



政治變遷下對國防預算 與經濟成長相關 之研究(二)

郭國誠

肆、實證分析

本節主要目的乃在於運用已經蒐集到的數據資料，針對台灣1952年至2008年間的 political transition 對於經濟成長與國防支出有何程度之關聯，透過時間序列模型找出兩者因果關係與動態關聯性，以檢視台灣國防支出在經濟發展過程中，所扮演的角色與成長關係，期能發現在政治環境的變遷下台灣經濟成長及國防支出的關係，並藉此審視相關現象與印證史實，從而達成本研究之目的。

一、資料來源及敘述統計

本研究之資料選取自中華民國行政院主計處，選取時間為1952年至2008年，共計57年資料，並將變數「國防支出成長率」定義為 DEG；「經濟成長率」定義為 EG；「國防預算佔政府支出比率」定義為 DEGE，上述所有變數單位皆為百分比，另本研究將台灣資料區分台灣 1952－1976 年（蔣中正時期）、1977－2008 年

（蔣經國、李登輝及陳水扁時期）等階段作一分析比較。本研究以台灣國防預算成長率、經濟成長率以及國防支出佔政府支出比率為變數，之後依據單根檢定結果對個別變數取差分，此三項經過調整後的資料即為本文用於實證分析之資料。另由表4-1可得知本研究部分樣本資料與平均值差異過大，因此對於離群值之判定是以平均值加（減）三倍的標準差作為高標及低標，大於平均數加三倍標準差及小於平均數減三倍標準差者，則視為離群值並予以刪除。

表4-1 變數敘述統計表

變數	TDEG	TEG	TDEGE
觀察值	58	58	58
最小值	-0.3079	-0.0217	0.1050
最大值	1.4419	0.1396	0.5045
平均值	0.1179	0.0774	0.2806
標準差	0.2254	0.0334	0.1325
偏態	3.4540	-0.3232	0.2301
峰態	22.2957	3.3897	1.6782

二、單根檢定

總體經濟變數普遍存在單根的現象，為避免直接利用傳統迴歸分析所可能發生的虛假迴歸（Spurious Regression）問題，故在進行實證分析前，首先利用單根檢定來檢定變數資料是否為定態，若不屬於定態的資料，則必須以差分後的資料進行分析工作。因此在對資料做共整合檢定之前，首先對國防支出成長率（DEG）、經濟成

長率（EG）與國防預算佔中央政府總預算比率（DEGE）等時間序列資料作單根檢定，若所有變數都不具有單根的現象，繼之以VAR模型進行分析；否則就進行共整合檢定。若變數間無共整合關係，則取原始資料的變動率後，以VAR模型進行分析研究。單根檢定則是採用 ADF 檢定進行，選定最適差分級次，並以AIC準則與SBC準則分別對變數選取最小值者為最適落後期數。下列為台灣時間數列ADF單根檢定如表4-2至表4-4。

表4-2 台灣長時期數列AD單根檢定表

檢 統 計 定 量	原 始 值			一 階 差 分 值		
	TDEG	TEG	TDEGE	TDEG	TEG	TDEGE
含常數及時間趨勢	-6.88***	-5.11***	-3.56**	-9.8***	-6.64***	-8.95**
含常數項	-2.3	-4.21***	-0.2	-9.91***	-6.63***	-8.98***

註：*、**、***分別表示10%、5%及1%的顯著水準。

由表4-2得知，變數 TEG 於原始值即呈穩定狀態，而變數TDEG及TDEGE於原始值呈現非穩定狀態，所以對變數TDEG及TDEGE取一階差

分，變數經一階差分後檢定顯示在1%之顯著水準下，一致地拒絕存在單根現象之虛無假設。

表4-3 台灣蔣中正時期數列ADF單根檢定表

檢 統 計 定 量	原 始 值			一 階 差 分 值		
	TDEG	TEG	TDEGE	TDEG	TEG	TDEGE
含常數及時間趨勢	-3.35*	-4.19**	-2.26	-5.18***	-4.56***	-7.058***
含常數項	-3.47**	-3.80***	-0.54	-5.18***	-4.80***	-5.57***

