・公共行政學報・　第七十一期
〈研究論文〉
民115年9月　頁1-37
國立政治大學公共行政學系
Doi: 10.30409/JPA.202609_(71).0001

我國政府財政支出符合華格納法則與財政永續性嗎？納入非營業特種基金後的再驗證*

石恩銘、伍大開、廖昱軒、鍾騏、陳國樑**

《摘要》

過往研究以我國財政數據進行華格納法則檢驗時，存在政府支出定義範圍過於狹隘的問題，低估政府規模，導致其得出華格納法則不成立的結論。本研究根據《政府財務統計手冊 2014 年版》（Government Finance Statistics Manual 2014, 簡稱 GFSM）的認定原則，重新劃分民國 64 年至 112 年的我國政府支出與收入，再透過自我迴歸分配落後模型（autoregressive distributed lag, ARDL）與界限檢定法（bounds test），將新定義的政府支出與人均國民所得進行共整合（cointegration）分析，以檢驗兩者變化趨勢是否符合華格納法則之推論，並進一步分析政府收入及支出之間的變化趨勢是否符合財政永續性，以探討華格納法則與財政永續性之間的關聯。實證

投稿日期：114 年 10 月 30 日；接受刊登日期：115 年 9 月 12 日。
* 感謝兩位匿名審查人提供寶貴建議，使本研究更臻完善；亦感謝國立臺灣大學經濟學系李顯峰副教授及國立政治大學財政學系朱琇妍教授於研討會中提供的評論與建議，有助於提升本研究的嚴謹性與完整性。
** 石恩銘為東吳大學會計學系助理教授。
伍大開為逢甲大學會計學系助理教授，通訊作者，email: dkwu@o365.fcu.edu.tw
廖昱軒為恆旭森隆商務法律事務所律師。
鍾騏為國立政治大學財政學系助理教授。
陳國樑為國立政治大學財政學系教授。

結果發現：第一，在國際規範之政府支出定義下，我國政府支出成長符合華格納法則；第二，我國政府收入與支出的變化趨勢並不符合財政永續性；亦即，政府支出隨著國民所得增加而成長，且成長幅度超越國民所得，然而收入卻未與之同步成長，進而危及我國財政永續性。

[關鍵詞]：一般政府支出、華格納法則、財政永續性、非營業特種基金、ARDL 模型

壹、前言

經濟資源於公私部門之間的配置不僅是公共經濟理論的出發點，亦為其核心議題；政府支出規模過大，會導致財政赤字與債務不斷膨脹，危及財政永續性，反之，若其規模過小，未必能夠有效發揮其效率面及公平面之職能。惟一國最適政府規模應取決於其所具備的國家特性及經濟體系本身的條件，在理論層面上並未必有一致的答案，而阿道夫・華格納（Adolph Wagner）在 1877 年針對政府規模與經濟規模之間的關聯提出其觀點，主張隨著國民所得的提高，政府支出亦將相應增加，且其成長速度將超過所得的增幅，呈現大於 1 的成長彈性。換言之，政府規模的擴大是一國經濟發展過程中伴隨產生的現象，反映出人民所得提升後對公共服務需求的增加，使政府在經濟體系中的角色益發重要，進而推動公共支出的持續擴張，此一觀點被稱之為「華格納法則」（Wagner's law）。華格納法則為政府支出的擴張提供了一種解釋方式，因此，後續有許多實證研究以其作為檢驗目的，探討實際經濟體系中的政府支出變化趨勢是否符合華格納法則之推論，其成為公共經濟學領域中的重要實證議題。

近年來，我國各級政府支出（以下皆簡稱為政府支出）規模迅速擴張，各界日益關注此一趨勢所反映的經濟理論意涵及其對財政永續的影響。[1] 惟過往針對我國華格納法則議題進行實證分析的文獻並不多見，且在有限的研究當中，多數結論

[1] 附錄 A 的附表 A-1 呈現我國政府支出概況表及成長數據，民國 108 年的政府總預算及特別預算支出共計為 2.912 兆元新臺幣（以下皆簡稱為元)，而在疫情過後截至民國 112 年度該數額已經破 4 兆元大關，達到 4.034 兆元，五年間成長了 38.534%，其中，民國 109 年及 112 年政府支出的成長達到雙位數，分別為 11.345% 與 10.438%。

（Huang, 2006; Pluta, 1979; 李建強等人，2012；陳碧美，2015；楊媛婷，2016）認為我國政府支出與國民所得的彈性未超過 1，顯示華格納法則不足以解釋政府支出擴張。

前述研究在進行華格納法則檢驗時，往往以「各級政府的總預算及特別預算歲出合計數」（以下簡稱為政府預算歲出）作為政府支出的定義來進行實證分析。然而，在現行政府會計制度下，政府預算歲出涵蓋之範圍僅限於中央與地方政府部門的支出，並不包含其他由政府控制的「附屬單位預算」支出，存在定義範圍過於狹隘的問題，此外，該作法亦與國際貨幣基金（International Monetary Fund, IMF）《政府財務統計手冊 2014 年版》（Government Finance Statistics Manual 2014, GFSM）中所採用包含部分附屬單位預算在內之「一般政府支出」（general government expenditure）概念不符。[2,3]

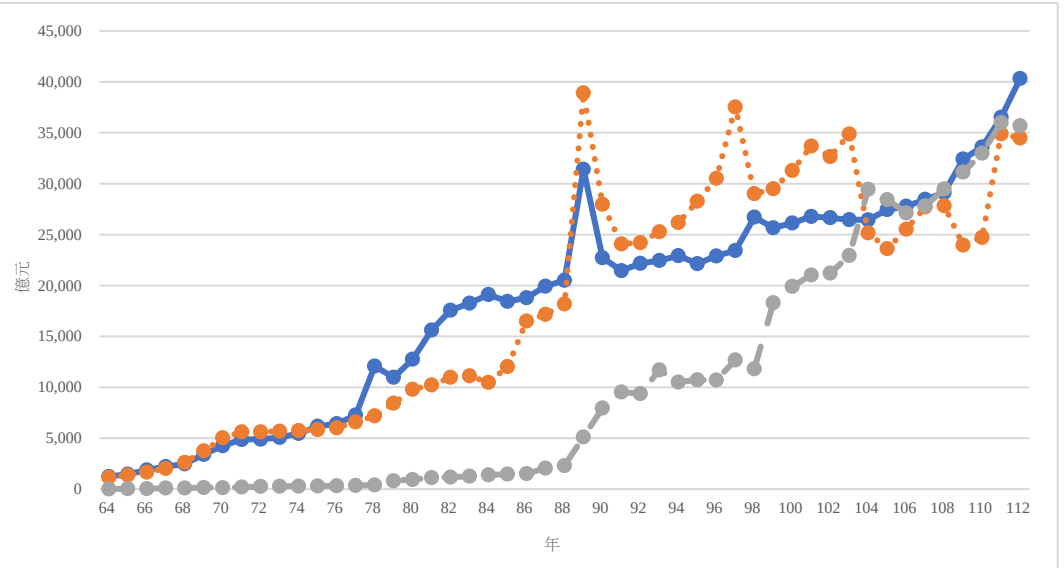
圖 1 呈現民國 64 年至 112 年各級政府支出概況圖，圖中將附屬單位預算分為「非營業特種基金」及「營業基金」，前者是政府為因應經濟發展及社會安全等需要所設立之單位，後者則為經營國營事業所成立之單位。其中，非營業特種基金支出自民國 88 年起有逐年成長的趨勢，並自 103 年以後，其金額已與政府預算內之歲出相當，顯示非營業特種基金已是政府部門中的重要單位。在此情況下，若僅以政府預算歲出作為政府支出來進行華格納法則之分析，未將非營業特種基金納入考量，將會系統性低估政府支出規模，進而影響華格納法則之估計。

[2] 根據預算法第 16 條第四及第五款規定，在我國預算制度中尚有「附屬單位預算」，其為具有獨立財務、會計之個體，故其支出並不會含在總預算及特別預算歲出內，而是在總預算書中另行編列附屬單位預算，例如：「全民健康保險基金」以及「勞保局作業基金」皆屬於附屬單位預算中的非營業特種基金，而「中央銀行」及「臺灣電力公司」等事業則屬於營業基金。有關於附屬單位預算的介紹請參考第二節第一小節。

[3] 有關 GFSM 對於政府部門的劃分與一般政府支出的說明請參考第二章文獻回顧的第一小節。

圖 1

民國 64 年至 112 年各級政府支出概況圖



註：實線為總預算與特別預算支出合計數；長虛線為附屬單位預算下的非營業特種基金支出合計數；點虛線為附屬單位預算下的營業基金合計數。另外，民國 88 年至 89 年各項支出數據大幅增加是因為我國政府會計年度由 7 月制調整為曆年制，故民國 88 年下半年度支出數被合併計入民國 89 年當中。

資料來源：立法院預決算知識庫、財政部財政統計。

另外，華格納法則的成立亦隱含政府收入與支出之間是否具備財政永續性的問題，當政府支出成長大於國民所得成長時，若未有相應的財政收入增加作為支撐，將導致財政赤字惡化與債務累積，進而對政府維持跨期預算平衡與履行償債義務之能力產生不利影響。[4] 然而，在我國過往的研究當中，對於華格納法則與財政永續性兩者之連結並無相關討論，從而忽略在經濟發展層面上，我國財政永續性受到挑戰的根本原因。

有鑑於前述問題，本研究依據 GFSM 之定義，將臺灣民國 64 年至民國 112 年的政府預算歲出與附屬單位預算支出進行再分類，計算出在 GFSM 定義下我國的一般政府支出，再以其作為被解釋變數，透過自我迴歸分配落後模型（autoregressive distributed lag, ARDL）與界限檢定法（bounds test）進行兩部分實

[4] 部分研究指出，華格納法則的成立反映政府在維持財政永續性上將面臨問題，詳情請參考第二節文獻回顧第二小節。

證研究。第一部分，分析我國一般政府支出與人均 GDP 之間是否具有長期共整合關係，以檢驗華格納法則是否成立；第二部分，將政府預算歲入與非營業特種基金收入同樣按照 GFSM 之定義進行合併後，計算出一般政府收入，並與一般政府支出進行共整合分析，以檢驗我國政府的財政永續性。實證結果顯示：我國一般政府支出與人均 GDP 之間確實存在共整合關係，且其長期彈性係數顯著異於 1，據此可支持華格納法則在我國成立。惟在財政永續性之檢驗中，一般政府收入與支出的實證結果未能滿足財政永續性所應具備的統計條件，顯示政府難以維持跨期預算平衡。

本研究主要貢獻有三：第一，過往文獻對政府支出定義過於狹隘，本研究依 GFSM 標準修正後發現，我國政府支出成長趨勢符合華格納法則，與既有文獻結論不同。第二，過往研究我國財政永續性之實證結果存在分歧，本研究結果顯示我國財政永續性呈現惡化趨勢，難以持續維繫。第三，本研究補足過往國內文獻對華格納法則與財政永續性關聯的研究空白。

本研究分成以下五節：第一節為前言；第二節為文獻回顧；第三節為資料與模型；第四節為實證結果；第五節為結論。

貳、文獻回顧

文獻回顧主要分成三個部分，第一部分說明 GFSM 政府組織架構分類，並介紹我國附屬單位預算之性質，作為本研究後續實證分析中，界定一般政府支出範圍之依據。第二部分是回顧過往文獻對於華格納法則的探討，呈現文獻研究的相關成果。第三部分則是回顧財政永續性過往在學術上的討論，如何評估財政永續性及評估結果。

一、GFSM 界定政府部門的原則及我國附屬單位預算之性質

（一）GFSM 界定政府部門的原則

表 1 呈現 GFSM 政府組織架構分類，其將公部門（public sector）分類為一般政府（general government）與公共公司（public corporations）兩個子部門。其中，一般政府部門係指透過政治程序設立，於其管轄領域內具有主權權力之法律實體，負責執行四項經濟職能：其一，從事非市場（nonmarket）生產行為；其二，以非市場的方式為社會單位提供商品或服務；其三，透過移轉（transfer）的方式進行財

富重分配；其四，以租稅或其他強制性支付義務（compulsory transfers）取得財源。一般政府部門之範圍涵蓋中央政府（central government）、州與地方政府（state and local government）及附屬於兩者的非預算單位或社會安全基金，此類非預算單位或社會安全基金係由政府依據法律設立，名義上擁有資產與負債，但不具備對外獨立行使職權之法律實體。公共公司部門則包含公營非金融機構 （public non-financial corporation）與金融機構（public financial corporation），前者提供具經濟價格的市場商品或服務，後者以提供市場金融服務為主。[5]

在GFSM的分類下，國際間所定義的一般政府支出應包含中央政府、地方政府及兩者之附屬單位所流出的經濟資源，而公營非金融機構及公營金融機構在符合經濟條件下，其所提供的財貨及勞務可與政府職能進行分割，兩者的支出應另作為公共公司部門的資源流出，不包含於一般政府支出之內。

表 1

GFSM 中的政府組織架構分類

公部門				
一般政府			公共公司	
中央政府	州與地方政府	社會安全基金	公營非金融機構	公營金融機構
中央或地方政府轄下具有以下單位： 1. 預算單位（budgetary) 2. 非預算單位（extrabudgetary) 3. 中央或地方政府附屬的社會安全基金		需具備有以下條件，方視為社會安全基金： 1. 組織與管理獨立於其他政府單位 2. 可單獨持有資產與負債 3. 可以以自身名義進行金融交易	從事生產市場商品或非金融服務，並收取具有經濟意義價格的法人機構，例如： 1. 國營電力公司 2. 國營航空公司 3. 國營鐵路公司 4. 政府設立之財團法人	轄下包含： 1. 中央銀行 2. 中央銀行以外的政府儲蓄機構 3. 其他公營金融事業

註：「社會安全基金」與「中央或地方政府附屬的社會安全基金」兩者皆屬於一般政府範疇，但在組織架構上並不相同，前者是將社會安全基金作為一個有別於其他政府部門獨立運作的單位，後者則是受中央或地方政府管轄的附屬單位，兩種作法皆有國家採用。

資料來源：國際貨幣基金，2014。

[5] 所謂具有經濟意義價格是指消費者及生產者數量決策上具有重大影響的價格，對於生產者而言，該價格下的銷售額可以涵蓋大部分的生產成本；對於消費者而言，該價格會影響消費者的消費決策。

（二）我國附屬單位預算之性質

我國附屬單位預算分為兩種，包含政府為因應經濟發展及社會安全等需要設立之「非營業特種基金」，以及為經營國營事業所成立之「營業基金」，兩者為各自獨立之財務會計個體，其支出並不會含在總預算及特別預算歲出內，而是在總預算書中另行編列附屬單位預算。根據《預算法》第 4 條，我國非營業特種基金分為四種：第一，凡經付出仍可收回，而非用於營業者為「作業基金」；第二，有特定收入來源而供特殊用途者為「特別收入基金」；第三，依法定或約定之條件，籌措財源供償還債本之用者為「債務基金」；第四，處理政府機關重大公共工程建設計畫者為「資本計畫基金」，屬於這四個非營業特種基金的單位可參考附錄 B 之附表 B。而供營業循環運用者，為營業基金，主要是經營中央或地方的各項國營事業，目前中央政府轄下共有 16 個國營事業營業基金，地方政府轄下的營業基金數目各不相同，視地方政府業務與發展需求而定。[6]

