

# 政府支出與經濟成長長期關係之研究-非線性 ARDL 模型之應用

李政峯<sup>1</sup>

國立高雄科技大學 企業管理系 教授

jflee@nkust.edu.tw

連春紅<sup>2</sup>

崑山科技大學 國際貿易系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

謝雅祺<sup>3</sup>

國立高雄科技大學 企業管理系碩士班 研究生

4A170007@stust.edu.tw

## 摘要

政府支出與經濟成長之間的關係是專家學者所關心的議題。本文以 OECD 12 個國家為研究對象探討 1970 年至 2017 年間政府支出與經濟成長之間的長期關係，國家分別為：奧地利、加拿大、義大利、瑞典、瑞士、英國、日本、紐西蘭、澳大利亞、法國、德國、美國。在研究方法上，首先應用單根檢定檢視資料的單根性質，在共整合的檢定過程中，我們採用 Pesaran et al. (2001) 的邊界共整合檢定並運用誤差修正模型進行分析，最後以非線性 ARDL 檢定變數之間的長期關係並探討線性、非線性及線性和非線性之間的關聯。在線性檢定結果得知：GDP 增加政府支出也會增加，表示 GDP 和政府支出呈現正向關係。在非線性檢定結果得知：大多數的國家，在景氣活絡或低迷時，GDP 增加或減少 1% 的情況下，其政府支出增加的幅度大於減少的幅度，在財政政策上屬於穩健型的。而加拿大政府在在景氣活絡或低迷時，GDP 增加或減少 1% 的情況下，其政府支出增加的幅度小於減少的幅度，在財政政策上屬於保守型的；澳大利亞政府在景氣越是低迷，其公共支出越多，財政政策上屬於成長型的。在線性和非線性檢定結果得知：瑞典在景氣低迷時會減少更多的公共支出，但日本在景氣低迷時仍會持續支出公共支出，只是會縮編一些預算。而奧地利在景氣活絡或低迷時，公共支出不會支出太多，但義大利在景氣活絡或低迷時則是增加更多的公共支出。最後測試不對稱影響，奧地利、加拿大、義大利、日本、澳大利亞存在不對稱影響，表示景氣會影響政府支出。

**關鍵詞：**單根檢定、共整合檢定、經濟成長、非線性 ARDL

**Keywords:** Unit Root Test, Co-integration test, Economic growth, Nonlinear ARDL

## 1. 緒論

### 1.1 研究背景及動機

由於金融風暴的影響導致全球經濟動蕩不安，加上產業結構的改變及人口變遷導致景氣低迷，因此政府藉由擴大公共投資來刺激經濟成長。近年來在 2008 年的金融海嘯及 2009 年的歐洲主權債務危機，導致許多國家政府赤字和負債水平上升，再度引發嚴重的經濟衰退，導致全球經濟缺乏復甦動能。然而許多已開發及新興國家為了振興經濟多採取擴張性財政政策，以提高產業生產力，強化創新投資並增加有效需求，進而帶動經濟成長。所以當一個國家經濟成長衰退時，政府部門會實施擴張性財政政策使增加政府支出或減少賦稅，刺激經濟成長來穩定金融市場；而 GDP 上升快時，則採取緊縮性財政政策，使景氣降溫。

2017 年最新秋季財報指出，面對人口老齡化，政府財政將吃緊，大多數經濟學家預計經濟成長速度將放緩，政府收入成長會相應放緩。以 2014 年為例，65 歲及以上的加拿大老人，醫療開支比 15 歲至 64 歲的加拿大人高出近 4.5 倍。至 2045 年，加拿大醫療開支預計將增加 57%，部分原因是由於人口老齡化。其次，老年金 (Old Age Security) 等退休福利和醫療保健系統會明顯吃力。《麥克林》雜誌稱，面對這種人口構成巨變所帶來的更高開支、更低收入成長，加拿大政府任務艱鉅。可採取積極的措施改革政府的支出方案，促進更強勁的全國經濟成長，緩解人口老

齡化帶來的不利影響。

政府必須改革支出計劃，制定政策改善經濟成長，解決赤字理國和負債累累或提高稅率的問題。因此，政府支出與經濟成長之間的關係是現代社會中一個重要的問題，故本文欲探討政府支出與經濟成長之間長期之關係。在學術上，存在關於政府支出與經濟成長之間的兩個相互競爭的假設。首先，德國財政學家Adolph Wagner在1958年強調，對於任何國家，隨著經濟富裕增加政府稅收，政府支出也會跟著上升，文獻上稱此為「華格納法則」(Wagner's Law)。Ibok and Bassey (2014)指出支持華格納假說的三個理由。一、在工業化時代，國家的行政和監管職能替代私人活動 二、人民收入增加將轉移消費偏好，有利於政府提供的文化和社會福利支出 三、政府支出可以提供所需的必要資金，為滿足工業化技術需求定制的大型項目融資。

另一方面，凱因斯在1936年提出在經濟衰退時期要以擴大政府支出的財政政策來刺激經濟成長。在這個假設下，當政府支出增加時，生產也增加，最終導致總需求增加使經濟成長 (Odhiambo, 2015)。

Grossman (1988)、Granger and Terasvrita (1993)發現大多數的總體經濟變數大多呈現非線性的趨勢，為了得到更精確的實證結論，必須考慮非線性模型的應用，例如：Chen and Lee (2005)在聯合經濟委員會表明，政府支出與經濟成長之間存在非線性關係；Chiou-Wei, Zhu, and Kuo (2010)調查了經濟成長可以運用非線性模型更好地描述，該模型在政府支出變化後的時期內具有顯著不同的動態；Gurgul, Lach, and Mestel (2012)由於傳統的線性方法是基於測試統計學意義的僅適用於高階結構中的平均方程因果關係 (例如差異的因果關係等) 不能被探索Diks and DeGoede (2001)。鑑於上面文獻所表明政府支出與經濟成長之間有非線性的關係，因此本文將使用非線性的模型做實證分析。

