

政府教育支出與經濟成長長期關係之再研究-台灣之實證分析

Re-examine Long-run Relationship Between Education Expenditure and Economic Growth

- An Empirical Analysis of Taiwan

李政峰

國立高雄應用科技大學企業管理系副教授

jflee@cc.kuas.edu.tw

江明珠

崑山科技大學國際貿易系助理教授

priscill@mail.ksu.edu.tw

徐珮瑩

國立高雄應用科技大學企業管理系碩士在職專班研究生

pei_ying12@yahoo.com.tw

摘要

知識經濟時代的來臨，每個國家均期望培養出具有優秀競爭力之國民，優質人力資本的基石即為教育，教育是國民人格養成、培育智慧、知識傳遞的重要歷程與經驗，國家要培育優良的人力資源，必須有政府對教育的重視與提升。政府投入之教育經費支出是否能提升經濟成長?為政者編列教育經費預算多寡的同時，是否影響該國之經濟成長?

本文試圖以台灣為例，運用 1976 年至 2008 年共 33 筆年資料樣本，以共整合方法分析每生教育經費支出對經濟成長是否具有長期共移關係與因果關係。實證結果顯示，政府教育經費支出與經濟成長間具有正向的長期共移均衡關係，表示長期下教育經費支出隨著經濟成長增加而增加，而短期下教育經費支出對經濟成長的影響並不明顯，最後衝擊反應檢定來探討兩變數面對外生衝擊的影響過程，可觀察出兩個重點，第一個，政府教育經費支出之增加，有利於經濟成長，第二個重點，經濟成長對政府教育經費支出影響有限。因此政府應持續保障教育經費支出，以促進經濟成長，提升國家競爭力。

關鍵字:單根檢定、共整合檢定、因果關係、衝擊反應、教育經費、經濟成長

Keyword : Augmented Dickey-fuller、Ng and Perron、cointegration、Granger causality test、impulse response analysis、educational expenditure、economic growth

壹、緒論

一、研究背景與動機

教育為立國之本。自古以來，教育便是個人及社會所共同需求的重要財貨，也是國家發展的基石。每個國家均重視培養國民知識技能的提升，以期望提高國民素質、加速社會進步。在60年代中期以後，經濟學家注意到人力資本是一國經濟發展的決定因素。其中Schultz(1961)提到「教育投資的確可累積資本存量與提高勞動生產力」，開始將影響經濟成長的因素著重在技術變革以及人力資本的討論上，將人力資本視為影響一國經濟成長重要的生產因素之一。本文在人力資本領域中以培育人才之政府教育經費支出當作衡量指標，欲探討經濟成長與政府教育經費支出之長期關係。

就整體教育經費分析，公私立教育經費自 1976 年起，從 253 億元約佔國民生產毛額 3.09%，到 2009 年 813 億元約佔國民生產毛額 6.16% (如表 1)。而政府教育經費自 1976 年，209 億元佔政府歲出比率 15.12%，到 2009 年 617 億元佔政府歲出比率 25.1%。顯現政府對教育投資有攀升趨勢 (如表 2、3)。

在這知識經濟時代的來臨，如果我們能夠知道若干因素對長期經濟成長率有的正面效果，或變數在某經

濟發展階段中對經濟成長具有重要地位，那麼政府便可提供政策的誘因去促進影響經濟成長的因素發生作用，進而提高一國國民生活水準、社會福利，這也是本文研究的動機。

政府教育經費支出確實對一個國家的經濟成長有著相當重要的關鍵因素。就我國教育經費占國內生產毛額比率與國際OECD的先進國家比較，2008年以前教育經費占國內生產毛額比率均低於國際OECD國家，2009年為6.51%，開始高於國際OECD的平均5.81(如表4)；可以明顯的看出在台灣地區教育經費的比例與著重，因此如何追求進步而去改善本國教育經費支出分布的問題，便是本文去關心討論的重點課題。

本文研究目的主要有以下五點：

- 一、整理各理論和文獻所提出之影響因素，以及各因素之理論與實證上的影響結果。
- 二、探討政府教育經費支出與經濟成長之間是否具有長期與短期關係。
- 三、運用 FMOLS、DOLS 與 VECM 之統計工具來修正迴歸估計係數。
- 四、利用 Granger 因果關係檢定各變數間是否具有長期影響效果。
- 五、最後進行衝擊反應分析(Impulse response analysis) ，探討政府教育經費支出與經濟成長間之動態相互影響關係。

表 1 公私立教育經費

會計年度	金 額	六五年	占國民生產毛額比率%	
	(千 元)	=100	計	公部門
六五	25,377,015	23	3.09	3.22
七十	74,112,578	67	4.44	3.61
七一	94,673,666	85	5.04	4.14
七二	110,942,492	100	5.45	4.51
七三	111,121,047	100	4.80	3.85
七四	123,915,028	112	4.94	4.00
七五	137,899,432	124	5.00	4.10
七六	148,047,536	133	4.61	3.71
七七	168,382,593	152	4.86	3.92
七八	200,549,624	181	5.25	4.27
七九	245,279,765	221	5.64	4.65
八十	300,965,051	271	6.27	5.16
八一	351,140,259	317	6.53	5.39
八二	401,130,100	362	6.73	5.58
八三	428,109,963	386	6.61	5.40
八四	449,691,445	405	6.37	5.20
八五	505,683,604	1,984	6.52	5.32
八六	547,227,576	2,148	6.57	5.21
八七	567,147,236	2,230	6.28	4.95
八八	600,599,956	2,359	6.28	4.94
八九	548,761,349	2,162	5.31	3.96
九十	590,424,785	2,327	5.83	4.34

九一	616,058,995	2,437	5.80	4.32
九二	639,453,173	2,533	5.83	4.29
九三	660,729,398	2,624	5.67	4.18
九四	685,486,947	2,723	5.74	4.24
九五	704,470,012	2,802	5.66	4.19
九六	711,728,668	2,829	5.42	4.03
九七	741,178,348	2,921	5.70	4.19
九八	813,986,313		6.17	4.65

