

以貿易及投資的角度探討 國防預算對國家經濟成長的影響

謝宛臻

摘要

我國歷經經濟起飛時期到現今經濟漸衰落，加上面臨到經濟高發展期的中國大陸持續不斷威脅之下，如何確保有足夠國防預算額度以維護國家安全是個重要議題。本研究旨在探討1951年至2018年期間我國國防預算對經濟成長的時間序列模型。以國防預算變動率、投資變動率及貿易等變數，並控制人口數變動率，另外檢視在國民所得高低、政黨輪替的不同情境之下，探討長期動態下所有變數對經濟成長的長期均衡關係。實證結果發現國防預算變動率、投資變動率對經濟成長均有長期均衡關係，以及國防預算變動率對經濟成長有正向顯著助益。

關鍵字：國防預算、經濟成長、自我迴歸時間落後分配模型

壹、緒論

一、研究背景與動機

早期國防預算占總預算比例，相對於非國防預算佔總預算來得高。隨著人口的增加，帶來了沉重的負擔，因此政府為振興經濟，推動

各項重大建設及農業發展，使得國防預算佔總預算比例大幅度削減。國防預算通常可以視為影響一國經濟發展的重要因素之一，各國面臨所處環境威脅不斷變化的情況之下，需透過國防預算建構強而有力的軍事力量及國防武力，來確保國家安全，各產業才可以蓬勃發展而人民有充裕的所得來消費或儲蓄。

國家發展委員會指出我國1952年至2016年平均經濟成長率為7.5%，是世界大戰後經濟發展最快速的國家之一，二次大戰結束之後，我國從日治時期的農業與輕工業為發展基礎，逐漸轉向發展以中小企業引導投資的小型資本主義經濟，加上政府主導的公營事業，以及眾多國外投資，漸漸讓經濟起飛。但現今全球經濟疲憊，各國貿易之間拉扯及市場飽和的情形下，尚須倚靠國內外需求提振經濟成長。而且嚴格來說，美國的政策走向牽動全球經濟的走向，例如升息效應或以關稅為限制的貿易戰，各國進出口難以倖免面臨多項潛在風險（陳佳珍，吳柏寬，與呂慧敏，2017）。

政府支出可運用的資源可以影響一國的經濟發展，因國防預算屬於政府支出的其中一部分，受到國家整體經濟能力及全體國民納稅收入的影響，在有限資源裡能分配至國防預算部分，會因為政府當前施政目標或是政府支出中其他各政事別之重要性而造成排擠，進而

影響到國防預算的額度，也就是所謂的排擠作用（crowding out effect）或抵換作用（trade off effect），況且我國從早期為求提升經濟成長，政府政策首要目標重心為經濟發展及社會福利，對於國家整體經濟建設、社會救濟及醫療保險等福利支出越來越重視（楊登隆，2010）。政府越來越重視財政支出中的社會福利及教育科學文化預算，政府制定的政策導向也朝向整體國家社會及經濟領域上，並且著重在社會安全及所得重分配，這將影響其他預算的額度（Umar, Bakar and Sufian, 2015），在各政事別之間相互爭奪財政資源的情況下，可能會導致國防預算逐年降低。

Kollias 及 Paleologou（2015）探討1929年至2009年間美國國內生產總額與國防及非國防預算的關聯性，表明非國防預算對經濟成長刺激較為劇烈。Menla Ali 及 Dimitraki（2014）使用兩狀態馬可夫轉換模型（Markov-switching model）調查1953年到2013年間中國大陸的國防預算與經濟成長的狀態關係，結果表明軍事支出和經濟成長之間的關係變化是隨狀態改變而改變。總歸上述文獻所提及，國家的政策走向影響著每年國防預算的可支用額度，也就是說，在提高國家整體經濟或環境的目標下，那種政策方針最能有效刺激經濟發展，是值得深入探討研究。

鑑於中國大陸的興起，自其1978年經濟改革開放後，提出「對內改革，對外開放」的戰略決策，近幾年中國大陸提倡維持經濟增長為首要目標，經濟不但快速起飛，並期與美國相抗衡。中國大陸的經濟成長連年上升及國防預算增長率持續保持兩位數成長，引發了國內外學者相繼研究中國大陸經濟與國防預算間之相關性（Lai, Huang and Yang, 2005；Menla Ali and Dimitraki, 2014），大部分發現國防預算與經濟

互為因果。陳美惠與黃建中（2011）探討1988至2009年東亞及全球7大工業組織等15個國家，運用ARDL模型（Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL model）檢測出樣本國家會因金融危機導致經濟發展與國防預算之間不同結果。考究其原因，或許是國家的地理環境、經濟政策與內外武裝衝突所致的預算排擠效應。

