

政治變遷下對國防預算 與經濟成長相關 之研究（一）

✎ 郭國誠

摘 要

台灣經濟發展漸趨成熟，各項軟硬體設施臻於完善，經濟成長動力卻逐漸衰退並向下滑落。邁入民主化過程的台灣，社會福利支出增加及兼顧國家整體經濟發展等多重因素影響，造成每年國防預算占中央政府總預算比率不升反降。本研究以 Barro 之內生成長模型納入國防預算成長率、經濟成長率及國防支出佔政府支出比率等變數作為研究之基礎，並依台灣政治變遷區分1952 - 1976年蔣中正時期、1977 - 2008年蔣經國、李登輝及陳水扁時期，同時運用時間數列計量模型單根檢定、共整合檢定、向量自我迴歸模型及Granger 因果關係檢定實施驗證，探討國防支出與經濟成長之關係，以檢視台灣經濟情勢與國防支出之轉變是否受政治環境因素之變動而有

所變化。研究發現國防支出佔中央政府支出比率對於台灣的經濟成長而言具有正向的因果關係，蔣中正時期經濟成長率會受前期國防支出成長率與國防佔政府支出比率影響，蔣經國、李登輝及陳水扁時期經濟成長率會受前期國防佔政府支出比率影響。

關鍵字：國防支出（Defense Expenditure）、經濟成長（Economic Growth）、國防支出佔中央政府支出比率、單根檢定（Unit Root Test）、共整合檢定（Cointegration Test）、Granger 因果關係檢定（Granger Causality Test）。

壹、前 言

台灣經濟發展漸趨成熟，各項軟硬體設施臻於完善，經濟成長動力卻逐漸衰退並向下滑



落。受全球金融海嘯影響，去年（98年）台灣經濟仍陷入史上最大負成長，行政院主計處公布，初步統計2009年台灣經濟成長率為-1.87%，跌幅雖較原先預測值-2.53%縮小0.66%，但仍較2001年網路泡沫化-1.65%還大，創台灣史上最大跌幅。可能歸結於自1987年解除戒嚴後，國家威權逐漸瓦解慢慢轉向民主階段，人民漸漸享有較自由的言論及民主的政治，使得政局動盪激烈，進而影響經濟成長緩慢，如 Alesina et al. (1996) 研究政治穩定和經濟成長之間的關係，發現政治愈不穩定的國家，其經濟成長明顯的低於其他國家，所以執政政府異動頻繁導致政治不穩定時將會降低經濟成長，另蕭全政 (1995) 在研究威權體制轉型過程中指出，由於政治民主化、經濟自由化與社會多元化的情況下，台灣經濟、社會在面臨種種的調整過程中，難以避免呈現混亂的情況，且外國投資者很可能會喜歡一個穩定的政治環境。Alesina and Perotti (1996) 實證研究結果顯示政治不穩定與經濟成長之間呈現一種負向關係，表示政治是否穩定對於經濟發展將有一定程度的干擾關係。但其中更值得注意的是，邁入民主化過程的台灣，不論是那一黨執政，皆是追求選票極大化、盡其所能的利用所挾帶的行政資源，並於選舉前釋放出大量利多政策，如為刺激股市，陸續開放外資進入，提高外資持股比例，引進四大基金護盤，促進金融市場交易活絡，社會福利支出增加及兼顧國家整體經濟發展等多重因素影響，造成每年國防預算占中央政府總預算比率不升反降，例如1970年前的國防預

算占中央政府總預算比率平均為50%以上，直至2008年已經降低到18.44%；而國防預算占 GDP 之比率，亦由1970年的8.12%，逐年降低至2008年的2.66%。

一、研究範圍及目的

為了解台灣在不同政治體制或領導人的情境下，對於國防支出或經濟成長是否因國家政策不同而有不一樣的結果？現行多數的研究文獻顯示如 Sonmez Atesoglu (2009)、Tzeng et al. (2008)、Kollias and Paleologou (2003) 及Dritsakis (2004) 等學者，大多是從經濟層面來分析經濟成長之決定因素，基於國內鮮少有以政治變遷下國防支出與經濟成長之觀點，另本研究輔以實證模型來探討在政治變遷下國防支出與經濟成長之間相關聯程度，期能較完整探討政治變遷下國防支出與經濟成長互動之發展。因此本研究的目的乃是探討台灣自1952年至2008年間在政治變遷下經濟成長與國防支出兩者間是否存在因果關係及國防支出在政治變遷與經濟發展過程中，所扮演的角色與成長關係，並透過時間序列模型找出兩者因果關係與動態關聯性，以檢視經濟情勢與國防支出之轉變是否受政治環境因素之變動而有所變化，期能發現在政治環境的變遷下經濟成長及國防支出的關係。本研究採用行政院主計處公佈的「中華民國台灣地區國民經濟動向統計季報」中的1952年至2008年GDP 成長率、國防支出成長率及國防支出占中央政府總支出比率等年資料。

