

我國政治發展與國防支出的關係

✻黃天二

摘 要

我國自1971年退出聯合國，國內政局一度紛擾不安，但仍度過不安的歲月並創造台灣經濟奇蹟。而國防支出在政治發展中扮演何種角色，本文以Blomberg（1996）的聯立方程式為基礎，研究以台灣1971年至2008年時間數列資料，進行相關分析。檢定結果顯示，國防支出有穩定政治的效果，並以此結果建立一組我國國防支出與政治穩定VAR模型，以顯示其動態關係。

關鍵詞：國防支出，向量自我回歸模型和Granger因果關係檢定

壹、研究背景與動機

1971年10月25日，我國退出聯合國，國內政局一度紛擾不安，但仍度過不安的歲月並創造台灣經濟奇蹟。台灣四面環海，位於西太平洋第一島鏈中心，東臨太平洋，西接台灣海峽，北靠東

海，南倚巴士海峽，是東北亞重要交通樞紐戰略位置重要。對中國大陸而言，中國諸海被第一島鏈緊緊包圍，若要跨入太平洋，就必須突破第一島鏈，台灣則是其走向太平洋最便捷之處。

1987年蔣經國總統宣布解除戒嚴並頒行國安法後，國家威權逐漸瓦解，人民漸漸享有較自由的言論及民主的政治，立法院也由原來的一黨獨大漸漸走向多黨政治，讓人民有更多元的政治選擇。而在威權統治轉型民主政治的過程中所釋出的政經權力，必成為各種勢力爭相競逐角力的戰場，國內政治局勢、大陸政策與國家安全戰略的轉變；因應國際經濟的衰退，以及國內整體經濟成長下滑後，對國防預算產生的排擠效應。近年來由於國會多元導致預算審議期程延宕，進而影響我國防預算獲得與分配，由於這些政經權力將影響國家政經資源的分配，因而握有控制公共政策的政治勢力與擁有強大經濟勢力的財團間，就會發生各種不同的利益結合，也會產生競租的現象。

本文以台灣1971年至2008年時間數列資料，

進行單根檢定、共整合分析，與Granger 因果關係檢定，並建構一組我國國防支出與政治穩定VAR模型，期能找出政治穩定與國防支出間的動態關係。

貳、文獻探討

Blomberg (1996) 研究1967-1982年間透過70個國家群組資料 (Panel data) 實證研究，利用線性方程模型檢視三者關係，發現在高度穩定的政治環境可以提高經濟成長，不穩定的政治環境可能會減少投資和影響經濟發展的速度，另一方面，窮困的經濟情況可能會導致政府崩潰與政治上的不安，而非民主國家和獨裁政權增加較高的軍事支出，可以降低政變的可能性得以延續其權力，從而導致政治的穩定，而政治穩定的概率取決於軍事的能力。簡言之，政治發展會影響經濟體系的運作，相對的，經濟發展也會影響政治體系的運作。

然而我國政治發展史上並未有政變情事發生，因此，考慮台灣特有之情況，本文採用Laasko and Taagepera (1979) 國會中政黨之有效數目 (Effective Number of Parties, *ENP*) 來衡量「政治上對立的程度」來代表政治不穩定。Laasko and Taagepera (1979) 建立政治衡量指標，以西歐15個國家142國會政黨為樣本，透過國會中政黨有效數目，作為衡量政治上對立之指標，*ENP* 越大表示在國會中有影響力的政黨越多，因此也越容易造成政治上對立的情況出現，連帶也容易引起政治不穩定的情況發生，也會妨礙必要改革的

