

公共支出、公共收入及國民所得： 因果關係之驗證

徐 偉 初*

(作者為本校財政所專任副教授)

摘 要

本文以預算制度上「量入為出」及「量出為入」的爭議為研究中心，討論政府財政支出及稅賦收入的因果方向，以計量經濟學中 Granger-Sims 的因果關係檢定法則為基本工具，探討我國過去三十年來，政府的支出面和收入面兩者之間的因果影響情形。從實證結果可知，稅入增加是引起公共支出水準成長的前因，因此要求政府擴大支出水準，必須先有租稅收入上升的先決條件。本文並曾嘗試建立一個包括所得，公共支出及公共收入的三變數因果模型，在國民所得為外生的假設下，收入與支出的因果型態並無變動，再度肯定 Sims 認為兩變數模型已充份的臆說。

一、前 言

經濟變數之間因果關係的檢定法則首先由 C.W.J. Granger 於1969年 (Granger 1969) 提出，直到現在，經濟學者之間對 Granger 的定義及檢定方式，仍有許多爭議(註一) 不過，以實證研究者的立場而言，經濟變數之間的因果關係往往因為缺乏先驗理論而難以確定，又或者有互相排斥的理論假設，使變數與變數之間的因果關係因模型而異，增加實證工作的困擾。因此，Granger 的定義雖然完全以實際資料本身所透露的情報作為因果關係的檢定基礎，可能忽視了經濟理論的根據，因而使檢定結果脫離理論架構，成為單純統計技術的產物。

* 作者感謝評審人所提意見，部份內容已經調整

不過，以目前的研究趨勢來看，實證工作者都有一個基本了解：因果關係檢定是補充先驗理論不足的一種可用工具，而非藉這種迴歸估計及假設檢定的方法來取代理論建構的發展。所以，自 Granger 發表了對因果關係檢定的實證法則後，據此所作的研究中（其中尤以研究物價和貨幣供給的關係之文獻最多），仍然為經濟理論推測結果的實證檢討，而非純粹的統計關係的檢定。

C. Sims 於 1972 (Sims, 1972) 年提出另一種類似的因果關係檢定方式，並根據他自己的模型探究美國貨幣供給與國民所得的外生性 (exogeneity) 的爭論；此後，研究各種變數之間因果關係的文獻便愈來愈多，除貨幣與所得的關係外 (Lee and Li, 1983; 1985); Sims, 1972; Williams, Goodhart, Gowland, 1976; Cuddington, 1981; 其次如工資與物價 (Mehra, 1977; Boehm 1984)，及國民所得與公共支出 (Sahni and Singh, 1984; Singh and Sahni, 1984) 等，均漸次出現。雖然 Granger-Sims 的迴歸分析法曾引起不少的批評 (註二)，大部份研究皆以二人所提出的傳統迴歸法來進行。

國內因果關係探討的研究並不太多，主要仍集中在貨幣供給，所得及物價等變數的探討上，如劉鶯釧 (1983) 研究貨幣與所得，滑明曙 (1984) 研究貨幣與國際收支，簡濟民 (1985) 探討貨幣，物價及國際收支，楊雅惠 (1986) 討論貨幣，利率與物價，吳惠林 (1986) 有關製造業貨幣工資及消費者物價等。孫克難 (1985) 及徐偉初 (1986) 則選擇公共支出與國民所得作為研究對象，以澄清華格納法則或凱恩斯學派中財政政策主義者的爭論，這種以政府部門的支出為研究對象的嘗試，在國內尚屬首創，甚至在國外文獻中亦僅發現印度及加拿大兩個個案研究。本文即繼續這種新的研究方向，考慮政府部門租稅收入和公共支出的關係，以 Granger-Sims 的檢定法則，驗證這兩項不同的政府規模的衡量指標是否具備一定的因果方向。

租稅收入與公共支出雖為政府預算之一體兩面，然而在釐定各項收入或支出的撥款時，其政策過程卻有相當大的差異。稅基的定義，稅率的訂定及各項排除扣除項目等，通常都有較長時期的有效性，政府主管部門沒有必要也不常會更動現行稅制中的各種規定；而另一方面，在處理公共支出上，除了人事經費及其他自動支出項目外，公共支出水準，各項支出的比例等都以會計或財政年度為基礎，逐年評估及預測。在釐定公共支出水準時，究竟是採取

「量入為出」的政策，以租稅收入的預估為最重要的考量指標；又抑或以既定的公共支出計劃所需財源為根本，再謀求改革稅制，以變更稅率、稅基，甚至增加或減少如投資抵減等稅式支出水準來籌措財源，以支應支出所需，而採取所謂「量出為入」的政策。這個問題，不論是研究預算制度的學者，主管預算編製的有關官員，審核及批准預算案的國會議員或立法人員，都有相當的興趣（註三）。

在理論上，似乎並無具有充足說服力的先驗假設可以明白指出上述爭論的答案，因此，公共支出與租稅收入之間的因果關係就是應用 Granger-Sims 檢定法則的一個理想例子（註四）。本文即希望透過嚴謹的統計及估計過程，澄清兩者之間的關連關係，確立可能存在的因果方向及型態，以作為解釋政府成長的基本論據。

另一方面，財政學有名的「華格納法則」以研究政府支出與國民所得兩變數的關係為重點，而現代稅制的結構使所得水準成為解釋租稅收入的最有力變數（註五）。兩者都指向國民所得與政府支出及收入密不可分的關係，因此，除探討政府預算中的收入及支出面的因果方向外，本文亦將嘗試加入國民所得的因素，以三變數的因果模型，作進一步的研究。

