

財政政策與股市變動

——以因果關係與VAR模型分析的台灣實證結果

屠美亞*

摘 要

財政政策為痠疼影響經濟的重要工具，股票市場又為一般認為能迅速顯示經濟變化，本文探討兩者之間的關係，經由因果關係與VAR模型的分析，實證地顯示我國股票市場確實受財政政策的影響，而財政政策本身也可能受股市變動的影響。

壹、前 言

我國的財政政策一直維持穩健的原則，直至七十七會計年度，舉債及賒借餘額均不到GNP的5%，自七十八年度以後，陸續配合十四項及十二項建設，以及近年來的六年國建，迄八十會計年度六月底止，各級政府公債餘額為3,220億元，賒借餘額3,776億元（含都市計劃公共設施保留地徵收經費），合計佔GNP的15%，這種鉅額財政收支對我國經濟的影響成為各界普遍探討的課題。

如眾所週知的，公債對民間資金會產生所謂的排擠效果，這種效果簡單地說即政府與民間搶著借錢，在一定的資金供給量下，政府所借得的資金增加時，民間所可用的資金也就隨著減少。假使政府對資金使用的文章低過於民間的使用效率，則整個經濟社會的福利將會減少。同時利息率如果高過於成長率，公債對GNP的比例很容易逐年增加，美國景氣自1990

*作者為本校財管系副教授

年以來的經濟的持續衰退，鉅額的政府公債以及利息負擔，一直被引為造成美國經濟衰退的主因之一，也使美國政府在尋求紓解經濟衰退的經濟政策時，不敢使用任何增加公共支出或減少稅賦的措施，只得仰賴降低利率等貨幣政策。財政政策對經濟活動的重要由此可見。

股票市場是一個對經濟活動有高度敏感性的市場。依據效率市場理論，一個效率市場的價格會隨時調整，以反映有關新消息的影響。但是財政政策與股票市場之間的關係相對貨幣政策與股票市場的關係一直較不受注重。在國外：例如Spinkel（1964），Hamburger and Kochin（1972），Rozeff（1974），Tanner and Trapani（1977），Davidson and Forayen（1982），以及Sorensen（1982）等都是探討貨幣政策與股票市場的關係。這種偏好貨幣政策的研究趨勢也許肇因於1960年代貨幣主義的崛起，1970年代貨幣學派的成立，以及1980年代貨幣政策的主導。在財政政策方面，純理論早有關於財政政策與股票市場關係的探討，例如Tobin（1960），以及Blanchard（1981），都指出無論財政政策與貨幣政策對股票價格的變動都可能有的重要的影響，然而在實證方法，則至晚近才有Darrat（1988，1990）就加拿大股市研究，指出財政政策可幫助預測股票市場價格的變動。在我國，朱博湧及吳壽山（1991）也分別分析貨幣供給量、物價膨脹率、利率、匯率、生產力以及石油價格等解釋股市變動的能力，但是財政政策仍不在研究之列，理論上財政政策既然與股票市場有重要的關係，隨著我國公債數量的大幅增加，實有必要在實證上分析財政政策與股票市場的關係，此即為本文研究的目的之一，相對Darrat的實證，本文並指出Darrat的實證研究忽略了一項重要的事實，即財政政策會影響股市，但是另一方面股市也可能會影響財政政策，因此Darrat所採用單向的迴歸分析，所得結果即可能不正確，本文進一步用VAR（Vector Autoregressive）模型來判定兩者的關係。本文的結構大致如下，第二節由有關的文獻探討財政政策與股票市場的理論關係，第三節以傳統的格蘭傑因果測驗，就我國的資料作一實證分析，第四節採用VAR模型來進一步分析股市與財政政策兩者的關係，第五節試作一結果，並提出有關研究的限制與可能的發展。

貳、文獻探討

在近代的資本經濟社會體系，股票交易對投資的配置扮演重要的角色。Tobin（1969）

在其著名的金融部門一般均衡模型中，指出股票投資報酬率為實質與金融部門的重要連繫，經由將財富分為資本財、政府債券、以及貨幣三項，他顯示股票投資報酬率受財政與貨幣政策的影響，財政政策的擴張造成需求的增加，引起利率的上升，利潤的增加使股票投資報酬率增高，而利率的上升將壓低股票的價格，此兩下負力量，使得財政政策與股市報酬率的關係不定，端視何者作用力較大。