二、研究架構

本研究彙整國內相關文獻資料，有關在政治變遷下國防支出與經濟成長之相關性，並探討使用的變數、研究方法與結果。本研究以 Barro（1990）的內生成長模型為理論基礎，期藉由建構一向量自我迴歸模型（Vector Autoregressive Model，以下簡稱VAR）之實證流程，將台灣歷年之GDP成長率、國防支出成長比率及國防支出占中央政府總支出比率規模作一彙整分析，分別探討其間之關聯性以作為比較之依據，以期在研究上能有較週延的考量。並將國防支出與經濟成長相關變數彙整，運用時間序列方法，找出在政治變遷下對於經濟成長與國防支出的影響效果，分別探討各變數之間相關性，對所得結果分析與研究，並作出結論。

本研究主要分為五節。第一節概述本研究之研究背景及範圍，並說明本研究議題之重要性，及為何探討兩者關係，進而說明本文之研究動機、架構與流程，歸納並提出國防支出與經濟發展之研究目的。第二節對於政治變遷、國防支出與經濟成長等文獻進行整理。第三節首先針對研究方法加以說明，包括提出本研究之模型，其次說明實證的流程與方法，包括單根檢定（Unit-root Test）、共整合檢定（Co-integration Test）、Granger 因果關係檢定（Granger Causality Test）、向量自我迴歸（Vector Autoregression, VAR）等時間序列研究方法。第四節為實證分析，將所蒐集之變數資

料，進行相關實證分析以驗證在政治變遷下國防支出與經濟成長間的關係。第五節為結論與建議，將呈現政治變遷下國防支出與經濟成長相關性之研究結果，再依據本文研究目的，對國防支出與經濟成長的比較分析進行綜整。

貳、文獻探討

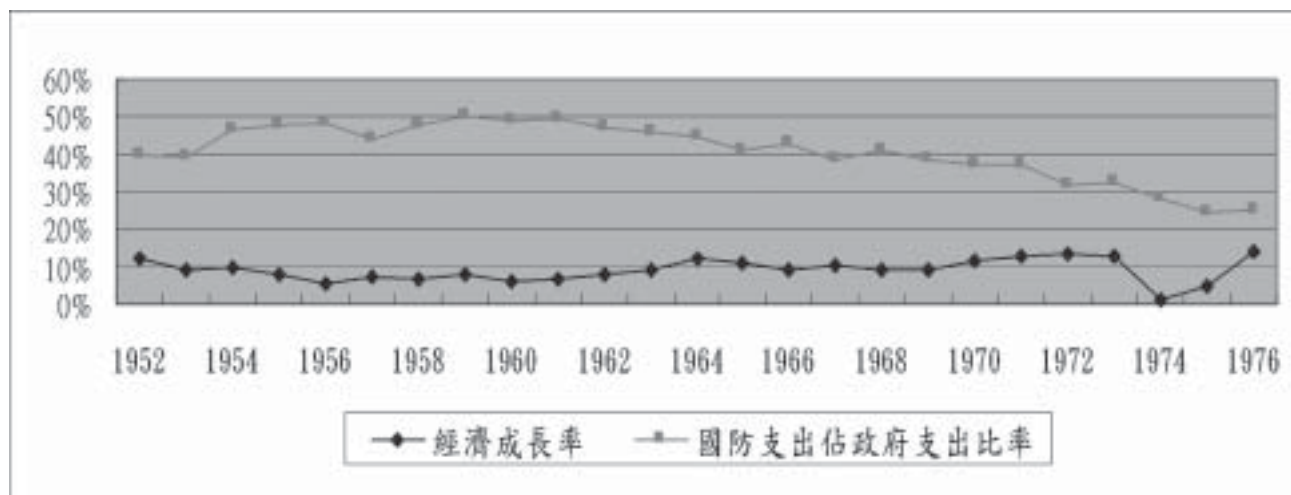
一、台灣政治變遷發展

台灣政治發展歷程概以胡佛（1998）政治變遷與民主化一書中區分台灣為威權統治時期及民主啟動時期等兩部分。

（一）台灣政治發展威權統治時期（1952－1976）

1949年國民政府遷臺時，由於海峽兩岸的政權都只佔中國領土一部分，各自聲稱自己代表中國，並擁有中國的完整主權，使兩岸之間自此為代表權爭鬥不休，更不惜兵戎相見，展開多次台海戰爭，而反攻大陸的總目標便成為最重要的目的，因此國防支出佔政府支出數額比率偏高。另在經濟發展上，因為1950、1960年代國際經濟景氣影響，台灣適時採取出口擴張策略取得發展機會，促使經濟得以快速發展；雖然自1970年代開始，兩次石油危機以及新保護主義對台灣產生衝擊，這種國際政經局勢之轉變看似不利於台灣的發展，但這種轉變卻往往促使台灣執政當局調整政策及政經結構，以因應時局（如圖2-1）。

