

# 我國國民所得與公共支出：因果 關係之實證檢定

徐 偉 初

(作者為本校財政研究所專任副教授)

## 摘 要

公共經濟學者研究國民所得 ( $Y$ ) 和政府支出水準 ( $G$ ) 的關係主要有兩種互不相連的途徑。一是以華格納法則 (Wagner's Law of Expanding State Activities) 為主的財政學派，認為公共支出水準的提高，乃經濟成長中不可避免的現象。尤其是處在工業化過程中的國家，政府支出水準必較國民生產水準的成長相對迅速。凱恩斯學派學者卻認為公共支出水準在總體所得決定模型及動態模型中均為外生變數；對財政政策主義者來說，更是應付景氣波動時的最有力工具，透過乘數效果，國民所得自應為公共支出水準所影響。這兩種因果角色相反的理論，事實上都有可爭議的地方。假設公共支出與國民所得是相互影響的話，上述兩種研究方法的實證結果都可能出現聯立偏誤。本文根據 Granger 因果關係的定義，以我國43會計年度至73會計年度的相關資料，進行實證檢定。所得結果明顯指出國民所得與公共支出水準，不論是總合的或是分類支出，均呈雙向的回饋關係。華格納法則主義者和凱恩斯學派經濟學家都必須重新檢討他們的基本理論架構了。

## 一、前 言

因果關係 (Causality, Causal relationship) 的探討一直是科學研究的核心 (註一)。自然科學的主要研究範疇，除了要了解現象的真相外，欲明瞭變數與變數之間何者為成因，

何者為結果也是極重要的研究重心。醫學上疾病與病因的探究，就足以使多少研究人員終日埋首於實驗室中；心理學中有關動機的研究，事實上就是直接或間接地在探索人類行為的原因。能夠把研究主體放置在實驗室中的科學，在尋找變數之間的因果關係時，似乎有較明確的原則，經過假設——實驗——證明的步驟，幸運的話，因果關係是相當明朗的。而社會科學呢？由於絕大部份的社會科學都無法在研究者能控制的實驗室內進行研究，解釋現象或預測未來的各種理論，往往只能藉著先驗（a priori）的假設來導引；不同的假設，很可能就得到不同的理論。就以最簡單的二個有關係（associated）的變數  $A$ ， $B$  來說，不同的研究者，便可能提出「 $A$  為因， $B$  為果」，或者，「 $A$  是果， $B$  是因」的兩種不同的立論基礎，再詳細描述這種因果關係的成因，而得出各自的結論。而且，在甚多情形下，兩種結論又互相排斥，互不相容。

經濟學上研究公共支出水準與國民所得兩者關係的分析正是一個最現成的例子。對於財政學者而言，大多認為十九世紀末 Adolph Wagner 所提出的政府活動遞增法則（Law of Expanding State Activities）是解釋公共支出水準成長的重要根據（Wagner, 1890）；依華格納法則所說，在一個開發中國家的成長過程中，以實證資料來看，政府部門經濟活動規模的擴大應較整體經濟成長來得迅速。而且，根據為數甚多的公共支出成長趨勢研究來看，這種公共部門相對成長的現象，已經是有關學者都能接受的結論。（註二）

事實上，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）；而更有政治學者及經濟學者希望在政治經濟學的理論架構上研究公共支出的成長（Buchanan 1967; Niskanen, 1971）。不過，公共支出成長都被認為是受到經濟成長影響而導致的，主要為一行為變數，可藉經濟成長，國民所得提高充分解釋公共部門的相對擴張。以因果關係來說，國民所得是因，公共支出是果，是華格納法則的最簡單的說明。

然而，以傳統的總體經濟模型來說，這種因果關係的角色正好相反。尤其是凱恩斯學派的經濟學者，更視政府支出為外生的政策工具，是調節所得短期波動的有效手段。而在一般的總體計量模型中，政府支出水準也每每被視為外生變數，完全控制在政府的預算執行過程

中，不受如國民生產毛額等內生變數所影響（註三）。公共支出構成總合需求中極重要的一部份，不過，與消費支出及投資支出不同，公共支出水準是決定均衡所得、失業率及其他內生變數的一個重要成因。景氣波動很可能是政府不知如何善加運用公共支出水準政策的結果。

這兩種完全相反的因果關係假設，在國民生產和公共支出的關係上，各自發展成一套相當成熟的理論，也在政策涵義上，產生完全不一樣的結論。不過，事實上兩者的因果關係為何，多年來卻未見有嚴謹的實證檢定工作（註四）。

國內研究公共支出水準的文獻，主要仍以華格納法則為基礎，以不同的操作形式檢定華格納法則的有效性仍是最流行的方法（如何宇明，1982；孫克難，1983；徐偉初，1984）。另一方面，有關公共支出效果的研究卻視公共支出水準為政策變數，探討在不同的假設下公共支出水準變動對所得之影響（註五）。前者認為公共支出水準為被動的因應所得成長而增加，而後者卻賦予公共支出有可能影響所得調整的角色。因果關係不明，這兩個研究途徑所得結論都無法使人完全信服。假設因果為華格納式的，則總體計量模型中所得的支出乘數均帶有聯立偏誤，而使估計結果不具不偏性，甚至不具一致性。反過來說，假設因果關係為凱恩斯式的，則華格納法則研究中的所得彈性也一樣有類似的缺點，而無法正確驗證華格納法則是否存在。

本文研究目的即以探討我國公共支出與國民所得的因果關係為重心。Granger (1969) 對因果關係的定義及檢定方法，是本文的主要分析工具。希望透過嚴謹的統計及估計過程，澄清兩者的關連關係，確定可能的因果方向及型態，作為評估上述兩種背道而馳的研究途徑的基礎。

有關本文結構方面，由於研究國內公共支出成長的文獻日益增多（註六），而總體模型的建立也有相當日子（註七），故此在第二節中主要在介紹 Granger 所謂因果關係的意義及估計檢定過程，對於華格納法則說及總體模型的有關文獻，不再作冗長的敘述。第三節介紹資料的定義及處理過程，迴歸式的選擇，建立及估計過程等方法論上的問題。重要的估計結果是第四節的中心。本文以不同定義的公共支出（包括總合支出，各種分類支出等）與國民所得為估計及檢定對象。各種因果關係的檢定結果均列於本節中。最後一節為本文結語，並對估計結果作一檢討。

## 二、因果關係的界定

因果關係是研究各種經濟法則中極重要的概念，然而經濟學者之間對因果關係的正確定義卻有相當不同的見解（註八）。以實證的觀點來說，Granger 根據經濟變數（特別是時間序列資料）的隨機性質所定義的因果關係是相當合用的分析工具。事實上，不同的經濟學家對變數之間的行為「法則」看法可能不一致，則根據「錯誤」的假設法則所作的實證研究及結論，先天上已有偏誤的缺失。最常用的例子是總體理論上的貨幣供給與國民所得（註九）；個體理論中的廣告量與銷售額。傳統的研究方法都假定上述變數之間其中一項是影響另一項的選擇變數，根據這個先驗假設，再以演繹的方法導出理論的預期（如貨幣乘數，最適廣告量等），然後用統計方法，從實際觀察所得的情報中，測試預期的有效性。這種根源自Friedman所提倡的實證經濟學方法論（positive methodology of economic analysis），似乎已為大部份經濟學家所共守。然而，假使先驗假設錯誤的話（不是簡化，是可能扭曲或忽視因果的方向），實證結果便缺乏檢定的意義，而無從判斷理論的有效性了。因此Granger等提倡一個可以不受先驗假設影響的研究方法，純以統計上或機率上的性質，先界定兩變數或多變數之間的因果關係，作為進一步建立模型，推展理論的立足點。