資料來源：教育部資訊網

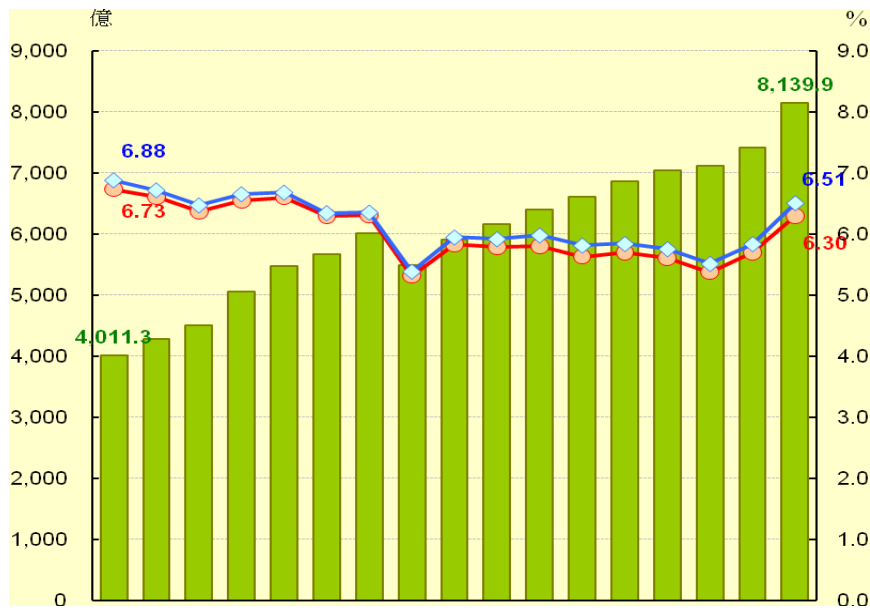
表 2 公部門教育經費(政府經費加自籌經費)

會計	金額	平均對每	占政府歲出比率(元)
	(千元)	國民支出 (元)	
六五	20,952,991	1,292	15.12
七十	60,262,157	3,373	14.71
七一	77,809,670	4,277	15.14
七二	91,864,372	4,961	16.51
七三	89,206,666	4,747	16.28
七四	100,352,921	5,263	16.57
七五	112,949,397	5,848	16.45
七六	119,030,192	6,101	16.54
七七	135,970,263	6,893	17.27
七八	163,094,485	8,173	17.39
七九	202,364,354	10,040	17.47
八十	247,488,080	12,131	17.77
八一	290,019,588	14,075	17.86
八二	332,463,417	15,982	18.43
八三	350,053,223	16,672	18.58
八四	366,902,255	17,325	19.36
八五	412,416,379	19,159	22.37
八六	434,460,507	19,982	23.12
八七	447,513,166	20,408	22.46
八八	472,153,552	21,372	23.03
八九	408,555,533	18,340	18.99
九十	439,393,895	19,611	19.34
九一	457,515,286	20,315	21.33
九二	469,989,653	20,792	21.20

九三	485,505,947	21,398	21.63
九四	505,012,525	22,178	22.03
九五	519,093,823	22,691	23.44
九六	528,088,895	23,002	23.06
九七	544,740,737	23,646	23.24
九八	617,794,980	26,721	25.10

資料來源：教育部資訊網

表 3 教育經費與占國民(內)生產毛額比率



	年度	82	83	84	85	86	87	88	89	90
■	教育經費支出	4011.3	4281.1	4496.9	5056.8	5472.3	5671.5	6006.0	5487.6	5904.2
●	占國民生產毛額	6.73	6.61	6.37	6.55	6.60	6.29	6.30	5.3	5.83
◆	占國內生產毛額	6.88	6.72	6.47	6.65	6.68	6.34	6.35	5.39	5.95
	年度	91	92	93	94	95	96	97	98	
■	教育經費支出	6160.6	6394.5	6607.3	6854.9	7044.7	7117.3	7411.8	8139.9	
●	占國民生產毛額	5.78	5.80	5.63	5.70	5.61	5.37	5.70	6.30	
◆	占國內生產毛額	5.92	5.98	5.81	5.84	5.75	5.51	5.84	6.51	

說明：1.89 會計年度起公部門中之政府經費以教育經費編列與管理法定義範圍計列。2.私部門僅含私校。3.GNP 及 GDP 資料為 99 年 5 月 20 日行政院主計處發布數。4.教育經費含公部門及私部門；公部門含自籌經費，其中自籌經費包括國立大學校院校務基金自籌、國立大學附設醫院作業基金自籌與教學及研究相關之支出、國立高中職校務基金自籌及代收代付暨地方教育發展基金自籌經費，但均不含折舊，國立高中職校務基金自籌自 96 會計年度起納入。

資料來源：教育部資訊網

表4 教育經費占國內生產毛額 (GDP) 比率

	各級教育			初等、中等及中等以上非 高等教育			高 等 教 育		
	總計	公立	私立	總計	公立	私立	總計	公立	私立
中華民國									
2006 年	5.75	4.24	1.51	2.95	2.60	0.35	1.86	0.80	1.06
2007 年	5.51	4.09	1.42	2.86	2.50	0.35	1.87	0.79	1.07
2008 年	5.84	4.29	1.55	2.93	2.57	0.35	1.92	0.83	1.09
2009 年	6.51	4.94	1.57						
OECD 國家									
日 本	5.0	3.3	1.7	2.8	2.6	0.3	1.5	0.5	1.0
南 韓	7.3	4.5	2.9	4.3	3.4	0.9	2.5	0.6	1.9
美 國	7.4	5.0	2.4	4.0	3.7	0.3	2.9	1.0	1.9
加 拿 大	6.5	4.8	1.7	3.7	3.3	0.4	2.7	1.5	1.3
英 國	5.9	5.2	0.7	4.3	3.9	0.3	1.3	0.9	0.4
法 國	5.9	5.5	0.4	3.9	3.7	0.2	1.3	1.1	0.2
德 國	4.8	4.1	0.7	3.1	2.7	0.4	1.1	0.9	0.2
義 大 利	4.9	4.6	0.3	3.5	3.4	0.1	0.9	0.7	0.2
西 班 牙	4.7	4.2	0.5	2.9	2.7	0.2	1.1	0.9	0.2
比 利 時	6.1	5.9	0.2	4.1	3.9	0.2	1.3	1.2	0.1
荷 蘭	5.6	4.8	0.8	3.7	3.3	0.4	1.5	1.1	0.4
澳大利亞	5.7	4.1	1.6	4.0	3.3	0.7	1.6	0.8	0.8
紐 西 蘭	6.3	5.0	1.3	4.3	3.8	0.6	1.5	0.9	0.5
OECD 國家平均	5.8	4.9	0.8	3.8	3.4	0.3	1.5	1.0	0.5

說明：我國國內生產毛額(GDP)係採行政院主計處99年05月20日公布之國民所得計常用資料。

附註：1.我國各級教育經費係會計年度資料；初等、中等及中等以上非高等教育、高等教育經費係為學年度資料，且不含教育行政、社教及國際文教等經費。2.日本中等以上非高等教育包含在高級中等和高等教育中。3.加拿大中等以上非高等教育包含在高等教育中。

資料來源：2009年經濟合作發展組織「各國教育概觀」。

貳、理論方法

本章先對經濟成長、教育經費與人力資源來解釋定義及相關理論之闡述；續探討經濟成長與政府教育支出、經濟成長與人力資源、教育與人力資源，其兩兩變數間表現之相關性與研究文獻。