在研究方法上，許多文獻上探討政府支出與經濟成長之間的關係，其實證工具多使用線性回歸分析，其方法只能了解政府支出與GDP是否在一段時期內成長或下降。本文以經濟發展暨發展組織 (Organization for Economic Cooperation and Development, 簡稱OECD) 國家為研究對象，探討政府支出與經濟成長之間的長期關係。將採用時間序列分析法，由於多數總體經濟變數屬非定態 (non-stationary) 時間序列，實證結果可能呈現政府支出增加，造成經濟成長上升或下降或同時存在，有別於線性迴歸單一方向呈現，故在建構向量誤差修正模型 (ECM) 之前，須先針對研究變數進行ADF單根檢定，確認這些時間序列是否為定態。但在Pesaran et al. (2001) 提出的共整合方法則是從自我回歸遞延分配模型 (Auto Regressive Distributed Lag, 簡寫為ARDL) 可同時處理整合階次不同的時間序列變數。並運用誤差修正模型進行分析，此模型之優點為同時包含短期調整與長期均衡關係，較能正確描述變數之間的關係。

## 1.2 研究目的

關性及理論模型的假設與建立，藉著介紹研究方法驗證此模型，並做相關分析，最後經濟理論建議政府支出的決定因素應長期成長來觀察，然而學者們大多藉由時間序列或橫斷面的資料對於政府支出及經濟成長之關係進行驗證，但並沒有得到一致性的結論，此現象歸因於實證所採用的研究對象 (國家)、使用方法不同以及樣本期間的差異。因過去學者大多重於線性研究，但在Pesaran et al. (2001) 提出邊界共整合檢定中，可同時處理整合階次不同的時間序列變數。並運用誤差修正模型進行分析，此模型之優點為同時包含短期調整與長期均衡關係，較能正確描述變數之間的關係。故本文以非線性ARDL探討之研究目的如下：

- 一、以時間序列資料分析OECD國家政府支出與經濟成長之關係
- 二、以非線性ARDL研究方法判斷兩者長期關係
- 三、根據實證結果了解政府支出與經濟成長之間的涵義

本架構將分成三個部分來論述，首先進行相關文獻之探討，藉以闡述之相針對研究結果提出結論與建議。

## 1.3 研究架構與流程

本文的內容分述如下：第一章為緒論，闡述論文的研究背景與動機、目的與範圍及架構。第二章為文獻探討，介紹政府支出與經濟成長相關文獻。第三章為研究方法，介紹本文所使用的計量方法，包含單根檢定、共整合檢定、非線性ARDL分析。第四章為實證結果與分析，分別對於前一章的計量方法進行實證分析，並針對結果進行分析和比較。第五章為結論，根據第四章的實證結果作為結論並提出建議。

## 2.文獻探討

### 2.1政府支出與經濟成長之理論

政府支出與經濟成長可分為兩項理論：一、德國經濟學家Adolph Wagner（1883）在他的著作Grundlegung der politischen Oekonomie 提出了一個簡單的模型找出政府支出的決定因素。隨著先進國家的工業化，政府部門在國民經濟中的份額不斷增長。由於三個主要原因，需要增加國家支出。華格納將這些認定為國家的社會活動、行政和保護行動，以及福利職能。其中，在社會政治上，即為國家社會功能隨著時間的推移而延伸，例如：退休保險，自然災害援助（內部或外部），環境保護計劃等；在經濟方面，隨著科技進步，國家對科學，技術和各種投資項目的分配等都有所增加；而歷史方面：國家採取政府貸款支付應急費用，政府債務和利息金額的總和增長，即債務支出增加。

Adolph Wagner認為，對於任何國家，隨著收入增長的擴大，政府支出不斷上升。其內容如下：（一）、經濟繁榮增加政府稅收，同時促進政府增加支出。（二）、隨著經濟發展，國內人口增加、都市密集化，政府介入社會活動是必然的結果，政府支出勢必大幅增加。（三）、政府成長是為回應工商業界擴張投資的需求，國家必須提供產業必須的資金，以應技術升級、經濟規模、對外競爭等超出私部門的大量資本需求，此理論也預測：工業經濟的發展將伴隨著國民生產總值政府支出的增加，因此Adolph Wagner提出經濟成長可提升人民所得同時政府支出也會隨之增加。

這與英國經濟學家約翰·梅納德·凱因斯（John Maynard Keynes）主義觀點相反。二、凱因斯認為當國家經濟為大蕭條時期，不僅有長期與大量失業問題，也有通貨緊縮的問題，因此貨幣政策已無法刺激經濟復甦，因此提出要以擴大政府支出的財政政策來解決經濟大蕭條。凱因斯在1936年出版的The General Theory of Employment, Interest, and Money的重要著作，主張國家採用擴張性的經濟政策，通過增加總需求促進經濟成長。據此，凱因斯提出的經濟政策可歸納為以下四點：（一）、赤字財政政策（二）、通貨膨脹政策（三）、發行公債（四）、租稅政策。綜觀上述政策，必須增加人民的有效需求，因為缺乏有效需求導致失業、經濟不景氣等問題，而增加就業機會使失業者有機會工作，便是解決經濟問題的主要辦法。

表2-1 政府支出與經濟成長學者論點

學者	觀點	理論
德國經濟學家 Adolph Wagner	隨著經濟繁榮，稅收增加同時政府支出會隨之增加。	華格納法則（Wagner's law）
英國經濟學家 John Maynard Keynes	在經濟蕭條時，必須擴大政府支出來解決此問題。	凱因斯理論（Keynesian theory）

### 2.2實證研究-華格納法則

表2-2 華格納法則相關文獻整理

作者	國家	方法	結果
Henrekson（1990）	瑞典	ADF 和共整合檢驗	不支持華格納法則於 1861 至 1990 年。
Demirbas（1999）	土耳其	Engel-Granger 因果關係檢定	不支持華格納法則於 1950 至 1990 年。
Halicioğlu（2003）	土耳其	Johansen 共整合檢定和 Granger 因果關係檢定	不支持華格納法則於 1960 至 2000 年。

表2-2 華格納法則相關文獻整理(續)