有關本文結構方面，由於國內公共支出成長及租稅收入預估的文獻日益增加，而視租稅收入和國民所得為內生變數的總體模型的建立也有相當的日子，因此在本文第二節中主要在簡單介紹 Granger 及 Sims 對因果關係的界定及估計檢定過程，有關公共支出、收入及國民所得的關係，不復冗長的敘述。第三節介紹本文所取資料的定義及處理過程，迴歸式的設定，及估計檢定方法等技術上的問題。

Granger 檢定的結果列於第四節，據 Sims 的檢定法則所得結果亦報告於此節內，作為檢定 Granger 檢定效力的依據。本文先估計及檢定一個兩變數的模型，再加入國民所得而成三變數模型，以求檢定結論更具效力。所有實證結果都列於第四節中。最後一節為本文結語，並對估計結果作一檢討。

二、Granger-Sims 因果關係的界定及檢定形式^{（註六）}

Granger-Sims 對經濟變數之間的因果關係乃根據統計理論上預測能力增量的準則（incremental predictability criterion）而發展出來。雖然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妥切定義卻有相當歧異的見解。以實證的觀點來說，Granger 根據經濟變數（此處專指時間序列資料）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所得的結論，先天上已有偏誤的缺失。最常見的例子是總體理論上的貨幣供給與國民所得、物價與工資、國民所得與公共支出；個體理論中的銷售額與促銷費用。傳統的研究方法都假定上述變數之中的一項是影響另一項的參數（或者可視為外生），根據這個先驗假設，再以演繹的方法導出理論預期，然後用統計方法，從實際觀察所得的情報中，測試預期是否成立。這種為 Milton Friedman 所歸納出來的實證經濟學方法論，似乎已為大部分經濟學者所共守。然而，假設先驗假設錯誤的話（錯誤而非簡化，例如扭曲或倒轉變數之間的因果方向並非簡化的假設），實證結果便缺乏檢定的意義，更無從判斷理論的有效性了。因此 Granger 首先提出一個可以不受先驗假設影響的研究方法，以統計上或機率上的性質，先界定變數（兩個或多變數）之間的因果關係，作為建立模型，推展理論的立足點。

首先介紹因果關係的公理：

公理：(Granger, 1980)

過去與現在可能為將來的成因，而將來則不可能為過去的成因。

由上述公理可知 Granger 的因果概念與 1.時間流量；及 2.預測能力有關。

此公理最基本的解釋是因果關係的了解可以使對將來的預測能力提高。因此，「變數 X 為變數 Y 的前因；變數 Y 為變數 X 的後果」此一敘述的意義即為：「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 有較佳的預測能力」（註七）。因此，可正式定義因果關係為：

定義 1：（因果關係）

設 $\text{Prab}(Y_{t+1} \in A | \Omega) \neq \text{Prab}(Y_{t+1} \in A | \Omega - \tilde{X}_t)$

而 A 為一有定義集合， \tilde{X}_t 為 $(X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-i}, \dots)$

即 X_t 以前的所有過去值，而 $t+1$ 為當期

則 X 為 Y 的前因。

公共支出、公共收入及國民所得：因果關係之驗證

在此定義中， Y_t 及 X_t 均為隨機數列，註標 t 表時間，而 Ω 則為上文中所謂所有有關情報的集合（包括 \tilde{X}_t ），而 A 為隨機事件結果集合（outcome set）的一個有定義子集合。

在操作上，根據判斷預測能力的最低均方預測誤差（minimum mean squared prediction error）的評估準則，可得以下定義：

定義 2：（嚴格因果關係）

設 $\sigma^2(Y_{t+1}|\Omega) < \sigma^2(Y_{t+1}|\Omega - \tilde{X}_t)$ ，則 X 為 Y 的前因。

上述定義即說明以預測均方差的標準來說，使用包括 \tilde{X}_t 之情報比使用不包括 X 過去值之情報能更有效（efficient）的預測 Y 的話，則 X 為 Y 的前因，可記作 $X \rightarrow Y$ 。定義中的 $\sigma^2(Y_{t+1}|\Omega_t)$ 及 $\sigma^2(Y_{t+1}|\Omega_t - \tilde{X}_t)$ 為預測均方差。

定義 3：（存在因果關係）（註八）

設 $\sigma^2(Y_{t+1}|\Omega) < \sigma^2(Y_{t+1}|\Omega - \tilde{X}_{t+1})$ ，

則 X 對 Y 存在因果關係。

定義 4：（回饋因果關係）

設 $\sigma^2(Y_{t+1}|\Omega) < \sigma^2(Y_{t+1}|\Omega - \tilde{X}_t)$ 及

$$\sigma^2(X_{t+1}|\Omega) < \sigma^2(X_{t+1}|\Omega - \tilde{Y}_t),$$

則回饋關係成立，可記作 $X \longleftrightarrow Y$ 。

以總體模型的觀點來看，變數間互為因果的回饋（feedback）模型是最可能出現的現象。只要有足夠長度的觀察期間，使情報能充分流轉，因果反應充分反映的話，在時間序列資料的估計中，因果關係通常是個實證上的問題。

在實證檢定上，定義 2，3，4 都指向針對 X ， Y 兩變數的解釋及預測能力上。Granger 所建議的一般估計模型為

$$(1) \quad Y_t = \beta_0 + \sum_{j=0}^m \alpha_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^n \beta_i Y_{t-i} + U_t, \text{ 及}$$

$$(2) \quad X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=0}^n \delta_j Y_{t-j} + V_t, \quad t=1, 2, \dots, T$$