Granger (C. Sims 也有相當的貢獻) 有關因果關係的概念主要乃由下列公理而得：

公理：過去與現在可能為將來的成因，而將來却不可能為過去的成因（註一〇）。

由上述公理可知 Granger 定義的因果關係與 1. 時間流量及 2. 預測能力有關。最基本的解釋為因果關係的了解可以使對將來具備較佳的預測能力。因此，「變數  $Y$  為變數  $X$  的後果；變數  $X$  為變數  $Y$  的成因」這一敘述的意義即為：「使用包括變數  $X$  過去資料在內的所有有關情報，與使用不包括  $X$  過去資料在內的所有有關情報比較，應該對變數  $Y$  有較佳預測」。因此可正式定義因果關係為：

**定義 1：（因果關係）**

設  $P_{rab}(Y_{n+1} \in A | \Omega_n) \neq P_{rab}(Y_{n+1} \in A | \Omega_n - X_n)$ ，

$A$  為一有定義集合，

則  $X_n$  為  $Y_{n+1}$  的前因。

上述定義中， $Y_n$  及  $X_n$  均為隨機序列，註標  $n$  表時間，而  $\Omega_n$  則為上文中所謂所有有關情報（包括  $X_n$ ）的情報集合，而  $A$  為隨機事件結果集合（outcome set）的一個有定義的子集。

另一方面，根據判斷預測能力的最低均方預測差誤（minimum mean square prediction error）的評估標準，可得

**定義 2：（因果關係）**

設  $\sigma^2(Y_{n+1} | \Omega_n) < \sigma^2(Y_{n+1} | \Omega_n - X_n)$ ，亦即以均方差的標準來說，使用包括  $X$  過去數值之情報比使用不包括  $X$  過去值之情報能更正確的預測  $Y$  的話，則  $X$  為  $Y$  的前因，記作  $X \rightarrow Y$ 。

定義中的  $\sigma^2(Y_{n+1} | \Omega_n)$  及  $\sigma^2(Y_{n+1} | \Omega_n - X_n)$  為預測之均方差。

Granger 定義了四種不同的因果關係：分別為（i）簡單（simple causality）；（ii）即時（instantaneous）；（註一）（iii）落後；及（iv）回饋。定義(2)中包括了（i），（ii），（iii）之觀點；而雙向影響的回饋式因果關係，則可解釋為

**定義 3：（回饋因果關係 Feedback Causality）**

設  $\sigma^2(Y_{n+1} | \Omega_n) < \sigma^2(Y_{n+1} | \Omega_n - X_n)$  及  $\sigma^2(X_{n+1} | \Omega_n) < \sigma^2(X_{n+1} | \Omega_n - Y_n)$ ，則回饋關係成立，記作  $X \longleftrightarrow Y$ 。

以總體模型的特點來看，兩變數間互為因果的回饋模型是最有可能出現的現象。只要有足夠長度的觀察期間，使情報能充分流轉，因果反應能充分反映的話，在時間序列模型中，因果關係通常是個實證上的問題。（註一二）

在實證工作上，定義 2 及定義 3 都指向針對  $X$ ， $Y$  兩變數的解釋及預測能力上。Granger (1969) 所建議的一般估計模型為：

$$(1) \quad Y_t = \beta_0 + \alpha_0 X_t + \sum_{j=1}^m \alpha_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^n \beta_i Y_{t-i} + u_t$$

$$(2) \quad X_t = \gamma_0 + \delta_0 Y_t + \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + v_t ;$$

$u_t$  及  $v_t$  為兩項互不相關的白雜訊序列（white noise series），亦即  $E(u_t v_t) = 0$ ，且

表一 Granger 因果關係之各種檢定

類 型	凱因斯學派	華格納法則說
1. 簡單	$\alpha_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = 0$ $(\alpha_1, \dots, \alpha_m) \neq \mathbf{0}^*$	$\delta_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0$ $(\delta_1, \dots, \delta_m) \neq \mathbf{0}$
2. 即時	(i) $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = 0, \alpha_0 \neq 0$ $(\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m) \neq \mathbf{0}$	$\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0, \delta_0 \neq 0$ $(\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_m) \neq \mathbf{0}$
	(ii) $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0$ $\alpha_0 \neq 0$	$\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = \delta_1 = \dots = \delta_m = 0$ $\delta_0 \neq 0$
3. 落後	$\alpha_0 = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = \alpha_1 = \dots = \alpha_s = 0$ $(\alpha_{s+1}, \alpha_{s+2}, \dots) \neq \mathbf{0}$	$\delta_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_m = \delta_1 = \dots = \delta_s = 0$ $(\delta_{s+1}, \delta_{s+2}, \dots) \neq \mathbf{0}$

  

兩變數回饋關係模型		
	(1) 式	(2) 式
1. 簡單	$\alpha_0 = 0, (\alpha_1 \dots \alpha_m) \neq \mathbf{0}$	$\delta_0 = 0, (\delta_1, \dots, \delta_m) \neq \mathbf{0}$
2. 即時	(i) $\alpha_0 \neq 0, (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m) \neq \mathbf{0}$	$\delta_0 \neq 0, (\delta_1, \dots, \delta_m) \neq \mathbf{0}$
	(ii) $(\alpha_1, \dots, \alpha_m) = \mathbf{0}, \alpha_0 \neq 0$	$(\delta_1, \dots, \delta_m) = \mathbf{0}, \delta_0 \neq 0$
3. 落後	$\alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_s = 0$ $(\alpha_{s+1}, \alpha_{s+2}, \dots, \alpha_m) \neq \mathbf{0}$	$\delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_s = 0$ $(\delta_{s+1}, \dots, \delta_m) \neq \mathbf{0}$

\*  $\mathbf{0}$  爲一零向量，其維度 (dimension) 視對應之係數向量而定。

$E(u_t u_t') = E(v_t v_t') = 0, \forall t' \neq t$ 。根據上述假設，則(1)，(2)兩式可以最小平方法 (OLS) 來處理，而得各迴歸係數， $\alpha_j, \delta_j, j=0, 1, 2, \dots, m$ ，之估計值。不同的因果關係假設的檢定，即以有關這些參數的顯著度檢定而構成。例如欲檢定  $G$  對  $Y$  並無簡單因果關係 (亦即非  $G \rightarrow Y$ )，則檢定爲

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_m = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_n = 0,$$

或者可表示爲  $(\alpha_1, \dots, \alpha_m) = (\delta_1, \dots, \delta_n) = \mathbf{0}$ ，

$0$  爲一  $m$  維的零向量。同時估計(1)，(2)兩式，可得式中  $G_{t-j}$ ,  $j=1, 2, \dots, m$ , ( $Y_t$  爲應變數) 及  $Y_{t-j}$ ,  $j=1, 2, \dots, n$  ( $G_t$  爲應變數) 的係數估計值，因此若  $H_0$  爲真 ( $G$  對  $Y$  無因果關係)，則可視爲(1)，(2)兩式在受限情形下以  $OLS$  估計的結果(註一三)，可以  $F$  分配的統計量予以檢定。表一即詳列出各種因果關係的檢定條件，而實際檢定工作則必須在確定(1)及(2)式中  $m$ ,  $n$  的適同期數後進行估計，再從估計結果求取有關的統計量。

