

教育與經濟關係之檢定¹

馬 信 行

國立政治大學教育學系

摘 要

本文主要在釐清教育對經濟是否有貢獻。分別以橫斷式及縱貫式資料檢定。橫斷式資料取國際銀行所公布之世界 82 個國家之第三級教育（高等教育）在學率及平均國民生產（GNP）。依變項是 1992 年之 GNP，自變項為 1989 年之 GNP 與高等教育在學率。主要是要檢定教育擴充對經濟成長之所以沒達顯著是否是由於自變項間之多共線性所使然。縱斷式資料取民 40-85 年之平均國民所得、每生教育經費、及高職以上畢業生數之時間數列，分別配對求交叉相關函數。結果發現，教育對經濟作單迴歸時，其迴歸係數達顯著，但再投入經濟指標變項時，教育指標變項即被淨掉而不達顯著，顯示出有自變項間之多共線性存在，使得教育被認為對經濟沒有貢獻。在時間數列的交叉相關分析中，發現高職以上畢業生人數對平均國民所得有單向影響，平均國民所得對每生教育經費也有單向影響。高職以上畢業生數與平均每生教育經費有雙向、同時性影響。本文研究結果支持人力資本論。

關鍵詞：人力資本論 文化資本論 時間數列分析 交叉相關函數

¹ 本研究曾發表在由省教育廳所主辦的「技職教育政策與行政學術研討會」。時間為民 85 年 1 月 6 日。地點在福華飯店翡翠灣俱樂部。

教育與經濟的關係年來受到諸多討論，但何者為因？何者為果？則尚無定論。目前有幾種論理試圖詮釋二者之關係：

第一個是認為教育是要培養人性或氣質（manhood），而非培養人力（manpower）的，教育不應該成為經濟的工具，教育應以本身之目的為目的。甚至杜威在其『民主主義與教育』一書認為教育無目的，教育即生長。

第二個是文化資本論。認為教育只是個人提昇其社會地位的工具。教育的程度愈高，愈可掌握上階層文化（它包括舉止儀態或藝術鑑賞的品味等之精神文化，也包含高級家具、藝術品、交通工具等之物質文化）。個人教育程度高者，所受到的上層文化之薰陶越深，也就愈能被上層菁英所接納，愈可能得到上層職位與高報酬。故教育程度高者，之所以能夠取得高職業地位，絕非因其專業知能或工作效率高所致。高學歷並非代表高生產力（參閱黃毅志，民 87）。

第三種理論是人力資本論。認為教育是培養經濟建設所需人才，故教育的擴充或教育程度的提高可促進經濟成長（Schultz, 1963）。

如果從教育社會學的社會化定義來探討，似乎可溶融合第一種與第三種理論。社會化的定義是：「培養學生將來執行成人角色的能力與意願」。成人角色包

括公民角色及職業角色。培養公民角色即在培養人性及人的氣質（manhood），故有德智體群美的全人教育目標。職業角色是每個公民所必需的。根據社會系統理論，整個社會的制度化互動都是在作功能交換。因每個人都有需求，為滿足需求，必需用職業技能與雇主換薪資，以薪資換取個人所需的貨品與服務。

「生命不是目的，生命是一種權利」。如果生命是目的，則殘障者最好棄之荒野任其自生自滅。但如果生命是一種權利，那麼任何人，包含殘障者，只要能呼吸，就有生存的權利。但要享受有尊嚴的生命就必需有職業技能以換取生活所需資源，而非仰賴父母供養或政府救濟。這似乎符合人力資本論。

文化資本論好像受批判理論的影響，必需以實証研究來加以辨解。

黃毅志（民 87）用時間數列迴歸分析的方法檢定台灣地區教育擴充與經濟發展孰為因果，結果發現前八年內平均每人生產毛額對小學就學率、中學就學率及大學就學率都有很大的顯著正面影響，但當年就業人口受過小學教育、中學教育及大學教育之百分比皆對平均每位國民生產毛額及平均每位就業民眾生產毛額沒有顯著影響時，似乎顯示出教育對經濟發展沒有影響。也就是說經濟成長可導致教育擴充，但教育擴充則對經濟成長無貢獻。他推論出在台灣勞力密集經濟發展時

期，教育主要代表著文化資本，而非人力資本。文化資本論者與教育社會學之衝突理論相近似。衝突理論者認為用人機構用人時，並非採「用人唯才」之原則，而是採依屬關係 (ascription)。也就是以地位團體 (status group，例如同黨，同宗，同窗，親友，同教派，同種族，同道德背景等) 為主要考量。應徵者是否屬於同一地位團體、是否會忠於地位團是最主要的，至於職業知能，則是次要的。功能論者並不否定衝突論所提及的，在用人時，有以「依屬關係」為最主要考量的現象。但功能論者將之歸諸於原始社會所留下的壞現象。愈進化的社會，越會採用「用人唯才」的普泛原則 (universalism) (參閱馬信行，民 87b，頁 261-269)。黃毅志 (民 87) 之研究並未將文化資本論之變項納入迴歸方程加以分析，而是在教育投資及經濟投資同時為自變項的迴歸方程中，以教育投資 (各級教育在學率) 對經濟發展 (平均國民生產毛額) 無顯著影響，就推論出教育對經濟生產沒貢獻，進而認定教育一定只有提高個人文化資本之功能而已。筆者覺得黃毅志之研究裡，小學、中學及大學教育在學率之所以對平均每位國民生產毛額或平均每位就業民眾生產毛額的影響不達顯著，仍因多共線性的關係被平均每位國民固定資本存量或平均每位就業民眾固定資本存量所淨掉 (partialed out) 的緣故。因為各自變項的相關相當

高，照理在迴歸方程中，如自變項間有高相關，在去除較強變項之後，較弱變項會達顯著。馬信行 (民 77 年) 以橫斷式資料 (75 個國家之數據)，以 GNP 為依變項，並以預期壽命、農業勞動率、都市人口率、每位醫生服務人口、生育率、小學在學率、中學在學率、大學在學率及科學家數為自變項，作迴歸分析，結果發現只有科學家數對 GNP 有顯著影響。但將標準化迴歸係數最高者——從迴歸方程式中抽出後，原來不達顯著的變項，都紛紛達顯著。顯示出由於多共線性的關係 (因迴歸分析的基本假設是自變項之間要獨立，如有高相關則一個變項便成為另一變項的線性組合，影響力較小的變項會被影響力較大的變項淨掉)。Waters & Rubinson (1983) 的研究也是以時間數列的縱貫式資料作迴歸，在其表 2 (該文第 488 頁) 出現一個現象，即依變項一樣是私人國內生產毛額 (private gross domestic products) 之情形下，當小學學生數和中學生數有達顯著時，資本投入 (土地、設備等) 即變成負值。當小學學生數與中學學生數不達顯著或成負值時，資本投入即達正向顯著。這似乎也顯示出有多共線性問題存在。羅家德 (民 85) 的研究用 22 個先進的國家，每個國家再取兩個時間點的資料，共 44 筆資料，以非線性迴歸模式探討平均高等教育成長率與每人使用資本成長率對平均每

