

華格納法則及貝克假設之實證檢定：

台灣地區公共支出水準成長趨勢研究

徐偉初

(作者為本校財政所專任副教授)

摘 要

本文主要研究目的在以臺灣地區的公共支出及所得資料，驗證公共支出理論上的華格納法則及貝克假設。由於所選用的資料的一致性及其可信程度較高，本文研究成果的可能偏誤應該較類似研究為低。就所獲致的證據看來，華格納法則的存在與否，完全看計算公共支出及所得成長時究竟以當期或固定價格為衡量基礎。事實上，本文發現華格納法則及貝克假設二者同時得到肯定的實證支持。這種現象，全因政府支出物價的上升幅度較一般物價上升幅度大所致。另一方面，本文糾正了 Gandhi 及 Mann 兩文中有關 Musgrave 及修正之 Peacock-Wiseman 形式華格納法則之操作形式所犯的錯誤。至於在連結經濟結構及公共支出比例的估計中，發現工業部門成長對國民支出的比例有非常密切的關係，彈性為所得彈性之兩倍多。假設政府在經濟發展的過程中，過份壓抑公共支出之持續成長，對經濟結構正繼續改變（改善？），農業部門比重日益下降的我國經濟來說，是否可能產生不利影響，是個值得深思的問題。

一、前 言

研究經濟體系中公共支出水準的成長時，華格納（Adolph Wagner）於十九世紀末所提出的所謂政府活動遞增法則
華格納法則及貝克假設之實證檢定：臺灣地區公共支出水準成長趨勢研究

(Wagner, 1890, *Law of Increasing State Activity*) 為常被引用的一種說法。華格納認為，在一個開發中國家的成長過程中，據實證資料看來，政府經濟活動規模的擴大較整體經濟成長來的迅速。這種公共部門相對成長的現象，就現今工業化國家的發展歷史來說，已經為有關學者都能接受的結論(註一)。

政府經濟活動隨所得成長而相對增加的原因，學者之間的看法及解釋相當豐富而紛紜。有從需求面來討論(如 Peacock and Wiseman, 1967; Peacock, 1978)；有從供給面來討論(Baumol, 1967)；而在政治經濟學的理論架構上研究公共支出成長問題的更是若干政治學者及經濟學者共同努力的方向(Buchanan, 1967; Niskanen, 1971)。歸納來說，上述學者提出解釋公共支出相對成長的原因有三大類：(1)由於國內成員之間的接觸及法律關係愈來愈複雜煩多，政府部門的行政及保護功能必須擴展以應需要。其次，由於在發展的過程中，每每出現人口集中及都市化的現象，在維持法律秩序及社會經濟的規範上，公共支出必須有較大幅度的成長。(2)就國民的消費偏好來說，若干學者認為公共財的所得需求彈性應大於一。例如教育及所得分配平均化等公共財的需求，可能會隨所得提高而以高於比例的程度增加。(3)經濟體系發展到一定程度後，由於生產技術上的原因促成對資本大量的需求，民間無法或不願支應全部所需資金，政府往往要藉公共支出的政策，提供必須資金，以融通大規模的資本支出(註二)。

就名目公共支出(G，以當期價格計算之公共支出水準)而言，不單只工業化國家的資料支持華格納法則的有效性，在開發中國家為研究主題的報告中，以當期公共支出水準與當期國民生產毛額(GNP)的比例作為政府相對規模的指標，現存的研究成果幾乎都確定了華格納法則的存在(如 Pluta, 1981)。所以，就此法則之適用性而言，在開發中及工業世界中都獲得一定程度肯定的支持。

不過，Morris Beck (Beck, 1976; 1979) 認為考慮政府的相對規模時，除了注意政府支出水準佔當期國民所得的百分比外，更應重視公共支出所購買的財貨勞務之內容會因公共支出的性質不一而產生相對價格的變動。由於公共支出的結構不同於國民所得，假使二者的支出對象並不一致，則G/GNP比率的變動，一方面固然反映了政府相對規模的可能變更，同時，也應反映出不同財貨勞務間相對價格的變動。研究究竟公共部門是否相對膨脹時，這種實質比例的變動，才是正確的指標。根據

Beck (1976, 1979) 提出的研究結果顯示，他所研究的十三個工業化國家中，實質公共支出比率的上漲幅度遠較名目公共支出比率緩慢，而且就政府的實質消費支出比率而言，若干國家中更呈現下降的趨勢。

這種實質公共支出比例及名目公共支出比例的不同成長趨勢，財政學者稱爲貝克假設 (Beck Hypothesis)。Baumol (1967) 的不平衡成長理論中所提出的公、私部門生產力成長率差距正爲貝克假設提供了一個非常妥切的論點。假使公共財貨及勞務的成本較其他財貨勞務之價格的上漲幅度爲大的話，在衡量實質公共支出水準時所使用的物價平減指數就必須不同於計算實質國民所得時常用的國民生產毛額價格平減指數。這種公共部門的相對價格惡化效果 (Adverse Relative Price Effect, Heller, 1981)，成因甚多 (註三)，至於其惡化的程度如何，就必須分別估計政府支出及國民所得的價格指數，再予衡量。就現有的研究來說，無論在開發中抑或是工業化國家所得到的證據看來，政府支出物價指數上升的幅度都高於一般物價的變動率，使實質公共支出比率與名目公共支出比率的成長趨勢有顯著的差異。所以，討論公共部門的成長時，究竟以何者爲衡量標準，往往就決定了所得到的結論。

本文的主要研究目的之一，即根據貝克的論點，以公共支出的不同性質，推算中華民國臺灣地區的公共支出物價平減指數，計算過去二十一年來的實質公共支出比率，藉以驗證貝克假設在新興工業化國家 (Newly Industrializing Countries) 中是否能得到肯定。其次，就貝克假設與華格納法則的關係來說，二者之間並未構成互斥性，因此在以實證的方法來探討貝克假設時，無異於以實質單位作爲華格納法則檢定的基礎。事實上，自華格納提出他的觀察結果後，即有不少經濟學者以不同的形式來表達其意義 (註四)。在資料容許的範圍內，本文亦一一估計並檢定各種不同形式的華格納法則，此爲本文研究目的之一。

