

## 政府支出與經濟成長之長期關係研究

# A study of the long relationship between government expenditure and economic growth

李政峰

國立高雄應用科技大學 企業管理系教授

jflee@kuas.edu.tw

連春紅

崑山科技大學 國際貿易系副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

游雅萍

高雄應用科技大學 金融資訊所研究生

1099342125@kuas.edu.tw

### 摘要

政府支出與經濟成長兩者之間存在著何種關係是許多學者與政府相關部門所關心的議題。因為政府支出是否能促進經濟成長，或是隨著經濟成長使政府支出不斷增加，這其中的關係一直沒有明確的結論。近年來因各國政府皆利用擴大財政支出來振興經濟成長，但卻引發了2009年底歐債危機的爆發。故政府部門想利用政府支出的增加來促進經濟成長的復甦是否為好的財政政策亦或是埋下了另一個危機?這就是本文欲探討的。

首先進行Johansen多變量共整合檢定，實證結果為:除了泰國以外，菲律賓、馬來西亞、中國、丹麥、美國與葡萄牙的政府支出與經濟成長之間具有長期均衡的關係。接著從線性因果關係檢定結果可得：菲律賓、泰國與中國支持華格納假說；馬來西亞、丹麥與美國支持凱因斯假說；而葡萄牙皆不符合。最後，使用Koenker and Xiao (2004)所提出的分量單根檢定法(QUR)來探討在不同分量上的政府支出與經濟成長的長期均衡關係。實證結果顯示：菲律賓、泰國、馬來西亞與丹麥在高分量時，均數復歸的能力較佳，故當政府經濟體系處於高政府支出所得比時，即可運用擴張性的財政政策來促進經濟成長的上升；而葡萄牙、美國與中國則在低分量時，政府支出與經濟成長之間具有長期均衡關係。

**關鍵字：**政府支出、經濟成長、華格納法則、分量單根、Johansen 共整合關係檢定、Granger 因果關係檢定

**Keywords:** government expenditure、economic growth、Wagner's law、Quantile unit root test、Johansen cointegration test、Granger Causality Test

## 壹、緒論

### 一、研究背景與動機

在追求穩定的經濟成長中，政府支出一直扮演重要的角色。歷年來在經濟蕭條期間，政府藉由擴大政府支出來促進景氣，如1930年全球經濟大恐慌，面臨經濟衰退以及投資意願的低落，故美國政府採取提升資本投資規模、推動重大公共建設來減輕失業問題，進而促進經濟成長；接著在1977年的亞洲金融風暴，因泰國中央銀行宣佈放棄釘住美元固定匯率制，實行浮動匯率制，引發了東南亞的金融風暴，各國政府立即改善經濟體制及金融措施；2008年美國次級房貸風暴所引發的金融海嘯使全球經濟陷入衰退，也引發信用緊縮的問題持續惡化，使得整體金融市場資金的流通性趨緩，各國其因應之道為：聯手調降利率、加強擴張政府支出以提振景氣。也因隨著各國政府祭出各種積極的救市措施或寬鬆的貨幣政策來振興經濟，使政府負債快速累積，但也造成各國債務飆高引發了2009年底歐債務危機的出現。而以往的國家政府部門為了因應景氣的衰退，大多做出寬鬆的財政支出來刺激景氣的復甦。但也因為過度的擴大政府支出導致歐債的發生，故本文將進一步深入的探討政府支出與經濟成長之間的關聯與影響。

### 二、研究架構

第一章：緒論，包含研究背景與動機、目的與範圍及研究架構。第二章：文獻探討，回顧國內外之相關文獻。第三章：研究方法。第四章：實證結果與分析。第五章：結論與建議。

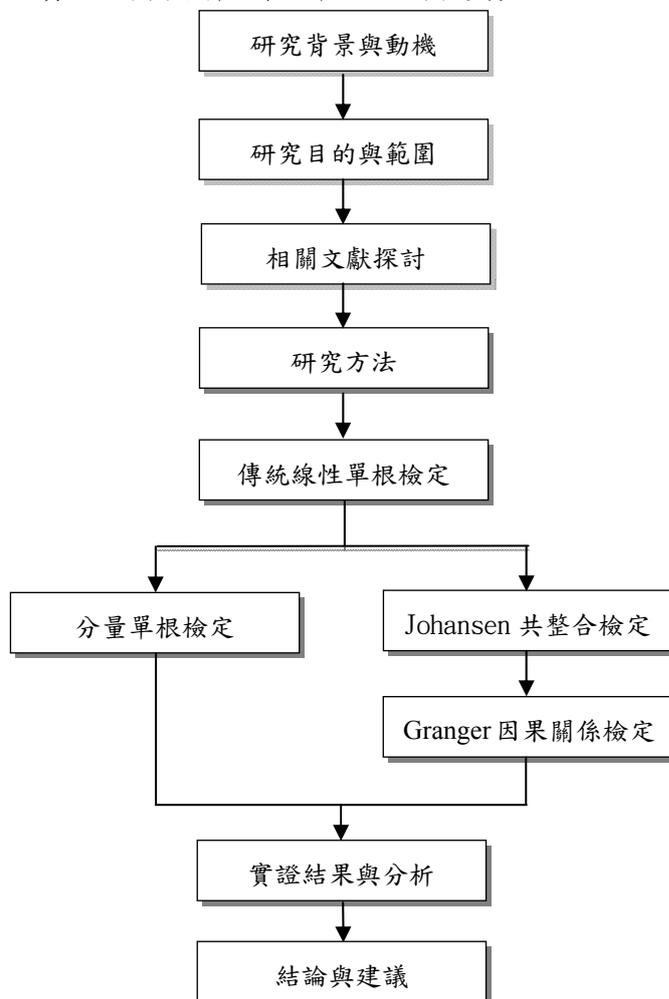


圖 1-1 研究架構

## 貳、文獻探討

本章節主要探討過去學者對於政府支出對經濟成長的相關實證研究，我們可將政府支出與經濟成長之理論分為：一、凱因斯學說，其主張「經濟蕭條時，政府應該運用寬鬆的財政政策刺激需求來促進經濟成長的增長」；二、華格納假說，其認為「隨著經濟的繁榮與每人所得的提高，政府支出也會隨之增加」。以下將回顧過去文獻中，各位學者們所做的研究與實證結果：

Chang(2002)該文作者運用了1951至1996年的資料來分析華格納法則在三個新興工業化國家(南韓、台灣、泰國)和三個已開發國家(日本、美國、英國)是否成立。實證結果發現，除了泰國以外，其他五國的政府支出和經濟成長間存在一個長期的均衡關係，故具有共整合關係。接著為了確定變數間的因果關係而利用 Granger因果關係來檢定政府支出與經濟成長之間的因果關係，實證結果發現，除了泰國以外，華格納法則在其他五國是成立的。

Islam,A.M.(2001) 該文作者運用了美國1929至1996年的資料進行分析，實證的結果發現政府支出與人均GDP間，存在共整合關係，且由共整合關係發現政府支出的人均所得彈性大於零；接著又利用因果關係檢定來確定政府支出與人均所得的因果關係，實證結果發現人均GDP會相對的影響到政府支出的變動。因此作者認為美國是符合華格納法則的。

Wahab(2004)該文作者運用了1950年至2000年的時間序列資料來檢定華格納法則在OECD國家是否成立。作者將變數經過單根檢定、共整合檢定來檢測OECD國家是否存在共整合，通過誤差修正模型(error correction model ; ECM)進行估計。實證結果發現在OECD國家只有少數的國家符合華格納法則。

Ahsan et al.(1996)該文作者研究1952年至1988年間加拿大的時間序列資料來探討政府支出與國民所得之間的長期關係。由實證結果證明，加拿大的政府支出與所得長期而言是具有共整合存在，而因果關係也顯示，華格納法則在加拿大是有效的。

Alberto J.(2010)該文作者利用墨西哥1950年至1999年的資料試圖探討政府支出和國民所得之間的關係，看是否符合凱因斯學說或華格納法則。而經過Granger因果檢定實證結果發現，凱因斯學說不成立，只符合華格納法則。故對於墨西哥政府而言，提高政府支出來刺激經濟成長的政策是不適用的。

Satish Verma and Rahul Arora(2010)該文作者利用印度1950年至2007年的時間序列資料來探討公共支出與經濟成長之間的關係。實證結果顯示，公共支出與經濟成長之間是存在共整合關係且彈性皆大於零，故公共支出與經濟成長之間是具有長期均衡關係，且支持華格納法則。