年經濟成長率的影響。在兩個自變項沒有相關的情況下，平均高等教育成長率之 t 值為 2.147, $p=0.038$ 。雖然影響力沒有每人使用資本成長率高，但已達顯著。故教育投資應該並非對經濟成長沒有貢獻，教育投資與經濟成長很可能是互為因果，即經濟成長之後，便有錢投資教育；也可能教育投資，造就經濟建設所需人才，導致經濟成長。本文擬以橫斷式資料與時間數列資料分別來檢定教育投資之變項對經濟成長之影響。

方法

本文擬以橫斷式資料與縱貫式資料分別分析教育投入與經濟產出的關係，以驗證人力資本論。

1. 橫斷式資料之檢定：

橫斷式資料與自國際銀行之世界開發報告 (International Bank, 1994, 1992, 1991, 1990)。在台灣，最近一期是 1994。1993 缺期，本文取世界 82 個國家，其在 1989 及 1992 年平均國民生產毛額，1989 及 1991 高等教育在學率 (高等教育在學率佔年齡組人口之百分率) 都有完整數據。

以這四個變項作迴歸分析。

(1)、線性迴歸方程模式：

所檢定的方程為：

$$92\text{GNP} = \beta_0 + \beta_{11} (89 \text{ 高教}) + \beta_{12} (89\text{GNP}) + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$92\text{GNP} = \beta_0 + \beta_{11}(89 \text{ 高教}) + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$91 \text{ 高教} = \beta_0 + \beta_{11}(89\text{GNP}) + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$91 \text{ 高教} = \beta_0 + \beta_{11} (89 \text{ 高教}) + \beta_{12} (89\text{GNP}) + \varepsilon_i \quad (4)$$

方程 1 是檢定 1989 高等教育在學率與 1989 年 GNP (平均國民生產毛額) 一起投入迴歸方程時，對 1992 年之平均國民生產毛額是否有貢獻，然後在第 2 方程式中，把 1989 年之平均生產毛額從方程式中取出，以檢定多共線性問題。如果 1989 年高等教育在學率在第 1 方程未達顯著，而在第 2 方程達顯著，則顯出有多共線性問題。第 3 方程以 1991 年高教學生數為依變項，以 1989 年平均國民生產為自變項，觀看國民生產毛額提高時，是否會帶動高等教育擴充，第 4 方程是把 1989 年之高教學生數加進，由於 89 高教與 91 高教是屬於時間落差，相關高，故應該會導致 R^2 接近 1。這要表示，當以依變項的時間落差當自變項時， R^2 高是應該的，但並不代表其他自變項的貢獻高，只有方程 3 才能真正的顯出經濟對教育是否有貢獻。

(2)、非線性迴歸方程模式：

一般在經濟上對於教育與經濟關係的檢定，喜歡用非線性模式，最常用的是 Cobb-Douglas 模式 (Walters & Rubinson,

1983; Judge, Hill, Griffiths, Liithepohl, & Lee, 1982, 頁 634)。公式 (5) 是以非線性模式檢定教育與經濟的關係。

$$Y_i = \alpha \cdot \prod_{k=1}^K X_{ik}^{\beta_k} \cdot e^{\varepsilon_i} \quad (5)$$

其中 X_{ik} 為第 i 個樣本之第 k 個自變項，並設自變項有 K 個。

公式 (5) 中，如等號左右各取自然對數值，則可成線性模式，故並非屬於「本質上的非線性模式」(intrinsically nonlinear)。也就是說本質上它可化為線性。故公式 (1) 至 (4) 以公式 (5) 的非線性模式就可寫成

$$\ln(92\text{GNP}) = \ln \beta_0 + \beta_{11} \ln(89 \text{高教}) + \beta_{12} \ln(89\text{GNP}) + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$\ln(92\text{GNP}) = \ln \beta_0 + \beta_{11} \ln(89 \text{高教}) + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$\ln(91 \text{高教}) = \ln \beta_0 + \beta_{11} \ln(89\text{GNP}) + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$\ln(91 \text{高教}) = \ln \beta_0 + \beta_{11} \ln(89 \text{高教}) + \beta_{12} \ln(89\text{GNP}) + \varepsilon_i \quad (9)$$

本研究想瞭解線性與非線性模式是否會有不同的效果。

2. 縱斷式資料之檢定

做時間數列之轉換函數模式分析時，透過以自變項模式對自變項與依變項進行預白化 (prewhiten) 後，可使自變

項與依變項變成無自我相關的資料，進而求出預白化後之自變項與依變項之交叉相關函數 (cross correlation function, 簡稱 ccf)，從交叉相關函數中可找出自變項經過幾期後會對依變項開始發生影響。本文擬透過這種道理求教育與經濟之相互關係，檢定何者為因何者為果。分析方法是使 SAS/ETS 之套裝程式 (SAS, Institute Inc., 1984)。

經濟發展的指標是民 40-85 年台灣平均國民所得 (行政院主計處，民 86，民 79)。教育投資指標為每生教育經費 (教育部，民 87a，它是以教育經費 (頁 43) 除以各級學校學生數，頁 18-21)。教育產出的指標為高職以上畢業生數 (教育部，民 87a，頁 22-25)，它不含高中畢業生數，因高中畢業生並未具職業技能。以此三個時間數列，本文擬檢定經濟發展是否導致教育投資增加，教育投資增加是否導致教育產出增加，教育產出增加是否導致經濟成長。

到目前為止，時間數列之縱貫資料如未經轉化成無自我相關的數據，則無法作推論統計分析，因為它違反資料需獨立的假設。如將資料以次數分配表示，則很可能是成次數為 1 的長方形分配，那就無法用隨機機率的分配的臨界值來檢定參數是否達顯著。時間數列分析之轉換模式對此有解決之道 (有關時間數列分析之轉換函數模式之運算過程由於篇幅的關係只