單根檢定為本文研究之首要重點，所以首先，必需判定各變數的時間數列是否具有單根的性質。在通過單根檢定的恆定時間數列後，進行迴歸分析，以避免虛假迴歸(spurious regression)的情形。當變數間存在有共整合關係時，則可能因變數間的關係受到扭曲，而喪失了長期訊息。故為避免因遺漏訊息而導致不正確的估計結果，研究中將採用 Johansen (1991)的多變量共整合檢定方法，判定變數間是否有存在共整合關係。在數列存在共整合關係時，分別以向量誤差修正模型(VECM)、完全修正普通最小平方法(FMOLS 和 DOLS)，來探討變數間的長期關係；再根據 Granger (1969)的因果關係理論來討論經濟成長與各教育變數之間是否會互相影響。最後以衝擊反應分析(Impulse response analysis)來探討經濟成長與政府教育經費支出變數之間震盪關係。

一、單根檢定

時間數列本身是一個隨機過程(stochastic process)，當其受到發生的外部衝擊，此數列並不隨著時間而返回原平均值的現象，則稱此數列為非恆定時間數列。相反地，若數列隨機過程之機率受外部衝擊僅出現而具有短暫效果，在經過一段時間後會逐漸返回原來的水準值並呈穩定恆定型態，則此數列稱為恆定時間數列。

1.ADF 檢定

為了解決此問題，Said and Dickey(1984)允許殘差項為一恆定可逆性(invertible)的ARMA(p,q)過程，使得DF單根檢定的迴歸式中納入了應變數的差分落後項，以解決誤差項序列相關的問題，使其成為白噪音，此為Augmented Dickey-Fuller單根檢定法，以下簡稱ADF檢定。其模型如下：

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

其中 y_t 為數列資料； t 為時間趨勢項； y_t 表示在 t 時點的變動； ε_t 為殘差項。

ADF之虛無假設 (H_0) 與對立假設 (H_1) 分述如下：

$H_0: \rho = 0$ (表示數列為非恆定型態，具單根性質)

$H_1: \rho \neq 0$ (表示數列為恆定型態，不具單根性質)

2.Ng and Perron(NP)單根檢定

當誤差項為 MA 數列且特徵根趨近為「-1」時，單根檢定會產生誤差扭曲，所以 Ng and Perron(1966)提出修正的 Z_t 統計量(MZ_t)。Ng and Perron (2001)又透過 GLS-Detrend 的方式來提升 MZ_t 統計量的檢定力，以 MZ_t^{GLS} 表示。

MZ_t^{GLS} 檢定使用 GLS-Detrend 的數列，並加入迴歸式的長期變異以修正 Z_t 統計量。

若在三種檢定式皆拒絕虛無假設，則表示 y_t 數列不存在單根性質，亦即數列為 $I(0)$ 之型態。反之，其檢定結果，若無法拒絕虛無假設，表示存在單根，此時需將數列作差分處理，直到資料呈現恆定形式，始能進行隨後所述的共整合分析。

最適落後期的決定，傳統可利用AIC (Akaike Information Criterion)方法來作評估，AIC值愈小，表示誤差平方和愈小，代表模型解釋能力愈好。

但是，當誤差項為MA且特徵根接近「-1」時，必需有較長的階次以獲得穩定的型一誤差。因為採用AIC準則選用階次過短，容易發生型一誤差的扭曲現象；Ng and Perron(2001)提出MAIC(Modified Akaike Information Criterion)之準則於以改善，所以在MAIC下，若有MA根趨近於「-1」時，選出的階次相對較長，可以避免型一誤差且可得一個穩定型態和精確度較高的檢定力。

二、共整合檢定

Johansen (1991)所提出的最大概似共整合檢定，可以避免兩階段估計法之缺失。以向量自我迴歸模型VAR

(Vector Auto Regression)為基礎，設定變數之間為獨立且有相同分配的高斯(Gaussian)殘差項假設，用最大似法求出共整合向量估計式，並檢定共整合向量所可能存在的個數。

假設 Y_t 為一 $(n \times 1)$ 且為 $I(1)$ 的向量數列，則其落後 p 期的的向量自我迴歸 (VAR) 模型表示為：

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + u_t, \quad E(u_t) = 0, \dots \dots \dots (2)$$

其中， $t=1,2,3,\dots,p$ ； p 為落後期數； u_t 為誤差項。寫成一階差分VAR：

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Delta y_{t-i} + \pi y_{t-p} + u_t, \dots \dots \dots (3)$$

在 (3) 式中， π 表現了所有長期均衡資訊， πy_{t-p} 為系統中，由於各數列經一次差分後，所喪失的長期均衡關係又引導回來，此即為誤差修正項。而 π 的秩(Rank)則決定存在於 y_t 間的共整合向量數目，亦即決定變數間具有多少個長期關係。而對於 π 的秩有下列三種可能：

- 1.若 $\text{Rank}(\pi)=0$ ，則 π 為零矩陣，表示 y_t 中變數共整合關係為不存在。
- 2.若 $\text{Rank}(\pi)=p$ ，則 π 為全秩(Full Rank)， y_t 為 $I(0)$ 恆定。
- 3.若 $\text{Rank}(\pi)=r$ ， $0 < r < p$ ，表示 y_t 中有 r 個共整合向量個數。

檢定過程在於確定 π 的秩。故設虛無假設為：

$$H_0: \alpha\beta' \text{ 或 } \text{Rank}(\pi) = r, \quad (r < p)$$

其中 α 為 $p \times r$ 的調整係數(Adjustment Coefficient)向量，係數越大表示變數在失衡的情況下，往均衡水準的調整速度越快； β 為 $r \times p$ 的共整合向量。

接下來Johansen(1990)以此模型利用軌跡(Trace)統計量與最大特徵根(Maximum Eigenvalue)統計量來檢驗共整合向量的個數。

1. Trace 統計量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln [1 - \hat{\lambda}_i] \dots \dots \dots (4)$$

$\hat{\lambda}_i$: 特徵根的估計值； T : 觀察值的個數； r : 共整合向量個數

H_0 : 最大共整合階次為 r (最多只有 r 個共整合關係)

H_1 : 最大共整合階次為 k (即最多只有 k 個共整合關係)

如果 H_0 為真，則 $\lambda_{r+1}, \lambda_{r+2}, \dots, \lambda_{r+k}$ 都會很接近零， $\lambda_{trace}(r)$ 會很小。

2. 最大特徵根統計量

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln [1 - \hat{\lambda}_{r+1}] \dots \dots \dots (5)$$

H_0 : 最大共整合階次為 r (最多只有 r 個共整合關係)

H_1 : 最大共整合階次為 $r+1$ (最多只有 $r+1$ 個共整合關係)

如果 H_0 為真，則 λ_{r+1} 會很接近零， $\lambda_{max}(r, r+1)$ 會很小；反之，在對立假設成立時，此兩種檢定量會較大。本文使用Johansen(1988, 1990)最大似法之共整合檢定各國的實質利率是否具有共整合的現象，以避免Engle—Granger兩階段共整合檢定法的缺失，並提高檢定力。