再者，針對國防預算對經濟成長影響的論述，如Lee 及 Chang（2006）以臺灣為研究國家，發現臺灣的國防預算能刺激經濟成長。Kusi（1994）研究77個發展中國家國防預算及經濟成長間關係，結果指出會因每個國家社會經濟發展水準不一致，以及國防預算與經濟成長之間的理論結構不同等原因，造成兩變數之間沒有明顯因果關係。Nimantha（2016）考察了希臘和土耳其的軍費支出對經濟成長的影響，延伸Barro模型，使用ARDL模型來確定長期效應，向量誤差修正模型（vector error correction model）用於分析變量之間的短期效應，軍費支出對土耳其的短期和長期經濟成長都有顯著的負面影響。

二、研究目的

綜上來說，針對我國國防預算與經濟成長相關實證的結果，有些研究有助於經濟成長（Lee and Chang, 2006；陳美惠與黃建中，2011），有些文獻顯示負向關係（Nimantha, 2016），另外研究結果則為無相關（Kusi, 1994），另以我國為樣本國家的研究亦顯示出兩者間未有明確定論，類似議題的辯證仍然持續進行，尚未達成一致的看法。

針對我國國防預算文獻研究多為2010年度以前，少有2010年度後之研究年度及數據，故本篇研究拉長預算年度時間軸，藉此分析影響國家經濟發展的動力來源。另參酌以往研究

較少採用的自我迴歸時間落後分配模型國防預算與經濟成長率的長期均衡關係，此方法的優點是由於長期變數階次可能為 $I(0)$ 或 $I(1)$ 且變數間為不同階次的共整合關係分析，並利用檢測單根檢定，以增加其可信的估計和解釋（Nkoro and Uko, 2016）。

我國國防預算與其他非國防預算存在著抵換關係，所以如何取捨國防預算與非國防預算必須有個較客觀的準則。本研究目的以經濟成長率為被解釋變數，以國防預算為解釋變數，並且控制投資、貿易及人口數的情形之下，比較國防預算是否對於經濟成長較有貢獻，作為政府政策的參考。

貳、文獻探討

一、國防預算與經濟成長相關性探討

依照經濟學理論，國防預算應該可能有助於經濟成長，因國防預算屬於政府支出的其中一部分，政府支出對於國民生產毛額是正向相關，也就是指國防預算增加對於經濟成長可能有成長影響。陳姿樺（2016）探討2005年至2014年臺灣與40個新興市場國家的結果發現，政府支出變數正向顯著有助於實質經濟成長率。

但是有些研究觀點指出，國防預算增加會相對減少其他非國防預算對經濟成長的影響，如Simona（2017）針對1996年至2012年18個歐洲國家政府支出結構對經濟成長的影響，結果顯示將公共資源重新分配給教育和衛生可以促進成長，在國防和社會保障方面的支出似乎對於經濟成長是遲滯的。傅澤偉、林曼莉與呂紹同（2017）研究我國1961年至2015年之國防預算與教育科學文化預算、經濟發展預算及社會

福利預算之間的抵換關係，共整合檢定支持經濟發展預算及社會福利預算對國防預算具有預算抵換關係。

針對國防預算與經濟成長之實證結果存在正向相關，首先提出此觀點的Benoit（1973）探討1950年至1965年44個開發中國家包括南韓、以色列等國家，其研究發現國防預算佔GDP的比率愈高，顯著有利於經濟成長。自此之後，引起許多研究者對他提出的研究挑戰。郭國誠與劉俊彬（2011）運用Barro（1990）的內生成長模型理論基礎，探討1988年至2009年東南亞國協（包括新加坡、印尼等六國）的國防預算成長率，僅僅新加坡國防預算與經濟成長有顯著正向關係。Lai et al.（2005）觀察臺灣與中國大陸1953年至2000年期間，研究以國防預算、國內生產總值、進口及出口等，結果發現臺灣經濟成長會使國防預算增加。另一研究結果為負向關係文獻，如Iftikhar 及 Ali（2012）遵循內生成長和政策模型，將收入不平衡及國防負擔與經濟成長聯繫起來，理論結果表明，國防負擔可以積極和消極地影響成長，但是國防負擔對經濟成長的負面影響被認為更強。最後，國防預算與經濟成長之間呈現無相關文獻，如Kennedy（2017）研究表明預算政策不僅要加強對「最低限度基本力量」的防禦裝備，但結果顯示國防預算的增加對經濟成長沒有影響。

