

OECD 國家財政支出與經濟成長之間的因果關係 Wagner 法則的驗證

陳仕偉*、陳韻婷**

摘要

一、前言
二、文獻回顧
三、實證方法

四、實證結果
五、結論與建議

摘要

政府支出與經濟成長之間的互動關係，一直是政府相關部門與學者專家關心的議題。Wagner 法則認為經濟活動的熱絡會增加政府的稅收而促進政府成長，隱含經濟成長對於政府支出存在因果關係。本文探討政府支出與經濟成長之間的因果關係，我們以 OECD 七個國家為研究對象，分別為亞洲區域的菲律賓、新加坡與泰國，歐洲區域的丹麥、義大利與瑞士，大洋洲區域的紐西蘭。在研究方法上，首先應用單根定檢視資料的非定態性質，在共整合的檢定過程中，我們採用 Pesaran et al. (2001) 的邊界共整合檢定法進行實證研究，為了驗證邊界檢定結果的頑強性，最後以 Granger 因果檢定法檢定變數間的因果關係。線性因果關係檢定結果可得：泰國支持華格納法則；義大利與紐西蘭支持凱因斯假說；而丹麥、菲律賓、新加坡與瑞士均不支持華格納假說或凱因斯假說。

一、前言

近年來全球經濟環境變遷巨大，政府部門的成長與市場經濟之間的互動關係，特別是政府支出與經濟成長之間的相互影響關係，一直是政府相關部門與學者專家關心的議題。如 1930 年代全球經濟大恐慌，美國藉由拉升資本投資規模、帶動工業生產成長，進而促成經濟繁榮。而 1980 年代第一次與第二次石油危機，臺灣的因應之道為蔣經國先生所提出的十大公共建設方案，此方案增加政府支出，進而促使經濟成長。又 1997

* 中原大學國際貿易學系教授

** 大葉大學國際企業管理學系碩士

年亞洲金融危機，各國銀行因應方案為降息，或政府擴大就業方案。近年來，美國次級房貸風暴橫掃全球金融市場，不單是美國次級房貸市場的損失，後續更引爆信用緊縮危機以及全球金融市場的損失。此一風暴將造成公司債市場的信用緊縮問題，企業資本投資也將減少，對經濟進一步造成衝擊，各國反危機政策到位，主要央行聯手降息，採取擴張性財政政策。

經濟理論建議政府支出的決定因素需從長期成長來觀察之，Wagner (1890) 首先提出經濟活動的熱絡會增加政府的稅收而促進政府成長，亦即經濟成長率越高會帶動更高的政府支出，文獻上稱此為華格納法則 (Wagner's Law)。華格納認為產業工業化過程會以三種途徑導致政府成長：(1)經濟富裕增加政府稅收，連帶地促進政府增加支出。(2)國民人口增加、都市密集化、老人小孩依賴人口增加等發展，急速增強了社會互動的廣度與深度，私部門市場機能不再能有效解決公共問題，政府介入社會活動使成為必然後果，政府支出勢必大幅成長。(3)政府成長係為回應工商業界擴張投資的需求，國家必須提供產業必要資金以因應技術升級、經濟規模、對外競爭等超出私部門供應能力的大量資本需求。凱因斯學派的總體理論則得到政府支出的增加有助於經濟成長的乘數效果 (multiplier effect)，換言之，在實證上政府支出對於經濟成長具有因果關係。後續各方學者紛紛藉由時間序列和橫斷面的資料對政府支出與經濟成長的關係進行驗證，但是並沒有得到一致性的結論，當然這可能歸因於實證所採用的方法不同、研究對象 (國家) 的不同以及使用的樣本期間的差異，都有可能造成實證產生出截然不同的結果 (吳定，張潤書，陳德禹，賴維堯，2001)。

從過去實證文獻的研究中可以歸納早期研究政府支出與經濟成長率時，幾乎著重於線性面探討，並且獲得政府支出與經濟成長率存在線性因果關係的實證結果，例如 Ashan et al. (1996)、Ghali (1998)、Biswal et al. (1999)、Thornton (1999)、Kolluri et al. (2000) 與 Islam (2001) 均以 OECD 國家為研究對象，指出政府支出對經濟成長率存在線性因果關係，亦即表示政府支出足以影響經濟成長率。Ashan et al. (1996) 研究 1952 至 1988 年間加拿大結果顯示所得和政府支出呈正向關係。Ghali (1998) 運用 GDP 成長率、政府總支出、投資和進出口研究在政府規模和經濟成長之間是否存在相互作用的動態模型。在使用了十個 OECD 國家資料後，Ghali 分析出：(1)政府規模的貢獻在於解釋未來成長率的變動，亦即政府規模對 GDP 的成長有持續的影響，在某些國家影響程度甚至高達百分之六十。(2)在某些國家投資和國際貿易會影響政府規模，某些國家則沒有此影響。(3)幾乎每的國家的國際貿易和投資都對成長有持續的影響，作者特別發現到在交叉國家成長模型中進出口對成長沒有國際貿易和投資對成長般有相同的影響。

Biswal et al. (1999) 更進一步研究 1952 至 1988 年間加拿大得到所得與政府支出有雙向關係的結果。Thornton (1999) 研究丹麥、德國、義大利、挪威、瑞典和英國在十九世紀中期時，政府支出與經濟成長有雙向關係的結果。此外，亦有文獻得到政府支出與經濟成長率間僅存薄弱的線性因果關係或甚至不存在因果關係，例如 Chang (2002)、Burney (2002)、Halicioglu (2003)、Wahab (2004)、Iyare and Lorde (2004)、Change and Caudill (2004)、Narayan (2004a)、Loizides and Vamvoukas

(2005)、Huang (2006) 與 Narayan et al. (2008)。Halicioglu (2003) 研究出土耳其在 1960 到 2000 年間所得與政府支出沒有正向關係。Wahab (2004) 探討 25 個 OECD 國家的政府支出與實質經濟成長之間的因果關係，得到政府支出增量比例少於經濟成長增量比率與政府支出減量比例高於經濟成長衰退比例，並進一步提出國家財政支出與經濟成長之間的關係有兩種情況，第一種是經濟剛好位於或在成長趨勢之上，它假定任何一個國家的正常成長是經由本身歷史的時間序列平均數充分地定義；第二種是經濟成長在成長趨勢之下，正常成長最好由一合併的橫斷面資料或時間序列的平均成長率，不但隨著時間的推移計算了兩個橫斷面資料並且繼續地為供選擇的國家分組。在相同的情況下，政府支出和經濟成長皆經由許多國家資料檢測其因果關係的和隨著時間最大化樣本數量來增加測試強度。Chang et al. (2004) 提出南韓、臺灣、日本和美國在收入和政府支出間有正向因果關係，而澳大利亞、加拿大、紐西蘭、南非和泰國在收入和政府支出間沒有正向因果關係的實證結果之外，特別指出過去對政府支出和產出皆著重於長期研究，就像是華格納法則，然而都忽略了短期對兩者的影響。

此外，在時間序列模型的文獻中，傳統使用時間序列工具的文獻多假設資料產生過程都是定態的，但是若真正的資料產生過程呈現非定態時，使用最小平方法進行估計可能得到 Granger and Newbold (1974) 所提出的假性迴歸 (spurious regression) 問題，造成估計結果不具可信度 (Chang et al., 2004)。任何經濟理論或假說，都需要經藉由實際資料加以驗證與檢定，才能確認理論的真確性與適用性，故本文針對政府支出與實質 GDP 成長關係進行檢定，探討實質 GDP 成長率與政府支出間的相互連動關係。

本文以 OECD 國家為研究對象，探討政府支出是否與實質經濟成長存在因果關係。在研究方法上，與以往文獻類似，先對資料進行檢定，即藉由單根檢定確定是否為穩定的數列；在共整合檢定方法上，與過去文獻相對比，以往的文獻多採用 Engle and Granger (1987) 或 Johansen and Juselius (1990) 的共整合分析方法進行檢定，然而，Narayan et al. (2008) 的實證過程中發現 OECD 國家的實質 GDP 成長率及政府支出並非皆為 $I(1)$ 之非恆定數列，因此無法以 Engle and Granger (1987) 的兩階段共整合檢定法檢定是否存在長期關係，為解決上述問題，我們採用 Pesaran et al. (2001) 所提出的邊界檢定法進行共整合檢定，其優點在於不需考慮變數的共整合階次，亦即無論變數具有 $I(0)$ 或 $I(1)$ 的特性，均可進行檢定，同時也改善當資料為小樣本時檢定力低落的問題，而且可明確的區分兩變數何者為相依變數，何者為外生變數，此為本文在研究方法上的特色。其次，我們利用傳統的 Granger 因果關係檢定法，檢定政府支出與經濟成長的因果關係。

本文的內容安排如下：第一節為緒論，說明本文研究的動機與目的。第二節為文獻回顧，介紹政府支出與經濟成長之相關文獻。第三節為採用的實證方法。第四節為實證結果，對各個檢定結果加以分析檢定與比較。第五節則為結論與建議。

二、文獻回顧

國家角色從警察國家、行政國到福利國的轉變過程中，政府成長是一個多層次因且

相當複雜之巨象。政府支出從經濟層面來看：首先，古典經濟學者認為社會是由「一雙看不見的手」在運作。而直接確認一般政府服務流程的私人決策制定之成果，和更特別的長期經濟成長中政府支出的衝擊，有如凱因斯學派（Keynesianism）主張經濟蕭條萎縮時，政府應該運用各種總體經濟政策刺激整體需求，以達到減緩失業與恢復經濟繁榮的目的。因此，政府支出被視為改變總產量的外生力量。相關文獻中不論是使用標準迴歸模型（Landau, 1983），或是使用誤差修正模型（Ghali, 1998），皆得到不同的結果（Loizides and Vamvoukas, 2005）。