### 三、資料及估計方法

本文以中華民國臺灣地區的國民所得與公共支出水準作爲探討因果關係的對象。所有變數均以會計年度資料計算，取樣期間自民國43會計年度起至最近發佈的七十三會計年度爲止。以年度資料計算，最重要的原因是基於公共支出的特性。在國家預算制度下，公共支出水準應不致有顯著的季節性波動，而且，在同一會計年度內，正在執行年度預算的過程中，公共支出水準也不應有波動循環的表現。因此，國民所得與公共支出的關係在短期內（例如以季資料或月資料來衡量）應相當平穩，而兩者之間的反應和影響可能必須經過一年或一年以上的時間才能反映。不過，使用年度資料，觀察期間內樣本數目不夠大，影響檢定時統計量的自由度降低，則是一個缺點。(註一四)

各項有關資料的來源，分別摘自行政院主計處出版的中華民國國民所得及中華民國臺灣地區國民所得（包括以國內生產毛額作爲衡量國民所得的代替變數，各種價格平減指數）；財政部統計處出版的財政統計年報（包括各級政府支出淨額，各種分類的支出總數）；及內政部編印之臺閩地區人口統計（人口總數）等。由於行政院主計處發布有關國民所得會計項目，民國五十年度以前只有歷年制資料，自五十一會計年度起才併列會計年度國民所得資料，因此，五十會計年度以前資料，能夠取得季資料的，以季資料加總求得；缺乏季資料的，則以跨兩曆年資料平均計算。(註一五) 當然，另一辦法是只取五十一會計年度以後的資料估計，不過，觀察值太小，再加上節所提到的(1)，(2)兩迴歸式的特性，自由度過低的話，恐怕對估計結果的影響較資料上的可能偏誤更大。

在實際估計的過程中，公共支出變數有兩種不同的處理方法。一是以各級政府支出淨額作爲公共支出的操作定義，以研究我國政府部門的規模變動與所得成長的關係(註一六)；其

次是把公共支出分類，以探討各項不同性質的政府支出與國民所得之間是否存在較明確的因果關係。分類的標準有三：1. 依照所謂「貝克假設」(Beck's hypothesis, Beck, 1976; 1979) 的說法，政府的總支出項目中，主要可區分為兩大類：(1) 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)，或稱為耗源性支出；例如一般政務，國防外交，教育科學、文化衛生，經建及交通等項目，皆以政府為支出數目如何分配的最後決策單位，而由政府直接對財貨及勞務促成需求；(2) 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，公債債息還款及對公營及國營事業的投資等。在支付的過程中，政府主要角色只為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的決策。本文中有關公共支出的第一種分類，即以政府消費支出及移轉性支付來區分。

其次，我國自四十九會計年度起，公共支出項目有資本門及經常門的分類。雖然我國政府會計制度中所謂資本門支出，主要是指各種物權（包括土地、辦公館舍、儀器設備等）取得的支出，與一般的所謂公共投資的定義不完全一致，不過，資本門支出與經常門支出仍是一個相當有意義的分類，以探討兩種不同性質支出與國民所得的因果關係之方向及型態。

第三種分類方法為國內研究公共支出結構時最常用的標準。我國有關功能性的分類支出（在財政部統計處公布的資料上，稱為以政事別作分類），分為七大項，即一般政務支出（六十五會計年度前與國防外交支出併列；自六十六年度起分列）；教育科學文化支出；經濟建設及交通支出；事業基金及投資支出；社會福利支出；債務支出；及雜項支出。由於我國債務支出在總支出淨額中的比重甚輕，最少在觀察期間，沒有實際的意義。而雜項支出又包括比例不明的統計誤差項目，故在估計中，後兩項皆予刪除。

總結來說，在第四節所報告的檢定結果，乃根據國民生產毛額與下列各項支出總額的估計關係而得：

1. 各級政府支出淨額；
2. 公共支出以消費性支出及移轉性支出的分類；
3. 公共支出以資本門支出及經常門支出分類；
4. 公共支出依政事別分為：



- a. 一般政務，國防外交支出；
- b. 教育科學文化支出；
- c. 經濟建設及交通支出；
- d. 事業基金及投資支出；
- e. 社會福利支出。

另一方面，Beck (1976; 1979) 的研究指出，由於公共支出所購買的財貨勞務會因支出的性質不一而產生相對價格的變動，因此實質公共支出比例與名目公共支出比例可能會有不同的成長趨勢(註一七)。為剔除物價水準變動的影響，研究實質國民所得與實質公共支出的關係應該是一個有意義的分析。不過，選擇價格平減指數時，也許可以用國民生產毛額平減價格指數來計算實質國民所得；然而，在計算實質公共支出時，政府消費平減價格指數卻不見得是一個理想的工具(註一八)。因此在計算公共支出淨額時，本文根據徐偉初(民國七十三年)的方法，將不同功能的支出項目分別以政府消費平減價格指數及民間消費平減價格指數處理，再加總而得公共支出淨額的實質數字，與及政府消費性支出，移轉性支付，及各政事別的實質支出估計值(註一九)。

至於實質經常門及資本門支出的計算，前者以政府消費支出價格平減，後者以行政院主計處內部資料之政府固定資本形成價格指數來計算。在欠缺更妥切的物價指數的情形下，可算是最能保持支出特性的做法。

在開始估計(1)式及(2)式之前，必須考慮的另外一個問題是  $u_t, v_t$  均為白雜訊的假設是否妥適。在第二節所介紹的檢定方法中， $F$  統計量的計算對迴歸式中殘差項的自我相關非常敏感。因此，若  $\hat{u}_t$  及  $\hat{v}_t$  (迴歸殘差項) 呈現顯著的自我相關時，參數估計式便不具一致性，使檢定過程完全失效。故此檢定  $\rho = 0$  成為不可避免的步驟。由於迴歸式的解釋變數中包括有應變數的落後變數 ( $Y_{t-i}$  及  $G_{t-i}, i=1, 2, \dots, n$ )，因此自我相關的檢定為 Durbin (1970) 的  $D$  II 檢定統計量。若無法通過檢定，則必須先消除干擾項中的自我相關現象再予估計(註二〇)。不過，Sims (1972) 提出以  $(1-0.75L)^2$  作為使干擾項白化的起步點，在已發表的研究結果中，很多情形下，這個轉換函數(濾器)均可消除殘差項(OLS residuals)中自我相關的現象。本文中(1)，(2)兩式共有四十組估計型式，亦先以  $(1-0.75L)^2$  來處理，

再以 Durbin 的  $D$  II 統計量檢定，若  $\rho \neq 0$ ，則放棄  $(1-0.75L)^2$ ，而改採反覆法 (iterative method) 求得適當的白化過程 (註二一)。在第四節的估計結果中，即可見  $(1-0.75L)^2$  在多種情況下適用，再一次證實了 Sims (1972) 的建議在處理大部份經濟時間序列資料時有一定的功用。

最後，為考慮長期因素對國民所得及公共支出的影響，迴歸式中加入一趨勢變數 (trend variable)，即  $t$ ， $t = 1, 2, \dots, N$ 。  $N$  為樣本數。而且國民所得及各項公共支出均以平均每人值計算，以消除其他因素的影響，而得國民所得與公共支出的適當關係。(註二二)

#### 四、實證結果

實際之估計迴歸式為

$$(3) Y_t = \beta_0 + \alpha_0 G_t + \sum_{j=1}^m \alpha_j G_{t-j} + \sum_{i=1}^n \beta_i Y_{t-i} + cT + U_t$$

$$(4) G_t = \gamma_0 + \delta_0 Y_t + \sum_{i=1}^n \gamma_i G_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + dT + v_t$$