能略敘，詳細步驟讀者可參閱 Box & Jenkins, 1976, 330-420，馬信行，民 87c，頁 252-293。它是自變項之模式乘以變項數列，則變項數列就變成無自我相關的數列。

$$\alpha_t = \varphi_x(B) \theta_x^{-1}(B) X_t \quad (10)$$

$$\beta_t = \varphi_x(B) \theta_x^{-1}(B) Y_t \quad (11)$$

公式 (10) 是以自變項模式乘上自變項數列之預白化後自變項數列，公式 (11) 是以自變項模式乘上依變項數列之預白化後依變項數列，

$$\gamma_{\alpha_t, \beta_t} = \gamma_{\alpha_t, \beta_t}(k) = COV_{\alpha\beta}(k) / \sigma_\alpha \sigma_\beta \quad (12)$$

公式 (12) 是預白化後自變項與依變項之交叉相關， σ_α 為預白化後自變項之標準差， σ_β 為預白化後之依變項之標準

差。 $COV_{\alpha\beta}(k)$ 為預白化後自變項與依變項之共變異數， k 為時間落差的期數， $\gamma_{\alpha_t, \beta_t}$ 表示自變項 $t-k$ 期與依變項 t 期之交叉相關，如 k 為正值，則表示自變項產生在前，依變項產生在後，如 k 為負值，則表示自變項產生在後，依變項產生在前，也就是 $t - (-k) = t+k$ ，亦即自變項 $t+k$ 期與依變項 t 期之相關，從 k 期的正負可判斷兩個數列那個是自變項，那個是依變項。

結 果

1. 以線性模式之迴歸分析世界 82 個國家之橫斷式資料分析

表 1 是 92GNP，91 高教，89GNP，及 89 高教之相關矩陣。

表 1 92GNP，91 高教，89GNP，及 89 高教之相關矩陣

	92GNP	91 高教	89GNP	89 高教
92GNP	1			
91 高教	.69499	1		
89GNP	.99324	.70229	1	
89 高教	.66899	.97104	.67069	1

註：N=82，所有相關係數皆達.0001 顯著水準

表 1 顯出 1992 之 GNP (平均國民生產毛額) 與 1989 之 GNP 相關係數達 .99324。高等教育在學率在 1991 與 1989 年之

相關為 .97104，而 GNP 與高教學生數之相關亦達 .7 左右。表 2 是將這四個變項作線性迴歸分析。

表 2 92GNP, 91 高教之線性迴歸分析 (N=82 括弧內為標準誤)

依變項	自變項			R ²	F
	截距	89GNP	89 高教		
(1) .92GNP	191.29 (179.31)	1.18**** (0.02)	3.07 (10.50)	0.9866	97.317****
(2) .92GNP	-91.67 (1141.53)		399.15**** (49.58)	0.4475	64.808****
(3) .91 高教	9.75**** (1.78)	0.0016**** (0.00018808)		0.4932	77.855****
(4) .91 高教	-0.77 (0.70)	0.000219** (0.00008201)	1.077**** (0.041)	0.9476	714.94***

** p<.01 ; **** p=.0001

表 2 之方程 1 顯出對 1992 年之平均國民生產毛額有顯著影響的變項只有 1989 年之平均國民生產毛額，而 1989 年之高等教育在學率沒影響。方程 2 中，將 1989 年之國民生產毛額取出後；剩下高等教育在學率就達 .0001 顯著水準了。此表示高等教育在學率是因多共線性的關係而被淨掉。等到較強的變項不再存在時，它就顯出原有的影響力。這顯示出高等教育在學率的成長對三年後的平均國民生產毛額之成長有顯著影響。支持人力資本論的假設。方程 3 是 1989 年平均國民生產毛額對 1991 年高等教育在學率之影響，迴歸係數達 .0001 顯著水準。

R²=0.4932。表示 1989 年之平均國民生產毛額可解釋 1991 年高等教育在學率 49.32% 之變異量。而方程 2 中，1989 年之高等教育在學率對 1992 年平均國民生產毛額可解釋 44.75% 之變異數。在因果關係上，似乎經濟影響教育大於教育影響經濟。但兩者相互影響之份量皆不容忽視。方程 4 中，將 1989 年高等教育在學率投入方程時，1989 年平均國民生產毛額仍然達顯著，只是顯著水準降為 p<.01。

(2) 非線性迴歸分析模式：

四個變項化為自然對數值後之相關矩陣如表 3。

表 3 四個變項化為自然對數值後之相關矩陣。

	L92GNP	L91 教育	L89GNP	L89 教育
L92GNP	1			
L91 教育	0.80926	1		
L89GNP	0.99149	0.80919	1	
L89 教育	0.79952	0.98107	0.79421	1

註：表 3 中所有相關係數皆達 0.0001 顯著水準。

表 3 是四個變項化為自然對數值後相關矩陣。由於 Tanzania 之 1991 與 1989 之高等教育在學率為 0%，化為自然對數變成缺值。故在高教在學率數據只剩 81

筆。GNP 仍然是 82 筆，表 3 中，變項前之 L 代表經自然對數化之變項。

表 4 是以非線性模式分析四個變項的結果。

表 4 四個變項之非線性迴歸分析。(N=81，將括弧內為標準誤)

依變項	自變項		R ²	F	
	截矩	L89GNP			L89 高教
1. L92GNP	-0.058383 (0.144046511)	1.014981**** (0.02557872)	0.043794 (0.03206784)	0.9830	2251.313****
2. L92GNP	5.295 **** (0.23)		1.054407**** (0.08912147)	0.6392	139.975****
3. L91 高教	-2.579332 **** (0.41)	0.653317**** (0.05337031)		0.6508	149.849****
4. L91 高教	-0.256029 (0.15865654)	0.065639* (0.2817305)	0.927672**** (0.03532033)	0.9649	1073.119****

