

教育在學率對預期壽命的 結構方程模式檢定

張芳全^{*}

摘 要

基於人力資本理論之觀點，本研究主要在探索教育對國民預期壽命影響分析。本研究運用結構方程模式檢定教育對國民預期壽命之間影響關係。本研究以「世界發展報告」(World development report, 1978/ 1981/ 1986/ 1991/ 1996/ 1997)的統計指標進行分析，選定 6 項指標，即初等教育在學率（男性與女性）、中等教育在學率（男性與女性）、國民預期壽命（男性與女性）進行研究。本研究建構 6 個結構方程模式，並提出 6 個假設，以檢定潛在變項之間關係。結果顯示，以結構方程模式檢定指標，即卡方檢定未達顯著、卡方值除以自由度，且 AGFI、GFI、CFI、NNFI、IFI、RFI 值都接近 1 等判定標準。研究顯示 6 個結構方程模式，初等與中等教育在學率對國民預期壽命潛在變項之間適配度良好。也就是說，1970 年至 1995 年，教育潛在變項影響國民預期壽命的關係存在，但以模式內在評估指標衡量 6 個結構方程模式，仍有若干變項有殘差存在。最後依據結論提出相關建議。

關鍵字：人力資本理論、結構方程模式

^{*} 張芳全：國立臺北師範學院國民教育學系助理教授

投稿收件日：93 年 3 月 30 日；修正日：93 年 6 月 8 日；接受日：93 年 7 月 8 日

教育在學率對預期壽命的 結構方程模式檢定

張芳全^{*}

壹、研究動機與問題

一、研究動機

許多研究均證實，教育對國家經濟發展具有正向影響的事實（Benhabib & Spiegel, 1994）。但本研究的主要研究動機在掌握教育在學率是否影響國民預期壽命？會有此研究動機：本研究認為教育對國民健康觀念與知識增加是無可否認的命題，但教育對國民預期壽命影響究竟有多少？卻有不同說法。此不同說法在於過去對此方面研究常以單一年度進行分析，所以教育對國民預期壽命影響就有不同結論（Mazumdar, 2002）。但可確定的是，國民接受教育機會增加，因而健康觀念及知識增加，提高國民預期壽命。然而，過去研究以一個年度或僅以一個國家所蒐集到教育與預期壽命資料進行推論是研究限制（Veenhoven, 1996）。因此本研究要以 1970 年至 1995 年跨國資料，進行分析教育在學率與國民預期壽命之間關係。本研究將以每隔五年作為觀察期，來瞭解教育與國民預期壽命間之關係。這能彌補過去以一個年度觀察國際在教育與國民預期壽命之間關係的限制。換言之，本研究擬以跨年度及跨國資料來掌握前述現象。然而，本研究更有以下研究背景。

首先，以 1970 年至 1995 年每隔五年進行觀察跨國的教育在學率與國民預期壽命之間的關係，可掌握近二十年來國際間，在教育對國民預期壽命影響變化。

其次，以相同的 44 個國家進行跨國的觀察，一方面更能在同樣國家前提之下，掌握教育對國民預期壽命關係。另一方面，運用結構方程模式進行教育對國

^{*} 張芳全：國立臺北師範學院國民教育學系助理教授

民預期壽命關係之檢定，更能掌握教育對國民預期壽命影響程度。

本研究運用結構方程模式探索社會科學變項之間的因果關係，旨在彌補多元迴歸分析無法探討社會科學因果關係限制。易言之，本研究將以結構方程模式，來分析 1970 年至 1995 年各國教育在學率與國民預期壽命之間的關係。本研究透過這樣分析，掌握各國教育量的發展與國民預期壽命之間的因果關係。

最後，本研究以跨國進行教育在學率對國民預期壽命影響，在教育變項與國民預期壽命都分為男性與女性，它主要在探索這些年代中男性與女性的初等教育與中等教育在學率與國民預期壽命的關係，再者，在實務上則提供相關建議供參考，及對未來研究提供驗證參考。

