

財政赤字與財政支出關係的檢驗 — Buchanan-Wagner 假說成立嗎？*

李建強**、李起銓***、陳怡君****

摘要

本文探討我國實質政府總支出、政府賦稅收入占實質政府總支出比率、每人實質所得、私部門工資率與總納稅人口數等 5 個變數之間的長期均衡及動態調整關係，據以檢測台灣地區財政赤字與實質政府總支出之間是否具有長期正向關係（支持 Buchanan-Wagner 假說）。此外也檢測每人實質所得增加是否會帶動實質政府總支出增加，若實質政府總支出的所得彈性大於 1，則表示支持華格納法則 (Wagner's Law)。本文的實證結果顯示：一、上述 5 個變數之間具有長期均衡關係。二、台灣地區財政赤字與實質政府總支出具有顯著的正向關係，即提高財政赤字會促使實質政府總支出增加，支持 Buchanan-Wagner 假說。三、每人實質所得增加，會帶動實質政府總支出增加，但所得彈性小於 1，表示 Wagner 法則在台灣無法成立，但若將實質政府總支出細分為實質政府經常支出與實質政府資本支出，則 Wagner 法則成立與否會因財政支出型態的不同而有差異，即實質政府經常支出成立，而實質政府資本支出不成立。四、公部門的生產效率

* 作者們衷心感謝本刊編輯委員及兩位匿名審查人提供寶貴建議。感謝國科會專題計畫經費補助：NSC 100-2410-H-110-027-MY2。

** 國立中山大學財務管理學系副教授。

*** 國立政治大學金融學系博士候選人，本文聯繫作者。電話：(02)82373315，Email: 95352502@nccu.edu.tw。

**** 國立中興大學應用經濟學系碩士。

低於私部門的生產效率。五、實質政府總支出因人口的增加而有規模經濟現象。

關鍵詞：財政支出、財政赤字、Buchanan-Wagner 假說、Wagner 法則

JEL 分類代號：E62, H62

財政赤字與財政支出關係的檢驗 —Buchanan-Wagner 假說成立嗎？

李建強、李起銓、陳怡君

壹、前言

回顧我國賦稅收入與財政支出的變化情形，自 70 年代起至 90 年代止，因興建國家基礎建設須籌措財源、徵收公設地以及增加社會福利性支出等，使得政府需求提高，財政支出規模亦伴隨而生，有逐年成長的情況；反觀政府賦稅收入方面，因政府採取多項租稅減免措施，例如獎勵投資條例、促進產業升級條例等，賦稅收入未如財政支出般的成長，加上公營事業收入有限，導致賦稅收入無法支應需求的增加，財政赤字的問題日益嚴重。雖然近年來政府對於支出面已有所節制，但財政支出仍增加快速，由 1991 年的 1.44 兆元擴增至 2009 年的 2.80 兆元。

對整個經濟體系而言，財政支出的多寡代表政府在社會所扮演角色的重要性，何以財政支出規模會擴張？此問題在文獻上受到廣泛的討論。影響政府支出的因素相當繁多，李允傑等 (2007) 將其歸納為經濟性、社會性、政治性、以及國際性與其他等因素；就經濟性的因素而言，德國財政學者 Wagner (1890) 提出了政府活動遞增法則 (law of increasing state activity)，用以解釋公部門擴張之情形，其認為公共支出水準之所以能提高，乃是經濟成長中不可避免的現象，而所謂「華格納法則」(Wagner's Law) 係說明所得（或經濟成長）與財政支出之間的關係，指政府部門的活動會因所得增加（或經濟成長）而提高其重要性，簡言之，公部門的支出成長會隨每人實質所得增加而擴張，即公共支出的所得彈性大於 1，且公共財猶如經濟理論上之奢侈財。

不同地，若從政治性的因素來看，由 Buchanan 為首的「公共選擇理論」認為財政支出背後的成因，主要可從選民的財政幻覺 (fiscal illusion)、官僚 (bureaucrats) 的自利行為及利益團體的競租行為 (rent-seeking behavior) 等三方面來分析¹，藉由選民的短視及財政幻覺，Buchanan and Wagner (1977) 進一步提出 Buchanan-Wagner 假說，說明財政赤字與財政支出之間的關係，解釋現今選民因對政府公共設施的察覺價格 (perceived price) 降低了，依據需求理論，增加了公部門需求，促使公部門支出增加，即「高額の財政赤字會擴張公部門支出」。尤其台灣在民主發展的過程中，選民的財政幻覺（吳濟華與馮永猷，2008）、官僚的自利心態下追求行政部門的預算極大、統籌分配過程出現共同財悲劇問題（徐仁輝，2001），加上利益團體遊說的競租現象（吳濟華與馮永猷，2008）、民意代表的勾結及相互聲援下，造成政府稅收減少、支出過度膨脹，進而產生鉅額的財政赤字（廖坤榮與吳秋菊，2005）。再者，財政赤字對總體經濟的影響，根據凱因斯理論的觀點，政府預算赤字增加相對於政府賦稅收入減少或財政支出增加，會促使總合需求上升，國民所得增加；另一方面，雖然財政赤字會刺激私人消費增加，但赤字若過於龐大，政府勢必會以各種融通方式解決資金不足問題。依據公共選擇理論觀點，最常用的即是以公債融通方式籌措資金，但公債融通若不加以節制，會造成以債養債，使財政狀況更為嚴重，鑑此，財政赤字對總體經濟可能產生正面或負面的影響。

由上述討論可知，財政支出、財政赤字以及總體經濟之間的互動，不但是經濟學界的研究主題，更是政治學界以及公共行政學界值得深入探討的議題。然而國內文獻的主要研究方向，大多探討我國財政支出與經濟成長的關係、財政赤字對我國經濟成長的影響、或 Wagner 法則是否成立，但是對於財政赤字是否影響台灣的財政支出，大部分的研究將焦點著重於預算編列到執行的行為過程，或者是政府制度面的探討（徐仁輝與蔡馨芳，2009；徐仁輝，2010），在實證研究上卻鮮少有依據理論模型推導，從實際的資料來驗證財政赤字與實質政府總支出兩者間的關係。故本文參考 Buchanan and Wagner

¹ 競租又稱經濟租（因壟斷或管制而享受的利益），經濟個體為獲取獨占或寡占的經濟源（超額利潤）所採取的非生產性行為，例如關說或遊說。

(1977) 及 Christopoulos and Tsionas (2003) 的模型，嘗試由理論的角度出發，探討台灣地區財政支出與財政赤字之間是否具有長期均衡關係，以確認 Buchanan-Wagner 假說是否成立？

回顧過去文獻對 Buchanan-Wagner 假說的探討，早期多以傳統最小平方迴歸分析法 (ordinary least squares, OLS) 進行研究，Niskanen (1978) 首先使用最小平方方法估計美國 1947 年至 1976 年聯邦政府公共設施的需求函數，檢定結果指出美國聯邦政府高額赤字，會造成財政支出急速增加以及高通貨膨脹率，且財政赤字增加顯著地影響聯邦財政支出水準，但對通貨膨脹率則無影響。此外，實證結果也顯示：政府部門的生產效率低於私人部門的生產效率，公部門的生產效率僅有私部門的四分之一。另外，人口增加對政府公共設施的單位成本有明顯增加的趨勢，亦即政府公共設施的單位成本存在排擠效果 (crowding-out effect)。

Provopoulos (1982) 進一步驗證 Buchanan-Wagner 假說在希臘是否成立？結果發現：1. 公共財的價格彈性是負的，即財政赤字使公共支出增加；2. 公共財的所得需求彈性介於 0.34 與 0.72 之間，表示所得成長並非決定財政支出規模的主要原因；3. 公部門的生產效率不論長期或短期皆低於私部門的生產效率；4. 人口增加使公共財的單位成本增加。Khan (1988) 研究巴基斯坦 1959 年至 1984 年財政赤字與財政支出規模的關係，以年資料並且使用最小平方方法進行分析，結果發現：財政赤字會增加公共支出規模；所得成長是增加公共支出規模的重要因素；公部門的生產效率低於私部門的生產效率，鑑此，Buchanan-Wagner 假說在巴基斯坦是成立的。

Diamond (1989) 以公共選擇理論分析財政支出成長的原因，駁斥李嘉圖等值理論 (Ricardian equivalence theorem)，支持 Buchanan-Wagner 論點，認為以負債和增稅的方式因應財政支出，對經濟衝擊的效果是不同的，以負債方式增加公共支出對人民而言，政府提供公共設施的價格降低，增加了對政府公共設施的需求，導致公部門支出的成長。作者以 1955 年至 1985 年的資料，對加拿大、法國、德國、義大利、日本、英國及美國等國家進行實證研究，結果發現所有國家均支持財政赤字對財政支出具有顯著的正向影

響；法國與英國支持所得成長會顯著擴張公部門的支出；在生產效率方面，法國、義大利及英國公部門的生產效率低於私人部門的生產效率，日本、加拿大及美國公部門的生產效率並無增加；在政府公共設施的公共性程度方面，除了義大利外，其餘國家均顯示人口增加會降低政府公共設施的單位成本，具有規模經濟的情形。