*p<.05 ****p=0.0001

表 4 顯出，在迴歸係數是否達顯著之情形與表 2 相類似。也就是以非線性模式分析教育與經濟的關係，其結果與線性相似。

2、縱貫式資料之分析：

(1)、平均國民所得與每生教育經費之關係。

圖 1 是民國四十年到民國八十五年台灣平均每生教育經費之成長曲線（教育部，民 87a），其中平均每生教育經費係以教育經費（頁 43）除以各級學校學生

數（頁 18-21）。圖 2 是民國四十年到民國八十五年台灣平均國民所得（行政院主計處，民 86；民 79）。民國四十八年的教育經費數據由於年度定義改變的關係而闕如，故取民國 47 年與民國 49 年兩年之平均值充當。將圖 1 平均每生教育經費之數據開根號後數列仍不平穩，故再差分一次，發現自我相關函數（autocorrelation function，簡稱 acf）前二期達顯著，而偏自我相關函數（partial autocorrelation function，簡稱 acf）前二期達顯著，而偏自我相關函數（partial autocorrelation

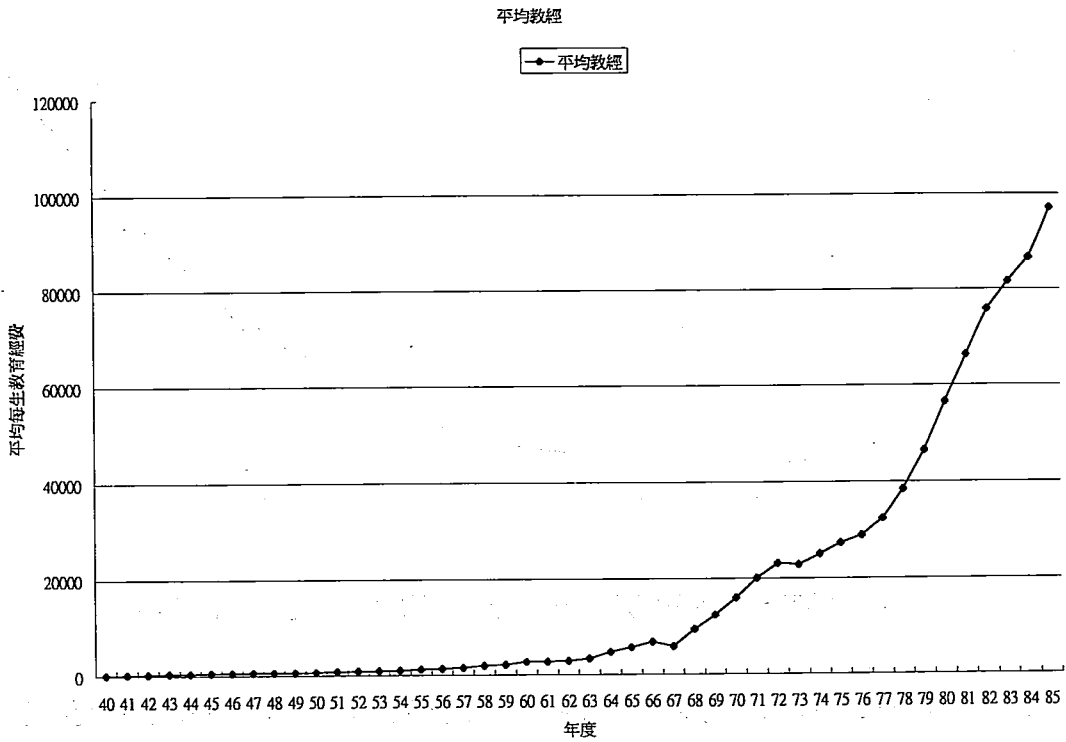


圖 1：民國四十年到民國八十五年台灣平均每生教育經費之成長曲線

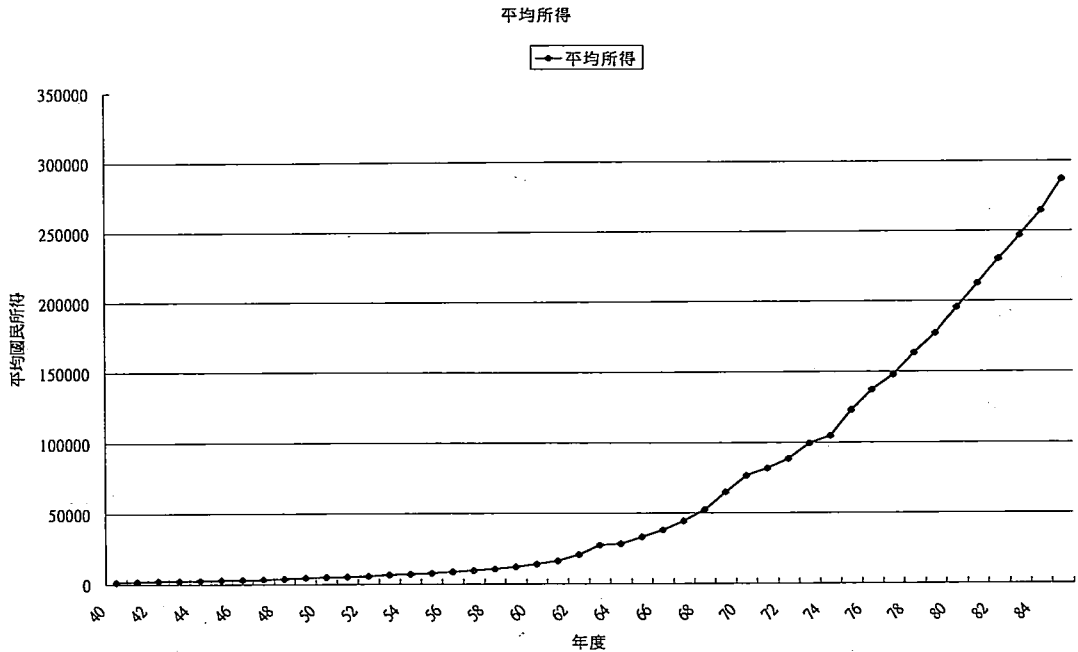


圖 2：民國四十年到民國八十五年台灣平均國民所得之成長曲線

function，簡稱 acf) 前二期達顯著，而偏自我相關函數 (partial autocorrelation function，簡稱 pacf)，第一期達顯著，故平均每生教育經費之時間數列之模式為 $p=1, q=2$ ：。參數： $\mu=3.3507, \phi_1=1, \theta_1=0.55948, \theta_2=0.14252$ 。差分後的數列仍然未達平穩，故參數估計在 43 次疊代之後就停止。參數估計未聚斂。但模式之殘差的自我相關函數 (acf) 與偏自我相關函數 (pacf) 皆未達顯著。表示模式仍然適合。圖 2 是民國四十年到民國八十五年台灣平均國民所得。因數列在一次差分後仍然不平穩，筆者試著將數據化為 \log 值。但 acf 及 pacf 皆未達顯著，無法找出