二、貿易、投資及人口數等變數與經濟成長相關性探討

長期以來，貿易是否影響經濟成長以及如何影響，仍被經濟學者廣泛討論，豐富的文獻依舊呈現對抗性，對於傾向贊成良好的貿易政策能刺激成長，這並不是經濟成長和發展的充分條件，但透過增加市場規模的貿易開放經濟，能夠發揮更好潛力。Aboubacar 及 Ousseini

（2014）研究非洲尼日爾的貿易開放度對經濟成長的影響，結果表明貿易開放程度單向影響經濟成長。在投資對經濟成長的作用，劉瑞文等人（2018）區分我國支出為政府投資性支出和政府消費支出，其對經濟成長的影響，結果得出增加政府投資性支出政策較能帶動經濟成長。

另一方面，因為國家的組成要素之一為人口，人口多寡及年齡結構的變化，人口能提供生產所需的勞動，年齡層年輕或老化將影響到勞動市場、醫療照顧體系等各種經濟社會層面，故能成為國家經濟發展的其中一個決定性原因（林幸君等人，2015）。人口對經濟成長呈正向相關的文獻中，如Furuoka 及 Munir（2011）研究新加坡的人口成長確實有助於經濟發展，而經濟發展反過來會刺激該國的人口成長。然而，有結果表明人口老齡化導致勞動力供給成長下降，資本存量增加，從而導致資本深化，人口老齡化可能會大大削弱經濟成長潛力（Choi and Shin, 2015）。

在綜合貿易、投資及人口數來探討，如Mohsen 及 Chua（2015）調查1980年至2010年期間敘利亞經濟體中貿易開放度，投資和人口的相互因果作用，GDP與投資和人口呈顯著正相關及雙向長、短期因果關係；貿易開放度則呈顯著正相關及單向長期因果關係，敘利亞的人口對GDP的影響最大，因此該研究建議提高該國人力資本的質量，以及改善投資和開放敘利亞經濟對外貿易。Rjoub et al.（2016）研究1995年至2013年期間外人直接投資流入對拉丁美洲國家經濟成長的影響，以國內投資占GDP比例、貿易公開性占GDP比例、人力資本及政府財政支出等為變數，結果顯示拉丁美洲國家的經濟成長受外人直接投資流入及國內投資的積極正面顯著影響，而人力資本與經濟成長之

間存在負相關。

本研究將納入政黨因素以及國民所得高低為虛擬變數，探究對我國經濟成長的變化。在國民政府播遷來臺後，直至在1996年始為第1次民選總統，蔡昕俞（2013）探討開始實施民選總統選舉，區分選舉前後不同政黨的執政效果對景氣循環的效果，實證結果表示黨派性政治景氣循環效果不彰，認為我國黨派性政治景氣循環現象與黨派間分歧有關，並且國內主要政黨在經濟政策上的差異結果不明顯，因此不容易從經濟面觀察黨派性政治景氣循環的現象。吳重禮（2007）研究1992年至2006年我國區分黨派輪替前後，政府體制、實質政府支出及銀行利率對國民生產毛額的影響，所有變數均有顯著效果，推論在一致政府時期，政府施政計畫執行可能較為順暢，故能使國家經濟表現較佳。

參、研究方法及模型

在經濟學領域上，常透過時間序列模型來檢測經濟成長或景氣高低狀況，透過時間序列方式，能深入探討資料過去與現在的關係。通常，計量經濟學家或研究人員在分析時間序列和設計傳統迴歸模型的過程中忽略了大多數時間序列的內在動態特徵。

本研究為了分析國防預算，並控制貿易、投資及人口數等變數與經濟成長的長期影響，實證方法包含採用單根檢定法和Pesaran 及 Shin（1998）提出的自我迴歸時間落後分配模型（ARDL model）進行分析，在本章節依序說明。

一、資料來源與定義

本研究主要探討1951年至2018年期間我國

國防預算對經濟成長是否存在長期均衡關係，本研究參考Menla Ali 及 Dimitraki（2014）及陳詠霖（2014）使用變動率之計算方式，實施時間序列模型分析。以經濟成長率為被解釋變數，國防預算變動率、投資變動率及貿易為解釋變數，並控制人口數變動率，為四個變數模

型，上述所有變數數值皆轉化為對數，能減少因資料數額過大而產生的誤差。另外設定2項虛擬變數，檢視在不同情境之下，以每人平均國民所得毛額高低區分及政黨輪替等作為虛擬變數之條件，所有變數資料皆採用年資料，共計67年度觀察值，茲整理變數涵義如表1：