近年來由於總體變數的非恆定性受到重視，研究方法也由傳統的迴歸模型擴展到共整合分析 (cointegration)。Craigwell (1991) 驗證 Buchanan-Wagner 假說在貝拉多 (Barbados) 是否成立，使用 1954 年至 1986 年之年資料進行分析，納入誤差修正模型 (vector error correction model, VECM)，探討短期與長期關係，結果發現：政府部門在貝拉多扮演重要角色；所得成長並非決定財政支出的主要因素；公部門的生產效率相對於私部門是較低的。Tridimas (1992) 探討英國預算赤字與財政支出成長的關係，運用最大概似法 (maximum likelihood estimation) 分析結果發現財政赤字增加財政支出規模，故 Buchanan-Wagner 假說在英國受到支持。Ashworth (1995) 探討英國自 1955 年至 1991 年，預算赤字與財政支出成長的關係，作者認為動態調整過程應該納入模型考量，研究結果表示，政府公共設施的需求與租稅負擔、相關價格、所得及人口有長期均衡關係，支持 Niskanen (1978) 論點。此外，作者發現位移因素 (displacement factor) 只會在短期內影響財政支出²，並非長期現象；且不論是長期或短期皆會產生赤字融通財政支出的情形。

Hondroyannis and Papapetrou (2001) 採用 1961 年至 1994 年的資料，對希臘進行 Buchanan-Wagner 假說之檢驗，結果顯示：財政支出、公共赤字、所得、私部門工資率及人口數之間具有顯著的長期關係，且支持 Buchanan-Wagner 假說成立；公部門的生產效率低於私部門；所得成長並非影響公共支出的重要決定因素。Christopoulos and Tsionas (2003) 對歐洲的 11 個國家進行研究，結果發現財政支出與財政赤字之間有長期正向關係，支持 Buchanan-Wagner 假說。此外，荷蘭、葡萄牙、奧地利、挪威、瑞典及芬蘭等國家，其對政府公共設施需求的所得彈性大於 1，表示渠等國家所得的增長顯著影響公部

² 經濟體系中發生重大的事件，諸如天災、戰亂、能源危機及經濟大恐慌等，會使政府增加支出。

門的擴張；最後，葡萄牙、英國、奧地利及芬蘭等國家的研究顯示，人口增加會減少每人負擔政府公共設施的單位成本，表示財政支出存在經濟規模效果。上述文獻大多以理論模型為依據，進行 Buchanan-Wagner 假說之分析，不同地，Yay and Tastan (2009) 以實證的觀點，單獨探討財政赤字與財政支出之共整合關係以及因果關係，實證結果僅發現財政支出單向影響財政赤字，無法支持 Buchanan-Wagner 假說。

總結來說，Buchanan-Wagner 假說的主要精神在於討論財政赤字是否可以藉由財政幻覺，來影響公共財價格，進而影響財政支出？因此其假說成立與否，已經在國外文獻進行跨國資料的廣泛討論，然而目前以台灣資料進行實證研究則相對匱乏。為瞭解台灣近幾年來實質財政支出規模與財政赤字之關係，以利驗證 Buchanan-Wagner 假說在台灣是否成立？本文將透過實證結果分析財政赤字是否會影響實質政府總支出？另一方面，進一步檢驗每人實質所得是否影響財政支出？若政府公共支出的所得需求彈性大於 1，則支持 Wagner 法則在台灣地區成立。鑑此，本文主要的研究目的如下：首先，探討 Buchanan-Wagner 假說成立與否？其次，探討 Wagner 法則成立與否？第三，檢驗公部門之生產效率是否低於私部門生產效率？第四，探討政府公共設施是否具有規模經濟現象或排擠效果情形？有別於 Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 及 Christopoulos and Tsionas (2003) 之研究，本文除了以理論模型為立基，更進一步分析不同政府支出型態（經常支出與資本支出）對於上述議題之討論是否有差異，此外也利用長期因果關係探討財政支出影響財政赤字的可能性，不同於 Yay and Tastan (2009) 之長期因果關係是以誤差修正模型為基礎，本文利用 Johansen and Juselius (1992) 提出概似比率來檢定體系內變數是否存在弱外生的特性，藉此擴展財政赤字與財政支出的研究面向。由於總體經濟變數大多呈現非恆定 (non-stationary) 的特性，本文在實證步驟上先對模型中的變數進行單根檢定 (unit-root test)，若變數為非恆定的序列，進一步對變數做共整合檢定，檢驗變數間是否具有長期均衡關係，若存在共整合關係，再藉由向量誤差修正模型，探討變數間的

動態調整過程³。綜上所述，本文將參考 Buchanan and Wagner (1977)、Hondroyannis and Papapetrou (2001) 以及 Christopoulos and Tsionas (2003) 的相關模型，研究範圍為台灣 1973 年至 2006 年的年資料，使用時間序列分析，探討財政支出與財政赤字之間的長期均衡及短期動態調整關係。

本文包含四節，第一節為緒論，說明研究動機與目的、研究方法與研究範圍。第二節介紹實證模型。第三節說明資料來源、實證變數與實證結果分析。第四節為結論與建議。

貳、實證模型

在探討財政赤字與財政支出的實證研究中，Ashworth (1995)、Christopoulos and Tsionas (2003)、Craigwell (1991)、Hondroyannis and Papapetrou (2001)、Khan (1988)、Niskanen (1978)、Provopoulos (1982)、及 Tridimas (1992) 驗證財政赤字與財政支出之間有長期正向顯著關係，支持 Buchanan-Wagner 假說。而 Hondroyannis and Papapetrou (2001) 研究希臘與 Christopoulos and Tsionas (2003) 研究歐盟 11 個國家中，其財政背景與本文討論對象相近，近幾年這些國家均受財政赤字問題所苦。準此，本文參照 Bergstrom and Goodman (1973) 及 Niskanen (1978) 的模型，建立政府公共設施的需求函數。

假設政府公共設施的需求函數係來自納稅義務人平均消費，需求函數模型參照 Cobb-Douglas 函數型態建立如下：

$$Q = a(TC)^b RGDPPC^c \quad (1)$$

³ 關於單根、共整合與向量誤差修正模型的相關應用，可參考 Lee and Chiu (2011) 及李建強與許義忠 (2007) 等文獻。

Q ：每位納稅義務人平均消費政府公共設施的數量。

T ：平均每位納稅義務人負擔政府公共設施單位成本的部分。

C ：政府公共設施的單位成本。

$RGDPPC$ ：納稅義務人平均每人實質所得。

TC ：政府公共設施的價格。

a, b, c ：參數。

由於每位納稅義務人平均消費政府公共設施的數量 Q 、政府公共設施的單位成本 C ，難以直接估算，但 QC 為每位納稅義務人消費政府公共設施的總支出，可直接衡量，則平均納稅義務人的公共支出需求函數可設定如下：

$$QC = aT^b C^{(1+b)} RGDPPC^c \quad (2)$$

而實質政府總支出為 $Q \cdot C \cdot POP$ ，以 $RGEXP$ 表示，而 POP 為納稅義務人之總人口數，則政府總支出的需求函數可推導如下：

$$QCPOP \equiv RGEXP = aT^b C^{(1+b)} RGDPPC^c POP \quad (3)$$

進一步，變數 T 可假定為政府總賦稅收入 (R)、納稅義務人口數 (POP) 及政府總支出 ($RGEXP$) 的函數型態，可表示為：

$$T = \left(\frac{R}{RGEXP} \right) \left(\frac{1}{POP} \right) \quad (4)$$

其中， R ：政府總稅收。

$RGEXP$ ：實質政府總支出。

POP ：納稅義務人總人口數。

由於政府公共設施的單位成本 C 難以衡量，可假定為私人部門的平均工資率 ($WAGE$) 及總納稅人口數 (POP) 的函數，且 Cobb-Douglas 函數為評估生產效率關係，其估計的係數值 e 為彈性值，可衡量公部門與私部門的生產效率，故可得下列方程式：

$$C = dWAGE^e POP^f \quad (5)$$

其中， d, e, f 為參數。上述模型參照 Niskanen (1978)、Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 及 Christopoulos and Tsionas (2003) 有下列特徵，茲說明如下：

1. 參數 $e > 0$ ，表示公部門的生產效率低於私部門的生產效率； $e = 1$ ，表示公部門的生產效率和私人部門相同； $e < 0$ ，表示公部門的生產效率高於私部門的生產效率。
2. 參數 $f < 0$ ，表示每人負擔公共設施的單位成本隨著人口的增加而減少，而單位成本下降，將促使社會大眾多消費公共設施，對公共設施的需求量增加，顯示政府公共設施的提供其單位成本有規模經濟的情形； $f > 1$ ，表示政府公共設施的提供，其單位成本有排擠效果的現象。

由於因變數 C 無法估計，基此，將 (4) 式及 (5) 式代入 (3) 式，可得以下結果：

$$RGEXP = a \left[\left(\frac{R}{RGEXP} \right) \left(\frac{1}{POP} \right) \right]^b [dWAGE^e POP^f]^{(1+b)} RGDPPC^c POP \quad (6)$$

經過重新整理如下：

$$RGEXP = ad^{(1+b)} \left(\frac{R}{RGEXP} \right)^b RGDPPC^c WAGE^{(e+be)} POP^{(1-b+f+bf)} \quad (7)$$