於華格納的原始討論中，認爲公共支出比例相對提高的現象在正進行工業化，實質所得提高，經濟結構改變中的國家特別明顯。在這種前提下，符合檢定華格納法則要求的國家，當以工業化國家在結構轉型階段的支出變化情形最爲妥當。假使以完全處於開發成熟期國家的資料來驗證的法則，無論所得到的結果如何，都難下結論 (正如 A. J. Mann, 1980, P. 189 所說的，"..... for it is not certain exactly what is to be tested.")。不過，本文以中華民國臺灣地區公共支出的成長趨勢作爲研究主體，應該具備較充分的條件，以檢定華格納法則中這種隱涵的「結構假設」 (Structure Hypothesis)。因此，試

圖建立公共支出成長與經濟結構轉型的關聯性為本文的研究目的之三。

本文以下分四節。第一節中，將根據我國有關公共支出的統計資料，以 Beck 及 Pluta 的加權平減法，計算出臺灣地區實質公共支出比例的變化，同時與以當期價格計算的支出比例比較分析。在第二節中，一組政府總合支出的價格平減指數亦引伸導出。華格納法則的六種不同形式，是第三節的討論重點。分別以名目及實質單位計算時，估計的結果都有相當顯著的差異。第四節的研究主題在「結構假設」的檢定上。事實上，North and Wallis (1982) 所提出公共財貨勞務之「交易服務」(Transactional Service) 功能，亦可在此一併討論。第五節為本文結語。

二、公共支出比率的成長

有關國內各級政府淨支出水準及個別支出水準的研究，劉永憲 (1972) 及曾廣田 (1973) 可算是兩篇較早期而具系統的分析報告。較近期的探討，以何宇明 (1982)、孫克難 (1983) 及 J. E. Pluta (1979; 1981) 根據 Beck 的架構作的研究最為深入。對於我國公共支出的特色及發展歷史，上述研究已從不同的層次來探討，本文不再重複這部份的工作 (註四)。就亞洲國家的公共支出成長而言，在一九七八年之前，有系統的分析實在相當少見 (註五)，尤其是由於開發中國家有資料殘缺不全或可信度偏低，能够拿單一國家的公共成長過程以時間序列資料深入探究的，更是稀有。不過，最近這種情況似乎已有扭轉的趨勢 (註六)，可能由於可信程度較高的相關資料出現，研究發表的論文及著作漸多。這種視乎資料之有無存缺完全決定實證研究能否進行的情況，對我國來說——相對於其他大部份開發中國家而言——影響力應較小。然而，由於採用資料的差異，加上本國政府在國民所得帳目編製方法的更改變動，在上述的各有關研究中，結果常存在相當明顯的差異。這個問題，研究所概括的時間愈長，愈顯得嚴重。舉例來說，就行政院主計處的國民所得統計來說，民國五十年度以前均以曆年 (CY) 計算，而財政部統計處有關政府收入或支出的統計值幾乎完全以會計財政年度 (FY) 為基礎。計算 G/GNP 此比例時，牽強的換算必定無可避免。假使研究人員的計算標準不一，則不同的研究結果方是預期的發現。為避免這種人為上的偏誤，本文的研究期間以民國五十一年財政年度 (行政院主計處發表以會計年度估計的國民所得資料的第一年度) 為開始，到民國七十一年為止。涵蓋

自民國五十年七月至民國七十一年六月底，選擇了一個較適當的研究期間，應能獲致較正確的成果。

各項有關資料的來源，分別錄自行政院主計處出版的中華民國國民所得（七十一年版，七十二年十二月。所得價格平減指數，農、工業部門產出及比重等項）。財政部統計處出版的財政統計年報（七十一年版，七十二年七月，有關各項政府支出的統計值）。內政部編印之臺灣地區人口統計（七十一年版，七十二年十二月，人口統計資料）。

計算實質公共支出水準時，如何選擇一組適當的價格平減指數是個相當重要的問題。Beck 認為，政府的總支出項目中，主要可區分為兩大類：(1) G_c ，直接使用資源的支出（Exhaustive Expenditure），可稱為政府部門的消費支出（Government Consumption Expenditure）（註七）。例如一般政務、國防治安、經濟及交通設施、教育衛生等項目，皆以政府為支出數目如何分配的最終決策單位，而由政府直接對財貨及勞務促成需求。(2) G_r ，移轉性支付或非直接使用資源的支出（Non-exhaustive Expenditure）。例如各種社會福利支出、公債還款及對公營或國營事業的移轉性支付等。在支付的過程中，政府主要角色只在定額款項所有權的轉移，而並未直接涉及此類支出在購買不同財貨勞務時的決策。因此，Beck 建議，在計算實質總合的公共支出水準時，這兩大類性質不同的支出種類不宜採取相同的物價指數來平減。而且，假使以GNP或GDP價格平減指數來計算實質公共支出水準，差誤更大。

當然，在實際的運算過程中，選擇物價水準指數的適當與否，受制於資料存缺的地方甚多。就政府公布的各項相關統計數字考慮，本文根據我國各級政府淨支出的政事別分類標準，將一般政務支出、國防及外交支出、教育科學及文化支出、經建及交通支出歸類為 G_c ，政府消費支出。其餘的事業基金支出、債務支出及雜項支出歸類為 G_r ，政府的移轉性支出。因此 $G = G_c + G_r$ 則為各級政府支出淨額。至於物價指數方面， G_c 以行政院公布的政府消費支出價格平減指數處理，而 G_r 則以民間消費支出價格平減指數平減（註八），以別於實質國民所得所採取的國民生產毛額價格平減指數。

由此計算之實質政府消費支出及移轉性支出（ g_c 及 g_r ），其總和即為實質公共支出淨額（ $g = g_c + g_r$ ），與以當期價格計算之 G 比較，即可得出一組一般政府支出價格平減指數 P_g ， $P_g = G/g$ 。表1即列有FY51-FY71的 P_g 之計算結果。同時，也附錄經推算所得之政府消費支出及民間消費支出（取前後兩曆年之不加權平均值），國民生產毛額價格平減指數，以

供比較。由表一前四欄的物價指數看來，政府消費支出價格上升幅度最大；而在二十一年內，一般政府支出價格上漲達四四二%，而國民生產毛額物價僅上升三倍左右。所以，討論公共部門的相對規模成長時，忽視了這種相對價格變動上的差異，必然會導致誇大的成長估計。