圖2-1 台灣1952年至1976年經濟成長與國防支出佔政府支出比率趨勢圖



(二)台灣政治發展民主轉型時期（1977-2008）

蔣經國院長接掌國民黨主席成為國民黨的新威權領袖，新領袖繼承的過程非常順利，但以領袖為中心的新領導階層不如蔣總裁時代的威權，這就是威權體制在先天上不易長久維持的原因，但蔣經國主席的順利繼承，就是原有威權體制能延續的主因。胡佛（1998）指出，此一時期的重大特徵是因為國家政策已由「反共復國」轉向，而導致威權結構的轉型，另因當時情況既不能「反攻復國」，且推動的「十大建設」所帶來的經濟成長與繁榮，以及社會的開放及流動，增強整體民間及政治社會在政治參與方面的資源，對以外省人士主導的統治階層，構成極大的挑戰。在此情形下，本土轉向，已經勢在必行。

自1987年台灣解除戒嚴後，國家威權逐漸瓦解，增加了政治參與的管道，擴大了政

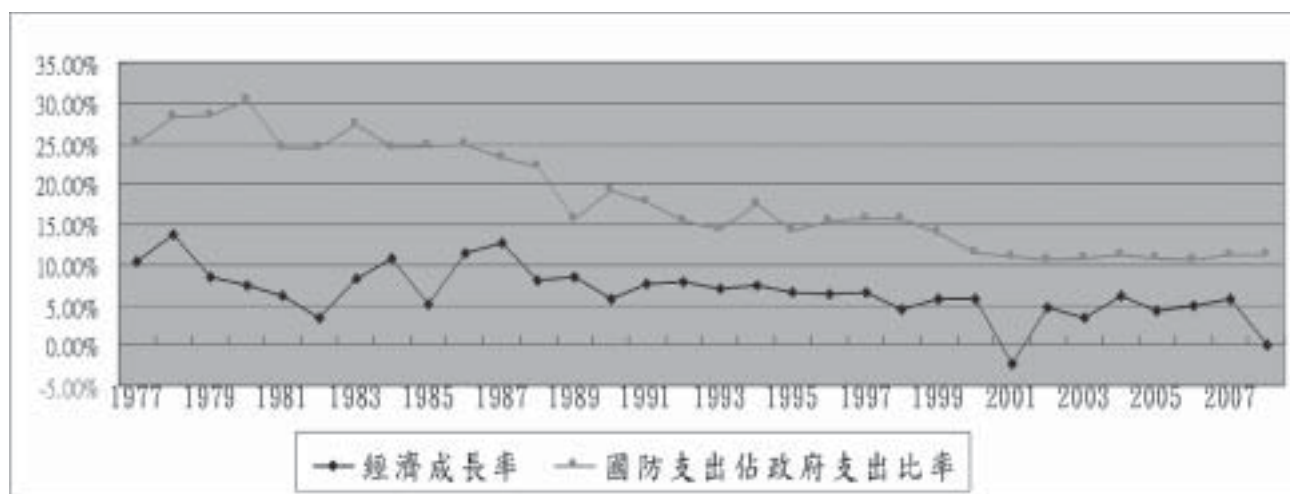
治自由的範圍，使得台灣的政治體系逐漸邁向自由化，人民享有較多的政治權利，而台灣經濟成長率在1970年及1980年代平均有近二位數的高成長率，而國防支出佔政府支出比率，雖因國家政策已由「反共復國」轉向「防衛固守」政策逐漸下降，但仍然較其他非國防支出比率高。同時也由於威權轉型期的政治情勢的急速變遷，國民黨黨內亦隨著民主化與自由化的程度，政黨屬性也逐漸改變。Huntington（1998）認為第一次的政權轉移，如果原本的執政者能夠坦然的將政權交給獲勝者，這是民主鞏固的第一步。如果下一次選舉也能和平的將政權轉移給下一次選舉，才可以說這樣的民主體制已經被鞏固了。而台灣在2000年總統大選由在野黨民進黨的候選人陳水扁先生獲得了大選勝利，並於2008年再次由國民黨的候選人馬英九先生重新取得執政權，實踐了民主政治上所要求

的一項標準。

此一時期因民主化與自由化的程度愈來愈高，且2000年政黨輪替後首度執政的民進黨，除勝選的激情以外，亦因為當選民意基礎的相對薄弱，而面臨統治上的壓力。首先，即是執政經驗與人才的不足，而在籌組內閣時面臨向其他政黨借將的窘境；其次，因總統所屬政黨，無法掌握國會最大多數，使得政治紛擾不休，進而影響經濟成長，台灣經濟成長率從1970、1980年代平均二

位數的高成長率，至1990年代已漸漸趨緩降至6%、7%左右，更於2001年政黨輪替後呈現負成長。另在中央政府總預算支出，因邁入民主化過程的台灣，不論是哪一黨執政，皆是追求選票極大化、盡其所能的利用所挾帶的行政資源，並於選舉前各種福利措施的選舉支票紛紛出籠，使得社會福利與國防支出之間的資源產生競用與排擠問題（如圖2-2）。

圖2-2 台灣1977年至2008年經濟成長與國防支出佔政府支出比率趨勢圖



二、國防支出與經濟發展之相關文獻

國防預算規模與經濟成長關係從 Benoit (1973) 開始，研究出軍事支出對經濟成長有顯著的影響，至此之後，軍事支出對經濟成長的影響被廣泛的研究，依國內外學者透過不同的理論詮釋、不同的實證方法、不同的觀察對象而產生不同的研究結果，有國防支出對經濟成長呈現正