表1 模型變數說明表

變數名稱與代號	變數說明	資料來源
經濟成長率／EG	經濟成長率為全年實質GDP的變動率	中華民國統計資訊網
國防預算變動率／MEG	當期國防預算／前一期國防預算之比率	中華民國統計資訊網
投資變動率／ING	當期國內投資毛額值／前一期國內投資毛額值之比率	中華民國統計資訊網
貿易／TR	（當期商品及服務輸出－當期商品及服務輸入）值／GDP之比率	中華民國統計資訊網
人口數變動率／POG	當期總人口數／前一期總人口數之比率	內政部戶政司全球資訊網
政黨／PA	國民黨執政=0 民進黨執政=1	本研究整理
每人平均國民所得毛額／INC	金額低於12,235美金，為1 金額高於12,235美金，為0	世界銀行

註：1.世界銀行將全球經濟體區分四種收入組別：高收入、中等偏上收入、中等偏下收入以及低收入，依據圖表集法計算每人平均國民所得，計算價格為美元。

2.貿易的變數計算方式，取用商品及服務輸出與商品及服務輸入做相減後為貿易數值，假若轉換為變動率概念，會有無法計算之情形，故貿易的變數數值除以實質國內生產總額做處理。

二、單根檢定

時間序列為一個隨機過程，必須先對資料進行穩定性檢測，也就是進行單根檢定，有可能看到一些時間序列顯示隨著時間的推移而偏離平均值的特徵，而其他時間序列可能會隨著時間收斂到它們的平均值。而時間序列隨著時間的推移而偏離平均值，變數呈現非穩定性質時，大多數時候用這種關係進行變數估計會導致估計結果與實際上不符合的推論偏誤或可能會發生假性迴歸（Spurious regression）的狀況。此時，經由差分處理後，將能達到穩定的數列。文獻上有各種測試單根

的檢定方式，如Durbin-Watson test、Dickey-Fuller test（1979）、Augmented Dickey-Fuller（ADF,1981）test，及Philip-Perron（PP,1988）test等方式，而本研究採用ADF來檢定變數的單根特性，分別如下：

(一)不含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

(二)含截距項：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma_\mu y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

(三)含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma_t y_{t-1} + bt + e_t \quad (3)$$

以上三種形式的虛無假設都相同，仍為 y_{t-1} 的係數是否為0，即：

$$H_0: \gamma = 0 \text{ 、 } \gamma_\mu = 0 \text{ 、 } \gamma_t = 0$$

檢定結果若拒絕 H_0 ，則代表時間序列資料不具有單根性質，為定態 $I(0)$ 的結果；若檢定結果為不拒絕 H_0 ，則代表資料存在單根性質，為非定態 $I(1)$ 結果。其中為了消除殘差自我相關，可透過AIC（Akaike information criterion）準則及SIC（Schwarz information criterion）準則等方法，來選擇落後項。如果時間序列資料結果為非定態，則必須要採取差分（differencing）的動作，再重複地進行單根檢定，直到資料呈現定態為止。

三、自我迴歸時間落後分配模型（ARDL Model）

由於近期理論發展，大多數時間序列資料具有動態特徵，有可能看到一些時間序列資料會隨著時間的推移而偏離平均值，為非穩定的。為了克服這類非穩定性問題和事先限制模型的落後結構，時間序列分析逐漸走向整合方式，每個潛在變數表示一個單一的等式，內生性問題在ARDL模型都能處理，是因為沒有殘差相關性的問題（Nkoro1 and Uko, 2016）。

本研究運用Pesaran 及 Shin（1998）提出自我迴歸時間落後分配模型，不管潛在變數是 $I(0)$ 或是 $I(1)$ ，能有效檢定解釋變數和被解釋變數之間是否存在長期均衡關係。ARDL模型中同時包含 x_t 時間落差與 y_t 時間落差模型，其中 y 擁有 p 個時間落差期數，而 x 有 q 個時間落差期數的一般化ARDL（ p, q ）模型，公式如下：

$$y_t = \phi_0 x_t + \phi_1 x_{t-1} + \cdots + \phi_q x_{t-q} + \theta_1 y_{t-1} + \cdots + \theta_p y_{t-p} + v_t \quad (4)$$

其中， $t=1, 2, 3, \dots, T$ ， $\mu_t \sim iid(0, \delta^2)$ ， ϕ 和 θ 為未知參數。

根據 Pesaran et al.（2001）所述，使用F檢定作為判斷共整合的方法會有兩組臨界值，其

中一組假設所有存在於ARDL模型中的變數為 I

（1），另一組則是假設所有存在於ARDL模型中的變數為 $I(0)$ ，若聯合檢定的F統計量高於上界臨界值，表示顯著拒絕虛無假設，即變數間存在長期均衡關係；反之，若F值低於下界，則表示不顯著，故無法拒絕不存在共整合的虛無假設，但若F值恰巧落於上下界之間則無法判斷（陳韻婷、陳仕偉，2010）。