表一的第二部份列舉了公共部門相對規模在過去二十一年來的變化數字。特別值得一提的是，以逐年比例的變化來看，實質公共支出比例的變動遠小於以當年價格計算之比例變動幅度，尤其是以五年或三年為一段時距所作的平均數值中，前者之比例，除六十一年度至六十五年度期間曾下降至二二·四三%外，其餘的都在二四·二一至二四·八五%之內，二十一年之平均數為二四·〇三%，變異係數為〇·〇五九，呈現相當穩定的趨勢（註九）。

以當期價格計算的政府支出規模，年與年間的變動較顯著，而且以數年之平均比例來看，除 FY61-FY65 這段期間內比例為二一·九一%外，各時期的公共支出比例平均值呈現明顯的上升趨勢，而且從 FY51-FY55 的二〇·四五%，到 FY69-FY71 提高為二七·三七%。在這二十一年內，G/GNP 的平均值為二二·九七%，低於 g/gnp 的平均水準（以表一資料看來，很明顯這是因為較早期間 G/GNP 比較低的結果），而前者之變異係數為 0.114，幾乎為 g/gnp 之兩倍。其次，G/GNP 與 g/gnp 的相關係數僅為 0.5547，以同時為衡量公共支出相對規模的指標來說，這兩種指標所顯示的結果可能有不可忽視的差異。

就表一所載的結果而言，貝克假設中的雙重含義（Beck, 1979; Heller, 1981），即增加較快之政府支出物價指數及上升程度較小之實質公共支出比率兩種現象，都能與我國臺灣地區過去二十一年的支出情況切合，因而貝克假設很明顯的已獲臺灣地區公共支出成長趨勢的肯定支持。

至於華格納法則的驗證，不同學者之間對華格納法則的操作形式（Operational version）有相當出入。這種形式上的差異為本文下一節的重心。所以，在本節中，先以最常用的公共支出及國民所得相對成長率來計算公共支出之彈性，所得彈性大於一，即顯示相對而言，公共支出之成長較快，而公共部門之相對規模也有隨著所得提高而擴大的現象。

表二為簡單迴歸之估計結果（註一〇）。先討論以當期價格計算之估計係數。不論總公共支出、消費支出及移轉性支出之所

表一：台灣地區各類支出物價平減指數及公共支出佔國民所得比重（FY51-FY71）*

華格納法則及貝克假設之實證檢定：臺灣地區公共支出水準成長趨勢研究

FY	物價平減指數（%）				公共支出佔國民所得比重（%）			
	G _c	P _c	G	GNP	固定價格	當期價格		
51	33.03	42.38	34.42	40.61	25.08		21.25	
52	34.15	42.86	35.39	42.04	23.81		20.04	
53	35.01	43.40	36.28	43.97	23.60	24.21	19.47	20.45
54	35.82	44.08	37.62	44.33	24.86		21.09	
55	37.43	44.81	38.35	44.54	23.68		20.39	
56	39.89	46.12	41.40	46.26	25.59		22.90	
57	42.99	48.80	44.06	48.96	23.62		21.26	
58	46.66	51.61	47.85	52.65	25.13	24.71	22.84	22.59
59	49.99	53.86	50.85	54.91	25.36		23.48	
60	52.84	55.88	53.58	56.88	23.84		22.46	
61	55.87	58.24	56.55	59.14	23.17		22.15	
62	61.91	63.46	62.39	63.54	23.40		22.97	
63	78.61	80.12	78.98	83.47	19.19	22.43	18.16	21.91
64	93.24	95.47	93.84	93.90	23.03		23.01	
65	97.75	98.97	98.11	97.26	23.35		23.55	
66	103.30	103.70	103.41	102.22	25.34		25.64	
67	110.91	110.67	110.84	108.60	25.26	24.52	25.78	25.10
68	122.77	119.43	121.76	117.16	22.97		23.87	
69	143.95	137.60	142.06	133.04	24.97		26.67	
70	171.07	164.54	169.17	153.19	24.92	24.85	27.54	27.37
71	189.84	179.72	186.57	164.80	24.65		27.90	

* 資料來源：見內文。

表二：台灣地區公共支出所得彈性之估計 *
(FY51-FY71)

支出種類	當期價格	固定價格
1. G	1.084 (66.60)	.991 (39.739)
2. G _c	1.038 (60.603)	.871 (31.883)
3. G _T	1.238 (31.742)	1.413 (21.242)

* 括號內數字為 t 統計值。

得彈性均大於一，其中尤以移轉性支出對所得增加之反應（並非影響）最大，達1.24（註一一）。比Pluta（1979）所得之0.80為高。Beck（1979）認為，國家發展到某一程度，則 G_r 的增加速度會超過 G_c 。而成為公共部門相對規模擴大的主要原因。本文所得的證據似亦支持此論點。另一方面，總公共支出的所得彈性為1.08，與約略同時期的已開發國家的平均值1.23（Gould, 1983, Table I）相比，我國公共部門的擴張程度（以當期價格計算），仍在工業化國家之後。不過，單就所得到的證據看來，華格納法則的最簡單形式已驗證成立。

以實質資料來討論的話，上述有關華格納法則獲支持的結論却未能成立。 g_c , g_c , g_r 之所得彈性分別為0.99、0.87及1.41。與Pluta（1979）所估計之.43、.43及.2及Pluta（1981）所得之.64、.28及5.58（特別有趣的是兩次研究中有關 g_r 所得到的0.2與5.59的懸殊差異）而言，本文所得結果應該較具「說服力」。在這段期間內，實質公共支出與實質國民生產毛額之成長率約略相同，而前者稍為有一點落後。而且，假使政府之移轉性支付實質數量未作較大幅度調高的話，公共部門的相對規模可能已有相當程度的收縮。由此可見，貝克假設同時也獲得本文研究結論所支持。由於物價變動的差異，名目規模的擴大並不一定就能反映出政府支配的實質資源的同幅度增加。

三、華格納法則的統計檢定：再探討

上一節中有關華格納法則的討論是以簡單的公共支出所得彈性作為此法則的操作定義。事實上，據華格納原來的觀察，華格納法則的連結事象為「經濟進步」（Economic progress）及「政府活動成長」（Growth of state activity）。在實證上，如何確實衡量這兩個相當複雜且又包含多層次意義的變數（註一二）是相當吃力的事情。在公共支出成長的研究領域中，到目前為止，最少有六種不同的實證形式分別為不同的研究人員採用（註一三）。本文以下即介紹這六種不同的法則操作形式，配合臺灣地區的相關資料，逐一估計並檢定其結果。