U_t 及 V_t 為兩項互不相關的白雜訊序列，亦即 $E(U_t V_t) = 0$ 及 $E(U_t U_{t-i}) = E(V_t V_{t-i}) = 0$
 $\forall i \neq 0$

根據(1)，(2)兩式的估計，可得下列各種結論 (註九)

1. 假設 $\delta = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_m)$ 非顯著異於零，則 X 非為 Y 的嚴格前因 (X is said not to strictly cause Y)。
2. 假設 (δ_0, δ) 非顯著異於零，則 X 不為 Y 的存在前因 (X is said not to cause Y at all)。
3. 假設 (δ_0, δ) 顯著異於零，而 δ 非顯著異於零，則 X 為 Y 的即期前因。
4. 同理， Y 對 X 的因果關係亦可據 1, 2, 3 而導出。

上述敘述中有關各係數顯著度的檢定統計量稱為 Wald 統計量。此統計量乃計算在沒有限制及有限制條件下迴歸所得之平方誤差和所增加的百分比與樣本數的乘積。此一統計量為一自由度為所受限制方程式數目的 χ^2 分配。舉例來說，若(1)式中的 m, n 為已知，且 V_t 為白雜訊，則以普通最小平方法 (OLS) 估計(1)式 (不受任何限制) 可得殘差平方和 $(e' e)$ ；倘若設 $\delta_3 = \delta_4 = \dots = \delta_m = 0$ ，並以此 $(m-3)$ 個線性限制加入(1)式的估計中，則可得 $e'_* e_*$ ，且 $e'_* e_* > e' e$ ，而

$$W = \left(\frac{e'_* e_* - e' e}{e' e} \right) \cdot N, \text{ 而 } N \text{ 為樣本數，且 } W \sim \chi^2_{m-3} \text{。 (註一〇)}$$

Sims 所建議的一般估計式為 (檢定 $X \rightarrow Y$)

$$(3) \text{ 不受限模型 } X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=0}^n \theta_j Y_{t-j} + \sum_{l=1}^n \psi_l Y_{t+l} + U_t$$

$$(4) \text{ 受限模型 } X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=0}^n \theta_j Y_{t-j} + U_t,$$

若 $\psi = (\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_m)$ 為顯著異於零，則 Y 的未來值有助於預測 X 的當期值，表示 $X \rightarrow Y$ ， X 為 Y 的前因。反過來說，若 ψ 非顯著於零，則非 $(X \rightarrow Y)$ 。另一方面， $Y \rightarrow X$ 的檢定亦可據此進行。

本文將以 R 及 E (公共收入及公共支出) 作為主要的研究重點，以 Granger 檢定兩者

的因果關係，再以 Sims 的檢定方法來檢查 Granger 檢定的效力。

三、資料及估計方法

本文以中華民國臺灣地區的政府稅賦收入，公共支出水準與國民所得作為探討因果關係的對象。所有變數均以會計（財政）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74會計年度為止，共有三十一年度的資料(註一)。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，公共支出水準應為有計劃的調節撥款，而不應有波動循環的表現。其次，除財政收入發生嚴重短缺，及外在經濟情形發生劇烈變化外(註二)，公共預算支出亦應按計劃進行，在短期內（例如以月資料或季資料估計）與國民所得及財政收入的關係並不顯著。而三者之間的反應和影響可能就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，導致估計迴歸式各檢定統計量（如 F 統計量）的自由度偏低，則是一個缺點(註三)。

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 GDP 作為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，各項分類支出的總數）；財政部統計處出版的賦稅統計年報（包括稅捐收入及公賣利益在內的稅賦收入）。由於行政院主計處發佈的有關國民所得資料，民國五十年度以前只有曆年制的資料，自五十一會計年度起才併列會計年度資料，因此，五十會計年度以前的資料，能夠取得季資料的，以季資料加總求得。當然，另一辦法為只取五十一會計年度以後的資料處理，不過，觀察值過小，再加上上一節所述迴歸估計的特性（包括 $n + m + 1$ 個估計參數），取樣數目偏低，對估計結果的影響可能較資料換算上的偏誤更大。

在實際估計過程中，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為公共支出的操作定義，以研究我國的政府部門的規模變動（以支出面來衡量）與稅賦收入及所得成長的關係；其次是把公共支出分為耗源性（exhaustive expenditure）及非耗源性支出。前者包括如一般政務，國防外交，教育科學文化，衛生保健，經建及交通支出等項目

，都是以政府為支出數目如何分配的最終決算單位，而由政府直接對財貨及勞務促成需求。這一部份，又稱為政府的消費性支出。而後者則指各種社會福利支出，公債償款及債息支出，對公營及國營事業的投資支出等，在支付的過程中，政府的主要角色只為定額款項所有權的移轉，而未直接涉入此際支出在購買各種財貨勞務時的決策，故稱為政府的移轉性支付。

在考慮財政收入與支出的關係時，上述分類有特殊的意義。M. Beck (1976, 1981) 在他所研究的十三個工業化國家公共支出成長的案例中，發現移轉性支出的超比例成長才是政府支出成長較所得成長為高的原因。事實上，以實質支出份額的變動情形來說，Beck 指出若干國家的政府消費支出佔國民所得的比率不漲反跌；徐偉初 (1984) 針對我國情形所作的研究中，也發現類似的現象。本文既在探討租稅收入與政府支出的關係，則按同一分類標準以分別研究兩種不同性質的支出與收入的可能因果方向，對研究主題的了解，應有較大助益。