模式，故放棄。再試著先將數據開平方根之後才差分一次，發現自我相關函數是第 1, 2, 3 期達顯著，偏自我相關函數第 1, 2 期達顯著。故平均國民所得之時間數列模式為 $p=2; (\phi_1=0.32301, \phi_2=0.67698)$ 。
 $q=3; (\theta_1=-.0020282, \theta_2=0.51897, \theta_3=-0.07696)$
 $\mu=4.39673$ 。

兩數列之模式經認定後，在估計參數時仍然呈現模式不穩。疊代 16 次後中止，參數未聚斂，但其殘差之自我相關函數與偏自我相關函數皆不達顯著，表示模式仍然適合。要檢定平均國民所得與平均每生教育經費孰為因果，可用轉換函數模

式之交叉相關。先以一數列為自變項，另一數列為依變項。因為有自我相關的資料必須化為獨立的資料才能作統計分析，故先以自變項對自變項及依變項預白化 (prewhiten) 之後兩數列便變成隨機數列 (α_t 與 β_t)，然後求 α_t 與 β_t 之交叉相關 $\gamma_{\alpha\beta}(k)$ 。這種交叉相關本來是用來確定自變項數列要經過幾期才會對依變項數列產

生影響，也就是在決定轉換模式的 b 值。首先，以平均國民所得為自變項，以平均每生教育經費為依變項。圖 3 是用自變項 (平均國民所得) 之模式將自變項、依變項分別預白化之後的平均國民所得 (自變項) 與平均每生教育經費 (依變項) 之數列交叉相關。

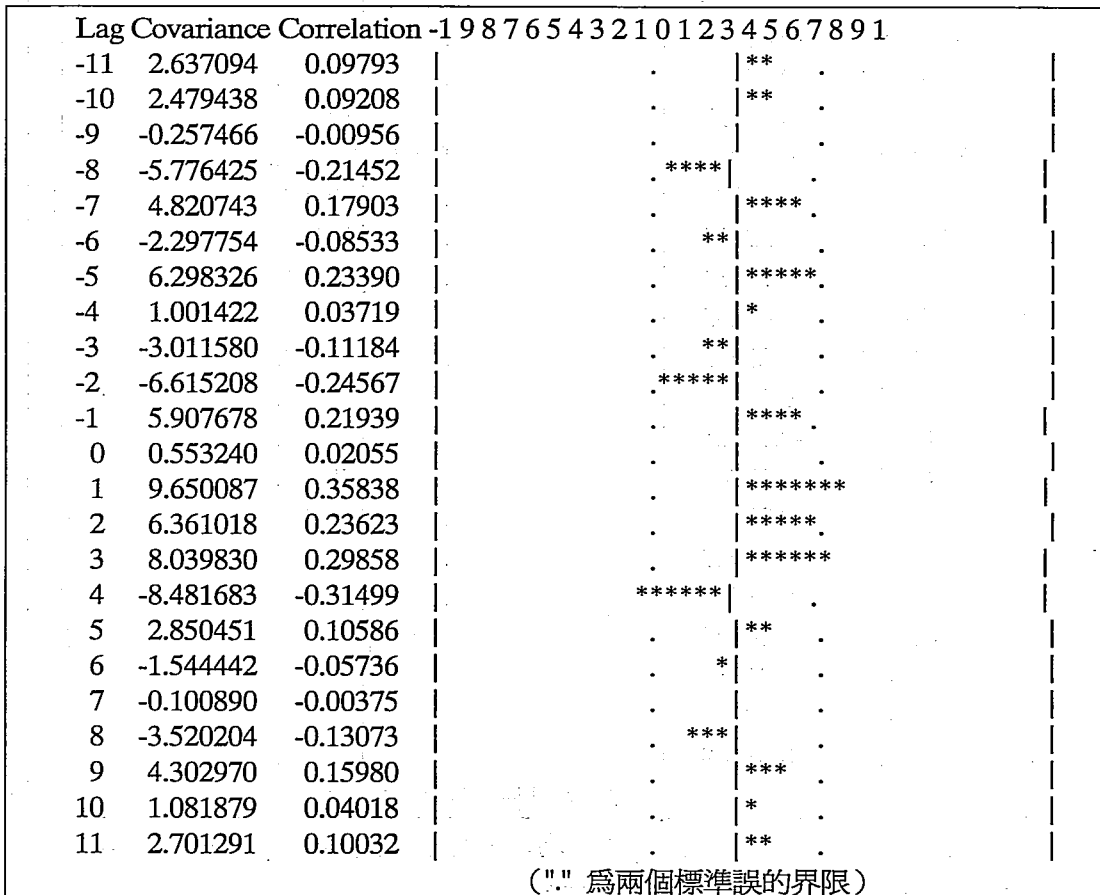


圖 3：以平均國民所得為自變項，以平均每生教育經費為依變項。用自變項的模式將自變項與依變項預白化後兩數列交叉相關。

圖 3 顯示出 $\gamma_{\alpha\beta}(k)$ 在第 1, 3, 4 期達顯著。 $\gamma_{\alpha\beta}(1) = 0.35838$, $\gamma_{\alpha\beta}(3) = 0.29858$, $\gamma_{\alpha\beta}(4) = -0.31499$ 。表示 t 年平均國民所得變動時, t+1 年平均每生教育經費會受



到顯著影響。而 $\gamma_{\alpha\beta}(-k)$ 皆不達顯著，表示平均每生教育經費對平均國民所得無顯著影響。

自變項，以平均國民所得為依變項。用自變項的模式將自變項與依變項預白化後兩數列交叉相關。

圖4是反過來以平均每生教育經費為

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
-11	1.285710	0.04969																						*
-10	0.993316	0.03839																						*
-9	4.267525	0.16492																						***
-8	-2.51205	-0.09708																						**
-7	-0.087405	-0.00338																						.
-6	0.243918	0.00943																						.
-5	4.191015	0.16197																						***
-4	-8.026013	-0.31017																						*****
-3	7.846457	0.30323																						*****
-2	5.828427	0.22525																						*****
-1	7.434467	0.28731																						*****
0	0.335113	0.01295																						.
1	6.648208	0.25693																						*****
2	-4.41138	-0.17048																						***
3	-3.085671	-0.11925																						**
4	2.781231	0.10748																						**
5	5.357414	0.20704																						****
6	-3.082512	-0.11913																						**
7	6.060895	0.23423																						*****
8	-5.415369	-0.20928																						****
9	-0.279460	-0.01080																						.
10	2.846075	0.10999																						**
11	0.814720	0.03149																						*