Wahab（2004）提出國家財政支出與經濟成長之間的關係有兩種情況，第一種是經濟剛好位於或在成長趨勢之上，它假定任何一個國家的正常成長是經由本身歷史的時間序列平均數充分地定義；第二種是經濟成長在成長趨勢之下，正常成長最好由一合併的橫斷面資料或時間序列的平均成長率，不但隨著時間的推移計算了兩個橫斷面資料並且繼續地為供選擇的國家分組。在相同的情況下，政府支出和經濟成長是經由許多國家資料檢測其因果關係的和隨著時間最大化樣本數量來增加測試強度。

Wagner（1890）提出經濟活動的熱絡會增加政府的稅收而促進政府成長，各方學者紛紛對此假說做驗證，並在各個國家中所做的實證都產生出截然不同的結果。許多實證結果皆顯示沒有證據或發現多重結果支持華格納法則。例如 Gupta（1967）、Peacock and Wiseman（1967）、Bird（1971）、Murthy（1981）、Lin（1995）、Ahsan et al.（1996）、Biswal et al.（1999）、Thornton（1999）、Kolluri et al.（2000）、Islam（2001）、Loizides and Vamvoukas（2005）、Akitoby et al.（2006）、Ghartey（2008）和 Mohammadi et al.（2008）都有得到支持華格納法則的實證結果。相反地 Goffman（1968）、Ram（1987）、Burney（2002）、Halicioglu（2003）、Wahab（2004）和 Huang（2006）得到不支持華格納法則的實證結果。而 Bird（1970）、Gandhi（1971）、Beak（1979）、Sahni and Singh（1984）、Ansai（1993）和 Oxley（1994）則是得到政府支出和經濟成長有雙向因果關係的實證結果（Biswal, 1999; Akitoby et al., 2006）。

其中有些實證結果很特殊，例如 Ahsan et al.（1996）提出學者們認為若以 Granger 因果檢定會因為資料的數量和品質、檢測程序、調查期間、資料在計算時包含資料的時間長短、計算基礎和結果之間的差異、實證方法的設定以及被省略變數的影響而使結果變得不確定的。Akitoby et al.（2006）基於 Lane（2003）的研究來探討財政和產出的連動性；相較於 Lane（2003），Akitoby 使用誤差修正模型（error-correction），因其可分辨政府支出在短期產出的成果以及任何政府支出和產出在長期的相互作用。得到的結論是：相較於先前研究在開發中國家對華格納法則所提出薄弱的支持，Akitoby 提出產出和政府支出在最少百分之七十的研究對象國家中是相關的，驗證了華格納法則在長期中政府支出和產出的關係。

另外，也有些實證的結果是多重的，有如 Ghali（1998）便運用 GDP 成長率、政府總支出、投資和進出口研究在政府規模和經濟成長之間是否存在相互作用的動態模型。在使用了十個 OECD 國家資料後，Ghali 分析出：(1)政府規模的貢獻在於解釋未來成長率的變動，亦即政府規模對 GDP 的成長有持續的影響，在某些國家影響程度甚至高達百分之六十。(2)在某些國家投資和國際貿易會影響政府規模，某些國家則沒有此影

響。(3)幾乎每的國家的國際貿易和投資都對成長有持續的影響，作者特別發現到在交叉國家成長模型中進出口對成長沒有國際貿易和投資對成長般有相同的影響。Chang (2002) 指出除了泰國之外的南韓、臺灣、日本、美國和英國在收入和政府支出皆有正向因果關係，這和先前 Ram (1986) 對泰國的研究結果不同。

Chang 相信基於使用大樣本、最新統計方法去挑選遞延結構、選擇研究方法以及使用更廣泛的向量誤差修正模型 (vector error-correction models) 檢定，泰國在收入和政府支出是沒有因果關係的。Iyare and Lorde (2004) 針對安地卡 (Antigua)、巴貝多 (Barbados)、貝里斯 (Belize)、格瑞納達 (Grenada)、蓋亞那 (Guyana)、牙買加 (Jamaica)、吉茲共和國 (St. Kitts and Nevis)、聖露西亞 (St. Loucia) 和千里達托貝哥 (Trinidad and Tobago) 研究出在長期均衡時，收入和政府支出有單向關係的除了格瑞納達、蓋亞那和牙買加之外，都不支持華格納法則。然而，只有蓋亞那的收入和政府支出有因果關係，另外兩個國家是反向關係。在短期因果關係中其主要因果關係為收入和政府支出有單向關係。Iyare and Lorde 實證結果暫時地獲得收入和政府支出有因果關係的結論。這個結果和先前研究是相反的。Change and Caudill (2004) 提出南韓、臺灣、日本和美國在收入和政府支出間有正向因果關係，而澳大利亞、加拿大、紐西蘭、南非和泰國在收入和政府支出間沒有正向因果關係的實證結果之外，特別指出過去對政府支出和產出皆著重於長期研究，就像是華格納法則，然而都忽略了短期對兩者的影響。在相關文獻上，許多研究都使用追蹤資料模型 (panel data)，可是此模型卻無法合適地探索短期和長期相抗衡的關係。

Narayan (2004a) 指出斐濟 (Fiji) 在 1950 至 1975 年間公部門和私人投資間有共整合關係，但在 1976 至 2001 年間卻沒有共整合者合關係。這是因為在 1950 至 1975 年間，由於政治狀態平穩，公、私投資之間是互補的；在 1976 至 2001 年間，由於政治動盪不安，政府將大多數投資轉向無生產性或消費投資而非資本投資。Narayan et al. (2007) 運用 Johansen (1988) 共整合檢定針對斐濟 (Fiji) 在 1950 至 2002 年得到產出與政府支出有共整合關係，在短期得到支持華格納法則，而在長期得到不支持華格納法則的結果；Narayan 指出其研究結果雖看似有益斐濟，然而淺觀斐濟總體經濟情況和目前的政府支出分配所顯現的是負面的訊息。Narayan et al. (2008) 針對中國的東、中、西部來檢測華格納法則，得到的結論是：在中國發展初期，中國的東、中、西部皆支持華格納法則的基礎假設；但是到了發展中期，實證結果得到中國的東部對於支持華格納法則顯得薄弱。

Samudram and Nair (2008) 指出馬來西亞在 1970 至 2004 年間支持華格納法則與凱因斯假說，此外亦由行政、社會醫療與實質 GNP 的政府支出探討出亞洲金融危機有造成結構性改變。

當實證結果以多重的結果來記述時，大多是使用時間序列和跨區域資料，而為了避免使用錯誤的資料和不合適的研究方法，Islam (2001) 使用單根檢定、共整合檢定和因果關係外生性檢定。上述檢定方法能夠檢測華格納法則的長期均衡假說，也能檢測短期動態中的速度和長期架構下的修正方向。在檢測華格納法則時，學者在公共部門的規模和成長上大多將衡量經濟程序使用為外生變數。然而，這兩者間的因果關係除了檢測

華格納法則外，還需要經過實證結果的檢驗其相關性。

三、實證方法

由上節文獻回顧可知，相關實證文獻均多數採用時間序列資料，本文亦是如此。若使用的時間序列資料屬於非定態，實證結果將有機會出現假性迴歸，即迴歸分析結果出現偏誤。因此資料在進行共整合檢定前，必須藉由單根檢定以驗證時間序列的定態與否。本文採用時間序列的分析方法，探討政府支出與經濟成長率的關係，實證方法包含單根檢定法，Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定方法 (bounds testing) 和 Granger (1969) 的線性因果關係，在本節將依序說明。

(一) 單根檢定法

本文擬採用五種單根檢定法進行實證研究，包括 Augmented Dickey-Fuller (ADF)、Schmidt and Phillips (SP)、Kwiatkowski et al. (KPSS)、Elliot Rothenberg and Stock (ERS)、Zivot and Andrews (ZA)，由於 ADF、ERS 與 KPSS 已為文獻所熟知，以下僅簡略的介紹 Schmidt and Phillips 單根檢定法與 Zivot and Andrews 單根檢定法。

Schmidt and Phillips (1992) 提出一套與前述方法邏輯不同的單根檢定，此方法前提假設為存在趨勢項，在虛無假設成立下應用 LM 檢定法原理，將原序列作技巧性調整並進行單根檢定。其優點在於無論單根存在與否，皆與趨勢項為獨立關係，並使得統計量的分配特性較為精簡。更明確的說，若在資料處理過程中假設固定趨勢項 $\mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$ ，參數 μ_1 是藉由最小平方估計 $\Delta y_t = \mu_1 + \Delta x_t$ 而得，則 $\tilde{\mu}_1 = T^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta y_t$ ， $\tilde{\mu}_0 = y_1 - \tilde{\mu}_1$ 為 μ_0 之估計式，得到調整後的序列為 $\tilde{x}_t = y_t - \tilde{\mu}_0 - \tilde{\mu}_1 t$ ，以上已處理趨勢項存在的問題，接著沿用 ADF 檢定法進行無趨勢項的單根檢定。Schmidt and Phillips (1992) 將資料處理過程放寬至 $AR(\infty)$ ，使檢定迴歸式為 $\Delta \tilde{x}_t = \phi \tilde{x}_t + e_t$ ，但這檢定無法以最小平方估計式直接估出 $\tilde{\phi}$ 或 t 統計量 ($t_{\tilde{\phi}}$)，因為在虛無假設為有單根下的漸進分配需視誤差項 e_t 的動態結構而定，因此在設定檢定統計量時需引入調整因子，分別為：

$$Z(\tilde{\phi}) = T\tilde{\phi}\tilde{\sigma}_\infty^2 / \tilde{\sigma}_e^2$$

$$Z(t_{\tilde{\phi}}) = (\tilde{\sigma}_\infty / \tilde{\sigma}_e)t\tilde{\alpha}$$

其中， $\tilde{\sigma}_e^2$ 為模型 $y_t = \nu_0 + \nu_1 t + \rho y_{t-1} + e_t$ 最小平方法的變異數估計式，而 $\tilde{\sigma}_\infty^2$ 是長期變異數的無母數估計式 (nonparametric estimator)，上述檢定統計量的漸近分配有別於 ADF 的檢定統計量，然而其虛無假設仍為存在單根，若檢定結果為無法拒絕虛無假設，即為非定態之序列。