表三所列的估計結果，包括了六種不同形式的華格納法則的迴歸參數及其他統計量。在估計的過計中，由於變數均以時間序列資料來衡量，所以採取了Cochrane-Orcutt變換來解決干擾項之間自我相關的問題。同時，以當期價格及固定價格的

資料分別估計，以供比較（註一四）。

表中所列的第一種估計形式可稱為 Peacock-Wiseman 的傳統形式。Peacock & Wiseman (1967) 認為華格納法則的意義即為政府支出的成長率高於產出的成長率。估計方程式為：

$$(1) \ln G = a_0 + a_1 \ln GNP + u \quad (\text{註一五})$$

(1)式的估計結果在第二節中已予討論。

第二種解釋為 Pryor (1968) 所提出的。Pryor 認為，所謂華格納法則所指的是在發展的過程中，政府部門消費支出佔國民所得之比例漸增，亦即設(2)式為估計式。

$$(2) \ln G_c = a_0 + a_1 \ln GNP + u,$$

(2)式之估計結果也在上節中已予討論（註一六）。實證的結果為以當期價格計算的政府消費支出彈性稍大於一。而實質上，政府所直接支付而提供的財貨勞務數量却未隨所得提高而比例增加。這一方面可能是因為政府在執行預算時，預期物價變動與實際物價變動的不一樣，同時也可能是政府部門對支配國民所得的分量故意採取審慎保守態度的結果。在一個例如我國等的所得較高之開發中國家中，公共支出的成長，據 Musgrave (1969) 的論述，由於主要的基層設施及公共資產已大致配備，能符合經濟成長的需要，故 G_c 的增加速度可能稍為緩慢下來。本研究中所得的少於一的所得彈性，應該是符合 Musgrave 的預期的結果。

Goffman (1969) 認為公共部門的相對規模，會隨著平均個人所得水準的提高而增加。Goffman 的解釋，與 Peacock & Wiseman 及 Pryor 的看法相似而有差異。他似乎特別重視平均所得水準增加此經濟發展的常用指標。對研究開發中國家公共成長的課題上，有不同的意義。Goffman 形式的估計方程式為：

$$(3) \ln G = a_0 + a_1 \ln (GNP/N) + u,$$

式中的 GNP/N 為平均國民所得水準， N 為人口數。

同樣以平均個人所得水準為比較基礎的，尚有 Gupta (1967) 及 Michas (1975) 的討論。Gupta-Michas 的形式之要點

表三：「華格納法則」不同形式之估計彈性*

應變數	自變數	當期	價格	固定	價格
1. G	GNP	1.084 (66.60)	R ² = .9957	.9910 (39.739)	R ² = .9881
2. C _r	GNP	1.038 (60.603)	R ² = .9949	.871 (31.874)	R ² = .9817
3. G	GNP/N	1.263 (59.797)	R ² = .9947	1.338 (38.212)	R ² = .9872
4. G/N	GNP/N	1.098 (57.931)	R ² = .9944	.988 (29.323)	R ² = .9784
5. G/GNP	GNP/N	.098 (5.179)	R ² = .5853	-.012** (-.362)	R ² = .0069
6. G/GNP	GNP	.084 (5.171)	R ² = .5846	-.009** (-.083)	R ² = .0068

* 詳細討論請參考內文。括號內數值為 t 統計值。
 ** 表示統計上不顯著異於 0。

在探討平均個人公共支出水準及平均個人所得之間的關係，即

$$(4) \ln (G/N) = a_0 + a_1 \ln (GNP/N) + u。$$

最後兩種形式都與公共支出佔國民所得的比重有關。Musgrave (1969) 認為政府活動遞增的意義應解釋為當一個經濟體系從低平均所得成長至高平均所得的過程中，公共部門的相對規模應有上升的現象。Gandhi (1971) 認為 Musgrave 的華格納形式即求(5)式中迴歸係數 a₁ 的估計值。

$$(5) \ln (G/GNP) = a_0 + a_1 \ln (GNP/N) + u。$$

同樣，根據 Musgrave 對華格納法則的解釋，則 Peacock-Wiseman 的傳統形式可改寫為

$$(6) \ln (G/GNP) = a_0 + a_1 \ln GNP + u，$$

對此 Mann (1980) 稱為 Peacock-Wiseman 之修正式。

據表三所列的估計結果，除了 Musgrave 及 Peacock-Wiseman 之修正式外，以當期價格計算之公共支出所得彈性均大於一，與華格納法則的預期相符。而以固定價格計算的彈性係數，除 Goffman 形式外，其餘的介於 0.87 與 1 之間，同樣的，貝克假設亦得到肯定的支持。其中(1)式及(4)式的係數差異極小，此因兩式的函數型態其實相差不大。尤其是當所得彈性接近一時，其函數即接近一一階齊次函數，結果當然相近。不過，在實證上，這種係數值的一致性，應能顯示資料並未出現嚴重的不規則性（註一七）。

最有趣的結果為(3)式所得的估計參數。以當期價格計算之所得彈性為 1.26。由於(3)式的估計同時考慮到人口成長的因素，故有充份理由來解釋得一較高的係數值。然而，實質公共支出的所得彈性之估計高達 1.338，不只大於一，且為所有十二個彈性係數中的最大值。當然，純粹就數學的導引來說，上述情形的出現只是估計形式改變的結果（註一八）。不過，其經濟意義却不易解釋。尤其是與本文上一節及其他相類似的估計結果相比較下，更覺突出。對這個估計式的結果實有再作深入研究的必要。

(5)式及(6)式的估計結果非常不理想。彈性係數均少於 0.1，而且兩式的固定價格公共支出所得彈性均為負值（不過統計上不顯著異於 0）。這個結果與預期的超過或漸近於一相比，該如何解釋？

必須首先說明的是華格納法則的基本含義為日漸擴大的政府規模。在比較較下，政府規模的成長率高於全體產出的成長率（G/GNP）之比例即上升。據(3)式所示，估計 $\ln G = a_0 + a_1 \ln (GNP/N)$ 所得之 a_1 估計值，即為 G 的成長率與 GNP/N 成長率之比。則(5)式及(6)式中以（G/GNP）為應變數所得之彈性係數實為公共部門比重變動率之成長率對平均個人所得或所得之彈性，要求其彈性大於一，即要求此比例之變動率遞增，可能並不完全符合華格納法則的原來意義（註一九）。因此 Gandhi (1971), Mann (1980) 在設定 Musgrave, Peacock-Wiseman（修正後）模式之華格納法則時，估計式之認定及對估計式之解釋顯有誤差。