依據 GFSM 對政府組織架構之分類，非營業特種基金由於係附屬於政府部門之下，在其授權範圍內履行基金設立之目的，並非獨立運作的權責機構，且其通常是以非市場交易的方式提供財貨或勞務，故其所涉及之支出應屬一般政府支出範疇。又依據 GFSM 分類，營業基金屬於金融機構或透過市場機制向民眾提供財貨或勞務之實體，並不屬於一般政府支出之範疇，應歸類為公共公司。我國營業基金基本運作須自負盈虧，但在政策考量下，部分國營事業會由政府撥補資金彌補虧損，納入中央政府歲出預算。[7,8]

然而，我國目前對政府支出的界定，主要依據《預算法》第 17 條第 2 項及第 83 條，涵蓋各機關之總預算歲出、追加預算歲出與特別預算歲出，惟未將附屬單位預算納入統計範圍，將導致政府支出定義過於狹隘，進而低估我國實際政府支出之規模。

---

[6] 16 個國營事業營業基金分別為中央銀行、臺灣糖業公司、臺灣中油公司、臺灣電力公司、臺灣自來水公司、中國輸出入銀行、臺灣金融控股、臺灣土地銀行、臺灣菸酒公司、財政部印刷廠、中華郵政公司、臺灣鐵路公司、臺灣港務公司、桃園機場公司、高雄港區土地開發公司、中央存款保險公司。

[7] 例如：民國 113 年 5 月中央政府曾提出追加預算案撥補 1,000 億元，以彌補台電因國際燃料價格上漲導致的虧損。

[8] 總預算歲出當中包含各單位預算歲出總額以及附屬單位預算歲出之應編入部分，根據《預算法》第 86 條第 1 項，附屬單位預算應編入部分包含：第一，營業基金的盈餘之應解庫額、虧損之由庫撥補額、資本由庫增撥或收回額；第二，非營業特種基金的由庫撥補額與應繳庫額。

附錄的附表 A-2 呈現民國 64 年至民國 112 年我國一般政府支出與 GDP 的成長趨勢，一般政府支出成長率在 49 年間的平均值達到 9.670%，明顯大於總預算與特別預算支出成長率平均值 8.450%。由此可見，過往文獻採用政府預算歲出作為被解釋變數，以估計華格納法則，可能會因為忽略「附屬單位預算」導致政府支出規模被低估。

二、過往文獻對於華格納法則的探討

過往實證文獻主要是透過檢驗國民所得與政府支出之間的關聯及兩者之彈性，以分析華格納法則對政府支出成長的觀點在實際資料中是否成立。在單一國家資料的分析中，Henrekson（1993）發現瑞典 1861 年至 1990 年的政府支出與人均 GDP 之間不具有共整合關係，華格納法則並不成立，而 Oxley（1994）研究 1870 年至 1913 年英國資料，結果則支持華格納法則的推論。另外，有部分研究認為政府支出與國民所得之間的關聯未必如華格納所推論，而是符合凱因斯效果（Keynes effect），政府支出增加會促使國民所得成長，Bazán 等人（2022）研究 1980 年第一季至 2021 年第四季祕魯的政府支出與實質 GDP 之間的關聯，發現華格納法則與凱因斯效果在秘魯的案例中同時成立。Selvanathan 等人（2021）研究斯里蘭卡的資料後認為，華格納法則與凱因斯效果在長期中皆成立，但在短期中，兩者結果並不一致。Arestis 等人（2021）以 2006 第一季至 2019 年第二季的土耳其資料為研究對象，透過格蘭傑因果檢定（Granger causality test），指出政府支出對 GDP 成長具有凱因斯效果，但不符合華格納的推論。

在跨國資料研究上，Akitoby 等人（2006）分析 51 個開發中國家一般政府支出與實質 GDP 之間的關聯，發現有 70% 的國家符合華格納法則。Lamartina 與 Zaghini（2011）透過追蹤資料共整合分析法研究 1970 年至 2006 年間 23 個 OECD 國家間的人均 GDP 與一般政府支出之間的關係，發現兩者間彈性大於 1。然而，有部分研究指出華格納法則在跨國資料中也未必成立，Ram（1987）在分析 115 個國家一般政府支出占 GDP 比例與人均 GDP 之間的彈性後，指出華格納法則僅適用於部分國家，其在資料中之所以成立是因為樣本侷限性與不適當的資料比較。Jalles（2019）以 ARDL 模型探討 1995 年至 2015 年 61 個國家一般政府支出占 GDP 與實質 GDP 之間的關聯，亦指出華格納法則成立屬於一種例外現象。

在以我國作為研究對象的討論當中，Pluta（1979）以民國 41 年至 64 年的臺灣資料進行分析，認為華格納法則在我國並不成立。Huang（2006）則透過界限檢定法與格蘭傑因果檢定研究臺灣與中國的政府支出，前者政府支出資料主要取自於

「臺灣經濟統計資料庫」（AREMOS）的預算歲出，後者資料則取自於IMF，結果發現華格納法則並不適用於臺灣與中國。李建強等人（2012）將我國政府經常支出與資本支出合計數定義為政府支出，結果發現其與實質人均 GDP 之間的關聯並不符合華格納法則。楊媛婷（2016）利用向量誤差修正模型（vector error correction model, VECM）分析民國 51 年至 103 年我國總預算及特別預算之各項政事歲出與經濟成長之間具有凱因斯效果，華格納法則並不成立。陳碧美（2015）則分析民國87年至民國102年我國地方政府預算歲出資料，發現華格納法則之推論依然不適用於我國地方政府。Chang（2002）以「台灣經濟統計資料庫」中的預算歲出資料為對象，透過單根檢定（unit root test）以及共整合檢定，發現臺灣政府歲出成長與國民所得之間具有關聯，然而在其實證研究中，並未估計國民所得與政府歲出之間的彈性大小，故無法判斷兩者的變化趨勢是否符合華格納法則的推論。孫克難（1997）則利用普通最小平方法（ordinary least squares, OLS）分析民國 57 年至民國 84 年的資料，發現華格納法則於我國成立。

將前述有關我國華格納法則研究彙整於表 2，可以發現多數針對我國華格納法則的研究皆認為，政府支出的成長趨勢不符合華格納法則的預期，並且這類研究多以「政府預算歲出」來定義政府支出，並未涵蓋所有 GFSM 中屬於「一般政府支

表 2

我國華格納法則研究彙整表

	政府支出的定義	採用方法	華格納法則是否成立
Pluta（1979）	預算歲出占 GDP 比例	彈性法	否
Huang（2006）	預算歲出	界限檢定法、格蘭傑因果檢定	否
李建強等人（2012）	經常支出與資本支出合計數	VECM	否
楊媛婷（2016）	總預算及特別預算之各項政事歲出	VECM	否
陳碧美（2015）	地方政府預算歲出	GMM、固定效果模型、隨機效果模型	否
Chang（2002）	預算歲出	單根檢定、VECM	未能確定
孫克難（1997）	預算歲出	OLS	是

資料來源：本研究自行整理。

出」範疇的項目，此一資料定義差異，導致我國過往研究結果存在低估實際政府規模的問題。

三、財政永續性過往在學術上的討論

財政永續性指在長期可以滿足跨期預算平衡，其未來各期公共債務餘額折現應趨近於零。而 Trehan 與 Walsh（1988）以及 Hakkio 與 Rush（1991）透過共整合檢定的方式，指出若要成立財政永續性，須滿足收入與支出間具有共整合關係，以及支出的影響係數需顯著等於 1 這兩項條件。Quintos（1995）則在此基礎上提出弱財政永續性的概念，只要政府支出的長期均衡係數介於 0 到 1 之間時，即使收入與支出之間沒有共整合關係，政府也可以將赤字控制在一定的規模，達成赤字永續性（deficit sustainability）。[9] Afonso 與 Jalles（2016）以 1970 年至 2010 年 OECD 中的 18 個國家為研究對象，發現超過半數的國家未能通過共整合檢定，財政永續性難以維持，Brandy 與 Magazzino（2018）則在相似的分析架構下，將 1980-2015 年 28 個歐盟國家按照財政能力區分為三組，並發現希臘、義大利等財政風險高的國家，其政府支出對政府收入的係數小於 1，不符合財政永續性的條件。Afonso 與 Coelho（2025）探討 1995 年至 2020 年間歐元區 19 國的財政永續性及其決定因素，指出財政管理法則實施、經常帳餘額成長及產出缺口（output gap）擴大皆是改善財政永續性的因素。

此外，部分研究將華格納法則與財政永續性作連結進行討論。例如：Koester 與 Priesmeier（2013）研究德國 1960 年至 2008 年間各級政府財政支出、收入及 GDP 之間的關聯，並指出華格納法則是破壞德國財政永續性的重要因素。Karceski 與 Kiser（2020）發現當經濟發展達到較高水準時，華格納法則將不再成立，其背後原因來自於政府支出規模的成長受制於一國增加稅收的能力，即使政府在短期內可以靠著債務舉借暫時讓支出超過稅收，但隨著債務累積，支出將無法再維持相同幅度的成長。Irandoust（2019）透過格蘭傑因果檢定法，分析 1995 年至 2015 年 12 個 OECD 國家在一般政府支出與實質人均 GDP 之間的關聯，發現多數國家兩者的長期關係符合華格納法則，並進一步指出人口老化與社會福利需求增加，將使得華格

[9] 然而，弱財政永續性會影響到市場對於政府償債能力的信心，導致政府舉債變得更加困難。換言之，弱財政永續性僅是代表政府當前不會面臨立即的赤字及債務危機，未必代表財政永續性沒有疑慮。

納法則持續成立，從而對財政永續性造成衝擊。[10] Barra 等人（2015）與 Funashima 等人（2017）皆將華格納法則對財政永續性的影響作為背景，探討財政管理制度對於政府支出的影響。

國內研究對我國財政是否符合財政永續性之條件存在不同的結論。陳怡如（2006）分析民國 55 年至民國 93 年各級政府實質收入及支出資料，其指出在考慮結構性變動下，我國政府財政具有永續性。陳慧敏（2013）則分析南韓、新加坡、中國、印度、菲律賓與臺灣六國的資料，發現相較於另外五國，臺灣政府較具有財政永續性。郭鎮豪與吳朝欽（2016）以 Augmented Dickey-Fuller（ADF）檢定與 Phillips-Perron（PP）檢定檢驗臺灣民國 64 年至民國 99 年時間序列資料，發現我國財政永續性假說成立，但若收入成長持續受限、潛在支出越加沉重，我國財政永續性仍會面臨挑戰。而李文綺（2007）則透過分析民國 57 年至 93 年資料發現臺灣財政並不具備永續性，而蔡馨芳（2013）則指出在民國 44 年至民國 100 年間，政府預算歲出及歲入的共整合關係符合財政永續性條件，但若資料時間區段為民國 78 年至民國 100 年，則歲出及歲入並不具有共整合關係，王菀禪（2008）亦有相似之結論。

針對影響我國財政永續性的因素分析上，蔡馨芳（2013）認為我國政府之所以能維持財政永續性，係因為在早期致力維持預算平衡所累積的財政資本，但在民國 78 年政治、經濟及社會轉型之後，政府規模逐漸擴張，難以維持財政永續。董安琪、謝餘慶（2017）認為我國年金制度患寡又患不均的問題，不利我國維持財政永續性。Liao 等人（2021）則指出臺灣在新冠肺炎期間透過編列特別預算來因應疫情下的公衛問題與經濟危難，但其財源幾乎都來自於債務舉借，恐破壞我國財政永續性。Goh 等人（2023）與 Lee 等人（2017）的研究發現，人口高齡化問題是影響包含臺灣在內等亞洲國家維持財政永續性的重要因素。由此可見，過往研究對於我國財政是否具備永續性並無一致結論。

透過回顧相關文獻可知，對於我國華格納法則之研究，尚存有三點不足：其一，多數文獻是以政府預算歲出作為被解釋變數來進行實證分析，忽略非營業特種基金的支出，導致相關實證結果存在低估政府支出規模的問題；其二，過往文獻對於我國財政永續性的研究結論並不一致，有再進一步討論之必要；其三，部分國際文獻指出華格納法則是影響財政永續性的重要因素（Irandoust, 2019; Karceski &

[10] Irandoust（2019）中的一般政府支出定義源自於聯合國出具的國民經濟核算體系（system of national accounts, 簡稱 SNA）2008 年版。

Kiser, 2020; Koester & Priesmeier, 2013），惟在我國相關研究中，華格納法則與財政永續性多被視為彼此獨立的議題進行分析，部分研究認為我國財政狀況不符合財政永續性，但多數華格納法則研究卻主張該法則於我國不成立，兩支文獻的結果存在一定程度的不一致。為解決前述之問題，本研究根據 GFSM 的認定原則，將政府預算歲出（歲入）與非營業特種基金支出（收入）合併計算，得出我國在該國際準則定義下的一般政府支出（收入），再透過 ARDL 與界限檢定法進行華格納法則與財政永續性的分析，以檢驗過往實證研究之結果是否仍會成立。

參、資料與模型

一、資料

本研究所採用的變數共有五個：人均 GDP、政府預算歲出、政府預算歲入、一般政府支出以及一般政府收入。其中，人均 GDP 取自「中華民國統計資訊網總體統計資料庫」，以 $gdpper_t$ 作為變數代號，政府預算歲出與政府預算歲入皆取自「財政部統計處財政統計查詢」，前者為總預算支出決算數加上特別預算支出決算數，以 G_t^1 表示之，後者則為總預算歲入決算數，以 R_t^1 表示之，惟該歲入決算數中，不包含法規上應歸於非營業特種基金財源的部分課稅收入，亦即「遺產及贈與稅撥入長照基金部分」、「菸酒稅撥入長照基金部分」、「個人及營利事業房地合一稅撥入長照基金部分」及「個人及營利事業房地合一稅撥入住宅基金部分」等四項基金之稅收財源不列中央政府（普通基金）之歲入決算數，而是列入非營業特種基金的收入決算數。[11,12] 一般政府支出則是在 G_t^1 的基礎上，加入作業基金支出決算數、特別收入基金支出決算數以及資本計畫基金支出決算數，以反映出整體政府

[11] 按理而言在計算政府預算歲入時應加計特別預算歲入決算數，惟幾乎所有特別預算之財源籌措方式皆來源自舉債，而歲入之定義並不包含債務籌措之財源，且在衡量財政永續性時，亦不應將債務收入納入財政收入的範疇，故此處僅以總預算歲入決算數作為政府預算歲入之定義。

[12] 例如：《長期照顧服務法》第 15 條第 2 項第 1 款：「遺產稅及贈與稅稅率由百分之十調增至百分之二十以內所增加之稅課收入。」以及第 2 款：「菸酒稅菸品應徵稅額由每千支（每公斤）徵收新臺幣五百九十元調增至新臺幣一千五百九十元所增加之稅課收入。」，在這兩項規定下，遺產及贈與稅在徵收後，一部分會撥入長照基金作為其收入，剩餘的部分才會列入中央政府的歲入。

部門之支出，代號為 G_t^2 ；同理，一般政府收入則是在 R_t^1 的基礎上，加入非營業特種基金收入決算數，以反映出整體政府部門收入，代號為 R_t^2 。須注意的是， G_t^2 與 R_t^2 的計算中不包含債務基金，主要是考慮該基金的收入為舉借債務收入及債務還本收入，支出則包括還本支出、利息支出和事務費支出，依據《預算法》第 6 條規定，還本支出非屬歲出範疇，而利息支出和事務費已被列入總預算的「債務支出」項目中，無須再行加回，故在 G_t^2 與 R_t^2 的計算上，不考慮債務基金。另外，在加總計算 G_t^2 與 R_t^2 時，須考慮重複計算與制度變數所造成的計算問題，包含以下三點：