將 (7) 式取對數，並令 $TRGEXP = \frac{R}{RGEXP}$ 代表財政盈餘或赤字，可得到政府公共設施需求函數的實證模型，表示如下：

$$LRGEXP = Z_0 + Z_1 LTRGEXP + Z_2 LRGDPPC + Z_3 LWAGE + Z_4 LPOP \quad (8)$$

其中 $Z_0 = \ln ad^{(1+b)}$ ， $Z_1 = b$ ， $Z_2 = c$ ， $Z_3 = e + be$ ， $Z_4 = 1 - b + f(1 + b)$ 。(8) 式為基本模型，用以驗證 Buchanan-Wagner 假說是否成立？若 $Z_1 < 0$ ，表示財政赤字會造成財政支出增加（因為 $LTRGEXP = \ln R - \ln RGEXP$ 表示政府盈餘，因此若 $Z_1 < 0$ ，則表示變數『 $-LTRGEXP$ 』為財政赤字）。此外，若 $Z_2 > 1$ ，表示財政支出的所得彈性大於 1，Wagner 法則成立；而 Z_3 及 Z_4 的經濟意涵須以 (5) 式參數 e 及 f 的大小做解釋。本文將以 (8) 式為本文實證基礎，作為檢定財政支出規模與財政赤字、每人實質所得、私部門工資率與總納稅人口數等變數之間的長期均衡關係。

參、實證結果

一、資料來源

本文採用之資料主要來自財團法人經濟資訊推廣中心所提供的經濟統計資料庫。研究期間為台灣地區 1973 年至 2006 年之年資料⁴，模型中 5 個相關實證變數內容說明如下，並整理於表 1，茲說明如下：

⁴ 由於資料長度之限制，尤其是製造部門的月平均工資率可取得資料起於 1973 年，本文研究期間之選取係以資料的完整性為原則，而在資料頻率之選取上，因為政府的預算編列係以年為基礎按年編列，本文採此一較貼近公部門決策時間基礎進行探討。

表 1 變數說明及資料來源

| 變數代號 | 說 明 | 資料來源 | 單位 |
|---------------|---|--------|------------|
| <i>RGEXP</i> | 實質政府總支出 $= \frac{\text{政府經常支出} + \text{政府資本支出}}{CPI} \times 100$ | AREMOS | 新台幣 百萬元 |
| <i>TRGEXP</i> | 賦稅收入占實質政府總支出比率 | AREMOS | 百分比 |
| <i>RGDPPC</i> | 每人實質GDP | AREMOS | 新台幣元 |
| <i>WAGE</i> | 製造業月平均薪資 | AREMOS | 新台幣元 |
| <i>POP</i> | 就業勞動人口 | AREMOS | 人 |

資料來源：本研究整理。

(一) *RGEXP*

實質政府總支出，為避免物價指數造成之波動，以實質政府總支出代表之，以 CPI 平減 (基期為 2001 年)。而政府總支出包含政府經常支出及政府資本支出⁵。

(二) *TRGEXP*

實質政府賦稅收入占實質政府總支出的比率，此比率若小於 1，表示財政支出大於政府收入，因此有財政赤字的情形產生。而政府賦稅收入包含關稅、所得稅、營業稅、證券交易稅、期貨交易稅、貨物稅、菸酒稅、遺產贈與稅、礦區稅及公賣利益 (應繳庫數) 等。

⁵ 依財政統計年報的說明，1999 年 6 月以前為 7 月制，例如：會計年度 1999 年為 1998 年 7 月 1 日起至 1999 年 6 月 30 日止；自民國 1999 年 7 月 1 日起為改為曆年制 (即 1 月 1 日起至 12 月 31 日止)，為銜接舊的會計年度，仍一次編列 1 年 6 個月的預算，1999 年 7 月 1 日起至 2000 年 12 月 31 日止為期 18 個月稱為 1999 下半年度及 2000 年度。本研究的資料係以曆年制 (即 1 月 1 日起至 12 月 31 日止) 為基準。

(三) *RGDPPC*

每人實質 GDP，基期為 2001 年。

(四) *WAGE*

私人部門的平均工資率，鑒於製造業為台灣產業的主體，根據行政院主計處產業關聯統計分析，2006 年製造業的國內生產總額占全體產業的 47%，因此本文以製造部門的月平均工資率做為私人部門平均工資率的代理變數，藉以衡量公私部門的效率，若 (5) 式參數 e 大於 0，表示公部門的生產效率低於私部門生產效率。

(五) *POP*

總納稅人口數，由於經濟統計資料庫並無總納稅人口數之變項，本文認為就業勞動人口應為總納稅人口的主要成員，遂以就業勞動人口數做為總納稅人口數之代理變數，若 (5) 式參數 f 大於 1，表示政府提供公共設施的總支出有排擠效果現象；若係數小於 0，表示政府提供公共設施的總支出有規模經濟情形產生。

此外，各變數的時間趨勢圖形彙整於圖 1（取對數後的資料）。由圖 1 可看出，隨著時間的經過，實質政府總支出、每人實質 GDP、製造業月平均工資率與就業勞動人口數皆呈遞增的趨勢，只有政府賦稅收入占實質政府總支出比率呈現較不規則的增減變動，但仍為負數，表示有財政赤字情形產生。

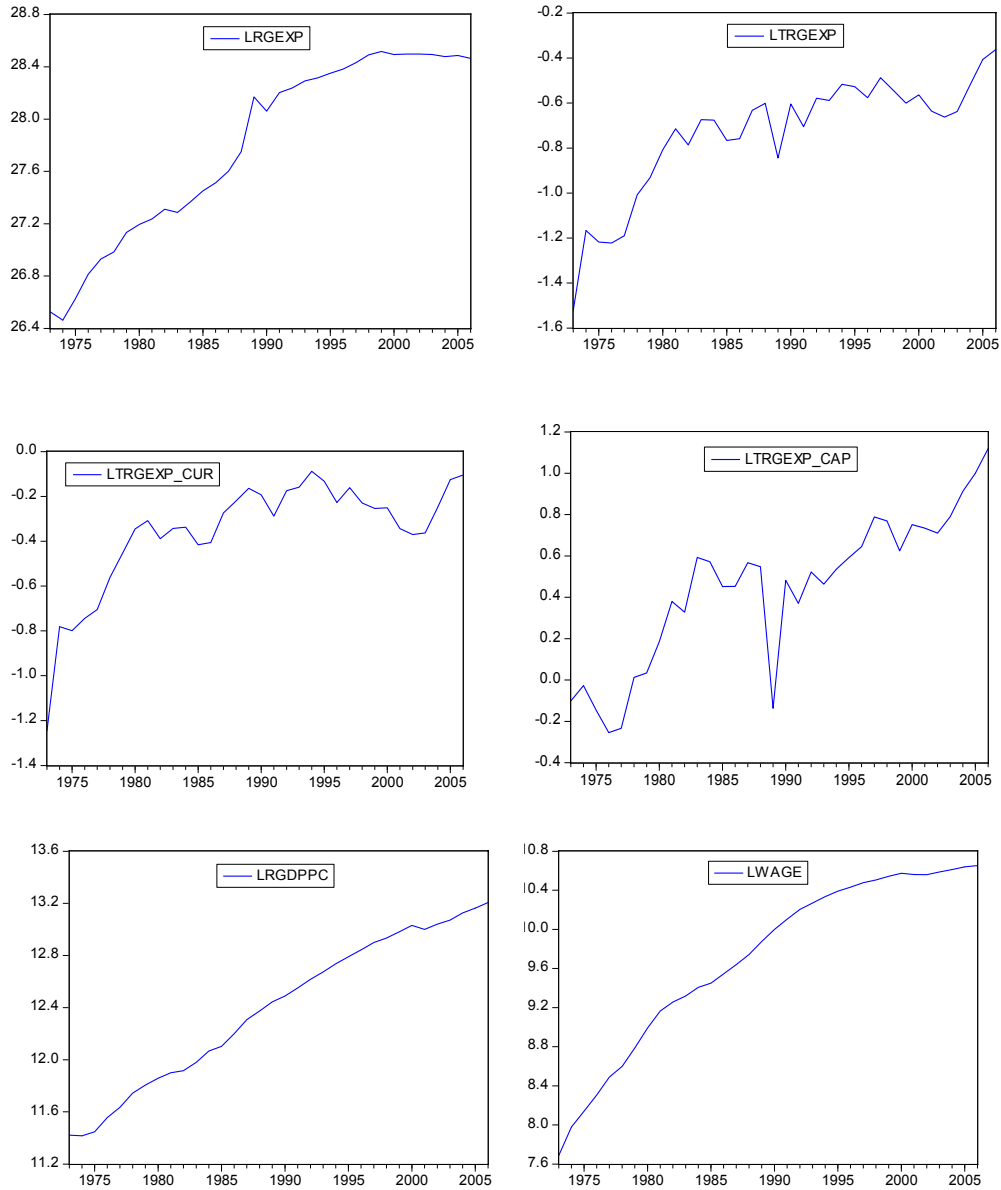


圖 1 各變數時間序列趨勢圖（取對數）

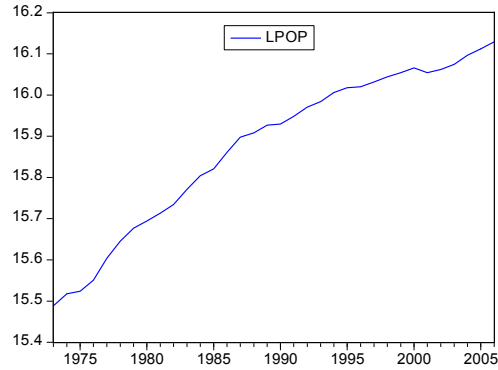


圖1 各變數時間序列趨勢圖（取對數）（續）

二、單根檢定的結果

本文將採用 ADF、PP、KPSS、DF-GLS 以及 NP 等五種單根檢定法，廣泛檢驗各變數是否具有單根特性。在單根檢定模型的設定上，根據各變數的時間趨勢圖可以觀察到，正的漂浮項使得序列隨著時間的增加而上升，似乎具有一固定時間趨勢，因此本文同時考慮漂浮項與固定時間趨勢項。表 2 顯示各變數水準值與一次差分值的單根檢定結果，由表 2 的檢定結果可知，除了 *LTRGEXP* 在 ADF 與 PP 檢定中顯示變數拒絕單根的虛無假設外，其餘各變數的水準項均無法拒絕單根的虛無假設，而在 KPSS 檢定中亦顯示所有的變數均拒絕序列為定態的虛無假設，支持變數的水準值為非定態的時間序列。此外，各變數在一階差分過程後的檢定結果顯示，五種單根檢定方法中至少有四種以上的檢定法，支持變數的差分值為定態。因此，綜合上述的討論，可以認定模型中各變數的整合階次為 1，即為 $I(1)$ 的時間序列。