三、VECM、FMOLS和DOLS

1. 向量誤差項(VECM)

根據Engle and Granger(1987)所提出的Granger Representation Theorem，共整合與誤差修正模型間存在對應關係，當時間數列間存在著共整合關係，則數列的關係必可用誤差修正模型來表示；反之，適用誤差修正模型的數列，必具有共整合關係，所以若確定變數間存有共整合關係，表示變數間有一種長期的共同趨勢，然而，若有外生衝擊發生時，會使模型中的長期關係遭到破壞，此時就要以向量誤差修正模型VECM (Vector Error

Correction Model)來探討變數間經過誤差修正後，使得彼此長期關係漸趨均衡的調整過程。

Engle and Granger對誤差修正模型做出以下的說明：

若兩個 I (1) 型態之數列存在共整合關係，則兩數列間的關係利用誤差修正模型來描 x_t and y_t 的長短期關係，表示如下：

$$\Delta y_t = \mu_y + \alpha_1(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1}) + \sum_{j=1}^p r_{1j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p r_{2j} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \dots \dots \dots (6)$$

$$\Delta x_t = \mu_x + \alpha_2(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1}) + \sum_{j=1}^p r_{3j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p r_{4j} \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{2t} \dots \dots \dots (7)$$

簡化說明 VECM(1)：

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_y \\ u_x \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1}) + \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} \\ r_{21} & r_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta x_{t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

其中 y_t 表示數列 y 在 t 時點的變動量； x_t 表示數列 x 在 t 時點的變動量； $\alpha_1 < 0$ 、 $\alpha_2 > 0$ 為調整係數； Δy_{t-1} 、 Δx_{t-1} 衡量數列的短期關係； y_{t-1} 和 x_{t-1} 是衡量第 $t-1$ 期偏離長期均衡的程度，即誤差修正項； $(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1})$ 為變數離開長期關係值的偏離值。假設當檢定之兩數列間具有共整合關係，則 $(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1})$ 應為恆定的數列。由 (7)、(8) 式的模型可知， y 數列的變動可由前一期的誤差修正項、前期 y 的變化及前期 x 的變化所解釋。同理 x 數列的變動亦可由前一期的誤差修正項、前期 x 的變化及前期 y 的變化來解釋。

向量誤差修正模型提供兩國利率之動態關係研究的良好檢定基礎，且在此模型中，共整合關係定義了兩數列之長期均衡關係，藉此能瞭解兩國間其中之利率發展的過程。

2. 完全修正普通最小平方法 (Fully Modified OLS, FMOLS)

Phillips and Hansen(1990)所發展的完全修正普通最小平方法。在最小平方法(OLS)估計值中，會產生二階偏誤(Second order biased)及內生性偏誤的問題，因為這些偏誤的產生，會使得 OLS 估計值得漸進分配產生錯置(mislocated)的現象發生，且漸進分配不為常態分配，使得 OLS 估計值不能應用。因此 Phillips and Hansen(1990)提出此估計法，主要目的在解決上述的問題，使得係數的估計有意義。

考慮下列迴歸模型：

$$y_t = \alpha + \beta' x_t + u_{0t} \dots \dots \dots (9)$$

$$\Delta x_t = u_{1t} \dots \dots \dots (10)$$

上述的殘差項 (u_{0t}, u_{1t}) ，可以計算出長期變異數矩陣，如下所示：

$$\hat{\Omega}_{uu} = \begin{bmatrix} \hat{\Omega}_{00} & \hat{\Omega}_{01} \\ \hat{\Omega}_{10} & \hat{\Omega}_{11} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (11)$$

由(12)式，(10)式可以被修正如下式：

$$y_t^+ = \alpha + \beta' x_t + u_{0t}^+ \dots \dots \dots (12)$$

其中，

$$y_t^+ = y_t - \hat{\Omega}_{01} \hat{\Omega}_{11}^{-1} \Delta x_t$$

$$u_{0t}^+ = u_{0t} - \hat{\Omega}_{01} \hat{\Omega}_{11}^{-1} \Delta x_t$$

再由(13)式，我們可以得出修正後的內生性偏誤的估計值為：

$$\begin{bmatrix} \hat{\alpha}_T^+ \\ \hat{\gamma}_T^+ \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T & \sum x_t' \\ \sum x_t & \sum x_t x_t' \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum y_t^+ \\ \sum x_t y_t^+ \end{bmatrix} \dots\dots\dots(13)$$

由上我們將內生性偏誤修正後，接著考慮解決二階偏誤的問題，為解決此一問題，將(13)式中的 $\hat{\gamma}_T^+$ 減去 $T\hat{\mathcal{N}}_T^+$ ，其中

$$\hat{\mathcal{N}}_T^+ = \sum_{v=0}^q \{1 - [v/q + 1]\} \left\{ \begin{bmatrix} \Gamma_{01}^v \\ \Gamma_{11}^v \end{bmatrix} \right\} \begin{bmatrix} 1 \\ -(\hat{\Omega}_{11})^{-1} \hat{\Omega}_{10} \end{bmatrix}$$

$\hat{\Gamma}_{01}^v$ 表 u_{0t} 與 $u_{1,t-v}$ 之共變異數， $\hat{\Gamma}_{11}^v$ 表 u_{1t} 與 $u_{1,t-v}$ 之共變異數。因此完全修正普通最小平方法之估計值為：

$$\begin{bmatrix} \hat{\alpha}_T^{++} \\ \hat{\gamma}_T^{++} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T & \sum x_t' \\ \sum x_t & \sum x_t x_t' \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum y_t^+ \\ \left\{ \sum x_t y_t^+ - T\mathcal{N}_T^+ \right\} \end{bmatrix} \dots\dots\dots(14)$$

其中 $\hat{y}_t^+ = y_t - \hat{\Omega}_{10}(\hat{\Omega}_{11})^{-1} \Delta x_t$ 而(14)式之漸進分配為一混合常態分配，因此可以利用 t 分配對估計之係數進行檢定，探討變數與變數之間的關係。

2.DOLS(dynamic OLS)

DOLS(dynamic OLS)為較簡單的共整合方法之一，當資料具有非定態性質時，迴歸式可經由動態修正後利用 OLS(ordinary least squares)、GLS(generalized least squares)或 GMM(generalized method of moment)模型來估計。DOLS 模型在單條的共整迴歸方程式中，適當地以有母數的方法加入領先期和落後期的一階差分項，修正後的方程式被應用在 OLS 或 GLS 則稱為 DOLS((dynamic OLS)或 DGLS(dynamic GLS)。關於 DOLS 模型敘述如下：假設原來的迴歸方程式為：

$$Y_t = \alpha + \theta X_t + Z_t \dots\dots\dots(18)$$

上式加入差分項(∇X_t)的領先期和落後期即為：

$$Y_t = \beta_0 + \theta X_t + \sum_{j=-p}^p \delta_j \nabla X_{t-j} + u_t \dots\dots\dots(19)$$

