料來源：作者自行整理

另附表3模型(A)~模型(C)門檻迴歸結果則顯示，亞洲先進國家上一年通膨率及長期利率門檻值分別為0.8%及0%；亞洲發展中國家短期利率變動門檻值則為-0.5個百分點，與內文結果相同。

進一步，第二階段動態追蹤資料迴歸Wald檢定顯示模型(A)~模型(C)，亞洲先進

國家以上一年通膨率為門檻變數，及亞洲發展中國家以當期短期利率變動為門檻變數，在10%顯著水準之下，門檻效果確實存在。亞洲先進國家以上一年長期利率變動為門檻變數，Wald檢定只有在模型(A)及模型(B)拒絕虛無假設。惟為節省篇幅，前述係數估計結果不呈列。