表 2 各變數單根檢定結果

| 檢定方法 | ADF | DF-GLS | P-P | KPSS | NP(MZ_{α}^{GLS}) |
|----------------|--------------|--------------|--------------|-------------|---------------------------|
| 水準項 | | | | | |
| <i>LRGEXP</i> | -0.371 (0) | -0.751 (0) | -0.371 (0) | 0.179 (4)** | -1.748 |
| <i>LTRGEXP</i> | -3.766 (0)** | -2.614 (0) | -3.782 (1)** | 0.163 (4)** | -6.485 |
| <i>LRGDPPC</i> | -0.264 (0) | -0.662 (0) | -0.264 (0) | 0.177 (4)** | -1.578 |
| <i>LWAGE</i> | -0.551 (1) | -0.193 (1) | -1.954 (2) | 0.205 (4)** | -1.872 |
| <i>LPOP</i> | -0.974 (0) | -1.070 (1) | -0.974 (0) | 0.204 (4)** | -2.896 |
| 一次差分項 | | | | | |
| <i>LRGEXP</i> | -7.136 (0)** | -6.143 (0)** | -7.072 (2)** | 0.093 (1) | -12.400 |
| <i>LTRGEXP</i> | -8.516 (0)** | -6.392 (0)** | -8.571 (1)** | 0.072 (0) | -10.186 |
| <i>LRGDPPC</i> | -5.244 (0)** | -4.212 (0)** | -5.244 (0)** | 0.103 (1) | -11.074 |
| <i>LWAGE</i> | -4.837 (0)** | -3.658 (0)** | -4.823 (1)** | 0.080 (2) | -7.766 |
| <i>LPOP</i> | -4.276 (0)** | -4.409 (0)** | -4.276 (0)** | 0.076 (0) | -15.149 * |

資料來源：本研究整理。

註：1. 在 5% 及 10% 顯著水準下，ADF 與 PP 的臨界值分別為 -3.553 與 -3.210；DF-GLS 為 -3.190 與 -2.890；NP 為 -17.300 與 -14.200；KPSS 為 0.146 與 0.119。

2. “*” 及 “**” 分別表示 10% 及 5% 之顯著水準。

三、共整合分析的結果

(一) 共整合向量個數之檢定

經由單根檢定的結果可以確定模型中所使用的變數均為 $I(1)$ 數列，是以本文採用 Johansen (1988) 的最大概似法，探討財政支出、財政赤字、每人實質所得、製造業月平均工資率及總納稅人口數之間的長期關係。在實證分析前必須決定落後期數 k ，用以消除殘差序列自我相關性，基此，本文採用 SBC 選取準則 (Schwartz's Bayesian information

criterion) 作為決定落後期數之判斷依據。由表 3 之結果可知，依據最小 SBC 選擇最適落後期數為 1。在選定最適落後期數後，接著以 Johansen and Juselius (1990) 所提出的跡檢定 (trace test) 以及最大特性根檢定 (maximum eigenvalue) 來檢驗共整合向量的個數。值得注意的是本文在進行共整合分析時，為避免小樣本造成之偏誤，進一步以 Cheung and Lai (1993) 之修正方法進行臨界值的調整⁶，以增加實證結果的穩健性。由表 4 檢定結果可知，無論是跡檢定或最大特性根檢定，兩種檢定在 5% 的顯著水準下皆顯著拒絕 $r=0$ 的虛無假設；而在 $r \leq 1$ 至 $r \leq 4$ 下之條件下，則無法拒絕虛無假設，因此，本文的模型可以確認具有一組共整合向量，表示變數之間存在一種穩定的長期均衡關係。

表 3 VAR 模型落後期數之選取

| LAG | SBC |
|-----|-----------------------|
| 0 | -8.5944 |
| 1 | -19.6602 [#] |
| 2 | -18.9806 |
| 3 | -18.0713 |

資料來源：本研究整理。

註：[#] 表示最小值，落後期數為 1。

⁶ Cheung and Lai (1993) 之修正方法為 $Critical Value \times \frac{T}{T-nk}$ ，其中 T 為樣本數， n 為解釋變數的個數，而 k 則為落後期數。

表 4 共整合向量個數檢定

| 模型 | <i>LRGEXP, LTRGEXP, LRGDPPC, LWAGE, LPOP</i> | | | | | |
|-------------|--|--------|-------|-----------------|--------|-------|
| | λ_{trace} | | | λ_{max} | | |
| 共整合 向量個數 | 統計量 | 臨界值 | P值 | 統計量 | 臨界值 | P值 |
| $r=0$ | 85.972** | 69.819 | 0.002 | 42.536** | 33.877 | 0.004 |
| $r \leq 1$ | 43.436 | 47.856 | 0.122 | 23.381 | 27.584 | 0.158 |
| $r \leq 2$ | 20.055 | 29.797 | 0.419 | 11.254 | 21.132 | 0.622 |
| $r \leq 3$ | 8.801 | 15.495 | 0.384 | 6.889 | 14.265 | 0.502 |
| $r \leq 4$ | 1.911 | 3.841 | 0.167 | 1.911 | 3.841 | 0.167 |

資料來源：本研究整理。

註：1. “***” 表示 5% 的顯著水準拒絕共整合個數的虛無假設，臨界值詳見 Mackinnon et al. (1999)。

2. 此與經由 Cheung and Lai (1993) 小樣本的臨界值調整後之判斷結論一致。

(二) 共整合關係

經由上述共整合向量個數檢定後，將得到之共整合個數 ($r=1$) 代入共整合向量檢定中，其模型中變數的標準化結果如下：

$$\begin{aligned}
 LRGEXP = & -0.7703 \times LTRGEXP + 0.8023 \times LRGDPPC + 1.6635 \times LWAGE \\
 & (-3.225)^{***} \quad (3.183)^{***} \quad (7.068)^{***} \\
 & - 4.1458 \times LPOP + 66.9498 \\
 & (-4.248)^{***}
 \end{aligned} \tag{9}$$

(9) 式中括號內為 t 值，而“***”表示顯著水準為 1%，接著利用概似比檢定 (likelihood ratio test)，對共整合向量模型進行係數值檢定，以瞭解實證期間各變數對政府支出的影響是否顯著。由表 5 的檢定結果可知，實證模型中變數對政府支出的影響效果相當顯著，因此，由 (9) 式可得以下的結果：

表5 共整合向量係數顯著性檢定

| 模型 | <i>LTRGEXP</i> | <i>LRGDPPC</i> | <i>LWAGE</i> | <i>LPOP</i> |
|-------------|----------------|----------------|--------------|-------------|
| $\chi^2(r)$ | 3.7339* | 6.8380** | 5.9985** | 5.0767** |
| <i>P</i> 值 | [0.053] | [0.008] | [0.014] | [0.024] |

資料來源：本研究整理。

註：1. 採 *LR* 的檢定統計量，[]內為 *p* 值。

2. “*” 及 “**” 分別表示 10% 及 5% 的顯著水準。

政府賦稅收入占實質政府總支出比率 (*LTRGEXP*) 的係數為 -0.7703 ，表示政府賦稅收入占實質政府總支出比率（財政赤字）對實質政府總支出 (*LRGEXP*) 的影響顯著為正，表示財政赤字愈多，則實質政府總支出愈大，與 Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 及 Christopoulos and Tsionas (2003) 的結論相同，支持 Buchanan-Wagner 假說。另外，每人實質 GDP (*LRGDPPC*) 的係數為 0.8023 ，即每人實質 GDP 對實質政府總支出的影響為顯著正向，代表財政支出的所得彈性為 0.8023 ，進一步利用概似比檢定，檢驗財政支出的所得彈性是否顯著異於 1，檢定之統計量及對應的 *p* 值分別為 7.6257 及 0.005 ，代表實質政府總支出的所得彈性顯著異於 1，因此可以推斷財政支出的所得彈性小於 1，表示每人實質 GDP 增加 1% 時，實質政府總支出會增加 0.80% ，表示 Wagner 法則在台灣是不成立的。