面效應、國防支出對經濟成長呈現負面效應及呈現正負效應或效應不顯著等三個結論。由此可知經濟成長與國防預算的關係會因國別，國家經濟發展程度與資料範圍等變數的不同而有相異的結果。

(一) 國防支出與經濟成長有正面效應

在研究國防支出理論文獻方面 Deger and Sen (1995) 綜合早期文獻歸納國防支



出會藉由多種管道影響經濟成長，如需求效果及供給效果，其中在需求效果方面國防支出提高會增強國家保障安全，也會增加總合需求。Atesoglu (2009) 蒐集美國1948-2007年季資料建構模型，觀察國防支出與總體經濟產出間存在的因果關係，實證結果呈現正向關係，當國防支出之比例增加1%時經濟成長率會上升0.8%，當非國防支出之比例增加1%時經濟成長率會上升1%，這研究結果顯示國防支出對美國實質 GDP 成長率呈正面影響。Lee and Chang (2006) 則以台灣為研究，發現台灣的國防支出的確刺激了經濟成長，如果增進經濟發展則將更有能力去激勵國防支出增加，所以高度的經濟成長在長期時間之下會引導高度的國防支出。Narayan and Singh (2007) 探討1972年至2001年間，斐濟群島長期資料與短期資料的研究發現，就長期而言，軍費支出及出口將對斐濟的 GDP 造成有利的影響，就短期來看，軍費支出與GDP之間存在間接的因果關係。

另外供給效果方面，軍事部門由於可能提供道路、機場或聯外道路進而對民間部門產生正的外部效果，在國內研究學者如楊忠城、張寶光、傅鐘仁 (2000) 等人在國防支出對經濟成長的影響之研究中，利用三部門之經濟成長模型，分析技術變遷、要素投入、國防支出及非國防政府支出對經濟成長之影響、並以1961年至1999年資料進行實證檢驗。結果顯示，技術變

遷對台灣的經濟成長具有顯著之正面影響，而積累率與勞動要素投入之成長對經濟成長亦有顯著的正面影響；長期而言，國防支出及非軍事政府支出成長有助於經濟成長。而在國外其他學者如 Killias et al. (2004) 以早年受殖民戰事威脅，並於1960年獨立的特殊小島國家賽普勒斯為研究對象，蒐集該國1964-1999年年資料建構模型，觀察國防支出與經濟成長間存在的因果關係，實證結果呈現同時互為因果關係，作者分析其原因為高經濟成長允許移轉資源於國防支出，在獲得重大武器系統與裝備後，同時造就國內國防工業發展與提高總需求，另特別採用 FDI Inflows 指標及建構得分指標分析發現，提升國內安全的感受具有正面影響經濟活動與成長的效果。Ward et al. (1992) 以印度的國防支出、經濟成長、儲蓄、投資、政府支出、人口成長等相關資料作探討，其結果顯示印度的國防工業是具有極重要的地位，發現政府的非國防支出效果大約三倍於國防支出。雖然很多跨國的研究都傾向認為國防支出不利於經濟成長，但是作者發現國防支出的長期乘數效果在印度則是呈現正面的影響效應。Reitschuler and Loening (2005) 以實證瓜地馬拉國防支出成長與經濟成長的非線性成長關係，建構立基於 Ferder-Ram model (Biswas and Ram, 1986; Feder, 1983) 的延伸模型，嘗試觀察國防支出是否對民間生產間具有外部性效果，

實證採用生產要素方法連結國防支出成長與經濟成長關係，可克服相關文獻的缺點，就此個案實證結果呈現，低水平的國防支出有正的外部性，刺激經濟成長，高水平的國防支出則反之。

（二）國防支出與經濟成長有負面效應

Shieh et al. (2002) 1探討國防支出對經濟成長影響，提出了衍生效果（Spin-off Effect）、排擠效果（Crowding-Out Effect）和資源移動效果（Resource Mobilization Effect），其中衍生效果及排擠效果屬於供給面效果，而衍生效果以Lim（1983）蒐集54個開發中國家1965-1973年資料，建構Panel Data，並利用Harrod-Domar成長模型，實證觀察邊際產出資本比率、國防支出占GDP比率及貿易經常帳赤字占總儲蓄比率之間相關性，以解釋實質GDP的成長率，最後實證結果發現，國防支出占GDP的比率上升，對經濟成長率呈現負向，且具統計上顯著，所以作者認為國防支出對開發中國家的經濟成長有害，Heo（1999）研究發現，南韓軍人領政時期雖然國防支出僅間接對經濟成長產生影響，但對南韓的總體經濟發展仍造成負面的效果，顯示南韓與北韓關係緊張時，因軍事威脅程度升高而不利於國內經濟成長。

而國防支出與經濟成長產生排擠效果則以Klein（2004）以祕魯1970-1996年時間數列資料，運用Deger-type Simultaneous Equations Model（SEM）實證研究，在實