註：*、**、***分別表示10%、5%及1%的顯著水準。

由表4-3得知，TDEG、TEG及TDEGE於原始值即呈非穩定狀態，因此對變數TDEG、TEG及 TDEGE 取一階差分，變數經一階差分後檢定

顯示在1%之顯著水準下，一致地拒絕存在單根現象之虛無假設。



表4-4 台灣蔣經國、李登輝及陳水扁時期數列ADF單根檢定表

檢 統 計 定 量	原 始 值			一 階 差 分 值		
	TDEG	TEG	TDEGE	TDEG	TEG	TDEGE
含常數及時間趨勢	-7.29***	-5.11***	-3.54*	-5.83***	-8.70***	-7.41***
含常數項	-5.40***	-3.43**	-0.67	-5.76***	-8.90***	-7.55***

註：*、**、***分別表示10%、5%及1%的顯著水準。

由表4-4得知，變數 TDEG 於原始值即呈穩定狀態變數，TEG及TDEGE於原始值呈現非穩定狀態，因此對變數TEG及TDEGE取一階差分，變數經一階差分後檢定顯示在1%之顯著水準下，一致地拒絕存在單根現象之虛無假設。

三、最適落後期數選取

在確定各時期變數之差分階次之後，本研究

將延續此結果繼續進行共整合檢定，進行共整合檢定之前，依Johansen（1988）多變量共整合檢定法，對VAR模型實施最適落後期數的選取，選擇標準仍為上節所述之AIC與SBC準則，並以最小值為選取之標準，當兩者互相抵觸時，在根據參數精簡原則下，因 SBC 準則之設定較 AIC 準則為嚴格，將以SBC準則為優先考量。檢定如表4-5至表4-7。

表4-5 台灣長期最適落後期數檢定表

判斷準則	落 後 期 數			
	1	2	3	4
AIC	-10.24*	-10.2	-10.09	-9.90
SBC	-9.77*	-9.39	-8.93	-8.39

AIC及SBC檢定顯示最適落後期數均為一期，所以台灣長期時間數列VAR模型最適落後期數為一期。

表4-6 蔣中正時期最適落後期數檢定表

判斷準則	落 後 期 數			
	1	2	3	4
AIC	-11	-12.43	-12.01	-13.33*
SBC	-10.42	-11.40	-10.54	-11.42*

AIC及SBC檢定顯示最適落後期數均為四期，所以蔣中正時期時間數列VAR模型最適落後期數為四期。

表4-7 蔣經國、李登輝及陳水扁時期最適落後期數檢定表

	落 後 期 數			
判斷準則	1	2	3	4
AIC	-10.28*	-10.13	-10.07	-9.63
SBC	-9.71*	-9.13	-8.66	-7.79

AIC及SBC檢定顯示最適落後期數均為一期，所以蔣經國、李登輝及陳水扁時期時間數列VAR模型最適落後期數為一期。

四、共整合檢定

依據單根檢定的結果，我們發現變數均為I(1)的序列，本節將採用Johansen（1995）所提出5個共整合向量來檢測DEG、EG及DEGE間是否具有長期趨勢的關係，本節使用Johansen

（1995）所提出軌跡檢定及最大特性根檢定來檢定其長期趨勢的關係，並依Johansen（1995）所提出決定共整合模型的法則來決定共整合向量（r）之個數與共整合方程式，再依據Nieh and Lee（2001）決定法則：由左至右，由上至下順序篩檢，從Model 1（不含線性趨勢及二次趨勢）的第1個虛無假設開始檢定，直到不拒絕虛無假設為止，以得到各變數之共整合向量及所適用的模型，其檢定結果如表4-8至表4-10。

表4-8 台灣長期共整合向量個數檢定表

軌 跡 檢 定															
	Model 1 H2 (R)			Model 2 H1* (R)			Model 3 H1 (R)			Model 4 H* (R)			Model 5 H (R)		
Rank	軌 檢 統 計 量	跡 定 量	5% 臨 界 值	軌 檢 統 計 量	跡 定 量	5% 臨 界 值	軌 檢 統 計 量	跡 定 量	5% 臨 界 值	軌 檢 統 計 量	跡 定 量	5% 臨 界 值	軌 檢 統 計 量	跡 定 量	5% 臨 界 值
R = 0	27.62		24.28	32.09		35.19	27.65		29.80	48.07		42.92	46.36		35.01
R ≤ 1	14.89		12.32	16.58		20.26	12.15		15.49	18.35		25.87	17.59		18.40
R ≤ 2	4.10		4.13	4.17		9.16	0.31		3.84	6.36		12.52	6.18		3.84