Tang(2008)該文作者利用馬來西亞1960年至2007年時間序列資料來探討此國政府支出與經濟成長之間的因果關係。而因果關係實證結果顯示，因政府開支和經濟增長之間的關係並不穩定，故在1980年前的資料是符合凱因斯效果；而在1985年至2000年華格納法則是成立的。

Singh and Sahni(1984)該文作者利用了印度1950年至1981年的時間序列資料來進一步探討政府支出和經濟成長之間的關係，實證結果顯示印度不存在凱因斯效果(Keysian effect)或華格納法則(Wagner's Law)。印度的政府支出與經濟成長為雙向因果關係。

孫克難(1997)該文作者藉由許多相關文獻來探討可能影響本國政府支出的各種原因，研究期間為民國57年到民國84年。實證結果發現，隨著經濟成長，政府支出也隨之增加，而且政府支出的所得彈性大於一，故華格納法則成立；政府支出價格的上升，亦帶動政府支出的成長，因此支持Baumol政府生產力相對落後的假說；公務人員數量的增加，對政府支出具正向的影響，雖然統計上不顯著，但不拒絕Niskanen官僚決策與預算最大化的假說；人口密度提高、Gini係數的提高、稅制複雜度提高對政府支出並沒有顯著的影響。

## 參、研究方法

### 一、研究步驟流程

傳統的計量檢定方法都是以變數為恆定的假設前提下進行時間序列檢定，但總體經濟變數大多為非恆定

(nonstationary)的時間序列資料，如果再以傳統的計量方法如普通最小平方法(OLS)、一般最小平方法(GLS)進行迴歸分析，可能會產生 Granger and Newbold (1974)所提出的虛假迴歸(spurious regression)問題，即判定係數值  $R^2$  會非

常高，t 統計量會非常顯著，而且無法判定變數間的真實關係，則實證研究中所推論的變數關係也就沒有經濟意義。

因此資料在進行共整合檢定前，為了解決時間序列資料非恆定的問題，通常會利用單根檢定來檢測時間序列資料是否為恆定，如果非恆定數列經過 d 次差分成為一個恆定數列，則為整合階次 d 之數列，以 I(d)表示；如果數列本身是恆定的，則為零階整合數列，以 I(0)表示。接著，為了分析政府支出與經濟成長之間的因果關係，以驗證是否符合華格納法則或凱因斯假說，則將繼續進行 Johansen 多變量共整合分析法，而共整合關係個數檢定若為 0，則表示不存在共整合關係，只須利用差分處理的向量自我迴歸(vector autoregression, VAR)模型進行估計；反之若共整合關係個數檢定至少為 1 時，則可進行向量誤差修正模型(vector error correction model, VECM)。最後以 Granger 因果關係檢定來分析兩變數間的因果關係。

但是因為政府支出不會一直呈現恆定狀態，而是呈現恆定或非恆定的動態行為且一般的傳統單根檢定僅能觀察到數列在平均分量(mean quantile)的行為，因此本文將採用 Koenker and Xiao (2004)提出的分量單根檢定(quantile unit root test, QUR)，來探討在不同分量上的政府支出與經濟成長的長期均衡關係。

因此本章第二節介紹 ADF(Augmented Dickey-Fuller)與 PP(Phillips-Perron)兩種單根檢定法。第三節介紹 Johansen 多變量共整合分析法。第四節介紹 Granger 因果關係檢定。第五節介紹分量單根檢定(quantile unit root test, QUR)。

## 二、單根檢定

單根檢定方法有很多種，一般以 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller, 1979) 以及 PP(Phillips-Perron, 1988)檢定最為常見，1991 年 MacKinnon 所建議的 ADF 檢定法(Augmented Dickey and Fuller) 檢測是否有單根存在；然而在 1996 年 Diltz 與 Kim 以及 1997 年的 Cheung 均分別表示 1987 年 Phillips 以及 1988 年 Phillips 與 Perron 共同提出的 PP(Phillips and Perron) 檢定法不僅在檢測序列相關方面，甚至在檢測異質性與非常態性方面比 ADF 檢定法應更有效度，茲分別介紹此二種檢定方法如下：

### 一、Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定法

為了解決殘差會有自我相關的現象產生，建議應加入被解釋變數的落後項(lags dependent variable)至 DF 迴歸式中，再根據資料是否有截距項及時間趨勢項，具有以下三種檢定模型：

#### 1. 無截距項與時間趨勢

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

#### 2. 含截距項、無時間趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

#### 3. 含截距項與時間趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

公式中  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ， $\alpha$  為截距項， $t$  為時間趨勢項， $\varepsilon_t$  為白噪音， $p$  為使殘差項符合無序列相關的最適落後期，是根據 Akaike 情報準則 (Akaike information criterion, 以下簡稱 AIC)。

### 二、Phillips and Perron test (PP)單根檢定法

因 PP 檢定法放寬了誤差項分配的假設允許干擾項有異質性分配，然後以無母數或非參數化的方法消除殘差自我相關跟異質變異的影響，檢定的虛無假設為有單根，Phillips-Perron 檢定是以 Newey-West 的估計式來對 t 統計量作

修正因此具有一致性的優點；修正後的 t 統計量是參考 MacKinnon(1991)，檢定模型有下列三種：

1. 無截距項與時間趨勢

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

2. 含截距項、無時間趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

3. 含截距項與時間趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma_t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

PP 檢定之虛無假設、對立假設與檢定統計量和 ADF 檢定法的假設相同，且由於經過異質性的調整和自我相關性調整後的檢定統計量，其極限分配和 DF 的極限分配相同，因此統計量亦以 DF 所模擬出的臨界值為判斷標準。

### 三、共整合檢定

若時間序列資料為非恆定時，即有可能發生虛假迴歸的情形，因此 Engle & Granger (1987) 提出共整合 (Co-integration) 檢定方法，其目的是在檢定二個以上時間序列變數是否存在長期均衡關係，亦即若二個時間序列資料存在共整合現象，則此迴歸關係仍然是有經濟意義的，Engle and Granger 認為以差分的方式將非恆定的時間序列資料轉換成恆定，會使差分之後變數間長期均衡關係可能被忽略，因此提出兩階段自我迴歸分析法 (two-stage autoregression procedure)。

本研究採用 Johansen 的方法進行共整合分析。

#### 一、軌跡檢定 (Trace Test)

$$H_0: \text{rank}(\Pi) \leq r, \text{ (即最多有 } r \text{ 個共整合向量)}$$

$$H_1: \text{rank}(\Pi) > r, \text{ (即最少有 } r + 1 \text{ 個共整合向量)}$$

其檢定統計量為：

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

其中，T 為總樣本數， $\hat{\lambda}_i$  代表第 i 個特性根的估計值，而  $r = \text{rank}(\Pi)$ 。

#### 一、最大特性根檢定法 (Maximum Eigenvalue Test)

$$H_0: \text{rank}(\Pi) = r, \text{ (即有 } r \text{ 個共整合向量)}$$

$$H_1: \text{rank}(\Pi) = r + 1, \text{ (即有 } r + 1 \text{ 個共整合向量)}$$

其檢定統計量為：

$$\lambda_{\text{max}}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (8)$$

其中，T 為總樣本數， $\hat{\lambda}_{r+1}$  為  $\Pi$  矩陣中的特性根。

$\lambda_{trace}$ 與 $\lambda_{max}$ 之臨界值可由 Johansen & Juselius (1990) 得知，經由軌跡檢定檢定法和最大特性根檢定法，可以

決定  $r$  的個數，以判斷變數間是否有共整合關係。

#### 四、Granger 因果關係檢定

Granger 因果關係檢定是指有兩個恆定的時間序列變數(我們假設為  $X$  和  $Y$ )，以預測誤差能否被降低為判定標準來確認各變數間之因果關係。Granger 認為當變數  $X$  之過去資料有助於變數  $Y$  之預測時，即為  $X$  在統計上為  $Y$  之因。換言之，所謂的因果關係不一定有「 $X$  導致  $Y$ 」的含義，正確概念應為「領先—落後」的關係。Granger 所提出之因果關係之定義，是由預測能力(predictability)之角度來定義兩變數之間的因果關係。簡言之，如果  $X$  受到本身落後期數變動和  $Y$  落後期數變動影響，且  $X$  不會影響  $Y$ ，則可以稱為  $Y$  影響  $X$ ；同理如果  $Y$  受到本身落後期數變動和  $X$  落後期數變動影響，且  $Y$  不會影響  $X$ ，則可以稱為  $X$  影響  $Y$ 。但是，如果  $X$  影響  $Y$  且  $Y$  也同時影響  $X$ ，則我們可以稱為雙向因果關係；如果它們彼此間不互相影響，則它們彼此間沒有因果關係，也就是說它們之間是獨立的。