證中分別從供給面與需求面觀察國防支出成長與效果，實證結果顯示，在祕魯的國防支出與經濟成長有負向的淨效果，分析構成原因，可能是軍事活動未促進國內經濟發展，甚或間接排擠了國內投資，而相當程度負面影響經濟發展。Kwabena and Akaah（1986）採用31個開發中國家Panel Data，以建構對經濟成長率、毛投資占GDP比率、軍事參與率（軍事人員占總人口比率）、國防支出率（國防支出占GDP比率）、最低所得人口的所得占國民總所得比重之關係，設立五條聯立方程式加以討論，最後經由3SLS實證結果發現，於直接效果上，國防支出率與經濟成長率成正向關係，而軍事參與率增加，對經濟成長率及最低所得人口的所得比重有所改善，唯統計上均不顯著，若考慮間接效果在內的綜合效果後，軍事參與率的上升，對經濟成長造成負向影響，唯軍事參與率提高，仍對所得分配有正向效果。而國防支出率對經濟成長率影響的綜合效果仍為負向。Jun（2004）指出，南韓在1988年至2000年間，國防預算的增加不僅對非軍事部門的預算產生排擠效果，也阻礙了國家經濟的發展，而資源的重分配無論在哪一方面，都能因和平紅利促進經濟發展，其中以民間投資影響最甚。

最後國防支出與經濟成長之間產生資源移動效果者以Abu-Bader and Abu-Qarn（2003）運用Granger（1969）的模型以



採用埃及（1975-1998年資料）、以色列（1967-1998年資料）及敘利亞（1973-1998年資料）三國家資料建構以非國防政府支出、國防支出與經濟成長為變數的模型，並採用共整合檢定、因果關係檢定及 VAR 分析討論，實證結果發現政府支出與經濟成長二變數於長期為負相關，另就非國防政府支出、國防支出與經濟成長三變數相關性顯示，國防支出與經濟成長為負相關，而非國防政府支出與經濟成長部分，埃及與以色列二國家均為正相關。另外王廷軒、郭國誠、王維康（2007）在台灣與南韓的國防發展相關性研究中，採取 Barro（1990）的內生成長模型作為研究之理論基礎，就兩國國防支出占中央政府總預算與國內生產毛額之比率，及經濟成長率等變數建構一向量自我迴歸模型，以1970年至2006年資料進行檢定。結果發現台灣國防支出不會對經濟成長造成影響，顯示在國防預算規模逐年遞減之情況下，已不足以影響國家經濟發展；亦即當經濟持續成長，而國防預算規模未等比率增加，使得國防預算占GDP之比率下降，台灣長期來說，政府非國防支出的項目及比率日益增加，表示在敵情威脅程度不變的情況下，國防預算的規模亦不會改變，而經濟是不斷的在成長，故國防預算規模（分子）不變，GDP（分母）增加，便得到當經濟成長率增加，國防預算占GDP 比率下降之結論。在政府支出上，亦將會有更多的比率

運用於非國防支出項目上，而不會增加國防預算的規模。

（三）包含正負效應或效應不顯著

在國防支出與經濟成長影響研究，產生正負效果以聶建中、劉自強（2005）在探討國家的經濟成長內生產毛額（GDP）比例之門檻效果（Threshold Effect）研究中，運用縱橫門檻（Panel Threshold）自我迴歸模型檢測8個國家1986年至2003年之政府支出與總體經濟資料，發現國防支出占GDP比例受到經濟成長率的影響，存在具有雙重門檻值1及3.9的雙重門檻效果；當經濟成長率小於1%時，經濟的成長會使國防支出之比例增加、當經濟成長率介於1%及3.9%之間時，經濟成長率的上升反而促使國防支出比例下滑、當經濟成長率高於3.9%時，對國防支出之影響並不顯著。另外研究亦發現，控制變數與國防支出呈現顯著正相關，意味者國內支出與國際收支差額占GDP比例的提高有助於提升國防支出比例。Lee and Chen（2007）利用27個經濟合作暨發展組織國家（Organization for Economic Cooperation and Development, OECD）和62個非經濟合作暨發展組織國家（Non-OECD）的數據，其變數選用國防支出、GDP、資本等三項變數，研究1988-2003年結合橫斷面和時間序列數據資料，採用共整合檢定以解釋各變數間因果的關係，結果發現27個經合組織國家的國防支出與經濟成長具有積極的雙向關係，但62

個非經合組織國家的國防支出與經濟成長具有消極的單向關係。

有關國防支出與經濟成長影響研究效應不顯著，以孫克難（2001）於台灣國防支出對經濟成長影響之實證沿用 Ram（1986）的公共與民間部門互動的分析模式，以瞭解公共支出對民間生產的外部性效果，透過 Barro（1990）探討政府支出對經濟影響的內生性成長的理論基礎，建立實證模型，觀察近五十年來政府支出結構的演變趨勢，採用經濟成長率、國防支出比率、非國防支出比率等變數進行各種統計檢定。最後實證結果，發現台灣的高國防支出未拖累經濟成長，國防支出對經濟成長並沒有統計上顯著的影響，即隱含國防支出對民間生產外部效益並不明顯，文中實證亦包括美援融通在內，其效果相同（但程度上提高），透過單根檢定、Granger 因果檢定、VAR 檢定以及透過總要素生產力變動率的衡量，研究呈現國防支出對投資率無排擠效果（正值，但統計上不顯著），亦即國防支出對經濟成長的影響呈現「中立性」。Lai et al.（2005）則是以台灣與中國的「GDP」、「投資」、「進口」及「出口」的變動率年資料（1953-2000年），探討台灣與中國個別以及雙方之間的國防支出與經濟成長因果關係，實證結果為兩國的國防支出與經濟成長之間均無長期穩定均衡關係存在。Dritsakis（2004）探討希臘與土耳其二國