最大特性根檢定										
	Model 1 H2 (R)		Model 2 H1* (R)		Model 3 H1 (R)		Model 4 H* (R)		Model 5 H (R)	
Rank	最大特性 根檢定 統計量	5% 臨界值	最大特性 根檢定 統計量	5% 臨界值	最大特性 根檢定 統計量	5% 臨界值	最大特性 根檢定 統計量	5% 臨界值	最大特性 根檢定 統計量	5% 臨界值
R = 0	12.73	17.80	15.51	22.30	15.50	21.13	29.72	25.82	28.77	24.25
R ≤ 1	10.79	11.22	12.42	15.89	184	14.26	11.97	19.39	11.42	17.15
R ≤ 2	4.10	4.13	4.17	9.16	0.31	3.48	6.38	12.52	6.17	3.84

在軌跡檢定及最大特性根檢定之下，台灣長期時間數列無法拒絕共整合向量個數為零的虛無假設，顯示台灣長期時間數列不存在任何的共整

合向量，並表示變數間不具有長期穩定的均衡關係，故以VAR模型求算其Granger因果關係。

表4-9 蔣中正時期共整合向量個數檢定表

軌 跡 檢 定										
	Model 1 H2 (R)		Model 2 H1* (R)		Model 3 H1 (R)		Model 4 H* (R)		Model 5 H (R)	
Rank	軌 檢 統 計 量	跡 定 量 5% 臨 界 值	軌 檢 統 計 量	跡 定 量 5% 臨 界 值	軌 檢 統 計 量	跡 定 量 5% 臨 界 值	軌 檢 統 計 量	跡 定 量 5% 臨 界 值	軌 檢 統 計 量	跡 定 量 5% 臨 界 值
R = 0	22.94	24.76	39.71	35.19	33.53	29.80	47.51	42.92	42.43	35.01
R ≤ 1	8.43	12.32	17.30	20.26	9.28	15.49	22.50	25.87	17.85	18.40
R ≤ 2	2.46	4.13	4.63	9.16	0.13	3.84	8.55	12.52	7.00	3.84
最大特性根檢定										
	Model 1 H2 (R)		Model 2 H1* (R)		Model 3 H1 (R)		Model 4 H* (R)		Model 5 H (R)	
Rank	最大特性 根檢定 統計量	5% 臨界值	最大特性 根檢定 統計量	5% 臨界值	最大特性 根檢定 統計量	5% 臨界值	最大特性 根檢定 統計量	5% 臨界值	最大特性 根檢定 統計量	5% 臨界值
R = 0	14.52	17.80	24.98	22.30	24.25	21.13	25.02	25.82	24.57	24.25
R ≤ 1	5.97	11.22	10.10	15.89	9.16	14.26	13.94	19.39	10.86	17.15
R ≤ 2	2.46	4.13	4.63	9.16	0.13	3.48	12.52	12.52	7.00	3.84