製造業月平均工資率 (*LWAGE*) 的係數大於零，係數為 1.6635 ，表示製造業月平均工資率 (*LWAGE*) 增加 1%，則實質政府總支出增加 1.66% ；就業勞動力的係數為 -4.1458 ，表示人口增加 1%，則實質政府總支出會減少 4.15% 。值得注意的是此係數值的經濟意義必需藉由後續結構方程式的推導，方能進一步確認其政策意涵。

總結來說，由上述實證結果可知，政府賦稅收入占實質政府總支出比率 (*LTRGEXP*)、每人實質 GDP (*LRGDPPC*) 與實質政府總支出 (*LRGEXP*) 具有正向顯著關係，符合理論預期；製造業月平均工資率 (*LWAGE*) 與實質政府總支出規模 (*LRGEXP*) 具有正向顯著關係，而就業勞動人口 (*LPOP*) 與實質政府總支出規模 (*LRGEXP*) 則具有負向顯著關

係。

然而台灣政府在 1987 年宣布解嚴，開啓了民主化的契機，1992 年國會全面改選使台灣民主政治的發展更進一步，本文以 1973 年至 2006 年為實證研究期間，橫跨了民主轉型的過程，在民主化思潮下，人民對公共建設及社會福利的需求增加（吳親恩，2007），政府為因應需求對於預算決策結果的影響與預算結構的改變（蘇彩足，1999），以及在民主政治裡選舉所造成的政策買票（王鼎銘與詹富堯，2006），因此，民主化的前後是否存在結構變遷的問題，值得進一步的探討。在實證分析上，虛擬變數已被廣泛使用於解釋不同事件來源的結構變動，例如：陳美玲等（2004）及謝耀智等（2010），本文分別考慮以 1987 年解嚴與 1992 年國會改選做為民主化的分隔點，納入民主化虛擬變數（民主轉型前 = 0，民主轉型後 = 1），探討民主化的影響是否有顯著的差異性。

在模型設定上，採用 1987 年及 1992 年做為民主化分隔點所設立的虛擬變數分別以 $DEM1$ 及 $DEM2$ 表示，則考量民主化後模型中變數的標準化結果如下：

$$\begin{aligned}
 LRGEXP = & 0.2039 \times LTRGEXP + 0.0662 \times LRGDPPC + 0.3037 \times LWAGE - 0.0388 \times LPOP \\
 & (1.137) \quad (0.403) \quad (1.848)^* \quad (-0.059) \\
 & + 0.5569 \times DEM1 + 24.4701 \\
 & (9.226)^{***}
 \end{aligned} \tag{10}$$

$$\begin{aligned}
 LRGEXP = & -0.8656 \times LTRGEXP + 0.8436 \times LRGDPPC + 1.8780 \times LWAGE - 4.8296 \times LPOP \\
 & (-2.793)^{***} \quad (1.941)^* \quad (6.005)^{***} \quad (-3.491)^{***} \\
 & -0.0130 \times DEM2 + 75.1447 \\
 & (0.152)
 \end{aligned} \tag{11}$$

若以 1987 年宣布解嚴做為民主化的分隔點，雖然民主化虛擬變數對實質政府總支出存在正向且顯著的影響，但除了製造業月平均工資率外，其他相關變數變得不顯著，此外，政府賦稅收入占實質政府總支出比率 ($LTRGEXP$) 的係數轉為正，表示財政赤字的增加將使實質政府總支出的規模縮小。不同地，若以 1992 年國會改選做為民主化的分隔點，則民主化的考量對原有實證分析的結果影響不大，民主化虛擬變數對實質政府總支

出呈現不顯著的負向影響，因此本文後續實證仍就原本未考量民主化的模型設定進行分析。

另外，為瞭解變數間的長期因果關係，當變數之間具有共整合關係時，透過弱外生 (weak exogeneity) 檢定將可得知變數間因果關係的長期訊息，本文採用 Johansen and Juselius (1992) 提出概似比率來檢定體系內變數是否存在弱外生的特性，由表 6 檢定結果可知，在 5% 的顯著水準下，*LRGEXP*、*LTRGEXP*、*LRGDPPC*、*LWAGE* 及 *LPOP* 均拒絕變數為弱外生的虛無假設，表示渠等變數皆存在雙向因果關係，不僅支持提高財政赤字會促使實質政府總支出的增加，同時也說明了政府擴大財政支出所帶來財政赤字的後果。

由上述可知，本文的長期因果關係支持財政赤字與財政支出的雙向因果關係，對於財政赤字影響財政支出的效果，印證了 Buchanan-Wagner 假說成立，此與 Hondroyiannis and Papapetrou (2001)、Christopoulos and Tsionas (2003)、以及本文前述之實證結果一致，但卻無法支持 Yay and Tastan (2009) 之結果，這主要是因為 Buchanan-Wagner 假說的主要精神在於討論財政赤字是否可以藉由財政幻覺，來影響公共財價格，進而影響財政支出，因此立基於理論模型同時考慮相關變數（除了赤字與支出外，尚應考慮所得、工資、人口等因素），更能有效釐清 Buchanan-Wagner 假說是否成立。

另一方面，我們也討論財政支出影響財政赤字的可能性，更細膩描繪支出與赤字兩者間的互動關係，對於財政支出影響財政赤字的效果，與 Yay and Tastan (2009) 之實證結果一致，支持財政支出會影響財政赤字，由於過去文獻大多就財政收支的結構，探討財政赤字之成因，認為赤字的產生是因為支出面的擴張（劉宜君，2002；吳親恩，2007；徐仁輝，2010），其中吳親恩 (2007) 在研究公共支出的文獻中，認為財政赤字不斷增加的原因，就政治面來說是選舉所造成的政策性買票，使公共建設與社會福利支出增加，就經濟面而言是所得分配惡化引發對社會移轉支出的需求，不同地，本文的長期因果關係說明了財政支出對財政赤字的影響，為過去制度面的討論提供了統計上的證據。

表 6 長期因果關係檢定

| 模型 | <i>LRGEXP</i> | <i>LTRGEXP</i> | <i>LRGDPPC</i> | <i>LWAGE</i> | <i>LPOP</i> |
|-------------|---------------|----------------|----------------|--------------|-------------|
| $\chi^2(r)$ | 11.1672** | 4.5887** | 9.8638** | 17.7387** | 4.4658** |
| <i>P</i> 值 | [8.33E-04] | [0.032] | [0.002] | [2.50E-05] | [0.035] |

資料來源：本研究整理。

註：1. 採 LR 的檢定統計量，[]內為 *p* 值。

2. “*” 及 “**” 分別表示 10% 及 5% 的顯著水準。

(三) 向量誤差修正模型

將前述共整合模型求得之長期均衡關係式，加入遞延一期的誤差修正項 EC_{t-1} ，納入動態調整模型中，即是向量誤差修正模型，而誤差修正項可反映實際值與目標值之間的失衡情形，使得動態調整模型中亦能保有長期均衡關係的訊息。由表 7 的誤差修正模型估計結果顯示，5 條誤差修正模型方程式的誤差修正項 EC_{t-1} 皆為顯著，支持上述共整合關係，其係數為正（以 $\Delta LRGEXP$ 為例）表示正的偏離值（ $EC_{t-1} > 0$ ）將使下一期的政府總支出向上調整（ $\Delta LRGEXP > 0$ ），而負偏離值（ $EC_{t-1} < 0$ ）將使下一期的政府總支出向下調整（ $\Delta LRGEXP < 0$ ），以回復長期均衡⁷。而係數為負（以 $\Delta LRGEXP$ 為例）代表正的偏離值（ $EC_{t-1} > 0$ ）將使下一期的政府總支出向下調整（ $\Delta LRGEXP < 0$ ），而負偏離值（ $EC_{t-1} < 0$ ）將使下一期的政府總支出向上調整（ $\Delta LRGEXP > 0$ ），以回復長期均衡。

⁷ 當政府公共設施的需求與影響需求的因素發生失衡時，誤差修正項 $EC_{t-1} > 0$ ，在其他條件不變下， $\Delta LTRGEXP < 0$ 、 $\Delta LRGEXP > 0$ 、 $\Delta LRGDPPC > 0$ 、 $\Delta LWAGE > 0$ 、 $\Delta LPOP > 0$ 。

表7 誤差修正模型估計結果

| 自變數 | $\Delta LRGE_{XP}$ | $\Delta LTRGE_{XP}$ | $\Delta LRGDPPC$ | $\Delta LWAGE$ | $\Delta LPOP$ |
|---------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 常數項 | 0.1548** (2.8937) | -0.1227* (-1.9202) | 0.0823** (4.4627) | 0.0738** (4.0853) | 0.0231** (2.6057) |
| $\Delta LRGE_{XP_{t-1}}$ | -0.2209 (-0.7008) | 0.3688 (0.9796) | -0.1782 (-1.6403) | 0.0405 (0.3799) | -0.1069** (-2.0480) |
| $\Delta LTRGE_{XP_{t-1}}$ | 0.2322 (0.9452) | -0.2429 (-0.8278) | -0.1826** (-2.1576) | 0.0297 (0.3579) | -0.0940** (-2.3118) |
| $\Delta LRGDPPC_{t-1}$ | 1.1229* (1.7709) | -0.6798 (-0.8976) | 0.0910 (0.4165) | 0.4062* (1.8963) | 0.0744 (0.7083) |
| $\Delta LWAGE_{t-1}$ | -0.6823 (-1.5871) | 0.7009 (1.3650) | -0.2068 (-1.3960) | 0.1014 (0.6983) | -0.0335 (-0.4705) |
| $\Delta LPOP_{t-1}$ | -4.3583** (-2.9742) | 5.4388** (3.1076) | 0.2593 (0.5135) | -1.2958** (-2.6179) | 0.2516 (1.0369) |
| EC_{t-1} | 0.4316** (3.5834) | -0.2985** (-2.0748) | 0.1319** (3.1789) | 0.2009** (4.9388) | 0.0466** (2.3374) |