Tobin的研究雖指出財政政策與股票市場報酬率的關係，但是他未考慮到財政政策執行的落後以及股票市場之效率性，因此股價變動是在財政政策之前或是之後無法得知。Blanchard（1981）延伸IS—LM模型，墓資產價值與產出之間的交互影響，分析此兩因素如何受貨幣政策與財政政策的影響而交互反應。在動態的分析中，他指出財政政策的公佈與執行中常有相當的時間差距，在一效率的股票市場、股票報酬率隨著時間以及財政政策的好壞性而有不同的變動。當政府公佈一項擴張性財政政策，如果市場預期此政策所帶來企業利潤的增加將超過其所引起利率上升的成本增加，則股市會呈現下面的反應，反之則股市會呈現反面的反應。在政策公佈與執行之間，反面的股市變動使人私人支出減少，由於財政支出仍未變，產出將減少直至該財政政策開始執行為止；而正面的股市反應使產出從宣佈開始即一直增加。

Shah（1984）也指出貨幣性融通的財政政策會引起股票市場報酬波動，從一個穩定狀態至另一穩定狀態、股價的波動可能採取數種不同的途徑、端視其經濟模式中的各種變數值而定。

綜合上述各文獻的研究，財政政策是引起股票市場變動的重要因素，至於股票價格受財政政策影響的變動方向則決定於該財政政策會對經濟帶來正面的效果或是徒然產生排擠效果。在一有文章的股票市場，由於股票價格隨著政策的公佈而迅速反應，股市的變動因此可作為一種政策良窳訊號。

上述的文獻都側重在財政政策對股市的影響，然而Geske & Roll（1983）指出一般在研究股票價格的變動時都將貨幣或財政政策作為股價價格變動的解釋變數，但是事實上後者也引起前者的變化，其論點如下：股票價格隨著經濟環境而變動，由於政府的主要收入來自個人及企業的所得及營業稅收，當股市隨著經濟環境變動時，個人及公司的所得也隨著同方向

變動，政府的稅收因此與股市緊密地一起變動，這時如果政府的支出不能隨著稅收的增減而作同方向的調整，則稅收的增減即反應在政府的收支餘額上，也就是政府的收支餘額與股市作同方向的變化，當股市轉好時，政府的盈餘增加，反之政府的赤字增加。基於Geske & Roll之觀點、股票市場的變動給予未來財政收支變動方向的訊息，股票市場因此成為政府財政政策擬定時重要的訊號。

參、因果分析

3.1 格蘭傑因果測驗

此一測驗可說明如下：有一時間數列 X_t 可被稱為引起另一時間數列 Y_t 變動的條件為，相對於只考慮 Y_t 之過去值，在加入 X_t 之過去值後，我們可以獲得一較小誤差的 Y_t 預期值。假設 X_t 的關係為直線地，則這種關係可表達為：

$$Y_t = \sum_{j=1}^{k_1} \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{k_2} \beta_i X_{t-i}$$

如果所得 β_i ， $i=1, \dots, k_2$ 是明顯地不同於零，則可稱 X_t 引起 Y_t 之變動，或是 X_i 對 Y_i 的預測是有助益地。

在Granger因果測驗中，一般研究或是將落後期數任意地決定為四期或八期，或是依據Almon lag來決定。這些方法失之於任意假設落後期數已知，其優點則為簡便。本研究對落後期數的決定則採用Hsiao (1982) 所建議的步驟以FPE (註一) 值來決定落後期數，方法如下：(1)將各變數先轉換，使各變數符合穩定 (Stationarity) 的條件；(2)將 Y 對其本身的過去值迴歸，過去期的落後期數由一期陸續增加至八期為止，分別計算各迴歸式的FPE，最適 Y

註一：假設所研究的模式為

$$Y_t = \sum_{j=1}^{k_1} \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^{k_2} \beta_i X_{t-i}$$