在軌跡檢定及最大特性根檢定之下，蔣中正時期時間數列無法拒絕共整合向量個數為零的虛無假設，顯示蔣中正時期時間數列不存在任何

的共整合向量，並表示變數間不具有長期穩定的均衡關係，故以VAR模型求算其Granger因果關係。

表4-10 蔣經國、李登輝及陳水扁時期共整合向量個數檢定表

軌 跡 檢 定										
	Model 1 H2 (R)		Model 2 H1* (R)		Model 3 H1 (R)		Model 4 H* (R)		Model 5 H (R)	
Rank	軌 檢 統	跡 定 計	5% 臨 界 值	軌 檢 統	跡 定 計	5% 臨 界 值	軌 檢 統	跡 定 計	5% 臨 界 值	軌 檢 統
R = 0	29.47	24.27		49.83	35.19		34.73	29.80	41.63	42.92
R ≤ 1	13.29	12.32		17.26	20.26		11.58	15.49	16.53	25.87
R ≤ 2	2.81	4.13		5.16	9.16		1.04	3.84	4.55	12.52
	3.84	3.84								
最 大 特 性 根 檢 定										
	Model 1 H2 (R)		Model 2 H1* (R)		Model 3 H1 (R)		Model 4 H* (R)		Model 5 H (R)	
Rank	最大特性 根 檢 定 統 計 量	5% 臨 界 值	最大特性 根 檢 定 統 計 量	5% 臨 界 值	最大特性 根 檢 定 統 計 量	5% 臨 界 值	最大特性 根 檢 定 統 計 量	5% 臨 界 值	最大特性 根 檢 定 統 計 量	5% 臨 界 值
R = 0	16.18	17.80	23.57	22.30	23.16	21.13	25.10	25.82	24.60	24.25
R ≤ 1	10.47	11.22	12.10	15.89	10.53	14.26	11.98	19.39	11.90	17.15
R ≤ 2	2.81	4.13	5.16	9.16	1.05	3.48	4.55	12.52	4.20	3.84

在軌跡檢定及最大特性根檢定之下，蔣經國、李登輝及陳水扁時期時間無法拒絕共整合向量個數為零的虛無假設，顯示蔣經國、李登輝及

陳水扁時期不存在任何的共整合向量，並表示變數間不具有長期穩定的均衡關係，故以VAR模型求算其 Granger 因果關係。



五、向量自我迴歸

因共整合檢定結果顯示3種變數之間分別存在的共整合向量或無共整合情形，所以本節將採用依上節實證結果，運用VAR模型來檢定台灣政治變遷下經濟及國防的長期互動關係，使用VAR模型進行實證分析時，選取適當的落後期數是相

當重要，若選取的落後期數太多，則可能導致自由度過少，降低檢定的準確性，若是選取的落後期數太少，則可能遺漏係數顯著的落後項，使誤差產生自我相關現象而影響模型的解釋能力。其各時期實證VAR模型所求得之迴歸方程式分述如下：

(一)台灣長期VAR模型所求得之迴歸方程式：

$$\begin{aligned} TDEG &= -0.0817 * TDEG_{t-1} + 0.2097 * TDEGE_{t-1} + 0.4640 * TEG_{t-1} + 0.0022 \\ R^2 &= 0.0561 \quad \bar{R}^2 = 0.0005 \quad F\text{-statistic} = 0.99 \end{aligned} \quad (4-1)$$

$$\begin{aligned} TDEGE &= -0.0316 * TDEG_{t-1} + 0.9891 * TDEGE_{t-1} + 0.0340 * TEG_{t-1} - 0.0021 \\ R^2 &= 0.9598 \quad \bar{R}^2 = 0.9574 \quad F\text{-statistic} = 398.33 \end{aligned} \quad (4-2)$$

$$\begin{aligned} TEG &= -0.0278 * TDEG_{t-1} + 0.0945 * TDEGE_{t-1} + 0.3639 * TEG_{t-1} + 0.0251 \\ R^2 &= 0.3112 \quad \bar{R}^2 = 0.2698 \quad F\text{-statistic} = 7.52 \end{aligned} \quad (4-3)$$

(二)蔣中正時期VAR模型所求得之迴歸方程式：

$$\begin{aligned} TDEGE &= 0.1070 * TDEG(-1) + 0.0216 * TDEG(-2) - 0.1052 * TDEG(-3) - \\ &\quad 0.0291 * TDEG(-4) + 0.2825 * TDEGE(-1) + 1.2772 * TDEGE(-2) + \\ &\quad 0.2420 * TDEGE(-3) - 0.5556 * TDEGE(-4) + 0.2039 * TEG(-1) - \\ &\quad 0.2829 * TEG(-2) + 0.4081 * TEG(-3) + 0.3255 * TEG(-4) - 0.1788 \\ R^2 &= 0.9861 \quad \bar{R}^2 = 0.9444 \quad F\text{-statistic} = 23.63 \end{aligned} \quad (4-4)$$

$$\begin{aligned} TDEG &= -1.0006 * TDEG(-1) - 0.7422 * TDEG(-2) - 1.2421 * TDEG(-3) - \\ &\quad 0.2536 * TDEG(-4) + 2.1240 * TDEGE(-1) + 2.8843 * TDEGE(-2) - \\ &\quad 1.4314 * TDEGE(-3) - 4.9486 * TDEGE(-4) + 0.2593 * TEG(-1) - \\ &\quad 2.2852 * TEG(-2) + 3.7814 * TEG(-3) - 1.3404 * TEG(-4) + 1.1886 \\ R^2 &= 0.8409 \quad \bar{R}^2 = 0.3639 \quad F\text{-statistic} = 1.77 \end{aligned} \quad (4-5)$$