本文在此即是採用因果關係檢定來驗證華格納法則與凱因斯假說在菲律賓、泰國、馬來西亞、中國、丹麥、葡萄牙與美國。下面則為 Granger 因果關係檢定的四種不同型態：

檢定一：因果關係 (causality)

若  $\sigma^2(X_t | X_t^-, Y_t^-) < \sigma^2(X_t | X_t^-)$ ，則稱  $Y$  影響  $X$ 。

表示預測  $X$  變數時，除了利用變數  $X$  本身過去值外，再加上變數  $Y$  的過去值，會降低預測誤差之均方誤，有助於  $X$  預測能力的提高，表示加入  $Y$  過去之訊息有助於  $X$  之預測，稱  $Y$  影響(cause) $X$ 。

檢定二：瞬間因果關係(instantaneous causality)

若  $\sigma^2(X_t | X_t^-, \bar{Y}_t) < \sigma^2(X_t | X_t^-, Y_t^-)$ ，則稱為  $Y$  瞬間影響  $X$ 。

表示預測  $X$  變數時，除了利用變數  $X$  本身過去之值與  $Y$  的過去值外，再加上  $Y$  當期值，會降低預測誤差之均方誤，有助於  $X$  預測能力的提高，表示加入  $Y$  之當期值有助於  $X$  之預測，稱  $Y$  瞬間影響(instantaneous causality) $X$ 。

檢定三：反饋因果關係(feedback causality)

若  $\sigma^2(X_t | X_t^-, Y_t^-) < \sigma^2(X_t | X_t^-)$  且  $\sigma^2(Y_t | X_t^-, Y_t^-) < \sigma^2(Y_t | Y_t^-)$

此時則表示變數  $X$  與  $Y$  變數存在雙向因果關係。

檢定四：獨立性(independence)

若  $\sigma^2(X_t | X_t^-, \bar{Y}_t) = \sigma^2(X_t | X_t^-, Y_t^-) = \sigma^2(X_t | X_t^-)$

且  $\sigma^2(Y_t | \bar{X}_t^-, Y_t^-) = \sigma^2(Y_t | X_t^-, Y_t^-) = \sigma^2(Y_t | Y_t^-)$

則表示變數  $X$  與變數  $Y$  之間互為獨立變數，不存在因果關係。亦即預測變數  $Y$  時，額外加入變數  $X$  的訊息並無法改

變對變數Y的預測能力。反之，在預測變數X時亦有相同的情況，表示X與Y為獨立關係(independence)在這裡，本文以 Akaike information criterion (AIC)作為最適落後期數之選擇標準。

### 五、分量單根檢定

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

考慮下列 ADF 迴歸模型，

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j+1} \Delta y_{t-j} + u_t, t = 1, 2, \dots, n \quad (9)$$

此處， $y_t = \tilde{y}_t - \bar{y}_0$ 表示去除平均數後的債務餘額占 GDP 比率數列，干擾項 $u_t$ 為 iid 的隨機變數，其平均數為 0，

變異數為常數。在此設定下，AR 係數 $\alpha_1$ 可用來衡量數列的持續性。若 $\alpha_1=1$ ， $y_t$ 含有單根，若 $|\alpha_1| < 1$ ， $y_t$ 為一均

數復歸的恆定數列。如 Koenker and Xiao (2004)所述，條件在前一期(t-1)的訊息集合 $\mathcal{F}_{t-1}$ 上， $y_t$ 的第 $\tau$ 個分量可以表

示成 $\Delta y_t$ 落後值的函數，如下：

$$Q_{y_t}(\tau | \mathcal{F}_{t-1}) = x_t' \alpha(\tau) \quad (10)$$

此處， $x_t = (1, y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p})$ ， $\alpha(\tau) = (\alpha_{\tau 1}(\tau), \alpha_{\tau 2}(\tau), \dots, \alpha_{\tau p+1}(\tau))'$ ，其中 $\alpha_{\tau k}(\tau)$ 為 $u_t$ 的第 $\tau$ 個分量，且 $\alpha_{\tau 1}(\tau)$

表示不同分量下， $y_t$ 的持續性。

(6)式中 $\alpha(\tau)$ 的估計需要求解以下問題，

$$\min \sum_{t=1}^n \rho_{\tau} (y_t - x_t' \alpha(\tau)) \quad (11)$$

此處， $\rho_{\tau}(u) = u(\tau - I(u < 0))$ ，其定義在 Koenker and Bassett (1978)有詳細說明， $I(\cdot)$ 為指標函數。令  $a_{\tau}(\tau)$  為(7)

式的解，Koenker and Xiao (2004)建議使用下列  $t$  統計量來檢定  $y_{\tau}$  在每一分量上的時間數列性質：

$$t_{\tau}(\tau) = \frac{\hat{f}(F^{-1}(\tau))}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} (Y_{-1}' P_{\tau} Y_{-1})^{-\frac{1}{2}} (a_{\tau}(\tau) - 1), \quad (12)$$

此處， $\hat{f}(F^{-1}(\tau))$  為  $f(F^{-1}(\tau))$  的一致性估計式， $f$  與  $F$  分別為干擾項  $u_{\tau}$  的密度與分配函數， $Y_{-1}$  為落後應變數  $(y_{\tau-1})$

的向量， $P_{\tau}$  為投影到與  $X = (1, \Delta y_{\tau-1}, \dots, \Delta y_{\tau-q})$  正交的空間的投影矩陣。透過  $t_{\tau}(\tau)$  的計算，我們可以檢視數列在不

同分量上的均數復歸行為，並進一步計算不同分量上的半衰期。相較之下，ADF 檢定只能觀察到數列在平均分量 (mean quantile) 的行為。

除了檢定  $y_{\tau}$  在每一個分量上是否具有單根行為外，本研究也利用 Koenker and Xiao (2004)所提出的分量

Kolmogorov-Smirnov (QKS)檢定來研究債務餘額占 GDP 比率數列在許多分量上是否具有單根行為，其定義如下，

$$QKS = \sup |t_{\tau}(\tau)|. \quad (13)$$

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

最後再取最大值。

由於  $t_{\tau}(\tau)$  與 QKS 檢定的大樣本分配為非標準(nonstandard)，且受擾攘參數的影響，Koenker and Xiao (2004)建議

下列「自體抽樣程序」(bootstrap)來估計檢定統計量的小樣本分配，其程序如下。

(1) 以普通最小平方方法(OLS)估計  $\Delta y_{\tau}$  的  $q$  階自我迴歸模型：

$$\Delta y_{\tau} = \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta y_{\tau-j} + \omega_{\tau} \quad (14)$$

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

- (2) 以抽後放回的方式由 centered residuals  $\hat{u}_t = \hat{u}_t - (n-q)^{-1} \sum_{t=q+1}^n \hat{u}_t$  的實際分配中抽出一組「自體抽樣」樣本。
- (3) 在單根的虛無假設下，根據下列式子遞迴產生  $\Delta y_t^*$  的自體抽樣樣本，

$$\Delta y_t^* = \sum_{j=1}^q \hat{\beta}_j \Delta y_{t-j}^* + \hat{u}_t^* \quad (15)$$

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

- (4) 由(12)式產生自體抽樣樣本  $y_t^*$ ，

$$y_t^* = y_{t-1}^* + \Delta y_t^* \quad (16)$$

此處， $y_1^* = y_1$ 。

- (5) 根據  $y_t^*$  來計算  $t_n^*(\hat{r})$  與 QKS 檢定，以  $t_n^*(\hat{r})$  與  $QKS^*$  表示之。
- (6) 重複步驟 2 到 5 許多次，可得到  $t_n^*(\hat{r})$  與  $QKS^*$  檢定的實際分配。
- (7) 以步驟(10)的實際分配來近似原來統計量於虛無假設下的累積分配函數。
- (8) 使用自體抽樣  $p$ -值來作推論。