國防支出與經濟成長之間因果關係，其變數選用國防支出與經濟成長等二個變數，樣本期間為1960-2001年，共計42年，研究方法則採用共整合（Cointegration）與因果檢定（Granger Causality）以解釋變數間的因果關係，而實證結果指出二國變數間並無共整合關係，所以不論是二國的國防支出與經濟成長或是二國的國防支出之間均無長期關係。另因果檢定則指出二國均存在經濟成長到國防支出的單向因果關係；二國亦存在武器競賽的雙向因果關係。Habibullah（2008）利用中國等12個亞洲國家，其變數選用國防支出、GDP、資本等三項變數，研究1989年至2004年結合橫斷面和時間序列數據資料，採用共整合檢定以解釋各變數間因果的關係，發現長期存在共整合現象，另發現在亞洲國家中國防支出與經濟成長是不相關的。

由上述的國內外文獻探討可以看出許多學者利用不同之研究方法對許多國家的國防預算與經濟成長的關係進行研究，其結果可歸納為三類：（一）國防支出與經濟成長存在正面效應；（二）國防支出與經濟成長存在負面效應；（三）國防支出與經濟成長同時存在正面效應及負面效應。

參、研究方法

本研究參考國內、外國防支出與經濟成長相關性之研究，並且利用 GDP 成長率、國防



支出成長率及國防支出占中央政府總支出比率等變數之時間序列資料，而對各變數穩定（Stationary）作單根（Unit-Root）檢定，再來透過共整合檢定（Co-integration Test）諸變數是否具有長期均衡關係，藉由 Granger 因果關係研判變數間的因果關係，進而決定最佳的變數順序。本研究運用 Johansen（1995）VAR 模型，探討在政治變遷下台灣國防支出與經濟成長之間關聯性與因果關係，以期能了解現況並獲得具體結論。

一、單根檢定

時間數列本身為一隨機的過程（Stochastic Process），若某一數列隨機過程之機率分配因時間改變而變化，則當發生外生衝擊時，此一數列並不隨著時間的經過而返回原來的平均值，則稱此數列為非穩定（Nonstationary）時間數列。反之，若數列隨機過程之機率分配不隨時間經過而改變，則外生衝擊僅具有短暫效果，經過一段時間後，會逐漸返回原來水準而呈現穩定狀態。Dickey and Fuller（1979）提出單根檢定法以檢定時間數列是否具穩定性，其檢定方法要求自我迴歸殘差項需通過白噪音（White Noise）²檢定，但卻忽略了殘差項可能會有自我相關的現象。為了解決DF檢定殘差有自我相關的問題，而進一步發展出 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定（簡稱ADF 檢定），ADF 檢定與DF檢定最大的差異即加入了自變數差分落後期，使得估計出的殘差能夠符合白噪音的統計性質，消除殘差有自我相關的問題。

題。本研究將採用 ADF 檢定 GDP 成長率、國防支出成長率及國防支出占中央政府總支出比率等變數是否為定態資料，依 Dickey and Fuller（1981）之 ADF 單根檢定，其模型有三：

（一）不含截距項及時間趨勢：

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

（二）含截距項不含時間趨勢：

$$\Delta Y_t = \mu + \rho_0 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-2)$$

（三）含截距項及時間趨勢：

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

上述迴歸式 ΔY_t 分別帶入 GDP 成長率、國防支出成長率及國防支出占中央政府總支出比率， ΔY_t 代表 $Y_t - Y_{t-1}$ 、 μ 代表截距、 T 代表時間趨勢、 ρ 代表最適落後期數、 ε_t 代表殘差項。ADF 的檢定假設是對落後一期的變數 $Y_t - Y_{t-1}$ 的係數進行檢定，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，則代表該時間序列具有單根，必須對其差分後再進行單根檢定，直到拒絕虛無假設。

二、落後期選擇方法

根據 Schwert（1987）之研究指出，在進行單根檢定時，需要決定最適遞延期數，以修正殘差項自我相關的問題，以使得殘差項呈現白噪音過程（White Noise Process）。但是如果使用的遞延期數過長，則模型會產生參數過

度化（Over-Parameterization）的現象，使自由度下降，造成估計結果無效率；同樣的，若選取的遞延期數過短，則又會因為過度簡化參數（Parsimonious Parameterization）而產生偏誤的問題。由於以上兩種情形都會對模式的分析運算造成影響，進而影響到結果的判定，故在從事有關經濟數量方面的研究分析時，對於遞延期數的選定不可不慎。有鑑於此，本研究在選擇最佳遞延期數時，係採用 AIC 準則（Akaike's Information Criterion）及 SBC 準則（Schwarz's Bayesian Information Criterion），簡述如下：