首先，在支出面的部分，中央政府對特種基金的資金撥補會導致一般政府支出存在重複計算（double counting）的問題。由於中央撥予非營業特種基金的資金會計入中央政府的歲出總額中，若後續基金將該筆撥款用於自身業務用途，則相當於一筆支出金額會同時記在中央政府與非營業特種基金的會計帳上，在此情況下，若直接將政府預算歲出決算數與除債務基金以外的非營業特種基金支出決算數進行加總，會導致一般政府支出的金額因重複計算問題而膨脹，因此，在計算 G_t^2 時，本研究將作業基金、特別收入基金以及資本計畫基金等三個基金的「非營業特種基金國庫撥補數」從一般政府支出的加總中扣除，以改善支出重複計算的問題。[13]

其次，在收入面的部分，中央政府對特種基金的資金撥補與基金向國庫解繳的資金會導致一般政府收入存在重複計算的問題。前者的產生原因與支出相同，中央撥予非營業特種基金的資金來自於中央的收入，但受撥補基金在收到撥補款後亦會將其記為政府撥補收入，導致同一筆撥補款在計算一般政府收入時被重複計算；後者則是非營業特種基金將部分賸餘解繳回政府公庫後，會被記為中央政府的營業盈餘及事業收入，但此一解繳金額已包含在非營業特種基金的收入當中，導致同一筆解繳國庫款在計算一般政府收入時被重複計算。因此，本研究將作業基金、特別收入基金以及資本計畫基金中的「國庫撥補數」與「解繳國庫數」自一般政府收入加總中扣除，以避免重複計算的問題。[14]

---

[13] 另外一個可能會導致一般政府支出重複計算的問題在於中央政府給予地方政府補助款，其會編列於中央政府的歲出當中，若地方政府在取得受補助資金後，將其用於地方政府支出，則在計算政府預算歲出可能會發生重複計算的問題。針對此一問題，我國政府在編列預算以及決算審計時，支出淨額資料係彙整中央、地方政府總決算及特別決算之收支毛額後，並扣除各級政府間補助及協助等重複收支後得出，故此中央政府給予地方政府補助款所造成的重複計算問題，不會影響本研究使用的資料。

[14] 解繳國庫金並不會在支出面造成重複計算，因為解繳國庫數在基金會計中不列入支出金額，而是作為基金餘額的變動。是以，在計算時一般政府支出時，不會受其影響。

最後，「全民健康保險作業基金」及「勞工保險作業基金」現行雖皆屬於非營業特種基金中的作業基金，但前者在民國 84 年至民國 98 年間被劃歸為營業基金，後者則在民國 86 年至民國 103 年間被劃歸為營業基金。考量勞、健保本身具有社會保險之性質，且為確保兩者在本研究資料期間內，政府支出與收入歸屬具有一致性，故在計算我國一般政府支出及收入時，將「民國 84 年至民國 98 年原屬於營業基金之健康保險基金收支決算數」及「民國 86 年至民國 103 年原屬於營業基金之勞工保險基金收支決算數」，加計入各該年度之非營業特種基金當中，以利後續之分析。[15]

根據前述討論，關於一般政府支出與收入的計算公式如下：

一般政府支出＝各級政府歲出決算數＋除債務基金外的非營業特種基金支出決算數（包含原屬於營業基金之健康保險基金支出決算數、原屬於營業基金之勞工保險基金支出決算數）－除債務基金外的非營業特種基金國庫撥補數

一般政府收入＝各級政府歲入決算數＋除債務基金外的非營業特種基金收入決算數（包含原屬於營業基金之健康保險基金收入決算數、原屬於營業基金之勞工保險基金收入決算數）－除債務基金外的非營業特種基金國庫撥補數－除債務基金外的非營業特種基金解繳國庫數

自民國 92 年度起，考量《預算法》修法後，非營業特種基金具有不同的性質，我國在制度上進一步將其細分為作業基金、特別收入基金、資本計畫基金與債務基金。計算結果與資料來源呈現於表 3 與表 4。[16]

[15] 民國 84 年至民國 98 年的健康保險營業基金支出及民國 86 年至民國 103 年勞工保險營業基金支出數據請參考附錄 C 的附表 C-1。

[16] 有關基金的國庫撥補數、基金的解繳國庫數以及債務基金金額請參考附錄 C 的附表 C-2。

表 3

民國 64 年至民國 112 年一般政府支出與一般政府收入數據表

民國	一般政府支出	一般政府收入
64	1,213	1,250
65	1,424	1,519
66	1,880	1,820
67	2,235	2,170
68	2,485	2,778
69	3,455	3,445
70	4,236	4,124
71	4,954	4,608
72	5,004	4,653
73	5,161	5,195
74	5,617	5,547
75	6,301	5,964
76	6,582	6,665
77	7,375	7,745
78	12,204	9,400
79	11,504	11,557
80	13,557	11,371
81	16,563	13,672
82	18,450	15,019
83	18,162	15,061
84	21,120	17,732
85	21,004	18,762
86	23,586	22,136
87	25,656	26,673
88	26,650	26,468
89	43,399	40,471

註：表中金額皆為億元。

資料來源：本研究自行整理。

表 3（續）

民國 64 年至民國 112 年一般政府支出與一般政府收入數據表

民國	一般政府支出	一般政府收入
90	31,692	27,453
91	29,774	26,442
92	30,944	28,611
93	31,339	28,614
94	33,109	32,654
95	32,175	31,953
96	34,383	34,027
97	38,362	37,279
98	39,441	33,446
99	38,762	34,466
100	40,422	37,506
101	42,346	38,728
102	41,986	39,976
103	42,166	41,254
104	43,220	44,361
105	44,389	44,966
106	45,677	45,988
107	47,351	48,521
108	49,429	50,503
109	54,920	54,049
110	56,300	56,913
111	61,799	63,256
112	66,991	66,425

註：表中金額皆為億元。

資料來源：本研究自行整理。

表 4

非營業特種基金的撥補數以及解繳國庫數資料來源

項目	資料來源
非營業特種基金國庫撥補數	民國 64 年至民國 91 年中央政府總決算審核報告參考資料（非營業部分）—國庫撥補明細表
非營業特種基金解繳國庫數	民國 64 年至民國 91 年中央政府總決算審核報告參考資料（非營業部分）—收支賸餘解繳國庫款明細表
作業基金國庫撥補數	主計總處附屬單位決算（非營業部分）—作業基金的國庫撥補款明細表
作業基金解繳國庫數	主計總處附屬單位決算（非營業部分）—作業基金的收支賸餘解繳國庫款明細表
特別收入基金撥補數	1. 民國 109 年至 112 年取自主計總處「附屬單位決算（非營業部分）—債務基金、特別收入基金及資本計畫基金的國庫撥補款明細表」與「特別收入基金收入支出綜計表」 2. 民國 92 年至 108 年取自各個特別收入基金「決算查核表」中的政府撥入收入，然後加總得出。加總的基金數目截至民國 108 年止共計有 34 個，包含已經廢止與仍在營運的基金
特別收入基金解繳國庫數	1. 民國 98 年至 112 年取自主計總處「附屬單位決算（非營業部分）—債務基金、特別收入基金及資本計畫基金的解繳公庫計畫明細表」 2. 民國 92 年至民國 97 年取自各個特別收入基金「決算查核表中的解繳國庫科目」，並將所有基金該科目的金額加總後得出，加總的基金數目截至民國 97 年止共計有 21 個，包含已經廢止與仍在營運的基金
資本計畫基金撥補數	基金決算查核表中的政府撥入收入科目
資本計畫基金解繳國庫數	主計總處附屬單位決算（非營業部分）—債務基金、特別收入基金及資本計畫基金的解繳公庫計畫明細表

註：在民國 92 年後，主計總處會將各個作業基金的國庫撥補數以及解繳國庫數彙整於國庫撥補款明細表與收支賸餘解繳國庫款明細表中，故本研究直接採用兩張明細表的加總數字。特別收入基金國庫撥補數自民國 109 年起才有明細表進行彙總，故在此之前的數據是透過加總每一個基金的撥入收入而得出，而其解繳國庫數則是自民國 98 年才有明細表進行彙總，故在此之前的特別收入基金國庫撥補數亦是將每一個基金的解繳國庫金額加總後得出。

資料來源：本研究自行整理。

考量G_t^1、G_t^2、R_t^1、R_t^2及人均 GDP 在資料庫當中皆為名目數，容易受到通貨膨脹的影響，因此，本研究透過調整物價因子的方式，對這五個變數進行消費者物價指數平減，以進行後續之實證分析。物價因子以P_t作代表，平減計算方式如下：[17]

$$P_t = \frac{100}{CPI_t}, \quad (1)$$

$$g_t^1 = G_t^1 \times P_t, \quad (2)$$

$$g_t^2 = G_t^2 \times P_t, \quad (3)$$

$$r_t^1 = R_t^1 \times P_t, \quad (4)$$

$$r_t^2 = R_t^2 \times P_t, \quad (5)$$

$$rgdpper_t = gdpper_t \times P_t, \quad (6)$$

CPI_t為民國 64 年至民國 112 年的消費者物價指數，以民國 110 年為基年（$CPI_{110}=100$），換算各年度的物價因子。g_t^1為實質政府預算歲出，g_t^2為實質一般政府支出，r_t^1為實質政府預算歲入，r_t^2為實質一般政府收入，$rgdpper_t$為實質人均 GDP。表 5 為g_t^1、g_t^2、r_t^1、r_t^2及$rgdpper_t$的敘述性統計，呈現單位、樣本數、平均數、標準差、最小值與最大值等數據，此處g_t^1、g_t^2、r_t^1、r_t^2是以億元作為數字呈現單位，而$rgdpper_t$的單位則為元，故後續在進行華格納法則分析時，為確保解釋變數與被解釋變數具有一致的數學單位，會將g_t^1、g_t^2的單位還原為元。

表 5

敘述性統計

變數	單位	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值
g_t^1	億元	49	21,864.01	9,766.272	3,983.164	38,341.51
g_t^2	億元	49	30,585.23	17,449.01	3,911.042	63,482.58
r_t^1	億元	49	20,207.34	9,076.831	4,071.916	36,857.14
r_t^2	億元	49	29,202.17	17,305.4	4,030.427	62,955.94
$rgdpper_t$	元	49	507,981.5	243,854.1	120,680.2	958,098.8

資料來源：本研究自行整理。

[17] 民國 64 年至民國 112 年的 CPI 數據請參考附錄 D 之附表 D。

另外，本研究對g_t^1、g_t^2、r_t^1、r_t^2及$rgdpper_t$進行 ADF 檢定與 PP 檢定，判斷五個變數資料是否具有單根特性，並在進行檢定時，以貝氏資訊準則（Bayesian information criterion, BIC）斷各變數適用的最適遞延期數，其中，g_t^1、g_t^2、r_t^1及r_t^2在 BIC 下的最適遞延期數為兩期，而$rgdpper_t$的最適遞延期數為一期，所有變數在檢定過程中皆考慮時間趨勢（trend）。表 6 呈現兩個單根檢定的結果，透過 ADF

表 6

單根檢定結果—ADF 和 PP

	ADF 檢定	PP 檢定
變數水準值（level）		
g_t^1	0.753	0.349
g_t^2	0.511	0.032**
r_t^1	0.613	0.204
r_t^2	0.457	0.018**
$rgdpper_t$	0.429	0.639
變數一階差分值（difference）		
gc_t^1	0.000***	0.000***
gc_t^2	0.001***	0.000***
rc_t^1	0.003***	0.000***
rc_t^2	0.005***	0.000***
$rgdpperc_t$	0.000***	0.000***
變數對數值		
gln_t^1	0.700	0.499
gln_t^2	0.845	0.651
rln_t^1	0.582	0.387
rln_t^2	0.823	0.630
$rgdpperln_t$	0.850	0.560
變數對數值取一階差分		
$glnc_t^1$	0.007***	0.000***
$glnc_t^2$	0.004***	0.000***
$rlnc_t^1$	0.011**	0.000***
$rlnc_t^2$	0.03**	0.000***
$rgdpperlnc_t$	0.001***	0.000***

註：表中數字代表 P 值，***：p <0.01；**：p <0.05；*：p <0.1。

資料說明：本研究自行整理。

與 PP 檢定，g_t^1與r_t^1及$rgdpper_t$ 具有單根特性，為非定態變數，惟在g_t^2與r_t^2的 ADF 與 PP 檢定結果有所分歧。因此，本研究另外以 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin（KPSS）檢定對兩者進行補充測試，該檢定之虛無假設（null hypothesis）為「變數為定態」，檢定結果呈現於表 7，g_t^2在所有遞延期數中皆拒絕虛無假設，故判斷其為非定態變數，r_t^2則在遞延零期與遞延一期中可以拒絕虛無假設，在遞延二期則無法拒絕虛無假設，根據 BIC 判斷其最適遞延期數為二，故r_t^2為定態變數。

本研究進一步對變數g_t^1、g_t^2、r_t^1、r_t^2及$rgdpper_t$進行一階差分，分別記為gc_t^1、gc_t^2、rc_t^1、rc_t^2與$rgdpperc_t$，經由對差分後變數進行 ADF 及 PP 檢定後發現，五個變數均無單根特性，顯示為定態變數。結合先前對原始變數水準值的檢定結果，可推論g_t^1、g_t^2、r_t^1及$rgdpper_t$皆為 I（1）序列，r_t^2則為 I（0）序列。此外，本研究亦對前述五個變數取自然對數，並重新進行 ADF 及 PP 檢定，發現五個變數的對數值皆屬於 I（1）序列。在此情況下，可以透過 Pesaran 等人（2001）所提出的 ARDL 模型與界限檢定法，估計我國政府支出及人均 GDP 之間的彈性是否符合華格納法則的推論，並檢定一般政府收入與支出之間的財政永續性問題。

表 7

單根檢定結果—KPSS

1ag order	g_t^2	r_t^2
0	0.306***	0.171**
1	0.268***	0.151**
2	0.159**	0.098

註：表中數字代表統計量，*號數量代表該統計下，P 值顯示的顯著程度，***：p <0.01；**：p <0.05；*：p <0.1。

資料說明：本研究自行整理。

二、實證模型

本研究參考 Koester 與 Priesmeier （2013）之作法，針對華格納法則及財政永續性，分別建立兩個 ARDL 模型。首先，估計華格納法則的模型架構如下：