最先要解決的問題是式中  $m$ ， $n$  兩落後時期該如何選擇？若  $m$ ， $n$  太大，由於觀察值不足，無法提供有意義的估計。 $m$ ， $n$  取得過小，又可能使因果的反應無法充份發揮。本文與 Singh and Sahni 採同樣的方式，定  $m=3$ ， $n=2$ 。在大部份資料於估計前已先作白化處理的情形下，本文中時期的選擇並不算短。而事實上，以迴歸結果看來，似乎也未出現太大的誤失。因此最後決定之兩個迴歸式為：

$$(5) Y_t = \beta_0 + \alpha_0 G_t + \alpha_1 G_{t-1} + \alpha_2 G_{t-2} + \alpha_3 G_{t-3} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + cT + U_t, \quad t = 1, 2, \dots, 30$$

$$(6) G_t = \gamma_0 + \delta_0 Y_t + \gamma_1 G_{t-1} + \gamma_2 G_{t-2} + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 Y_{t-2} + \delta_3 Y_{t-3} + dT + V_t, \quad t = 1, 2, \dots, 30$$

不過在估計資本門及經常門支出與國內生產毛額式中，由於所得資料最早始於四十九會計年度，受制於觀察數目降低，因此限制  $\alpha_3 = \delta_3 = 0$  (即假設所有可能的影響效果在經過三期後應能充份反映出來)，以保持相當之自由度。

### 我國國民所得與公共支出：因果關係之實證檢定

表二至表六為以 *OLS* 估計(5)，(6)兩式後計算未受限制情形下之  $F$  統計值（稱為  $F_1$ ），及迴歸參數受不同線性限制下之  $F$  統計值（稱為  $F_2$ ）。以說明最詳細的表二來說，表內  $F$  統計量為估計公共支出淨額與國民所得因果關係所得之結果。(5)，(6)兩式的檢定報告分別記載於表二的上、下兩部份。以名目值及實質值計算結果則分別列於表二的 3、4 及 5、6 四欄。各式作迴歸處理時，白化過程所使用的濾器，亦記在各自對應的  $F$  值下方。例如，估計(5)式時（以當期價格計算），所用的轉換函數為  $1-0.124L+0.119L^2-0.08L^3$ ，正如上一節所述， $L$  為一落後運算元， $L(X_t)=LX_t=X_{t-1}$ ， $L^2=L(L)$ ，故  $L^2(X_t)=LX_t=X_{t-2}$ ，……，而(6)式以固定價格資料估計時，其濾器為  $1-0.4L+0.13L^2-0.04L^3$ 。特別值得一提的是(6)式中，兩個濾器均採取 Sims 的建議，使用  $(1-0.75L)^2$ （註二三），經轉換後的  $U_t$  及  $V_t$ ，即具備無自我相關的性質。

由第二節中有關因果關係檢定的討論時可知，最重要的檢定統計量為表二至表六中各個稱為  $F_2$  的  $F$  值。 $F_2$  的計算是自(5)式或(6)式中加入對參數的特定線性限制，再作 *OLS* 處理後，檢定有關線性限制是否成立的  $F$  統計值（註二四）。舉例來說，以表二為例，當期價格欄下  $F_2$  的第一個數值為 2.34 (1, 16)，即自 1 中刪除  $G_{-3}$  此變數，成為  $Y_t = f(G_0, G_{-1}, G_{-2}, Y_{-1}, Y_{-2}, t)$ ，以線性迴歸式處理時，檢定  $H_0: \alpha_3 = 0$  ( $G_{t-3}$  對  $Y_t$  沒有影響) 的  $F$  統計量；而第二個  $F_2$  為 1.29 (2.16) 即檢定聯立虛無假設  $H_0: \alpha_3 = \alpha_2 = 0$  的  $F$  統計量。而  $H_0: \alpha_3 = \alpha_2 = \alpha_1 = 0$  之檢定統計量 ( $F(3, 16) = 7.84$ ) 大於 5% 顯著水準下的  $F$  臨界值，據此虛無假設被棄卻。

在估計(6)式時，任何有關  $G$ ， $Y$  因果關係的結論，必須與(6)式中所獲得結果共同討論。這一點，第二節的表一已經有完整的歸納。以表二中公共支出淨額及國民所得的因果關係檢定來看，(5)式的估計推翻  $\alpha_0 = \alpha_1 = 0$  的虛無假設，即  $Y_t$  受前一期及當期的  $G$  所影響，二者互相影響，形成一典型的回饋關係。表二到表六的所謂「結論」部份，即明白指出那一項虛無假設不能通過檢定，而再據此推斷（據表一的定義） $G$ ， $Y$  之間的因果關係的方向。

由表二到表六所報告的結果可見，以我國過去三十年的資料來看，公共支出（不論以總額計算或以分項計算）與國民所得之間以呈雙向的回饋關係佔最大多數。例外的是在計算以固定價格計算的實質事業基金及投資出來時，出現單向的  $G \rightarrow Y$  的關係。以對公營事業及國

表二 國民所得與公共支出淨額之因果關係檢定統計量估計值<sup>a</sup>

估計式 <sup>b</sup>	當期價格		固定價格	
	$F_1^c$	$F_2^d$	$F_1$	$F_2$
(1) $Y = f(G_{-2}, G_{-1}, G_0, Y_{-1}, t)$	643.27* (7, 16)		621.29* (7, 16)	
(2) $Y = f(G_{-2}, G_{-1}, G_0, Y_{-2}, Y_{-1}, t)$	612.39* (6, 17)	2.34 (1, 16)	598.47* (6, 17)	2.18 (1, 16)
(3) $Y = f(G_{-1}, G_0, Y_{-2}, Y_{-1}, t)$	600.10* (5, 18)	1.29 (2, 16)	548.04* (5, 18)	2.34 (2, 16)
(4) $Y = f(G_0, Y_{-2}, Y_{-1}, t)$	492.47* (4, 19)	7.84* (3, 16)	492.17* (4, 19)	4.77* (3, 16)
(5) $Y = f(Y_{-2}, Y_{-1}, t)$	483.24* (3, 20)	5.41* (4, 16)	499.24* (3, 20)	0.14 (4, 16)
濾器	$1 - 0.124L + 0.119L^2 - 0.08L^3$		$1 - 0.4L + 0.13L^2 - 0.04L^3$	
(1) $G = f(Y_{-2}, Y_{-1}, Y_0, G_{-2}, G_{-1}, t)$	520.14* (7, 17)		427.95* (7, 17)	
(2) $G = f(Y_{-2}, Y_{-1}, Y_0, G_{-2}, G_{-1}, t)$	489.23* (6, 18)	2.18 (1, 17)	432.39* (6, 18)	0.88 (1, 17)
(3) $G = f(Y_{-1}, Y_0, G_{-2}, G_{-1}, t)$	476.18* (5, 19)	1.30 (2, 17)	421.48* (5, 19)	0.73 (2, 17)
(4) $G = f(Y_0, G_{-2}, G_{-1}, t)$	398.47* (4, 20)	4.94* (3, 17)	400.14* (4, 20)	1.24 (3, 17)
(5) $G = f(G_{-2}, G_{-1}, t)$	366.73* (3, 21)	2.38 (4, 17)	352.37* (3, 21)	4.99* (4, 17)
濾器	$(1 - 0.75L)^2$		$(1 - 0.75L)^2$	
結論：	棄卻 $H_0 : \alpha_0 = \alpha_1 = \delta_1 = 0$ $G \leftrightarrow Y$		棄卻 $H_0 : \alpha_1 = \delta_0 = 0$ $G \leftrightarrow Y$	