Perron (1989) 首先指出，若時間序列變數存在結構性改變其檢定會發生虛假單根 (spurious unit root)。因為上述單根檢定法在檢定的過程中並無考慮變數是否存在結構性改變的性質，因此會傾向接受單根存在的錯誤結論。Zivot and Andrews (1992) 提出 ZA 單根檢定法，針對變數是否發生結構性改變進行檢定，修正了 Perron (1989) 將結

構性改變視為外生的假設。為了檢定變數是否存在結構性改變的現象，Zivot and Andrews (1992) 利用 ADF 模型發展出具內生化結構性改變的單根檢定。其方程式如下：

$$\text{模型 A: } y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$\text{模型 B: } y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$\text{模型 C: } y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

模型 A 考慮截距項的變動，模型 B 則考慮了斜率的變動，模型 C 則同時考慮截距項與斜率的變動。

$$DU_t = \begin{cases} 1, & \text{若 } t > TB \\ 0, & \text{其他情況} \end{cases}$$

$$DT_t = \begin{cases} t - TB, & \text{若 } t > TB \\ 0, & \text{其他情況} \end{cases}$$

$\lambda = T_B / T$ 為斷裂分數，其範圍設定在 $j = 2/T$ 至 $j = (T-1)/T$ 之間。其中， T_B 代表該時點上發生結構性改變， DU_t 為一虛擬變數，用來表示在 T_B 時間點上存在平均值的變動，在此令 $t_{\hat{\alpha}_i}(\hat{\lambda})$ 為檢定 $\alpha_i = 1$ 的 t 統計量，其中 $i = A, B, C$ 根據 $\inf t_{\hat{\alpha}_i}(\hat{\lambda})$ 的定義，若 $\inf t_{\hat{\alpha}_i}(\hat{\lambda}) > k_{\alpha}(\lambda)$ ，則拒絕虛無假設，反之，接受虛無假設。上述三個模型中，在落後期數 k 的選擇上，根據 Hall (1994) 所述，可採用 t -sig 的檢定方法。其方法為先選定一個落後期數 k 的上界，在此先稱之為 k^{\max} ，若檢定出 k^{\max} 為顯著，則選定 k^{\max} 為其落後期數，假使檢定的結果 k^{\max} 並不顯著，則將落後期數往前推一期，直到其檢定值顯著為止。理所當然的，若所有的落後期數 k 皆不顯著，則其值為零。

(二) 自我迴歸遞延分配邊界檢定

時間序列均受固定趨勢 (deterministic trend) 與隨機趨勢 (stochastic trend) 之影響而由定態轉變為非定態，無論是隨時間成長的固定趨勢亦或是隨機落點的隨機趨勢，在去除趨勢之後是謂共整合。自從共整合的觀念被提出之後，有越來越多的方法使用於處理共整合檢定相關的問題，包括 Engle and Granger (1987) 的殘差基礎檢定法 (residual-based test) 及 Johansen (1988) 的多變量概似比檢定法等。而本文所採用的是 Pesaran et al. (2001) 共整合檢定法則是從自我迴歸遞延分配模型 (autoregressive distributed lag model, 簡寫為 ARDL) 出發，其優點如下：(1) 在於檢定過程中，並不需要考慮變數的階次。亦即無論變數純粹為恆定之 $I(0)$ 或具單根之 $I(1)$ ，甚至同時為 $I(0)$ 或 $I(1)$ ，都不會影響檢定的結果。(2) 改善當資料為小樣本時，檢定力低弱的問題。(3) 可明確的區別兩變數間何者為內生變數何者為獨立變數。

若模型同時出現 I(0)與 I(1)變數時，Engle and Granger (1987) 與 Johansen and Juselius (1990) 的共整合檢定方法均無法檢定出是否存在長期均衡關係。而 Pesaran et al. (2001) 提出的邊界檢定法是不受變數階次的限制，只需經由臨界值即可明確地判斷是否存在長期均衡關係，並區別出何者為內生變數何者為獨立變數。其邊界檢定法之五種模型如下：

Case I (沒有截距項; 沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yxx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi' \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (1)$$

Case II (受限制的截距項; 沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \pi_{yy} (y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yxx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi' \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (2)$$

Case III (不受限的截距項; 沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yxx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi' \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (3)$$

Case IV (不受限的截距項; 受限制的趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi_{yy} (y_{t-1} - \gamma_y t) + \pi_{yxx} (x_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi' \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (4)$$

Case V (不受限的截距項; 不受限的趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yxx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi' \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (5)$$

以下對 Case III 稍做說明。Case III 其中 π_{yy} 與 π_{yx} 是長期參數。 β_0 是截距項， w_t 是一個虛擬的外生變數向量，而 Δy 的遞延值以及 Δx 的正常值與遞延值則作為短期動態的結構。

Pesaran et al. (2001) 提出以 Wald 統計值或 F 統計值的邊界檢定，其虛無假設為變數間不存在共整合關係。即：

$$H_0 : \theta_{1y} = 0, \theta_{2y} = 0$$

$$H_1 : \theta_{1y} \neq 0, \theta_{2y} \neq 0 \quad \text{or} \quad \theta_{1y} \neq 0, \theta_{2y} = 0 \quad \text{or} \quad \theta_{1y} = 0, \theta_{2y} \neq 0$$

基於前述，ARDL 模型大致上以下兩個步驟進行邊界檢定：步驟一，檢定變數間是否具有長期關係。假設在經濟體系中存在 x 與 y 兩個變數，且由之前資訊無法得知彼此之間

的因果關係，我們便可分別將 x 與 y 兩個變數作為被解釋變數列出下列兩條方程式，分別為：

$$\Delta y_t = \alpha_y + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^n \gamma_{1j} \Delta x_{t-j} + \theta_{1y} y_{t-1} + \theta_{2y} x_{t-1} + \mu_{yt} \quad (6)$$

$$\Delta x_t = \alpha_x + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{j=0}^n \gamma_{2j} \Delta y_{t-j} + \theta_{1x} x_{t-1} + \theta_{2x} y_{t-1} + \mu_{xt} \quad (7)$$

在此以 F 統計值作為判定的基礎。不過， F 統計值為非標準分配，其分配主要受以下因素影響：(1)在自我迴歸遞延分配模型下，變數為 $I(0)$ 或 $I(1)$ ；(2)解釋變數的數量；(3)ARDL 模型是否包含截距項或時間趨勢項；(4)樣本數的大小。

若虛無假設為不存在長期均衡關係，以式(6)為例，即是 $H_0: \theta_{1y} = 0, \theta_{2y} = 0$ ，其 F 檢定統計量以 $F_y(y|x)$ 表示之。同理，若以方程式(7)而言，則為 $H_0: \theta_{1x} = 0, \theta_{2x} = 0$ ，其 F 檢定統計量以 $F_x(x|y)$ 表示之。根據 Pesaran et al. (2001) 所述，使用 F 檢定作為判斷共整合的方法，會有兩組臨界值，其中一組，假設所有存在於 ARDL 模型中的變數為 $I(1)$ ，另一組則是假設所有存在於 ARDL 模型中的變數為 $I(0)$ 。若聯合檢定的 F 統計量高於上界臨界值 (upper critical bound)，表示顯著拒絕虛無假設，意指變數間存在長期均衡關係，反之，若 F 值低於下界臨界值 (lower critical bound)，則表示統計量不顯著，則無法拒絕共整合的虛無假設，但若 F 值恰巧落入兩界限之內，則無法做出判別。進一步而言，若 $F_y(y|x)$ 高於上界臨界值，但是 $F_x(x|y)$ 卻低於下界臨界值，表示只存在單向的長期穩定關係。在此關係中，變數 y 為被解釋變數，變數 x 則為解釋變數。因此，以此方法進行檢定時，除了可判斷變數間是否存在共整合關係外，也可判斷變數間的因果關係。

步驟二，在確定有長期關係下，估計長期關係的參數，以及短期關係下的動態誤差修正模型 (dynamic error correction model, ECM)。假設拒絕 H_0 長期參數不為零，即確定變數間具有長期關係，則進行步驟二。

(三) 因果關係檢定

在此進行因果關係檢定，以探討其結果是否與先前利用邊界檢定後出現的結果相符。Engle and Granger (1987) 則證明如果兩變數 x_t 與 y_t 具共整合關係時，可以用誤差修正模型來表示彼此間的關係。一般來說，在共整合檢定模型中，為了避免有不正確的結果，則必須在定態模型內，加入一個誤差修正項 (error correction term, ECT)，之後從長期均衡的路徑中，來取得短期序列中的誤差值。其模型如下：

$$\Delta y_t = \beta_{y0} + \sum_{i=1}^p \vartheta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_{1j} \Delta x_{t-j} + \theta_1 ECT_{t-1} + \mu_{yt} \quad (8)$$

$$\Delta x_t = \beta_{x0} + \sum_{i=1}^p \vartheta_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_{2j} \Delta y_{t-j} + \theta_2 ECT_{t-1} + \mu_{xt} \quad (9)$$

所有參數如 Case III 所示，而上式的落後誤差修正項 ECT_{t-1} 是由長期共整合關係推知的，若沒有存在共整合關係，則此項並不存在。 μ_{yt} 與 μ_{xt} 是一個連續的獨立隨機誤差項，期望值為零。其中，式(8)為以 y 變數當作被解釋變數的方程式；反之，式(9)以 x 變數當作被解釋變數。

接下來，變數之間是否存在因果關係可以分為長期與短期兩方面來進行討論，以式(8)為例，若欲檢定在短期中， x 對 y 是否存在因果關係，其假設如下：

$$H_0 : \phi_{1j} = 0, \quad j = 1, 2, \dots, q$$

$$H_1 : \phi_{1j} \neq 0$$

若檢定結果為接受虛無假設，則表示在短期下， x 對 y 不存在因果關係；反之，則表示 x 對 y 存在因果關係。

若欲檢定在長期下， x 對 y 是否存在因果關係，其假設如下：

$$H_0 : \theta_1 = 0,$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

若檢定結果為接受虛無假設，則表示在長期下， x 對 y 不存在因果關係；反之，則表示 x 對 y 存在因果關係。同理，以相同的方式，則可檢驗出在短期與長期下， y 對 x 是否存在因果關係。