最後，Beck (1976; 1979; 1981) 的多項研究指出，由於公共支出所購買的財貨勞務會因支出性質相異而產生相對價格的變動，因此實質支出比率（與國民所得）事實上與名目支出比例有不同的成長趨勢。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更有意義的分析。同樣的論點可應用在本文研究的主題上，故此，各變數除取其名目值估算外，並予適當平減，以求其實質關係。

有關價格平減指數的選擇上，實質國民所得可以以國民生產毛額平減指數來處理。然而，在計算實質公共支出時政府消費支出平減價格指數卻不見得是一個理想的工具(註一四)。因此，計算政府消費支出及移轉性支出的實質數值時，本文沿用徐偉初 (1984) 所用的辦法，分別以政府消費支出及民間消費支出價格平減指數處理，再加總兩項實質數值而得實質支出淨額，並比較名目支出淨額及實質支出淨額，而得政府支出價格平減指數，作為稅賦收入的價格平減指數。

根據以上資料，代入本文的架構，則(1)，(2)兩式可改寫為

$$(5) \quad G_t = \beta_0 + \sum_{j=0}^m \alpha_j R_{t-j} + \sum_{i=1}^n \beta_i G_{t-i} + U_t, \text{ 及}$$

$$(6) \quad R_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_i G_{t-i} + \sum_{j=0}^m \delta_j G_{t-j} + V_t, \quad t = 1, 2, \dots, 31.$$

式中 R_t 表 t 期的稅賦收入， G_t 表 t 期的不同的支出變數。由於估計式中包括被解釋變數的落後值（過去值）為解釋變數，因此若 U_t 及 V_t 不為白雜訊系列時， OLS 估計式將不具備不偏及一致性。因此，例如 Singh and Sahni (1984)，徐偉初 (1986) 等均以相當複雜的程序，以一般最小平方法 (Generalized Least Squares) 求取使 U_t 及 V_t 白化 (prewhiten) 的濾器 (filter) 來處理。不過，Geweke, Messe and Dent (1983) 曾透過模擬分析的結果認為較簡單的程序亦可得同樣理想的結果。而 Kaen and Hachey (1983) 更提出論據，認為迴歸式中若包括被解釋變數的落後值為解釋變數，則毋須採取以濾器白化的方法亦可避免干擾項的自我相關問題。因此，本文並不採取 GLS 的估計方法，而先以一次差分 (first difference) 的方式處理資料(註一五)，再直接用 OLS ，並以 Durbin 所發展的特別統計量 (並非原來 D.W. 檢定。在(5)，(6)兩估計式中均包括落後的被解釋變數，原來 D.W. 統計量不適用。) 以檢定 U_t 及 V_t 是否具備自我相關的特性。(註一六)

當然，實際估計時， m, n 兩落後期數必須先予設定。若 m, n 太大，由於觀察值不多；無法提供有意義的估計。若 m, n 取得過小，又可能因果反應無法充份顯示。另一方面， m, n 的選擇，對檢定 U_t, V_t 是否有自我相關的結果亦有影響。經過多次測試的結果，當 $m=4, n=3$ 時，干擾項自我相關的情形最低，且均能通過 Durbin 的檢定。至於估計 Sims 的模型時，解釋變數未來值則取三期，其餘 m, n 的數目與 Granger 檢定相同。

四、實證結果

首先討論 R 與 E 的關係。實際估計的方程式為下列兩式及其受限的型式。

$$(7) \quad G_t = \beta_0 + \sum_{j=0}^4 \alpha_j R_{t-j} + \sum_{i=1}^3 \beta_i G_{t-i} + U_t, \text{ 及}$$

$$(8) \quad R_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^3 \gamma_i R_{t-i} + \sum_{j=0}^4 \delta_j G_{t-j} + V_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, 31.$$

受限迴歸方程式之設定則為(7)，(8)式中 R_{t-j} 及 G_{t-j} 之係數設定為零時所得的方程式。如上一節所述，檢定統計量為 W 統計量，為一 χ^2 分配之隨機變項。若(7)式中 $\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4$ 之限制假設被棄卻的話 (W 一值高於 χ^2 的臨界值)，則 $\sum_{j=0}^4 \alpha_j$ 的正負可顯示 R 與 G 的關係，

若 $\sum_{j=0}^4 \alpha_j > 0$ ，則 R 為 G 的存在前因，且兩者呈同方向變動關係，若 $\sum_{j=0}^4 \alpha_j < 0$ ，則兩者呈反方向變動的因果關係。同時考慮(8)式及其受限式所得的結果，若於(7)式的估計中，得 $R \rightarrow G$ ，而同樣的檢定方法，又得 $G \rightarrow R$ 的話，則兩者應為回饋因果關係，互為因果。否則，若 $H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ 被棄卻，而 $H_0: \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ 的假設可接納的話，則 $R \rightarrow G$ ，成簡單因果關係。

表一、表三、表五為 R, G 兩者因果關係檢定的估計結果，表中 $W1$ 為所有受限式中當期解釋變數之係數先設定為零所得之 W 統計值，而 $W2$ 則不加入此限制。由於計算 $W1$ 時，解釋變數中較計算 $W2$ 時少了 E_t (或 R_t) 一項，因此 OLS 殘差平方和的增加較大，所以 $W1$ 均大於 $W2$ 。