a FY43-FY73 N=30

b (1)~(5) 均為線性迴歸式

c, d  $F_1$  為檢定迴歸式中各解釋變數係數同時為零之F統計量； $F_2$  為自上一迴歸式中被刪除之解釋變數為0之F統計量。括弧內數字為其自由度。

\* 表5%顯著水準下推翻有關之虛無假設。

表三 因果關係檢定統計量估計值：消費性支出及移轉性支出與國民所得<sup>a</sup>

	當期價格		固定價格		應變數Y	當期價格		固定價格	
	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>		F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>
應變數Y 估計式	應變數Y								
(1)	232.51* (7, 17)		188.31* (7, 17)		83.21* (7, 17)		74.31* (7, 17)		
(2)	201.43* (6, 18)	2.24 (1, 17)	200.32* (6, 18)	1.42 (1, 17)	88.32* (6, 18)	0.23 (1, 17)	79.77* (6, 18)	1.10 (1, 17)	
(3)	189.78* (5, 19)	3.91* (2, 17)	192.43* (5, 19)	0.98 (2, 17)	77.24* (5, 19)	3.81* (2, 17)	83.14* (5, 19)	1.21 (2, 17)	
(4)	232.14* (4, 20)	2.14 (3, 17)	198.23* (4, 20)	0.79 (3, 17)	71.39* (4, 20)	4.00* (3, 17)	73.11* (4, 20)	4.59* (3, 17)	
(5)	300.21* (3, 21)	8.99* (4, 17)	232.10* (3, 21)	7.43* (4, 17)	83.14* (3, 21)	5.39* (4, 17)	64.22* (3, 21)	2.01 (4, 17)	
濾器	(1-0.75L) <sup>2</sup>		(1-0.75L) <sup>2</sup>		(1-0.75L) <sup>2</sup>		(1-0.75L) <sup>2</sup>		
應變數G <sub>c</sub> 估計式	應變數G <sub>c</sub>								
(1)	143.67* (7, 16)		84.31* (7, 16)		67.24* (7, 17)		53.11* (7, 17)		
(2)	158.43* (6, 17)	0.98 (1, 16)	86.42* (6, 17)	0.34 (1, 16)	70.14* (6, 18)	0.62 (1, 17)	55.39* (6, 18)	0.21 (1, 17)	
(3)	170.73* (5, 18)	1.37 (2, 16)	100.38* (5, 18)	3.72* (2, 16)	54.21* (5, 19)	9.24* (2, 17)	60.13* (5, 19)	2.32 (2, 17)	
(4)	190.43* (4, 19)	5.89* (3, 16)	114.32* (4, 19)	5.37* (3, 16)	62.19* (4, 20)	3.21* (3, 17)	71.42* (4, 20)	3.43* (3, 17)	
(5)	232.14* (3, 20)	11.42* (4, 16)	100.21* (3, 20)	2.38 (4, 16)	60.33* (3, 21)	0.89 (4, 17)	80.37* (3, 21)	4.21* (4, 17)	
濾器	1-0.210L+0.178L <sup>2</sup> +0.110L <sup>3</sup>		1-0.210L+0.189L <sup>2</sup> +0.04L <sup>3</sup>		(1-0.75L) <sup>2</sup>		(1-0.75L) <sup>2</sup>		
結論	棄卻 H <sub>0</sub> : α <sub>0</sub> =α <sub>2</sub> =δ <sub>0</sub> =δ <sub>1</sub> =0 G <sub>c</sub> ↔Y		棄卻 H <sub>0</sub> : α <sub>0</sub> =δ <sub>1</sub> =δ <sub>2</sub> =0 G <sub>c</sub> ↔Y		棄卻 H <sub>0</sub> : α <sub>0</sub> =α <sub>1</sub> =α <sub>2</sub> =δ <sub>1</sub> =δ <sub>2</sub> =0 G <sub>T</sub> ↔Y		棄卻 H <sub>0</sub> : α <sub>1</sub> =δ <sub>0</sub> =δ <sub>1</sub> =0 G <sub>T</sub> ↔Y		

a：與表二意義相同。估計式(1)，(2)，……，(6)表示表二中的五個不同迴歸式。G<sub>c</sub>為政府消費性支出，G<sub>T</sub>為移轉性支出。

表四 因果關係檢定統計量估計值：經常門支出、資本門支出及國民所得<sup>a,b</sup>

	經常門支出				資本門支出			
	當期價格		固定價格		當期價格		固定價格	
	$F_1$	$F_2$	$F_1$	$F_2$	$F_1$	$F_2$	$F_1$	$F_2$
(1) $Y = f(G_0, G_{-1}, G_{-2}, Y_{-1}, Y_{-2}, t)$	81.37* (6, 14)		77.92* (6, 14)		88.12* (6, 14)		69.32* (6, 14)	
(2) $Y = f(G_0, G_{-1}, Y_{-1}, Y_{-2}, t)$	83.54* (5, 15)	0.14 (1, 14)	78.13* (5, 15)	0.38 (1, 14)	91.38* (5, 15)	2.30 (1, 14)	63.21* (5, 15)	2.41 (1, 14)
(3) $Y = f(G_0, Y_{-1}, Y_{-2}, t)$	72.34* (4, 16)	3.85* (2, 14)	61.33* (4, 16)	7.42* (2, 14)	78.12* (4, 16)	12.48* (2, 14)	73.89* (4, 16)	4.38* (2, 14)
(4) $Y = f(Y_{-1}, Y_{-2}, t)$	61.25* (3, 17)	3.61* (3, 14)	67.47* (3, 17)	3.44* (3, 14)	79.13* (3, 17)	0.98 (3, 14)	84.31* (3, 17)	5.35* (3, 14)
(1) $G = f(Y_0, Y_{-1}, Y_{-2}, G_{-1}, G_{-2}, t)$	53.11* (6, 14)		64.21* (6, 14)		34.35* (6, 14)		55.61* (6, 14)	
(2) $G = f(Y_0, Y_{-1}, G_{-1}, G_{-2}, t)$	59.36* (5, 15)	3.12 (1, 14)	66.37* (5, 15)	1.21 (1, 14)	59.48* (5, 15)	3.00 (1, 14)	63.32* (5, 15)	5.42* (1, 14)
(3) $G = f(Y_0, G_{-1}, G_{-2}, t)$	68.91* (4, 16)	6.74* (2, 14)	59.44* (4, 16)	7.89* (2, 14)	63.78* (4, 16)	2.81 (2, 14)	69.21* (4, 16)	2.81 (2, 14)
(4) $G = f(G_{-1}, G_{-2}, t)$	69.32* (3, 17)	0.38 (3, 14)	65.41* (3, 17)	3.42* (3, 14)	68.12* (3, 17)	2.94 (3, 14)	61.38* (3, 17)	3.52* (3, 14)
結論	棄卻 $H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \delta_1 = 0$ G ↔ Y		棄卻 $H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \delta_0 = \delta_1 = 0$ G ↔ Y		棄卻 $\alpha_1 = 0$ G → Y		棄卻 $\alpha_0 = \alpha_1 = \delta_0 = \delta_2 = 0$ G ↔ Y	