則FPE的定義為

$$FPE(k_1, k_2) = \frac{T + k_1 + k_2 + 1}{T - k_1 - k_2 - 1} \frac{SSE}{T}$$

其中 T 為樣本數，SSE (sum of squared Error) 為預測錯誤的平方和。

的落後期數為所得FPE最小者；(2)然後在已決定的Y落後期數下，再加入X值至各迴歸式，X值的落後期數也由一期陸續增加至八期為止，所得FPE最小的迴歸式即為最適模型；(3)若是解釋變數為多元時，前二步驟仍相同，在決定何一解釋變數應先加入時，依二元迴歸所計得的FPE大小排列順序，FPE值愈小者愈先加入，然後依據二元迴歸時相同的方法決定各解釋變數的最適落後期數這種步驟一直持續，直到每一個解釋變數都已考慮後為止，至於三元迴歸或是更多的迴歸也依此方法而得；(4)最後，就所獲得的模式再分別增減其落後期數，所計得FPE最小的模型，即為最適模型。

3.2 實證資料與實證結果

本研究資料取自EPS檔（存於教育部計算機中心）及主計處所發表之中華民國台灣地區國民經濟動向統計季報，取樣期間從1977年第一季至1991年第二季。股票之報酬率以台灣證券交易所之股價指標變動率為衡量標準（註二）。至於財政政策指標，如眾所週知的，實際的財政收支由於受季節變動等影響，在衡量財政政策時並不是很適當，一般採用所謂的高度就業的財政收支（High- Employed Budget Deficits），但是在台灣這種指標無法取得，另一方面這種資料也非為股票市場參與者所能取得，因此權衡得失，本研究仍以實際的財政收支來作為財政政策指標。

實證的結果可大分為三部分：第一部份是以股價投資報酬率為被解釋變數，僅考慮財政政策為解釋變數；第二部份是以股價投資報酬率為被解釋變數，考慮多元解釋，包括財政政策、貨幣供給，實質產出，匯率，通貨膨脹率等；第三部份則是以財政收支的變動餘額為被解釋變數，考慮股價變動所隱含財政收支餘額的變動。

註二：股票投資報酬率的另一定義為股票價格變動之外再加上股利，但由於股票投資報酬的變動，主要由股票價格變動的決定，因此本研究以股票價格變動率來代表股票投資報酬率。

第一部份：

所得最適模式為：

$$\begin{aligned}
 (1) DSP_t = & 0.04 + 0.70DSP_{t-1} - 0.53DSP_{t-2} + 0.57DSP_{t-3} - 0.33DSP_{t-4} \\
 & (1.41) \quad (4.52) \quad (-3.18) \quad (3.15) \quad (-1.83) \\
 & - 0.0009DF_{t-1} - 0.0018DF_{t-2} - 0.0023DF_{t-3} + 0.0006DF_{t-4} \\
 & (-0.88) \quad (-1.35) \quad (-1.44) \quad (0.35) \\
 & + 0.0042DF_{t-5} + 0.0036DF_{t-6} - 0.0047DF_{t-7} + 0.0018DF_{t-8} \\
 & (2.13) \quad (2.00) \quad (2.84) \quad (1.32) \\
 \bar{R}^2 = & .41 \quad F = 3.74 \quad FPE = 0.0275
 \end{aligned}$$