（一）AIC 準則，其通式為：

$$AIC = T \log|\Sigma| + 2N \quad (3-4)$$

（二）SBC 準則，其通式為：

$$SBC = T \log|\Sigma| + N \log(T) \quad (3-5)$$

上式中 T 代表樣本大小、 $|\Sigma|$ 代表殘差的變異數共變異數矩陣、 N 代表所有方程式中參數估計的總個數。

三、共整合檢定

經單根檢定 GDP 成長率、國防支出成長率及國防支出占中央政府總支出比率等變數是否穩定後，做共整合檢定而所採用的方法有 Engle and Yoo（1987）所提出的兩階段最小平方法（Two-stage Least Squares）及 Johansen（1991）提出以高斯向量自我迴歸模型（Gaussian Vector Autoregressive Models）為基礎的多變量共整合

分析法。但因兩階段最小平方法僅限於兩個變數的估計與檢定，本研究將採 Johansen（1995）所提出的多變量共整合分析法，檢定變數之間是否具有共整合關係，檢定諸變數是否具有長期均衡關係：共整合關係結果，始能了解諸變數於長期互動下，是否真正享有共同趨勢（Common Trend），成為均衡穩定共移狀態。經過整理之後，可得 Johansen 知 5 個誤差修正之多變量 Gaussian VAR 模型與假設檢定其模型如下：

Model 1：向量自我迴歸模型中無趨勢項，而且共整合方程式中無截距項：

$$H_2(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha \beta' y_{t-1} \quad (3-6)$$

Model 2：向量自我迴歸模型中無趨勢項，但共整合方程式中有截距項：

$$H_1^*(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0) \quad (3-7)$$

Model 3：向量自我迴歸模型中有線性趨勢項，而且共整合方程式有截距項：

$$H_1(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{11} \gamma_0 \quad (3-8)$$

Model 4：向量自我迴歸模型與共整合方程式中皆有線性趨勢項：

$$H^*(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{11} \gamma_0 \quad (3-9)$$

Model 5：向量自我迴歸模型中有二次趨勢項，而且共整合方程式有線性趨勢項：

$$H(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{11}(\gamma_0 + \gamma_1 t) \quad (3-10)$$



在實證部分，我們將同時利用這5個向量自我迴歸模型，進行共整合向量個數的檢定。其中，最大特性根檢定式之臨界值可由 Osterwald-Lenum (1992) 所附錄的臨界值表中查得。最後，本研究依 Nieh and Lee (2001) 之決定法則，並擴充至5個 VAR 模型，由左至右，上至下檢查，直到找到不拒絕虛無假設為止，若拒絕虛無假設，則 GDP 成長率、國防支出成長率及國防支出占中央政府總支出比率之間有共整合，即存在長期均衡關係。其模型決定之關係為：假如存在 r 個共整合關係，必須知道 r 為多少，以確定共整合的個數，Johansen and Katarina (1990) 提出軌跡檢定 (Trace Test) 及最大特性根檢定 (Maximum Eigenvalue Test) 等方法，檢定軌跡統計量及最大特性根統計量，是否在信賴區間之內，以此兩者檢定法決定共整合向量之數目。

(一) 軌跡檢定 (Trace Test) :

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3-11)$$

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) :

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3-12)$$

虛無假設 $H_0: rank(\Pi) = r$,

對立假設 $H_1: rank(\Pi) = r+1$

上式中 T 代表觀察值的個數、 γ 代表共整

合向量的個數、 $\hat{\lambda}_i$ 代表矩陣 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 γ 的個數，以判斷變數間的共整合關係。值得注意的是，在檢定因果關係前，若變數間不存在共整合關係，則代表變數彼此間不具有長期均衡關係，可直接以 VAR 模型來進行因果關係之檢定。若有長期共整合的均衡關係，則須採用向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model, VECM) 來進行因果關係之檢定。

四、向量自我迴歸模型

Sims (1980) 認為根據先驗理論 (Prior) 建立的模型，估計得到的實證結果並無法證明是來自所有經濟變數的聯合過程 (Joint Process) 之特性，亦即無法確定是否表現真正資料的特性。因此便提出向量自我迴歸模型 (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。本研究採用 VAR 一般型態模型，如下：

$$Y_t = \Pi_0 + \Pi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-13)$$

$$Y_t = \begin{pmatrix} EG_t \\ DEG_t \\ DEGE_t \end{pmatrix}; \Pi_0 = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \end{pmatrix}; \Pi_1 = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix}; \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

其中 Y_t 與 Y_{t-1} 分別為內生變數向量及落後期內生變數向量， Π_0 為常數向量與 Π_1 參數矩陣均為須被估計係數矩陣， ε_{1t} 為殘差向量，另 Y_t 內

中 EG 為 GDP 成長率，DEG 國防支出成長率，DEGE 為國防支出占中央政府支出比率。由於僅有內生變數的落後期數出現在等式的右邊，所以不存在同期相關性的問題，用普通最小平方方法（OLS）能得到 VAR 簡化式模型的一致有效的估計量。