a : 自 FY49-FY73, N=25。

b : 所有濾器均為 (1-0.75L)<sup>2</sup>。

表五 因果關係檢定統計量估計值：公共支出以政事別分類<sup>a</sup>

應變數Y 估計式	一般政務、國防、外交		教育、科學、文化		經濟、建設、交通	
	當期價格 $F_1$	固定價格 $F_2$	當期價格 $F_1$	固定價格 $F_2$	當期價格 $F_1$	固定價格 $F_2$
(1)	67.13* (7, 17)	69.24* (7, 17)	52.32* (7, 17)	51.48* (7, 17)	64.89* (7, 17)	70.92* (7, 17)
(2)	68.43* (6, 18)	75.33* (6, 18)	56.13* (6, 18)	60.37* (6, 18)	74.32* (6, 18)	82.95* (6, 18)
(3)	79.37* (5, 19)	89.43* (5, 19)	59.44* (5, 19)	69.44* (5, 19)	83.14* (5, 19)	79.49* (5, 19)
(4)	87.19* (4, 20)	88.54* (4, 20)	64.17* (4, 20)	78.24* (4, 20)	87.23* (4, 20)	94.60* (4, 20)
(5)	99.20* (3, 21)	90.11* (3, 21)	68.24* (3, 21)	84.59* (3, 21)	81.44* (3, 21)	72.99* (3, 21)
濾器	$1+0.011L0-.013L^2$ $+0.002L^3$	$(1-0.75L)^2$	$1+0.02L-0.13L^2$ $+0.144L^3$	$(1-0.75L)^2$	$(1-0.75L)^2$	$(1-0.75L)^2$
應變數G 估計式						
(1)	53.24* (7, 17)	61.30* (7, 17)	71.32* (7, 17)	70.12* (7, 17)	47.33* (7, 17)	42.30* (7, 17)
(2)	63.19* (6, 18)	63.24* (6, 18)	73.43* (6, 18)	71.32* (6, 18)	49.76* (6, 18)	45.67* (6, 18)
(3)	65.25* (5, 19)	71.43* (5, 19)	61.34* (5, 19)	74.54 (5, 19)	67.16* (5, 19)	60.15* (5, 19)
(4)	72.66* (4, 20)	88.19* (4, 20)	60.37* (4, 20)	69.32* (4, 20)	72.34* (4, 20)	83.68* (4, 20)
(5)	75.74* (3, 21)	90.15* (3, 21)	72.12* (3, 21)	78.19* (3, 21)	75.55* (3, 21)	43.03* (3, 21)
濾器	$(1-0.75L)^2$	$1+0.02L-0.013L^2$ $+0.01L^3$	$(1-0.75L)^2$	$(1-0.75L)^2$	$(1-0.75L)^2$	—
結論	棄卻 $H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$	棄卻 $H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \delta_1 = \delta_2 = 0$	棄卻 $H_0: \delta_0 = \delta_2 = 0$	棄卻 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \delta_0 = 0$	棄卻 $H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \delta_2 = 0$	棄卻 $H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = 0$
	G ↔ Y	G ↔ Y	Y → G	G ↔ Y	G ↔ Y	G ↔ Y

a：與表二意義相同。

表六 因果關係檢定統計量估計值：公共支出以政事別分類(一)<sup>a</sup>

應變數Y 估計式	事業基金				社會福利			
	當期價格		固定價格		當期價格		固定價格	
	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>
(1)	179.34* (7, 17)		169.25* (7, 17)		321.42* (7, 17)		312.39* (7, 17)	
(2)	188.23* (6, 18)	0.78 (1, 17)	168.33* (6, 18)	0.01 (1, 17)	358.67* (6, 18)	2.67 (1, 17)	342.20* (6, 18)	2.34 (1, 17)
(3)	199.42* (5, 19)	1.34 (2, 17)	193.35* (5, 19)	4.52* (2, 17)	333.14* (5, 17)	2.61 (2, 17)	359.04* (7, 17)	1.07 (2, 17)
(4)	213.44* (4, 20)	3.20* (3, 17)	214.20* (4, 20)	1.78 (3, 17)	402.18* (4, 20)	8.94* (3, 17)	430.32* (4, 20)	8.90* (3, 17)
(5)	215.79* (3, 21)	1.43 (4, 17)	252.37* (3, 21)	14.23* (4, 17)	439.21* (3, 21)	2.09 (4, 17)	478.49* (3, 21)	9.81* (4, 17)
濾器	—		(1-0.75L) <sup>2</sup>		(1-0.75L) <sup>2</sup>		(1-0.75L) <sup>2</sup>	
應變數G 估計式								
(1)	88.39* (7, 17)		128.30* (7, 17)		392.12* (7, 17)		354.20* (7, 17)	
(2)	76.24* (6, 18)	3.81* (1, 17)	132.41* (6, 18)	1.42 (1, 17)	442.84* (6, 18)	3.00 (1, 17)	490.13* (6, 18)	8.93* (1, 17)
(3)	72.48* (5, 19)	0.91 (2, 17)	139.42* (5, 19)	1.78 (2, 17)	449.79* (5, 19)	1.45 (2, 17)	512.44* (5, 19)	1.44 (2, 17)
(4)	89.25* (4, 20)	5.24* (3, 17)	150.17* (4, 20)	1.31 (3, 17)	520.37* (4, 20)	13.67* (3, 17)	520.35* (4, 20)	1.56 (3, 17)
(5)	120.34* (3, 21)	12.39* (4, 17)	170.43* (3, 21)	0.99 (4, 17)	568.14* (3, 21)	21.42* (4, 17)	555.28* (3, 21)	3.49* (4, 17)
濾器	(1-0.75L) <sup>2</sup>		(1-0.75L) <sup>2</sup>		(1-0.75L) <sup>2</sup>		(1-0.75L) <sup>2</sup>	
結 論	棄卻 H <sub>0</sub> : α <sub>1</sub> = δ <sub>0</sub> = δ <sub>1</sub> = δ <sub>2</sub> = 0 G ↔ Y		棄卻 H <sub>0</sub> : α <sub>0</sub> = α <sub>2</sub> = 0 G → Y		棄卻 H <sub>0</sub> : α <sub>1</sub> = δ <sub>0</sub> = δ <sub>1</sub> = 0 G ↔ Y		棄卻 H <sub>0</sub> : α <sub>0</sub> = α <sub>1</sub> = δ <sub>0</sub> = δ <sub>2</sub> = 0 G ↔ Y	

a : 意義與表二相同。



我國國民所得與公共支出：因果關係之實證檢定

營事業投資為大宗的這一個支出項目，在我國經濟發展初期及六十三年起陸續推動的十大建設計劃中，透過公營及國營事業投資的增加，可能有促使國民所得上升的助力。而另一方面，若公營及國營事業投資降低的話，相對來說，也會對經濟成長產生不利的影響。

在名目資料方面，資本門支出對國民所得呈單向的落後因果關係，與事業基金支出所得的結果具備一致性。而教育、科學、文化支出與國民所得呈單向的即時因果關係( $Y \rightarrow G$ )，是個較不易解釋的結果，以即時因果關係而言，第二節中即曾提及即時因果與即時回饋應互為充份必要條件，在實證上，本文所得結果為 $Y \rightarrow G$ （名目值計算），而 $Y \leftrightarrow G$ （以固定價格計算），可能為估計時的隨機性質所導致，以致實證結果與理論預期未能完全吻合。