(" " 為兩個標準誤的界限)

圖4：以平均每生教育經費為自變項，以平均國民所得為依變項。用自變項的模式將自變項與依變項預白化後兩數列交叉相關。

圖4也顯示出只有負第三期及負第四期之交叉相關係數達顯著， $\gamma_{\alpha\beta}(-3) = 0.30323$, $\gamma_{\alpha\beta}(-4) = -0.31017$, 但負第一期

只達顯著邊緣， $\gamma_{\alpha\beta}(-1) = 0.28731$ 顯著臨界值為兩倍的標準誤，即 $2(SE) = 2(1/(N)^{1/2}) = 0.294883912$ ，其中N等

於 45。這表示 t 期自變項反而受依變項 t-3 及 t-4 期的顯著影響，也幾乎受 t-1 期的影響。而自變項（平均每生教育經費）對依變項（平均國民所得）無顯著影響。圖 3 與圖 4 的趨勢相似。只是圖 4 的 $\gamma_{\alpha\beta}(-1)$ 僅達顯著邊緣。這顯出經濟指標之平均國民所得是因，平均每生教育經費（教育指標）是果，國家有錢之後才會投資在教育。這結果與黃毅志（民 87）的結果相似。

(2)、高職以上畢業人力與平均國民所得之關係。

黃毅志將此現象解釋為教育可能是文化資本而非人力資本。可是經濟建設所需的人才來自何方？如沒有教育來培育人才，則台灣將只停留在原始的勞力密集工作。因此本文將經濟建設所需的人才當一變項，將高職、專科、大學、碩士班與博士班等畢業生加總視為經建所需人才，以教育產出（人力）及經濟產出（平均國民所得）二數列求交叉相關。圖 5 是民國 40 年到民國 85 年台灣地區高職、專科、大學、碩士班與博士班畢業生總數之成長曲線（教育部，民 87a，頁 22-25）。

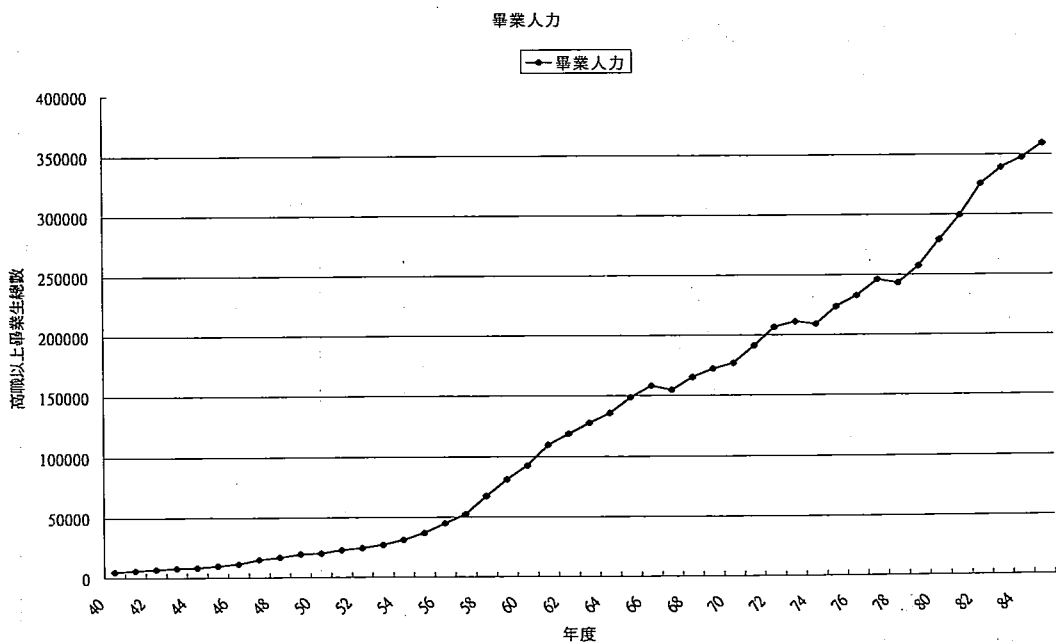


圖 5：民 40-85 年高職、專科、大學、碩士班與博士班等畢業生總數成長曲線。

它與平均國民所得之成長曲線也很相似，畢業生數可視為教育產出，但對於經濟建設是人力投入。「畢業生與平均國民所得之關係」應比「大、中、小學在學率與平均國民生產毛額之關係」更直接。先以平均國民所得為自變項，高職以上畢業生為依變項，並以自變項模式預白化自

變項及依變項數列，再求數列交叉相關。平均國民所得之數列模式仍然用 $p=2, q=3$ 。以該模式乘上自變項而得預白化後的數列 α_t ，也該以模式乘上依變項數列而得預白化後的數列 β_t ，所求得 α_t 與 β_t 之交叉相關為 $\gamma_{\alpha\beta}(k)$ ，如圖 6。

Lag Covariance Correlation			-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
-11	427.359	0.01548	
-10	3799.164	0.13763		***
-9	2377.613	0.08613		**
-8	247.023	0.00895	
-7	3389.241	0.12278		**
-6	-2545.898	-0.09223		**
-5	3181.263	0.11525		**
-4	9787.148	0.35456		*****
-3	-107.369	-0.00389	
-2	-1885.834	-0.06832		*
-1	3033.567	0.10990		**
0	-2538.195	-0.09195		**
1	2407.495	0.08722		**
2	5088.052	0.18432		****
3	1075.658	0.03897		*
4	-654.654	-0.02372	
5	-1789.928	-0.06484		*
6	-198.592	-0.00719	
7	1761.305	0.06381		*
8	-7852.072	-0.28446		*****
9	-2727.686	-0.09882		**
10	-2060.818	-0.07466		*
11	920.969	0.03336		*

圖 6：以平均國民所得為自變項，以高職以上畢業生數為依變項。用自變項的模式將自變項與依變項預白化後兩數列交叉相關。



圖 6 顯示負第四期達顯著。 $\gamma_{\alpha\beta}(-4) = 0.35456, 2 (SE) = 0.298142397$, 表示依變項(高職以上畢業生數)反而影響自變項(平均國民所得), t 期的平均國民所得受 $t-4$ 期的高職以上畢業生數之影響。