資料來源：本研究整理。

註：“*”及“**”分別表示10%及5%之顯著水準。括號中為t值。

另外， $\Delta LTRGE_{XP_{t-1}}$ 對 $\Delta LRGE_{XP_t}$ 的影響不顯著，且 $\Delta LRGE_{XP_{t-1}}$ 對 $\Delta LRGE_{XP_t}$ 亦不顯著，表示短期下財政赤字與實質政府總支出互不影響；在每人實質GDP方面， $\Delta LRGDPPC_{t-1}$ 對 $\Delta LRGE_{XP_t}$ 為顯著，但 $\Delta LRGE_{XP_{t-1}}$ 對 $\Delta LRGDPPC_t$ 則不顯著，表示短期下每人實質GDP會影響實質政府總支出，但實質政府總支出不影響每人實質GDP。最後，本文採用Brown et al. (1975)的CUSUM (cumulative sum of recursive residuals) 檢定，進行VECM的動態調整係數及誤差修正項係數的穩定性檢定 (stability test)，由圖2的檢定結果顯示，CUSUM值一致地在5%臨界值範圍內（以實質政府總支出為被解釋變數時），表示模型並無樣本內不穩定的情形，誤差修正模型的穩定性受到支持。

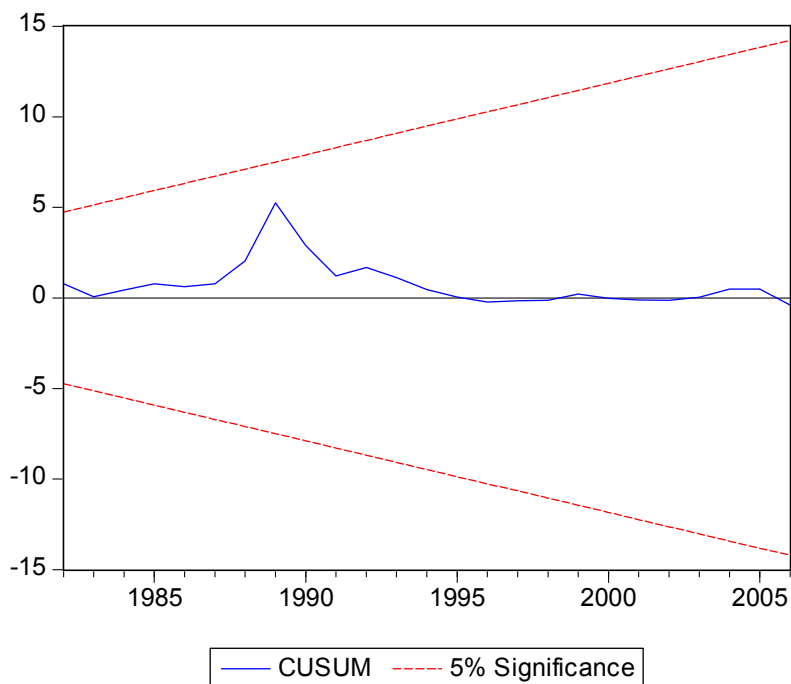


圖2 CUSUM之檢定圖形 (被解釋變數為實質政府總支出)

最後，表 8 整理出 (1) 式及 (5) 式的指數型態結構方程式，由共整合方程式 (9) 的結果可推導得 b, c, e, f 等參數之值⁸，茲說明下：

⁸ 參數 b, c, e, f 之標準差分別為 $\sigma_b = 0.2520$ 、 $\sigma_c = 0.2354$ 、 $\sigma_e = 1.0247$ 及 $\sigma_f = 4.2486$ 。

表8 指數型態之結構性方程式

| 型態 | 方程式 |
|----------|---|
| 長期-Level | $Q = a(TC)^{-0.7703} RGDPPC^{0.8023}$ $C = dWAGE^{7.2421} POP^{-25.7558}$ |

資料來源：本研究整理。

1. 政府公共設施的價格彈性為 -0.7703^9 ，此與 Niskanen (1978)、Provopoulos (1982)、Khan (1988)、Tridimas (1992)、Craigwell (1991) 及 Christopoulos and Tsionas (2003) 的結論相同，表示政府公共設施的價格降低，會使社會大眾增加對公共設施的需求量，支持 Buchanan-Wagner 假說。
2. 政府公共設施的所得彈性為 0.8023，與 Provopoulos (1982)、Craigwell (1991)、Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 結果相同，表示所得增加並非影響財政支出增加的重要因素，亦即 Wagner 法則在台灣地區是不成立的。
3. 私部門工資率的係數為 7.2421，其係數值大於 1，表示公部門的生產效率低於私部門的生產效率，與 Niskanen (1978)、Provopoulos (1982)、Khan (1988)、Craigwell (1991)、Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 及 Christopoulos and Tsionas (2003) 結果相同。
4. 就業勞動力的係數為 -25.7558 ，表示政府公共設施的單位成本，隨人口的增加而減少，這主要是因為政府公共設施的提供具有非敵對性，據此，公共設施的消費有規模經濟現象，與 Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 及 Christopoulos and Tsionas (2003) 的結果相同。

四、不同政府支出型態的差異分析

由於前述的實證模型，政府總支出係以總量作為分析，而在經濟性分類中，政府總

⁹ 參考本文 (9) 式。

支出分爲經常支出及資本支出兩大類¹⁰，因此本節擬將實質政府總支出 (*RGEXP*) 作細項分類，以實質政府經常支出 (*RGEXP_CUR*) 及實質政府資本支出 (*RGEXP_CAP*) 代替實質政府總支出進行分析，探討改變政府支出變數是否會影響原有的實證結果，並進一步比較兩類支出型態對於其他經濟部門是否具有不同的影響效果與關係。

由表 9 及表 10 的結果可知，以政府經常支出及政府資本支出取代政府總支出後，結果依舊支持變數之間亦存有一組穩定的共整合關係，表示以實質政府經常支出或實質政府資本支出取代實質政府總支出，長期穩定均衡關係仍受到支持。

表 9 實質政府經常支出之共整合個數檢定結果

| 模型 | <i>LRGEXP_CUR, LTRGEXP_CUR, LRGDPPC, LWAGE, LPOP</i> | | | | | |
|------------|--|-------------------|-------|----------|-----------------|-------|
| | 共整合 向量個數 | λ_{trace} | | | λ_{max} | |
| 統計量 | | 臨界值 | P值 | 統計量 | 臨界值 | P值 |
| $r = 0$ | 87.319** | 69.819 | 0.001 | 40.241** | 33.877 | 0.008 |
| $r \leq 1$ | 47.079 | 47.856 | 0.059 | 25.195 | 27.584 | 0.098 |
| $r \leq 2$ | 21.883 | 29.797 | 0.305 | 13.714 | 21.132 | 0.389 |
| $r \leq 3$ | 8.170 | 15.495 | 0.447 | 6.099 | 14.265 | 0.601 |
| $r \leq 4$ | 2.071 | 3.841 | 0.150 | 2.071 | 3.841 | 0.150 |

資料來源：本研究整理。

註：1. “**” 表示 5% 的顯著水準，臨界值詳見 Mackinnon et al. (1999)。

2. 此與經由 Cheung and Lai (1993) 小樣本的臨界值調整後之判斷結論一致。

¹⁰ 參照行政院主計處公佈之中央政府總決算分類表。

表 10 實質政府資本支出之共整合個數檢定結果

| 共整合 向量個數 | 模型 $LRGEXP_CAP, LTRGEXP_CAP, LRGDPPC, LWAGE, LPOP$ | | | | | |
|-------------|--|--------|-------|-----------------|--------|-------|
| | λ_{trace} | | | λ_{max} | | |
| | 統計量 | 臨界值 | P值 | 統計量 | 臨界值 | P值 |
| $r=0$ | 85.873** | 69.819 | 0.002 | 37.586** | 33.877 | 0.017 |
| $r \leq 1$ | 48.288** | 47.856 | 0.046 | 22.226 | 27.584 | 0.209 |
| $r \leq 2$ | 26.062 | 29.797 | 0.127 | 14.080 | 21.132 | 0.359 |
| $r \leq 3$ | 11.982 | 15.495 | 0.158 | 10.441 | 14.265 | 0.185 |
| $r \leq 4$ | 1.541 | 3.841 | 0.215 | 1.541 | 3.841 | 0.215 |

資料來源：本研究整理。

註：1. “***” 表示 5% 的顯著水準，臨界值詳見 Mackinnon et al. (1999)。

2. 經 Cheung and Lai (1993) 小樣本的臨界值調整後， λ_{trace} 顯示有一組共整合。

其模型中變數經過標準化的結果分別如下：

$$LRGEXP_CUR = -0.6074 \times LTRGEXP_CUR + 1.0028 \times LRGDPPC + 1.4701 \times LWAGE - 4.0401 \times LPOP + 64.6339 \quad (12)$$