四、實證結果

(一) 資料來源與基本統計特性

本研究的主要目的為探討 OECD 國家的政府支出與經濟成長（以實質 GDP 成長率表示）之間的因果關係。資料來源皆取自於 AREMOS 資料庫，從中選取 7 個國家作為研究對象，分別為亞洲區域的菲律賓、新加坡與泰國，歐洲區域的丹麥、義大利與瑞士，大洋洲區域的紐西蘭。檢測華格納法則需要長時期的時間序列資料，由於各國資料期間並不一致，導致樣本數不盡相同，因此選取資料期間 35 年以上的七個國家，起迄時間依序如下：丹麥，1966 年至 2000 年；義大利，1951 年至 1998 年；紐西蘭，1951 年至 2000 年；菲律賓，1958 年至 2005 年；新加坡，1963 年至 2006 年；瑞士，1950 年至 2006 年；泰國，1953 年至 2003 年。

表 1 各國變數成長率之基本統計量

國家	變數	統計量						
		Mean	S.D.	SK	EK	JB	LB(24)	ARCH(4)
丹麥	DY	-0.036	0.046	-0.930	0.560	5.348	280.032**	3.390
	DG	0.038	0.057	2.740	11.763	238.549**	58.522**	6.708
	D(G/Y)	0.074	0.080	1.174	1.948	13.190**	89.267**	6.759
	D(Y/P)	-0.039	0.045	-0.969	0.663	5.947	283.337**	3.339
	D(G/P)	0.035	0.056	2.767	12.063	249.521**	56.411**	5.093
義大利	DY	-0.020	0.070	-0.091	0.556	0.670	229.026**	1.810
	DG	0.057	0.077	0.855	2.119	14.521**	63.907**	1.870
	D(G/Y)	0.077	0.108	1.256	2.320	22.891**	187.326**	2.625
	D(Y/P)	-0.024	0.069	-0.117	0.634	0.895	226.229**	2.207
	D(G/P)	0.053	0.076	0.889	2.215	15.796**	61.756**	1.842
瑞士	DY	0.003	0.042	-0.833	1.708	13.287**	89.126**	3.511
	DG	0.029	0.079	0.302	1.744	7.951**	98.729**	7.735
	D(G/Y)	0.027	0.089	-0.406	1.091	4.320	58.767**	6.705
	D(Y/P)	-0.006	0.040	-0.908	1.716	14.570**	84.053**	4.508
	D(G/P)	0.021	0.078	0.183	1.845	8.255**	102.950**	7.287
紐西蘭	DY	-0.036	0.070	-0.796	-0.187	5.247	252.545**	5.221
	DG	0.025	0.046	0.008	-0.322	0.212	56.792**	1.774
	D(G/Y)	0.061	0.086	0.515	-0.284	2.332	252.720**	3.845
	D(Y/P)	-0.050	0.066	-0.768	-0.168	4.872	229.902**	5.260
	D(G/P)	0.011	0.046	0.043	-0.416	0.369	67.270**	0.826
菲律賓	DY	-0.051	0.095	-2.633	9.235	221.295**	63.175**	0.835
	DG	0.048	0.138	-0.050	2.368	11.005**	51.870**	0.666
	D(G/Y)	0.100	0.114	0.465	2.499	13.923**	47.077**	0.062
	D(Y/P)	-0.077	0.094	-2.654	9.277	223.730**	60.841**	0.962
	D(G/P)	0.023	0.138	-0.092	2.398	11.325**	52.039**	1.056
新加坡	DY	0.048	0.071	-1.344	2.870	27.697**	48.290**	2.309
	DG	0.074	0.120	-0.008	0.585	0.614	62.065**	0.330
	D(G/Y)	0.026	0.130	-0.309	0.926	2.219	45.928**	1.317
	D(Y/P)	0.027	0.071	-1.271	2.605	23.728**	51.943**	1.904
	D(G/P)	0.053	0.120	-0.022	0.536	0.518	61.399**	0.651
泰國	DY	0.014	0.078	-0.909	1.260	10.184**	114.737**	1.477
	DG	0.058	0.082	-0.702	1.078	6.529**	34.216	0.285
	D(G/Y)	0.044	0.086	-0.090	2.152	9.721**	47.921**	0.512
	D(Y/P)	-0.007	0.078	-0.985	1.124	10.719**	109.792**	0.840
	D(G/P)	0.037	0.083	-0.791	1.382	9.190**	33.391	0.583

(1) 變數開頭為 D 表示對變數取差分。

(2) Mean 和 S.D. 表示每個變數成長率之平均數與標準差。

(3) SK 是衡量序列其平均數分配的偏態，當其值為 0 時為常態分配；其值為正表示此分配有一個長的右尾。

(4) EK 是衡量這個序列其平均數分配的超態峰態。

(5) JB 為 Jarque-Bera 統計量，目的在於檢定這個序列是否為常態分配。

(6) LB(24) 為 Ljung-Box Q 統計量，遞延期數為 24。

(7) ARCH(4) 為 ARCH 統計量，遞延期數為 4，目的在於檢測這個序列是否具有 ARCH 效果。

(8) **表示在 5% 的水準下顯著。

首先對於各個國家所有變數取對數後再做差分，對此處理是為了將資料轉成成長率的概念，並將所有處理後資料的統計特性列在表 1，以下做一簡略的說明：表 1 分別列出各國實質 GDP 成長率（以 DY 表示）、政府支出（以 DG 表示）、政府支出佔實質 GDP 成長率比率（以 $D(G/Y)$ 表示）、實質 GDP 成長率佔人口比率（以 $D(Y/P)$ 表示）與政府支出佔人口比率（以 $D(G/P)$ 表示）的基本統計量，比較各國實質 GDP 成長率的平均值，最低值與最高值分別為菲律賓的 -5.1% 與新加坡的 4.8%，此外，比較各國實質 GDP 成長率的標準差，最低值與最高值分別為瑞士的 0.042 與菲律賓的 0.095。政府支出的平均值，最低值與最高值分別為紐西蘭的 2.5% 與新加坡的 7.4%，此外，比較政府支出的標準差，最低值與最高值分別為紐西蘭的 0.046 與菲律賓的 0.138。政府支出佔實質 GDP 成長率比率的平均值，最低值與最高值分別為新加坡的 2.6% 與菲律賓的 10%，此外，比較政府支出佔實質 GDP 成長率比率的標準差，最低值與最高值分別為加拿大的 0.076 與新加坡的 0.130。實質 GDP 成長率佔人口比率的平均值，最低值與最高值分別為新加坡的 2.7% 與菲律賓的 -7.7%，此外，比較實質 GDP 成長率佔人口比率的標準差，最低值與最高值分別為瑞士的 0.040 與菲律賓的 0.094。政府支出佔人口比率的平均值，最低值與最高值分別為紐西蘭的 1.1% 與義大利的 5.3%，此外，比較政府支出佔人口比率的標準差，最低值與最高值分別為紐西蘭的 0.046 與菲律賓的 0.138。

另外，根據 Jarque-Bera 檢定結果，若所有國家在 5% 的顯著水準下皆不拒絕常態分配的虛無假設，表示所有國家數值皆呈常態分配；由表 2，拒絕實質 GDP 成長率為常態分配假設的國家有丹麥與紐西蘭；拒絕政府支出為常態分配的國家有紐西蘭與新加坡；拒絕政府支出佔實質 GDP 成長率比率為常態分配的國家有紐西蘭與新加坡；拒絕實質 GDP 成長率佔人口比率為常態分配的國家有丹麥、義大利與紐西蘭；拒絕政府支出佔人口比率為常態分配的國家有紐西蘭與新加坡。

檢定實質 GDP 成長率、政府支出佔實質 GDP 成長率比率、實質 GDP 成長率佔人口比率與政府支出佔人口比率是否存在自我相關（autocorrelations）性質時，虛無假設為無自我相關的情況下，根據 Ljung-Box $Q(24)$ 統計值，除泰國的政府支出與政府支出佔人口比率無法拒絕虛無假設外，其餘各國的實質 GDP 成長率、政府支出佔實質 GDP 成長率比率、實質 GDP 成長率佔人口比率與政府支出佔人口比率皆在 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設，即大多數國家皆存在有自我相關的現象。最後，再檢定實質 GDP 成長率、政府支出佔實質 GDP 成長率比率、實質 GDP 成長率佔人口比率與政府支出佔人口比率是否具有 ARCH 效果，由表 1 結果顯示，在 5% 的顯著水準下，所有國家在各變數中皆不存在 ARCH 效果。