以上述六種不同形式的估計結果看來，(1)至(4)之結果均可支持華格納法則之有效性（以當期價格計算）；另一方面，除了

(3)式外，以固定價格計算，貝克假設亦獲得肯定的認定。至於在這四種不同的形式之中，以何者最貼合華格納的本意，難免是一個見仁見智的題目。作者較偏重於(4)式。據 Gupta-Michas 的解釋，以個人所得成長為基礎，計算個人的公共支出水準彈性，比較容易套入總體經濟之個體基礎的架構內，可能較為合適(註二〇)。

四、結構假設的檢定

在提出他的觀察結果時，華格納認為隨著經濟體系的成長，若干部門發生生產技術改變及投資規模遞增的現象。此時，很可能出現若干龐大的私人獨佔企業方能支應技術改革及鉅額資金的需求。面對這種問題，公共部門所採取的對策有二：一是同時擴大政府的產出水準以為抗衡，其次是乾脆把這些獨佔產業收歸國營。華格納認為，在長期下私人部門始終無法取得大量資金，因此政府部門對經濟活動的干預為不可避免的結論。因此，認定華格納法則是否適用的基本要件即為該國家必須正處於工業化的過程中，實質所得因而持續上升(註二一)。

在經濟結構轉型的認定上，研究經濟發展的學者有不同的看法。最常用的所謂結構改變的指標是指一個經濟體系內各級產業比重的變動，例如 Kuznets (1979) 即以三級產業佔國民所得比例的多少，以為臺灣產業結構變化的指標。從實證的觀點來看，利用產業比重指數作為結構變動的近似變數，無疑視產業結構在對被解釋變數具有連續的影響力，其可能的函數型態為

$$Z = f(PS, X)。$$

式中Z為應變數，PS 指某種產業結構變化的指數(通常以農業產值/GNP，或工業部門產值(M)/GNP 作為開發程度及產業結構變動的指標)，X為其他變數。

另一方面，無論是否受 Rostow 的經濟發展階段理論的影響，研究經濟發展的學者都很重視一個開發中國家的「起飛」時期(Take-off period)。起飛階段成爲一個經濟體系是否具備足夠力量保持一定成長衝力的分水線。最早由 Fei及 Ranis 於一九六一年提出的轉捩點(Turning point)也是相當的概念。據 Fei, Ranis and Kuo (1979)的研究，臺灣地區經濟發展的轉捩點約在一九六八年(民國五十七年)。假設經濟結構的改變對公共支出水準有相當決定能力的話，則上式中的函數型態

必須區分為兩個不同的時期來討論，即

$$Z = f_{BTP}(X); Z = f_{ATP}(X),$$

其中 BTP 表示轉捩點前，而 ATP 表示轉捩點後。本文即根據上面兩種說法，視結構改變具連續影響力，分別以農業部門比重、工業部門比重及此兩部門之實質產值為變數，分別檢定公共支出水準比例變化是否有受結構因素影響的情形。其次，又根據 Fei, Ranis & Kuo (1979) 的發展，以一九六八年為分界點，分別估計 FY51-FY58 及 FY59-FY71 兩段時期內之各項所得彈性，以鄒檢定 (Chow test) 檢查迴歸係數是否有統計上相異的情形。兩種假設下的估計結果分別列於表四及表五。

首先討論轉捩點前後的差異，由表四結果可見，所有鄒檢定之 F 係數均顯示在 BTP 及 ATP 兩段時期內，迴歸式的結構並未發生能測量的變動。其原因可能有二：一為由於整個觀察期間只有二十一年，而前一階段更只有八年，觀察數目過小，未足以顯示可能存在的結構性改變。其次為在整個時期內，政府都採取了一致的相當謹慎的預算態度，事實上並未發生結構不穩定的現象。

比較有趣的是表五所列的迴歸係數（其實也是相關的彈性係數）（註三）。正如第二節中所討論，臺灣地區過去二十一年來的實質公共支出所得彈性，不論以總合支出水準或政府消費支出來看，都符合貝克假設的論點，而略少於一。不過，假使以 M/GDP，工業部門佔國內生產毛例為比較基礎的話，彈性係數都在二以上。由估計式之函數型態 $G = A_0 (M/GDP)^{\alpha}$ 來討論，假使工業部門的成長率高於整體產出的成長率（經濟發展的一項特徵），則政府公共支出的比例也會上升（註三）。這種公共支出水準（包括消費支出）隨工業部門的發展而高於比例（與國民所得比較）成長的現象，似能解釋 North & Wallis (1982) 所提出的隨著國內貿易部門的擴大，政府必須供應更多的公共財貨勞務，以減輕因貿易程度及次數增加所帶來的交易成本的想法。

假如上述發現有預測上的意義的話，政府在國家的發展過程中，必須藉公共支出的增加以加強這種「交易勞務」功能的發揮，以求降低交易成本，使資源能作更有效率的配置，配合整體經濟發展。

表四：「結構假設」檢定：公共支出之所得彈性*

支出種類	當期價格計算		固定價格計算	
	BTP	ATP	BTP	ATP
1. G	1.116 (19.317) <.9842>	1.106 (30.415) <.9882>	1.022 (17.757) <.9738>	1.049 (16.153) <.9595>
	F = .448		F = .792	
2. G _c	.862 (20.760) <.9863>	.967 (13.827) <.9456>	1.012 (21.161) <.9868>	1.085 (29.434) <.9875>
	F = 1.731		F = 1.605	
3. G _T	1.494 (5.162) <.8162>	1.166 (22.312) <.9784>	1.715 (4.363) <.7603>	1.271 (13.591) <.9438>
	F = 1.112			

* BTP: FY51-FY58; ATP: FY59-FY71。

括號內數字為 t 統計值。<>號內數值為 R²。F 為鄒檢定之統計量。

表五：「結構假設」檢定：產業結構之連續性影響估計*

應變數	自變數	彈性係數	判定係數(R ²)
1. G	M**/GDP	2.492 (16.924)	.9378
2. G _c	M	.627 (25.962)	.9726
3. G _c	M/GDP	2.178 (14.858)	.9208