作者	國家	方法	結果
Huang (2006)	中國和台灣	邊界共整合檢定	不支持華格納法則於 1979 年至 2002 年。
Pradhan (2007)	印度	Engel-Granger 因果關係檢定 和 ECM 模型	不支持華格納法則於 1970 至 2004 年； 但支持凱因斯理論。
Sinha (2007)	泰國	ARDL 和 Toda-Yamamoto 因 果關係檢驗	不支持華格納法則於 1950 至 2003 年。
Pahlavani, Abed, and Pourshabi (2011)	伊朗	Granger 因果關係和 Toda-Yamamoto 因果關係檢 驗	支持華格納法則於 1960 至 2008 年。
Bojanic (2013)	玻利維亞	ADF 和 PP 單根檢定及共整 合分析	支持華格納法則於 1940 至 2010 年。
Srinivasan (2014)	印度	共整合分析方法和 ECM	支持華格納法則於 1973 至 2012 年。
Oxley (1994)	英國	Granger 因果關係檢定	支持華格納法則於 1870 至 1913 年。
Islam (2001)	美國	Johansen 共整合檢定	支持華格納法則於 1929 至 1996 年。
Aregbeyen (2006)	奈及利亞	Johansen 共整合檢定和 Granger 因果關係檢定	支持華格納法則於 1970 至 2003 年。
Narayan, Prasad, and Singh (2008)	斐濟	Johansen 共整合檢定	支持華格納法則於 1970 年至 2002 年。
Samudram, Nair, and Vaithilingam (2009)	馬來西亞	ARDL (邊界檢驗)	支持華格納法則在國防、教育、發展及 農業於 1970 至 2004 年。
Ghorbani and Zarea (2009)	伊朗	Engel-Granger 共整合檢驗	支持華格納法則於 1960 至 2000 年。
Afzal and Abbas (2010)	巴基斯坦	Johansen 共整合檢定和 Granger 因果關係檢定	不支持華格納法則於 1961 至 2007 年， 1973 至 1990 年及 1991 至 2007 年間； 但支持華格納法則於 1981 年至 1991 年。

上述各方學者對於華格納法則的存在及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，都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。

### 3. 研究方法

經由文獻探討得知，關於政府支出與經濟成長之間在實證研究上的結果不一致。大部分的文獻都是採用德國財政學家 Adolph Wagner 在 1958 年提出的觀點，對於任何國家，隨著經濟富裕增加政府稅收，政府支出也會跟著上

升，文獻上稱此為「華格納法則」(Wagner's Law)。

故我們將考察OECD國家，政府支出與經濟成長之間是否存在長期的關係。本文將採用時間序列分析法，由於大多數的總體經濟變數皆屬非定態 (non-stationary) 時間序列，故在建構向量誤差修正模型 (ECM) 之前，須先針對研究變數進行單根檢定，確認這些時間序列是否為定態。而Pesaran, Shin, and Smith (2001) 提出的共整合方法則是從自我回歸遞延分配模型 (Auto Regressive Distributed Lag, 簡寫為ARDL) 可同時處理整合階次不同的時間序列變數。並運用誤差修正模型進行分析，此模型之優點為同時包含短期調整與長期均衡關係，較能正確描述變數之間的關係。因此，在本文中，首先探討華格納法則，再介紹ADF單根檢定，第三節介紹Pesaran et al. (2001) 提出的共整合方法則，最後以非線性ARDL及誤差修正模型的角度研究政府支出與經濟成長之間的長期關係。

### 3.1 華格納法則

華格納法則指出，政府支出的成長速度要高於國內產出。換句話說，“隨著工業化，國家人民收入的增加，政府部門的相對重要性也會增加” (Bird, 1971: 2)。這個法則至少有六個版本已經進行了實地調查，但是缺乏客觀的標準來決定六個版本中的哪一個是對該法則最恰當及有說服力的檢驗。Henrekson (1992) 所指出的，對華格納法則的檢驗應該集中在一個國家政府支出的時間序列行為上，而不是在不同的水平的國家截面上。

表3-1 華格納法則的六個版本

編號	形式的功能	版本
1.	$LG = a_1 + a_2 LGDP$	Peacock & Wiseman (1967)
2.	$LC = a_1 + a_2 LGDP$	Pryor (1969)
3.	$LG = a_1 + a_2 L (GDP/P)$	Goffman (1968)
4.	$L (G/GDP) = a_1 + a_2 L (GDP/P)$	Musgrave (1969)
5.	$L (G/P) = a_1 + a_2 L (GDP/P)$	Gupta (1967)
6.	$L (G/GDP) = a_1 + a_2 LGDP$	Mann (1980)

綜合上述表格內容得知：學者所提出的華格納法則六項版本中，LC為取log後，真實的政府消費支出；其是Pryor (1969) 使用術語，涵蓋了目前的商品和服務的支出，及政府轉移支付；而L (G/GDP) 為取log後，政府支出佔經濟成長的比例。政府支出總額 (G) 包括Önder (1984), Öner (1993), SPO (1985) 中的投資和轉移；P為物價指數。

本文引用上述華格納法則的六個版本中Gupta (1967) 的模型推導得知，名目政府支出和名目GDP皆要除以物價指數，以實質政府支出與實質GDP進行實證，故將政府支出與經濟發展之變動關係，建立之模型為：

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (1-1)$$

(1-1) 式中，y為實質政府支出，X為實質GDP， $\varepsilon_t$ 為誤差項。

然而，在檢驗華格納法則時，必須考慮數列的性質進行單根檢定。如果數列存在I (1)，則需要進行共整合檢驗，讓數列成為恆定I (0)，但在Pesaran et al. (2001) 提出的邊界共整合檢定，不需考慮變數為I (0) 或I (1) 性質即可進行檢定。

### 3.2 Augmented Dicky-Fuller (ADF) 單根檢定法

Augmented Dicky-Fuller (ADF) 檢定用於檢查每個變數的平穩性。ADF是DF測試的擴展；它包含了一個額外的因變數的落後差項，以消除殘差之間的自相關。落後期的長度由Schwartz Bayesian Criterion (SBC) 或Akaike Information Criterion (AIC) 決定。下面提供了三種Augmented Dicky-Fuller (ADF) 單根檢定的形式。

模型1：無截距項且無時間趨勢項之模型

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (2-1)$$

模型2：含截距項但無時間趨勢項之模型

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (2-2)$$

模型3：含截距項及時間趨勢項之模型

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (2-3)$$

其中， $\Delta$ 為差分運算因子； $p$ 為使殘差項符合白噪音的最是落後期數； $\mu$ 為誤差項； $t$ 時間下標； $\alpha_0$ 為截距項； $\alpha_2 t$ 為模型加入時間趨勢項。