完成。「國會中政黨之有效數目 (*ENP*)」作為衡量政治不穩定指標，其模型如下：

$$ENP = \frac{1}{\sum_{i=1}^N (SH(i))^2} \quad (1)$$

$SH(i) = i$ 政黨的席次數 / 國會全部席次數。這個指標用平方的意義在於給大黨較大的權數。*ENP* 越大，表示在立法院中有影響力的政黨越多。

Seiglie (1998) 透過私人財產延續的角度檢視國防和政治的關係，從國際或國內存在可能爆發的衝突，使得部分遺贈可能不會得到繼承或延續，因為它可能因為被敵人沒收或在衝突中遺失。一個政府支出組成的成分，國防支出被認為是防止攻擊的一種形式或增加遺贈實現的可能性，增加公共債務融資支持國防支出，從而保障子孫後代遺贈的延續，進而增加儲蓄。

儘管以往國防和政治的研究，國外學者其政治不穩定使用政變發生概率作為變數，Seiglie (1998)，Gunluk-Senesen (2004)，Kollias *et al.* (2004) and Sezgin (2004) 分析政府在赤字和債務的角色 (政府預算限制下的償債能力) 為有效地分配軍事和非軍事部門之間的公共資源，這些研究其國防支出透過政府預算限制式，使政策權力作出分配政府稅收的決定。此外，這些政治經濟學文獻著重於以償債能力延續政權概念，政策當局制定政府預算限制對經濟發展和政治穩定提供保障，它決定了政府繼續執政的可能性。

然而國防預算的比例都會排擠國家的政策資源，舉凡教育、科學、文化、社會福利及公共建

設等政策的資源比例。Lebovic (2001) 研究拉丁美洲1974-1995年間，運用軍事支出與公民支出佔政府支出比例，結果發現政治的民主程度會影響軍事預算的大小，民主政治必須將人民的經濟利益與福利放在第一。Yildirim and Sezgin (2005) 透過實證分析92個國家從1987-1997年，運用民主指標、軍事負擔、政治權力與公民權力得知，民主程度與軍事支出成反向關係，民主程度越高軍事支出越少。

而國防預算亦是透過行政部門和立法部門，不斷斡旋和調節後定案，三項軍購案遭立法院程序封殺三年，由原先特別預算改列年度預算的三項軍購案終於在刪減後獲得通過¹，故國防預算和政治具有關聯性，而國會有效政黨數便成為政治不穩定的主要變數。

參、資料來源與處理

一、政治不穩定指標之設定

雖然「國會中政黨之有效數目」是作為政治對立程度衡量的一個很好的指標，但是就我國而言，由於立法委員之選舉乃三年改選一次，造

成 ENP 呈現相同的數據，但實際上，在這期間國內政治情勢仍存在不同的局勢與變化。因此，為凸顯政治不穩定之代表性，本文以Carmignani (2003) 的模型為基礎，建立 ENP 之迴歸模型，將影響政治不穩定之變數融入 ENP 中，得到一個「調整之 ENP 」更精確地反應國內政治情勢的改變，也加強了政治對立程度的代表性。而政治不穩定的迴歸模型是由政治上的變數所組成的，以下列模型利用普通最小平方法 (OLS) 來估計，計量模型設定如下：

$$ENP = \alpha + \beta X + \varepsilon \quad (2)$$

其中： ENP = 為國會中政黨的有效數目，其為政治對立程度的指標，其值越大表示國會中政黨之有效數目越多，政治不穩定之情況越容易發生。 X = 決定政治不穩定變數向量。 ε = 殘差項，假設呈常態分配，其期望值為零。

藉由(2)式之估計結果以求得「調整的國會中政黨之有效數目」，以此項變數之估計數來衡量台灣政治不穩定之情況，而表一為政治不穩定方程式中所使用之變數與定義，在政治不穩定方程式中被解釋變數為國會中政黨之有效數目 (ENP)，此為衡量政治上的對立之指標。