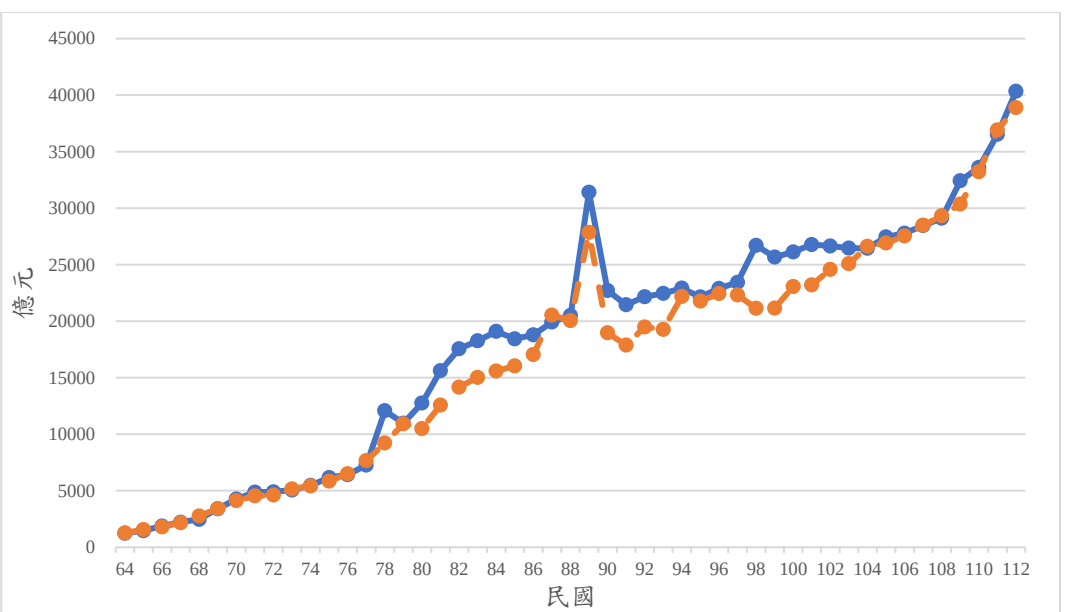
$$gln_t^1 = \alpha_0^1 + \alpha_1^1 t + \sum_{i=1}^{j} \beta_{g,i}^1 gln_{t-i}^1 + \sum_{i=0}^{q} \beta_{gdp,i}^1 rgdpperln_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \beta_{d,i}^1 d_{t-i} + \varepsilon_t^1, \qquad (7)$$

$$gln_t^2 = \alpha_0^2 + \alpha_1^2 t + \sum_{i=1}^{j} \beta_{g,i}^2 gln_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{q} \beta_{gdp,i}^2 rgdpperln_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \beta_{d,i}^2 d_{t-i} + \varepsilon_t^2, \qquad (8)$$

在第（7）式與第（8）式中，j 代表 gln_{t-i}^1 的遞延期數，q 代表 $rgdpperln_{t-i}$ 的遞延期數，k 代表 d_{t-i} 的遞延期數，三者皆透過 BIC 決定之。d_t 為虛擬變數（dummy variable），由於我國政府在民國 88 年至 89 年間由 7 月制調整為曆年制，故民國 88 年下半年度支出數被合併計入民國 89 年當中，導致該年度預算歲出與歲入大幅增加，從圖 2 政府預算歲出與歲入趨勢圖中可以發現，在民國 88 年至 89 年間兩者之數據皆有明顯躍升的情況，可能影響時間序列模型的估計。因此，為控制該年所發生的會計年度變動，故設定虛擬變數 d_t，將民國 89 年設為 1，其餘年度皆設為 0。α_0^1、α_0^2 為常數項，α_1^1、α_1^2 為時間趨勢的迴歸係數，$\beta_{g,i}^1$、$\beta_{g,i}^2$、$\beta_{gdp,i}^1$、$\beta_{gdp,i}^2$、$\beta_{d,i}^1$、$\beta_{d,i}^2$ 為變數的迴歸係數，ε_t^1 與 ε_t^2 則代表誤差項，t 則代表民國年份 64 年至 112 年。第（7）式是依據過往文獻常見之作法，以實質政府預算歲出對數值作為被解釋變數，估計其與實質人均 GDP 對數值之間的關聯，而第（8）式則是改以本研究所整理出的實質一般政府支出作為被解釋變數來進行估計。

圖 2

政府預算歲出與歲入趨勢圖



註：實線為政府預算歲出，虛線為政府預算歲入。

資料來源：立法院預決算知識庫、財政部財政統計。

兩式的估計結果透過再參數化（reparameterization），轉換為誤差修正（error-correction）的形式，得出 gln_t^1 、 gln_t^2 兩者各自與 $rgdpperln_t$ 之間的長期共整合關係，因此，本研究依據 Pesaran 等人（2001）所提出的界限檢定法，對第（7）式與第（8）式進行檢定，該檢定透過 F 統計量以及 t 統計量是否超過 I（0）及 I（1）臨界值，以判斷是否能推翻虛無假設：「變數之間不存在共整合關係」。[18] 在變數存在共整合關係下，則可以將第（7）式與第（8）式轉換為下方誤差修正的形式：

$$\Delta gln_t^1 = \alpha_0^1 + \alpha_1^1 t - \phi^1 (gln_{t-1}^1 - \theta_{gdp}^1 rgdpperln_t - \theta_d^1 d_t) + \sum_{i=1}^{j-1} \mu_{g,i}^1 \Delta gln_{t-i}^1 + \sum_{i=0}^{q-1} \mu_{gdp,i}^1 \Delta rgdpperln_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \mu_{d,i}^1 \Delta d_{t-i} + \varepsilon_t^1, \quad (9)$$

$$\Delta gln_t^2 = \alpha_0^2 + \alpha_1^2 t - \phi^2 (gln_{t-1}^2 - \theta_{gdp}^2 rgdpperln_t - \theta_d^2 d_t) + \sum_{i=1}^{j-1} \mu_{g,i}^2 \Delta gln_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{q-1} \mu_{gdp,i}^2 \Delta rgdpperln_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \mu_{d,i}^2 \Delta d_{t-i} + \varepsilon_t^2, \quad (10)$$

在第（9）式與第（10）式中，θ_{gdp}^1 為在長期均衡之下，政府預算歲出與實質人均 GDP 的彈性係數，為確認該係數是否大於 1，本研究設定虛無假設：「$\theta_{gdp}^1 = 1$」，並執行 Wald 檢定，若檢定結果推翻此一假設，則可以推論我國政府預算歲出成長符合華格納法則；同理，θ_{gdp}^2 為在長期均衡之下，一般政府支出與實質人均 GDP 的彈性係數，設定虛無假設：「$\theta_{gdp}^2 = 1$」，若 Wald 檢定結果推翻此一假設，則可以推論一般政府支出成長符合華格納法則，因此，θ_{gdp}^1 與 θ_{gdp}^2 為本研究在第一部分迴歸中主要估計的係數，兩者估計結果之差異可用於判斷過往實證分析之所以得出華格納法則在我國不成立的結論，是否係因傳統政府支出定義忽略了非營業特種基金支出所致。另外，兩式中的 ϕ^1 、 ϕ^2 代表模型調整至均衡的調整速率，$\mu_{g,i}^1$ 、 $\mu_{gdp,i}^1$ 、 $\mu_{d,i}^1$ 、 $\mu_{g,i}^2$ 、 $\mu_{gdp,i}^2$ 、 $\mu_{d,i}^1$ 代表被解釋變數短期波動的影響係數，Δgln_t^1 為實質政府預算歲出對數值之變動，Δgln_t^2 為實質一般政府支出對數值之變動，$\Delta rgdpperln_t$ 為實質人均 GDP 對數值之變動，$\Delta d_{i,t}$ 為會計年度虛擬變數之變動。

第二個 ARDL 模型主要是透過檢驗政府支出與政府收入的共整合關係及長期均

[18] 須注意，*F* 統計量以及 *t* 統計量所比較的 I（0）及 I（1）臨界值並不相同，詳情請參考 Kripfganz 與 Schneider（2020）。

衡係數，以分析我國政府財政是否具有永續性，其模型架構如下：

$$r_t^1 = c_0^1 + c_1^1 t + \sum_{i=1}^{w} \lambda_{r,i}^1 r_{t-i}^1 + \sum_{i=0}^{j} \lambda_{g,i}^1 g_{t-i}^1 + \sum_{i=0}^{k} \lambda_{d,i}^1 d_{t-i} + u_t^1, \quad (11)$$

$$r_t^2 = c_0^2 + c_1^2 t + \sum_{i=1}^{w} \lambda_{r,i}^2 r_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{j} \lambda_{g,i}^2 g_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{k} \lambda_{d,i}^2 d_{t-i} + u_t^2, \quad (12)$$

在第（11）式與第（12）式中，w 代表 r_{t-i}^1 的遞延期數，j 代表 g_{t-i}^1 的遞延期數，k 代表 d_{t-i} 的遞延期數，三者皆透過 BIC 決定之。c_0^1、c_0^2 為常數項，c_1^1、c_1^2 為時間趨勢的迴歸係數，$\lambda_{r,i}^1$、$\lambda_{g,i}^1$、$\lambda_{d,i}^1$、$\lambda_{r,i}^2$、$\lambda_{g,i}^2$、$\lambda_{d,i}^2$ 為變數的迴歸係數，u_t^1 與 u_t^2 則代表誤差項。第（11）式是以實質政府預算歲入作為被解釋變數，估計其與實質政府預算歲出之間的動態關聯，而第（12）式則改以實質一般政府收入為被解釋變數，估計其與實質一般政府支出之間的動態關聯。

與分析華格納法則時的作法相同，先對第（11）式與第（12）式進行界限檢定，確認變數之間是否具有共整合關係，再透過再參數化將兩式轉換為誤差修正的形式，轉換結果如下：

$$\Delta r_t^1 = c_0^1 + c_1^1 t - \gamma^1 (r_{t-1}^1 - \delta_g^1 g_t^1 - \delta_d^1 d_t) + \sum_{i=1}^{w-1} \varphi_{r,i}^1 \Delta r_{t-i}^1 + \sum_{i=0}^{j-1} \varphi_{g,i}^1 \Delta g_{t-i}^1 + \sum_{i=0}^{k-1} \varphi_{d,i}^1 \Delta d_{t-i} + u_t^1, \quad (13)$$

$$\Delta r_t^2 = c_0^2 + c_1^2 t - \gamma^2 (r_{t-1}^2 - \delta_g^2 g_t^2 - \delta_d^2 d_t) + \sum_{i=1}^{w-1} \varphi_{r,i}^2 \Delta r_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{j-1} \varphi_{g,i}^2 \Delta g_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{k-1} \varphi_{d,i}^2 \Delta d_{t-i} + u_t^2. \quad (14)$$

在第（13）式與第（14）式中，δ_g^1 為在長期均衡之下，政府預算歲出對政府預算歲入的長期均衡係數，為確認該係數是否等於一，本研究設定虛無假設：「$\delta_g^1=1$」，並執行 Wald 檢定，若檢定結果接受此一假設，則可以推論兩者在長期符合跨期預算限制（intertemporal budget constraint, IBC），國家財政具有永續性；同理，δ_g^2 為在長期均衡之下，一般政府支出對一般政府收入的長期均衡係數，設定虛無假設：「$\delta_g^2=1$」，並進行 Wald 檢定，確認其是否大於 1，而 δ_g^1 與 δ_g^2 之間的估計差異可用於檢驗我國財政永續性在考慮非營業特種基金支出後是否仍符合統計上應具備之條件。另外，兩式中的 γ^1、γ^2 代表模型調整至均衡的調整速率，$\varphi_{g,i}^1$、$\varphi_{g,i}^2$、$\varphi_{r,i}^1$、$\varphi_{r,i}^2$、$\varphi_{d,i}^1$、$\varphi_{d,i}^2$ 代表被解釋變數短期波動的影響係數，Δr_t^1 為政府預算歲入之變動，Δr_t^2 為一般政府收入之變動，Δg_t^1 為政府預算歲出之變動，Δg_t^2 為一般政府支出之變動，$\Delta d_{i,t}$ 為會計年度虛擬變數之變動。

將第（9）式、第（10）式所估計的政府支出對人均 GDP 之彈性，與第（13）

式、第（14）式的收入支出共整合關係檢定結果一起進行檢視，作為判斷華格納法則與財政永續性關聯之依據。

肆、實證結果

一、華格納法則

表 8 呈現以預算歲出對數值為被解釋變數估計華格納法則的結果，第（1）至（4）欄分別是以「民國 64 年至 112 年」、「民國 70 年至 112 年」、「民國 73 年至 112 年」與「民國 75 年至 112 年」等四個資料時間區段來進行 ARDL 模型分析及界限檢定法，以確認在不同時間區段下，模型估計結果是否具有一致性。表 8 第（1）至（4）欄的結果顯示，界限檢定法所得出的 F 值與 t 值皆未超過臨界值（critical value），亦即 gln_t^1 與 $rgdpperln_t$ 之間並不具有共整合關係，華格納法則並不成立，此一結果與過往研究一致。

表 9 則呈現以一般政府支出為被解釋變數，透過 ARDL 模型分析及界限檢定法，對四個資料時間區段來進行華格納法則之估計。第（1）至（4）欄的結果顯示，在四個資料時間區段下，界限檢定法所得出的 F 值與 t 值皆超過 1% 的臨界值，亦即 gln_t^2 與 $rgdpperln_t$ 之間具有共整合關係，進一步利用 Wald 檢定發現，$rgdpperln_t$ 的長期均衡係數明顯異於 1，換言之，在四個資料時間區段中，在 gln_t^2 與 $rgdpperln_t$ 之間的彈性係數大於 1，符合華格納法則的推論，政府支出增加幅度超越國民所得成長的幅度。

由此可見，若忽略非營業特種基金支出，將低估政府規模，導致 ARDL 模型與界限檢定法得到華格納法則不成立的結論，而本研究依 GFSM 之規範重新劃分一般政府支出後，實證結果支持華格納法則成立，此結果有別於過往多數文獻之看法。在此基礎上，本研究進一步分析財政永續性問題，檢視政府支出與收入之間的關聯，是否滿足政府跨期預算平衡。

表 8

以政府預算歲出對數值為被解釋變數估計華格納法則

	(1) 64–112 年	(2) 70–112 年	(3) 73–112 年	(4) 75–112 年
LR				
$rgdpperln_t$	1.518*** (0.264)	1.446*** (0.257)	1.395*** (0.387)	0.916 (0.650)
d_t	0.436 (0.329)	0.441 (0.302)	0.450 (0.323)	0.525 (0.357)
SR				
Δd_t	0.199** (0.098)	0.184* (0.099)	0.187* (0.103)	0.191* (0.103)
t	-0.010* (0.005)	-0.010* (0.005)	-0.009 (0.007)	-0.004 (0.008)
α_0^1	4.058*** (1.390)	4.709*** (1.531)	4.814*** (1.682)	6.388*** (2.050)
EC				
gln_{t-1}^1	-0.371*** (0.126)	-0.403*** (0.129)	-0.393*** (0.141)	-0.367** (0.143)
F 統計量				
I(0) *p* 值	0.259	0.199	0.242	0.161
I(1) *p* 值	0.420	0.343	0.398	0.287
t 統計量				
I(0) *p* 值	0.144	0.105	0.193	0.268
I(1) *p* 值	0.307	0.245	0.369	0.455
Wald *p* 值	0.0567*	0.0915*	0.3153	0.8976
$adj\ R^2$	0.530	0.546	0.548	0.569

註：LR 代表長期均衡，即共整合關係；SR 代表短期誤差修正模型係數；EC 代表調整速率；*** 代表 *p* 值小於 0.01、** 代表 *p* 值小於 0.05、* 代表 *p* 值小於 0.1。