五、向量誤差修正模型

向量誤差修正模型不僅包含差分後的變數，亦將誤差修正項納入模型中，可同時考慮變數的短期動態反應以及長期的均衡關係。Engle and Granger（1987）表示，共整合與誤差修正模型之間存在「對應關係」- 當變數間

存在著共整合關係時，該時間數列即可以誤差修正模型來表示，換言之，適用於誤差修正模型的數列，必定具有共整合關係。若確定變數間存在著共整合關係，則表示變數間具有長期的共同趨勢，當加入外生變數而使得原來模型中的長期關係受到影響，就必須以向量誤差修正模型使變數經由誤差修正後再趨於均衡。誤差修正模型的意義在於：若前期有失衡的現象時，有一部分的不平衡會在當期予以修正，而誤差修正項可視為變數間在前期偏離均衡的程度，因此模型兼備了長期均衡關係與短期動態調整。其模型如下：

$$\Delta EG_t = \sum_{k=1}^r \lambda_k \Phi_{k,t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1,i} \Delta EG_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2,i} \Delta DEG_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3,i} \Delta DEGE_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \quad (3-14)$$

$$\Delta DEG_t = \sum_{k=1}^r \lambda_k \Phi_{k,t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} \Delta EG_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{2,i} \Delta DEG_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{3,i} \Delta DEGE_{t-1} + \varepsilon_{2,t} \quad (3-15)$$

$$\Delta DEGE_t = \sum_{k=1}^r \lambda_k \Phi_{k,t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{1,i} \Delta EG_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{2,i} \Delta DEG_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{3,i} \Delta DEGE_{t-1} + \varepsilon_{3,t} \quad (3-16)$$

其中， $\Phi_{k,t-1}$ 為誤差修正項； λ_k 代表調整係數。若欲觀察變數兩兩間的短期因果關係，可觀察各變數所在的方程式中，其所對應之落後係數在統計上是否同時異於零；若欲瞭解變數間的長期均衡關係，則可觀察誤差修正項，其聯合檢定在統計上是否同時異於零。所以向量誤差修正模型不但包括變數之差分項，也納入誤差修正項，亦即它同時考慮到變數間的短期動態反應及長期均衡關係。因此，向量誤差修正模型不僅解決虛假迴歸的問題，也避免了採用 VAR 模型的長期關係訊息的遺漏。

六、Granger 因果關係檢定

在許多的經濟活動中，變數與變數之間的因果關係一直是研究者注意的焦點，一般而言，無論是由線性迴歸（Linear Regression）或是非線性迴歸（Non-linear Regression）模式中所觀察到變數間存在著強烈相關，但並不能因此就證明變數間具有因果關係的存在。

直到 Granger（1969）提出以「預測能力」來定義變數之間的因果關係，即當預測 X_T 時，除變數 X 外，若加入變數 Y 將有助於對 X_T 的預



測能力，則稱變數 Y 影響變數 X 。然而Granger因果關係加入變數 Y 將有助於對 X_t 的預測能力，則稱變數 Y 影響變數 X 。然而Granger因果關係的結果並非表示變數 Y 即為變數 X 的「因」或「果」，因其可能也同時受第三個變數影響，所以只能檢測出變數間的某種領先及落後的關係，故將各變數帶入方程式中。檢定式如下：

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{2i} Y_{t-i} + \mu_{1t} \quad (3-17)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^s \beta_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^s \beta_{2i} Y_{t-i} + \mu_{2t} \quad (3-18)$$

其中 Y_t 及 X_t 分別帶入國防支出成長率 (DEG)、經濟成長率 (EG) 與國防預算佔中央政府總預算比率 (DEGE) 等變數，此時檢定3個變數以決定變數間的關係，(1)若 $\alpha_{2i} \neq 0$ 且 $\alpha_{1i} = 0$ ，表示 Y 領先 X ， X 落後 Y ；(2)若 $\beta_{1i} \neq 0$ 且 $\beta_{2i} = 0$ ，則表示 X 領先 Y ， Y 落後 X ；(3)若 $\alpha_{2i} = 0$ 且 $\beta_{1i} = 0$ ，則表示變間相互獨立；(4)若 $\alpha_{2i} \neq 0$ 且 $\beta_{1i} \neq 0$ ，表示變數間存在互為因果之雙向回饋關係 (Feedback)。(待續)

註 釋

1. Shieh et al. (2002a) 指出國防支出影響經濟成長的三種管道包括：附加效果、排擠效果和資源移動效果。
2. 如果有一個時間序列變數符合三個定義：(1)期望值為0；(2)變異數為固定常數；(3)自我共變數也等於0，則這個變數就可以稱之為白噪音 (White Noise)。

作者簡介



郭國誠備役陸軍少將；中國文化大學國際貿易學系專任助理教授；陸軍財務經理學校財務管理學系正20期66年班畢業，淡江大學管理科學研究所碩士、英國愛丁堡大學商學系博士；曾任助教兼排長、連長、隊長、講師、財務官、財務參謀官、稽核、組長、副處長、憲兵司令部主計處處長、國防部主計局處長、國防大學管理學院副院長、陸軍司令部主計處處長等職，曾當選93年度國軍楷模。