¹ 資料來源：自由時報，2007年6月16日。

表一 政治不穩定方程式中所使用的變數與其定義

變數名稱與代號	定義及設定	參考文獻
國會中政黨的有效數目	此為衡量政治上對立之指標，ENP 越大，表示在立法院中有影響力的政黨越多。	Laasko and Taagepera (1979)
選舉年	本文採用選舉型態為國會選舉與總統大選，為一虛擬變數，當選舉發生時為1，其餘為0。	Bussiere et al. (1999)
重大影響的抗爭示威活動	為一虛擬變數，當影響深遠之抗爭示威活動發生時，設定為1，其餘為0。	Rummel (1963)
反對黨集中程度	最大反對黨占全部反對黨之比例，其值越大表示反對黨的影響越大。	Strom (1985)
前年之政黨有效數目	考慮到國會政治情況持續性的影響，故採用之。	

上述乃是迴歸方程式中所使用之變數與其定義，將表一中變數帶入(2)式中，利用普通最小平方法（OLS）來進行估計，所得估計結果為表二所示。

迴歸估計式結果，R-squared 高達0.8342，而調整後的R-squared也有0.8141，顯示整體模型

的配適度良好，且P值具有顯著性，表示模型有效性程度高，因此可以接受此模型之設定，台灣政治情勢的確是受到模型中政治因素之影響，在融入這些變數後，ENP將更具代表性，且更能反應政治之對立與不安的情況。

表二 政治不穩定方程式之估計結果

被解釋變數：國會中政黨的有效數目（ENP） 估計方法：普通最小平方法（OLS） 樣本期間：1971- 2008年			
解釋變數	係數	t -Statistic	Prob
選舉年	-0.039025	-0.350397	0.7283
示威活動	-0.373441	-2.388034	0.0228
反對黨集中程度	0.135682	0.664976	0.5107
前年之政黨有效數目	0.850318	9.347550	0.0000
常數	0.310178	1.905387	0.0655
R-squared	0.834215	F-statistic	41.51315
Adjusted R-squared	0.814119	Prob (F-statistic)	0.000000
Durbin-Watson stat	1.869603		

根據上述迴歸方程式之結果，針對「國會中政黨的有效數目」加以重新計算，可得一「調整之國會中政黨有效數目」的估計值，此項估計值，不但保留了「政治對立程度」之指標特性，更融入了其他影響台灣政治情勢的政治性影響因素，因此使得「ENP」更具代表性，且更能充分地反應台灣政治情勢的變化，爾後本研究將採用此調整後ENP。

二、資料來源定義

本篇研究之對象為台灣，期間涵蓋自1971年至2008年止，共計38筆年時間數列。變數「國防預算占國內生產毛額之比率」定義為 $M = Mt/GDP_t$ ，單位為百分比，資料來自斯德哥爾摩國際和平研究所SIPRI (Stockholm International Peace Research Institute) 每年公布的「SIPRI Yearbook」，變數「調整後的國會中政黨有效數目」定義為ENP，示威活動資料取自立法院資料庫，選舉年與反對黨集中程度來自中央選舉委員會資料庫。

肆、研究方法

本研究將結合時間序列多項研究方法，對國防支出與政治穩定間的關係作深入的統合檢定，研究方法包括有：(1)運用Johansen (1990) 向量自我相關 (VAR) 模型，共整測試 (Cointegration test) 諸變數是否具有長期均衡關係，而對各變數穩定 (stationarity) 作單根 (unit-root) 檢定，為執行共整測試之前所必

需 (本文將採行Dickey & Fuller (1981) 之ADF單根檢定)；(2)向量自我迴歸模型進行短期互動測試；(3)採用Granger (1988) VAR模型進行Granger Causality 因果關係測試，以檢測其動態因果關係。

一、單根檢定 (Unit Root Test)

Dickey and Fuller (1981) 提出ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定法，ADF單根檢定法之迴歸式分別為下列三種類型：

(一)不含截距項及時間趨勢

$$\Delta Y_t = \rho_0 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

(二)含截距項不含時間趨勢

$$\Delta Y_t = \mu + \rho_0 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

(三)含截距項及時間趨勢

$$\Delta Y_t = \mu + \rho_0 Y_{t-1} + \eta T + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