$$\begin{aligned} TEG &= -0.4101 * TDEG(-1) + 0.1787 * TDEG(-2) + 0.0418 * TDEG(-3) - \\ &\quad 0.1630 * TDEG(-4) + 0.3964 * TDEGE(-1) - 0.9792 * TDEGE(-2) + \\ &\quad 0.0614 * TDEGE(-3) + 0.2963 * TDEGE(-4) + 1.1426 * TEG(-1) - \\ &\quad 1.4593 * TEG(-2) + 0.3153 * TEG(-3) - 0.3997 * TEG(-4) + 0.2690 \\ R^2 &= 0.8707 \quad \bar{R}^2 = 0.4828 \quad F\text{-statistic} = 2.24 \end{aligned} \quad (4-6)$$

(三)台灣蔣經國、李登輝及陳水扁時期VAR模型所求得之迴歸方程式：

$$TDEGE = 0.9356 * TDEGE_{t-1} + 0.0954 * TEG_{t-1} - 0.0207 * TDEGE_{t-1} + 0.0024$$

$$R^2 = 0.8814 \quad \bar{R}^2 = 0.8687 \quad F\text{-statistic} = 69.37 \quad (4-7)$$

$$TEG = 0.3078 * TDEGE_{t-1} + 0.1466 * TEG_{t-1} - 0.0350 * TDEGE_{t-1} + 0.0013$$

$$R^2 = 0.4106 \quad \bar{R}^2 = 0.3475 \quad F\text{-statistic} = 6.50 \quad (4-8)$$

$$TDEGE = 0.9542 * TDEGE_{t-1} + 1.0518 * TEG_{t-1} - 0.3037 * TDEGE_{t-1} - 0.1545$$

$$R^2 = 0.2334 \quad \bar{R}^2 = 0.1519 \quad F\text{-statistic} = 2.84 \quad (4-9)$$

六、Granger因果關係檢定

Granger因果關係是以預測誤差能否被降低為判定標準，例如當X變數的過去資料有助於Y變數之預測時，即認為X在統計上為Y之因，惟此處所論之因果，不必然有「X 導致 Y」的含義，而是表示變數間有「領先－落後」之關係。

而檢定之方式是將2變數所有落後項作聯合F檢定，若結果皆拒絕沒有影響關係存在之虛無假設，則表示2變數相互影響，有雙向回饋關係；若僅拒絕其中1個虛無假設，則表示具有領先落後關係；當檢定結果皆無法拒絕沒有影響關係存在之虛無假設，則表示2者之間屬於互不影響之獨立關係。其結果如表4-11至4-13。

表4-11 台灣長期Granger因果關係結果統計表

領先變數	落後變數	F值	P值	結論
TDEG	TDEGE _{t-1}	1.58	0.21	不顯著
	TEG _{t-1}	0.48	0.49	不顯著
TEG	TDEGE _{t-1}	0.66	0.41	不顯著
	TDEGE _{t-1}	7.33***	0.01***	顯著
TDEGE	TDEGE _{t-1}	1.01	0.31	不顯著
	TEG _{t-1}	0.07	0.79	不顯著

註：*、**、***分別表示10%、5%及1%的顯著水準。

由表4-11的結果顯示可知，TEG與TDEGE有單向因果關係，因迴歸方程式（4-3）中TDEGE t-1係數為正，表示國防支出佔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。當上年度的國防支出佔政府支出比率增加，則下年度的經濟成長亦同時增加，究其原因可以發現國防支出的多寡，與一國的國家安全有著密切的關係，因為國家安全高於一切，亦即國家內

部要安定才能促進經濟的穩定與發展，在國家安全、社會安定的環境下，便能使投資人提高投資意願，安心的從事於經濟發展，進而促進經濟的穩定與發展，反觀之，如果國家安全發生問題，社會內部發生動亂，或許將會造成資金外流，引發經濟的蕭條，因此國防支出佔政府支出比率與國家經濟的發展有著密切的關係。