當 X_t 和 Y_t 經過共整合後，再利用 OLS、GLS 或 GMM 的方法估計迴歸式，其估計係數符合一致性，且在大樣本下符合有效性。

四、Granger因果關係檢定

根據 Granger(1969)所提出用變數預測力(predictability)來衡量變數間的因果關係，如果兩時間數列存在因果關係時，那麼當一項獨立變數加入過去的資料時，會增加因變數的解釋能力，及稱為存在 Granger 因果關係。

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$X_t = b + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \delta_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

令 $H_0: \beta_j = 0, j = 1, \dots, p$ ，如果拒絕虛無假設，則稱兩變數間存在 Granger 因果關係，即變數 X 會對變數 Y 造成 Granger 影響。主要的方式就是對上面兩式進行聯合檢定(F-test)，也就是檢定該獨立變數的係數是否全部為零。設 $H_0: \gamma_i = 0, i = 1, \dots, p$ ，如果拒絕虛無假設，則稱兩變數間存在 Granger 因果關係，即變數 Y 會對變數 X 造成 Granger 影響。

五、衝擊反應分析

透過 VAR 模型的建立，能夠利用它來分析變數間的動態相互影響關係，通過對該分析中的其中一個變數之衝擊進行追蹤來觀察這類分析，換句話說就是進行衝擊反應函數分析，衝擊反應函數是指給定外生衝擊 ε_t 的一次變動下，此時間數列相對應的動態變化。利用此分析能夠觀察衝擊反應大小的變化、衝擊為正向還是負向，還能了解衝擊是持續性的或是反覆波動性的，並看出反應速度的快慢。

而在楊奕農(2009)提到以 VAR(1)模型為例: $X_t = A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$ ，將其轉換成 Moving Average 的型式， $X_t(1 - A_1 L) = \varepsilon_t$ ，其中 L 為落後運算元，所以 $X_t = \frac{\varepsilon_t}{1 - A_1 L} = \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots$ 為一 MA(∞)的表達式，由於誤差 ε_{t-1} 可以解釋為 t-1 期末預測到的衝擊，故將 X_t 對 ε_{t-1} 微分，可以得到落後一期的衝擊對於當期變數的影響，在數學式中表示為 ψ_1 。

但由於變數排列的順序不同，會影響分析結果，目前在統計方法中對變數的排序沒有明確的準則，由分析者主觀判斷，本研究是依照變數間相關係數絕對值的大小作為排序的依據。

參、實證結果

本文研究的主旨是探討政府教育經費支出與經濟成長間是否有長期均衡關係。研究對象為台灣地區，資料期間為民國 65 年到民國 97 年，共 33 筆年資料，實證變數為學校平均每生分攤經費支出及實質國內生產毛額 (GDP)。用於實證分析的變數統一以元為單位，再取自然對數，將模型使用之變數代碼定義如表 5。

表 5、變數定義表

代碼	說明
ln(EXP)	教育經費總計(單位:元)
ln(GDP)	實質國內生產毛額(單位:元)

本文先對台灣政府之教育經費支出與經濟成長率之變數的序列進行單根檢定，以確定變數的序列資料是否符合恆定性的時間序列樣本，當檢定結果無法拒絕虛無假設時，此時間序列存在單根，此時接著將此時間序列作一階差分繼續同樣的檢定步驟，直到無單根的恆定狀態。Engle and Granger (1987) 詮釋當一個數列經過 d 階差分後，若可以成為一個定態的數列，則稱該數列之整合級次為 I(d)。大多數的時間序列取一階差分後即為恆定狀態，顯示變數在零階時具有單根而為一階整合序列 I(1)。

一、單根檢定實證結果

本文變數水準值以 ADF、PP、NP 等單根檢定，檢測台灣各級教育變數資料是否具有單根，檢定結果如表 6，ADF 單根檢定下 EXP 值 2.558，GDP 值為 0.709；PP 單根檢定下 EXP 值 3.935，GDP 值為 0.949；NP 單根檢定中分為：MZA 單根檢定下 EXP 值 0.121，GDP 值為 -0.988；MZt 單根檢定下 EXP 值 0.081，GDP 值為 -0.475；MSB 單根檢定下 EXP 值 0.672，GDP 值為 0.480；MPT 單根檢定下 EXP 值 29.663，GDP 值為 15.000。所有變數在 1%、5%、10% 的顯著水準下，均無法拒絕具有單根的虛無假設。

表 6 單根檢定分析結果

變數		單根檢定	
		EXP	GDP
ADF		2.558(1)	0.709(3)
PP		3.935(4)	0.949(2)
NP	MZa	0.121	-0.988
	MZt	0.081	-0.475
	MSB	0.672	0.480
	MPT	29.663	15.000
最適落後期數		(1)	(3)

註：1.***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

2. ADF、NP 括號 () 中的數字最適落後期數 (lag)，ADF 單根檢定依據 AIC(Akaike information criterion) 選取最適落後期數，NP 單根檢定採用 Ng and Perron(2001)修正的 MAIC(Modified Akaike information criterion)準則選取；PP 單根檢定之括號 () 中的數字 bandwidth，採 Newey and West(1994)的 bartlett kernel 準則選取。

二、共整合檢定實證結果

作共整合檢定時，需決定一最適落後期數以消除殘差項數列自我相關，本文依據參數精簡原則，採用 BIC 準則取其值最小者為最適落後期數，以避免自由度不足之問題。在最大 Lag 設定為 3 情況下，其教育經費支出與經濟成長之最適落後期檢定結果見表 7，顯示最適落後期為 1。

表 7 VAR 最適落後期數估計

落後期數	AIC	SIC
0	1.643	1.689
1	-3.148*	-3.054*
2	-3.081	-2.941
3	-3.036	-2.850

註 1：*表示訊息準則下即為最適落後期。

接著以 Johansen(1988, 1990)提出的最大似估計法檢定變數間共整合關係，使用 Johansen(1994)軌跡檢定法與最大特徵根檢定法進行分析，以檢定教育經費支出變數與經濟成長是否具有長期共移現象。由共整合向量數目檢定表 8 中可看出，各變數間在 $H_0: r=0$ (無共積關係) 的 λ -trace 值為 49.036 及 λ -max 值為 42.867，統計量均大於 5% 臨界值，亦即在 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設 H_0 ，而在 $H_0: r \leq 1$ (有一個共積關係) 之 λ -trace 值為 6.169 及 λ -max 值為 6.169，統計量均小於 5% 臨界值，亦即在 5% 的顯著水準下無法拒絕虛無假設 H_0 。顯示教育經費支出與經濟成長間存在有一個共整合向量，即具有長期共積關係，即兩個變數間，互相具有長期共移均衡情形。