因此，依上述之各變數，本研究ARDL不含虛擬變數基本模型設計如下， v_t 符合white noise：

$$EG_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^q \beta_{1i} MEG_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} ING_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} POG_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4i} TR_{t-i} + \alpha_1 \sum_{j=1}^p EG_{t-j} + v_t \quad (5)$$

肆、實證結果與分析

本研究運用了Pesaran 及 Shin（1998）發展的自我迴歸時間落後分配模型，以及運用Pesaran, Shin 及 Smith（2001）推導的邊界檢定方法，可以解決變數間不同階次的整合問題，主要目的探討我國國防預算與經濟成長是否存在長期均衡關係。

在實施ARDL模型前，我們針對經濟成長率、國防預算變動率、投資變動率、人口數變動率及貿易等變數做基本統計，結果如表2。其結果顯示，我國的經濟成長率的平均值是7.405%，而最大值是14.28%，最小值是-1.57%，表示我國67年來的經濟最好及最差差距15.85個百分點。國防預算變動率的平均值是0.084%，而最大值是0.879%落在1955年，當時正值一江山戰役，國軍王生明上校率領部隊決心死守該島，故須投入較高之國防預算資源，以阻擋敵軍進犯。本文主要探討的國防預算數據中，最大值均落在1976年間，探究我國

的經濟，從農業及輕工業發展，逐漸轉為電子工業型態，成為造就我國經濟體成長的主要因素之一。

表2 敘述統計表

	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差
EG	7.405	7.490	14.280	-1.570	3.699
MEG	0.084	0.075	0.879	-0.598	0.196
ING	0.078	0.073	0.510	-0.894	0.210
TR	-0.114	-0.136	0.135	-0.256	0.094
POG	0.016	0.013	0.049	0.001	0.012

本研究應用Pearson相關係數檢定，檢測各變數之間是否有共線性問題，由表3結果經濟成長率、國防預算變動率、投資變動率及人口數變動率等變數之間的檢測結果都呈現正相關，檢定結果大部分呈現低度相關。其中，對於經

濟成長來說，國防預算變動率的數據相較其他控制變數影響輕微，成因是政府施政方針趨於經濟發展、教育科學文化及社會福利等歲出的非國防預算。

表3 相關係數檢定表

	EG	ING	MEG	POG	TR
EG	1				
ING	0.351	1			
MEG	0.202	-0.233	1		
POG	0.540	0.134	0.282	1	
TR	-0.440	-0.156	-0.119	-0.427	1

一、單根檢定

雖然ARDL模型不需要預先測試單根，為了避免ARDL模型存在大於 $I(1)$ 的隨機趨勢的情況下，我們應該進行單根檢定。在此，本研究採取AIC準則做為模型中選取最適落後期數的標準，各變數之單根檢定結果列於表4。發現在原始值方面，國防預算變動率及投資變動率在單根檢定的三種檢測型式，在5%的顯著水準下，

結果皆呈現拒絕非定態的虛無假設，也就是表示國防預算變動率及投資變動率為 $I(0)$ 數列。經濟成長、貿易及人口變動率部分或全部檢測模式中無法拒絕具有單根，也就是為不穩定序列。最後將經濟成長率、國防預算變動率、投資變動率、貿易及人口數變動率等變數進行一階差分，其結果在1%的顯著水準下，國防預算變動率及投資變動率屬於定態 $I(0)$ 序列，其餘變數屬於 $I(1)$ 序列。

表4 各變數單根檢定值表

變數	原始值			一階差分		
	有截距項	有截距項 及趨勢	無截距項 及趨勢	有截距項	有截距項 及趨勢	無截距項 及趨勢
EG	-4.278*** (0.001)	-5.072*** (0.000)	-1.256 (0.190)	-9.728*** (0.000)	-6.218*** (0.000)	-9.764*** (0.000)
MEG	-10.600*** (0.000)	-11.901*** (0.000)	-2.1492** (0.031)	-10.471*** (0.000)	-10.345*** (0.000)	-10.547*** (0.000)
TR	0.133 (0.966)	-0.871 (0.953)	-0.781 (0.374)	-6.732*** (0.000)	-6.877*** (0.000)	-6.631*** (0.000)
ING	-8.041*** (0.000)	-8.1524*** (0.000)	-2.302** (0.022)	-6.152*** (0.000)	-6.166*** (0.000)	-6.197*** (0.000)
POG	-1.140 (0.695)	-5.600*** (0.000)	-2.223** (0.026)	-9.119*** (0.000)	-9.070*** (0.000)	-11.916*** (0.000)