上述迴歸式 Y_t 代表 $Y_t - Y_{t-1}$ 、 μ 代表截距、 T 代表時間趨勢、 p 代表最適落後期數、 ε_t 代表殘差項。其中檢定模式之虛無假設皆為 $H_0: \rho_0 = 0$ ，若該係數不顯著，則代表該時間數列具有單根，必須對其差分後再進行單根檢定，直到拒絕虛無假設。

至於最適落後期數的抉擇，則以Reimers (1992) 所認定之SBC (Schwarz (1978) Bayesian Information Criterion) 選取之。SBC 如下：

$$SBC(p) = N \log(SSR) + p \log N \quad (6)$$

其中 p 為參數的數量， N 表樣本大小， SSR 為

殘差平方和。

二、共整合檢定 (Cointegration Test)

本研究採取Johansen (1990) 所提出的多變量共整合分析法，建立一VAR模型並利用最大概似估計式 (Maximum Likelihood Estimation) 檢定共整合向量可能存在的個數。其模型如下：

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中 Y_t 代表 $(n \times 1)$ 的向量所組成具有聯合共變異恆定的線性隨機過程、 α_0 代表常數項、 α_i 及 β_j 代表自變數係數、 m 及 n 代表最適落後期數、 ε_t 代表殘差項。本研究以Johansen (1991) 所提出的兩種最大概似比檢定 (Likelihood Ratio Test) 來確認共整合向量的個數。

(一)軌跡檢定 (Trace Test)

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

虛無假設 $H_0: rank(\Pi) \leq r$ ，對立假設 $H_1: rank(\Pi) > r$

(二)最大特性根檢定 (Maximum Eigenvalue Test)

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

虛無假設 $H_0: rank(\Pi) = r$ ，對立假設 $H_1: rank(\Pi) = r + 1$

上式(8)及式(9)中 r 代表觀察值的個數、 p 代表共整合向量的個數、 Π 之特性根的估計值，經由軌跡檢定和最大特性根檢定，可以決定

的個數，以判斷變數間的共整合關係。

三、向量自我迴歸模型 (Vector Autoregressive Model, VAR)

向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression Model, VAR)，其主要特點在於直接從資料本身的特性為基礎，將所有關心之經濟變數視為模型的內生變數，並選取變數的最適落後期為解釋變數，使變數的落後項涵蓋所有相關訊息。其方程式如下：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Y_t 為 $(n \times 1)$ 向量所組成具有聯合共變異定態 (jointly covariance stationary) 的線性隨機過程 (linearly stochastic process)； Y_{t-1} 是由 Y_t 向量第 i 期落差期數所組成之 $(n \times 1)$ 向量； β_i 為 $(n \times n)$ 的係數矩陣；而 ε_t 為結構干擾變項 (structural disturbance) 是 $(n \times 1)$ 的一期預測誤差 (forecast error)； Σ 為 $(n \times n)$ 的共變異矩陣。

四、Granger因果關係檢定

Granger (1974) 首先提出由預測能力的角度來定義變數間之領先落後關係，使用雙因子的VAR模型來決定其變數間的因果關係。檢定式如下：

$$y_t = \sum_{i=1}^q \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i Y_{t-i} + \mu_{1t} \quad (11)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^s \lambda_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^s \delta_i Y_{t-i} + \mu_{2t} \quad (12)$$

伍、實證分析

一、單根檢定分析結果

首先，為確定取得的變數是否為定態資料，

表三 各變數之ADF 單根檢定結果表

變 數	原始變數	一階差分後	二階差分後
<i>M</i>	-2.15 (0)	-5.03*** (0)	-7.43*** (0)
<i>ENP</i>	-2.75 (0)	-5.57*** (0)	-10.40*** (0)