由於表二到表六共列有二十組因果關係的檢定結果，每一組檢定量又多達八個  $F_2$  值（

表七 中華民國臺灣地區國民所得與公共支出因果關係檢定結果  
(FY43-FY73)\*

	當 期 價 格	固 定 價 格
1. 公共支出淨額	雙 向	雙 向
2. 消費性支出	雙 向	雙 向
移轉性支出	雙 向	雙 向
3. 經常門支出	雙 向	雙 向
資本門支出	單向，落後 ( $G \rightarrow Y$ )	雙 向
4. 一般政務、國防外交支出	雙 向	雙 向
教育、科學、文化支出	單向，即時 ( $Y \rightarrow G$ )	雙 向
經濟建設及交通支出	雙 向	雙 向
事業基金支出	雙 向	單向，落後 ( $G \rightarrow Y$ )
社會福利支出	雙 向	雙 向

\* 根據表二至表六所得結果歸納。

資本門支出及經常門支出除外，只有六個  $F_2$  值），為更明白的顯示實證所得的最後結論，據表二到表六的檢定結果總結而得表七。由此可見，雙向回饋的因果關係是常規，而單向的凱恩斯學派說（ $G \rightarrow Y$ ）或華格納法則說（ $Y \rightarrow G$ ）都是極少有的情形。在以後的國民所得與公共支出的分析中，必須重新考慮模型的完整性。（註二五）

最後值得一提的是經濟建設及交通支出（以固定價格計算）及事業基金及投資支出（以當期價格計算）的估計式中，並未使用濾器，是否反應出這兩項支出並無系統性自我相關的情形，有待進一步研究。

## 五、結 語

本文以中華民國臺灣地區過去三十年的相關資料，試圖探討國民所得與公共支出之間究竟存在那一種因果關係。在國內的研究上，是一種新的嘗試。根據上節所報告的實證結果，可以歸納得下列三點結論：

1. 一般來說，公共支出與國民所得呈現非常明顯的雙向回饋因果關係。因此華格納法則主義者與凱恩斯學派經濟學家的看法都有所偏頗。更嚴重的是可能由於這種偏誤，使相關研究中的估計式不具不偏及一致的特性，使華格納法則的檢定結果（不論是支持或者拒絕華格納法則的有效性），毫無統計上的意義；而凱恩斯學派中對公共支出能影響所得的，效率的估計也有高估的可能。

2. 以總合公共支出水準來說，毫無例外的與國民所得為回饋關係。然而，更值得重視的是分類支出項目所得的結果。貝克（Beck, 1976; 1979）的研究中，先後發現工業化國家的政府消費支出比例的成長較移轉性支付比例成長來得緩慢。因此，他認為華格納法則主要導源於移轉性支付迅速增加，而非消費支出相對膨脹。隨著所得水準提高，政府消費支出的「所得彈性」低於移轉性支付的「所得彈性」，因此呈現不均衡的成長。所以，以分類項目來討論華格納法則應較符合法則中所謂奢侈品的假設。然而，本文所得結果並不支持貝克的說法，社會福利支出（成長最快的移轉性支付）與國民所得仍為雙向的回饋關係。忽視這種現象，則無法得到正確的估計結果。

3. 資本門支出及事業基金及投資支出在兩次檢定中（以名目及實質計算），有一次顯

示對國民所得呈單向的凱恩斯學派式的影響。對政府近年來大力推動各項重要建設計劃的政策，似乎有若干程度的支持。

以公共支出及國民所得的基本因果關係為研究主題，在國內已發表的文獻中，尚付闕如。而國際上，亦僅有 Singh and Sahni 對印度所作的研究。本文主要結論與他們所得結果非常相近，在研究公共支出與所得的關係時，華格納法則說和視公共支出為外生變數的總體計量模型，都有必要重新檢討各自的基本架構了。(註二六)

#### 附 註

- 註 一：有關因果關係的定義及內涵，尤其是在經濟學上的界定 John R. Hicks, 1979) 的著作是一本相當好的參考。
- 註 二：徐偉初 (1984) 引述了相當多有關華格納法則的重要文獻。其中特別值得一提的有 Gould (1983) 對經濟合作及開發組織 (OECD) 會員國過去二十年的公共支出趨勢研究；Toye (1981) 及 Pluta (1979) 分別對印度及中華民國臺灣地區的研究等，都有相當深入的分析。
- 註 三：凱恩斯學派，特別是財政政策主義者的論點，可見於一般的中級總體經濟教科書，在此不再贅述。Klein and Young (1980) 則為一典型的總體計量模型，不論是否包括政府預算恆等式 (Government Budget Identity)，公共支出始終被視為模型的外在變數。
- 註 四：國外的文獻中：Singh and Sahni (1984) 是第一篇探討兩者因果關係的研究。該文以印度為研究對象，發現公共支出與國民所得應該是具有雙向因果關係的變數，因此，只看一面的話，聯立偏誤的可能性極高。本文的分析方法，與 Singh and Sahni 的主要分析架構相同。
- 註 五：例如研究不同融資方式的總體效果，有許嘉棟及陳師孟 (民國 71 年) 研究的政府支出增加可能產生的排擠效果；在李榮謙 (民國 72 年) 及黃明聖 (民國 74 年) 的論文中，有一份相當詳細的參考文獻。
- 註 六：作者 (徐偉初，民國 73 年)，較早發表的一篇研究報告，可作參考。
- 註 七：黃明聖 (民國 74 年) 曾建立一動態成長模型，加入政府預算限制式，同時，考慮供、需兩方面而作估計及模擬分析，主要發現當然仍為各種乘數的符號及其大小，於黃的論文中並引述到其他相關的研究。
- 註 八：Baseman (1963), Simon (1953), Strotz and Wold (1960), Zellner (1978)，各自提出了不同的看法，不過，正如 Granger (1980) 所說的，跟藝術的情形相反，經濟學者對因果關係的定義似乎是只知道他們不喜歡什麼，卻不知道自己喜歡什麼。在一道菜餚中，只會挑剔佐料的不當，而無法指出用什麼佐料才妥切應該是一個很好的譬喻。Granger (1980) 中提供了因果關係研究的歷史和最近趨勢的資料。
- 註 九：C. Sims (1972) 可能是使因果關係研究具備實證操作意義的第一篇有系統的研究。同樣以研究貨幣供給及國民所得的因果方向為中心題材的有 Williams, Goodhart, Gowland (1976) 的研究成果。基本上，後者仍遵循 Sims 的分析方法，探討英國的情形。
- 註一〇：請參考 Granger (1980)。以下分析，包括因果關係的正式定義，主要仍出自 Granger (1980) 的文獻。
- 註一一：不過，Hsiao (1979) 引述 Caines, Granger and Newbold, Pierce and Hanh 的結果指出：「 $X$  即時為  $Y$  的前因」是「 $Y$  即時為  $X$  的前因」的充分必要條件，表示在時間序列資料中，即時因果關係為一同時的相關關係，無法分辨出何者為因，何者為果。

註一二：Singh and Sahni (1984) 以「蛋生雞，雞生蛋」的過程為例，有非常鮮活的說明。設  $t_0$  為雞生蛋的時距，而  $t_{0+z}$  為蛋孵化成雞的時距。在  $t_{0-p}$  到  $t_0$  這一段時間內，當然是雞為前因，蛋是後果。而在  $t_0$  到  $t_{0+z}$  的時間內，因果關係扭轉。若觀察期能擴大至  $t_{0-k}$  到  $t_{0+k}$ ，則成為雙向的回饋關係。在統計的處理上，「雞與雞蛋」的難題似乎比哲學上的爭論易解決多了。