表 8 Johansen 共整合檢定分析結果

觀察變數	H_0	軌跡檢定		最大特徵根檢定	
		λ -trace	5%	λ -max	5%
		統計量	臨界值	統計量	臨界值
EXP、GDP	$r=0$	49.036*	25.872	42.867*	19.387
	$r \leq 1$	6.169	12.518	6.169	12.518

註 1：「*」表示在 5% 顯著水準下拒絕 H_0 。

三、VECM 模型實證結果

表 9 為教育經費支出(EXP)與經濟成長(GDP)之 VECM 估計結果：首先，觀察誤差修正項(ECT)的估計結

果可知，教育經費支出(EXP)對經濟成長(GDP)的影響值為-1.353，其 t -值為-8.297，在 5%的顯著水準下，顯著異於 0，trend 值為 0.019；此結果顯示，教育經費支出隨著經濟成長而增加，此兩者間具有長期共移關係。

其次，當前期(t-1)的教育經費支出(EXP)偏離長期均衡值時，其調整係數估計值為-0.458，修正的方向正確， t -值為-3.098，在 5%的顯著水準下，顯著異於 0；而在經濟成長(GDP)，調整係數的估計值為 0.157，調整方向正確， t -值為 1.327，故在 5%的顯著水準下，不顯著異於 0。

最後，觀察短期成長率的關係，發現前期(t-1)經濟成長率對教育經費支出的影響為正，估計值為 0.037， t -值為 0.121，trend 估計值為 0.001，無法顯著異於 0，顯示經濟成長的增加，對教育經費支出的影響並不明顯；而教育經費支出對經濟成長率的影響為負，前期(t-1)估計值為-0.057， t -值為-0.430，trend 估計值為 0，不顯著異於 0，顯示教育經費支出對經濟成長的影響並不明顯。

表 9 教育經費支出(EXP)、國內生產毛額(GDP)之 VECM 估計結果

共整合向量 Z_{t-1}		
EXP_{t-1}	1.000	
GDP_{t-1}	-1.353 (0.163) [-8.297]	
趨勢項	0.042 (0.017) [2.464]	
常數項	29.886	
ΔEXP_t ΔGDP_t		
誤差修正項	-0.458 (0.147) [-3.098]	0.157 (0.118) [1.327]
ΔEXP_{t-1}	0.151 (0.166) [0.907]	-0.057 (0.133) [-0.430]
ΔGDP_{t-1}	0.037 (0.307) [0.121]	0.184 (0.246) [0.749]
常數項	0.096 (0.039) [2.459]	0.091 (0.031) [2.920]
趨勢項	-0.002 (0.001) [-2.246]	-0.002 (0.000) [-2.638]

註：1.() 內之數值為係數估計值之標準差。

2.[] 內之數值為係數估計值 t 統計量，*為 5%下顯著。

四、FMOLS、DOLS 實證結果

文獻上有三種方法可以估計係數，在本節採用 FMOLS、DOLS，並與 VECM 來作比較。經由表 10 之估計結果得之：FMOLS 估計係數為 1.326，t 值為 9.879，P 值為 0.000；而 DOLS 估計係數為 1.428，t 值為 9.879，P 值為 0.000，顯示 FMOLS 與 DOLS 之估計係數很接近，P 值也表現估計出來顯著；接著再與 VECM 之係數相比較，參見表 11，顯示出 VECM、FMOLS、DOLS 此三種估計之係數、t 值、P 值皆相近。

表 10 FMOLS、DOLS 之估計表

變數	FMOLS			DOLS		
	係數	t 統計量	P 值	係數	t 統計量	P 值
GDP	1.326	9.879	0.000	1.428	9.879	0.000
趨勢項	-0.016	-2.070	0.047	-0.027	-2.676	0.013
常數項	-29.213	-8.311	0.000	-29.213	-8.311	0.000

表 11 VECM、FMOLS、DOLS 之估計比較表

變數	VECM			FMOLS			DOLS		
	係數	t 統計量	P 值	係數	t 統計量	P 值	係數	t 統計量	P 值
GDP	1.353	8.297	0.163	1.326	9.879	0.000	1.428	9.879	0.000
趨勢項	-0.042	-2.464	0.017	-0.016	-2.070	0.047	-0.027	-2.676	0.013
常數項	29.886	NA	NA	-29.213	-8.311	0.000	-29.213	-8.311	0.000

五、Granger 因果關係檢定實證結果

本研究以 Granger 所提出之因果關係檢定法來分析。由預測能力的角度來定義政府教育經費支出與經濟成長間短期之因果關係，參看表 12 可看出 P 值均大於 0.05，無法拒絕虛無假設，表示不存在因果關係，彼此間無法互相預測，即表示，政府教育經費支出與經濟成長間短期之因果關係並不顯著，此一結果與劉姿君(1993)相符。

表 12 Granger 因果關係檢定

	卡方值	P 值
GDP 未是 EXP 之因	0.014	0.903
EXP 未是 GDP 之因	0.185	0.666

六、衝擊反應分析實證結果

運用衝擊反應分析來探討，當政府教育經費支出與經濟成長受到外生衝擊時，不僅影響自身也經由模型影響其他變數，觀察衝擊反應的大小變化，來表示政府教育經費支出與經濟成長兩變數的影響過程。

如圖 1 可以發現，當增加教育經費一單位衝擊，對原本教育經費支出之影響，剛開始有逐漸上升後再趨於下降之反應，隨後慢慢表現和緩趨勢，表示隨著時間增加對原本政府教育經費支出的影響剛開始有些上升之反應，隨後此兩者衝擊反應關係並不明顯。

如圖 2 證實，當增加教育經費支出一單位衝擊，對經濟成長有明顯往上攀升之趨勢，表示政府增加教育經費支出對經濟成長有顯著正向的影響；實證結果與張芳全、余民寧（2002）相符：在研究開發中國家教育與經濟發展的關係時，發現教育經費占國民生產毛額比率的多寡，會反應在經濟成長、國民所得、與人口成長率的

變動上，且呈現正向相關；與林映妙(2008)、陳淑鑫(2010)實證結果：教育促進經濟成長之結論相符；與羅曉惠(2002)指出從總體來看，人力教育投資會影響國家建設、經濟成長及社會進步甚鉅之結論相符。亦與Deininger and Squire (1998)、Cambridge (1991)、尚瑞國(1992)等人研究結果相符。