註：1.*、**和***分別代表10%、5%和1%的顯著水準下，拒絕有單根的虛無假設。

2. 刮號內之數字為SBC最適落階期數。

二、共整合檢定分析結果

依據之前單根檢定的結果，我們發現變數均為I(1)的序列，因此本節使用Johansen (1990) 所提出的多變量共整合分析法，以最大似法來 *M* 及 *ENP* 間是否具有長期趨勢的關係。在共整合模式中，最適落後期數的選擇，本文以SBC值找

對 *M* 及 *ENP* 分別做ADF單根檢定，首先我們先對包含時間趨勢項與常數項的模型做檢定，若時間趨勢項 t 或常數項 α 不顯時，則將不顯著的項目予以剔除，繼續估計含常數項的以及純粹隨機漫步模型，以決定最適的單根檢定估計模型。

出最適落後期數。

由表四可知，*M* 和 *ENP* 之共整合檢定結果為，Johansen的多變量共整合分析在5%的顯著水準下，均無法拒絕 $R=0$ 的虛無假設，顯示兩種變數之間並不存在任何的共整合向量，表示兩變數間不具有長期穩定的均衡關係。

表四 共整合向量個數檢定表

軌跡檢定 (Trace)				最大特性根檢定 (Maximum Eigenvalue)				
軌 跡 統計量	5% 信賴區 間臨界值	1% 信賴區 間臨界值	H0	軌 跡 統計量	5% 信賴區 間臨界值	1% 信賴區 間臨界值	H0	SBC
26.05	34.91	41.07	R 0	13.65	22.00	26.81	R 0	1
12.4	19.96	24.60	R 1	9.06	15.67	20.20	R 1	
3.34	9.24	12.97	R 2	3.34	9.24	12.97	R 2	

註：Rank代表假定的共整合向量數目。

三、向量自我回歸模型 (VAR) 分析

依據Engle and Granger (1987) 所提出 "Granger Representation Theory" 之理論，當變數之間存在共整合關係時，在觀察變數之間的關係，不能只檢驗本身與其他變數的落後值對當期變數之影響，還需考慮長期失衡之調整，即共整關係與前期誤差修正項同時存在的誤差修正模型 (Error Correction Model)。但因前一節檢定結果顯示兩種變數之間並不存在任何的共整合向量，所以本節將採用向量自我回歸模型 (VAR) 來檢定台灣政治及國防的短期互動關係。

先依SBC準則來決定向量自我回歸模型之最適落後期數 (結果為1期)，再依據所選取的期數來判斷各變數之間的短期互動關係。其實證VAR模型所求得之回歸方程式：

$$ENP = 0.384(ENP_{t-1}) - 16.649(M_{t-1}) + 2.13 \quad (13)$$

$$R = 0.78 \quad \bar{R}^2 = 0.77 \quad F - statistic = 58.49$$

$$M = -0.003(ENP_{t-1}) + 0.871(M_{t-1}) + 0.01 \quad (14)$$

$$R = 0.94 \quad \bar{R}^2 = 0.93 \quad F - statistic = 257.6$$

四、Granger因果關係檢定

變數間的因果關係長久以來都是學者們所探討的重要課題，然而在迴歸模式中即使兩個變數存在很高的相關係數，我們也無法斷定兩者間有因果關係的存在。故本文採用Granger (1974) 所提出的因果關係檢定，從變數預測能力的角度出發以了解我國政治穩定及國防支出之間是否存在雙向的回饋 (feedback) 關係，或僅具有單向的領先 - 落後關係，甚或為互不影響的獨立關係。由表五的分析結果可知，M對ENP有顯著的因果關係，因回歸方程式(14)ENP其係數為負，表示國防支出增加會減少政治不穩定。

表五 Granger因果關係檢定表

領先變數	落後變數	F值	P值	結論
M	ENP	9.424	0.004 *	○
ENP	M	0.996	0.326	×

註：1.*代表在5%之顯著水準下，領先變數顯著領先 (cause) 落後變數。

2.X代表變數間不具任何因果關係。

陸、結 論

本研究以我國退出聯合國為背景，探討我國國防支出與政治發展間的動態關係，運用多項時

間序列的方法，探討兩個變數間是否反應出國防支出對穩定政治的關係，即具有亦步亦趨關連性的發展。研究所得結果：在單根檢定中，國防支出和國會有效政黨數均無法拒絕存在單根之虛無假設，表示原始數列為非恆定數列，而呈隨機漫