由表一所載的結果可見，據 Granger 的檢定法則，則公共支出水準受政府租稅收入的影響，而且效果相當明顯（由表一中 $\sum \alpha_j$ 的值可見）；而以實質資料計算的話，支出與收入呈雙向的回饋關係，不過，仍以租稅收入對公共支出的影響為顯著，而 $W1=3.94$ 的統計值，表示公共支出對收入僅有非常弱的因果影響。

其餘表三到表五的情形與表一所得結果相似。在大部份情形下，租稅收入對公共支出有單向的因果關係，真的呈現回饋關係的情形， G 對 R 的影響，相對之下，是遠低於另一方向

表一：Granger 檢定：稅賦收入與支出淨額

解釋變數 落後期數	當 期 價 格						固 定 價 格					
	估 計 式(7)			估 計 式(8)			估 計 式(7)			估 計 式(8)		
	W_1	W_2	$\sum \alpha_j$	W_1	W_2	$\sum \delta_j$	W_1	W_2	$\sum \alpha_j$	W_1	W_2	$\sum \delta_j$
1	3.07	0.82	.110	39.12*	36.30*	.489	3.94*	.99	.084	39.14*	36.17*	.432
2	3.45	0.99	.230	48.32*	43.57*	.737	4.12	1.23	.132	44.51*	43.22*	.511
3	6.07	4.85	.245	51.44*	48.32*	.824	5.66	1.74	.152	57.89*	51.32*	.549
4	7.14	5.60	.357	70.17*	65.18*	1.245	6.70	2.14	.166	69.15*	66.17*	.978
結 論	$R \rightarrow E$						$R \leftarrow E$					

註：* 表示於顯著水準 5% 下，推翻虛無假設，以下各表相同。

公共支出、公共收入及國民所得：因果關係之驗證

表二：Sims 檢定：稅賦收入與支出淨額

解釋變數 未來期數	當 期 價 格				固 定 價 格			
	估 計 式(9)		估 計 式(10)		估 計 式(9)		估 計 式(10)	
	W	$\Sigma\psi_j$	W	$\Sigma\psi_j'$	W	$\Sigma\psi_j$	W	$\Sigma\psi_j'$
1	5.73*	.201	18.49*	.434	4.21	.192	24.39*	.447
2	5.62	.214	40.10*	.564	4.24	.200	35.64*	.528
3	7.52	.420	38.05*	.599	7.62	.314	60.12*	.637
4	8.49	.513	39.18*	.682	7.99	.428	63.55*	.681
結 論	$R \longleftrightarrow E$				$R \longrightarrow E$			

註： $\Sigma\psi_j$ 及 $\Sigma\psi_j'$ 為估計(9)、(10)兩式時，變數未來值的係數和。

的影響程度的。

因此，Granger 的檢定似乎肯定了我國預算政策主要採量入為出的精神，租稅收入的變動，會引起即期及日後公共支出的同方向調整。以過去三十一年來的資料來看，政府稅收增加是帶動支出成長的重要因素，假如這種態度沒有變動，則在減稅的壓力下，若稅收不能隨稅率調低而上升，公共支出必將隨之減少。在我國仍非為一已開發國家的現況，公共支出水準不能配合經濟發展的需要而成長，可能會造成什麼影響，必須詳加考慮。

表三：Granger 檢定：稅賦收入與政府消費支出

解釋變數 落後期數	當 期 價 格						固 定 價 格					
	(7)			(8)			(7)			(8)		
	W_1	W_2	$\Sigma\alpha_j$	W_1	W_2	$\Sigma\delta_j$	W_1	W_2	$\Sigma\alpha_j$	W_1	W_2	$\Sigma\delta_j$
1	4.03*	1.24	.210	43.17*	32.13*	.334	3.14	1.22	.188	37.24*	28.19*	.301
2	4.12	1.48	.309	48.66*	39.24*	.417	4.20	2.71	.202	39.38*	29.27*	.442
3	6.41	3.43	.400	59.78*	50.14*	.802	5.94	3.48	.323	48.97*	43.49*	.843
4	6.42	3.49	.407	63.47*	62.19*	1.012	6.14	4.19	.401	88.11*	69.74	1.04
結 論	$R \longleftrightarrow E$						$R \longrightarrow E$					

表四：Sims 檢定：稅賦收入與政府消費支出

解釋變數 未來期數	當 期 價 格				固 定 價 格			
	(9)		(10)		(9)		(10)	
	W	$\Sigma\psi_e$	W	$\Sigma\psi_e'$	W	$\Sigma\psi_e$	W	$\Sigma\psi_e'$
1	3.43	.097	22.37*	.694	1.97	.123	34.42*	.343
2	8.12*	.184	25.42*	.713	3.42	.301	48.74*	.432
3	8.76*	.435	33.94*	.884	5.24	.398	58.99*	.713
4	6.69	.531	48.19*	.913	5.99	.437	78.14*	.919
結 論	$R \longleftrightarrow E$				$R \longrightarrow E$			