(-2.187)***
(3.353)***
(4.879)***
(-4.256)***

$$LRGEXP_CAP = -0.9002 \times LTRGEXP_CAP + 0.5828 \times LRGDPPC + 1.8582 \times LWAGE - 4.2909 \times LPOP + 69.8692 \quad (13)$$

(-7.514)***
(3.108)***
(48.502)***
(-3.697)***

上述兩式中括號內為 t 值，而“***”表示顯著水準為 1%，由長期均衡關係 (12) 式及 (13) 式中可得知以下結果：

政府賦稅收入占實質政府經常支出比率與政府賦稅收入占實質政府資本支出比率的係數分別為 -0.6074 及 -0.9002，表示上述變數（即財政赤字）對實質政府經常支出及

實質政府資本支出的影響為顯著正向，代表財政赤字愈多，實質政府經常支出或實質政府資本支出愈大，與本文政府總支出實證結果及 Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 及 Christopoulos and Tsionas (2003) 的結論相同，符合 Buchanan-Wagner 假說；若就財政赤字的影響效果而言，係數估計值顯示實質政府資本支出相較於經常支出有較大的擴張規模，由於經常支出係指政府當期消費性支出（購買勞務及貨品支出、債務利息支出）、補助金及經常移轉支出等，而資本支出則包括公共投資與建設支出、以及耐久性消費購置，這代表選民對政府擴大公共建設的察覺價格較低，造成資本性支出的擴張，而政府賦稅收入占實質政府資本支出的比率其係數為 -0.9002 小於政府賦稅收入占實質政府總支出比率之係數 -0.7703 ，意謂著總支出之總量結果會減弱且分散政府資本支出的影響。

每人實質 GDP (*LRGDPPC*) 的係數分別為 1.0028 及 0.5828 ¹¹，即每人實質 GDP 對實質政府經常本支出及實質政府資本支出的影響為正向關係。政府經常支出的所得彈性為 1.0028 ，其係數值大於 1，支持 Wagner 法則成立；而政府資本支出的所得彈性為 0.5828 ，其係數值小於 1，表示每人實質 GDP 增加 1% 時，則實質政府資本支出則增加 0.5828% ，代表所得並非影響政府資本支出的重要因素，與本文實質政府總支出的結論相同（實質政府總支出的所得彈性為 0.8023 ）。總結來說，公部門的支出成長會隨著每人實質所得增加而擴張，但人民對政府消費性支出或社會福利的需求較資本性支出大，這可能是因為人事費用為政府經常支出的主要項目之一，其具有持續擴張、不易緊縮的特性（李秋嫻等，2005）。因此，Wagner 法則的成立與否可能與財政支出的型態有關。

上述共整合方程式結果亦可推導，製造業月平均工資率 (*LWAGE*) 的係數分別為 3.7445 及 18.6192 ¹²，表示無論實質政府經常支出或實質政府資本支出，政府部門的生產效率皆低於私人部門的生產效率，與本文實質政府總支出的結論一致（製造業月平均工資

¹¹ 概似比 LR 檢定之統計量及對應的 p 值分別為 4.8253 (0.0281) 及 7.6254 (0.0058)，代表實質政府經常支出與實質政府資本支出的所得彈性顯著異於 1。

¹² 參照本文 (1) 式及 (5) 式之指數型態結構方程式，分別與共整合方程式 (12) 式及 (13) 式計算得之。

率 7.2421)。

以實質政府經常支出與實質政府資本支出取代實質政府總支出發現，就業勞動人口的係數分別為 -14.3849 及 -62.0351¹³，其係數值皆為負值，表示就業勞動力將使公共設施的單位成本呈現規模經濟現象，與本文總支出的結論一致。此外，就規模經濟的效果而言，資本支出的非敵對性，尤其是公共投資與建設支出，使得公共設施的消費有較大的規模經濟現象。

綜上，以實質政府經常支出及實質政府資本支出取代實質政府總支出，實證結果發現：1. 支持 Buchanan-Wagner 假說，且財政赤字影響對實質政府資本支出相較於對實質政府經常支出有較大的擴張效果；2. Wagner 法則的成立與否會因財政支出的型態不同而有差異，隨著每人實質所得增加，人民對政府消費性支出或社會福利的需求比較大；3. 政府部門的生產效率低於私人部門的生產效率，且政府公共設施的消費具有規模經濟現象。

肆、結論及建議

以往探討我國財政支出成長的文獻，大多僅著重經濟成長與財政支出的關係，也就是 Wagner 法則是否成立，但是對於財政赤字與財政支出的關係則著墨不多，透過本文將可進一步瞭解我國財政赤字是否會影響財政支出，意即 Buchanan-Wagner 假說成立與否，做為政府擬定政策之依據。本文參考 Niskanen (1978) 及 Hodroyiannis and Papapetrou (2001) 的模型，分析台灣地區 1973 至 2006 年期間，實質政府總支出與政府賦稅收入占實質政府總支出比率、每人實質 GDP、製造業月平均工資率、與總納稅人口數等變數之間的長期均衡關係，利用最大概似估計法，探討台灣地區實質政府總支出與政府賦稅收入占實質政府總支出比率間是否存在 Buchanan-Wagner 假說？並同時驗證 Wagner 法則在

¹³參照本文 (1) 式及 (5) 式之指數型態結構方程式，分別與共整合方程式 (12) 式及 (13) 式計算得之。

台灣地區是否成立？此外，不同於 Hondroyiannis and Papapetrou (2001)、Christopoulos and Tsionas (2003) 之研究，本文進一步分析不同政府支出型態對於實證檢驗的結果是否具有差異，同時也利用長期因果關係探討財政支出影響財政赤字的可能性。本文將以上實證結果整理如下，並與現有文獻進行比較，詳見表 11。

首先，在探討財政赤字與財政支出是否具有長期穩定的均衡關係上，研究結果顯示財政赤字對實質政府總支出的影響顯著為正，代表財政赤字增加會促使實質政府總支出增加，此與 Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 及 Christopoulos and Tsionas (2003) 之結論一致，支持 Buchanan-Wagner 假說，表示高額的財政赤字會產生較大的財政支出，也就是說在現行民主政治制度下，財政平衡雖是政府追求的理想目標，但在入不敷出時，平衡預算原則為赤字預算政策所取代，加上選民對於公共財的財政幻覺，低估了未來平衡預算所需之租稅負擔，以及跨期移轉的債務負擔，造成財政支出的過度擴張的政治偏向 (political bias)。因此，惟有降低執政者與人民之間的資訊不對稱，例如預算透明化 (徐仁輝，2001；廖坤榮與吳秋菊，2005)、改善租稅結構¹⁴，才能強化人民監督政府預算決策之力量，進而改善財政赤字與支出規模持續擴增之困境。另一方面，政府擴大財政支出亦有可能帶來財政赤字的後果，過去文獻大多就財政收支的結構，探討財政赤字之成因，認為赤字的產生是因為支出面的擴張，不同地，本文的長期因果關係說明了財政支出對財政赤字的影響，為過去制度面的討論提供了統計上的證據。

其次，我們亦驗證公部門的支出成長是否隨每人實質所得增加而擴張，實證結果雖與過去文獻相符，顯示每人所得增加會帶動財政支出增加，但本文與 Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 所得之公共支出的所得彈性皆小於 1，無法支持我國 Wagner 法則成立。另一方面，透過結構方程式的推導，進一步探討公部門及私部門的生產效率，結果發現無論是 Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 所研究的希臘、Christopoulos and Tsionas (2003) 所分析的歐洲 11 國、還是本文所討論的台灣，所有國家私部門工資率對財政支出

¹⁴ 劉宜君 (2002) 由公共政策的病理觀點指出，複雜的租稅結構，會減弱民眾對租稅負擔及公共財的成本認知，進而增加公共財的需求。

的彈性都大於0，意味著政府部門的生產效率低於私人部門的生產效率¹⁵，這可能是因為私人部門具有明確的獲利標準，而公部門缺乏客觀的績效標準，使得政治考量優於經濟效益的分析（劉宜君，2002）。上述結果亦能解釋政府預算規模擴張的現象，因為私部門的迅速成長將導致政府部門相對成本的上升，提高公共產出的相對價格，造成公共支出的增加，此即 Baumol (1967) 提出之包默病症 (Baumol's Disease)。除此之外，就業勞動力對財政支出的彈性小於0，顯示我國勞動人口增加會降低政府公共設施的單位成本，政府公共設施的消費具有規模經濟現象，此結果同樣與 Hondroyannis and Papapetrou (2001) 及 Christopoulos and Tsionas (2003) 相呼應。

在不同政府支出型態的差異分析方面，以實質政府經常支出及實質政府資本支出取代實質政府總支出，實證結果發現不論是財政支出的型態為何，皆支持我國 Buchanan-Wagner 假說成立，但財政赤字影響對實質政府資本支出相較於對實質政府經常支出有較大的擴張效果。不同地，Wagner 法則的成立與否則會因為財政支出型態的不同而有所差異，隨著每人實質所得增加，人民對政府消費性支出或社會福利的需求較資本性支出大，顯示實質政府資本支出與實質政府總支出皆無法支持 Wagner 法則成立，但實質政府經常支出則支持 Wagner 法則。而政府部門的生產效率低於私人部門的生產效率，與政府公共設施的消費具有規模經濟現象之結論依然不變。