二、研究問題

基於前述研究動機，本研究擬透過理論探討以及研究資料的整理分析，來建構結構方程模式。因此，本研究建構 1970 年至 1995 年的結構方程模式，並檢定教育在學率與國民預期壽命之間關係。本研究擬探討的研究問題為：1970 年男性初等教育在學率與女性初等教育在學率（初等教育潛在變項）、1970 年男性中等教育在學率與女性中等教育在學率（中等教育潛在變項）對 1970 年男性預期壽命與女性預期壽命（國民預期壽命潛在變項）是否有顯著因果關係（為節省篇幅，本研究問題包括年代為 1970-1995 年，與問題前述相同，僅年代不一，不再贅述）。

貳、文獻探討

一、人力資本理論之概念與意涵

本研究主要的理論基礎是人力資本理論。人力資本理論在 1960 年代受到經濟學家與教育學者的重視，彼等認為人力素質提升與教育投資可以改善國民生活觀念、提高國民生產力，以及刺激國家經濟成長（Schultz, 1961; Becker, 1964）。人力資本論認為教育投資有經濟與非經濟效益。就經濟效益而言，教育對個人國民所得增加有密切關係，如果個人對教育投資愈多，在其他條件不變下，個人在未來的國民所得也愈高。而教育對國家經濟成長與穩定也有正向貢獻（Hanushek & Kim, 1995; Mincer, 1984）。就前者而言，Riveros（1990）以縱貫式研究智利的教育投資報酬率，結果顯示：在 1960 年的初等教育、中等教育與高等教育的個人（私

人)投資報酬率各為 33.1%、12.5%、11.6%；在 1985 年前述三類型教育的個人投資報酬率各為 27.6%、11.0%、10.3%。顯示教育等級愈高，教育投資報酬率愈低，但就整體而言，未來的國民所得將愈高。同時，隨著個人年齡往後推移，接受初等教育、中等教育與高等教育者的教育投資報酬率，都有下降趨勢，這代表教育投資之後，如果沒有再進修也有折舊知識、技能，因而無法再增加個人所得的意味。

就後者而言，Psacharopoulos (1973) 歸納各國教育投資報酬率之後發現，開發中國家的教育投資報酬率比先進國家還高。他進一步指出，教育投資對人力素質改善之後，形成人力資本與提高人力素質，因而增加勞動生產力，進而影響國家的整體經濟發展。Honig(1996)以牙買加的資料研究，指出初等教育、中等教育與高等教育對個人的國民所得增加都有正向且顯著的影響，其中以接受大學 12 年的教育程度對國民所得的影響最為顯著。

而教育對個人與國家的效益，不僅有國民所得提高與國家經濟成長而已，國民接受教育之後，對個人壽命、文化傳承、政治民主觀念，以及對生活適應也有正向影響。因為個人接受教育之後，增加個人在生活、衛生、醫療、身心調整、適應社會生活等知識將會增加，因此教育使個人對健康行為認知增加，因而提高國民預期壽命。Evans, Tandon, Murray and Lauer (2000) 就研究指出教育程度(以每個國民接受教育年數)與每人運用於健康經費對國民預期壽命具有正向且顯著影響。Jayasuriya and Wodon (2002) 以跨國分析的方法研究發現：如果每人增加每千美元的健康經費支出，則可增國民預期壽命 2.3 歲，如果每位國民識字率每增加 10%，則可以提高國民預期壽命有 1.1 歲之多。

但是，近年來對於人力資本有些批判意見。Preston and Dyer (2003) 認為人力資本雖然有經濟效益與非經濟效益的論點，但卻忽略社會資本的重要性。社會資本是個人具有教育程度及獲得知識能力，並不一定在社會具有正向功能。因為社會資本強調人與人之間的關係，它的主要結果是社會凝聚力高低，以及人際之間的密切關係。社會資本最為人引用的是美國的柯爾曼報告(The Coleman Report) (Hoffer, Greeley & Coleman, 1985)。這報告認為不同的學校價值觀、個人人際網絡、個人家庭背景與個人受到信任與否，將建立於社會資本之上，並影響個人未來的社會地位，而這些因素又將會影響個人認知成就。這也就是與人力資本論者認為僅要教育投資就可增加國民所得的論點，略有不同。