這個測試是在一個水平和第一個不同之處進行的。零假設是估計下的變數有單位根，替代假設是沒有單位根。測試這些假設的判定規則是：如果 $t$ 統計 $>$ ADF臨界值，那麼虛無假設（ $H_0: \gamma = 0$ ）不被拒絕，它描述了系列是非定態的。如果 $t$ 統計量 $<$ ADF臨界值，則虛無假設被拒絕，這表明系列是定態的。

### 3.3邊界共整合檢定

我們採用Pesaran et al. (2001) 提出的自我回歸遞延分配模型 (Autoregressive Distributed Lag, 簡稱: ARDL) 邊界檢驗來檢驗政府支出與經濟成長之間的共整合關係。統計數據具有非標準分佈，取決於變數是單獨的 $I(0)$ 還是 $I(1)$  (Odhiambo, 2009)。而ARDL方法的優點是，儘管其他的共整合技術要求所有的迴歸都是同一個規範的整合，但它可以被應用，而不管他們的整合順序 (Harvie and Pahlavani, 2006)，在這個約束檢驗下的共整合檢驗包括臨界值和F統計的比較。

邊界檢驗包括兩個漸近臨界值邊界，取決於變數是 $I(0)$ 還是 $I(1)$ 或兩者的混合。如果檢驗統計量超過它們各自的上限臨界值，那麼存在長期關係的證據，如果F統計量低於臨界值，我們不能拒絕沒有共整合的零假設，如果F統計量位於兩者之間推論是不確定的 (Morley, 2006)。

本文建立政府支出與經濟發展之變動關係的模型：

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

上述(3-1)式中， $y$ 為政府支出佔經濟成長的比例， $X$ 為GDP， $\varepsilon_t$ 為誤差項。再根據Odhiambo (2010)，建立線性ARDL模型如下：

$$\Delta \ln y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \ln y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{2i} \Delta \ln x_{t-i} + \beta_0 \ln y_{t-1} + \beta_1 \ln x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-2)$$

邊界檢驗中所有變數以F統計量來進行測試。 $\ln y_t$ 是政府支出的對數(以政府總支出佔GDP的比重來衡量)； $\ln x_t$ 是國內生產總值； $\Delta$ 為第一個差分； $\varepsilon_t$ 是誤差項。在式子(3-2)中的虛無假設(表示沒有共整合)是( $H_0: \beta_0 = \beta_1 = 0$ )相對於對立假設( $H_1: \beta_0 \neq \beta_1 \neq 0$ )。

### 3.4非線性ARDL

為了測試政府支出是否具不對稱性，參考Sinha (2007) 指出可加入變項進行測試。在此，將納入實際政府支出的變動，對經濟成長產生之影響，簡單地定義經濟成長變化的總和如下：

$$POS_k = \sum_{i=1}^k \Delta \ln x_i^+ = \sum_{i=1}^k \max(\Delta \ln x_i, 0)$$

$$NEG_t = \sum_{i=1}^k \Delta \ln x_i^- = \sum_{i=1}^k \min(\Delta \ln x_i, 0) \quad (4-1)$$

將上述POS和NEG帶入邊際檢定，模型呈現如下：

$$\Delta \ln y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \ln y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{2i}^+ \Delta \ln POS_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{2i}^- \Delta \ln NEG_{t-i} + \beta_0 \ln y_{t-1} + \beta_1^+ \ln POS_{t-1} + \beta_1^- \ln NEG_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4-2)$$

從上述模型得知： $\sum_{i=0}^k \alpha_{2i}^+ \Delta \ln POS_{t-i}$ 和 $\sum_{i=0}^k \alpha_{2i}^- \Delta \ln NEG_{t-i}$ 為短期的變動量；而 $\beta_1^+ \ln POS_{t-1}$ 和 $\beta_1^- \ln NEG_{t-1}$ 為長期的變動量。欲探討政府支出與經濟成長之間的關係，在實證結果上，可能呈現政府支出增加，造成經濟成長

上升或下降或同時存在，有別於線性迴歸單一方向呈現，因此，建立非線性 ARDL 之模型進行實證。

為了檢驗這兩個變數之間的短期和長期的關係，我們應用誤差修正模型 (Error Correction Model, 簡稱: ECM) 來確定變數之間的方向，誤差修正模型方法用於識別短期共整合。Sargan 於 1964 年首次使用這種技術。基本上它被用來檢驗一個經濟體系中從一個時期到下一個時期的不平衡比例的正確性 (Engel & Granger, 1987)。其優點如下：(一) 一階差分項的使用消除了變數可能存在的趨勢因素，從而避免了虛假回歸問題；(二) 一階差分項的使用也消除模型可能存在的多重共線性問題；(三) 誤差修正項的引入保證了變數水準值的資訊沒有被忽視；(四) 由於誤差修正項本身的平穩性，使得該模型可以用經典的回歸方法進行估計，尤其是模型中差分項可以使用通常的 t 檢驗與 F 檢驗來進行選取，最後以模型選取準則 (Akaike Information Criterion, 簡稱: AIC) 進行衡量。

### 3.5 向量誤差修正模型

透過前幾節的共整合檢定方法，檢驗變數之間的短期和長期的關係，若變數之間有共整合關係，以誤差修正模型 (Error Correction Model, 簡稱: ECM) 來確定變數之間的方向，進而帶入 VAR 模型中，即為向量誤差修正模型 (vector error correction model, VECM)。因此，本研究以 VECM 模型代替傳統的差分模型，並藉由線性 ARDL 模型舉例，模型呈現為：

$$\Delta \ln y_t = \alpha_y + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \ln y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta \ln x_{t-i} + \beta_y ECT_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (5-1)$$

$$\Delta \ln x_t = \alpha_x + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \ln y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta \ln x_{t-i} + \beta_x ECT_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (5-2)$$