表 2 取對數原始資料的單根檢定表

取對數資料		ADF		SP	KPSS		ERS	ZA	
國家	變數	τ_{μ}	τ_{τ}	τ	η_{μ}	η_{τ}	Z(t)=1	Z(t)=(1, t)	
丹麥	LY	-3.919**	-1.405	-0.690	0.726**	0.190**	-0.021	0.122	-2.688
	LG	-3.436**	-2.232	-1.190	0.753**	0.193**	-0.386	-1.328	-2.807
	L(G/Y)	-4.462**	0.019	-0.860	0.751**	0.213**	-0.124	-0.193	-1.633
	L(Y/P)	-3.886**	-1.472	-0.700	0.733**	0.193**	0.055	0.101	-2.863
	L(G/P)	-3.508**	-1.777	-1.250	0.750**	0.195**	-0.468	-1.275	-3.288
義大利	LY	-0.586	-2.215	-0.620	0.771**	0.226**	0.810	-0.957	-4.138
	LG	-1.692	0.930	-0.950	1.033**	0.183**	0.876	-0.063	-1.676
	L(G/Y)	-1.706	-2.553	-0.680	1.008**	0.160**	1.526	-0.944	-3.733
	L(Y/P)	-0.480	-2.226	-0.630	0.830**	0.221**	1.084	-0.989	-4.160
	L(G/P)	-1.619	0.728	-0.970	1.032**	0.172**	0.821	-0.199	-1.643
瑞士	LY	-1.710	-4.228	-0.790	0.405**	0.210**	-0.827	-1.104	-5.197
	LG	-2.801	-1.533	-2.060	1.181**	0.262**	0.505	-1.815	-2.263
	L(G/Y)	-0.699	-3.435	-1.520	1.188**	0.118	0.479	-1.925	-3.782
	L(Y/P)	-0.812	-3.881	-0.880	0.957**	0.198**	-0.050	-1.220	-4.571
	L(G/P)	-2.628	-1.215	-2.330	1.172**	0.247**	0.100	-2.275	-2.124
紐西蘭	LY	-0.783	-2.204	-0.650	0.979**	0.190**	1.210	-0.885	-3.484
	LG	-1.692	-1.285	-0.940	1.034**	0.189**	0.658	-0.526	-2.999
	L(G/Y)	-1.385	-3.883	-0.640	1.037**	0.149**	1.423	-0.651	-4.395
	L(Y/P)	-0.628	-2.428	-0.670	1.037**	0.182**	1.789	-0.838	-3.456
	L(G/P)	-1.352	-3.284	-0.900	0.918**	0.159**	-0.183	-0.730	-3.386
菲律賓	LY	-2.139	-1.696	-0.900	1.020**	0.139	1.199	-1.327	-4.883
	LG	-0.332	-4.032**	-3.920**	1.045**	0.065	0.444	-3.935**	-4.828
	L(G/Y)	-2.255	-1.005	-1.220	1.052**	0.133	1.944	-1.620	-4.067
	L(Y/P)	-2.162	-1.636	-0.910	1.041**	0.135	1.822	-1.258	-4.436
	L(G/P)	-0.365	-3.939**	-3.870**	0.970**	0.080	-0.725	-3.949**	-4.686
新加坡	LY	1.083	-3.425	-2.030	0.971**	0.075	1.494	-2.081	-4.421
	LG	-2.063	-0.163	-1.950	0.959**	0.223**	0.777	-1.707	-4.151
	L(G/Y)	-2.166	-1.410	-1.690	0.786**	0.196**	-0.649	-1.525	-4.151
	L(Y/P)	0.442	-3.906**	-2.150	0.938**	0.059	0.497	-2.230	-4.392
	L(G/P)	-1.637	-1.509	-1.800	0.929**	0.232**	0.235	-1.563	-4.139
泰國	LY	-3.125**	-3.570**	-1.520	0.662**	0.105	-0.529	-1.512	-4.779
	LG	-0.113	-2.756	-1.280	1.096**	0.101	1.770	-1.828	-4.236
	L(G/Y)	0.147	-2.756	-1.210	1.090**	0.105	1.375	-1.744	-3.642
	L(Y/P)	-2.408	-3.152	-1.620	0.460	0.082	-1.135	-1.632	-5.609**
	L(G/P)	0.263	-3.899**	-1.330	1.083**	0.058	1.239	-2.054	-4.536

(1) 變數開頭為 L 表示對變數取對數。

(2) ADF 單根檢定之 τ_{μ} 與 τ_{τ} 檢定統計量，其 5% 顯著水準臨界值分別為 -2.93 與 -3.5，其中 $H_0: I(1)$ 。

(3) 在 SP 單根檢定下，討論 τ 檢定統計量，其 5% 顯著水準臨界值為 -3.11。

(4) 在 KPSS 單根檢定下，討論 η_{μ} 和 η_{τ} 檢定統計量，其 5% 顯著水準臨界值分別為 0.463 與 0.146。

(5) 在 ZA 單根檢定下，模型 C 之檢定統計量，其 5% 顯著水準臨界值為 -5.08。

(6) 在 ERS 單根檢定下，討論 Z(t)=(1) 與 Z(t)=(1, t) 檢定統計量，其 5% 顯著水準臨界值分別為 -1.95 與 -2.89。

(7) **表示在 5% 的水準下顯著。

(二) 單根檢定結果

以往許多文獻皆指出經濟變數經常存在非恆定的特性，若直接進行實證分析而不考慮變數特性時，可能會產生虛假迴歸的問題。因此，在進行因果關係檢定推論前，我們必須對各變數進行單根檢定。在此，我們分別採用 ADF、SP、KPSS、ERS 以及 ZA 單根檢定法進行檢定，其檢定結果如表 2 所述。首先，在 ADF 單根檢定部份，分別採用 τ_{μ} 和 τ_{τ} 兩種統計檢定量進行檢定。5% 的顯著水準下， τ_{μ} 部分，顯示丹麥的實質 GDP 成長率、政府支出、政府支出佔實質 GDP 成長率比率、實質 GDP 成長率佔人口比率與政府支出佔人口比率以及泰國的實質 GDP 成長率具有顯著性，即為不具有單根特性的非定態數列，其餘的變數皆為具有單根特性的非定態數列； τ_{τ} 部分，顯示紐西蘭的政府支出佔實質 GDP 成長率比率、菲律賓的政府支出與政府支出佔人口比率、新加坡的實質 GDP 成長率佔人口比率以及瑞士與泰國的實質 GDP 成長率、實質 GDP 成長率佔人口比率，即為不具有單根的定態數列，其餘的變數皆為不顯著的非定態數列。在 SP 單根檢定部份，在 5% 的顯著水準下，除菲律賓的政府支出與政府支出佔人口比率之外，各個國家的變數皆不具有顯著，表示各國的各變數皆為非定態數列。為補強在設定虛無與對立假設而造成的誤差問題，我們以 KPSS 方法進行檢測，在 KPSS 檢定部份，分別採用 η_{μ} 和 η_{τ} 兩種檢定量進行檢定，其虛無假設是「序列為定態」，與 ADF 單根檢定的虛無假設相反。在 η_{μ} 部分，5% 的顯著水準下，除瑞士的實質 GDP 成長率與泰國的實質 GDP 成長率佔人口比率顯示不顯著之外，各國的各變數都具有顯著性，亦即各變數皆為存在單根的非恆定數列。在 η_{τ} 部分，除菲律賓與泰國的實質 GDP 成長率、政府支出、政府支出佔實質 GDP 成長率比率、實質 GDP 成長率佔人口比率與政府支出佔人口比率；新加坡的實質 GDP 成長率、實質 GDP 成長率佔人口比率與瑞士的政府支出佔實質 GDP 成長率比率顯示不顯著之外，各變數於 5% 的顯著水準下具有顯著性，表示變數為具單根特性的非恆定數列。

ERS 單根檢定，分為不存在時間趨勢項與存在時間趨勢項兩部份進行檢定，檢定結果顯示，在存在時間趨勢項中除菲律賓的政府支出與政府支出佔人口比率之外，其餘所有變數均為非定態數列，表示序列皆具有單根的特性。最後，根據 ZA 檢定，考慮結構改變問題，以模型 B 進行檢定，在 5% 的顯著水準下，瑞士的實質 GDP 成長率與泰國的實質 GDP 成長率佔人口比率具有顯著性。由以上檢定方法可知，大部分的變數皆為具有單根非恆定數列的特性。

一階差分資料的單根檢定，其結果列於表 3。在 ADF 單根檢定下，義大利與紐西蘭的實質 GDP 成長率、政府支出、政府支出佔實質 GDP 成長率比率、實質 GDP 成長率佔人口比率與政府支出佔人口比率皆可拒絕單根的虛無假設，而丹麥的實質 GDP 成長率、政府支出佔實質 GDP 成長率比率與實質 GDP 成長率佔人口比率，新加坡的政府支出佔實質 GDP 成長率比率；另外，瑞士的實質 GDP 成長率、政府支出、實質 GDP 成長率佔人口比率與政府支出佔人口比率拒絕單根的虛無假設；在 SP 檢定下，丹麥的實質 GDP 成長率比率、義大利的實質 GDP 成長率與實質 GDP 成長率佔人口比率以及紐西蘭的政府支出佔實質 GDP 成長率比率無法拒絕單根的虛無假設，其餘國家變數皆拒絕單根的虛無假設。

表3 差分原始資料的單根檢定表

差分資料		ADF	SP	KPSS	ERS
國家	變數	τ_{μ}	τ	η_{μ}	Z(t)=1
丹麥	DY	-0.620	-3.060	0.388	-2.632**
	DG	-5.410**	-5.050**	0.520**	-3.679**
	D(G/Y)	-1.423	-5.450**	0.652**	-3.440**
	D(Y/P)	-0.587	-3.150**	0.410	-2.654**
	D(G/P)	-5.215**	-5.160**	0.522**	-3.797**
義大利	DY	-2.732	-2.860	0.407	-2.517**
	DG	-1.840	-7.140**	0.442	-6.320**
	D(G/Y)	-1.519	-4.190**	0.211	-4.359**
	D(Y/P)	-2.777	-2.880	0.381	-2.570**
	D(G/P)	-1.923	-7.120**	0.405	-6.449**
瑞士	DY	-2.145	-3.550**	0.321	-3.892**
	DG	-1.209	-12.240**	0.276	-11.852**
	D(G/Y)	-3.110**	-9.350**	0.120	-9.991**
	D(Y/P)	-2.358	-3.700**	0.251	-4.100**
	D(G/P)	-1.474	-12.480**	0.200	-12.287**
紐西蘭	DY	-2.168	-3.150**	0.218	-3.438**
	DG	-2.095	-5.310**	0.277	-5.086**
	D(G/Y)	-1.488	-3.070	0.201	-3.257**
	D(Y/P)	-2.256	-3.230**	0.197	-3.492**
	D(G/P)	-2.478	-5.130**	0.204	-5.156**
菲律賓	DY	-4.666**	-5.340**	0.204	-3.713**
	DG	-4.576**	-7.860**	0.062	-9.393**
	D(G/Y)	-8.374**	-8.560**	0.170	-6.788**
	D(Y/P)	-4.675**	-5.390**	0.194	-3.765**
	D(G/P)	-4.567**	-7.890**	0.049	-9.433**
新加坡	DY	-4.176**	-2.970**	0.054	-3.598**
	DG	-7.167**	-6.020**	0.293	-7.026**
	D(G/Y)	-2.472	-7.040**	0.213	-6.746**
	D(Y/P)	-4.540**	-2.770**	0.052	-3.545**
	D(G/P)	-7.204**	-5.850**	0.322	-7.015**
泰國	DY	-4.210**	-4.150**	0.082	-4.243**
	DG	-5.600**	-5.460**	0.108	-4.838**
	D(G/Y)	-5.346**	-5.350**	0.150	-4.521**
	D(Y/P)	-4.221**	-4.180**	0.065	-4.266**
	D(G/P)	-5.620**	-5.540**	0.145	-4.739**