註：1.*、**、*** 分別表示在10%、5%及1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

2. Augmented Dickey-Fuller 檢定的虛無假設是：變數是非定態。

二、ARDL bound test邊界共整合檢定法

研究依公式（5）的模型，區分為Model a 檢測國防預算變動率，及控制投資變動率、貿易及人口數變動率，對經濟成長的基本模型；Model b為加入政黨因素的虛擬變數之模型；Model c為加入國民所得高低的虛擬變數之模型。

從單根檢定結果中，發現經濟成長、國防預算變動率、投資變動率、人口數變動率及貿易存在不同階次的問題。

表5顯示本研究結果在4個變數（k=4）時，1%、5%以及10%的標準之下，上界及下界臨界值。故在1%的標準之下，F檢驗值為6.8143，大於I（1）的上界臨界值，故經濟成長率與國防預算變動率、投資變動率、人口數變動率及貿易相互存在長期均衡關係。

表5 邊界臨界值表

K	F-statistic = 6.8143					
	10%		5%		1%	
4	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)
臨界值	2.45	3.52	2.86	4.01	3.74	5.06

註：邊界臨界值上下限值來源為Pesaran et al.（2001）。

三、ARDL模型估計結果

經過實施ARDL模型後，根據AIC值選擇出最佳模型為ARDL（1,0,1,5,2），估計結果整理

如表6，說明如下：

由Model a可以得知，調整後R-squared為0.623，顯示具有頗高的解釋能力，F值為8.745，P值小於0.01，顯著的情況下代表整體具

有解釋能力。在國防預算變動率對經濟成長率部分，估計結果於5%顯著水準之下，當期國防預算變動率係數是4.455，呈現正向顯著效果，表示當國防預算上升1%額度，將會正向影響經濟成長4.454%。投資變動率對經濟成長部分，估計結果於1%顯著水準之下，當期的投資變動率係數是10.931，呈現正向顯著效果，國內投資會影響到國家經濟成長。在人口數變動率對經濟成長率部分，估計結果於5%顯著水準下，落後2期的人口數變動率係數是正向，表示人口數變動率會晚2年對經濟成長造成影響。

於ARDL模型加入政黨因素作為虛擬變數，國民黨執政為0，而民進黨執政為1。當加入政黨作為後，Model b之調整後R-squared為0.621，F值為8.142，P值小於0.01，顯示Model b達顯著水準，解釋經濟成長變動率能力約62.1%，其解釋能力與Model a相近。惟本模型加入政黨作為虛擬變數，估計結果不具顯著，顯示雖然自中央政府播遷來臺到現今，歷經民主選舉及政黨輪替，不管是哪一政黨執政，對於我國經濟成長較無關聯。另在國防預算變動率對經濟成

長率部分，估計結果於5%顯著水準之下，當期國防預算變動率係數是4.384，呈現正向顯著效果，表示當國防預算上升1%額度，將會正向影響經濟成長4.384%。當期投資變動率對經濟成長係數為正向顯著，代表對經濟成長都有高度的影響力。

於ARDL模型加入每人平均國民所得高低作為虛擬變數，當每人平均國民所得低於12,235美金設為1，每人平均國民所得高於12,235美金設為0。估計結果由欄c可以發現，調整後R-squared及F值相較前兩欄有更高的模型解釋能力。投資變動率及貿易對經濟成長的影響，呈現正向顯著關係，國防預算變動率無顯著影響。在低每人平均國民所得年度，在1%顯著水準之下，估計結果係數是4.371，顯著正向影響經濟成長，低國民所得與高國民所得對經濟成長有顯著的影響，因低所得對經濟成長的效果較強，我國1980年代以前，政府的各項產業發展是有必要謀取有利於經濟的策略，以增加國民收入，每人平均收入並且提高國民生活質量。

表6 ARDL模型估計結果表

變數	Model a	Model b	Model c
截距項	2.187*** (0.746)	2.577*** (0.866)	2.495*** (0.686)
EG (-1)	0.334*** (0.120)	0.304** (0.125)	0.167 (0.116)
MEG	4.455** (1.988)	4.384** (1.994)	3.014 (2.126)
MEG (-1)			-2.291 (2.346)
MEG (-2)			-3.368 (2.132)
MEG (-3)			-2.869 (1.961)
MEG (-4)			-5.098*** (1.731)
ING	10.931*** (3.050)	11.373*** (3.097)	14.260*** (2.946)
ING (-1)	-7.865** (3.063)	-7.300** (3.134)	-3.381 (2.327)
TR	20.754 (14.757)	23.757 (15.168)	31.384** (13.615)
TR (-1)	-52.826** (23.203)	-53.683** (23.273)	-39.311*** (13.940)
TR (-2)	26.015* (15.399)	23.267 (15.738)	
POG	-95.132 (79.696)	-96.503 (79.882)	-21.466 (73.133)