* 所有變數單位均以固定價格計算，且已取其對數值。括號內為 t 統計值。

**M 為工業部門之產值。

五、結 論

本文主要的研究目的，在以臺灣地區的公共支出及所得資料，驗證在公共支出理論上的華格納法則及貝克假設。由於所選資料的一致性及其可信程度較高，本文研究成果的可能偏誤應該較低。就所獲致的證據看來，華格納法則的存在與否，完全看計算公共支出與所得成長率時究竟以當期價格或以固定價格為衡量基礎而定。事實上，本文發現華格納法則及貝克假設二者同時獲得肯定的支持。這種現象純粹是由於政府支出物價上升幅度較一般物價上升幅度大所導致的結果。另一方面，本文糾正了 Gandhi 及 Mann 一文中有關 Musgrave 及（修正）Peacock-Wiseman 形式華格納法則之操作形式所犯的錯誤。至於在經濟結構及公共支出比例的實證研究中，發現工業部門成長對國民支出中公共支出之比重有相當密切的關係，其彈性為所得彈性之兩倍多。假使政府在經濟發展的過程中，過份壓抑公共支出之持續增加，對經濟結構正在繼續改變（改善？）、農業部門比重日漸下降的我國經濟來說，是否可能產生不利影響，是個值得深思的問題。

最後，有兩點關於實證方法上的問題必須提出：(1)文中所列的彈性係數，主要為探討公共支出與所得或其他有關變數的相關關係，並無任何因果關係的假設，更不能視估計式之函數型態為公共支出的需求函數。詳細探究公共支出成長的原因，並非本文的宗旨。(2)上述所有的估計結果皆以一固定彈性係數之函數為基礎。在函數型態的認定上，並無充份的先驗（a priori）理由來支持這種設定。尤其是當華格納法則被解釋為公共支出的所得彈性會隨平均國民所得水準的上升而變動時（例如 Musgrave, 1969），固定彈性係數函數的選用顯然更不妥當。不過，所有估計式的判定係數（ R^2 ）都非常高，一個 Cobb-Douglas 型的函數最低限度可視為一不可能產生太大誤差的近似式。

本 文 註 釋

註 一：有關工業化國家中公共支出成長的趨勢及其成因之文獻甚多。

華格納法則及貝克假設之實證檢定：臺灣地區公共支出水準成長趨勢研究

最近的研究方向似乎除了所謂的因素分析（Determinant Analysis）之外，Peacock-Wiseman 兩位提出了一個一般均衡的理論架構。他們建議必須同時從需要面及供給面以全

面考慮公共支出水準決定的問題。有關上述問題的研究成果，請參閱 Gould (1983)。Gould 對二十個經濟合作及開發組織 (OECD) 會員國過去二十年來的公共支出趨勢，有相當深入的比較分析。研究方法論上的問題，請參考 Peacock and Wiseman (1979)。

註二：上述原因乃 Bird (1971) 所列出。至於有關探討公共支出成長原因的研究成果，Larkey, *et al.* (1981) 提供了一份非常詳細的名單。

註三：事實上，能夠明白指出這種被 Heller 稱為相對價格惡化效果的成因時，也同時公共支出成長解決了大部份的答案。Heller 主要從供給面來討論，根據他的意見，導致相對價格惡化的原因有五：

- (1) 公共部門生產力成長落後於私人部門的表現。
- (2) 公共部門採購之財貨勞務，往往為私人部門中生產力成長較慢的產業部門。
- (3) 公共部門中若干移轉性支付採取指數化 (Indexation) 政策的結果。
- (4) 公共部門的生產函數較不具彈性，不能馬上調整以反應要素價格相對變動。
- (5) 公共部門生產力的提高難以正確衡量，統計數字常常為偏低的估計。詳細說明請參閱 Heller (1981)。

註四：要參考一篇較精簡的報告，請參閱徐偉初 (民國七十二年，一九八三)。

註五：請參考 J. Puta (1979) 文中所列的著作。較重要的為 Enweze 所作的國際比較研究，Edwards 為馬來亞、星加坡、錫蘭、印度、巴基斯坦分別所作的比較分析，Krzyszaniak 以土耳其為主題的研究，及 Emi 的日本政府支出等。

註六：例如 Puta (1979) 所作有關臺灣地區的研究，Puta (1981) 以二十個開發中國家為對象的研究，Toye (1981) 的印度研

究，Meerman (1979) 為國際復興開發銀行 (The International Bank for Reconstruction and Development) 所撰有關馬來西亞公共支出之書籍及 Ho (1979) 有關香港之財政體系等，均為最近五年內的出版品。

註七：必須強調的是，政府的消費支出 (consumption expenditure) 並不同於政府的消費性支出 (expenditure for consumption)。前者指由公共部門直接使用資源而付出的支出部份，包括了例如提供更多道路或其他基層設施的所謂投資性或資本支出 (expenditure for investment/capital expenditure) 在內。

註八：當然，更理想的平減方法是根據各項目支出所購買之財貨勞務之個別物價變動水準來逐項加權處理。不過，這種理想的做法却無法獲得具系統性及可信之物價資料存在的支持。本文中所以採取的加權方法，乃根據 Beck (1979) 的建議，也許與 Puta (1979) 及 Puta (1981) 的分類標準相同。不過，由於 Puta 並未詳細說明其平減方法及過程，實在難下定論。假使本文所得結果與 Puta 所計算的資料有差異的話，作者以為 Puta 的可靠性應較低。原因完全由於本研究中有「一組較具一致性的國民所得及公共支出統計資料」。

註九：FY61-FY65 此段期間內，包括我國因受第一次能源危機影響，物價大幅注動的不穩定階段在內。一方面是物價的巨幅上升，一方面政府又為繼續加強基本經濟建設，推行十大建設計劃而大幅增加公共支出水準。不過，現在看來，這種公共支出上的增加似乎都被通貨膨脹所侵蝕而呈「虛盈實虧」的現象。Heller (1981) 在討論政府公共支出的物價指數時，提出所謂事前的平減指數 (ex ante deflator) 及事後的平減指數 (ex post deflator) 的不同影響，對決策者來說應是個相當值得重視的概念。

註一〇：迴歸式為 $\ln G_t = a_0 + a_1 \ln GNP_t + u_t$ ，其中 G 表示分別以

當期及固定價格計算之 G_c 、 G_r 及 G 。而 GNP 則為名目或實質國民生產毛額。 u_t 為 t 期之干擾項。估計所得之 a_0 為常數項，而 a_1 之估計值，即為表二所列的所得彈性。表二中的統計值及參數為經 Cochrane-Orcutt 轉換後之結果。