資料來源：本研究自行整理。

表 9

以一般政府支出為被解釋變數估計華格納法則

	(1) 64–112 年	(2) 70–112 年	(3) 73–112 年	(4) 75–112 年
LR				
$rgdpperln_t$	1.594*** (0.089)	1.567*** (0.098)	1.558*** (0.138)	1.499*** (0.200)
d_t	0.476*** (0.06)	0.484*** (0.110)	0.482*** (0.114)	0.493*** (0.123)
SR				
$\Delta rgdpperln_t$	-0.955** (0.356)	-0.944** (0.371)	-1.006** (0.421)	-1.032** (0.453)
$\Delta rgdpperln_{t-1}$	-1.044*** (0.348)	-0.970** (0.363)	-0.952** (0.404)	-0.932** (0.413)
t	-0.012*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.011** (0.004)	-0.010* (0.005)
α_0^2	7.524*** (1.086)	7.686*** (1.163)	7.814*** (1.463)	8.243*** (1.809)
EC				
gln_{t-1}^2	-0.821*** (0.103)	-0.814*** (0.106)	-0.818*** (0.112)	-0.809*** (0.119)
F 統計量				
I(0) *p* 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
I(1) *p* 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
t 統計量				
I(0) *p* 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.001***
I(1) *p* 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.004***
Wald *p* 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.018**
$adj\ R^2$	0.721	0.720	0.721	0.719

註：LR 代表長期均衡，即共整合關係；SR 代表短期誤差修正模型係數；EC 代表調整速率。*** 代表 *p* 值小於 0.01、** 代表 *p* 值小於 0.05、* 代表 *p* 值小於 0.1。

資料來源：本研究自行整理。

二、財政永續性檢定

表 10 為預算歲入與歲出共整合分析結果，第（1）至（6）欄分別是以「民國 64 年至 112 年」、「民國 70 年至 112 年」、「民國 73 年至 112 年」、「民國 75 年至 112 年」、「民國 80 年至 112 年」與「民國 85 年至 112 年」等六個資料時間

區段來進行 ARDL 模型分析及界限檢定法的結果。在六個資料時間區段下，*F* 值與 *t* 值皆未超過 10% 的臨界值，反映 g_t^1 與 r_t^1 之間皆不具有共整合關係，收入成長的幅度並未跟上支出成長的幅度，長期之下，政府可能面臨無法償還債務的問題，亦即我國財政狀況不符合財政永續性在統計上之條件。

表 11 則為一般政府收入與一般政府支出共整合分析結果，第（1）欄、（2）欄、第（5）欄以及第（6）欄呈現 g_t^2 與 r_t^2 之間皆不具有共整合關係，反映兩者之

表 10

財政永續性—政府預算歲入與歲出共整合分析

	(1) 64–112 年	(2) 70–112 年	(3) 73–112 年	(4) 75–112 年	(5) 80–112 年	(6) 85–112 年
LR						
g_t^1	0.633*** (0.166)	0.643*** (0.175)	0.601*** (0.195)	0.588** (0.229)	1.115* (0.559)	1.197 (0.867)
d_t	-4,112 (7,442)	-4,227 (7,635)	-3,666 (7,892)	-3,485 (8,279)	-11,459 (13,805)	-15,955 (22,882)
SR						
Δd_t	8,082*** (1,874)	8,079*** (1,920)	8,072*** (1,993)	8,068*** (2,056)	8,609*** (2,181)	9,366*** (2,396)
t	70.977 (48.780)	70.403 (49.952)	73.697 (52.179)	74.907 (55.020)	29.596 (65.761)	18.293 (75.837)
c_0^1	-3635 (2,866)	-3658 (2,942)	-3,598 (3,056)	-3,599 (3,149)	-3,978 (3,234)	-2,940 (3,972)
EC						
r_{t-1}^1	-0.335** (0.133)	-0.336** (0.137)	-0.335** (0.142)	-0.334** (0.146)	-0.299* (0.159)	-0.226 (0.184)
F 統計量						
I(0) *p* 值	0.214	0.240	0.292	0.330	0.367	0.777
I(1) *p* 值	0.363	0.397	0.458	0.502	0.540	0.882
t 統計量						
I(0) *p* 值	0.294	0.318	0.363	0.395	0.584	0.841
I(1) *p* 值	0.491	0.514	0.554	0.581	0.726	0.892
Wald *p* 值	0.033**	0.048**	0.048**	0.081*	0.837	0.822
$adj\ R^2$	0.784	0.784	0.783	0.782	0.802	0.805

註：LR 代表長期均衡，即共整合關係；SR 代表短期誤差修正模型係數；EC 代表調整速率。*** 代表 *p* 值小於 0.01、** 代表 *p* 值小於 0.05、* 代表 *p* 值小於 0.1。

資料來源：本研究自行整理。

表 11

財政永續性—一般政府收入與一般政府支出共整合分析

	(1) 64–112 年	(2) 70–112 年	(3) 73–112 年	(4) 75–112 年	(5) 80–112 年	(6) 85–112 年
LR						
g_t^2	0.529* (0.289)	0.516* (0.265)	0.409** (0.197)	0.439*** (0.208)	0.594** (0.270)	0.437 (0.371)
d_t	543 (10,771)	2,018 (9,840)	9,366 (6,249)	8,769 (6,399)	2,208 (7,244)	-214 (8,747)
SR						
Δg_t^2	0.316** (0.137)	0.315** (0.140)	0.432*** (0.132)	0.425*** (0.137)	0.555*** (0.150)	0.676*** (0.166)
Δd_t	6,870** (3,174)	6,223* (3,309)	-	-	-	-
t	202 (134)	233 (141)	403*** (120)	396*** (124)	279** (131)	259* (136)
c_0^2	-13,134 (8,720)	-15,377 (9,273)	-26,953*** (7,857)	-26,733*** (8,087)	-19,780** (8,208)	-15,822* (8,622)
EC						
r_{t-1}^2	-0.330** (0.136)	-0.366** (0.146)	-0.531** (0.137)	-0.433** (0.166)	-0.487*** (0.151)	-0.426** (0.165)
F 統計量						
I(0) *p* 值	0.364	0.334	0.020**	0.026**	0.087*	0.098*
I(1) *p* 值	0.544	0.511	0.049**	0.062*	0.171	0.185
t 統計量						
I(0) *p* 值	0.325	0.287	0.021**	0.028**	0.089*	0.265
I(1) *p* 值	0.520	0.480	0.072*	0.088*	0.208	0.436
Wald *p* 值	0.111	0.076*	0.005***	0.011**	0.144	0.144
$adj\ R^2$	0.851	0.853	0.842	0.842	0.877	0.892

註：LR 代表長期均衡，即共整合關係；SR 代表短期誤差修正模型係數；EC 代表調整速率。*** 代表 *p* 值小於 0.01、** 代表 *p* 值小於 0.05、* 代表 *p* 值小於 0.1。

資料來源：本研究自行整理。

間並未有一致的成長趨勢，而第（3）欄以及第（4）欄之間雖然檢定結果顯示 g_t^2 與 r_t^2 之間具有共整合關係，但兩欄 g_t^2 的影響係數值分別為 0.409 與 0.439，且 Wald 檢定皆呈現顯著，代表係數值明顯小於 1，仍不滿足財政永續性應具備的統計條件。此一結果結合表 9 對於華格納法則的估計，可以進一步推論：隨著經濟成長帶動社

會居民對於公共服務的需求增加，政府支出成長超過 GDP 的成長，但是政府收入卻未有一致的成長趨勢，使得國家財政無法滿足跨期預算平衡，換言之，華格納法則成立的同時，財政永續性亦將面臨挑戰，而此一研究發現與 Irandoust（2019）、Karceski 與 Kiser（2020）、Koester 與 Priesmeier（2013）之結論一致。[19]

三、穩健性測試

本研究設計四個穩健性測試，以確認前述實證結果的穩健性，這四項測試的結果置於附錄 F。其一，以 GDP 總額對數值取代人均 GDP 對數值來重新檢測華格納法則，確認在不同的國民所得指標下，華格納法則是否依舊成立，附錄 F 的附表 F-1 顯示，一般政府支出與 GDP 總額的彈性係數仍大於 1，符合華格納法則的推論。其二，政府預算歲入、政府預算歲出、一般政府收入與一般政府支出取對數值後，再進行財政永續性之檢驗，政府預算歲入對數值與政府預算歲出對數值的檢定結果呈現於附錄 F 的附表 F-2，一般政府收入對數值與一般政府支出對數值的檢定結果呈現於附錄 F 的附表 F-3，兩者的結果皆顯示我國政府收支的長期變化趨勢不符合財政永續性的統計條件。其三，本研究透過格蘭傑因果檢定發現，$rgdpperln_t$ 會「Granger 導致」gln_t^2，但 gln_t^2 無法「Granger 導致」$rgdpperln_t$，因此，我國政府支出與人均 GDP 之間的關係符合華格納法則，但不符合凱因斯假說，與表 9 結果一致，結果呈現於附錄 F 的附表 F-4。其四，探討一般政府收入與人均 GDP 之間的關聯，該實證結果呈現於附錄 F 的附表 F-5，人均 GDP 對政府收入影響係數在全部資料時間區段的分析中，小於其對政府支出的影響係數值，反映一般政府收入成長跟不上一般政府支出的擴張，惟在部分資料區間的結果中，政府收入與支出則並沒有大小一定的關係。透過前述四項穩健性分析，確認本研究之結果在不同分析方法或變數定義下，具有一致性。

伍、結論

本研究依據 GFSM 之定義，將臺灣民國 64 至民國 112 年的政府預算歲出與附

[19] 我國民國 84 年至 112 年的各級政府未償債務餘額數值有逐年攀升的趨勢，請參考附錄 E。

屬單位預算支出進行再分類，計算出在 GFSM 定義下我國的一般政府支出，再以其作為被解釋變數，透過 ARDL 模型與界限檢定法進行兩部分實證研究。第一部分，分析我國一般政府支出與人均 GDP 之間是否具有長期共整合關係，以檢驗華格納法則是否成立；第二部分，將政府預算歲入與非營業特種基金收入同樣按照 GFSM 之定義進行合併後，將其與一般政府支出進行共整合分析，以檢驗我國政府的財政永續性。

實證結果顯示：第一，以我國政府預算歲出與人均 GDP 進行共整合分析，會發現華格納法則不成立，但改以一般政府支出進行共整合分析後，則會發現其與人均 GDP 之間符合華格納法則的實證經驗，換言之，過往政府統計及相關研究對於政府支出定義過於狹隘，忽略了非營業特種基金支出的成長，導致實際政府規模被低估，從而影響華格納法則的實證估計。第二，在所有的資料時間區間中，一般政府收入與一般政府支出之間都不符合財政永續性所需具備的統計條件，顯示一般政府收入並未與一般政府支出有一致的成長趨勢，我國政府將難以繼續維持跨期預算平衡，有財政永續性的疑慮。

本研究主要貢獻有三：第一，本研究依據 GFSM 標準重新界定政府支出範圍，修正該統計偏誤後，實證結果顯示我國政府支出的成長趨勢符合華格納法則，此結果與過往多數文獻之結論有所不同（Huang, 2006; Pluta, 1979; 李建強等人，2012；陳碧美，2015；楊媛婷，2016），同時，其亦反映過往實證研究之所以得出華格納法則於我國不成立之結論，源自於此類文獻對於政府支出的定義過於狹隘，低估我國政府支出擴大的規模，而本研究則可以補足這一點。第二，過往研究對於我國政府是否具備財政永續性之存在意見分歧，本研究結果在考慮非營業特種基金規模的情況下，支持我國政府不具有財政永續性的觀點（王菀禪，2008；李文綺，2007）。第三，本研究補足過往國內文獻對華格納法則與財政永續性關聯的研究空白，過往研究多以政治因素（蔡馨芳，2013）、人口結構變化（Goh et al., 2023; Lee et al., 2017）或政策制度（Liao et al., 2021; 董安琪、謝餘慶，2017）的角度來解釋我國財政永續性受到破壞的原因，而本研究提供經濟發展層面上，影響財政永續性的論點，指出我國政府支出的成長符合華格納法則，在政府支出成長大於國民所得成長的情況下，若未有相應的財政收入作為支應，將危及財政永續性。

本研究根據前述實證結果提出三點政策建議，作為未來財政改革的參考方向。第一，在我國政府支出與國際根據 GFSM 準則編製之數據比較時，應有一致的標準。建議主管機關按照 GFSM 對於政府部門的定義，另行編製符合 GFSM 規範之

一般政府支出，以改善我國政府預算科目「歲出」定義過於狹隘的問題，避免在統計上低估整體政府部門規模。第二，建議政府針對現行非營業特種基金制度進行檢討，裁併未必具有實質效益的基金回歸公務預算，以減少特種基金設置浮濫的問題。第三，應考慮進行收入制度的改革，增加政府之歲入來因應政府支出的財源，以免破壞財政永續性。

在研究限制的部分，本研究在計算一般政府支出與收入時，並未包含地方政府的非營業特種基金，主要係因為各地方政府所公布的基金資料並不齊全，且公布資料的時間存在差異，難以進行彙整。此一問題可能會導致我國各級政府支出與收入規模被低估，係本研究的一項限制。惟地方政府的基金相較於各級政府整體支出規模較小，故對估計結果的影響應較為有限。

利益衝突聲明

本文之研究並無涉及任何利益衝突。

生成式人工智慧（Generative AI）工具使用揭露

本研究在撰寫論文的過程中，有利用 ChatGPT GPT-5 進行以下兩項撰寫工作：

1. 利用 ChatGPT GPT-5 協助查找華格納法則與財政永續性之相關文獻，並進行文獻內容的初步整理與彙整，至於文獻的研究結論歸納、研究結果判讀與驗證，則均由作者自行完成。
2. 在文章撰寫過程中，使用 ChatGPT 協助進行英文翻譯、文字潤飾以及文字錯誤等文字編修工作。

參考文獻

王菀禪（2008）。**從結構性赤字探討我國財政永續性問題**〔未出版之碩士論文〕。國立臺北大學。[Wang, W.-C. (2008). *A study on fiscal sustainability from the structural deficits in Taiwan* [Unpublished master's thesis]. National Taipei University.]

李文綺（2007）。**我國中央政府財政收支調整之研究：1968-2004**〔未出版之博士論文〕。國立臺灣大學。[Lee, W.-C. (2007). *Balancing the budget through revenue or spending adjustment? An empirical study on Taiwan's fiscal policy: 1968-2004* [Unpublished doctoral dissertation]. National Taiwan University.]

李建強、李起銓、陳怡君（2012）。財政赤字與財政支出關係的檢驗－Buchanan-Wagner 假說成立嗎？。**應用經濟論叢**，（**91**），117-153。[Lee, C.-C., Lee C.-C., and Chen, Y.-J. (2012). An examination of the public deficits and government spending relationship: Does the Buchanan-Wagner hypothesis hold? *Taiwan Journal of Applied Economics*, (*91*), 117-153.]

孫克難（1997）。臺灣地區政府支出成長之政經因素分析，**財稅研究**，**29**，1-20。[Sun, K.-N. (1997). A political/economic analysis of Taiwan government spending growth. *Public Finance Review*, *29*, 1-20.]

郭鎮豪、吳朝欽（2016）。我國與 OECD 國家財政永續性之探討。**財稅研究**，**45**（6），67-92。[Guo, J.-H. and Wu, J.-C. (2016). Fiscal sustainability in Taiwan and OECD countries, *Public Finance Review*, *45*(6), 67-92.]

陳怡如（2006）。**我國財政政策永續性之實證研究**〔未出版之碩士論文〕。國立臺北大學。[Chen, Y.-J. (2006). *An empirical study of fiscal sustainability in Taiwan* [Unpublished master's thesis]. National Taipei University.]

陳碧美（2015）。**政府支出規模決定因素之研究：台灣的實證**〔未出版之碩士論文〕。國立中山大學。[Chen, P. (2015). *Determinants of government size: Evidence from Taiwan* [Unpublished master's thesis]. National Sun Yat-sen University.]