變數	Model a	Model b	Model c
POG (-1)	-15.905 (82.167)	-25.393 (83.029)	-25.696 (75.104)
POG (-2)	189.836** (83.671)	179.028** (84.724)	118.231 (75.502)
POG (-3)	101.298 (81.723)	102.523 (81.911)	111.694 (73.509)
POG (-4)	110.184 (79.389)	111.991 (79.586)	100.866 (71.942)
POG (-5)	-202.403** (81.262)	-197.491** (81.623)	-277.391*** (75.545)
PA		-0.855 (0.959)	
INC			4.371*** (1.151)
R-squared	0.703	0.708	0.782
Adjusted R-squared	0.623	0.621	0.697
F-statistic	8.745	8.142	9.267
Prob (F-statistic)	0.000	0.000	0.000
Akaike info criterion	4.717	4.732	4.538

註：1.*、**、***分別表示10%、5%及1%的顯著水準。
2. () 內之值表示標準差。

伍、結論與建議

一個國家的經濟發展，透過勞動力投入、資本累積與技術創新等方式提高國家生產能力，以達到最終需求，促進經濟規模程度。對於國防預算與經濟成長之間過往文獻，因使用變數資料或是檢驗方式不同，造成結果尚未有一個定論，本研究不同於其他文獻，採取可以將變數資料不同階次整合估計的邊界共整合檢定法及ARDL模型，探討我國1951年至2018年期間，國防預算與經濟成長之時間序列模型，從邊界共整合檢定法結果發現，被解釋變數經濟成長率與所有解釋變數如國防預算變動率、投資變動率、人口數變動率及貿易存在長期均衡關係。

另外ADRL模型的估計結果來說，不論有無加入政黨因素或所得高低的虛擬變數，其結果都是當期國防預算變動率、投資變動率對經濟成長均有正相關，也就是說以長期而言，國防預算變動率及投資變動率之變動，對一個國家

經濟具備舉足輕重的角色。

由研究結果可以瞭解在長期關係中，國防預算變動率對經濟成長呈現正向顯著效果，建議在我國財政狀況允許下，爭取更多國防預算額度，除能增強國軍戰力，亦將有助於國家經濟成長。面對傳統及非傳統的國內外威脅，我國現以創新及不對稱作戰戰力，積極建構三軍聯合作戰能力，若預算的比例上，政府能給予國防預算更多額度，將更有效提升國軍戰備演訓的能力，如主以從研發、設計、製造到測試階段的「國艦國造」及「國機國造」政策，重點發展自研自製自用武器裝備能量（國防報告書，2017）；政府支持國防並提高預算，除維持戰力本務外，應執行之戰備整備，置重點於增進國軍國防自主能力、對外籌獲先進武器裝備、培育專業人力及提高人才素質等，在國防安全的保衛之下，期能提升國防額度，加強各項國防建設，進而帶動國內公司及廠商與國防結合合作，民生及經濟的各種活動均能達到發揮最大之效能，影響經濟。