## 肆、實證結果分析

### 一、資料概述

本研究主要探討已開發國家(美國、丹麥、葡萄牙)與開發中國家(菲律賓、馬來西亞、泰國、中國)的政府支出與經濟成長之間的互動關係。所選取的變數包括政府支出、實質 GDP，資料的頻率為年資料。因各國資料選取時間不一致，故各國起迄時間依序如下:美國、丹麥、菲律賓、馬來西亞、泰國、中國為 1970 年至 2010 年，共 41 個樣本數;葡萄牙為 1977 年至 2010 年，共 34 個樣本數，資料來源取自 AREMOS 國際經濟統計資料庫、IMF 國際金融統計(IFS)資料庫。

在進行實證前，先將所有變數取自然對數後再進行分析，表 4-1 為各國各變數的基本統計量。以下先對所有變數做個簡略的說明:政府支出(LNGOV)、實質 GDP(LNGDP)、政府支出占實質 GDP 比率(LN(GOV/GDP))。

比較各國政府支出的平均值，最低值與最高值分別為葡萄牙的 9.934 與美國的 14.388，此外，比較政府支出的標準差，最低值與最高值分別為美國的 0.851 與菲律賓的 1.721。實質 GDP 的平均值，最低值與最高值分別為葡萄牙的 10.858 與美國的 15.424，此外，比較各國實質 GDP 的標準差，最低值與最高值分別為丹麥的 0.758 與中國的 1.699。比較政府支出佔實質 GDP 比率的平均值，最低值與最高值分別為菲律賓的-1.826 與丹麥的-0.633，此外，比較政府支出佔實質 GDP 比率的標準差，最低值與最高值分別為美國的 0.070 與中國的 0.307。

另外，可從偏態看出除了馬來西亞和美國政府支出占實質 GDP 比率與中國政府支出、實質 GDP 外，其它國家的比率都為左偏。而從峰態可看出除了美國政府支出占實質 GDP 比率為高狹峰外，其它皆為低闊峰分佈。接著，根據 Jarque-Bera 檢定結果，得知在 5%與 10%的顯著水準下除了菲律賓和丹麥政府支出占實質 GDP 比率為拒絕常態分配的虛無假設外，其他變數皆呈常態分配。

圖 4-1 為菲律賓、馬來西亞、泰國、中國、美國、丹麥、葡萄牙之政府支出占實質 GDP 之比率的長期趨勢圖。由這些圖可以看出美國、丹麥、葡萄牙政府支出與實質 GDP 皆有截距項以及呈現逐年上升趨勢，而菲律賓、馬來西亞、泰國、中國政府支出與實質 GDP 成長率一樣有截距項，但較沒有上升的趨勢。因此在做單根檢定時，

美國、丹麥、葡萄牙所選取之模型包含截距項與趨勢項，而菲律賓、馬來西亞、泰國、中國則不包含趨勢項。

4-1 各國變數基本統計量

國家	變數	統計量					
		平均值	標準差	偏態	峰態	JB 統計量	樣本數
菲律賓	LNGOV	11.859	1.721	-0.363	1.896	2.982	41
	LNGDP	13.685	1.599	-0.293	1.902	2.643	41
	LN(GOV/GDP)	-1.826	0.189	-0.908	2.521	6.025*	41
泰國	LNGOV	12.578	1.326	-0.369	1.917	2.934	41
	LNGDP	14.353	1.296	-0.395	1.900	3.135	41
	LN(GOV/GDP)	-1.773	0.097	-0.784	3.398	4.469	41
馬來西亞	LNGOV	10.217	1.177	-0.376	2.314	1.771	41
	LNGDP	11.687	1.232	-0.214	1.949	2.200	41
	LN(GOV/GDP)	-1.470	0.159	0.263	2.076	1.930	41
中國	LNGOV	13.015	1.520	0.463	1.915	3.479	41
	LNGDP	14.635	1.699	0.140	1.582	3.567	41
	LN(GOV/GDP)	-1.621	0.307	-0.215	2.033	1.914	41
美國	LNGOV	14.388	0.851	-0.447	2.073	2.830	41
	LNGDP	15.424	0.801	-0.427	2.015	2.905	41
	LN(GOV/GDP)	-1.036	0.070	0.322	3.323	0.887	41
丹麥	LNGOV	12.785	0.868	-0.840	2.483	5.274	41
	LNGDP	13.418	0.785	-0.678	2.308	3.956	41
	LN(GOV/GDP)	-0.633	0.108	-1.026	2.958	7.192*	41
葡萄牙	LNGOV	9.934	1.290	-0.803	2.406	4.155	34
	LNGDP	10.858	1.164	-0.813	2.379	4.294	34
	LN(GOV/GDP)	-0.924	0.134	-0.476	2.829	1.324	34

- (1) 變數開頭為 LN 表示對變數取自然對數。
- (2) Jarque-Bera 統計量，主要檢定序列是否為常態分配。
- (3) \*與\*\*分別表示在 5% 與 10% 的水準下顯著。

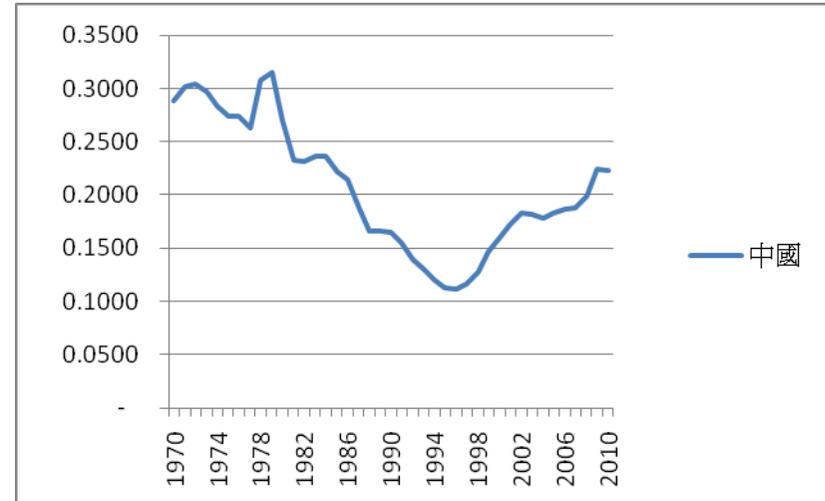
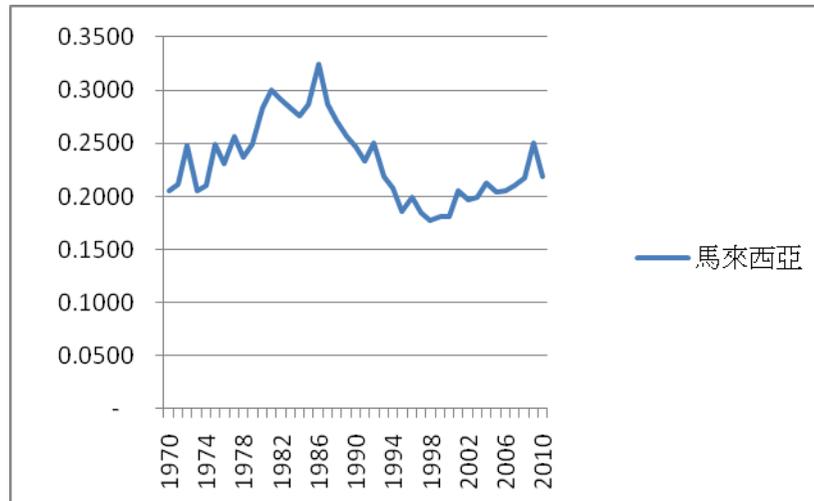
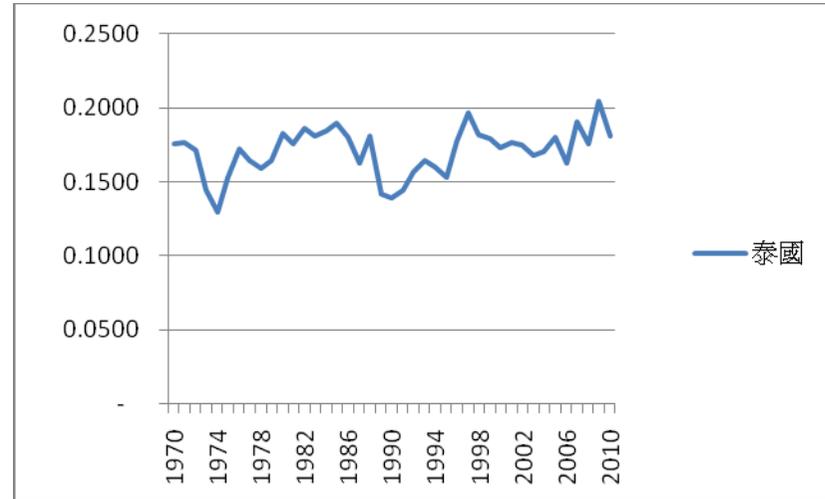
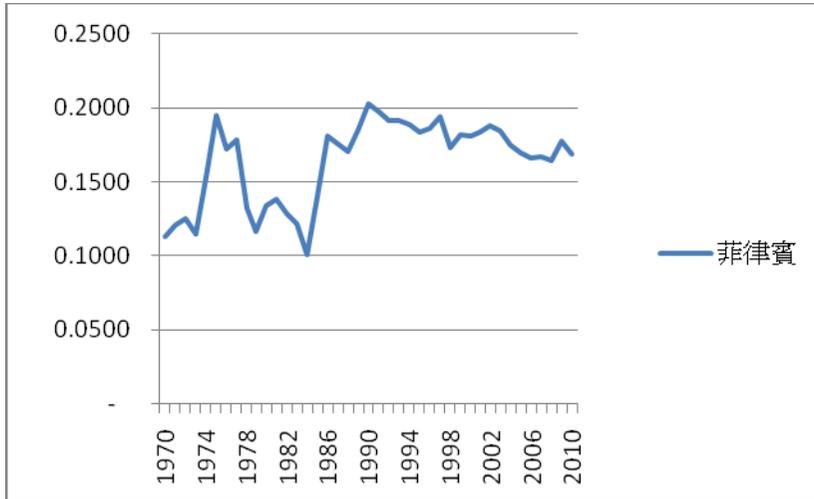