表4-12 台灣蔣中正時期Granger因果關係結果統計表

領先變數	落後變數	F值	P值	結論
TDEG	TDEGE _{t-1}	5.74	0.21	不顯著
	TEG _{t-1}	6.35	0.17	不顯著
TEG	TDEG _{t-1}	13.44	0.00*	顯著
	TDEGE _{t-1}	4	0.40	不顯著
TDEGE	TDEG _{t-1}	2.48	0.64	不顯著
	TEG _{t-1}	1.62	0.80	不顯著

註：*、**、***分別表示10%、5%及1%的顯著水準。

由表4-12的結果顯示可知，蔣中正時期TEG對TDEG有單向因果關係，其中因迴歸方程式（4-6）中TDEG t-1為負，表示國防支出成長率對台灣的經濟成長率呈現負向的因果關係，因此顯示蔣中正時期經濟成長率可能會受前期國防支出成長率影響，前期國防支出成長率愈高，可能會造成經濟成長率衰退，究其原因主要是因此一時期，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，而以「軍事戰備、反攻大陸」為主要政策的總目標，雖然國防支出持續成長，但可能是因當時常有軍事衝突，尚未能將國防建設融入經濟社會中，產生國防資源的社會利用效益以促進國內經濟發展，甚或間接排擠了國內投資，進而對經濟發展產生相當程度負面影響。

表4-13 台灣蔣經國、李登輝及陳水扁時期Granger因果關係結果統計表

領先變數	落後變數	F值	P值	結論
TDEG	TDEGE _{t-1}	3.5120	0.0609*	顯著
	TEG _{t-1}	1.1567	0.2842	不顯著
TEG	TDEG _{t-1}	0.8523	0.3559	不顯著
	TDEGE _{t-1}	10.0133	0.0016***	顯著
TDEGE	TDEG _{t-1}	0.3666	0.5449	不顯著
	TEG _{t-1}	0.3180	0.5728	不顯著

註：*、**、***分別表示10%、5%及1%的顯著水準。

由表4-13的結果顯示可知，TEG、TDEG對TDEGE 與有單向因果關係，TDEG與TEG 間沒有因果關係，其中因迴歸方程式（4-8）至（4-9）中TDEG t-1及TDEGE t-1係數均為正，表示國防支出佔政府支出比率對於台灣的經濟成長率呈現正向的因果關係，因此顯示蔣經國、李登

輝及陳水扁時期經濟成長率可能會受前期國防佔政府支出比率影響，究其原因由於台灣存在中國某種程度的外在威脅下，一國的國防支出越高，表示國家安全也越獲得保障，經濟發展更為穩健。

反觀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，主要原因是在國內因政治紛亂影響投資人的投資意願，因此國家安全穩定時將提供公共部門或是私人部門，所擁有的財產權將會獲得更加的保障，進而促進從事經濟活動的意願，所以對經濟發展是有益的。

伍、結 論

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」計量模型實施驗證，探討國防支出與經濟成長之關係，得到以下結論：

一、以蔣中正時期（1952年至1976年）而言

台灣長期經共整合檢定結果，發現此一時期變數間不存在共整合關係，進而以VAR模型進行Granger因果關係檢定，發現國防支出成長率對台灣的經濟成長率呈現負面的因果關係，表示蔣中正時期經濟成長率會受前期國防支出成長率影響，前期國防支出成長率愈高，可能會造成經濟成長率衰退，究其原因主要是此一時期，雖然國防支出持續成長，但可能是因當時主要戰略目標為「軍事戰備、反攻大陸」，因此未能將國防資源轉化至民間促進國內經濟發展，且因與中國軍事衝突大小不斷，使國內外安全動盪不安，因此

無法吸引更多投資機會促進經濟的穩定與發展。

二、以蔣經國、李登輝及陳水扁時期（1977年至2008年）角度觀察而言

在蔣經國、李登輝及陳水扁時期經共整合檢定結果，發現此一時期變數間不存在共整合關係，以VAR模型進行Granger因果關係檢定，發現國防支出佔政府支出比率對於台灣的經濟成長率呈現正向的因果關係，表示蔣經國、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，究其原因可以發現由於國防支出增加對國家安全更有保障，國家更安全後便能吸引更多投資機會促進經濟的穩定與發展。