註一：事實上，Pluta 所得到的結果相當令人詫異。據他在一九七九年的報告中，臺灣地區自 1952/54~1973/75 之支出所得彈性分別為：(1)以當期價格計算， $G: 1.16$ ， $G_c: 1.16$ ， $G_r: 0.80$ 。(2)以固定價格計算， $g: 0.43$ ， $g_c: 0.43$ ， $g_r: 0.20$ 。根據公共支出分類的定義， $G = G_c + G_r$ ， $g = g_c + g_r$ ，則 G 之所得彈性必為 G_c 及 G_r 個別所得彈性之加權平均值（同理， g 及 g_c 、 g_r 之所得彈性之關係亦然），所以除非 $G_r = 0$ 原則上述結果不能自圓其說。

註二：Peacock & Wiseman (1979) 在一篇以方法論探討為主題的文獻中，就建議採用社會學學者常用的因素分析 (Factor Analysis，計量經濟學者會比較習慣稱為要素分析 Component Analysis) 來測度經濟發展及其他可能影響公共支出成長變數的含義。他們二人以英國為對象所作的研究尚未完備，不過，似乎是了解原因 (determinant) 研究的一個相當有效的途徑。然而，以預測 (Forecasting) 的功能來說，要素分析的缺點就顯得非常突出了。

註三：Gandhi (1971) 歸納出五種不同的形式，而 Mann (1980) 中則包括了所有六種華格納法則的實證型態。本文以下的解釋部份主要根據 Mann (1980) 中的相關段落而來。

註四：Mann (1980) 對墨西哥的研究中，只有實質變數的估計結果。

註五：在以下的討論中，據一般定義 (Gandhi, 1971; Mann, 1980) 劉永憲，民國六十一年，曾廣田，民國六十三年)。 $a_1 > 1$ 為華格納法則成立的條件。

註一六：據 Beck (1976, 1979, 1981) 的研究發現看來，Pryor 的華格納法則及貝克假設之實證檢定：臺灣地區公共支出水準成長趨勢研究

定義顯然較適合於應用在解釋開發中國家的情況。Beck 對工業化國家的研究成果顯示，政府的轉移性支付比例的上升比率高於甚至有時為負的消費支出比例。Pryor 特別強調公共部門消費支出的超比例增加。其隱含的意義似為 G/GNP 或 g/gnp 的上升幅度應在 G_c/GNP 及 g_c/gnp 上升幅度之後。

註一七：(1)式之函數型態為 $G = A_0 Y \alpha$ ， α 表 GNP，且假設 $\alpha > 1$ 。而 (4)式之函數型態為 $(G/N) = A_1 (Y/N)^\beta$ ， $\beta > 1$ 。微分此式並運算後得 $G \cdot N = \beta [Y \cdot N]$ ，其中 G 、 Y 、 N 分別表示公共支出、國民所得及人口之成長率。由於

$$G = \beta Y \cdot (\beta - 1) N \cdot \text{故若 } \beta \rightarrow 1, \text{ 則 } (\beta - 1) N \rightarrow 0, \text{ 而 } \beta \rightarrow \alpha.$$

註一八：比較以當期價格及固定價格估計的 (3) 式可得一結論，即後者之彈性大於前者之彈性並非一特殊現象。(3) 式之當期價格函數型態為

$$G = A_0 (Y/N)^\beta \cdot \text{微分後運算可得}$$

$$G \cdot \dot{G} = \beta_0 (\dot{Y} - \dot{N})$$

若以固定價格計算，其函數型態為

$$G/P_0 = A_1 [Y/N \cdot P_1]^\beta \beta_1, \text{ 其中 } P_0, P_1 \text{ 分別為政府支}$$

出價格指數及國民所得價格指數。同理，微分後運算可得

$$G \cdot \dot{G} = \beta_1 (\dot{Y} - \dot{N} - \dot{P}_1) + \dot{P}_0$$

$$= \beta_1 (\dot{Y} - \dot{N}) - \beta_1 \dot{P}_1 + \dot{P}_0 = \beta_0 (\dot{Y} - \dot{N})$$

(最後一等式乃因 $G = G$)。若 $\beta_1 \dot{P}_1 = \dot{P}_0$ 則 $\beta_1 = \beta_0$ 。二者所得的彈性係數相同。據我國資料顯示， \dot{P}_0 的平均值高於 \dot{P}_1 的平均值，然而因 $\beta_1 > 1$ ，且使 $\beta_1 \dot{P}_1 > \dot{P}_0$ ，故得 $\beta_1 > \beta_0$ 之結果。

註一九：據 Gandhi (1971) 及 Mann (1980) 中 Musgrave 形式之

函數型態為

$$(G/Y) = A_0(Y/N)^{\beta_2} \cdot \text{微分後運算得}$$

$$\dot{G} - \dot{Y} = \beta_2(\dot{Y} - \dot{N}) = \beta_0(\dot{Y} - \dot{N}) - \dot{Y} \quad (\text{見上註})。$$

移項故得

$$\dot{G} = \beta_2(\dot{Y} - \dot{N}) + \dot{Y} = \beta_0(\dot{Y} - \dot{N})。$$

假設 \dot{Y} 、 \dot{N} 均為正數，且 $\dot{Y} > \dot{N}$ （平均個人所得水準上升），則

$$\beta_2 = \beta_0 - (\dot{Y}/(\dot{Y} - \dot{N}))。 \text{此等式中 } \beta_2 \text{ 之最大值爲 } \beta_0 - 1。$$

（ $\beta_2 = \beta_0 - 1$ 為(6)式之結果。）因此，假使 $\beta_1 > 1$ 為華格納法則的成立條件，即需求 β_0 最小為 2。為 1 不合理假設。