陳慧敏（2013）。**東亞六國財政永續性之探討**〔未出版之碩士論文〕。嶺東科技大學。[Chen, H.-M. (2013). *The analysis of fiscal sustainability: Evidence from Asian countries* [Unpublished master's thesis]. Ling Tung University.]

楊媛婷（2016）。**台灣政府支出結構與經濟成長關係之研究**〔未出版之碩士論

文〕。國立臺灣大學。[Yang, Y.-T. (2016). *A study on the relationship between the composition of government expenditure and economic growth in Taiwan* [Unpublished master's thesis]. National Taiwan University.]

董安琪、謝餘慶（2017）。既患不均，可不患寡、不患貧乎？—從財政永續性與世代間不均的角度看臺灣的年金改革。**臺灣經濟預測與政策**，**48**（1），41-73。[Tung, A.-C. and Hsieh, K. Y-C. (2017). Pension reform in Taiwan: An application of generational accounting method. *Taiwan Economic Forecast and Policy*, *48*(1), 41-73.]

蔡馨芳 (2013)。臺灣財政永續性之研究：政府角色的反思。**公共行政學報**，（44），41-72。https://doi.org/10.30409/JPA.201303_(44).0002 [Tsai, H.-F. (2013). The study of fiscal sustainability in Taiwan: A reflection of the role of government. *Taiwanese Journal of Public Administration*, (44), 41-72.]

Afonso, A., & Jalles, J. T. (2016). The elusive character of fiscal sustainability. *Applied Economics*, *48*(28), 2651-2664. https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1128074

Afonso, A., & Coelho, J. C. (2025). Fiscal sustainability, fiscal reactions, pitfalls and determinants. *Applied Economics*, *57*(26), 3560-3571. https://doi.org/10.1080/00036846.2024.2337808

Akitoby, B., Clements, B., Gupta, S., & Inchauste, G. (2006). Public spending, voracity, and Wagner's law in developing countries. *European Journal of Political Economy*, *22*(4), 908-924. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2005.12.001

Arestis, P., Şen, H., & Kaya, A. (2021). On the linkage between government expenditure and output: Empirics of the Keynesian view versus Wagner's law. *Economic Change and Restructuring*, *54*(2), 265-303. https://doi.org/10.1007/s10644-020-09284-7

Barra, C., Bimonte, G., & Spennati, P. (2015). Did fiscal institutions affect Wagner's law in Italy during 1951-2009 period? An empirical analysis. *Applied Economics*, *47*(59), 6409-6424. https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1071475

Bazán, C., Álvarez-Quiroz, V. J., & Morales Olivares, Y. (2022). Wagner's law vs. Keynesian hypothesis: Dynamic impacts. *Sustainability*, *14*(16), No. 10431. https://doi.org/10.3390/su141610431

Brady, G. & C. Magazzino (2018). Fiscal Sustainability in the EU, *Atlantic Economic Journal*, *46*(3), 297-311. https://doi.org/10.1007/s11293-018-9588-4

Chang, T. (2002). An econometric test of Wanger's law for six countries based on cointegration and error-correction modelling techniques. *Applied Economics*,

34(9), 1157-1169. https://doi.org/10.1080/00036840110074132

Funashima, Y., & Hiraga, K. (2017). Wagner's law, fiscal discipline, and intergovernmental transfer: Empirical evidence at the US and German state levels. *International Tax and Public Finance, 24*(4), 652-677. https://doi.org/10.1007/s10797-017-9458-z

Goh, S. K., Wong, K. N., McNown, R., & Chen, L-J. (2023). Long-run macroeconomic consequences of Taiwan's aging labor force: An analysis of policy options. *Journal of Policy Modeling*, *45*(1), 121-138. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2023.01.006

Hakkio, C. S., & Rush, M. (1991). Is the budget deficit "too large?". *Economic Inquiry*, *29*(3), 429-445. https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1991.tb00837.x.

Henrekson, M. (1993). Wagner's law-a spurious relationship?. *Public Finance*, *46*(3). 406-415. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=998269.

Huang, C. J. (2006). Government expenditures in China and Taiwan: Do they follow Wagner's law? *Journal of Economic Development*, *31*(2), 139-148. https://www.semanticscholar.org/paper/GOVERNMENT-EXPENDITURES-IN-CHINA-AND-TAIWAN%3A-DO-LAW-Huang/70d394f8a2be40d69c47dbd7c0f85dbeaba190c2

Irandoust, M. (2019). Wagner on government spending and national income: A new look at an old relationship. *Journal of Policy Modeling*, *41*(4), 636-646. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.02.003

International Monetary Fund. (2014). *Government Finance Statistics Manual 2014*, International Monetary Fund. https://www.imf.org/external/pubs/ft/gfs/manual/2014/gfsfinal.pdf

Jalles, J. (2019). Wagner's law and governments' functions: Granularity matters. *Journal of Economic Studies*, *46*(2), 446-466. https://doi.org/10.1108/JES-02-2018-0049

Karceski, S. M., & Kiser, E. (2020). Is there a limit to the size of the state? The scope conditions of Wagner's law. *Journal of Institutional Economics*, *16*(2), 217-232. https://doi.org/10.1017/S1744137419000481

Koester, G., & Priesmeier, C. (2013). Does Wagner's law ruin the sustainability of German public finances?. FinanzArchiv / *Public Finance Analysis*, *69*(3), 256-288. https://www.jstor.org/stable/43297179

Kripfganz, S. & Schneider, D. C. (2020). Response surface regressions for critical value bounds and approximate p-values in equilibrium correction models 1. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *82*(6), 1456-1481. https://doi.org/10.1111/

obes.12377

Lamartina, S. & Zaghini, A. (2011). Increasing public expenditures: Wagner's law in OECD countries. *German Economic Review, 12*(2), 149-164. https://doi.org/10.1111/j.1468-0475.2010.00517.x

Liao, W. J., Kuo, N. L., & Chuang, S. H. (2021). Taiwan's budgetary responses to COVID-19: The use of special budgets. *Journal of Public Budgeting, Accounting & Financial Management*, *33*(1), 24-32. https://doi.org/10.1108/JPBAFM-07-2020-0128

Lee, S. H., Kim, J., & Park, D. (2017). Demographic change and fiscal sustainability in Asia. *Social Indicators Research, 134*(1), 287-322. https://doi.org/10.1007/s11205-016-1424-0

Oxley, L. (1994). Cointegration, causality and Wagner's law: A test for Britain 1870-1913. *Scottish Journal of Political Economy, 41*(3), 286-298. https://doi.org/10.1111/j.1467-9485.1994.tb01127.x

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. https://doi.org/10.1002/jae.616

Pluta, J. E. (1979). Wagner's law, public sector patterns, and growth of public enterprises in Taiwan. *Public Finance Review*, *7*(1), 25-46. https://doi.org/10.1177/109114217900700102

Quintos, C.E. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business & Economic Statistics, 13(4)*, 409-417. https://doi.org/10.2307/1392386

Ram, R. (1987). Wagner's hypothesis in time-series and cross-section perspectives: Evidence from "real" data for 115 countries. *The Review of Economics and Statistics*, *69*(2), 194-204. https://doi.org/10.2307/1927226

Selvanathan, E. A., Selvanathan, S., & Jayasinghe, M. S. (2021). Revisiting Wagner's and Keynesian's propositions and the relationship between sectoral government expenditure and economic growth. *Economic Analysis and Policy*, *71*, 355-370. https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.05.005

Trehan, B., & Walsh, C. E. (1988). Common trends, the government's budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *12*(2-3), 425-444. https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90048-6.

Does Taiwan's Government Expenditure Conform to Wagner's Law and Fiscal Sustainability? Re-examination after Incorporating Non-Operating Special Funds

En-Ming Shih[*], Da-Kai Wu[**], Shih-Syuan Liao[***], Qi Zhong[****], Joe Chen[*****]

Abstract

When previous studies analyzed Wagner's Law with Taiwan as the focus, the scope of government expenditure was often defined too narrowly, thereby creating the problem of overly narrow definitions of government expenditure. This limited definition tended to underestimate the size of government and resulted in the conclusion that Wagner's Law did not hold. Therefore, this study, based on the classification principles of the Government Finance Statistics Manual 2014 (GFSM 2014), redefines Taiwan's government expenditure and revenue from 1975 to 2023. It employs the autoregressive distributed lag (ARDL) model and the bound test to conduct a cointegration analysis between government expenditure and per capita national income. It examines whether the

[*] En-Ming Shih, Assistant Professor, Department of Accounting, Soochow University.
[**] Da-Kai Wu, Assistant Professor, Department of Accounting, Feng Chia University. Corresponding author, email: dkwu@o365.fcu.edu.tw
[***] Shih-Syuan Liao, Attorney, Phoebus & Artemis Attorneys-at-Law and CPAs.
[****] Ci Chung, Assistant Professor, Department of Public Finance, National Chengchi University.
[*****] Joe Chen, Professor, Department of Public Finance, National Chengchi University.

long-run trends are consistent with the implications of Wagner's Law. In addition, the study further analyzes whether the changing trend between government revenue and expenditure satisfies the statistical conditions of fiscal sustainability. This study aims to explore the relationship between Wagner's Law and fiscal sustainability. The empirical results reveal two main findings. First, using the new definition of government expenditure, this study finds that the growth of Taiwan's public spending is consistent with Wagner's Law. Second, the changing trend between government revenue and expenditure over time does not satisfy the statistical conditions required for fiscal sustainability. These results suggest that Taiwan's government spending increases with national income and grows at a faster rate. However, government revenue does not grow simultaneously with it. This imbalance threatens long-term fiscal sustainability.

Keywords: general government expenditure, Wagner's Law, fiscal sustainability, nonprofit special funds, ARDL

附錄

附錄 A　民國 64 年至民國 112 年政府支出概況

附表 A-1

民國 64 年至民國 112 年政府支出概況表

單位：億元、%

民國年份	總預算與特別預算	營業基金支出數	非營業特種基金支出數	總預算與特別預算支出成長率	營業基金支出數成長率	非營業特種基金支出數成長率
64	1,236	1,161	10	-	-	-
65	1,466	1,372	36	18.644	18.156	247.518
66	1,877	1,662	38	28.014	21.203	7.067
67	2,215	2,027	96	18.021	21.921	150.850
68	2,469	2,623	99	11.472	29.439	3.399
69	3,404	3,743	157	37.861	42.676	57.667
70	4,257	5,035	128	25.082	34.509	-18.434
71	4,873	5,613	195	14.451	11.486	52.386
72	4,899	5,620	259	0.542	0.135	32.835
73	5,062	5,677	281	3.333	1.012	8.423
74	5,463	5,739	297	7.924	1.081	5.883
75	6,167	5,847	313	12.882	1.891	5.458
76	6,419	6,020	315	4.085	2.954	0.419
77	7,265	6,591	353	13.173	9.480	12.256
78	12,074	7,193	402	66.195	9.148	13.889
79	10,975	8,426	813	-9.097	17.140	101.948
80	12,756	9,799	937	16.227	16.289	15.338
81	15,619	10,221	1,119	22.445	4.301	19.421
82	17,563	10,975	1,164	12.445	7.386	3.997
83	18,264	11,120	1,263	3.989	1.316	8.470
84	19,101	10,474	1,399	4.583	-5.810	10.799
85	18,438	12,028	1,467	-3.470	14.839	4.823
86	18,788	16,502	1,523	1.897	37.192	3.872
87	19,926	17,159	2,047	6.059	3.981	34.342
88	20,500	18,177	2,304	2.881	5.938	12.582

附表 A-1（續）

民國 64 年至民國 112 年政府支出概況表

單位：億元、%

民國年份	總預算與特別預算	營業基金支出數	非營業特種基金支出數	總預算與特別預算支出成長率	營業基金支出數成長率	非營業特種基金支出數成長率
89	31,409	38,914	5,122	53.216	114.080	122.302
90	22,718	27,967	7,965	-27.673	-28.132	55.519
91	21,450	24,082	9,527	-5.580	-13.890	19.606
92	22,165	24,202	9,369	3.334	0.496	-1.659
93	22,450	25,276	11,698	1.287	4.438	24.854
94	22,920	26,175	10,516	2.091	3.559	-10.104
95	22,142	28,272	10,724	-3.393	8.010	1.981
96	22,902	30,520	10,717	3.430	7.952	-0.065
97	23,436	37,535	12,671	2.332	22.986	18.234
98	26,709	29,005	11,817	13.966	-22.727	-6.746
99	25,668	29,494	18,298	-3.897	1.687	54.848
100	26,129	31,285	19,903	1.798	6.073	8.770
101	26,780	33,701	21,031	2.489	7.722	5.671
102	26,652	32,658	21,208	-0.476	-3.094	0.840
103	26,457	34,869	22,938	-0.733	6.770	8.156
104	26,452	25,166	29,451	-0.020	-27.828	28.396
105	27,453	23,617	28,434	3.785	-6.153	-3.454
106	27,784	25,513	27,130	1.204	8.028	-4.586
107	28,455	27,698	27,819	2.416	8.564	2.539
108	29,116	27,828	29,478	2.325	0.468	5.964
109	32,420	23,964	31,125	11.345	-13.886	5.588
110	33,603	24,724	32,991	3.648	3.173	5.994
111	36,524	34,883	35,985	8.693	41.086	9.076
112	40,336	34,477	35,695	10.438	-1.162	-0.807

註：　成長率計算公式為（本期金額－上一期金額）÷上一期金額×100%。另外，民國 88 年至 89 年各項支出數據大幅增加是因為我國政府會計年度由 7 月制調整為曆年制，故民國 88 年下半年度支出數被合併計入民國 89 年當中。

資料來源：立法院預決算知識庫、財政部財政統計。

附表 A-2

民國 64 年至民國 112 年政府支出與 GDP 的成長趨勢

	一般政府支出（億元）	GDP（億元）	一般政府支出成長率（%）	總預算與特別預算支出成長率（%）	GDP 成長率（%）
64 年	1,213	6,017.78	-	-	-
65 年	1,424	7,215.29	17.38	18.644	19.900
66 年	1,880	8,455.92	32.05	28.014	17.194
67 年	2,235	10,114.22	18.84	18.021	19.611
68 年	2,485	12,194.96	11.20	11.472	20.572
69 年	3,455	15,224.95	39.02	37.861	24.846
70 年	4,236	18,044.31	22.63	25.082	18.518
71 年	4,954	19,380.23	16.93	14.451	7.404
72 年	5,004	21,694.46	1.01	0.542	11.941
73 年	5,161	24,182.4	3.14	3.333	11.468
74 年	5,617	25,350.56	8.83	7.924	4.831
75 年	6,301	29,654.48	12.18	12.882	16.978
76 年	6,582	33,449.35	4.46	4.085	12.797
77 年	7,375	36,156.62	12.04	13.173	8.094
78 年	12,204	40,324.64	65.49	66.195	11.528
79 年	11,504	44,742.88	-5.74	-9.097	10.957
80 年	13,557	50,180.19	17.85	16.227	12.152
81 年	16,563	56,093.57	22.17	22.445	11.784
82 年	18,450	62,001.54	11.40	12.445	10.532
83 年	18,162	67,793.96	-1.56	3.989	9.342
84 年	21,120	73,910.62	16.29	4.583	9.022
85 年	21,004	80,313.05	-0.55	-3.470	8.662
86 年	23,615	87,051.49	12.43	1.897	8.390
87 年	25,656	93,663.37	8.65	6.059	7.595
88 年	26,650	98,045.03	3.87	2.881	4.678
89 年	43,399	103,285.49	62.85	53.216	5.345
90 年	31,692	101,194.29	-26.98	-27.673	-2.025
91 年	29,774	106,309.11	-6.05	-5.580	5.054
92 年	30,944	109,240.29	3.93	3.334	2.757