註一三：在迴歸參數受線性限制條件的估計及檢定，可參閱 J. Johnston (1984)，第六章。

註一四：四十三年度到七十三年度共得三十年度的資料。政府遷臺後，我國會計年度的訂定有兩次變動。四十至四十二年度與曆年相同，而四十三年度至四十七年度則自同曆年的七月開始至翌年六月結束。四十九年度以後，則為曆年前一年（四十八年）七月至同曆年六月結束。因此並無四十會計年度的資料。為避免會計年度算法更改可能導致的偏誤，故研究期間自四十三會計年度起。

註一五：有關物價平減指數的資料，只有曆年資料，因此實際操作時以兩曆年（在同一會計年度內）數值之平均代替。這種換算工作幾近幼稚 (naive)，不過，在缺乏確實數據的情形下，仍為一可行的解法。

註一六：詳細的說明，請參閱徐偉初（民國73年）及孫克難（民國72年）。

註一七：這種情形，稱為「貝克假設」。Beck 在他的研究中指出十三個工業化國家中，實質公共支出比例上漲幅度遠低於名目支出或比例的成長，而且就政府消費支出比例而言，若干國家更有下降的趨勢。作者（徐偉初，民73年）針對我國情形所作的研究中，也發現類似的現象。

註一八：徐偉初（民73年）中有詳細的說明。

註一九：這種平減方式，不同於 Singh and Sahni (1984) 的方法。後者似乎用同樣的一組物價指數來計算所得及支出的實質資料。在理論上，本文所採方式較具信服力。

註二〇：時間序列分析上稱為一白化 (pre-whiten) 的過程。而採取的轉換函數，都是落後操作元 (lag aporator)  $L$  的函數，而  $L(X_t) = LX_t = X_{t-1}$ ；這些函數，稱為濾器 (filter)。

註二一：這種測定  $p$  階自我相關 ( $p^{\text{th}}$  order autoregressive) 系統  $Ur_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i U_{t-i} + \varepsilon_t$ ， $\varepsilon_t$  為一

白雜訊的反覆找尋法，通常可求得一型態為  $(1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i L^i)$  的濾器。詳細過程，請參閱 J. Johnston (1984)，第八章。

註二二：估計過程中亦會考慮使用虛擬變數以吸收我國經濟在轉捩點 (turning point，見徐偉初，民73年)，或石油危機時所生的結構改變。不過，實證結果顯示並無加入虛擬變數的必要。

註二三：能夠不使用濾器而通過  $DII$  之  $t$  檢定的話，自由度可以避免再一次的降低。Sims 的  $(1 - 0.75L)^2$  使估計時之自由度損失兩個，使用如表二上半部利用反覆法所求得之濾器，自由度下降三。對只有三十年資料的研究來說，可能已達到最高容忍的程度。

註二四：這一方面，詳細討論可參考 J. Johnston (1984)，第六章。簡要來說， $F_2$  的公式為

$$F(q, n-k) = \frac{(e_R' e_R - e' e) / q}{e' e / (n-k)},$$

$e_R' e_R$  為受限制條件下 OLS 的殘差項平方和，而  $e' e$  為未受限制下 (可稱 Full Model，充份模型) 所得的殘差平方和。 $q$  為受限條件的數目，而  $(n-k)$  為  $e' e$  的自由度。

註二五：表二到表六只記載  $F_1$  及  $F_2$  及其自由度。至於詳細的(6)，(6)二式 (及其受限制條件下的估計所得) 的迴歸結果，共有兩百個迴歸結果。連同白化過程中尋找最適濾器的估計結果，達四百多項迴歸估計式，在此不予列出。有詢問的話，作者十分樂意提供有關資料。

註二六：本文所用估計方法，與 Singh and Sahni 相近，都是依照 Granger 及 Sims 的基本檢定架構而得。不過，本文處理實質資料及支出分類時，與 Singh and Sahni 的差異極大。

參 考 文 獻

1. 李榮謙：「公共投資與排擠效果——臺灣之實證分析」，國立政治大學財政研究所碩士論文，民國七十二年，六月，臺北。
2. 徐偉初：「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」，國立政治大學學報，第五十期，民國七十三年十二月，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. 黃明聖：「政府預算限制式與融資效果」，國立政治大學財政研究所碩士論文，民國七十四年六月。
5. M. Beck (1976), "The Expanding Public Sector: Some Contrary Evidence" *National Tax Journal*, pp. 15-216. M. Beck (1979), "Public Sector Growth: A Real Perspective" *Public Finance*, pp. 313-355.
7. M. Beck (1981), *Government Spending: Trends and Issues*, New York: Praeger.
8. R.L. Baseman (1963), "The Causal Interpretation of Non-triangular Systems of Economic Relations." *Econometrica*, pp. 439-448.
9. W.J. Baumol (1967), "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis" *American Economic Review*, pp. 415-426.
10. J. Buchanan (1968), *The Demand and Supply of Public Goods*, Chicago: Rand McNally.
11. J.R. Hicks (1979), *Causality in Economics*, New York: Basic Books.
12. C. Hsiao (1979), "Causality Tests in Econometrics." *Journal of Economic Dynamics and Control*, pp. 321-346.
13. F. Gould (1983), "The Development of Public Expenditures in Western, Industrialized Countries: A Comparative Analysis." *Public Finance*, pp. 38-69.
14. C.W.J. Granger (1980), "Testing for Causality: A Personal Viewpoint." *Journal of Economic Dynamics and Control*, pp. 329-352.
15. J. Johnston (1984), *Econometric Methods*, New York: McGraw Hill, 3rd edition.
16. J. Durbin (1970), "Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression When Some of the Regressors Are Lagged Dependent Variables," *Econometrica*, pp. 410-421.
17. L.R. Klein and R.M. Young (1980), *An Introduction to Econometric Forecasting and Forecasting Models*, Amsterdam: North-Holland.
18. W.A. Niskanen (1971), *Bureaucracy and Representative Government*, Chicago: Aldine Publishing Company.
19. A.T. Peacock (1979), "Approaches to the Analysis of Public Expenditure Growth." *Public Finance Quarterly*, pp. 3-23.
20. A.T. Peacock and J. Wiseman (1967), *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom, 1890-1955*, London: Allen & Unwin, 2nd edition.
21. J.E. Pluta (1979), "Wagner's Law, Public Sector Patterns, and Growth of Public Enterprises in Taiwan" *Public Finance Quarterly*, pp. 25-46.
22. H. Simon (1953), "Causal Ordering and Identifiability." in W.C. Hord and T.C. Koopmans, eds., *Studies in Econometric Methods*, New York: John Wiley & Sons, pp. 49-74.
23. C. Sims (1972), "Money, Income and Causality." *American Economic Review*, pp. 540-552.

24. B. Singh and B.S. Sahni (1984), "Causality between Public Expenditure and National Income." *Review of Economics and Statistics*, pp. 630-644.
25. R.H. Strotz and H.O.A. Wold, "Recursive vs Nonrecursive Systems: An Attempt at Synthesis." *Econometrica*, pp. 417-427.
26. J.F.J. Toye (1981), *Public Expenditures and Indian Development Policy, 1960-1976*, Cambridge: Cambridge University Press.
27. A. Wagner (1890), *Finanzwissenschaft*, Leipzig: C.F. Winter.
28. D. Williams, C.A.E. Goodhart and D.H. Gowland (1976), "Money, Income, and Causality: The U.K. Experience." *American Economic Review*, pp. 417-423.
29. A. Zellner (1978), "Causality and Econometrics" Papers presented at a joint University of Rochester-Carnegie Mellon University Conference.