圖 4-1 各國政府支出占實質 GDP 之比率

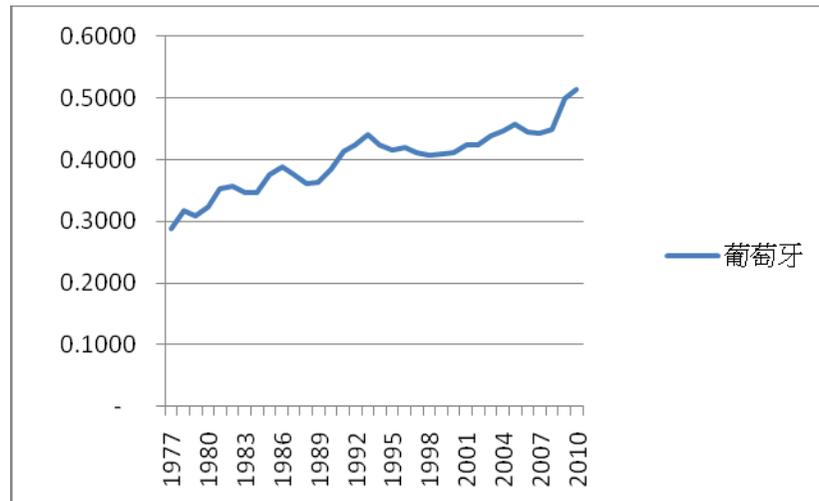
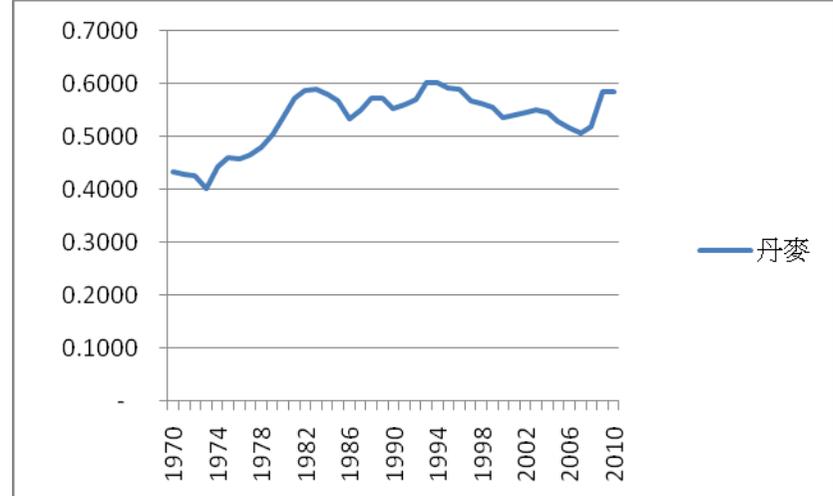
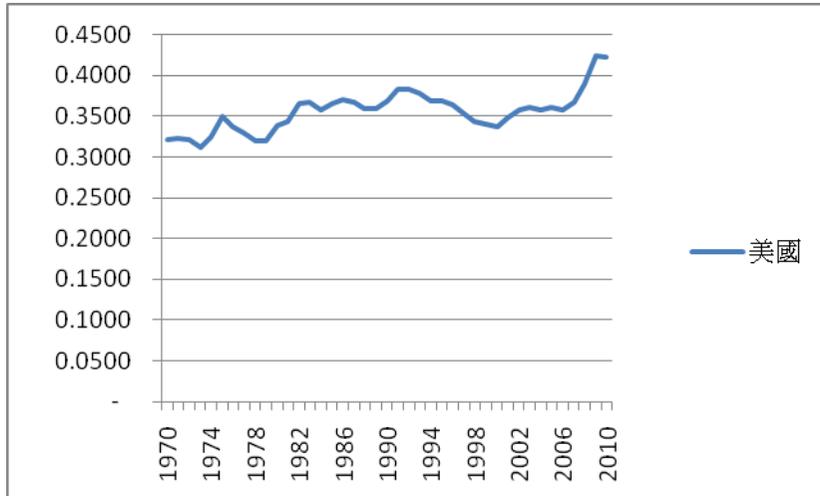


圖 4-1 各國政府支出占實質 GDP 之比率(續)

## 二、單根檢定結果

表 4-2 為各國政府支出、實質 GDP 與政府支出占實質 GDP 之比率的單根檢定結果，因本文主要目的是在探討政府支出與經濟成長之間的關聯。根據以往的文獻指出，由於大部分的總體經濟變數經常存在非恆定的特性，若直接使用非恆定的序列資料進行實證，可能會出現虛假迴歸的問題，造成統計推論上的偏誤。因此，在進行迴歸分析之前，必須先確認各變數是否為恆定。

本文在此採用 Augmented Dickey Fuller(ADF) 、Phillips-Perron(PP) 兩種單根檢定法進行檢定。在落後期數的篩選則根據 AIC 準則，選取最適落後期數。從實證結果得知各國的各變數皆沒有顯著，也就是各國的政府支出、實質 GDP 與政府支出占實質 GDP 之比率皆無法拒絕沒有虛無假設，故皆具有單根的特性，即各國的變數在原始資料下為非恆定數列。但將所有國國家的原始資料經過一階差分後再做單根檢定，則各國的變數皆為顯著，故皆不具有單根性質。因此可以確定當資料並非為恆定數列 I(1)，而經過一階差分後可轉變為恆定 I(0)。

表 4-2 各國變數單根檢定表

國家	變數	ADF	PP	Inference	ADF (一階)	PP (一階)	Inference
菲律賓	LNGOV	-0.088	-1.591	I(1)	-5.672*	-5.058*	I(0)
	LNGDP	-1.307	-1.574	I(1)	-6.307*	-14.250*	I(0)
	LN(GOV/GDP)	-2.628	-2.670	I(1)	-5.403*	-6.720*	I(0)
馬來西亞	LNGOV	-3.021	-2.433	I(1)	-4.805*	-5.445*	I(0)
	LNGDP	-2.112	-2.116	I(1)	-6.269*	-6.267*	I(0)
	LN(GOV/GDP)	-2.724	-1.661	I(1)	-7.726*	-7.754*	I(0)
泰國	LNGOV	-0.991	-0.991	I(1)	0.024*	-6.504*	I(0)
	LNGDP	-2.153	-0.557	I(1)	-4.698*	-4.120*	I(0)
	LN(GOV/GDP)	-2.821	-3.243	I(1)	-7.408*	-10.84*	I(0)
中國	LNGOV	-1.273	-1.090	I(1)	-6.238*	-4.873*	I(0)
	LNGDP	-2.938	-2.544	I(1)	-5.304*	-4.379*	I(0)
	LN(GOV/GDP)	-1.677	-1.360	I(1)	-3.766*	-3.341*	I(0)
美國	LNGOV	-2.221	-1.639	I(1)	-4.006*	-3.794*	I(0)
	LNGDP	-0.475	-0.510	I(1)	-5.261*	-5.239*	I(0)
	LN(GOV/GDP)	-2.507	-1.850	I(1)	-4.593*	-4.383*	I(0)
丹麥	LNGOV	-2.725	-1.913	I(1)	-3.790*	-3.809*	I(0)
	LNGDP	-2.231	-2.234	I(1)	-5.192*	-5.237*	I(0)
	LN(GOV/GDP)	-2.077	-1.736	I(1)	-4.866*	-4.731*	I(0)
葡萄牙	LNGOV	-3.072	-2.907	I(1)	-3.838*	-3.795*	I(0)
	LNGDP	-1.804	-1.625	I(1)	-3.746*	-3.759*	I(0)
	LN(GOV/GDP)	-2.812	-2.977	I(1)	-8.030*	-5.100*	I(0)