註一〇：Mann (1980) 以為「比重」為應變數之形式較妥當，因為估計結果不理想而推論華格納法則未獲墨西哥資料之支持。其偏誤處請參考註一九。

註一一：有關「結構假設」的討論，請參考 Bird (1971) 及 Mann (1980)。

註一二：表五所列只是部份較理想的實證結果。作者曾嘗試其他的函數型態，不過尤其是在測定支出比例之變化時，結果都不如理想。其中較佳的估計式如下：

$$G/GNP = 27.595 - 0.276 (A/GDP)$$

$$(-4.685) \quad R^2 = .5360,$$

A 為農業部門產值。

$$g_0 = 26130.59 + 0.276M$$

$$(31.717) \quad R^2 = .9855。$$

$$g = 25531.27 + 0.418M$$

$$(37.843) \quad R^2 = .9869。$$

有要求的話，作者樂意提供更詳細的結果。

註一三：已知 $G = A_0(M/GDP)^{\beta}$ ，則

$$\dot{G} = \beta [M - GDP] = \beta M - \beta GDP。$$

假設 $GDP = \dot{Y}$ ，則（設 $\dot{Y} \neq 0$ ）

$$\dot{G}/\dot{Y} = \beta (M/\dot{Y}) - \beta = \beta [M/\dot{Y} - 1]。$$

所以，若工業部門的成長率高於總產出的成長，則 $\beta > 0$ 表示公共支出比重上升。

註一四：請參考 North and Wallis (1982) 及徐偉初（民國七十三年，頁一〇）。

參 考 文 獻

- 1 何宇明：「臺灣地區公共支出成長原因之研究」，國立政治大學財政研究所碩士論文，民國七十一年六月，臺北。
- 2 徐偉初：「我國當前公共支出政策之檢討與建議」，中華戰略學會經濟研究會第四次會員大會論文，民國七十二年四月，臺北。
- 3 孫克難：「臺灣地區政府支出結構與成長研究」，中華經濟研究院專論，民國七十二年八月，臺北。
- 4 曾廣田：「臺灣公共支出之分析」，財政部財稅人員訓練所出版，民國六十三年四月，臺北。
- 5 劉永憲：「公共支出成長的分析」，財政部財稅人員訓練所出版，民國六十一年八月，臺北。
- 6 W. J. Baumol (1967), "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis." *American Economic Review*, June, pp. 415-426.
- 7 M. Beck (1976), "The Expanding Public Sector: Some Contrary Evidence." *National Tax Journal*, March, pp. 15-21.

- 80M. Beck (1799), "Public Sector Growth: A Real Perspective." *Public Finance*, pp.313-355.
- 81M. Beck (1981), *Government Spending: Trends and Issues*, New York: Praeger.
- 82R. M. Bird (1971), "Wagner's Law of Expanding State Activity." *Public Finance*, pp.1-26.
- 83J. Buchanan (1968), *The Demand and Supply of Public Goods*, Chicago: Rand McNally.
- 84J. Buchanan and G. Tullock (1977), "The Expanding Public Sector: Wagner Squared". *Public Choice*, pp.147-150.
- 85C. T. Edwards (1969), "Financing Government Spending: Ceylon, India, Pakistan." *Economic Bulletin for Asia and the Far East*, December, pp.7-18.
- 86C. T. Edwards (1970), *Public Finances in Malaya and Singapore*, Canberra: Australian Nat. University Press.
- 87K. Emi (1963), *Government Fiscal Activity and Economic Growth in Japan, 1868-1960*, Tokyo: Kinokuniya Book Store.
- 88C. Enwezze (1973), "Structure of Public Expenditures in Selected Developing Countries: A Time Series Study." *Manchester School of Economics and Social Studies*, December, pp.430-463.
- 89J. C. Fei, G. Ranis and S. W. Kuo (1979), *Growth with Equity: The Taiwan Case*. Oxford: Oxford University Press.
- 90V. P. Gandhi (1971), "Wagner's Law of Public Expenditure: Do Recent Cross-Section Studies Confirm It?" *Public Finance*, pp.44-56.
- 91I. J. Goffman (1968), "On the Empirical Testing of Wagner's Law: A Technical Note." *Public Finance*, pp.359-364.
- 92F. Gould (1983), "The Development of Public Expenditures in Western, Industrialized Countries: A Comparative Analysis." *Public Finance*, pp.38-69.
- 93S. P. Gupta (1967), "Public Expenditure and Economic Growth: A Time Series Analysis." *Public Finance*, pp.423-461.
- 94P. S. Heller (1981), "Diverging Trends in the Shares of Nominal and Real Government Expenditure in GDP: Implications for Policy." *National Tax Journal* March, pp.61-74.
- 95H. C. Ho (1979), *The Fiscal System of Hong Kong* London: Croom Helm.
- 96M. Krzyzaniak (1974), "The Case of Turkey: Government Expenditure, the Revenue Constraint, and Wagner's Law." *Growth and Change*, April, pp.13-19.
- 97S. Kuznets (1979), "Growth and Structural Shifts," In *Economic Growth and Structural Change in Taiwan: The Postwar Experience of the Republic of China*, by W. Galenson (ed.), Ithaca: Cornell University Press, pp.15-131.
- 98P. P. Larkey, C. Stolp and M. Winer (1981), "Theorizing about the Growth of Government: A Research Assessment." *Journal of Public Policy*,

- May, pp.157-220.
- §A. J. Mann (1980), "Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, 1925-1976." *National Tax Journal*, June, pp.189-201.
- §J. Meerman (1979), *Public Expenditure in Malaysia: Who Benefits and Why*, Oxford: Oxford University Press.
- §N. A. Michas (1975), Wagner's Law of Public Expenditures: What is the Appropriate Measurement for a Valid Test." *Public Finance*, pp.77-84.
- §R. A. Musgrave (1969) *Fiscal System*, New Haven: Yale University Press.
- §W. A. Niskanen (1971), *Bureaucracy and Representative Government*, Chicago: Aldine Publishing Company.
- §D. C. North and J. J. Wallis (1982), "American Government Expenditures: A Historical Perspective." *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, May, pp.336-340.
- §A. T. Peacock and J. Wiseman (1967), *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom, 1890-1955*, London: Allen & Unwin, and Edn.
- §A. T. Peacock (1979), "Approaches to the Analysis of Public Expenditure Growth". *Public Finance Quarterly*, January, pp.3-23.
- §J.E. Plata (1997) Wager's Law, Public Sector Patterns, and Growth of Public Enterprises in Taiwan." *Public Finance Quarterly*, January, pp.25-46.
- §J.E. Plata (1981), "Real Public Sector Growth and Decline in Developing Countries." *Public Finance*, pp. 439-354.
- §F. L. Pryor (1968), *Public Expenditures in Communist and Capitalist Nations*, London: Allen and Urwin.
- §K. N. Reddy (1970), "Growth of Government Expenditure and National Income in India, 1872-1966." *Public Finance*, pp.81-97.
- §J.F.J. Toyé (1981), *Public Expenditure and Indian Development Policy, 1960-1976*, Cambridge: Cambridge University Press.
- §A. Wagner (1890), *Finanzwissenschaft*, Leipzig: C. F. Winter.