其中 DSP_{t-i} , $i=0, 1, 2, 3, 4$ 代表每季股票報酬率，在括號中的值為t值。

DF_{t-i} , $i=0, 1, \dots, 8$ 代表財政收支的變動餘額。由(1)式所得，顯示我國股票市場顯然受財政政策的影響，而且有相當的落後。

第二部份：

所得最適模式為：

$$\begin{aligned}
 (2) DSP_t = & 0.02 + 0.51DSP_{t-1} - 0.70DSP_{t-2} + 0.15DSP_{t-3} - 0.19DSP_{t-4} \\
 & (0.3) \quad (3.38) \quad (-4.41) \quad (0.83) \quad (-1.08) \\
 & - 0.0006DF_{t-1} - 0.0006DF_{t-2} + 0.0005DF_{t-3} + 0.0034DF_{t-8} \\
 & (-0.52) \quad (-0.04) \quad (0.34) \quad (1.96) \\
 & + 0.0057DF_{t-5} + 0.0002DF_{t-6} + 0.0039DF_{t-7} + 0.0032DF_{t-8} \\
 & (3.17) \quad (1.84) \quad (2.87) \quad (2.56) \\
 & - 0.17DEX_{t-1} + 0.78DEX_{t-2} - 2.19DEX_{t-3} + 1.72DEX_{t-4} \\
 & (-0.13) \quad (0.49) \quad (-1.56) \quad (1.13) \\
 & - 3.27DEX_{t-5} - 2.04DM1_{t-1} + 1.88DM1_{t-2} + 2.53DM1_{t-3} \\
 & (-2.44) \quad (-2.59) \quad (2.55) \quad (4.21) \\
 & - 2.89DGNP_{t-1} + 3.55DGNP_{t-2} + 1.52DGNP_{t-3} - 4.06DGNP_{t-4} \\
 & (2.25) \quad (2.65) \quad (1.10) \quad (-2.43) \\
 & - 6.07DGNP_{t-5} - 1.57INF_{t-1} \\
 & (-3.97) \quad (-1.82) \\
 \bar{R}^2 = & 0.67 \quad F = 4.71 \quad FPE = 0.0189
 \end{aligned}$$

其中 DEX_{t-i} , $i=1$ 為新台幣美元匯率的變動率, $DM1_{t-i}$, $i=1, 3$ 為MI的變動率, $DGNP_{t-i}$, $i=1, 3, 4, 5$ 為實質國民所得的變動率, INF_{t-i} , $i=1$ 為物價膨脹率。如果(2)式中不顯著的解釋變數去除, 以減少FPE值, 所得最適模式為

$$\begin{aligned}
 (3) DSP_t = & 0.08 + 0.41DSP_{t-1} - 0.61DSP_{t-2} + 0.0029DF_{t-4} + 0.005DF_{t-5} \\
 & (1.82) \quad (3.55) \quad (-4.83) \quad (3.06) \quad (4.16) \\
 & + 0.0026DF_{t-6} - 0.0046DF_{t-7} + 0.0039DF_{t-8} - 2.49DEX_{t-3} \\
 & (2.16) \quad (3.78) \quad (3.99) \quad (-2.33) \\
 & + 1.85DEX_{t-4} - 2.89DEX_{t-5} - 1.56DM1_{t-1} + 1.98DM1_{t-2} \\
 & (1.55) \quad (-2.52) \quad (-2.42) \quad (3.57) \\
 & + 2.51DM1_{t-3} + 2.50DGNP_{t-1} + 2.42DGNP_{t-2} - 5.05DGNP_{t-4} \\
 & (4.31) \quad (2.50) \quad (2.52) \quad (-4.49) \\
 & - 6.16DGNP_{t-5} - 1.53INF_{t-1} \\
 & (-5.28) \quad (-1.99) \\
 \bar{R}^2 = & 0.71 \quad F = 7.48 \quad FPE = 0.0148
 \end{aligned}$$

再以(3)式為基礎, 分別檢定副刊假設:

1. DSP_t 的落後期數參數值為零: $F(2, 30) = 14.49$, 在0.01顯著水準下被拒絕。
2. DF_t 的落後期數參數值為零: $F(5, 30) = 5.98$, 在0.01顯著水準下被拒絕。
3. DEX_t 的落後期數參數值為零: $F(3, 30) = 4.36$, 在0.025顯著水準下被拒絕。
4. $DM1_t$ 的落後期數參數值為零: $F(3, 30) = 9.35$, 在0.01顯著水準下被拒絕。
5. $DGNP_t$ 的落後期數參數值為零: $F(4, 30) = 5.98$, 在0.01顯著水準下被拒絕。
6. INF_t 的落後期數參數值為零: $F(1, 30) = 3.78$, 在0.01顯著水準下被拒絕。

上述結果顯示, 當加入貨幣供給, 實質產出及通貨膨脹等因素對股價變動的影響後, 政府的財政收支變動仍是影響股市的一項重要因素。

第三部份:

第一部份與第二部份所得的結果與Darrat (1988) 及 (1990) 的結果相同, 但是Darrat 的研究完全忽略股價變動對財政政策的影響, 本部份探究此關係。

以財政收支變動為將被解釋變數, 所估得最適模式為:

$$(4) DSP_t = - \begin{matrix} 7.27 \\ (-1.97) \end{matrix} - \begin{matrix} 0.81DF_{t-1} \\ (-7.13) \end{matrix} - \begin{matrix} 0.89DF_{t-2} \\ (-6.94) \end{matrix} - \begin{matrix} 0.87DF_{t-3} \\ (-7.48) \end{matrix} + \begin{matrix} 51.48DSP_{t-1} \\ (2.71) \end{matrix}$$

$$\bar{R}^2 = 0.64 \quad F = 22.32 \quad FPE = 661.9$$

由(4)顯示股票市場價格的變動也可引起財政收支未來的變動，而且其係數符合。Geske & Roll的預測，因此財政收支變動與股價變動間可能有雙向的因果關係。

肆、VAR模型分析

4.1 VAR模型

由於財政收支變動與股價變動間可能有互動的關係，第三節的單一迴歸因為不能考慮到這個問題，因此本節VAR透過模型來進一步分析此二者的關係。VAR模型的一般模式可以正式表養老金如下：

$$A(B)Y_t = U_t$$

A是K*K的多元矩陣，其中每一A本身是落後運算(Lag Operator)B的多元向量， Y_t 為K個時間數列 $\{Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{kt}\}$ 中的t期的列向量， U_t 為white noise innovation，假設K=3則上式可表達為：

$$\begin{bmatrix} A_{11}(B) & A_{12}(B) & A_{13}(B) \\ A_{21}(B) & A_{22}(B) & A_{23}(B) \\ A_{31}(B) & A_{32}(B) & A_{33}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ Y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} U_{1t} \\ U_{2t} \\ U_{3t} \end{bmatrix}$$

在VAR模型中，財政收支變動與股價變動可利用三種不同方法來檢定：

1. F值：此經由對某一被解釋變數作單一迴歸方程式而得，此種方式即相同本文第三節所採用之方式。
2. χ^2 值：分別設立未受限制的VAR模型與受限制的VAR模型，然後計算 χ^2 值如下：

$$\chi^2 = (T - C) [\ln|\Sigma_u| - \ln|\Sigma_r|]$$

式中T為觀察值數目，C為未受限制的VAR模式中，每一方程式的參數個數，此

χ^2 值的自由度為其模型中的限制個數， Σ_u 及 Σ_r 分別為未受限制與受限制模型的差異矩陣。此一方法較上一方法的優點為能將模型中各方程式的交互影響加入考慮。

3. 差異分析 (Decomposition of Variance)：分析應變數預測的差異分別是由於那些解釋變數所引起及其所佔百分比。

4.2 實證結果

本文利用時間數列軟體RATS，得到下列各實證結果（註三）：

1. F值檢定：

應變數	各解釋變數落後項的F統計量（落後期數8）	
	DSP	DF
DSP	6.07 (0.000900)*	3.86 (0.002800)*
DF	2.44 (0.000900)*	11.93 (0.002800)*

（ ）內之值為顯著水準，*表示各個F值在0.01的水準下顯著。

2. χ^2 值檢定：

因果關係（落後期數8）	X ² 值（d.f 8）	顯著水準
DF → DSP	21.60	0.006
DSP → DF	8.67	0.055

因此在0.01在顯著水準下，DF變動影響DSP的變動。

註三：VAR模型的一大缺點為效率低，因為模型中參數個數通常很多，因此本研究由於觀察值的限制，僅限於OF與DSP關係的分析，而未加入DEX，DMI，DGNP，INF等變數的分析。