步走勢。共整合檢定的結果顯示，三種呈I(1)序列，其變數之間並不存在任何的共整合向量，此支持兩變數間不具有長期穩定的均衡關係。在向量自我迴歸（VAR）分析中發現，兩者均為負向關係，這也表示國防支出有穩定政治的關係，而政治不穩定會影響國防資源的獲得。至於從因果檢定方面可以發現，國防支出具有穩定政治發展的效果。透過本研究可以支持我國國防支出對於穩定政治有其一定功效，而國軍的建軍備戰，能給予全國同胞一個安全的環境及安定的政治發展。

參考文獻

1. Blomberg, B. (1996) , " Growth, political instability and defence burden. " *Economica*, 63, 649-672.
2. Bussiere, M., C. Mulder and Y. Metzgen (1999) , " Political instability and economic vulnerability " , IMF Working Paper No. 9946.
3. Carmignani, F. (2003) , " Political instability, uncertainty and economics. " , *Journal of Economic Surveys*, 17(1), 1-54.
4. Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981) . " Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root. " , *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.
5. Doldado, J, Jenkinson, T, Sosvilla-Rivero, S. (1990) , " Cointegration and Unit Roots. " , *Journal of Economic Surveys*, 4, 249-273.
6. Engle, R. and C. Granger. (1987) , " Co-Integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing. " , *Econometrica*, 55, 251-267.
7. Granger, C. W. J. and P. Newbold. (1974) , " Spurious Regressions in Econometrics. " , *Journal of Econometrics*. 2, 111-120.
8. Gunluk-Senesen, G. (2004) , " Special issue on deficits, debt and defence. " , *Defence and Peace Economics*, 15(2), 1-2.
9. Julide Yildirim and Selami Sezgin. (2005) , " Democracy and Military Expenditure: A Cross-Country Evidence " , *Transition Studies Review*, 12(1), 93-100.
10. Kollias, C., Naxakis, C. and Zaranga, L. (2004) , " Defence spending and growth in Cyprus: a causal analysis. " , *Defence and Peace Economics*, 15(3), 299-307.
11. Kollias, C., Manolas, G. and Paleologou, S. M. (2004) , " Defence expenditure and economic growth in the European Union: A causality analysis. " , *Journal of Policy Modeling*, 26, 553-569.
12. Laakso, M. and R. Taagepera. (1979) , " The effective number of parties: a measure with application to western Europe. " , *Comparative Political Studies*, 12, 3-27.
13. Lebovic, JH. (2001) , " Spending priorities and democratic rule in Latin America " , *Journal of Peace Research*, 45, 427-452.

14. Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988) ,
" Testing for Unit Root in Time Series
Regression, " Biometrika, 75, 335-346.
15. Reimers, H. E. (1992) , " Comparisons of Tests
for Multivariate Cointegration. " , Statistics
Paper. 33, 335-346.
16. Rummel, R. (1963) , " Dimensions of conflict
behavior within and between nations. " , General
System Yearbook, 8, 1-50.
17. Seiglie, C. (1998) , " Defence spending in a
neo-Ricardian world. " , Economica, 65, 193-210.
18. Sezgin, S. (2004) , " An empirical note
on external debt and defence expenditures in
Turkey. " , Defence and Peace Economics, 15(2),
199-203.
19. Strom, K. (1985) , " Party goals and
government performance in parliamentary
democracies " , American Political Science
Review, 79, 738-754.

作者簡介



黃天二少校，國防部
主計局財務中心預財官，
國防大學管理學院財務管
理研究所98年班，曾任預
財官、科長。