附表 A-2（續）

民國 64 年至民國 112 年政府支出與 GDP 的成長趨勢

	一般政府支出（億元）	GDP（億元）	一般政府支出成長率（%）	總預算與特別預算支出成長率（%）	GDP 成長率（%）
93 年	31,339	115,962.41	1.28	1.287	6.154
94 年	33,109	120,366.75	5.65	2.091	3.798
95 年	32,175	125,725.87	-2.82	-3.393	4.452
96 年	34,383	133,639.17	6.86	3.430	6.294
97 年	38,362	131,150.96	11.57	2.332	-1.862
98 年	39,441	129,194.45	2.81	13.966	-1.492
99 年	38,762	140,603.45	-1.72	-3.897	8.831
100 年	40,422	142,622.01	4.28	1.798	1.436
101 年	42,346	146,777.65	4.76	2.489	2.914
102 年	41,986	152,707.28	-0.85	-0.476	4.040
103 年	42,166	162,580.47	0.43	-0.733	6.465
104 年	43,220	170,550.8	2.50	-0.020	4.902
105 年	44,389	175,552.68	2.71	3.785	2.933
106 年	45,677	180,123.87	2.90	1.204	2.604
107 年	47,351	184,200.39	3.67	2.416	2.263
108 年	49,429	189,740.97	4.39	2.325	3.008
109 年	54,920	200,237.52	11.11	11.345	5.532
110 年	56,300	217,732.91	2.51	3.648	8.737
111 年	61,799	228,204.3	9.77	8.693	4.809
112 年	66,991	235,967.34	8.40	10.438	3.402
平均值	-	-	9.67	8.45	8.107

資料來源：立法院預決算知識庫、總體統計資料庫。

附錄 B　中央非營業特種基金

附表 B

中央非營業特種基金列表

主管機關	基金名稱	基金目的	基金類別
國發會	國發基金	加速產業創新加值，促進經濟轉型及國家發展	作業基金
內政部	營建建設基金	統籌辦理住宅業務、新市鎮開發建設及推動都市更新事業	作業基金
內政部	實施平均地權基金	實施平均地權政策，有效促進土地利用及達成地利共享目的	作業基金
國防部	國軍老舊眷村改建基金	更新國軍老舊眷村，興建住宅照顧原眷戶，並改善都市景觀，以提高土地使用經濟效益	作業基金
國防部	國軍生產及服務作業基金	辦理軍品研發及生產，提升醫學教育及研究，提供國軍與民眾醫療及官兵服務，推展國軍福利及文教，提倡軍人儲蓄，落實國軍副食供應	作業基金
教育部	各校務基金（高中、大學）	興辦高中或大學教育	作業基金
教育部	大學附設醫院作業基金	醫學教育研究及醫療服務之需要	作業基金
教育部	教育部所屬機構作業基金	因應所屬機構發展趨勢，提升社會教育及教育研究品質，含教育部所屬圖書館及博物館等	作業基金
法務部	矯正機關作業基金	矯正機關收容人學習謀生技能，養成勤勞習慣，並照顧收容人及其家屬與犯罪被害人及其家屬	作業基金
經濟部	經濟作業基金	營運及管理加工出口區及工業區	作業基金
經濟部	水資源作業基金	加強水資源、溫泉之管理及永續利用	作業基金
交通部	交通作業基金	管理民航、高鐵、國道及觀光發展	作業基金
退輔會	國軍退除役官兵安置基金	籌措退除役官兵安置計畫長期所需資金	作業基金
退輔會	榮民醫療作業基金	國軍退除役官兵就醫，並配合全民健康保險，提供一般國民醫療服務與負責醫學研究及教學訓練	作業基金
國科會	科學園區管理局作業基金	加速科學事業之發展，健全科學園區之設施及服務	作業基金
農業部	農業作業基金	種苗改良、畜產改良、農業園區	作業基金

附表 B（續 1）

中央非營業特種基金列表

主管機關	基金名稱	基金目的	基金類別
農業部	農田水利事業作業基金	辦理農田水利事業及維護灌溉管理組織之營運	作業基金
衛福部	醫療藥品基金	為辦理國民醫療與健康服務，並加強醫學研究，提高所屬醫療機構醫療水準	作業基金
衛福部	管制藥品製藥工廠作業基金	辦理管制藥品之輸入、輸出、製造、品管、銷售、保管及製造方法之研究事項	作業基金
衛福部	全民健康保險基金	辦理全民健康保險相關業務	作業基金
衛福部	國民年金保險基金	辦理國民年金業務	作業基金
文化部	國立文化機構作業基金	促進文化部所屬國立文化機構財務有效運作，提高其營運績效，並加強文化藝術之推廣	作業基金
故宮博物院	故宮文物藝術發展基金	宣揚具有美學、歷史、教育及文明意義之文物，辦理出版品發行、複製、仿製文物、文化創意產品、藝術紀念品之開發與銷售、文物收購及相關業務推動	作業基金
原民會	原住民族綜合發展基金	協助原住民族社會發展	作業基金
考選部	考選業務基金	精進國家考選業務之發展，達成政府掄才之施政目標	作業基金
勞動部	勞保局作業基金	辦理勞工保險、就業保險、農民健康保險、農民職業災害保險與勞工職業災害保險及保護業務	作業基金
中研院	科學研究基金	禮聘對科學研究有卓越貢獻之人士，共同促進本院研究發展及提升學術聲望	特別收入基金
行政院	行政院國家科學技術發展基金	為增進科學技術研究發展能力，鼓勵傑出科學技術研究發展人才，充實科學技術研究設施及資助研究發展成果之運用	特別收入基金
行政院	離島建設基金	加速離島建設	特別收入基金
行政院	花東地區永續發展基金	落實花東地區永續發展	特別收入基金
行政院	促進轉型正義基金	促進轉型正義及落實自由民主憲政秩序相關工作	特別收入基金
交通部	航港建設基金	增加各商港裝卸吞吐量，提昇港口對外競爭力，確保港埠持續發展與永續經營	特別收入基金
經濟部	經濟特別收入基金	推廣貿易、能源研發、石油、再生能源、中小企業發展	特別收入基金

附表 B（續 2）

中央非營業特種基金列表

主管機關	基金名稱	基金目的	基金類別
經濟部	核能發電後端營運基金	支應放射性廢棄物處理、運送、貯存、最終處置、除役及必要之回饋措施等所需後端處理與處置費經費，確保核能後端營運工作執行	特別收入基金
農業部	農業特別收入基金	促進農、漁業發展及增進農民福利	特別收入基金
勞動部	就業安定基金	加強辦理有關促進國民就業、提升勞工福祉及處理有關外國人聘僱管理事務	特別收入基金
衛福部	衛生福利特別收入基金	落實全民健康保險制度，加強國民衛生保健、照顧弱勢族群之醫療照護，提供國民健康照護保障，增進社會福利，健全社會安全制度	特別收入基金
內政部	新住民發展基金	推動新住民與其子女及家庭照顧輔導服務、人力資源培訓及發展、無障礙語言環境，建構多元文化社會，有效整合政府及民間資源	特別收入基金
內政部	研發及產業儲訓替代役基金	配合國家經濟發展政策，鼓勵研究發展及技術人才，確保研發及產業訓儲替代役役男權益	特別收入基金
內政部	警消海巡移民空勤人員及協勤民力安全基金	保障警察、消防、海巡、移民、空勤人員及協勤民力就醫就養權利及激勵士氣，並建立管理及運作機制	特別收入基金
內政部	國土永續發展基金	促進國土永續發展，辦理國土保育相關事項	特別收入基金
教育部	學產基金	學生獎助學金、教育事業之補助、管理及總務支出、投資支出 及其他教育支出	特別收入基金
教育部	運動發展基金	振興體育，並發掘、培訓及照顧運動人才，促進國家體育運動發展	特別收入基金
教育部	高中以上學校轉型及退場基金	因應少子女化衝擊，維護學生受教及教職員工權益，協助私立高級中等以上學校（以下簡稱學校）退場	特別收入基金
環保署	環境保護基金	空污、水污、環境教育、資源回收、土壤及地下水污染整治	特別收入基金
金管會	金融監督管理基金	健全金融機構業務經營，維持金融穩定，促進金融市場發展	特別收入基金
原能會	核子事故緊急應變基金	落實核子事故緊急應變整備措施，因應事故發生或有發生之虞時之應變作業需要	特別收入基金

附表 B（續 3）

中央非營業特種基金列表

主管機關	基金名稱	基金目的	基金類別
通傳會	通訊傳播監督管理基金	有效辦理通訊傳播管理事項，支應通訊傳播監理業務所需各項支出	特別收入基金
通傳會	有線廣播電視事業發展基金	促進有線廣播電視事業之發展	特別收入基金
法務部	毒品防制基金	推動毒品防制業務	特別收入基金
海委會	海洋污染防治基金	防治海洋污染，保護海洋環境，維護海洋生態，確保國民健康及永續利用海洋資源	特別收入基金
公平會	反托拉斯基金	強化事業間聯合行為之查處，促進市場競爭秩序之健全發展	特別收入基金
文化部	文化發展基金	辦理文化發展相關業務	特別收入基金
財政部	中央政府債務基金	加強債務管理、提高財務運用效能，增進償債能力	債務基金
國防部	國軍營舍及設施改建基金	因應國家各項重大政經建設，考量國防戰備任務需要，配合整建國軍營舍及設施，加速辦理營區騰讓及興建	資本計畫基金

資料來源：本研究自行整理。

附錄 C　計算一般政府支出及收入的相關資料

附表 C-1

營業基金時期的健保收支出與勞保收支

民國	健保支出（億元）	健保收入（億元）	勞保支出（億元）	勞保收入（億元）
84	786.575	786.237	-	
85	2,496.295	2,496.295	-	
86	2,505.915	2,505.915	1,515.152	1,544.391
87	2,646.525	2,646.968	1,697.919	1,697.919
88	2,999.974	3,001.163	1,816.252	1,816.252
89	4,502.255	4,497.348	3,076.523	3,076.512
90	3,181.667	3,181.760	1,920.873	1,920.873
91	3,449.968	3,450.090	2,047.280	2,047.280
92	3,560.308	3,560.147	2,137.273	2,137.273
93	3,699.734	3,699.652	2,000.339	2,000.339
94	3,899.590	3,899.592	2,360.044	2,360.044
95	4,109.388	4,108.611	2,414.559	2,414.559
96	4,202.110	4,202.110	3,170.243	3,170.243
97	4,339.555	4,339.555	5,299.086	5,299.086
98	4,679.907	4,362.444	3,437.075	3,437.075
99	-		3,179.947	3,179.947
100	-		3,652.558	3,652.558
101	-		4,700.478	4,700.478
102	-		4,167.487	4,167.487
103	-		4,270.192	4,270.192

資料來源：立法院預決算知識庫，中央政府總決算附屬單位決算及綜計表營業部分審核報告。

附表 C-2

民國 64 年至民國 112 年非營業特種基金調整數據表

民國年分	包含健保與勞保的非營業基金支出數	包含健保與勞保的非營業基金收入數	除債務基金以外的非營業特種基金撥補數	除債務基金以外的非營業特種基金解繳國庫數	債務基金支出	債務基金收入
64	10	20	33	0.42	-	-
65	36	36	78	0.71	-	-
66	38	53	35	0.87	-	-
67	96	86	76	0.83	-	-
68	99	100	83	4	-	-
69	157	145	106	1	-	-
70	128	158	149	2	-	-
71	195	178	114	1	-	-
72	259	199	154	3	-	-
73	281	219	182	1	-	-
74	297	266	144	1	-	-
75	313	297	180	2	-	-
76	315	317	152	2	-	-
77	353	336	243	2	-	-
78	402	458	272	2	-	-
79	813	920	284	3	-	-
80	937	1,009	136	0.83	-	-
81	1,119	1,347	176	75	-	-
82	1,164	1,347	277	214	-	-
83	1,263	1,520	1,364	122	-	-
84	2,186	2,423	166	119	-	-
85	3,963	4,282	1,396	166	-	-
86	5,574	5,974	747	138	-	-
87	6,391	6,858	660	59	-	-
88	7,120	7,508	971	113	-	-
89	12,701	13,570	411	237	300	300
90	13,068	12,831	358	253	3,736	3,736
91	15,024	15,539	860	276	5,840	5,840
92	15,067	15,965	1,015	553	5,274	5,275
93	17,398	17,914	991	64	7,518	7,518

附表 C-2（續）

民國 64 年至民國 112 年非營業特種基金調整數據表

民國年分	包含健保與勞保的非營業基金支出數	包含健保與勞保的非營業基金收入數	除債務基金以外的非營業特種基金撥補數	除債務基金以外的非營業特種基金解繳國庫數	債務基金支出	債務基金收入
94	16,776	17,309	1,339	247	5,247	5,249
95	17,248	17,540	750	145	6,465	6,462
96	18,090	18,381	804	193	5,804	5,804
97	22,310	22,517	776	170	6,608	6,608
98	19,934	19,673	888	162	6,313	6,313
99	21,478	21,885	815	191	7,568	7,568
100	23,555	23,913	728	206	8,534	8,535
101	25,732	25,961	927	279	9,238	9,239
102	25,375	25,665	1,004	227	9,038	9,036
103	27,208	27,750	991	86	10,508	10,508
104	29,451	30,457	1,296	38	11,387	11,385
105	28,434	29,596	1,155	41	10,343	10,343
106	27,130	27,753	1,198	62	8,039	8,039
107	27,819	29,035	1,144	77	7,779	7,779
108	29,478	30,432	1,118	81	8,048	8,047
109	31,125	32,486	1,279	174	7,346	7,346
110	32,991	34,250	1,282	255	9,011	9,011
111	35,985	37,284	1,560	225	9,150	9,150
112	35,695	36,778	1,509	201	7,531	7,531

資料來源：立法院預決算知識庫、總體統計資料庫。

附錄 D　物價因子計算

附表 D

物價因子計算

民國年份	CPI	物價因子
64	31.02	3.224
65	31.80	3.14
66	34.03	2.939
67	36.00	2.778
68	39.51	2.531
69	47.02	2.127
70	54.70	1.828
71	56.32	1.776
72	57.09	1.752
73	57.07	1.752
74	56.98	1.755
75	57.38	1.743
76	57.67	1.734
77	58.41	1.712
78	60.99	1.640
79	63.51	1.575
80	65.81	1.520
81	68.75	1.455
82	70.77	1.413
83	73.67	1.357
84	76.37	1.309
85	78.72	1.270
86	79.43	1.259
87	80.77	1.238
88	80.91	1.236
89	81.92	1.221
90	81.92	1.221
91	81.76	1.223

92	81.53	1.227

附表 D（續）

物價因子計算

民國年份	CPI	物價因子
93	82.84	1.207
94	84.75	1.180
95	85.26	1.173
96	86.79	1.152
97	89.86	1.113
98	89.07	1.123
99	89.93	1.112
100	91.21	1.096
101	92.97	1.076
102	93.71	1.067
103	94.83	1.055
104	94.54	1.058
105	95.86	1.043
106	96.45	1.037
107	97.76	1.023
108	98.30	1.017
109	98.07	1.020
110	100.00	1
111	102.95	0.971
112	105.51	0.948