$\alpha_y$ 、 $\alpha_x$  為截距項， $\beta_y$ 、 $\beta_x$  為誤差修正項的調整係數， $ECT_{t-1}$  為誤差修正項， $k$  為最適落後期數， $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  為短期的動態調整， $\varepsilon_{yt}$ 、 $\varepsilon_{xt}$  為白噪音。

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta \ln y_t \\ \Delta \ln x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_y \\ \alpha_x \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \ln y_{t-i} \\ \Delta \ln x_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_y & \beta_x \end{bmatrix} [ECT] + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix} \quad (5-3)$$

### 3.6 模型選取準則 (Akaike Information Criterion)

在過去的研究裡，Akaike's (1973) 模型選取準則，即所謂的 Akaike Information Criterion (AIC)，此準則對統計模型評估產生了根本性的影響。AIC 的引入進一步認識到好的模型在統計中的重要性。Akaike 在包含 Akaike (1973 年, 1974 年, 1977 年和 1981 年 a) 在內的一系列非常重要的論文中，奠定現代統計數據模型、統計模型識別或評估領域基礎的第一位學者。他提出了訊息論或 AIC 準則，用於一組模型複雜性的競爭模型的數據分析中識別最好或是簡約的模型。

AIC (Akaike Information Criterion) 準則：最適落後期為 AIC 值最小者

$$AIC = T \ln(SSE) + 2K \quad (6-1)$$

其中，T 為樣本總數；K 為待估計參數的總數；SSE 為殘差平方和。

AIC 的優點在於：極小化 AIC 在大樣本時等同於極小化一步預測 (One-Step Prediction) 的平均平方誤差 (Mean Squared Error, MSE)，同時也針對變數進行選擇。AIC 標準是一個簡單而通用的程序，可以被看作 Neyman 和 Pearson (1928, 1933)，Wald (1943) 和 Karimi and Yusop (2009) 等人早期工作的相對合乎邏輯和可預測的表述。它具有巨大的實際重要性，再次證明了在統計推斷中的重要性。

## 4. 實證分析

### 4.1 資料來源與基本統計特性

本文的主要目的為探討 OECD 國家的政府支出與經濟成長之研究。藉由前章節所敘述之研究方法，並檢視華格納法則在 OECD 國家中是否得到一致性的結果。故本研究以 Eviews 9.5 統計軟體進行實證分析，審視變數間

是否具有長期均衡關係。資料來源取自於 AREMOS IMF 國際金融統計資料庫，資料時間為 1970 年至 2017 年季節性資料，並從中選取 12 個會員國作為研究對象，分別為：

表 4-1 研究對象

OECD 研究對象		
奧地利	加拿大	法國
德國	義大利	瑞典
瑞士	英國	美國
日本	澳大利亞	紐西蘭

進行實證分析前，先將研究變數取對數 (log)，將資料做初步的平滑，以減少變數的異質所產生影響。

#### 4.2 單根和共整合檢定

在進行共整合分析前必須判定變數是否具有非恆定性質，本研究以 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定法以消除殘差之間的自相關，以確保結果之可靠性。表 4-2 政府支出和 GDP，在 5% 的顯著水準下，每個國家皆有單根。表示此段期間政府支出與 GDP 均呈現單根時進行共整合檢定，透過 ARDL Bounds Test 共整合檢定可了解政府支出與 GDP 間是否達到長期均衡，在表 4-2 中得知除了法國、德國、美國等三個國家不具有共整合現象，其餘國家均存在共整合現象；若檢定結果存在共整合現象，表示變數之間存在線性組合關係，隱含政府支出與 GDP 長期而言具有往均衡方向調整之特性，須採 VECM 模型加以進一步研究其相互的關係。

表 4-2 OECD 國家變數單根檢定及共整合 實證結果

OECD 國家	政府支出 (LNGOVE)	GDP (LNGDP)	ARDL Bounds Test		ARDL Selected Model
	ADF test statistic	ADF test statistic	F-statistic	共整合	
奧地利	-2.110 (0.5372)	-2.364 (0.3973)	8.456	存在	ARDL(4, 4)
加拿大	-2.691 (0.2414)	-2.833 (0.1870)	15.640	存在	ARDL(1, 2)
法國	-2.142 (0.5188)	-2.891 (0.1674)	2.493	不存在	ARDL(1, 0)
德國	-0.905 (0.9508)	-0.988 (0.9405)	1.879	不存在	ARDL(1, 2)
義大利	-2.107 (0.5380)	-2.089 (0.5489)	7.980	存在	ARDL(2, 4)
瑞典	-1.953 (0.6214)	-2.265 (0.4501)	15.547	存在	ARDL(4, 0)
瑞士	-2.599 (0.2815)	-2.514 (0.3210)	6.941	存在	ARDL(2, 2)
英國	-1.136 (0.9197)	-1.190 (0.9095)	6.481	存在	ARDL(1, 4)



表 4-2 OECD 國家變數單根檢定及共整合 實證結果(續)

OECD 國家	政府支出 (LNGOVE)	GDP (LNGDP)	ARDL Bounds Test		ARDL Selected Model
	ADF test statistic	ADF test statistic	F-statistic	共整合	
美國	-3.107 (0.1073)	-2.596 (0.2828)	4.933	不存在	ARDL(4, 1)
日本	-0.805 (0.9628)	-3.074 (0.1152)	10.830	存在	ARDL(2, 4)
澳大利亞	-2.438 (0.3588)	-1.997 (0.5996)	13.230	存在	ARDL(3, 1)
紐西蘭	-1.931 (0.6322)	-2.675 (0.2489)	9.163	存在	ARDL(3, 4)

註：1.政府支出 (LNGOVE) 及 GDP (LNGDP) 資料年間從 1970 年至 2017 年，均為季資料。

2. Bounds Test(Significance 5%)其  $I_0$  皆為 4.94； $I_1$  皆為 5.73。

#### 4.3 實證結果

表 4-3 為 OECD 國家，LNGDP 在向量誤差修正模型 (vector error correction model, VECM) 和完全修正普通最小平方方法 (Fully Modified OLS, FMOLS) 彙整的實證結果，文獻在實證結果上支持 LNGDP 為正值，因此本研究之實證將選擇正值和線性模型做比較，得知大部分的國家 GDP，呈現同步的正向關係，表示當 GDP 的增加數字處於正數時，即顯示該地區經濟處於擴張階段；反之，如果處於負數，即表示該地區的經濟進入衰退時期了。