(1) 變數開頭為D表示對變數取差分。

(2) ADF單根檢定之 τ_{μ} 檢定統計量，其5%顯著水準臨界值為-2.93，其中 $H_0: I(1)$ 。

(3) 在SP單根檢定下，討論 τ 檢定統計量，其5%顯著水準臨界值為-3.11。

(4) 在KPSS單根檢定下，討論 η_{μ} 檢定統計量，其5%顯著水準臨界值為0.463。

(5) 在ERS單根檢定下，討論Z(t)=1檢定統計量，其5%顯著水準臨界值為-1.95。

(6) **表示在5%的水準下顯著。

在 KPSS 檢定下， η_{μ} 部分，除丹麥的政府支出、政府支出佔實質 GDP 成長率比率與政府支出佔人口比率拒絕虛無假設之外，其他國家的變數皆無拒絕虛無假設，表示變數為不具單根的定態數列；最後在 ERS 檢定，不存在時間趨勢項部分，各國家之五變數皆可拒絕虛無假設，表示變數為不具單根的定態數列。由以上的單根檢定方法，大致而言，各變數經過差分動作後，皆可以使原本有單根的非定態數列，成為不具單根的定態數列。

(三) 共整合檢定結果

在共整合分析中，我們依循 Mohammadi et al. (2008) 使用 Peacock and Wiseman (1979)、Musgrave (1969) 與 Goffman (1968) 所提出的三模型，對各國實質 GDP 成長率、政府支出與人口做進一步探討。首先，Peacock-Wiseman 模型是依取對數後的實質產出以觀察取對數後的實質政府支出，且為達到華格納法則之要求，其政府支出的彈性代表產出，以參數 α_1 表示，並令 $\alpha_1 > 1$ 。即：

$$\log G_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log Y_t + e_t, \alpha_1 > 1$$

其次，Musgrave 模型是依實質政府支出對產出是每單位實質資本產出其中一項作用。華格納法則的效度要求為斜率參數項： γ_1 ，其政府支出的彈性代表每單位實質資本產出，令 $\gamma_1 > 0$ 。即：

$$\log(G/Y)_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log(Y/P)_t + e_t, \gamma_1 > 1$$

最後，Goffman 模型是依實質產出以觀察實質政府支出，且為達到華格納法則之要求，其政府支出的彈性代表每單位實質資本產出，令 $\lambda_1 > 1$ 。即：

$$\log G_t = \lambda_0 + \lambda_1 \log(Y/P)_t + e_t, \lambda_1 > 1$$

由於上述單根檢定結果顯示七個國家的實質 GDP 成長率、政府支出佔實質 GDP 成長率比率、實質 GDP 成長率佔人口比率與政府支出佔人口比率並非皆為 I(1) 之非恆定數列，因此無法以 Engle and Granger (1987) 的兩階段共整合檢定法檢定是否存在長期關係，為解決上述問題，我們採用 Pesaran et al. (2001) 所提出的邊界檢定法進行共整合檢定，其優點在於不需考慮變數的共整合階次，亦即無論變數具有 I(0) 或 I(1) 的特性，均可進行檢定，同時也改善當資料為小樣本時檢定力低落的問題，而且可明確的區分兩變數何者為相依變數何者為外生變數。我們將邊界共整合檢定結果整理於表 4。在進行共整合檢定法時，首先需對模型選取最適遞延期數，在此，以 Akaike information criterion (AIC) 作為選取遞延期數的依據，大多數國家之最適遞延期數為 4 期，確定遞延期數後，則可進行共整合檢定。

表 4 無時間趨勢項模型之邊界檢定表

國家	下界臨界值 I(0)=5.220	上界臨界值 I(1)=6.070
丹麥	F(G Y)=1.563	F(Y G)=4.013
	F(GY YP)=2.510	F(YP GY)=3.453
	F(G YP)=1.912	F(YP G)=4.316
義大利	F(G Y)=8.721**	F(Y G)=4.008
	F(GY YP)=7.608**	F(YP GY)=3.518
	F(G YP)=8.523**	F(YP G)=4.093
瑞士	F(G Y)=3.700	F(Y G)=5.946
	F(GY YP)=2.316	F(YP GY)=4.693
	F(G YP)=3.136	F(YP G)=6.142**
紐西蘭	F(G Y)=4.572	F(Y G)=11.201**
	F(GY YP)=1.055	F(YP GY)=8.897**
	F(G YP)=3.883	F(YP G)=15.098**
菲律賓	F(G Y)=2.527	F(Y G)=0.170
	F(GY YP)=5.139	F(YP GY)=1.538
	F(G YP)=2.377	F(YP G)=0.311
新加坡	F(G Y)=1.625	F(Y G)=1.187
	F(GY YP)=1.771	F(YP GY)=2.470
	F(G YP)=1.593	F(YP G)=3.553
泰國	F(G Y)=2.168	F(Y G)=5.398
	F(GY YP)=0.787	F(YP GY)=2.762
	F(G YP)=1.598	F(YP G)=4.708

(1) $F(y|x)$ 表以變數 y 作為被解釋變數，變數 x 為解釋變數下所得之檢定統計量。

(2) H_0 表無共整合關係。

(3) **表示在 5%的水準下顯著。

在 Pesaran et al. (2001) 所提出的共整合方法中，其臨界值的估計大多是以樣本數在 500 筆或是 1000 筆的情況下所模擬而得出的樣本結果，但本研究的樣本數大約為 50 筆左右，因此在臨界值的選取上，我們改採用 Narayan (2004b) 所提出在小樣本情況下所模擬出的臨界值為主，表 4 邊界檢定結果為無時間趨勢項模型，其下臨界值 $I(0)=5.220$ ，上臨界值 $I(1)=6.070$ 。 $F(\cdot|\cdot)$ 代表 F 檢定統計量，而 $F(G|Y)$ 表示將政府支出作為被解釋變數，針對實質 GDP 成長率變數以迴歸估計法估計條件誤差修正模型 (conditional error correction model)。以紐西蘭為例，實質 GDP 成長率為被解釋變數，

而政府支出為外生變數， $F(G|Y) = 4.572$ 低於上臨界值 5.220，而 $F(Y|G) = 11.201$ 大於下臨界值 6.070，表示紐西蘭政府支出及實質 GDP 成長率存在一個共整合的長期均衡關係，義大利的邊界檢定亦存在類似的推論。在瑞士的邊界檢定結果顯示，以實質 GDP 成長率佔人口比率為被解釋變數，而政府支出為外生變數，實質 GDP 成長率佔人口比率及政府支出存在一個共整合的長期均衡關係。

表 5 有時間趨勢項模型之邊界檢定表

國家	下界臨界值 I(0)=6.985	上界臨界值 I(1)=7.860
丹麥	$F(G Y)=4.095$	$F(Y G)=7.312$
	$F(GY YP)=4.170$	$F(YP GY)=3.056$
	$F(G YP)=4.267$	$F(YP G)=6.969$
義大利	$F(G Y)=8.376^{**}$	$F(Y G)=4.028$
	$F(GY YP)=7.442$	$F(YP GY)=0.444$
	$F(G YP)=8.160^{**}$	$F(YP G)=4.124$
瑞士	$F(G Y)=3.772$	$F(Y G)=6.152$
	$F(GY YP)=2.984$	$F(YP GY)=4.503$
	$F(G YP)=3.343$	$F(YP G)=5.764$
紐西蘭	$F(G Y)=4.488$	$F(Y G)=18.105^{**}$
	$F(GY YP)=5.034$	$F(YP GY)=8.749^{**}$
	$F(G YP)=4.602$	$F(YP G)=19.927^{**}$
菲律賓	$F(G Y)=4.770$	$F(Y G)=1.175$
	$F(GY YP)=6.304$	$F(YP GY)=1.745$
	$F(G YP)=4.634$	$F(YP G)=0.878$
新加坡	$F(G Y)=0.813$	$F(Y G)=7.654$
	$F(GY YP)=0.625$	$F(YP GY)=7.690$
	$F(G YP)=0.741$	$F(YP G)=7.727$
泰國	$F(G Y)=2.415$	$F(Y G)=5.385$
	$F(GY YP)=2.693$	$F(YP GY)=6.358$
	$F(G YP)=1.222$	$F(YP G)=4.433$

(1) $F(y|x)$ 表以變數 y 作為被解釋變數，變數 x 為解釋變數下所得之檢定統計量。

(2) H_0 表無共整合關係。

(3) **表示在 5% 的水準下顯著。

依據上述邊界檢定結果顯示，義大利與紐西蘭的政府支出與實質 GDP 成長率、政府支出佔實質 GDP 成長率比率與實質 GDP 成長率佔人口比率、政府支出與實質 GDP 成長率佔人口比率，瑞士的政府支出與實質 GDP 成長率佔人口比率都存在一個共整合的長期均衡關係；而丹麥、菲律賓、新加坡與泰國，共計四個國家長期下並無存在共整合關係。另外，表 5 為加入時間趨勢項模型，其下臨界值 $I(0)=6.985$ ，上臨界值 $I(1)=7.860$ 。檢定結果顯示，義大利的政府支出與實質 GDP 成長率、政府支出與實質 GDP 成長率佔人口比率，與紐西蘭的政府支出與實質 GDP 成長率、政府支出佔實質 GDP 成長率比率與實質 GDP 成長率佔人口比率、政府支出與實質 GDP 成長率佔人口比率，其餘國家皆不存在任何長期均衡關係。