3. 變異分析：

表一：應變數DSP

STEP	STAN ERR	DF(%)	DSP(%)
1	.102094	.4848783	99.5151217
2	.134930	8.3233967	91.6766033
3	.145071	19.8703392	80.1296606
4	.149243	23.6131658	76.3868342
5	.154801	28.3103474	71.6896526
6	.171220	40.7720762	59.2279238
7	.182845	39.7379052	60.2620948
8	.185955	39.7084703	60.2915297
9	.190866	37.7882093	62.2117907
10	.197122	36.6935426	63.3064574
11	.200641	37.8318630	62.1681370
12	.201172	37.8256022	62.1743978

表一顯示DSP的變異可由本身的變異解釋相當部份，但是DF的解釋能力在第6期後達到最高，以後也維持相當解釋能力。

表二：應變數DF

STEP	STAN ERR	DSP(%)	DF(%)
1	18.9066	.4848783	99.5151217
2	26.9769	2.0590645	97.9419355
3	27.1458	3.2483356	96.7516644
4	27.9725	8.2214933	91.7785067
5	32.6571	6.2736639	93.7269361
6	34.4948	8.6256137	91.3743863
7	34.7435	8.6072447	91.3927553
8	35.6856	13.3683495	86.6316505
9	38.4825	11.9022900	88.0977100
10	39.3707	13.6959347	86.3040653
11	39.9108	13.3434956	86.6565044
12	40.5166	15.7800106	84.2199894

表二顯示DF的變數絕大部份可由本身解釋，而DSP的影響一直不甚重要。

伍、結 論

在預測股市價格的變動時，財政政策的影響常為一般研究所忽略，本研究以臺灣的季資料為研究標的，分別以格蘭傑因果分析及VAR模型來探求財政支出變動對股價變動的影響。實證結果都顯示前者對後者有相當的影響力，而就股價變動對財政收支變動的影響來分析時，只有傳統的格蘭傑因果分析（亦即F值檢定）明確肯定其影響力，在 χ^2 值檢定及變異分解時，股價變動的影響力都不是很肯定，因此股市變動對財政收支變動的訊息有待進一步的研究，可能的研究方向之一是發展所謂高度就業的財政收支變數來取代本文所用的實際財政收支，另一方面也可能用其它的計量方法，如狀態空間（State Space）模型，來進一步分析。

參 考 文 獻

1. Blanchard, O. J. "Output, the Stock Market, and Interest Rates," *American Economic Review*, 71, (March 81), 132-143.
2. Darrat, A. F. "On Fiscal Policy and the stock Market." *Journal of Money, Credit and Banking*, 19, Part 1 (Aug 1988b), 353-363.
3. Darrat, A. F. "Stock Returns, Money, and Fiscal Deficits." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, (Sept 1990), 387-398.
4. Davidson, L. S. and Richard T. F. "Monetary Policy and Stock Returns: Are Stock Markets Efficient?" *Federal Reserve Bank of St. Louis, Review* 64 (March 1982), 3-12.
5. Geske, R and Roll, R, "The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation." *The Journal of Finance*, 38, (March 1983), 1-33.
6. Granger, C. W. J. "A Survey of Empirical Studies on Capital Markets," in *International Capital Markets*, E. J. Elton and M. J. Gruber, eds. New York: John Wiley and Sons, Inc. (1975).
7. Hamburger, M. J. and Kochin, C. A. "Money and Stock Price: The Channels of Influence." *Journal of Finance*, 27, (May 1972) 231-49.
8. Hsiao, C. "Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection", *Journal of Monetary Economics*, 7 (Jan 1981), 85-106.
9. Rozeff, M. S. "Money and Stock Price." *Journal Financial Economics*, 1, (1974), 245-302.

10. Shah, A. "Crowding Out, Capital Accumulation, the Stock Market, and Money-Financed Fiscal Policy," *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, Part 1 (Nov. 1984), 461-473.
11. Sorensen, Eric H. "Rational Expectations and the Impact of Money upon Stock Prices." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 17 (December 1982), 649-62.
12. Sprinkel, Beryl W. *Money and Stock Price*, Homewood, Ill: R. D. Irwin, 1964.
13. Tobin, James, "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1, (February 1969), 15-29.
14. 朱博湧與吳壽山, "台灣金融環境變遷下風險報酬之總體經濟模式初探" *科學發展月刊*, 第19卷, 第一期, 16-24。