最後，在未來研究方向上，本文提供以下幾點建議參考：一、財政支出可依各政事別區分為一般政務支出、國防支出、消費性支出、公共投資支出與移轉性支出等，探討不同層級的支出規模與政府賦稅收入占不同型態支出規模比率，是否仍具有長期均衡關係，也是有趣的研究課題。二、公營事業具有公共部門生產的特性，在臺灣經濟發展中扮演重要角色，在探討政府收支時，納入公營事業體系進行分析，值得後續進一步研究。三、探討政黨輪替對財政支出資料的結構性改變是否影響本文結果，亦可做為後續研究方向。

¹⁵ 有關公部門效率及生產力的分析，王肇蘭等 (2008) 針對地方政府做了詳盡的討論。

表 11 財政赤字與財政支出關係之文獻結果比較

| 內 容 | Hondroyiannis and Papapetrou (2001) | Christopoulos and Tsionas (2003) | 本文 |
|-------------------|--|--|--|
| 研究國家 | 希臘 | 歐盟11國 | 台灣 |
| 研究期間 | 1961-1996 | 1970-1999 | 1973-2006 |
| 研究方法 | 共整合 誤差修正模型 | 追蹤資料 共整合 | 單根檢定 共整合 誤差修正模型 |
| 長期關係 | $LTRGEXP \uparrow$ $\rightarrow RGEXP \uparrow$ | $LTRGEXP \uparrow$ $\rightarrow RGEXP \uparrow$ | $LTRGEXP \uparrow$ $\rightarrow RGEXP \uparrow$ |
| 顯著程度 | 顯著 | 顯著 | 顯著 |
| 政府公共設施的價格彈性 (b) | < 0 | < 0 | < 0 |
| Buchanan-Wagner假說 | 成立 | 成立 | 成立 |
| 財政支出的所得彈性(c) | > 0 | > 0 | > 0 |
| Wagner法則 | 不成立 | 6國成立 | 總支出不成立 經常支出成立 資本支出不成立 |
| 私部門工資率的估計係數(e) | > 0 | > 0 | > 0 |
| 生產效率 | 政府部門低於 私人部門 | 政府部門低於 私人部門 (除了瑞士外) | 政府部門低於 私人部門 |
| 就業勞動人口的估計係數 (f) | < 0 | < 0 | < 0 |
| 公共財的消費 | 具規模經濟效果 | 具規模經濟效果 | 具規模經濟效果 |
| 穩健性測試 | 無 | 無 | 有 |

資料來源：本研究整理。

(收件日期為民國 99 年 12 月 23 日，接受日期為民國 100 年 6 月 10 日)

參考文獻

(1)中文部分

- 王鼎銘與詹富堯，2006，「台灣地方財政的政治景氣循環分析：固定效果與隨機效果模型的估算比較」，台灣政治學刊，10：63-100。
- 王肇蘭、許義忠與徐偉初，2008，「台灣地區地方政府效率暨生產力之評估」，應用經濟論叢，84：71-120。
- 李允傑、孫克難、李顯峰與林博文，2007，政治財務與預算，台北：五南圖書。
- 李建強與許義忠，2007，「台灣地區農業公共投資與農業土地生產力的關係」，農業經濟叢刊，12：221-260。
- 李秋嫵、劉麗瓊與陳雅俐，2005，「公共部門人力規模與負擔之探討」，主計月刊，589：22-33。
- 吳親恩，2007，「所得分配惡化對公共支出增加的影響：1980-2004」，東吳政治學報，25：73-114。
- 吳濟華與馮永猷，2008，「中位投票者模型與地方公共支出：台灣之實證研究」，公共行政學報，29：29-60。
- 徐仁輝，2001，「地方政府支出預算決策的研究」，公共行政學報，5：1-17。
- 徐仁輝與蔡馨芳，2009，「振興經濟方案對政府財政之衝擊—美國與台灣案例分析」，財稅研究，41：23-37。
- 徐仁輝，2010，「預算赤字與財政政策」，財稅研究，42：33-45。
- 陳美玲、王凱立與吳家豪，2004，「台灣對外直接投資、出口及匯率動態關聯之研究：多變量時間序列模型之應用」，農業經濟半年刊，76：139-172。

- 廖坤榮與吳秋菊，2005，「扛不起的未來：地方財政困境之研究－嘉義縣鄉鎮市案例分析」，*公共行政學報*，14：79-124。
- 劉宜君，2002，「地方政府財務管理問題之研究：公共政策的病理觀點」，*公共行政學報*，7：31-61。
- 謝耀智、黃明聖、黃淑惠、汪瑞芝與羅彩鳳，2010，「我國營利事業所得稅欠稅問題之實證研究」，*應用經濟論叢*，88：133-165。
- 蘇彩足，1999，「民主化對政府預算決策的衝擊與因應之道」，*理論與政策*，51：47-63。

(2)英文部分

- Ashworth, J., 1995, "The Empirical Relationship between Budgetary Deficits and Government Expenditure Growth: An Examination Using Cointegration," *Public Finance*, 50: 1-18.
- Baumol, W. J., 1967, "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crises," *American Economic Review*, 57: 415-426.
- Bergstrom, T. C. and R. P. Goodman, 1973, "Private Demands for Public Goods," *American Economic Review*, 63: 280-296.
- Brown, R. L., J. Durbin, and J. M. Evans, 1975, "Techniques for Testing the Constancy of Regression over Time," *Journal of the Royal Statistical Society*, 37: 149-163.
- Buchanan, J. M. and R. E. Wagner, 1977, *Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes*, New York: Academic Press.
- Cheung, Y. W. and K. S. Lai, 1993, "Finite-sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55: 313-328.
- Christopoulos, D. K. and E. G. Tsionas, 2003, "Testing the Buchanan-Wagner Hypothesis: European Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests," *Public Choice*, 115: 439-453.
- Craigwell, R., 1991, "Government Deficits and Spending in Barbados: An Empirical Test of the Buchanan-Wagner Hypothesis," *Public Finance*, 46: 373-381.

- Diamond, J., 1989, "A Note on the Public Choice Approach to Growth in Government Expenditures," *Public Finance Review*, 17: 445-461.
- Hondroyannis, G. and E. Papapetrou, 2001, "An Investigation of the Public Deficits and Government Spending Relationship: Evidence for Greece," *Public Choice*, 107: 169-182.
- Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1992, "Some Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Parity for the UK," *Journal of Econometrics*, 53: 211-244.
- Khan, A. H., 1988, "Public Spending and Deficits: Evidence from a Developing Economy," *Public Finance*, 43: 396-402.
- Lee, C. C. and Y. B. Chiu, 2011, "Nuclear Energy Consumption, Oil Prices, and Economic Growth: Evidence from Highly Industrialized Countries," *Energy Economics*, 33: 236-248.
- MacKinnon, J. G., A. A. Haug, and L. Michelis, 1999, "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, 14: 563-577.
- Niskanen, W. A., 1978, "Deficits, Government Spending, and Inflation: What Is the Evidence?" *Journal of Monetary Economics*, 4: 591-602.
- Provopoulos, G. A., 1982, "Public Spending and Deficits: The Greek Experience," *Public Finance*, 37: 422-426.
- Tridimas, G., 1992, "Budgetary Deficits and Government Expenditure Growth: Toward a More Accurate Empirical Specification," *Public Finance Review*, 20: 275-297.
- Wagner, A., 1890, *Finanzwissenschaft*, Leipzig: C. F. Winter.
- Yay, T. and H. Tastan, 2009, "Growth of Public Expenditures in Turkey during the 1950-2004 Period: An Econometric Analysis," *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 4: 101-118.

An Examination of the Public Deficits and Government Spending Relationship: Does the Buchanan-Wagner Hypothesis Hold?*

Chien-Chiang Lee^{**}, Chi-Chuan Lee^{***}, and Yi-Jiun Chen^{****}

Abstract

This paper provides a full discussion of the long-run co-movements and the short-run dynamic adjustment relationships among government spending, public deficits, income, wages, and adult population in a multivariate model. This paper aims to investigate the issue of whether there is a long-run positive relationship between real government spending and public deficits supporting the Buchanan-Wagner hypothesis in Taiwan. Moreover, we also explore whether real per capita income stimulates real government spending. If the income elasticity of demand for government spending exceeds unity, then the Wagner's Law should be supported. Our main findings are as follows. First, we find substantive evidence in favour of the existence of a long-run equilibrium relationship among the above variables. Second, the empirical results demonstrate that public deficits and government spending have a significantly positive relationship, which provides a strong support for the Buchanan-Wagner hypothesis. This

* The authors are grateful to the Editor and two anonymous referees for helpful comments and suggestions. The authors also thank the National Science Council of Taiwan for financial support through grants NSC 100-2410-H-110-027-MY2.

** Associate Professor, Department of Finance, National Sun Yat-sen University.

*** Ph. D. Candidate, Department of Money and Banking, National Chengchi University, Corresponding Author. Tel: (02)82373315, Email: 95352502@nccu.edu.tw.

**** Master, Department of Applied Economics, National Chung Hsing University.

means that high deficits produce higher levels of government spending. Third, increasing real per capita income promotes real government spending, but the income elasticity is less than one indicating the Wagner's Law finds no statistical support in Taiwan. Fourth, productivity in the public sector is lower than in the private sector. Finally, scale economy exists in the provision of government services.

Keywords: Government Spending, Public Deficits, Buchanan-Wagner Hypothesis, Wagner's Law.

JEL Classification: E62, H62