(1) I(1): non-stationary; and I(0): Stationary

(2) \*與\*\*分別表示在 5%與 10%的水準下顯著。

### 三、共整合檢定結果

經由上述單根檢定結果得知，政府支出與實質 GDP 皆為  $I(1)$  數列，因此為了要進一步探討此各國的政府支出與實質 GDP 之間是否有存在著長期穩定的均衡關係，故需進行共整合檢定。

Johansen(1990)指出，由於落後期數的設定會直接地影響共整合檢定結果，因此在進行共整合分析前，必須先確定 VAR 模型的最適落後期數，本文在此利用 AIC 來選擇 VAR 模型的最適落後期數。接著，再利用軌跡(trace)檢定統計量與最大特性根(maximum eigenvalue)檢定統計量來進行 Johansen(1990)共整合檢定法進行檢定是否存在共整合之關係，如果存在則建立誤差修正之多變量 VAR 模型來進行探討；如果不存在，則變數需經一次差分後以未限制之 VAR 模型來進行探討。

表 4-3 分別為各國共整合檢定結果。由表中可以看出，各國的落後期皆以 AIC 來選擇最適落後期數，菲律賓、泰國與中國的最適落後期皆為第 2 期；丹麥為第 3 期；葡萄牙為第 5 期；美國為第 6 期；馬來西亞為第 7 期。且不論是採用軌跡檢定或是最大特性根檢定，菲律賓、馬來西亞、中國、美國、丹麥與葡萄牙在五 5%與 10%的顯著水準下皆顯著，意謂變數間至少存在一組共整合向量；而泰國不論是採用軌跡檢定或是最大特性根檢定在 5%與 10%的顯著水準下皆不顯著，故沒有共整合向量存在。

### 四、因果關係檢定結果

依據上述共整合檢定結果得知：菲律賓、泰國、馬來西亞、中國、美國、丹麥、葡萄牙的政府支出與實質 GDP 皆為  $I(1)$  數列，且變數彼此間都具有一組共整合向量，意指政府支出與實質 GDP 之間存在長期均衡關係。而泰國的政府支出與實質 GDP 雖都為  $I(1)$  序列，但彼此間不具有共整合關係，因此對政府支出與實質 GDP 進行差分，再以差分後的資料利用 VAR 模型進行因果關係檢定。我們以 F 統計量檢定政府支出、實質 GDP 之間的 Granger 因果關係，檢定結果整理於表 4。

從表 4-4 因果關係檢定結果顯示，菲律賓不論在 5%或 10%的顯著水準下皆顯著，且為實質 GDP 影響政府支出的單向因果關係，故華格納假說在菲律賓與中國是成立的，而馬來西亞、美國與丹麥則為政府支出影響實質 GDP 的單向因果關係，意表在政府支出為實質 GDP 的決定因素，是故，馬來西亞、丹麥與美國皆支持凱因斯假說；而中國與葡萄牙的政府支出與實質 GDP 兩者之間互相獨立，故即不支持凱因斯假說也不符合華格納法則。

最後，以 VAR 為模型進行因果檢定的國家：泰國，不論在 5%或 10%的顯著水準下皆顯著，且為實質 GDP 影響政府支出的單向因果關係，故對泰國而言，華格納法則是存在的。

表 4-3 各國變數 Johansen 共整合檢定表

國家 (Lag)	Null	Eigenvalues ( $\lambda_1$ )	$\lambda_{max}$ statistic	$\lambda_{trace}$ statistic	CV $\lambda_{max}$ (95)	CV $\lambda_{trace}$ (95)	CV $\lambda_{max}$ (90)	CV $\lambda_{trace}$ (90)
菲律賓	$H_0: r = 0$	0.427	21.155*	28.821*	19.387	25.872	17.234	23.342
(lag=2)	$H_0: r \leq 1$	0.183	7.660	7.666	12.518	12.518	10.666	10.666
泰國	$H_0: r = 0$	0.327	15.030	21.715	19.387	25.872	17.234	23.342
(lag=2)	$H_0: r \leq 1$	0.161	6.685	6.685	12.518	12.518	10.666	10.666
馬來西亞	$H_0: r = 0$	0.458	20.199*	30.715*	19.387	25.872	17.234	23.342
(lag=7)	$H_0: r \leq 1$	0.273	10.516	10.516	12.518	12.518	10.666	10.666
中國	$H_0: r = 0$	0.435	21.712*	31.603*	19.387	25.872	17.234	23.342
(lag=2)	$H_0: r \leq 1$	0.229	9.891	9.891	12.518	12.518	10.666	10.666
美國	$H_0: r = 0$	0.501	23.664*	32.897*	19.387	25.872	17.234	23.342
(lag=6)	$H_0: r \leq 1$	0.238	9.233	9.233	12.518	12.518	10.666	10.666
丹麥	$H_0: r = 0$	0.484	24.445*	33.435*	19.387	25.872	17.234	23.342
(lag=3)	$H_0: r \leq 1$	0.216	8.990	8.990	12.518	12.518	10.666	10.666
葡萄牙	$H_0: r = 0$	0.546	22.094*	33.754*	19.387	25.872	17.234	23.342
(lag=5)	$H_0: r \leq 1$	0.341	11.660	11.660	12.518	12.518	10.666	10.666

(1) 殘差符合無自我相關且滿足 AIC 最小的準則。

(2) \*與\*\*分別表示在 5% 與 10% 的水準下顯著實質政府與實質 GDP 支出之 Johansen 共整合檢定

表 4-4 各國因果關係檢定表

VECM Granger Causality		
國家	F 統計量	P 值
菲律賓		
$LNGDP \Rightarrow LNGOV$	12.123	0.002*
$LNGOV \Rightarrow LNGDP$	0.111	0.946
馬來西亞		
$LNGDP \Rightarrow LNGOV$	11.975	0.101
$LNGOV \Rightarrow LNGDP$	15.174	0.034*
中國		
$LNGDP \Rightarrow LNGOV$	2.820	0.244
$LNGOV \Rightarrow LNGDP$	0.217	0.897
美國		
$LNGDP \Rightarrow LNGOV$	1.261	0.974
$LNGOV \Rightarrow LNGDP$	17.898	0.007*
丹麥		
$LNGDP \Rightarrow LNGOV$	3.960	0.266
$LNGOV \Rightarrow LNGDP$	12.410	0.006*
葡萄牙		
$LNGDP \Rightarrow LNGOV$	4.951	0.423
$LNGOV \Rightarrow LNGDP$	2.311	0.805
VAR Granger Causality		
國家	F 統計量	P 值
泰國		
$LNGDP \Rightarrow LNGOV$	23.258	0.000*
$LNGOV \Rightarrow LNGDP$	0.757	0.685

(1)  $X \Rightarrow Y$  表示變數 X 對變數 Y 存在 Granger 因果關係。

(2) \*與\*\*分別表示在 5% 與 10% 的水準下顯著。

接著，因一般的傳統單根檢定只能觀察到數列在平均分量(mean quantile)的行為，故本研究進一步使用 Koenker and Xiao (2004)所提出的分量單根檢定法(quantile unit root test)來探討在不同分量上的政府支出與經濟成長的長期均衡關係。

#### 伍、分量單根檢定結果

表 4-5 為此各國在不同分量下的分量迴歸檢定結果，表中包括常數估計項 $(\alpha_0(\tau))$ 、自我估計迴歸係數項 $(\alpha_1(\tau))$ 、半衰期(HLs)、QKS 檢定以及各估計數值所代表的 p 值。其中，常數估計項 $(\alpha_0(\tau))$ ，意謂在第  $\tau$  個分量下，政府支出所得比受到外在衝擊的影響程度； $\alpha_0(\tau)$  的 p 值則是以 Student-t 檢定來檢視衝擊的影響是否顯著異於零； $\alpha_1(\tau)$  則是以該數列檢定在  $t_n(\tau)$  統計量下是否存在單根；而 QKS 檢定結果可得知政府支出所得比是否具有均數復歸的情形。本文的最適落後期數的篩選則根據 AIC 準則，選取各個國家的最適落後期數。