表二、四、六是應用 Sims 的檢定法則對同樣的資料所作檢定的結果。Sims 的因果關係檢定迴歸式為

$$(9) \text{ 不受限模型 } R_t = \gamma + \sum_{i=1}^3 \eta_i R_{t-i} + \sum_{j=0}^4 \theta_j G_{t-j} + \sum_{l=1}^L \psi_l G_{t+l} + U_t$$

$$\text{受限模型 } \psi_l = 0, l = 1, 2, 3, 4, L = 1, 2, 3, 4$$

$$(10) \text{ 不受限模型 } G_t = \phi + \sum_{i=1}^3 \mu_i G_{t-i} + \sum_{j=0}^4 K_j R_{t-j} + \sum_{l=1}^L \psi'_l R_{t+l} + V_t, L = 1, 2, 3, 4 \circ$$

$$\text{受限模型 } \psi'_l = 0, l = 1, 2, 3, 4 \circ$$

表五：Granger 檢定：稅賦收入與政府移轉性支付

解釋變數 落後期數	當 期 價 格						固 定 價 格					
	(7)			(8)			(7)			(8)		
	W_1	W_2	$\Sigma\alpha_j$	W_1	W_2	$\Sigma\delta_j$	W_1	W_2	$\Sigma\alpha_j$	W_1	W_2	$\Sigma\delta_j$
1	1.37	0.24	.121	6.78*	5.15*	.254	.99	.78	.041	3.45	2.45	.124
2	3.28	1.49	.123	8.92*	7.24*	.378	1.38	.98	.100	4.37	3.24	.226
3	4.56	1.68	.125	10.17*	8.98*	.463	2.43	1.37	.111	8.74*	6.99*	.246
4	5.07	2.09	.211	22.39*	18.73*	.814	3.46	1.92	.121	9.42*	7.21*	.813
結 論	$R \longrightarrow E$						$R \longrightarrow E$					

表六：Sims 檢定：稅賦收入與政府移轉性支付

解釋變數 未來期數	當 期 價 格				固 定 價 格			
	(9)		(10)		(9)		(10)	
	W	$\Sigma\psi_e$	W	$\Sigma\psi_{e'}$	W	$\Sigma\psi_e$	W	$\Sigma\psi_{e'}$
1	3.52	.224	88.14*	.404	2.41	.135	31.42*	.314
2	4.71	.313	98.19*	.717	2.49	.150	33.79*	.528
3	4.98	.394	99.24*	.725	3.82	.207	44.28*	.878
4	5.31	.397	100.17*	.935	4.14	.319	53.90*	.969
結 論	$R \rightarrow E$				$R \rightarrow E$			

Sims 的基本假設為欲檢定 $R \rightarrow G$ ，則可估計(9)式中兩個迴歸式，若 G_{t+i} 對 R_t 的預測能力有顯著（統計上）助益的話，則 $R \rightarrow G$ 。估計的結果列於表二、四、六中。Granger 與 Sims 所得結論幾乎完全一致， G 可能對 R 有非常弱的雙方關係，不過，主要的支配力量仍來自 R 的一方。這一點，由 Granger 檢定中 $\Sigma\delta_j$ 在所有情形下均大於 $\Sigma\alpha_j$ 又得到更有力的證明。

然而，以上分析仍以 G 及 R 兩變數之間的因果關係為唯一討論的事項。理論上， G 與 R 都可能受其他總體經濟的情形變動而受影響，因此本研究中採取 Blackley (1986) 的作法，加入 GDP 作為第三個變數，再探討 R ， G 之間的因果關係。然而，公共支出與國民所得，租稅收入與國民所得之間，又各自可以以一對一的方式分析其因果情形，相當耗費時間（註一七）。為突出租稅收入與支出的關係，本文設國民所得（ Y ）本身不受 G 及 R 的影響，因果方向為 $Y \rightarrow R$ ，及 $Y \rightarrow G$ ，而建立 Granger 型的迴歸式為

$$(11) \quad G_t = \beta_0 + \sum_{j=0}^4 \alpha_j R_{t-j} + \sum_{i=1}^3 \beta_i G_{t-i} + \sum_{j=0}^4 \gamma_j Y_{t-j} + U_t, \text{ 及}$$

$$(12) \quad R_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^3 \delta_i R_{t-i} + \sum_{j=0}^4 \eta_j G_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \mu_j Y_{t-j} + V_t \circ$$

估計結果列於表七。非常明顯，租稅收入變動領先公共支出水準變動的結論仍然無誤。因此

表七：Granger 檢定：租稅收入、支出淨額及國民所得

解釋變數 落後期數	當 期					價 格				
	(1)					(2)				
	$W(R, Y)$	$W(R)$	$W(Y)$	$\Sigma \alpha_j$	Σr_j	$W(E, Y)$	$W(E)$	$W(Y)$	$\Sigma \eta_j$	$\Sigma \mu_j$
1	15.67*	3.20	2.81	.148	.201	3.24	2.02	.47	.094	.108
2	18.97*	3.14	2.45	.159	.212	3.41	2.17	.98	.101	.119
3	23.49*	4.50	3.01	.477	.302	4.00	2.94	1.33	.132	.130
4	78.14*	4.56	3.68	.581	.302	4.13	3.02	1.36	.133	.197
結 論	$R \rightarrow E$									
	固 定					價 格				
1	9.48*	4.18*	3.44	.139	.200	.48	.21	.42	.103	.098
2	19.53*	5.17	3.56	.148	.200	1.39	1.00	.99	.104	.138
3	22.47*	6.20	4.26	.336	.321	1.62	1.38	.18	.152	.156
4	29.18*	8.39	5.91	.820	.339	1.77	3.63	2.71	.178	.277
結 論	$R \rightarrow E$									

註：表中所有 W 統計值為 W_1 統計值。

在考慮加入第三個變數時，對載於表一到表六的結果並無太大的影響。 R 與 G 的因果方向保持一貫的穩定(註一八)。至於國民所得，公共支出及租稅收入三個變數之間的影响及調整過程，就非本文所要探討的問題了。