(四) 線性因果關係檢定結果

依上述共整合檢定結果顯示，僅有義大利與紐西蘭的政府支出與實質 GDP 成長率、政府支出佔實質 GDP 成長率比率與實質 GDP 成長率佔人口比率、政府支出與實質 GDP 成長率佔人口比率，瑞士的政府支出與實質 GDP 成長率佔人口比率都存在一個共整合的長期均衡關係；另外四個國家則否。根據 Granger 代表性定理 (granger representation theorem) 可知，若存在共整合的長期均衡關係，則變數間一定存在因果關係，而且可以表示成誤差修正模型，亦即估計的模型必須考慮誤差修正項，否則會出現模型誤設的偏誤。故在進行因果關係檢定時，必須考慮短期 (動態遞延期數) 以及長期 (誤差修正項) 的因果關係。反之，若不存在共整合的長期均衡關係時，則需以差分的 VAR 模型進行因果關係檢定。我們以 F 統計量檢定實質 GDP 成長率、政府支出、政府支出佔實質 GDP 成長率比率與實質 GDP 成長率佔人口比率之間的長、短期 Granger 因果關係，檢定結果整理於表 6。

表 6 檢定結果顯示，依據邊界檢定，在 5% 的顯著水準下，長期因果關係的檢定結果顯示，紐西蘭的政府支出對實質 GDP 成長率存在長期的因果關係，義大利的政府支出佔實質 GDP 成長率比率對實質 GDP 成長率佔人口比率存在長期的因果關係，紐西蘭的政府支出與實質 GDP 成長率佔人口比率存在長期的因果關係。在 10% 的顯著水準下，泰國的實質 GDP 成長率對政府支出具備短期線性因果關係，義大利與瑞士的政府支出佔實質 GDP 成長率比率對實質 GDP 成長率佔人口比率呈現短期的因果關係，紐西蘭的實質 GDP 成長率佔人口比率對政府支出佔實質 GDP 成長率比率呈現短期的因果關係。此外，長期因果關係的檢定結果顯示，瑞士的政府支出對實質 GDP 成長率佔人口比率存在長期的因果關係。最後，丹麥、菲律賓與新加坡無論是在長期或短期皆無線性因果關係。

綜合上述，義大利的邊界檢定與線性 Granger 因果關係檢定結果互相呼應；意表在長期政府支出對實質 GDP 成長率具影響能力，由此可知，在長期政府支出為實質 GDP 成長率的決定因素，是故，義大利支持凱因斯假說。

表 6 線性因果關係檢定表

短期 國家	$Y \Rightarrow G$		$G \Rightarrow Y$		$YP \Rightarrow GY$		$GY \Rightarrow YP$		$YP \Rightarrow G$		$G \Rightarrow YP$	
	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值
丹麥	0.182	0.834	0.171	0.844	0.192	0.827	0.430	0.655	0.178	0.838	0.165	0.849
義大利	0.613	0.656	1.525	0.218	0.707	0.593	2.613	0.053*	0.601	0.664	1.522	0.219
瑞士	1.255	0.302	0.241	0.913	1.627	0.185	2.508	0.056*	1.275	0.295	0.060	0.993
紐西蘭	1.384	0.259	0.999	0.421	2.777	0.054*	0.826	0.488	1.651	0.184	0.935	0.455
菲律賓	0.885	0.484	1.407	0.253	0.878	0.487	4.355	0.006***	0.886	0.483	1.421	0.248
新加坡	1.598	0.201	0.311	0.868	1.471	0.236	0.956	0.446	1.477	0.234	0.328	0.857
泰國	2.284	0.079*	0.213	0.929	0.415	0.743	1.810	0.161	0.412	0.746	0.214	0.886
長期 國家	$Y \Rightarrow G$		$G \Rightarrow Y$		$YP \Rightarrow GY$		$GY \Rightarrow YP$		$YP \Rightarrow G$		$G \Rightarrow YP$	
	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值
義大利	0.481	0.493	11.317	0.002***	0.468	0.499	5.054	0.031**	0.401	0.531	11.261	0.002***
瑞士	--	--	--	--	--	--	--	--	0.316	0.577	3.381	0.073*
紐西蘭	0.013	0.910	6.935	0.013**	0.092	0.763	0.834	0.367	0.055	0.816	5.194	0.029**

(1) $x \Rightarrow y$ 表示變數 x 對變數 y 不存在 Granger 因果關係。

(2) *, **, *** 分別表示在 10%, 5%, 1% 的水準下顯著。

紐西蘭的長期線性 Granger 因果關係檢定顯示，以政府支出為被解釋變數，實質 GDP 成長率為外生變數時在 5% 的顯著水準下呈現顯著，意表在長期政府支出對實質 GDP 成長率具影響能力，由此可知，在長期政府支出為實質 GDP 成長率的決定因素，是故，紐西蘭支持凱因斯假說。泰國在線性 Granger 因果關係檢定中，以實質 GDP 成長率為被解釋變數，政府支出為外生變數時，在短期得到在 10% 的顯著水準下呈現顯著，意表在短期實質 GDP 成長率對政府支出具影響能力，由此可知，在短期實質 GDP 成長率為政府支出的決定因素，是故，泰國支持華格納法則。

線性因果關係檢定結果可得，泰國支持華格納法則；義大利與紐西蘭支持凱因斯假說；而丹麥、菲律賓、新加坡與瑞士均不支持華格納法則或凱因斯假說。

(五) 與過去文獻對比

過去關於政府支出與實質經濟成長的實證文獻，許多學者得到支持華格納法則：經

濟成長對於政府支出存在因果關係的結果，而本文在經濟成長對於政府支出存在因果關係檢定結果上得到支持華格納法則的結果。Ghali (1998) 以美國、日本、英國、澳洲、加拿大、法國、義大利、西班牙、瑞士和瑞典十個國家為研究對象，利用 Granger 因果關係檢定經濟成長和政府支出間的關係。實證結果顯示，經濟成長對於政府支出存在因果關係。其中除美國、日本、英國、澳洲、法國、加拿大、西班牙與瑞典於本文未討論外，義大利在該文獻所得到的結論與本研究雷同，然而，本文實證結果發現，瑞士的經濟成長與政府支出不存在因果關係。

Biswal et al. (1999) 以加拿大為研究對象，利用 Granger 因果關係檢定經濟成長和政府支出間的關係。實證結果顯示，經濟成長對於政府支出存在雙向因果關係。然而，本文實證結果發現，經濟成長對於政府支出存在單向因果關係。Thornton (1999) 以丹麥、德國、義大利、挪威、瑞典和英國為研究對象，使用誤差修正項之 Granger 因果關係檢定經濟成長和政府支出間的關係。其結果發現，經濟成長與政府支出存在雙向因果關係。其中除德國、挪威、瑞典和英國於本文未討論外，義大利在該文獻所得到的結論與本研究雷同，然而，本文實證結果發現，丹麥的經濟成長政府支出不存在因果關係。Kolluri et al. (2000) 以加拿大、法國、義大利、日本、英國、美國和德國為研究對象，利用 Engle and Granger 共整合檢定，探討經濟成長對於政府支出是否存在因果關係。其結果發現，在長期均衡關係下，經濟成長與政府支出之間皆有顯著相關。其中除加拿大、法國、德國、日本、英國與美國於本文未討論外，義大利在該文獻所得到的結論與本研究雷同。

Chang (2002) 以南韓、臺灣、泰國、日本、美國和英國為研究對象，使用 Johansen 共整合檢定經濟成長和政府支出間的關係。其結果發現，除泰國以外，其餘國家的經濟成長對於政府支出存在因果關係。然而，除南韓、臺灣、日本、美國與英國於本文未討論外，本文實證結果發現，泰國經濟成長對於政府支出存在因果關係。

在本文中所選取七個國家中，丹麥、義大利與瑞士屬於歐洲國家，紐西蘭屬於大洋洲國家，菲律賓、新加坡與泰國屬於亞洲國家。在因果關係檢定，我們所得到實證的結果，在歐洲方面，義大利支持凱因斯假說，表示政府支出為實質 GDP 成長率的決定因素，佔 3 個歐洲研究樣本國家裡的 1 個；在大洋洲方面，紐西蘭支持凱因斯假說，表示政府支出為實質 GDP 成長率的決定因素；在亞洲方面，泰國支持華格納法則，表示實質 GDP 成長率為政府支出的決定因素，佔 3 個亞洲研究樣本國家裡的 1 個；而丹麥、菲律賓、新加坡與瑞士均不支持華格納法則或凱因斯假說。

五、結論與建議

自 1890 年德國學者華格納提出經濟活動的熱絡會增加政府的稅收而促進政府成長，隱含經濟成長對於政府支出存在因果關係，使得後續許多研究皆以此理論進行分析，他們認為經濟成長對政府支出具影響力，然而，國際間及各國國內的經濟事件之中，往往經濟成長不一定能夠促使政府支出，若仍舊依華格納法則估計分析，顯然無法解釋整體經濟事件，因此有文獻證實經濟成長對政府支出並非為單向的線性因果關係，

亦存在雙向甚至沒有線性因果關係，意指實質經濟成長會隨著經濟事件不同而有不同的表現。

本文承襲過去文獻的概念，注入邊界檢定法，藉以探討在線性模型下，政府支出與實質經濟成長間之相關性。因此，本文自 OECD 國家中選取七個國家的政府支出與實質 GDP 之年資料，透過單根檢定、共整合檢定分析、Granger 線性因果關係檢定，藉此了解政府支出與實質經濟成長在各國間的相互影響關係。在共整合檢定過程中，採用以 Pesaran et al. (2001) 的邊界共整合，因為採用 Pesaran et al. (2001) 所提出的邊界檢定法進行共整合檢定，其優點在於不需考慮變數的共整合階次，亦即無論變數具有 I(0)或 I(1)的特性，均可進行檢定，同時也改善當資料為小樣本時檢定力低落的問題，而且可明確的區分兩變數何者為相依變數何者為外生變數。共整合檢定結果顯示，義大利與紐西蘭的政府支出與實質 GDP 成長率、政府支出佔實質 GDP 成長率比率與實質 GDP 成長率佔人口比率、政府支出與實質 GDP 成長率佔人口比率，瑞士的政府支出與實質 GDP 成長率佔人口比率都存在一個共整合的長期均衡關係；而丹麥、菲律賓、新加坡與泰國，共計四個國家長期下並無存在共整合關係。