我們可以從表 4-5 的 QKS 檢定來得知在所有分量 $(\tau = 0.1 \sim 0.9)$ 的範圍內每個國家政府支出占實質 GDP 比的均數復歸情況，從實證結果可知，除了美國、葡萄牙與中國外，菲律賓、泰國、馬來西亞與丹麥的政府支出所得比皆為恆定，與前述的 ADF、PP 的單根檢定結果不完全相同。由表 2 可知各國的單根檢定的實證結果不論在 5% 或 10% 的顯著水準下，政府支出所得比皆為 I(1)，具有單根的特性。

接下來為了更加詳盡了解各國政府支出所得比之動態行為，我們可經由不同的分量下的實證結果來仔細探討，首先我們先探討常數估計項 ( $\alpha_0(\tau)$ ) 為衡量在第  $\tau$  個分量下，外在衝擊對政府支出所得比的影響程度，且當  $\tau$  分量位數愈大時，常數估計項  $\alpha_0(\tau)$  也隨之上升，而常數估計項  $\alpha_0(\tau)$  的符號可以用來解釋外在衝擊對政府支出所得比的影響方向。當常數估計項  $\alpha_0(\tau)$  的符號為正(負)時，則表示正面(負面)衝擊。故在低分量時，國家的經濟體系處於低政府支出所得比，且此時負面衝擊發生會使當期政府支出減少，故假設當期所得不變則會使政府支出所得比向下修正，反之，在高分量時，國家的經濟體系處於高政府支出所得比，而正面衝擊會使當期政府支出增加，且當期所得不變會使政府支出所得比向上修正。

故可從表 4-5 得知，菲律賓、馬來西亞、泰國、美國與葡萄牙的政府支出所得比，在分量為 0.4 至 0.6 時；中國的政府支出所得比，則在分量為 0.4 至 0.7 時；丹麥則是分量為 0.5、0.6 時，在 5% 或 10% 的顯著水準下其衝擊的影響都沒有顯著異於零。而各國於其他分量時的外在衝擊則會對政府支出所得比造成影響。其中在這七個國家中，菲律賓的衝擊大小最為分散，其範圍從 -0.155 至 0.081，而葡萄牙的衝擊大小最為集中，其範圍從 -0.016 至 0.035。

接著可以經由自我估計迴歸項 ( $\alpha_1(\tau)$ )，來檢定政府支出占實質 GDP 比率在不同分量下是否有存在單根，亦可衡量各國政府支出占實質 GDP 比率在不同分量下是否具有均數復歸的能力。以菲律賓為例，在分位數 10%、20%、30%、40%、50%、60% 和 70% 的  $\alpha_1$  與 p 值的估計值分別為 1.155、1.096、1.090、1.006、0.879、0.750、0.701 和 0.975、0.919、0.863、0.858、0.534、0.299、0.195，均無法拒絕 5% 及 10% 的顯著水準；然而在分量大於 0.7 時，自我估計迴歸項 ( $\alpha_1(\tau)$ ) 的 p 值均小於 0.045，顯著拒絕數列具有單根的虛無假設。故可從  $\alpha_0(\tau)$  與  $\alpha_1(\tau)$  的實證結果得知，正面衝擊的持續性比負面衝擊的持續性來得低，故會有較高的均數復歸能力。反之，以美國為例，愈高分量的自我估計迴歸項 ( $\alpha_1(\tau)$ ) 的估計值愈趨近於 1，且不顯著異於零，在分位數 30%、40%、50%、60%、70%、80% 和 90% 的  $\alpha_1$  與 p 值的估計值分別為 0.877、0.872、0.832、0.987、1.092、0.929、0.906 和 0.279、0.490、0.469、0.853、0.949、0.755、0.469，均無法拒絕 5% 及 10% 的顯著水準；然而在分量小於 0.3 時，自我估計迴歸項 ( $\alpha_1(\tau)$ ) 的 p 值均小於 0.093，顯著拒絕數列具有單根的虛無假設，故可得知，負面衝擊的持續性比正面衝擊的持續性來得低。所以面臨負面衝擊時，因均數復歸的能力較好，故政府支出所得比之間較有能力調整長期均衡關係。

最後可透過各分量下  $\alpha_1(\tau)$  的估計值算出不同分量的半衰期，來衡量外在衝擊的持續性。從表 4-5 得知，菲律賓、馬來西亞、泰國與丹麥在高分量 ( $\tau = 0.9$ ) 下，半衰期的範圍從菲律賓的 0.291 年至丹麥的 1.839 年，意味著當受到正面衝擊時，政府支出占實質 GDP 比會較花費較少的時間回復到長期均衡水準上，然而在低分量 ( $\tau = 0.1$ ) 下，負面衝擊會使政府支出占實質 GDP 比脫離長期均衡關係。反之，中國、美國與葡萄牙在低分量 ( $\tau = 0.1$ ) 下，半衰期的範圍從葡萄牙的 1.181 年至中國的 4.501 年，意味著當受到負面衝擊時，政府支出占實質 GDP 比會較快速地回復到長期均衡水準上。

據上述，以菲律賓為例，從  $\alpha_0(\tau)$  以及  $\alpha_1(\tau)$  在各分量下的結果顯示在高分量時，正面衝擊具有均數復歸的能力，表示政府支出占實質 GDP 比面臨正面衝擊時，政府支出的增加會進一步的促進經濟的成長，兩變數之間具有長期均衡關係。所以當菲律賓的經濟體系處於高政府支出所得比時，政府可實施寬鬆的財政政策來促進經濟成長。反之，以美國為例，在低分量時，負面衝擊具有均數復歸的效果，意謂當美國的經濟體系處於低政府支出占實質 GDP 時，均數復歸的能力較佳，即可利用政府支出擴大來帶動所得的成長，然而當遭遇正面衝擊時，卻因為缺乏均數復歸的能力，以致政府支出所得比可能因此脫離長期均衡的關係。

最後可從表 4-5 實證結果整理出，菲律賓、泰國與馬來西亞這三個開發中國家與丹麥北歐國家，皆在高政府支出占實質 GDP 比時，政府可實施擴張性的財政政策，利用政府支出的增加，來促進經濟成長的繁榮。反而是已開發的國家美國與葡萄牙和中國，在高政府支出占實質 GDP 比時，如果想運用政府支出的增加來帶動經濟成長的復甦是不恰當的。反而會讓政府支出與經濟成長脫離長期均衡關係。使國家的所得支撐不了過高的政府支出，而造成另一個危機。

表 4-5 各國政府支出所得比(Government/實質 GDP)的分量單根檢定表

國家	$\tau$	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
菲律賓	$\alpha_0(\tau)$	-0.155	-0.066	-0.044	-0.026	-0.002	0.024	0.040	0.081	0.129
	p-value	0.001*	0.025*	0.044*	0.124	0.470	0.143	0.069**	0.007*	0.001*
	$\alpha_1(\tau)$	1.155	1.096	1.090	1.006	0.879	0.750	0.701	0.487	0.092
	p-value	0.975	0.919	0.863	0.858	0.534	0.299	0.195	0.045*	0.021*
	Half-lives	∞	∞	∞	∞	5.374	2.409	1.951	0.963	0.291
	QKS/p-value	7.843	0.044*							
泰國	$\alpha_0(\tau)$	-0.089	-0.055	-0.038	-0.006	0.005	0.014	0.035	0.068	0.086
	p-value	0.015*	0.006*	0.013*	0.341	0.342	0.179	0.037*	0.000*	0.000*
	$\alpha_1(\tau)$	0.810	0.776	0.628	0.473	0.440	0.429	0.335	0.225	0.404
	p-value	0.615	0.523	0.072*	0.016*	0.008*	0.021*	0.001*	0.003*	0.045*
	Half-lives	3.289	2.733	1.490	0.926	0.844	0.819	0.634	0.465	0.765
	QKS/p-value	4.367	0.027*							
馬來西亞	$\alpha_0(\tau)$	-0.069	-0.042	-0.030	-0.022	-0.005	0.006	0.036	0.072	0.082
	p-value	0.000*	0.013*	0.048*	0.108	0.397	0.389	0.046*	0.000*	0.000*
	$\alpha_1(\tau)$	0.911	0.836	0.768	0.770	0.706	0.679	0.665	0.709	0.651
	p-value	0.567	0.258	0.082*	0.053*	0.081*	0.091*	0.055*	0.061*	0.025*
	Half-lives	7.436	3.870	2.626	2.652	1.991	1.790	1.700	2.016	1.615
	QKS/p-value	17.871	0.064*							
中國	$\alpha_0(\tau)$	-0.091	-0.049	-0.027	-0.016	-0.006	0.006	0.016	0.035	0.079
	p-value	0.001*	0.015*	0.080*	0.183	0.366	0.368	0.236	0.093*	0.025*
	$\alpha_1(\tau)$	0.859	0.947	0.905	0.930	0.933	0.921	0.927	0.928	1.012
	p-value	0.080*	0.434	0.192	0.131	0.238	0.065	0.300	0.310	0.877
	Half-lives	4.561	12.729	6.944	9.551	9.995	8.423	9.144	9.276	∞