五、結 語

歸納上述分析，本文所得結論十分確定，在公共支出與財政收入的因果關係中，租稅收入的變動是帶動公共支出變動的前因。當然，Granger-Sims 的檢定法則自始即以探討統計上的因果方向，亦即所謂領先——落後 (leads and lags) 的型態為重點，與經濟理論中的所謂選擇變項 (Choice variables) 及參數 (Parameters) 有不一樣的含義。然而，從分析

預算變動或者是更直接的研究政府規模成長的課題時，本文所得到的結果有相當的啓示。就我國過去三十多年的實際資料來看，政府課稅能力增加，稅收上升才是能提高公共支出水準，提供更多、更廣泛的公共財貨及勞務的重要決定因素。因此，假設這種因果關係繼續存在，則在要求政府部門在不同的經濟發展階段，藉擴大公共支出或公共投資，以達成政策目標時，租稅收入先能增加才是公共部門決策者所最重視的問題。我國經濟發展正在轉型期內，一方面有要求政府進行更多的社會基層設施投資計劃，一方面又有催促政府廣泛實施醫療，失業保險及其他福利計劃，根據以往的情形，政府必須有稅收漸感充裕的實際經驗，才會逐漸推動這些擴大公共支出水準的「迫切」計劃。

本研究最後曾嘗試建立一個變數的因果關係模型，不過，仍有相當的缺點。因此，最後以所得為因果鏈中的外生變數來處理，這一點顯然與凱恩斯學派的看法有相當大的歧視。不過，就所得到的結論來看，加入所得變項，並不影響支出與收入的測定因果方向，再一次支持兩變數模型的適用性。況且，多變數因果關係的模型，仍在發展的初期，爭議的地方更多。建立一個正統的多變數因果模型來探討三者（或加入其他變數同時考慮）的關係，就有待日後再進一步研究了。

附 註

- 註 一：經濟學家研究因果關係的定義及內涵，Hicks (1979) 的著作提供了相當理論性的探討。至於 Granger 有關因果關係的看法，主要歸納在 Granger (1980) 的文獻內。
- 註 二：Lütkepohl (1982) 認為 Granger-Sims 的兩變數模型使原本的因果關係可能因遺漏另一主要變數的原因而「消失」，而 Feige and Pearce (1979) 則認為 Granger-Sims 的檢定方法使因果關係成為隨意 (casual) 的關連。除了估計迴歸式時會碰到如落後期數的選擇，濾器 (Filter) 的估計及多重線性重合的問題外，兩變數模型的最大缺點仍在不能檢定多個變數的因果關係。有關這一點，Sims (1980) 指出多變數因果關係檢的技術仍待發展，本身問題甚多。
- 註 三：有關我國中央政府年度預算的編列及執行的規定及相關程序，請參閱黃瑞松，張哲琛(1986)。
- 註 四：在現代所謂租稅國家中，政府的經常性收入當以租稅收入為主，規費收入為次，而預算赤字則以增發內、外債及貨幣來融通。這種情形，在我國可能需要稍加調整。我國政府預算的非稅賦收入，其中尤以公營事業繳庫盈餘為最大宗，比較如美國等工業化國家高出甚多。
- 註 五：「華格納法則」的研究，徐偉初 (1984) 提供了相當詳細的文獻回顧。各種不同的操作形式及其可能存在的缺點，在該文中都有敘述。至於以我國稅收預測為研究對象的報告，凌忠嫻 (1984) 的論文中有最近的文獻探討。這篇論文中亦為我國各主要稅收建立了一個預測的迴歸模型。
- 註 六：本節內容主要根據本文作者較早時發表的一篇研究報告 (徐偉初, 1986) 而改寫。更詳細的

說明，請參閱該文。

- 註七：此處所舉例子應指因果關係的嚴格 (Strict) 定義。亦即 X 於 $t-i$ 時的發生或不發生， $i>0$ ，對 Y_t 的發生或不發生有影響。而因果關係的存在 (at all) 定義，則包括 X_t 對 Y_t 亦有影響的即期因果關係在內。
- 註八：這種因果關係包括當期 X 對當期 Y 的預測能力有助益的所謂即期因果關係 (instantaneous causality) 在內。而據 Hsiao (1979) 引述 Caines, Granger and Newbold, Pierce and Haugh 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關連關係，無法分辨何者為因，何者為果。
- 註九：此處的檢定結論乃根據 Feige and Johannes (1981) 的定義，Singh and Sahni (1984) 有相似的結論，詳見徐偉初 (1986)。
- 註一〇：在其他地方，以 F 統計值作為檢定統計量也是常用的辦法；不過，此處用 X^2 ，則可避免干擾項有自我相關的情形時必須藉濾器 (filter) 以白化干擾項的繁瑣過程。
- 註一一：由於會計年度起迄日期的變更，我國無 48 會計年度的資料。
- 註一二：前者如年前因收入短缺而由行政院下令各所屬部會機關一律削減 5% 的經常費用。後者如第二次能源危機引起國內物價大幅上升，行政院於會計年度中期調整軍公教人員待遇以維持一定生活水準的特別措施。
- 註一三：這一點尤其是用 F 統計量來作因果檢定時特別顯著。詳細的說明及實例可參閱徐偉初 (1986)。本文的因果檢定統計量用 Wald 統計量，其自由度與樣本數無關，於處理以年度資料所得結果上，可避免這種缺點。
- 註一四：這一點，請參閱徐偉初 (1984) 及 Beck (1976; 1979; 1981) 的討論。下文中所提到的平減辦法，已漸為研究公共支出的學者所採納而沿用。
- 註一五：因此，(5)、(6) 兩式中的 R_t 實為 $R_t - R_{t-1}$ ，即稅賦收入的年度增量。以更嚴格的定義來說，(5)、(6) 兩式在檢定公共支出成長與租稅收入成果的因果關係。
- 註一六：這個統計量為 Durbin 的 h 檢定統計量之漸近相當 (asymptotically equivalent) 的統計量。請參考 Johnston (1984), p. 318。
- 註一七：前者已有如上面提到的幾篇研究，租稅與國民所得倒是另一個可以著手的方向。
- 註一八：對表七的結果，計量經濟上的問題極大。最明顯的是 Y_t 與 R_t 及 G_t 之間都有高度的相關，以 (11)、(12) 兩式的設定來作 OLS 處理，線性重合會是一個非常嚴重的問題。兩式中 Y_{t-j} 的係數偏低，可能正是線性重合的結果。