如圖3中觀察到，當增加經濟成長一單位衝擊，對政府教育經費支出剛開始有往上升後再下降之反應，並隨著時間增加，經濟成長對政府教育經費支出的影響有限。

如圖4所示，當增加經濟成長一單位衝擊，對原本經濟成長之影響先下降再逐漸趨於和緩，表示對此衝擊反應並不明顯。

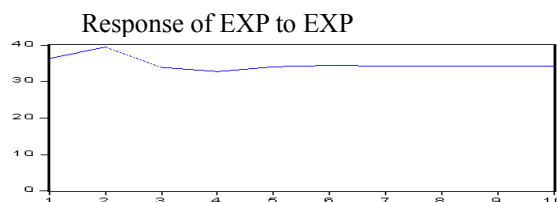


圖 1 教育經費支出衝擊對本身影響之反應圖



圖 2 教育經費支出衝擊對經濟成長影響之反應圖

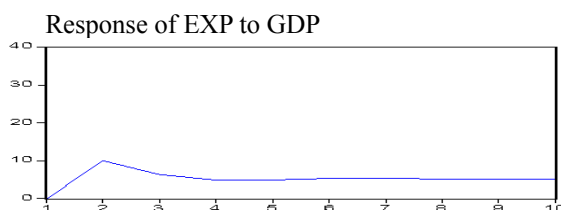


圖 3 經濟成長衝擊對本身影響之反應圖

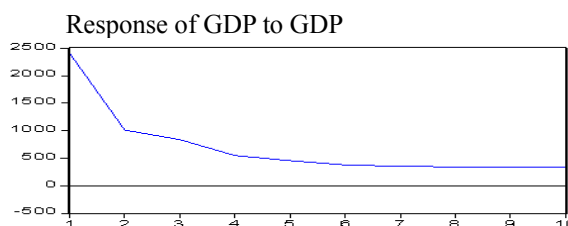


圖 4 經濟成長衝擊對教育經費支出影響之反應圖

肆、結論

現今知識經濟時代的來臨，經由教育所獲得之智慧，才是一國國民的生存競爭力。教育經費與資源的分配亦日漸獲得重視，尤其學校教育是一個人人格自由開展的基石，則學校教育的經費與資源，更可能深深影響一個國家之發展潛力。為使有限的教育經費資源能夠發揮極大之功效，以提升國家經濟成長，本文主要探討台灣地區自民國 60 年至民國 97 年間，每生教育經費支出與代表經濟成長之實質 GDP，藉由共整合、Granger 檢定與衝擊反應分析，來實證此兩變數間之彼此關係。

由上一章節實證分析結果可知，台灣教育，經由政府政策的推動與實施，加上社會環境之重視，建立了良好、完善的教育體制，人們都有機會公平的接受教育，使得人民的教育程度及就學人口不斷增加，也促使政

府在教育經費上有持續向上攀升的趨勢，因此造就了未來台灣地區的經濟成長快速，同時也大幅提升了人民的生活水準和品質。

實證方法上，本研究兩變數為：代表政府教育經費支出之每生教育經費(EXP)與代表經濟成長之實質GDP，首先以 ADF、PP與NP單根檢定，檢定出兩個變數均具有單根之非恆定數列，再利用Johansen共整合分析，檢定變數間是否具有長期穩定的均衡關係，結果發現每生教育經費(EXP)與實質GDP存在一個共整合關係，表示擁有一個長期關係。接下來以Granger提出之因果關係檢定法來分析，表示短期間，政府教育經費支出與經濟成長間彼此之因果關係不顯著。最後衝擊反應分析來探討兩變數面對外生衝擊的影響過程，可觀察出兩個結果，第一個，政府教育經費支出之增加，有利於經濟成長，第二個重點，經濟成長對政府教育經費支出影響有限。

教育是培養國民知識技能提升的機制，也是社會前進提升的動力，此呼應了亞當史密斯認為：受教育所獲得的能力與才能，對於社會的發展與經濟的成長確實是會有所貢獻。也應證了許多學者提出：教育的推動會使人民的知識水準向上提升，容易接受新的觀念，摒棄舊有的積習，並可以改善就業人口的素質，提高了勞動生產力，創造出更多的就業機會，進而加速國家的經濟成長。根據以上實證結論，向政府教育主管機關建議：

一、政府對教育經費支出與經濟成長間呈現正相關，因此政府相關單位

若能重視教育預算之編列，維持政府對教育經費支出之預算，短期來看可能影響經濟成長不顯著，但長期看來會明顯提升經濟成長，故政府應持續保障教育經費的支出。因此，這邊特別強調教育為經濟成長的主要因素，視教育的發展為因，而經濟成長為果。

二、政府除增加公立學校之預算外，亦應鼓勵民間資源投入教育大業，使台灣各級教育經費與先進國家相較，不再瞠乎其後，以百年樹人之精神，來成就百年大業。

本文單就台灣來研究政府教育經費支出與經濟成長之關係，後續可加入其他國家之比較，或可將世界國家區分為落後國家、開發中國家與已開發國家來做國際間的相互比較。在探討人力資本領域中，並非只有教育經費此項而已，尚包含：教育程度、入學率、平均受教育年限、識字率、國民健康狀況、在職訓練、人口比率等多項指標，這些指標對經濟成長是否有影響，有待未來進一步研究。然而促進經濟成長的因素，絕不僅有人力資本一項因素，其經濟發展之成因錯綜複雜，自然環境或資源的變化，均可能使經濟發展減緩或停滯，企求未來能有更契合之模型以解釋台灣的經濟發展。

伍、參考文獻

一、中文文獻

- [1] 李政峰(2009)，高級財務計量課程講義。國立高雄應用科技大學財務金融研究所高級財務計量課程。
- [2] 楊奕農(2009)，「時間序列分析二版」。台北，雙葉書局。
- [3] 張智雅(2004)，「我國政府支出對經濟成長的影響」。逢甲大學會計與財稅研究所碩士論文。
- [4] 尚瑞國(1992)，「政府支出與經濟成長之研究」。國立政治大學經濟研究所碩士論文。
- [5] 江永基(2001)，「政府政策與經濟成長-台灣、日本與南韓的實證研究」。國立清華大學經濟研究所碩士論文。
- [6] 徐昀(1990)，「經濟發展與犯罪-台灣經驗分析(民國四十年至八十七年)」。國立政治大學中山人文社會科學研究所博士論文。
- [7] 楊子瑩(2003)，「台灣金融深化、貿易依存度、政府規模與內生成長之實證分析」。國立台北大學經濟研究所碩士論文。
- [8] 謝麗真(2003)，「人力資本影響台灣經濟成長之再探討」。淡江大學產業經濟研究所碩士論文。
- [9] 丁志權(1999)，「中美英三國教育預算制度之比較研究」。國立政治大學教育研究所。
- [10] 丁志權(2000)，「我國國民教育經費補助制度的回顧與前瞻」。中國教育協會主編：跨世紀教育的回顧與前瞻。台北：揚智。