	QKS/p-value	2.982	0.287							
美國	$\alpha_0(\tau)$	-0.016	-0.013	-0.010	-0.007	0.002	0.010	0.018	0.028	0.035
	p-value	0.000*	0.004*	0.055*	0.163	0.409	0.117	0.022*	0.002*	0.002*
	$\alpha_1(\tau)$	0.830	0.857	0.877	0.892	0.832	0.987	1.092	0.929	0.906
	p-value	0.093*	0.042*	0.276	0.490	0.469	0.853	0.949	0.755	0.469
	Half-lives	3.720	4.492	5.281	6.065	3.769	52.972	$\infty$	9.412	7.022
	QKS/p-value	8.022	0.199							
丹麥	$\alpha_0(\tau)$	-0.037	-0.021	-0.016	-0.012	-0.001	0.003	0.014	0.039	0.060
	p-value	0.000*	0.008*	0.038*	0.076*	0.455	0.347	0.100**	0.003*	0.000*
	$\alpha_1(\tau)$	0.990	0.967	0.945	0.943	0.884	0.874	0.826	0.658	0.686
	p-value	0.769	0.638	0.565	0.583	0.466	0.344	0.262	0.042*	0.033*
	Half-lives	68.968	20.656	12.253	11.811	5.622	5.147	3.626	1.656	1.839
	QKS/p-value	3.968	0.081*							
葡萄牙	$\alpha_0(\tau)$	-0.029	-0.023	-0.013	-0.009	-0.002	0.00	0.027	0.030	0.054
	p-value	0.000*	0.000*	0.011*	0.087	0.423	0.234	0.003*	0.003*	0.000*
	$\alpha_1(\tau)$	0.556	0.573	0.548	0.458	0.389	0.463	0.694	0.455	0.842
	p-value	0.031*	0.009*	0.047*	0.022*	0.050*	0.186	0.235	0.214	0.729
	Half-lives	1.181	1.245	1.152	0.888	0.734	0.900	1.898	0.880	4.031
	QKS/p-value	3.479	0.306							

(1) Maxlag：挑選準則皆以 AIC 為主。

(2) \*與\*\*分別表示在 5%或 10%顯著水準下，拒絕數列具有單根的虛無假設。

## 陸、結論

根據過往的經濟事件得知，以往的國家政府部門遇到了經濟蕭條時，大多都會採取積極擴張性的財政政策來挽救經濟。但也造就了各國的經濟成長負荷不了過多的政府支出，引發了 2009 年底歐洲主權債務危機。也因歐債事件的發生，讓全球政府將重新的審慎地思考，當經濟面臨衰退時，國家的經濟體質是否適用擴張性的財政政策來應對。

在本文中先從線性面的長期關係探討起，實證結果得知，除了泰國以外，其他國家皆存在共整合關係，故菲律賓、馬來西亞、中國、丹麥、美國、葡萄牙的政府支出與經濟成長兩者間具有長期均衡關係，而泰國都不存在長期均衡關係。在線性長期均衡關係下的因果關係為：菲律賓、泰國與中國支持華格納假說；馬來西亞、丹麥與美國支持凱因斯假說；而葡萄牙皆不符合。

接著，我們進一步的使用非線性面的分量單根檢定來探討政府支出占實質 GDP 比在不同的分量下的動態行為。分量單根檢定法與傳統的單根檢定法不同的是，分量單根檢定不需要假設數列為常態分配，且當數列為非常態厚尾，或具有不對稱的動態行為時，分量單根檢定可以提供較高的檢定力，面對不同程度的正負面衝擊時，其均數復歸的動態行為。

從分量單根檢定的實證結果得知，菲律賓、泰國與馬來西亞與丹麥，皆在高政府支出占實質 GDP 比時，正面衝擊具有均數復歸的能力，兩變數之間存在長期均衡關係，意味在面臨較大的正面衝擊時，政府支出占實質 GDP 比可以較快速地回復到其長期均衡水準；反而美國、葡萄牙與中國，在低政府支出占實質 GDP 比時，兩變數間才具有長期均衡關係。換句話說，當這三個國家的經濟體系處於高政府支出占實質 GDP 比時，正面衝擊會使政府支出與實質 GDP 可能會脫離其長期均衡水準。

從實證結果可看出，開發中的國家:菲律賓、馬來西亞、泰國與北歐國家:丹麥，當經濟體系處於高政府支出占實質 GDP 比時，可以使用擴張性的財政政策來刺激經濟成長的復甦，也不致於會讓國家的經濟能力負荷不了過多的政府支出。反而是已開發的國家:像美國、葡萄牙與開發中國家:中國，當國家經濟體系處於高政府支出占實質 GDP 比時，政府應實施緊縮性的財政政策，避免讓政府支出與實質 GDP 脫離長期均衡水準。

## 參考文獻

- [1] 孫克難(1997)，台灣地區政府支出成長之政經因素分析，財稅研究，29 卷，4 期，頁 1-20。
- [2] 陳韻婷(2009)，OECD 國家財政支出與經濟成長之間的因果關係，大葉大學國際企業管理學系碩士論文。
- [3] Ahsan, S. M., Kwan, C. C. and Sahni, B. S. (1996). Cointegration and Wagner's hypothesis: time series evidence for Canada, *Applied Economics*, 28, 1055 – 58.
- [4] Chang, T.(2002), An Econometric Test of Wagner's Law for Six Countries, based on Cointegration and Error-Correction Modeling Techniques, *Applied Economics*, 34, 1157-1169.
- [5] Dogan E and Tang T C (2006), Government Expenditure and National Income : Causality Tests for Five South East Asian Countries, *International Business and Economics Research Journal*, 5, 49-58
- [6] Gupta, S.P. (1967), Public Expenditure and Economics Growth: A Time-Series Analysis, *Public Finance*, 22, 423-461.
- [7] Goffman, I.J. (1968), On the Empirical Testing of Wagner's Law: A Technical Note, *Public Finance*, 23, 359-364.
- [8] Islam, A.M. (2001), Wagner's Law Revisited: Cointegration and Exogeneity Tests for the USA, *Applied Economics Letters*, 8, 509-515.
- [9] Mann, A.J. (1980), Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, *National Tax Journal*, 33, 189-201.

- [10] Peacock, A. and Scott, A. (2000), The Curious Attraction of Wagner' s Law, *Public Choice*,102,1-17.
- [11] Singh, B. and Sahni, B.S. (1984), "ausality Between Public Expenditure and National Income, *The Review of Economics and Statistics*,66, 630-644.
- [12] Satish VERMA and Rahul ARORA (2010). Does the Indian Economy Support Wagner's Law? An Econometric Analysis. *Eurasian Journal of Business and Economics* , 3 (5), 77 – 91
- [13] Tang, C. F. (2008). Wagner' s law versus Keynesian hypothesis : new evidence from recursive regression-based causality approaches, *The Icfai University Journal of Public Finance*, 6(4), 29-38.
- [14] Wagner, A. (1883), Three Extracts on Public Finance, in R.A. Musgrave and A.T. Peacock (eds)(1958), *Classics in the Theory of Public Finance*, London: Macmillan.
- [15] Wahab, M. (2004). Economic growth and government expenditure: Evidence from a new test specification. *Applied Economics*, 36(19), 2125-213
- [16] Wagner, R.E. and Weber, W.E. (1977), Wagner' s Law, Fiscal Institutions and the Growth of Government *National Tax Journal*,30,59-68