參 考 文 獻

1. 吳惠林，「臺灣製造業貨幣工資與消費者物價因果關係之研究」，中華經濟研究院經濟專論 (87)，1986。
2. 徐偉初，「華格納法則及貝克假設之實驗檢定：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，1984。
3. 徐偉初，「我國國民所得與公共支出，因果關係之實證檢定」，國立政治大學學報，第五十四期，1986。
4. 孫克難，「國民所得與政府支出間因果關係之測定」，企銀季刊，第九卷，1985。
5. 凌忠嫻，「我國賦稅收入迴歸分析之研究」，國立政治大學財政研究所碩士論文，1984。
6. 黃瑞松，張哲琛，「我國公共預算制度」，中國經濟學會，公共投資政策研討會論文集，1986。
7. 滑明曙，「臺灣的貨幣與國際收支間的因果關係」，經濟研究，第二十五期，1984。
8. 楊雅惠，「貨幣、利率與物價之因果檢定——多變數時間數列模型之運用」，中華經濟研究院經濟專論 (85)，1986。
9. 簡濟民，「貨幣、物價及國際收支之因果檢定分析」，中央銀行季刊，第七卷，1985。
10. 劉鶯釧，「論因果關係的檢定——時間數列分析法之應用」，經濟論文叢刊，第十一卷，1983。

11. M. Beck (1976), "The expanding public sector: some contrary evidence," National Tax Journal, 195-216.
12. M. Beck (1979), "Public sector growth: a real perspective," Public Finance, 313-55.
13. M. Beck (1981), Government spending: trends and issues, New York: Praeger.
14. E.A. Bessler and J.L. Kling (1984), "Money wages, consumer prices, and casuality in Australia," The Economic Record, 236-51.
15. P.R. Blackley (1986), "Casuality between revenues and expenditures and the size of the federal budget," Public Finance Quarterly, vol. 14, 139-56.
16. J. Durbin (1970), "Testing for serial correlation in least squares regression when some of the regressors are lagged dependent variables," Econometrica, 410-21.
17. E.L. Feige and M. Johannes (1981), "Testing the causal relationship between the domestic credit and reserve components of a country's monetary base," Journal of Macroeconomics, 55-76.
18. E.L. Feige and D.K. Pearce (1979), "The casual casual relationship between money and income: some caveats for time series analysis," Review of Economics and Statistics, 521-33.
19. J. Geweke, R. Messe and W. Dent (1983), "Comparing alternative tests of casuality in temporal systems," Journal of Econometrics, 161-94.
20. C.W.J. Granger (1969), "Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods," Econometrica, 424-38.
21. C.W.J. Granger (1980), "Testing for casuality: A personal viewpoint," Journal of Economic Dynamics and Control, 329-52.
22. J.R. Hicks (1979), Casualiy in Economics, New York: Basic Books.
23. C. Hsiao (1979), "Casuality tests in econometrics," Journal of Economic Dynamics and Control, 321-46.
24. J. Johnston (1984), Econometric Methods, New York: McGraw-Hill, third edition.
25. F.R. Kaen and G. A. Hachey (1983), "Eurocurrency and national money market interest rates," Journal of Money, Credit and Banking, 327-38.
26. S.Y. Lee and W.K. Li (1983), "Money, income, and prices and their lead-lag relationships in Singapore," The Singapore Economic Review, vol. 28, 73-87.
27. S.Y. Lee and W.K. Li (1985), "The lead-lag relationship of money, income, and prices in Malaysia," The Singapore Economic Review, vol. 30, 68-76.
28. H. Lütkepohl (1982), "Non-casuality due to omitted variables," Journal of Econometrics, vol. 19, 367-78.
29. Y.P. Mehra (1977), "Money wages, prices and casuality," Journal of Political Economy, vol. 85, 1227-44.
30. A.P. Peacock and J. Wiseman (1961) The Growth of Public Expenditures in the United Kingdom, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
31. C.A. Sims (1972), "Money, income, and casuality," American Economic Review, vol. 62, 540-52.
32. C.A. Sims (1980), "Comparison of interwar and postwar business cycles: monetarism reconsidered," American Economic Review, vol. 70, 250-57.
33. B.S. Sahni and B. Singh (1984), "On the casual directions between national income and government expenditure in Canada," Public Finance, vol. 39, 359-93.
34. B. Singh and B.S. Sahni (1984), "Casuality between public expenditure and national income," Review of Economics and Statistics, 630-44.

35. D. Williams, C.A.E. Goodhart and D.H. Gowland (1976), "Money, income, and casuality: the U.K. experience," American Economic Review, vol. 66, 417-23.