三、以台灣長時期（1952年至2008年）角度觀察而言

台灣長時期經共整合檢定結果，發現此一時期變數間不存在共整合關係，以VAR模型進行Granger因果關係檢定，由於迴歸係數為正，發現國防支出佔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。當上年度的國防佔政府支出比率增加，則下年度的經濟成長亦同時增加，究其原因可以發現由於國防支出佔政府支出率增加則國家安全更有保障，國家更安全後便能吸引更多投資機會促進經濟的穩定與發展，因此國防支出佔政府支出率與國家經濟的發展有著密切的關係。

另經本研究發現台灣在蔣中正時期國防支出成長率對於台灣的經濟成長率均呈現負向的因果關係，蔣經國、李登輝及陳水扁時期僅國防支出佔政府支出比率對於台灣的經濟成長率呈現正向的因果關係，究其原因為蔣中正時期以「軍事戰備、反攻大陸」為主要政策的總目標，且與中國處於白熱化敵對階段，因此國防支出均以戰費



為主，尚未能將國防建設融入經濟社會中，產生國防資源的社會利用效益以促進國內經濟發展，而在蔣經國、李登輝及陳水扁時期與中國關係雖逐漸和緩，但台灣仍在中國的某種程度外在威脅下，因此國防支出數額仍維持一定水準，且此一時期軍事戰略以「防衛固守、有效嚇阻」為主，且能將國防先進科技轉移至民間以促進經濟發展，而國家安全獲得保障後，經濟發展將更為穩健。

陸、參考文獻

一、中文部份

1. 任德厚，1993，政治學。台北市：台大法學院圖書部，再版。
2. 胡佛，2004，政治變遷與民主化，三民書局。
3. 孫克難（2001），「國防支出對經濟成長的影響－台灣的實證研究」，財稅研究，第33卷，第5期，頁129-149。
4. 馮惠珊、沈振銘（2002），「我國國防支出對經濟成長影響之研究」，亞太社會科技學報，第1卷，第2期，頁159-175。
5. 楊忠城、張寶光、傅鐘仁（2001），「我國國防支出與技術變遷對經濟成長的影響」，國防管理學報，第22卷，第1期，頁68-85。
6. 楊忠城、張寶光（2000），「從內生經濟成長理論觀察我國國防支出規模之適足性」，國防管理學報，第21卷，第2期，頁22-32。
7. 聶建中、劉自強（2005），「經濟成長與國防支出之非線性關聯性研究－縱橫門檻效果分析」，國防管理學報，第26卷，第1期，頁1-13。
8. 楊奕農（2006），時間序列分析經濟與財務上之應用，初版，臺北：雙葉書廊。
9. 蕭全政（1995），台灣新思維：國民主義，初版，台北，時英出版社。

二、英文部分

10. Abu-Bader, S. and Abu-Qarn, A. (2003), Government expenditures, military spending and economic growth: causality evidence from Egypt, Israel, and Syria, Journal of Policy Modeling, 25, 567-583.
11. Alesina, A., and Perotti, R. (1996), "Political Instability, Income Distribution and Investment?", European Economic Review, 40 (6), 1203-1228.
12. Alesina, A., Ozler, S., Roubini, N. and Swagel, P. (1996), "Political Instability and Economic Growth", Journal of Economic Growth, 1 (2), 189-211.
13. Barro, R. J. (1990), "Government Spending in a Simple of Endogenous Growth", Journal of Political Economy, 98 (2/5), 103-126
14. Benoit, E. (1973), "Defense and Economic Growth in Developing Countries", Lexington: Lexington Books.
15. Deger, S. and S. Sen (1995), "Military Expenditure and Developing Countries," in K. Hartley and T. Sandler (eds), Handbook of Defense Economics, 1 (1), 275-307.
16. Dickey, D. A., and W. A. Fuller, (1979), "Distribution of The Estimators for Autoregressive Time-Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.
17. Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for