現在反過來, 以高職以上畢業生數為自變項, 以平均國民所得為依變項。高職以上畢業生數(不含高中畢業生, 因其本身未具職業技能)之數列經差分一次之後, 自我相關函數第 1, 2 期達顯著, 偏自我相關函數呈第 1 期達顯著。故模式判斷為 $p=1, q=2$ 。在此模式之下, 估計參數

時, 然發現模式不穩。在疊代 21 次之後就中止, 參數估計未聚斂。但其殘差之自我相關函數及偏自我相關函數皆未達顯著, 表示模式仍然適合。其參數估計值為: $\mu=3071.2, \phi_1=1,$

$\theta_1 = 0.51902, \theta_2=0.22461$ 。以自變項(高職以上畢業生數數列)模式預白化自變項數列得預白化後的數列 α_t , 也以該模式乘上依變項數列, 得預白化後的數列 β_t , 求兩預白化後之數列的交叉相關 $\gamma_{\alpha\beta}(k)$, 如圖 7。

-11	-636.215	-0.02268		.		.	
-10	-1982.047	-0.07066		.	*		.
-9	-321.160	-0.01145		.		.	
-8	-8104.502	-0.28891		*****		.	
-7	3307.959	0.11792		.	**		.
-6	-531.498	-0.01895		.		.	
-5	-1832.473	-0.06532		.	*		.
-4	716.213	0.02553		.	*		.
-3	-122.189	-0.00436		.		.	
-2	5203.544	0.18550		.	****		.
-1	2691.588	0.09595		.	**		.
0	-2683.412	-0.09566		.	**		.
1	5831.427	0.20788		.	****		.
2	-746.361	-0.02661		.	*		.
3	-1044.323	-0.03723		.	*		.
4	11013.231	0.39260		.	*****		.
5	2646.073	0.09433		.	**		.
6	-2301.697	-0.08205		.	**		.
7	6177.417	0.22021		.	****		.
8	-631.757	-0.02252		.		.	
9	2724.713	0.09713		.	**		.
10	3819.101	0.13614		.	***		.
11	-212.200	-0.00756		.		.	

("." 為兩個標準誤的界限)

圖 7：以高職以上畢業生數為自變項，以平均國民所得為依變項。用自變項的模式將自變項與依變項預白化後兩數列交叉相關。

圖 7 顯示出預白化之後高職以上畢業生數數列與預白化之後平均國民所得數列之交叉相關只有第四期達顯著， $\gamma_{\alpha\beta}(4) = 0.3926$, $2(SE) = 0.29814$ 。表示第四期的高職以上畢業生數會影響 t+4 期之平均國民所得。而平均國民所得對高職以上畢業生數無影響。綜合對平均國民所得、

平均每生教育經費與高職以上畢業生數之時間數列分析，顯示教育與經濟的因果關係仍是互為因果。平均國民所得如變動，則會顯著影響平均每生教育經費。而高職以上畢業生總數如有變動，則會顯著影響平均國民所得。圖 1—圖 7 取自馬信行 (民 87a)。

(3) 高職以上畢業人力與每生教育 經費的關係。

圖 8 是以每生教育經費為自變項，以高職以上畢業生數為依變項，經以自變項模式預白化之交叉相關函數。

	Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
11	246.920	0.00852																							
-10	5278.023	0.18216																							
-9	4220.969	0.14568																							
-8	1456.318	0.05026																							
-7	1226.831	0.04234																							
-6	4134.654	0.14270																							
-5	1441.012	0.04973																							
-4	-4674.321	-0.16133																							
-3	2021.755	0.06978																							
-2	-6778.298	-0.23394																							
-1	-6806.505	-0.23491																							
0	13403.829	0.46261																							
1	5631.969	0.19438																							
2	8028.368	0.27708																							
3	3613.728	0.12472																							
4	-3401.385	-0.11739																							
5	-3405.599	-0.11754																							
6	-1951.175	-0.06734																							
7	-7162.207	-0.24719																							
8	1926.035	0.06647																							
9	-3002.414	-0.10362																							
10	-5625.399	-0.19415																							
11	11311.428	0.39039																							

(" " 為兩個標準誤的界限)

圖 8：以每生教育經費為自變項，以高職以上畢業生數為依變項。用自變項的模式將自變項與依變項預白化後兩數列交叉相關。

圖中顯出零期達顯著，也就是當期之相關，某年度每生教育經費高時，該年度高職以上畢業生數亦高。圖中還顯出第 11 期達顯著，因期數太遠，可以不必給

予太大的注意。圖 9 是反過來以高職以上畢業生數為自變項，以每生教育經費為依變項。



	Lag Covariance Correlation		-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
-11	10995.080	0.37965																						*****
-10	-6018.649	-0.20782																						****
-9	-2636.626	-0.09104																						**
-8	2246.562	0.07757																						**
-7	-7156.844	-0.24712																						*****
-6	-1163.774	-0.04018																						*
-5	-2960.713	-0.10223																						**
-4	-2861.338	-0.09880																						**
-3	3495.889	0.12071																						**
-2	7882.205	0.27216																						*****
-1	4300.894	0.14851																						***
0	13614.599	0.47010																						*****
1	-6401.841	-0.22105																						****
2	-5561.591	-0.19204																						****
3	2983.905	0.10303																						**
4	-4304.800	-0.14864																						***
5	1949.033	0.06730																						*
6	4154.900	0.14346																						***
7	1393.155	0.04810																						*
8	1497.708	0.05171																						*
9	4091.001	0.14126																						***
10	5032.692	0.17377																						***
11	401.694	0.01387																						

(". " 為兩個標準誤的界限)