表 7 各國因果關係結果整理

短期因果關係結果						
國家	$Y \Rightarrow G$	$G \Rightarrow Y$	$YP \Rightarrow GY$	$GY \Rightarrow YP$	$YP \Rightarrow G$	$G \Rightarrow YP$
丹麥	x	x	x	x	x	x
義大利	x	x	x	o	x	x
瑞士	x	x	o	o	x	x
紐西蘭	x	x	x	x	x	x
菲律賓	x	x	x	o	x	x
新加坡	x	x	x	x	x	x
泰國	o	x	x	x	x	x
長期因果關係結果						
國家	$Y \Rightarrow G$	$G \Rightarrow Y$	$YP \Rightarrow GY$	$GY \Rightarrow YP$	$YP \Rightarrow G$	$G \Rightarrow YP$
義大利	x	o	x	o	x	o
瑞士	--	--	--	--	x	o
紐西蘭	x	o	x	x	x	o

(1) $x \Rightarrow y$ 表示變數 x 對變數 y 不存在 Granger 因果關係。

(2) o 代表有存在因果關係；x 代表不存在因果關係。

而在因果關係檢定方法上，採用線性因果關係檢定，我們將線性因果關係的檢定結果彙整於表 7，藉由表 7 的結果發現，在線性 Granger 因果關係檢定中，義大利在 1% 的顯著水準下呈現顯著，在長期透過 ECM 模型得到政府支出對實質 GDP 成長率具備線性因果關係；紐西蘭在 5% 的顯著水準下呈現顯著，在長期透過 ECM 模型得到政府支出對實質 GDP 成長率具備線性因果關係；泰國在 10% 的顯著水準下呈現顯著，實質

GDP 成長率對政府支出具備短期線性因果關係。綜合線性因果關係檢定結果可得，泰國支持華格納假說；義大利與紐西蘭支持凱因斯假說；而丹麥、菲律賓、新加坡與瑞士均不支持華格納法則或凱因斯假說。

若將本文的線性因果關係之檢定結果與理論假說比較，基於華格納法則成立，實質 GDP 成長率確實可以影響政府支出的分配，本文得到丹麥、菲律賓、新加坡與瑞士均不支持華格納法則或凱因斯假說的結果，我們猜測可能如 Ahsan (1996) 所指出若以 Granger 因果檢定對資料進行檢定時會因為資料的數量和品質、檢測程序、調查期間、資料在計算時包含資料的時間長短、計算基礎和結果之間的差異、實證方法的設定以及被省略變數的影響而使結果變得不確定的。雖然本研究結果與先前研究有些許不同，但在短期與長期的研究結果可探討實質 GDP 成長率和政府支出，此為一個可以繼續擴充研究的議題。

參考文獻

1. 吳定，張潤書，陳德禹，賴維堯(2001)，行政學，台北：國立空中大學出版。
2. Ahsan, S. M., Kwan, C. C., & Sahni, B. S. (1996). Co-integration and Wagner's hypothesis: Time series evidence for Canada. *Applied Economics*, 28(8), 1055-1058.
3. Akitoby, B., Benedict, C., Gupta, S., & Inchauste, G. (2006). Public spending, voracity, and Wagner's law in developing countries. *European Journal of Political Economy*, 22(4), 908-924.
4. Ansari, M. I. (1993). Testing the relationship between government expenditure and national income in Canada, employing Granger causality and co-integration analysis. *Managerial Finance*, 19(7), 31-46.
5. Beak, M. (1979). Public sector growth: A real perspective. *Public Finance/Finances Publiques*, 34(3), 313-55.
6. Bird, R. M. (1970). *The growth of government spending in Canada*. Toronto, Canada: Canadian Tax Foundations.
7. Bird, R. M. (1971). Wagner's law of expanding state activity. *Public Finance/Finances Publiques*, 26(1), 1-26.
8. Biswal, B., Dhawan, U., & Lee, H. Y. (1999). Testing Wagner versus Keynes using disaggregated public expenditure data for Canada. *Applied Economics*, 31(10), 1283-1291.
9. Burney, N. A. (2002). Wagner's hypothesis: Evidence from Kuwait using co-integration tests. *Applied Economics*, 34(1), 49-57.
10. Chang, T. (2002). An econometric test of Wagner's law for six countries based on co-integration and error-correction modeling techniques. *Applied Economics*, 34(9), 1157-1169.
11. Chang, T., Liu, W., & Caudill, S. B. (2004). A re-examination of Wagner's law for ten countries based on co-integration and error-correction modeling techniques. *Applied Financial Economics*, 14(8), 577-589.
12. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
13. Ghali, K. H. (1998). Government size and economic growth: Evidence from a multivariate cointegration analysis. *Applied Economics*, 31(8), 975-987.
14. Gandhi, V. P. (1971). Wagner's law of public expenditure: Do recent cross-section studies confirm it? *Public Finance/Finances Publiques*, 26(1), 44-56.
15. Ghartey, E. E. (2008). The budgetary process and economic growth: Empirical evidence of the Jamaican

- economy. *Economic Modelling*, 25(1), 1128-1136.
16. Goffman, I. J. (1968). On the empirical testing of Wagner's law: A technical note. *Public Finance/Finances Publiques*, 23(3), 359-364.
 17. Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 150-161.
 18. Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Economics*, 2(2), 111-120.
 19. Gupta, S. P. (1967). Public expenditure and economic growth: A time series analysis. *Public Finance*, 22(4), 423-466.
 20. Hall, A. D. (1994). Testing for a unit root in time series with pretest data based model selection. *Journal of Business Economic Statistics*, 12(2), 461-470.
 21. Halicioglu, F. (2003). Testing Wagner's law for Turkey, 1960-2000. *Review of Middle East Economics and Finance*, 1(2), 129-140.
 22. Huang, C. J. (2006). Testing Wagner's law using bonds test and a new Granger non-causality test: Evidence for Taiwan. *The Journal of American Academy of Business*, 8, 86-90.
 23. Islam, A. M. (2001). Wagner's law revisited: Co-integration and exogeneity tests for the USA. *Applied Economics Letters*, 8(8), 509-515.
 - 24.
 25. Iyare, S. O., & Lorde, T. (2004). Co-integration, causality and Wagner's law: Tests for selected Caribbean countries. *Applied Economics Letters*, 11(13), 815-825.
 26. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of co-integration vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12(2), 231-254.
 27. Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on co-integration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics*, 52(2), 169-210.
 28. Kolluri, B. R., Panik, M. J., & Wahab, M. S. (2000). Government expenditure and economic growth: Evidence from G7 countries. *Applied Economics*, 32(8), 1059-1068.
 29. Landau, D. (1983). Government expenditure and economic growth: A cross-section study. *Southern Economic Journal*, 49(3), 783-792.
 30. Lane, P. R. (2003). The cyclical behavior of fiscal policy: Evidence from the OECD. *Journal of Public Economics*, 87(12), 2661-2675.
 31. Lin, C. (1995). More evidence on Wagner's law for Mexico. *Public Finance*, 50(2), 267-277.
 32. Loizides, J., & Vamvoukas, G. (2005). Government expenditure and economic growth: Evidence from trivariate causality testing. *Journal of Applied Economics*, 8(1), 125-152.
 33. Mohammadi, H., Cak, M., & Cak, D. (2008). Wagner's hypothesis: New evidence from Turkey using the bounds testing approach. *Journal of Economic Studies*, 35(1), 94-106.
 34. Musgrave, R. A. (1969). *Fiscal systems*. New Haven, Connecticut: Yale University Press.
 35. Murthy, N. R. V. (1981). Wagner's law of public expenditure: An empirical investigation of the Indian economy using the appropriate measure for a valid test. *Indian Economic Journal*, 28, 86-93.

36. Narayan, P. K., Nielsen, I., & Smyth, R. (2008). Panel data, co-integration, causality and Wagner's law: Empirical evidence from Chinese provinces. *China Economic Review*, 19(2), 297-307.
37. Narayan, P. K., Prasad, A., & Singh, B. (2007). A test of the Wagner's hypothesis for the Fiji islands. *Applied Economics*, 40(21), 2793-2801.
38. Narayan, P. K. (2004a). Do public investments crowd out private investments? Fresh evidence from Fiji. *Journal of Policy Modeling*, 26(6), 747-753.
39. Narayan, P. K. (2004b). *Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to co-integration: An application to the tourism demand model for Fiji*. Paper presented at the Monash University, Melbourne, Australia.
40. Oxley, L. (1994). Co-integration, causality and Wagner's law: A test for Britain 1870-1913. *Scottish Journal of Political Economy*, 41(3), 286-298.
41. Peacock, A. T., & Wiseman, J. (1967). *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*. London: George Allen & Unwin.
42. Peacock, A. T., & Wiseman, J. (1979). Approaches to the analysis of government expenditure growth. *Public Finance Quarterly*, 7(1), 3-23.
43. Perron, P. (1989). The great crash, the Oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
44. Pesaran, H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
45. Ram, R. (1986). Causality between income and government expenditure: A broad international perspective. *Public Finance*, 41(3), 393-413.
46. Ram, R. (1987). Wagner's hypothesis in time series and cross section perspectives: Evidence from real data for 115 countries. *Review of Economics and Statistics*, 69(2), 194-204.
47. Sahni, B. S., & Singh, B. (1984). On the causal directions between national income and government expenditure in Canada. *Public Finance/Finances Publiques*, 39(3), 359-93.
48. Samudram, M., & Nair, M. (2008). Keynes and Wagner on government expenditures and economic development: The case of a developing economy. *Empirical Economics*, 36(3), 697-712.
49. Thornton, J. (1999). Co-integration, causality and Wagner's Law in 19th century Europe. *Applied Economics Letters*, 6(7), 413-416.
50. Wagner, A. (1890). *Finanzwissenschaft*. Leipzig, Germany: Winter.
51. Wahab, M. (2004). Economic growth and government expenditure: Evidence from a new test specification. *Applied Economics*, 36(19), 2125-2135.
52. Zivot, E., & Andrews, W. K. D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economics Statistics*, 10(3), 251-270.