- Autoregressive Time Series with Unit Root” ,
Econometrica, 49 (4) , 1057–1072
- 18.Dritsakis, N. (2004) , Defense spending and
economic growth an empirical investigation
for Greece and Turkey, Journal of Policy
Modeling, 26 (1) 249-264.
- 19.Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987) ,
“Co-Integration and Error Correction:
Representation, and Testing” , Econometrica,
55 (2) , 251–276.
- 20.Engle R. F. and Yoo, B. S. (1987) ,
“Forecasting and Testing in Cointegrated
Systems” , Journal of Econometrics, 35 (1) ,
143–159.
- 21.Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974) ,
“Spurious Regression in Econometrics” ,
Journal of Econometrics, 1 (2) , 111–120
- 22.H. Sonmez Atesoglu (2009) , “Defense
Spending and Aggregate Output in the United
States” , Defence and Peace Economics, 20
(1) , 21–26.
- 23.U. k. Heo, “Defense spending and Economic
Growth In South Korea: The Indirect Link” ,
Journal of Peace Research, Vol. 36, No. 6, pp.
699-708, 1999.
- 24.Johansen, S. (1988) , “Statistical Analysis
of Co-integration Vectors” , Journal of
Economic Dynamic and Control, 12, PP. 231-
254.
- 25.Johansen, S. and Katarina, J.
(1990) ,” Maximum Likelihood Estimation
and Inference on Cointegration-with
Applications to the Demand for Money” ,
Oxford Bulletin of Economics and Statistics,
52 (2) , 169-208.
- 26.Johansen, S. (1991) , “Estimation and
Hypothesis Testing of Cointegration Vectors
in Gaussian Vector Autoregressive Models” ,
Econometrica, 59 (6) , 1551–1580.
- 27.Johansen, S. (1995) , “Likelihood-
based Inference in Cointegrated Vector
Autoregressive Models” , Oxford: Oxford
University Press.
- 28.Jun, S. B. (2004) , “The Reduction of
South Korea's Defense” , Defense & Security
Analysis, Sep 2004, 20 (3) , PP. 294-299.
- 29.Klein, T. (2004) , “Military Expenditure
and Economic Growth: Peru 1970-1996” ,
Journal of Defence and Peace Economics, 15
(3) , 275-288.
- 30.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.
- 31.Lai, C. N., Huang, B. N. and 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.
- 32.Lee, C. C. and Chang, C. P. (2006) , “The
Long-Run Relationship between Defence
Expenditure and GDP in Taiwan” , Defence
and Peace Economics, 17 (4) , 361–385.
- 33.Lee, C. C. and Chen, S. T. (2007) ,” Do
defence expenditures spur GDP?A panel
analysis from OECD and NON-OECD
countries” , Defence and Peace Economics, 18
(3) , 265–280.
- 34.Lim, D. (1983) , “Another Look at Growth

- and Defense in Less Developed Countries”, Economic Development and Cultural Change, 31 (2), PP. 377-384.
35. Narayan and Singh (2007), “Modeling the Relationship between Defense Spending and Economic Growth for the FIJI Islands”, Defence and Peace Economics, 17 (4), 361–385.
36. Nieh, C. C. and Lee, C. F. (2001), “Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries”, Quarterly Review of Economics and Finance, 41 (4), 477–490.
37. Muzafar Shah Habibullah, Siong-Hook Law and A.M. Dayang-Affizzah (2008), “Defense spending and economic growth in Asian economies: A panel error-correction approach”, Munich Personal RePEc Archive No. 12105, posted 12.
38. Samuel P. Huntington, (1971), “The Change to Change: Modernization, Development and Politics”, Comparative Politics, 3:283–322.
39. Schwert, G. W. (1987), “Effects of Model Specification on Test for Unit Roots in Macroeconomics Data”, Journal of Monetary Economics, 20, 73–103.
40. Shieh, J. Y., C. C. Lai, and W. Y. Chang (2002a), “Endogenous Growth and Defense Expenditures: A New Explanation of the Benoit Hypothesis”, Defence and Peace Economics, 13, 179–186.
41. Sims, C. A. (1980), “Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered”, American Economic Review, 70 (2), 250–257.
42. Reitschuler G. and Loening J. (2005), “Modeling the Defense-Growth Nexus in Guatemala”, World Development, 33 (3), 513–526.
43. Ward, M. D., Cochran, A., Davis, D. R., Penubarti, M. and Rajmaira, S. (1992), “Economic Growth, Investment, and Military Spending in India”, Defense, Welfare and Growth, 13 (3), 11–19.

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。