##### 一、ARDL 與 FM-OLS 比較

ARDL 中，LNGDP 共整合最小值為 0.870，最大值為 1.214，其值介於兩者之間，以加拿大為例，LNGDP 共整合為 0.884，GDP 增加 1%，政府支出會增加 0.884%。英國的 LNGDP 共整合為 1.048，GDP 增加 1%，政府支出會增加 1.048%。在 FM-OLS 中，LNGDP 共整合最小值 0.852，最大值為 1.572，其值介於兩者之間，以日本為例，LNGDP 共整合為 1.572，GDP 增加 1%，政府支出會增加 1.572%；而紐西蘭 LNGDP 共整合為 1.112，GDP 增加 1%，政府支出會增加 1.112%。由此可知：GDP 增加政府支出也會增加，表示 GDP 和政府支出呈現正向關係。

##### 二、ARDL 與 NARDL 比較

以瑞典為例，在 ARDL 中，LNGDP 共整合為 1.069，GDP 增加 1%，政府支出會增加 1.069%；而在 NARDL 中，LNGDP\_P 共整合為 1.262，表示在景氣活絡時，GDP 增加 1% 政府支出會增加 1.262%。LNGDP\_N 共整合為 1.306，表示在景氣低迷時，GDP 減少 1% 政府支出會減少 1.306%。由此可知：景氣活絡時，政府支出的值在 NARDL 中大於 ARDL (1.262% > 1.069%)，但在景氣低迷時，政府支出的值反而減少更多 (1.306% > 1.262%)。表示瑞典在景氣低迷時會減少更多的公共支出。

而日本在 ARDL 中，LNGDP 共整合為 1.194，GDP 增加 1%，政府支出會增加 1.194%；而在 NARDL 中，LNGDP\_P 共整合為 1.180，表示在景氣活絡時，GDP 增加 1% 政府支出會增加 1.180%。LNGDP\_N 共整合為 0.740，表示在景氣低迷時，GDP 減少 1% 政府支出會減少 0.740%。由此可知：景氣活絡時，ARDL 和 NARDL 在政府支出方面差異幅度差異不大，但在景氣低迷時，政府支出的值 (0.740% < 1.180%)。表示日本在景氣低迷時仍會持續支出公共支出，只是會縮編一些預算。

而奧地利在 ARDL 中，LNGDP 共整合為 1.037，GDP 增加 1%，政府支出會增加 1.037%；而在 NARDL 中，LNGDP\_P 共整合為 0.762，表示在景氣活絡時，GDP 增加 1% 政府支出會增加 0.762%。LNGDP\_N 共整合為 1.026，表示在景氣低迷時，GDP 減少 1% 政府支出會減少 1.026%。由此可知：景氣活絡時，政府支出的值在 NARDL 中

小於 ARDL ( $1.037\% < 0.762\%$ )，但在景氣低迷時，政府支出的值反而減少更多 ( $1.026\% > 0.762\%$ )，但值不大於 ARDL 的值。表示奧地利在景氣活絡或低迷時，公共支出不會支出太多。

而義大利在 ARDL 中，LNGDP 共整合為 0.993，GDP 增加 1%，政府支出會增加 0.993%；而在 NARDL 中，LNGDP\_P 共整合為 1.164，表示在景氣活絡時，GDP 增加 1% 政府支出會增加 1.164%。LNGDP\_N 共整合為 1.011，表示在景氣低迷時，GDP 減少 1% 政府支出會減少 1.011%。由此可知：景氣活絡時，政府支出的值在 NARDL 中大於 ARDL ( $1.164\% > 0.993\%$ )，但在景氣低迷時，政府支出的值差異幅度差異不大。表示義大利在景氣活絡或低迷時會增加更多的公共支出。

表 4-3 OECD 國家線性、非線性比較表

OECD 國家	線性						非線性					
	ARDL		FM-OLS		NARDL		N-FM-OLS					
	LNGDP	p-值	LNGDP	p-值	LNGDP_P	p-值	LNGDP_N	p-值	LNGDP_P	p-值	LNGDP_N	p-值
奧地利	1.037	0.000***	0.959	0.000***	0.762	0.049*	1.026	0.000***	1.115	0.000***	1.047	0.000***
加拿大	0.884	0.000***	1.187	0.000***	1.234	0.000***	2.611	0.000***	1.419	0.000***	2.563	0.000***
義大利	0.993	0.000***	0.993	0.000***	1.164	0.000***	1.011	0.000***	1.238	0.000***	1.017	0.000***
瑞典	1.069	0.000***	0.852	0.000***	1.262	0.010*	1.306	0.030*	0.621	0.000***	0.562	0.000***
瑞士	0.870	0.000***	0.920	0.000***	1.561	0.012*	4.123	0.103	0.841	0.000***	0.597	0.030*
英國	1.048	0.000***	1.077	0.000***	1.675	0.000***	3.056	0.005**	0.920	0.000***	0.549	0.058
日本	1.194	0.000***	1.572	0.000***	1.180	0.000***	0.740	0.170	1.267	0.000***	0.116	0.520
澳大利亞	1.057	0.000***	1.213	0.000***	1.452	0.000***	3.615	0.044*	0.963	0.000***	-0.158	0.696
紐西蘭	1.214	0.000***	1.112	0.000***	1.463	0.000***	2.268	0.001***	1.073	0.000***	0.888	0.002**

註：1. \*\*\*：P<0.001；\*\*：P<0.01；\*：P<0.05。

2. ARDL 估計最大階次為 4，Selected Model: ARDL(4, 4, 4)。

### 三、非線性 FMOLS

在表 4-4 非線性 FMOLS 數列中，LNGDP\_P 和 LNGDP\_N 可以得知：奧地利、義大利、瑞典、瑞士、英國、日本、紐西蘭等七個國家在景氣活絡時(LNGDP\_P)，GDP 增加 1% 政府支出會增加(奧地利 1.115%)(義大利 1.238%)(瑞典 0.621%)(瑞士 0.841%)(英國 0.920%)(日本 1.267%)(紐西蘭 1.073%)；相反地，景氣低迷時(LNGDP\_N)，GDP 減少 1% 政府支出會減少(奧地利 1.047%)(義大利 1.017%)(瑞典 0.562%)(瑞士 0.597%)(英國 0.549%)(日本 0.116%)(紐西蘭 0.888%)，由此可知，在景氣活絡(LNGDP\_P)或低迷(LNGDP\_N)時，GDP 增加或減少 1% 的情況下，其政府支出增加的幅度大於減少的幅度。在景氣低迷時其國家的公共支出仍然會持續只是在預算上會縮減一些，表示這一些國家在財政政策上屬於穩健型的，其可容忍部分風險。