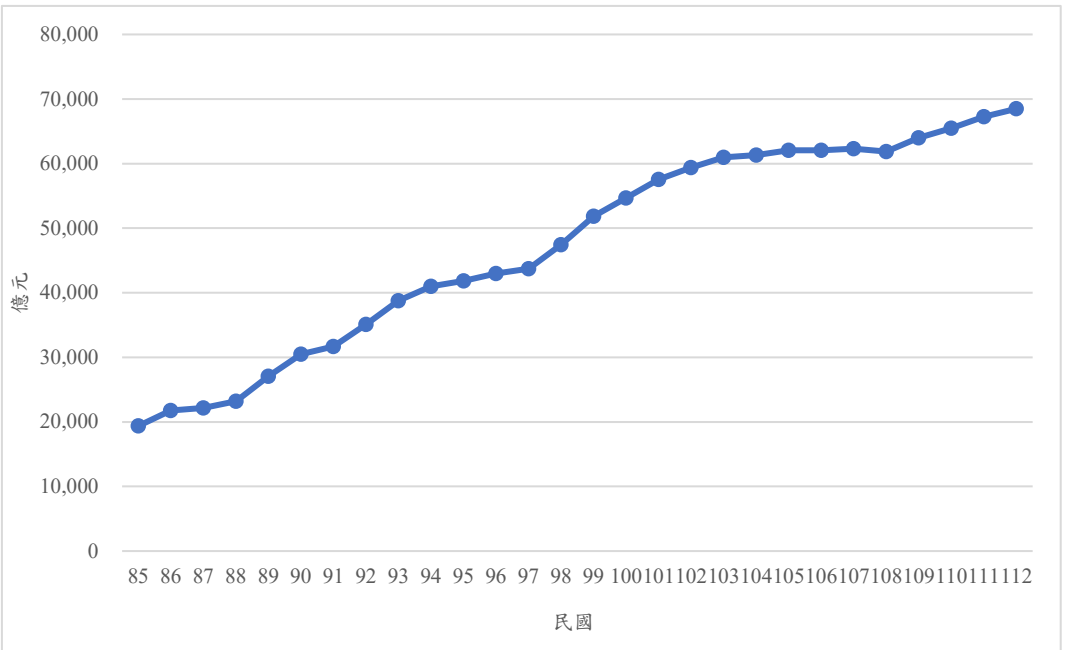
註：以民國 110 年為基年。

資料來源：立法院預決算知識庫、財政部財政統計。

附錄 E　各級政府債務未償餘額

附圖 E

各級政府債務未償餘額趨勢圖



資料來源：主計總處總體統計資料庫。

附錄 F　穩健性測試

1. 改用 GDP 總額對數值重新檢測華格納法則

附表 F-1 呈現 GDP 總額對數值（$rgdpln_t$）重新檢測華格納法則之結果，第 (1) 欄以實質政府預算歲出對數值作為被解釋變數，估計其與 GDP 總額對數值之間的彈性；第 (2) 欄以實質一般政府支出對數值作為被解釋變數，估計其與 GDP 總額對數值之間的彈性，兩欄模型估計所使用的資料時間皆為民國 64 年至 112 年。在第 (1) 欄中，F 值與 t 值皆未超過 10% 下的 I(0) 與 I(1) 臨界值，顯 gln_t^1 與 $rgdpln_t$ 之間並無共整合關係，華格納法則不成立，而在第 (2) 欄中，gln_t^2 與 $rgdpln_t$ 之間在界限檢定法下，確認具有共整合關係，且 Wald 檢定 p 值小於 0.01，代表 $rgdpln_t$ 的長期均衡係數顯著大於 1，符合華格納法則的推論。

附表 F-1

改用 GDP 總額重新檢測華格納法則

	(1)	(2)
LR		
$rgdpln_t$	1.242*** (0.231)	1.303*** (0.077)
d_t	0.436 (0.342)	0.497*** (0.111)
SR		
Δd_t	0.207** (0.099)	-
$\Delta rgdpln_t$	-	-0.860** (0.366)
$\Delta rgdpln_{t-1}$	-	-0.837** (0.350)
t	-0.009* (0.005)	-0.010*** (0.003)
α_0^1	-2.387 (2.634)	-
α_0^2	-	-7.445*** (2.051)
EC		
gln_{t-1}^1	-0.361*** (0.131)	-
gln_{t-1}^2	-	-0.810*** (0.107)
F 統計量		
I(0) p 值	0.324	0.000***
I(1) p 值	0.498	0.000***
t 統計量		
I(0) p 值	0.201	0.000***
I(1) p 值	0.385	0.000***
Wald p 值	0.300	0.000***
$adj\ R^2$	0.521	0.704

註：LR 代表長期共整合；SR 代表短期誤差修正模型係數；EC 代表調整速率；Δ 代表變數的差分值；*** 代表 p 值小於 0.01、** 代表 p 值小於 0.05、* 代表 p 值小於 0.1。

資料來源：本研究自行整理

2. 將政府收入與政府支出相關變數取對數後再進行共整合分析

附表 F-2 呈現實質政府預算歲入對數值與實質歲出對數值的共整合分析結果，反映 rln_t^1 與 gln_t^1 之間不具有共整合關係，不符合財政永續性的成立條件。而附表 F-3 則呈現實質一般政府收入對數值與實質一般政府支出對數值的共整合分析結果，第 (1) 欄至第 (4) 欄皆顯示共整合關係成立，惟四欄 gln_t^2 的影響係數分別為 0.772、0.804、0.734 以及 0.714，且 Wald 檢定皆呈現顯著，代表係數值顯著小於 1，而第 (5) 欄與第 (6) 欄的結果則顯示共整合關係不成立。是以，在將實質一般政府支出與實質一般政府收入取對數後，兩者之間的關聯在統計上仍不滿足財政永續性應具備的統計條件。

附表 F-2

政府預算歲入對數值與歲出對數值的共整合分析

	(1) 64–112 年	(2) 70–112 年	(3) 73–112 年	(4) 75–112 年	(5) 80–112 年	(6) 85–112 年
LR						
gln_t^1	0.709*** (0.082)	0.733*** (0.091)	0.627*** (0.109)	0.569*** (0.142)	1.026** (0.485)	0.978 (0.745)
d_t	-0.101 (0.221)	-0.125 (0.229)	-0.054 (0.215)	-0.021 (0.221)	-0.254 (0.388)	-0.722 (0.829)
SR						
Δd_t	0.259*** (0.073)	0.263*** (0.073)	0.253*** (0.072)	0.251*** (0.074)	0.274*** (0.084)	0.408*** (0.109)
Δd_{t-1}	-	-	-	-	-	0.089 (0.054)
t	0.003* (0.002)	0.003 (0.002)	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)
c_0^1	0.924** (0.304)	0.831** (0.331)	1.247*** (0.396)	1.465*** (0.512)	-0.305 (1.640)	-0.009 (1.947)
EC						
rln_{t-1}^1	-0.419*** (0.124)	-0.412*** (0.124)	-0.423*** (0.124)	-0.423*** (0.126)	-0.389** (0.153)	-0.292 (0.184)
F 統計量						
I(0) *p* 值	0.047**	0.059*	0.032**	0.039**	0.170	0.392
I(1)*p* 值	0.104	0.126	0.074*	0.087*	0.298	0.565
t 統計量						
I(0)*p* 值	0.061*	0.070*	0.057*	0.068*	0.278	0.688
I(1)*p* 值	0.167	0.183	0.156	0.175	0.460	0.791
Wald*p* 值	0.001***	0.006***	0.002***	0.005***	0.957	0.976
$adj\ R^2$	0.703	0.708	0.734	0.734	0.749	0.777

註：LR 代表長期均衡，即共整合關係；SR 代表短期誤差修正模型係數；EC 代表調整速率。*** 代表 *p* 值小於 0.01、** 代表 *p* 值小於 0.05、* 代表 *p* 值小於 0.1。

資料來源：本研究自行整理。

附表 F-3

一般政府收入對數值與一般政府支出對數值的共整合分析

	(1) 64–112 年	(2) 70–112 年	(3) 73–112 年	(4) 75–112 年	(5) 80–112 年	(6) 85–112 年
LR						
gln_t^2	0.772*** (0.071)	0.804*** (0.074)	0.734*** (0.090)	0.714*** (0.114)	0.981*** (0.145)	0.308 (0.384)
d_t	0.054 (0.173)	0.030 (0.170)	0.074 (0.177)	0.088 (0.188)	0.044 (0.115)	0.052 (0.212)
SR						
Δrln_{t-1}^2	-	-	-	-	0.444* (0.218)	0.699*** (0.166)
Δrln_{t-2}^2	-	-	-	-	0.558*** (0.166)	-
Δrln_{t-3}^2	-	-	-	-	0.366*** (0.124)	-
Δgln_t^2	-	-	-	-	-0.016 (0.233)	-
Δgln_{t-1}^2	-	-	-	-	-0.634*** (0.203)	-
Δgln_{t-2}^2	-	-	-	-	-0.609*** (0.134)	-
Δgln_{t-3}^2	-	-	-	-	-0.284** (0.103)	-
Δd_t	0.223*** (0.076)	0.223*** (0.076)	0.224*** (0.076)	0.225*** (0.078)	-	-
t	0.005** (0.002)	0.005* (0.002)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	0.004 (0.003)	0.008** (0.004)
c_0^2	2.843** (1.096)	2.463** (1.127)	3.287** (1.194)	3.523** (1.507)	0.007 (3.283)	8.565*** (3.732)
EC						
rln_{t-1}^2	-0.508*** (0.123)	-0.517*** (0.123)	-0.498*** (0.124)	-0.493*** (0.128)	-0.852*** (0.218)	-0.468*** (0.149)
F 統計量						
I(0) p 值	0.024**	0.020**	0.028**	0.038**	0.044**	0.012**
I(1) p 值	0.058*	0.049**	0.066*	0.086*	0.105	0.030**
t 統計量						
I(0) p 值	0.010**	0.009***	0.015**	0.023**	0.021**	0.106
I(1) p 值	0.042**	0.036**	0.056*	0.075*	0.065*	0.227
Wald p 值	0.003***	0.012**	0.006***	0.018**	0.896	0.086*
$adj\ R^2$	0.757	0.768	0.783	0.781	0.889	0.903

註：LR 代表長期均衡，即共整合關係；SR 代表短期誤差修正模型係數；EC 代表調整速率。*** 代表 p 值小於 0.01、** 代表 p 值小於 0.05、* 代表 p 值小於 0.1。

資料來源：本研究自行整理。

3. 格蘭傑因果檢定

本研究建立「gln_t^2與$rgdpperln_t$」的 VAR 模型及「gln_t^2與rln_t^2」的 VAR 模型，並透過格蘭傑因果檢定，確認兩組變數之間是否具有格蘭傑因果關係。附表 F-4 的第 (1) 欄與第 (2) 欄為「gln_t^2與$rgdpperln_t$」的 VAR 模型結果，其根據 BIC 所設定的遞延期數為一期，在第 (1) 欄中，格蘭傑因果檢定之 p 值趨近於 0，實質人均 GDP 對數值「Granger 導致」實質政府支出對數值，符合華格納法則之推論。而在第 (2) 欄中，格蘭傑因果檢定之 p 值為 0.368，實質政府支出對數值無法「Granger 導致」實質人均 GDP 對數值，反映我國一般政府支出與人均 GDP 間不符合凱因斯假說。第 (3) 欄與第 (4) 欄為「gln_t^2與rln_t^2」的 VAR 模型結果，其根據 BIC 所設定的遞延期數為一期，第 (3) 欄的格蘭傑因果檢定呈現顯著，反映實質一般政府收入會「Granger 導致」實質一般政府支出，但第 (4) 欄的格蘭傑因果檢定呈現不顯著，代表實質一般政府支出無法「Granger 導致」實質一般政府收入。

附表 F-4

格蘭傑因果檢定結果

	(1) gln_t^2	(2) $rgdpperln_t$	(3) g_t^2	(4) r_t^2
gln_{t-1}^2	0.437*** (0.117)	-0.034 (0.038)	-	-
$rgdpperln_{t-1}$	0.704*** (0.159)	1.010*** (0.052)	-	-
g_{t-1}^2	-	-	0.406 (0.254)	-0.209 (0.251)
r_{t-1}^2	-	-	0.592** (0.257)	1.204*** (0.253)
Granger p 值	0.000***	0.368	0.021***	0.404

註：*** 代表 p 值小於 0.01、** 代表 p 值小於 0.05、* 代表 p 值小於 0.1。

資料來源：本研究自行整理。

4. 一般政府收入與人均 GDP 之間的關聯

本研究以 rln_t^2 為被解釋變數，分析其與 $rgdpperln_t$ 之間的關聯，以觀察在經濟發展過程中，政府收入是否具有隨其成長，以檢驗華格納法則與財政永續性之間的關聯。附表 F-5 第 (1) 至 (4) 欄分別是以「民國 64 年至 112 年」、「民國 70 年至 112 年」、「民國 73 年至 112 年」與「民國 75 年至 112 年」等四個資料時間區段，進行 rln_t^2 與 $rgdpperln_t$ 的 ARDL 模型分析及界限檢定法。結果顯示：在四個資料時間區段中，實質一般政府收入與實質人均 GDP 之間具有共整合關係，且在 Wald 檢定下，四個係數值皆顯著大於 1，惟與本文表 6 結果數值相較，在「民國 64–112 年」的資料時間區段中，一般政府支出與人均 GDP 的彈性係數為 1.594，大於一般政府收入與人均 GDP 的彈性係數 1.328，而在「民國 70–112 年」與「民國 73–112 年」的資料時間區段中，亦出現一般政府支出與人均 GDP 彈性係數高於一般政府收入與人均 GDP 彈性係數的情況，僅在「民國 75–112 年」中，一般政府支出與人均 GDP 彈性係數為 1.499，小於一般政府收入與人均 GDP 彈性係數 1.529。是以，就整體資料區間而言，一般政府收入成長跟不上一般政府支出的擴張，前者係數小於後者係數；就部分資料區間的結果，政府收入與支出則並沒有大小一定的關係。

附表 F-5

以一般政府收入對數值為被解釋變數

	(1) 64–112 年	(2) 70–112 年	(3) 73–112 年	(4) 75–112 年
LR				
$rgdpperln_t$	1.328*** (0.058)	1.340*** (0.062)	1.422*** (0.082)	1.529*** (0.108)
d_t	0.479*** (0.066)	0.478*** (0.067)	0.456*** (0.065)	0.435*** (0.063)
SR				
$\Delta rgdpperln_t$	-0.976*** (0.279)	-0.993*** (0.284)	-0.947*** (0.306)	-0.950*** (0.313)
Δd_t	-	-	-	-
t	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.004 (0.002)	-0.007** (0.003)
α_0^3	10.001*** (1.003)	9.867*** (1.040)	9.389*** (1.113)	8.564*** (1.277)
EC				
rln_{t-1}^2	-0.877*** (0.081)	-0.875*** (0.082)	-0.904*** (0.085)	-0.928*** (0.086)
F 統計量				
I(0) *p* 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
I(1)*p* 值	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**
t 統計量				
I(0)*p* 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
I(1) *p* 值	0.000**	0.000**	0.000**	0.000**
Wald *p* 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000**
$adj\ R^2$	0.828	0.828	0.841	0.850

註：LR 代表長期均衡，即共整合關係；SR 代表短期誤差修正模型係數；EC 代表調整速率。*** 代表 *p* 值小於 0.01、** 代表 *p* 值小於 0.05、* 代表 *p* 值小於 0.1。

資料來源：本研究自行整理。