圖 9：以高職以上畢業生數為自變項，以每生教育經費為依變項。用自變項的模式將自變項與依變項預白化後兩數列交叉相關

結果亦顯出零期及 $k=-11$ 達顯著，結果與圖 8 相一致。綜合三個變項關係，可擬出一個因果相關的模式如圖 10：



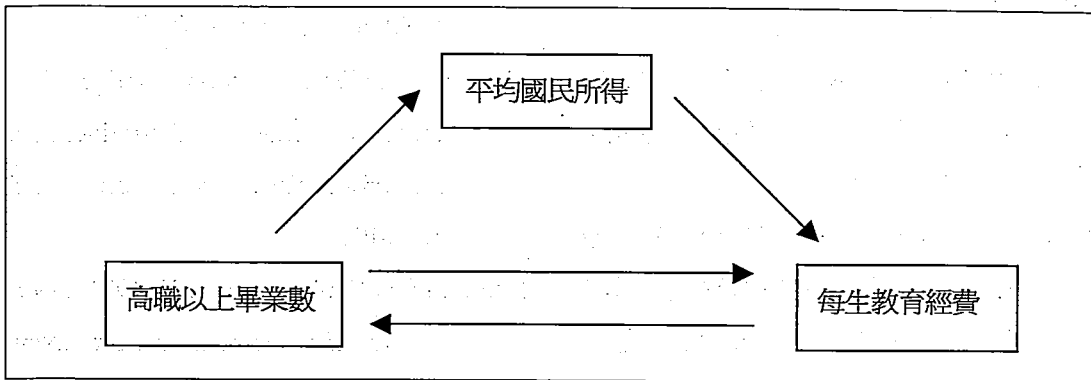


圖 10、平均國民所得、平均每生教育經費及高職以上畢業生數之因果關係模式。

圖 10 指出平均國民所得增加會導致平均每生教育經費的增加。也就是說經濟成長後，政府便有錢投資教育。經濟是因，教育擴充是果，教育擴充的結果畢業生數即增加。高職以上畢業生是經建所需人力資本，畢業人力增加會帶動平均國民所得的提高。此時教育產出是因，經濟發展是果。如此良性循環，整體而言，經濟與教育關係是互為因果關係。

討 論

本文為對於經濟發展與教育擴充間的因果關係之分析，主要發現是代表經濟發展指標的平均國民所得對每生教育經費有顯著正面影響。但每生教育經費與高職以上畢業生數有顯著正相關。教育對經濟的影響必須透過教育產出，即高職以上畢業人力。本文以橫斷式資料顯出，當高等教育在學率與三年前的平均國民生產毛額一齊投入迴歸方程時，高教在學率確

實沒達顯著。這與黃毅志（民 87）的研究結果相似。但當平均國民生產毛額從方程中被取出，只留下高教在學率時，高教在學率即達.0001 顯著水準。表示有多共線性問題存在。黃毅志說沒有多共線性問題，在本研究裡沒得到支持。本文發現當以經濟建設所需的人力當指標時，對經濟發展即可顯著正面影響。這種推論與羅家德（民 85）的研究結果相同。本來非線性模式主要適用檢定經濟上投入因子（如土地、資本）、對生產產出的影響。但本文也將 1989 年的高等教育在學歷當作人力資本，對 1992 年之平均國民生產毛額作非線性迴歸（雖然它可化為線性）。因這種方程缺乏實證證據指出一定是非線性模式。不過從 R^2 判斷，似乎非線性模式的 R^2 比線性的高一些，從 0.475 增到 0.6392。這方面還需要做外效度的檢定。

參考書目

- 行政院主計處。(民 86, 民 79)。中華民國
國台灣地區平均國民所得。台北：
行政院主計處
- 馬信行。(民 87)。四十年來台灣教育的
回顧與展望。發表在由政大文學院
於民八十七年十二月十九日，在政
大行政大樓七樓第二會議室，所主
辦的「四十年來台灣人文教育回顧
與展望」學術研討會。台北市：政
大文學院。(a)
- 馬信行。(民 87)。教育社會學，台北：
桂冠。(b)
- 馬信行。(民 87)。教育科學研究法。台
北：五南(c)
- 馬信行。(民 77)。國家發展指標之探索—
以教育與經濟發展指標為主。政大
學報，58，229-272。
- 教育部。(民 87)。中華民國教育統計。
台北：教育部。(a)
- 教育部。(民 87)。中華民國教育統計指
標。台北：教育部。(b)
- 黃毅志。(民 87)。教育階層，教育擴充
與經濟發展。政治大學「社會學
報」，28，25-55
- 羅家德。(民 85)。高等教育對經濟成長
的影響。歐美研究，26(1)，35-60。
- Box, G. E. P & Jenkins, G. M. (1976). *Time
series analysis: Forecasting and
control (rev .Ed.)*. San Francisco :
Holden-day. (台北：雙葉)
- Collins, R, (1971). Functional and conflict
theories of educational stratification.
American Sociological Review, 36,
1002-1019.
- International Bank. (1994, 1992, 1991, 1990).
World development report .New
York : Oxford University Press.
- Judge, G. G., Hill, R.C., Griffiths, W.,
Luthkepohl, H., & Lee ,T-C. (1992).
*Introduction to the theory and
practice of econometrics*. New
York : John Wiley & Sons.
- Schultz, T.W. (1963). *The econokic value of
education*. New York : Columbia
University Press.
- SAS Institute Inc. (1984). *SAS/ETS
user'guide (5.edition)*. North
Carolina : SAS Institute Inc.
- Walters, P. B & Rubinson, R. (1983).
Educational expansion and
economic output in the United States,
1890-1969 : A production function
analysis. *American Sociological
Review*, 48, 480-493.

88/5/21 收件

88/7/16 修改

88/8/5 接受

Testing the Relationship Between Education and the Economy

Hsen-Hsing Ma
Department of Education
National Chengchi University

Abstract

This study is to clarify whether education makes a contribution to the economy. Both cross-sectional and longitudinal data were used. Percentage of age group enrolled in tertiary education of 82 countries in 1991 and 1989, and Gross National Products (GNP) per capita of these countries in 1992 and 1989 were used as cross-sectional data for linear and nonlinear regression analysis. The purpose is to examine whether the non-significant effect of educational indices on economic indices is due to collinearity among independent variables in the regression equation. Time-series data of (a) GNP per capita, (b) average educational expenditure per student, and (c) total number of graduates of vocational high schools, junior colleges, colleges, and universities were used as longitudinal data to analyze the cross-correlation functions among them. Results show that : (a) the non-significant effect of educational index on economic index is caused by collinearity, (b) the number of graduates of vocational high schools, junior colleges, colleges and universities, which constitutes the human capita for economic development, has one-directional influence on GNP per capita, but not vice versa. GNP per capita has also one-directional influence on the average educational expenditure per student, and the average educational expenditure per student has concurrent correlation with the total number of graduates of vocational high schools, junior colleges, colleges and universities. These findings support the theory of human capital.

Key words: human capital ; cultural capital ; time-series analysis ; cross-correlation function