加拿大部分景氣活絡時(LNGDP\_P)，GDP 增加 1% 政府支出會增加 1.419%；相反地，景氣低迷時(LNGDP\_N)，GDP 減少 1% 政府支出會減少 2.563%，由此可知，在景氣活絡(LNGDP\_P)或低迷(LNGDP\_N)時，GDP 增加或減少 1% 的情況下，其政府支出增加的幅度小於減少的幅度。只要景氣低迷，其國家財政政策會大幅減少在公共支出的預算。加拿大整體經濟而言，受到經濟成長速度放緩、貿易逆差持續加大以及失業率等問題影響經濟陷入衰退；也因這些因素推論加拿大在財政政策上屬於保守型的，其風險承受度相對較低。

澳大利亞部分景氣活絡時(LNGDP\_P)，GDP 增加 1% 政府支出會增加 0.963%；相反地，景氣低迷時(LNGDP\_N)，GDP 減少 1% 政府支出反而會增加 0.158%，由此可知，景氣越是低迷，其公共支出越多。而澳大利亞社會福利和保障津貼種類多而齊全，是世界上社會福利最好的國家之一，其政府部門提供失業救濟金、低收入津貼、國民保健(Medicare)看醫生的費用、在公立醫院手術、住院(包括藥品和飲食)的費用，只需刷卡而不需要付費等完善社會福利。表示，澳大利亞在財政政策上屬於成長型的，其風險承受度較穩健型來的高。

由此可知，在非線性 FMOLS 中，在景氣低迷時，GDP 增加 1% 在政府支出方面相較於景氣活絡時會呈現三種不同的結果：1. 減少幅度低 2. 減少幅度大 3. 反而增加。表示每個國家在財政政策上有截然不同的作為。

表 4-4 OECD 國家非線性實證結果

OECD 國家	非線性										
	ARDL Selected Model	NARDL				N-FM-OLS				Equation: Untitled Test Statistic	
		LNGDP_P	p-值	LNGDP_N	p-值	LNGDP_P	p-值	LNGDP_N	p-值	t-statistic	p-值
奧地利	(4, 4, 4)	0.762	0.049*	1.026	0.000***	1.115	0.000***	1.047	0.000***	15.384	0.000***
加拿大	(1, 3, 0)	1.234	0.000***	2.611	0.000***	1.419	0.000***	2.563	0.000***	-3.616	0.000***
義大利	(2, 0, 4)	1.164	0.000***	1.011	0.000***	1.238	0.000***	1.017	0.000***	10.038	0.000***
瑞典	(4, 3, 0)	1.262	0.010*	1.306	0.030*	0.621	0.000***	0.562	0.000***	1.938	0.055
瑞士	(2, 2, 1)	1.561	0.012*	4.123	0.103	0.841	0.000***	0.597	0.030*	1.309	0.192
英國	(1, 1, 4)	1.675	0.000***	3.056	0.005**	0.920	0.000***	0.549	0.058	1.861	0.064
日本	(2, 0, 4)	1.180	0.000***	0.740	0.170	1.267	0.000***	0.116	0.520	8.413	0.000***
澳大利亞	(3, 0, 1)	1.452	0.000***	3.615	0.044*	0.963	0.000***	-0.158	0.696	3.411	0.001***
紐西蘭	(3, 4, 2)	1.463	0.000***	2.268	0.001***	1.073	0.000***	0.888	0.002**	0.902	0.369

註：1. \*\*\*：P<0.001；\*\*：P<0.01；\*：P<0.05。

## 5. 結論

2008 年的金融危機造成全球經濟嚴重衰退，各國政府紛紛採取擴張性財政政策以推動各項公共建設從而帶動民間參與投資，國際貨幣基金（IMF）在 2018 年 4 月 18 日最新發表的「財務監督報告」指出，目前全球總負債總額是一年國內生產毛額（GDP）的 2.25 倍，即 225%，比 2009 年的前波頂峰還高 12 個百分點。由於全球經濟強勁成長，IMF 建議各國停止使用減稅或擴大公共支出，來刺激經濟成長，反而應該努力減少公共部門的負債，才更有能力因應下一次經濟衰退。

本文主要探討 OECD 12 個國家中 1970 年至 2017 年間 GDP 和政府支出之間是否存在長期的關係，因此，本研究透過單根檢定、共整合分析、線性及非線性 ARDL 檢定下，了解政府支出與實質經濟成長在各國之間的長期關係，在共整合檢定過程中，採用以 Pesaran et al. (2001) 的邊界共整合，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。共整合檢定結果顯示：奧地利、加拿大、義大利、瑞典、瑞士、英國、日本、紐西蘭、澳大利亞等九個國家均存在共整合關係；而法國、德國、美國等三個國家不存在共整合關係。

在線性檢定結果得知：GDP 增加政府支出也會增加，表示 GDP 和政府支出呈現正向關係。在非線性檢定結果得知：大多數的國家，在景氣活絡或低迷時，GDP 增加或減少 1% 的情況下，其政府支出增加的幅度大於減少的幅度，在財政政策上屬於穩健型的。其中，加拿大政府在在景氣活絡或低迷時，GDP 增加或減少 1% 的情況下，其政府支出增加的幅度小於減少的幅度，在財政政策上屬於保守型的；澳大利亞政府在景氣越是低迷，其公共支出越多，財政政策上屬於成長型的。在線性和非線性檢定結果得知：瑞典在景氣低迷時會減少更多的公共支出，但日本在景氣低迷時仍會持續支出公共支出，只是會縮編一些預算。而奧地利在景氣活絡或低迷時，公共支出不會支出太多，但義大利在景氣活絡或低迷時則是增加更多的公共支出。