- [11] 張清溪、許嘉棟、劉鶯釗、吳聰敏(1991),「經濟學-理論與實際」。台北:雙葉。
- [12] 俞素君(2008),「臺北市政府教育經費分配之研究」。銘傳大學公共事務學系碩士在職專班。
- [13] 張芳全、余民寧(2002),「國家發展指標之探索」。國立政治大學教育研究所。
- [14] 劉姿君(1993),「教育投資與薪資報酬—人力資本理論之應用」。國立政治大學教育研究所。
- [15] 紀乃加(1999),「工資結構與教育報酬率之研究」。國立中央大學產業經濟研究所。
- [16] 陳淑鑫(2010),「台灣各級教育與經濟發展之長期關係研究」。國立高雄應用科技大學企業管理系研究所。
- [17] 王華謙(1999),「台灣經濟成長實證:以 Johansen 共積法分析」。國立台灣大學經濟學研究所。
- [18] 黃仁德(1997),「經濟發展與就業成長---台灣之實證研究」。國立政治大學經濟學研究所。
- [19] 趙振瑛(1998),「人力資本與經濟成長關係之研究」。國立政治大學經濟學研究所。
- [20] 孫志麟(1998),「國民教育指標體系的建立與應用」。國立政治大學教育研究所。
- [21] 李建興(1978),「國防支出與經濟成長之關係:以台灣為例」。南華大學管理經濟學系。
- [22] 周肇昇(2004),「我國國民教育經費補助制度改革之研究」。國立教育大學教育研究所。
- [23] 鄭詩慧(2004),「教育指標、經濟指標對綠色國民所得代表指標之關聯分析」。國立台北師範學院教育政策與管理研究所。
- [24] 黃仁德與趙振瑛(1997),「人力資本對台灣經濟成長關係之評估」。勞資關係論叢,6, 119-140。
- [25] 林映妙(2008),「台灣各級教育與經濟成長的關聯」。國立東華大學國際經濟研究所。
- [26] 高希均、石滋宜(1996),「競爭力手冊」。台北:天下文化。
- [27] 王磊(2004),「公共教育支出分析」。中國:北京師範大學出版社。
- [28] 辛明潔,「人力資本與經濟成長」。銘傳大學經濟系研究所。
- [29] 龐國強(2003),「人力資本與中國大陸的經濟成長」。國立中山大學經濟學系研究所。
- [30] 莊奕琦、趙振瑛(1999),「人力資本與經濟成長外生性檢定與因果分析以台灣實證為例」。中央研究院中山人文社會科學研究所專書,46, 79-107。
- [31] 王寶惠(2001),「人力資本與經濟成長論台灣之實證研究」。國立中山大學經濟學系研究所。
- [32] 楊雲明(1999),「經濟學」「個體經濟學」「總體經濟學」。智勝文化。
- [33] 莊希豐(1999),「國內外人力資本與經濟成長—台灣實證分析」。淡江人文社會學刊第4期,65-90。
- [34] 莊希豐(1998),「台灣人力與經濟成長之分析」。台灣銀行季刊第49卷第3期,243-263。
- [35] 羅曉惠(2002),「快速經濟成長下人力資本投資報酬率的變化—灣實證」。暨南國際大學經濟學系。
- [36] 歐陽勛(1983),「經濟學原理」。台北:三民。
- [37] 林秀蘭(2006),「台灣人力資本與經濟成長—隨機共整合分析」。國立中山大學經濟學研究所

二、英文部分

- [1] Barro,R.J.,&Xavier S.M.(1995),”Economic growth.newyork:McGrow-Hill Press.”
- [2] Cambridge.(1991),”Economic growth in a cross section of countries,” Quarterly Journal of Economics,106(2),407-444.
- [3] Carlino,G.A.(1995), ”Do education and training to faster growth in cities?”Business Review,ISSN:0007-7011,15-22.
- [4] Chou,J.(1995), ”Old and new Development Models: The Taiwanese Experience ,” in Ito,T. And A. O. Krueger ed., Growth Theories in Light of the East Asian Experience ,105-125.
- [5] Deininger,K.,&Squire,L.(1998). ”New ways of looking at old issues: Inequality and growth ,”Journal of Development Economics,57,259-287.

- [6] Dickey, D.A and W.A. Fuller(1979),”Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root,” *Journal of American Statistical Association*,74(366),427-481.
- [7] Granger, C.(1969),”Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods,” *Econometrica*, 37,424-438.
- [8] Granger, C.W.J.(1986),”Developments in the study of co-integrated economic variables,” *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*,48,213-228.
- [9] Johansen, S. and Juselius, K(1990),”Maximum likelihood estimation and inference on co-integration-with applications to the demand for money,” *Oxford Bulletin of Statistics*,52,169-210.
- [10] Johansen, S.(1988),”Statistical analysis of co-integration vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*,12,231-254.
- [11] Johansen, S.(1994),”The role of the constant and linear terms in co-integration analysis of non-stationary time series,” *Econometric Reviews*,13,205-231.
- [12] Kao, C and M. Chiang(2000),”On the estimation and inference of a co-integrated regression in panel data,” Mimeo, Center for Policy Research, Syracuse University.
- [13] Kuznets, S.(1966),”Modern economic growth,” New Haven :Yale University Press.
- [14] Lin,Steven A.Y.(1994),”Government spending and economic growth,” *Applied Economics*,26(1),83-94.
- [15] Lin, T.C.(2003),”Education, technical progress, and economic growth :the case of Taiwan,” *Economics of Education Review* ,22,213-220.
- [16] Lucas, R. E. and Jr(1988),”On the mechanics of economics development,” *Journal of Monetary Economics*,28,3-42.
- [17] .Lucas, R.E and Jr(1993),”Make a miracle,” *Econometrica*,61(2),251-272.
- [18] .Nelson, C.R and C.I. Plosser (1982),”Trends and random walks in macro-economic time series,”*Journal of Monterey Economics*,10,139-162
- [19] Ng, S. and P. Perron (2001),”Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power,” *Econometrica*,69,1519-1554.
- [20] Perron, P.(1989),”The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis,” *Econometrica*,57,1361-1401.
- [21] .Phillips, P. and P. Perron(1988),”Testing for a unit root in time series regression,” *Biometrika*,75(2),335-346.
- [22] .Romer,Paul (1986 · 1990) ,”Human Capital and Growth:Theory and Evidence,” *Carnegie-rochester Conference Series on Public Policy*,Spring 1990b,32,250-86.
- [23] .Lee 、Liu and Wang(1994) ,”Education, Human Capital Enhancement and Economic Development :Comparison between Korea and Taiwan,” *Economics of Education Review* , 13:14,275-288.
- [24] Sarel,M (1994),”On the dynamics of economic growth.IMF working paper,94-138.
- [25] Said, S.E and D.A Dickey(1984),”Testing for unit root in ARMA(p,q) model with unknown p and q,” *Biometrika*,71,599-607.
- [26] Schultz,T.W.(1961),”Reflections on investment in man,” *Journal of Political Economy*,70,1-8.