參考文獻

1. 吳重禮(2007). 分立政府與經濟表現:1992年至2006年臺灣經驗的分析. 臺灣政治學刊, 11(2), 53-91.
2. 林幸君、李慧琳、許聖民、林國榮、李篤華、張靜貞、徐世勳(2015). 少子化與高齡化下的臺灣人口預測與經濟分析. 臺灣經濟預測與政策, 46(1), 113-156.
3. 郭國誠、劉俊彬(2011). 中國國防支出對東南亞國家國防支出與經濟成長關聯性研究. 國防管理學術暨實務研討會, 19, 19-41.
4. 陳佳珍、吳柏寬、呂慧敏(2017). 2016-2017年全球經濟情勢回顧與展望。經濟前瞻, 169, 10-15.
5. 陳姿樺(2016). 經濟自由與經濟成長:以臺灣及新興市場國家為例. 未出版之碩士論文, 臺灣大學經濟學系研究所, 臺北市.
6. 陳美惠、黃建中(2011). 金融危機對國防預算編列與軍費支用之影響. 國防管理學術暨實務研討會, 19, 57-77。
7. 陳詠霖(2014). 貿易條件的改變與經濟成長之關聯性-臺灣於1967年至2012年之實證. 育達科大學報, 37, 61-93.
8. 陳韻婷、陳仕偉(2010). OECD國家財政支出與經濟成長之間的因果關係-Wagner法則的驗證. 臺灣銀行季刊, 62(2), 138-162.
9. 傅澤偉、林曼莉、呂紹同(2017). 國防預算與其他主要政府預算的抵換關係. 國防管理學報, 38(1), 21-40.
10. 楊登隆(2010). 國防預算配置與景氣循環相關之研究. 未出版之碩士論文, 佛光大學應用經濟學系研究所, 宜蘭縣.
11. 劉瑞文、許聖民、林幸君、謝德衍、張靜貞、徐世勳(2018). 政府擴大公共建設投資支出對我國總體經濟、財政及所得分配影響之動態一般均衡分析. 臺灣經濟預測與政策, 48(2), 41-77.
12. 蔡昕俞(2013). 臺灣總統大選與經濟成長的政治景氣循環-1996-2012. 臺灣民主季刊, 10(1), 36-69.
13. 國防報告書(2017). 14, 93-104.
14. Aboubacar, B., Xu, D. & Ousseini, A. M. (2014). Does trade openness matter for economic growth in Niger? Theoretical Economics Letters, 4(09), 916.
15. Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. The quarterly journal of economics, 106(2), 407-4
16. Benoit, E. (1973). Defense and economic growth in developing countries. Lexington, and Massachusetts : Lexington Book.
17. Choi, K. H. & Shin, S. (2015). Population aging, economic growth, and the social transmission of human capital : An analysis with an overlapping generations model. Economic modelling, 50, 138-147.
18. Furuoka, F. & Munir, Q. (2011). Can population growth contribute to economic development? New evidence from Singapore. Economics Bulletin, 31(4), 3226-3239.
19. Iftikhar, Z. & Ali, A. (2012). Impact of income inequality and defense burden on economic growth. The Singapore Economic Review, 57(03), 1250014.
20. Kennedy, P. S. J. (2017). Analysis of the effect of Indonesian defense budget policy on national economic growth. Asia Pacific Fraud Journal, 2(1), 49-60.
21. Kollias, C. & Paleologou, S. M. (2015). Defense and non-defense spending in the USA : Stimuli

- to economic growth? Comparative findings from a semiparametric approach. *Bulletin of economic research*, 67(4), 359-370.
- 22.Kusi, N. K.(1994). Economic growth and defense spending in developing countries: a causal analysis. *Journal of Conflict Resolution*, 38(1): 152-159.
- 23.Lai C. N., Huang, B. N. & Yang, C. W.(2005). Defense spending and economic growth across the Taiwan straits : a threshold regression model. *Defence and Peace Economics*, 16(1), 45-57.
- 24.Lee, C. C. & Chang, C. P. (2006). The long-run relationship between defense expenditures and GDP in Taiwan. *Defence and Peace Economics*, 17(4), 361-385.
- 25.Mohsen, A. S. & Chua, S. Y. (2015). Effects of trade openness, investment and population on the economic growth : a case study of Syria. *Hyperion Economic Journal*, 3(2), 14-23
- 27.Nimanth, M.(2016). Does military expenditure hinder economic growth? Evidence from Greece and Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 38(6), 1171-1193.
- 28.Menla Ali, F. & Dimitraki, O. (2014). Military spending and economic growth in China : a regime-switching analysis. *Applied Economics* 46(28), 3408-3420.
- 29.Nkoro, E. & Uko, A. K.(2016). Autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration technique : application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63-91.
- 30.Pesaran, M. H. & Shin, Y.(1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.
- 31.Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- 32.Rjoub, H., Alrub, A. A., Soyer, K. & Hamdan, S.(2016). The syndrome of FDI and economic growth : evidence from Latin American Countries. *Journal of Financial Studies and Research*, 2016, 1-8.
- 33.Simona, V.(2017). The government expenditure structure and economic growth. In *Proceedings of Economics and Finance Conferences*, No.4507467. International Institute of Social and Economic Sciences.
- 34.Umar, M. A., Bakar, A. & Sufian, A. (2015). Defense expenditure and economic growth in Malaysia : an application of Toda-Yamamoto dynamic granger causality Test 1980-2014. *Amity Business Review*, 16(2).



謝宛臻

➡現職：

陸軍後勤訓練中心上士預財士

➡學歷：

聯合後勤學校儲士財務100年班

後訓中心士高班103年班

管院財管所107年班

➡經歷：

預財士