整體來說使用線性方法只能了解政府支出與 GDP 的成長，為了探討國家在景氣活絡或低迷時，對於政府支出的影響是否會有差異，納入非線性之實證方法，讓我們能深入了解各國對於財政政策上的方向，並且奧地利、加拿大、義大利、日本、澳大利亞，5 國具有不對稱影響，表示景氣會影響政府支出。

## 6. 參考文獻

1. Afzal, M., & Abbas, Q. (2010). Wagner's law in Pakistan: Another look. *Journal of Economics and International Finance*, 2 (1), 12.
2. Anwar, M. S., Davies, S., & Sampath, R. (1996). Causality between government expenditures and economic growth: an examination using cointegration techniques. *Public Finance= Finances publiques*, 51 (2), 166-184.
3. Aregbeyen, O. (2006). Cointegration, causality and Wagner's Law: A test for Nigeria, 1970-2003. *Central Bank of Nigeria Economic and Financial Review*, 44 (2), 1-17.
4. Bagdigen, M., & Cetintas, H. (2004). Causality between public expenditure and economic growth: The Turkish case.
5. Bojanic, A. N. (2013). Testing the validity of Wagner's law in Bolivia: A cointegration and causality analysis with disaggregated data. *Revista de Análisis Económico - Economic Analysis Review*, 28 (1), 25-46.
6. Chen, S.-T., & Lee, C.-C. (2005). Government size and economic growth in Taiwan: A threshold regression approach. *Journal of Policy Modeling*, 27 (9), 1051-1066.
7. Chiou-Wei, S.-Z., Zhu, Z., & Kuo, Y.-H. (2010). Government size and economic growth: an application of the smooth transition regression model. *Applied Economics Letters*, 17 (14), 1405-1415.
8. Demirbas, S. (1999). Cointegration Analysis-Causality Testing and Wagner's Law: The Case of Turkey, 1950-1990.
9. Fallahi, F., & Montazeri Shoorkchali, J. (2012). Government size and economic growth in Greece: A smooth transition approach.
10. Ghorbani, M., & Zarea, A. F. (2009). Investigating Wagner's law in Iran's economy. *Journal of Economics and*

International Finance, 1 ( 5 ) , 115.

11. Grossman, P. J. ( 1988 ) . Government and economic growth: A non-linear relationship. *Public Choice*, 56 ( 2 ) , 193-200.
12. Gurgul, H., Lach, Ł., & Mestel, R. ( 2012 ). The relationship between budgetary expenditure and economic growth in Poland. *Central European Journal of Operations Research*, 20 ( 1 ) , 161-182.
13. Halicioğlu, F. ( 2003 ). Testing Wagner's law for Turkey, 1960-2000. *Review of Middle East Economics and Finance*, 1 ( 2 ) , 129-140.
14. Harvie, C., & Pahlavani, M. ( 2006 ) . Sources of economic growth in South Korea: an application of the ARDL analysis in the presence of structural breaks – 1980-2005.
15. Henrekson, M. ( 1990 ) . Wagner's law-a spurious relationship?
16. Huang, C. ( 2006 ) . Government Expenditures in China and Taiwan: Do they Follow Wagner's Law? *Journal of Economic Development*, 31 ( 2 ) , 139.
17. Ibok, O. W., & Bassey, N. E. ( 2014 ) . Wagner's Law Revisited: The Case of Nigerian Agricultural Sector ( 1961-2012 ) . *International Journal of Food and Agricultural Economics*, 2 ( 3 ) , 19.
18. Islam, A. M. ( 2001 ) . Wagner's law revisited: cointegration and exogeneity tests for the USA. *Applied Economics Letters*, 8 ( 8 ) , 509-515.
19. Karimi, M. S., & Yusop, Z. ( 2009 ) . FDI and economic growth in Malaysia.
20. Liu, L. C.-h., Hsu, C. E., & Younis, M. Z. ( 2008 ) . The association between government expenditure and economic growth: Granger causality test of US data, 1947-2002. *Journal of Public Budgeting, Accounting & Financial Management*, 20 ( 4 ) , 537.
21. Morley, B. ( 2006 ) . Causality between economic growth and immigration: An ARDL bounds testing approach. *Economics Letters*, 90 ( 1 ) , 72-76.
22. Narayan, P. K., Prasad, A., & Singh, B. ( 2008 ) . A test of the Wagner's hypothesis for the Fiji islands. *Applied Economics*, 40 ( 21 ) , 2793-2801.
23. Odawara, R. ( 2010 ) . A threshold approach to measuring the impact of government size on economic growth. Department of Economics, The George Washington University, November.
24. Odhiambo, N. M. ( 2009 ) . Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: An ARDL bounds testing approach. *Energy Policy*, 37 ( 2 ) , 617-622.
25. Odhiambo, N. M. ( 2010 ). Energy consumption, prices and economic growth in three SSA countries: A comparative study. *Energy Policy*, 38 ( 5 ) , 2463-2469.
26. Oxley, L. ( 1994 ) . Cointegration, causality and Wagner's Law: A test for Britain 1870 – 1913. *Scottish Journal of Political Economy*, 41 ( 3 ) , 286-298.
27. Pahlavani, M., Abed, D., & Pourshabi, F. ( 2011 ) . Investigating The Keynesian View And Wagner's Law On The Size Of Government And Economic Growth In Iran. *International Journal of Business and Social Science*, 2 ( 13 ) .
28. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. ( 2001 ) . Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16 ( 3 ) , 289-326.
29. Pradhan, R. P. ( 2007 ) . Wagner' s Law: Is it Valid in India? *The IUP Journal of Public Finance* ( 2 ) , 7-20.
30. Samudram, M., Nair, M., & Vaithilingam, S. ( 2009 ) . Keynes and Wagner on government expenditures and economic development: the case of a developing economy. *Empirical Economics*, 36 ( 3 ) , 697-712.
31. Sinha, D. ( 2007 ) . Does the Wagner' s law hold for Thailand? A time series study.
32. Srinivasan, P. ( 2014 ) . Causality between public expenditure and economic growth: The Indian case.