二、各國預期壽命、初教率與中教率發展情形

（一）整體發展情形

各國均努力向先進國家學習現代化，做為國家發展目標。因此，各國增加教育投資、改進衛生醫療，因而提高國民預期壽命是可預期的。就如從 1970 年至 1995 年，各國在兩性初等教育在學率、中等教育在學率與國民預期壽命發展趨勢均有愈來愈高現象，詳如表 1 所示。表中是以本研究所列的 44 個國家為樣本計算出來（各國家名稱見研究方法一節）。這些現象歸納說明如下：

第一，就男女預期壽命歲數，女性都高於男性，且就整體而言，年代愈往後，兩性在預期壽命都有增加，男性由 60 歲增加為 67 歲，女性則由 64 歲增加為 72.5 歲，女性的預期壽命較男性增加為快。

第二，就初等教育在學率而言，男性與女性在 1970 年以後的平均在學率都在 85% 以上，但女性初等教育在學率都低於男性，就整體而言，年代愈往後則兩性的初等教育在學率都有增加，女性由 85% 增加為 98%，男性由 92.6% 增加為 102.5%。

第三，就中等教育在學率而言，從 1970 年至 1995 年都是女性低於男性，但隨著年代愈往後，兩性在中等教育在學率的差異則有縮小的現象，另外兩性在中等教育在學率隨著年代愈往後推移，中等教育在學率都有增加。在 25 年中，女性中等教育在學率共增加了近 39%，男性也增加了 32%。

第四，如以中等教育與初等教育在學率而言，無論是男性與女性的中等教育在學率，增加的幅度都比初等教育在學率還高，這很可能是初等教育是普及教育，因此在 1970 年女性初等教育在學率就已有 85% 的普及情形，但中等教育可能在部份國家仍為選擇性的教育，國民要能接受教育，除了政府教育經費增加，提供更多的教育機會之外，更重要的是國民的家計應有更多的所得來就讀中等教育，所以各國的中等教育在學率低於初等教育在學率其來有自。因此在 1970 年的中等教育在學率仍在 43% 至 50.5% 左右，但由於各國教育投資增加，中等教育在學率在近年來已有增加與改善。

總之，從各國對於初等教育在學率與中等教育在學率提高，就可以發現各國對於人力資本投資的重視，尤其是女性在這些方面的成長，因此，可能會帶動國民健康、衛生、民主素養的提高，因而增加國民預期壽命。

表 1 不同年度各國男性與女性的預期壽命、初教率與中教率 樣本數=44

年度	性別	預期壽命平均數（歲）	初教率平均數（%）	中教率平均數（%）
1970 年	男性	60.24	92.66	50.57
	女性	64.67	85.34	43.85
1975 年	男性	61.76	95.95	57.38
	女性	66.55	88.74	51.80
1980 年	男性	63.35	98.15	61.59
	女性	68.35	91.55	58.65
1985 年	男性	65.04	98.26	67.34
	女性	70.22	92.71	65.43
1990 年	男性	66.26	97.79	70.31
	女性	71.47	93.58	69.46
1995 年	男性	67.25	102.52	82.11
	女性	72.52	97.76	82.00

資料來源：整理自「世界發展報告」（World development report）的統計指標，取 1978/ 1981/ 1986/ 1991/ 1996/ 1997 年等年度資料。

（二）幾個國家為例

2000 年聯合國發展方案（United Nations Development Program, 簡稱為 UNDP）的資料顯示，高度人力發展國家（人力發展指數在 .8 以上），例如烏拉圭、巴哈馬、愛沙尼亞、哥斯大黎加、科威特、阿拉伯聯合大公國等國的國民預期壽命各為 74.4 歲、69.2 歲、70.6 歲、76.4 歲、76.2 歲、75 歲。他們的三級教育在學率（初等教育在學率、中等教育在學率與高等教育在學率加總後再除以 3）各為 79%、74%、86%、67%、59%、68%；然而在低度人力發展國家（人力發展指數在 .5 以下），例如巴基斯坦、蘇丹、不丹、多哥、尼泊爾、寮國、葉門及孟加拉等，國民預期壽命各為 60 歲、56 歲、62 歲、51.8 歲、58.6 歲、53.5 歲、60.6 歲、59.4 歲等，但在三級教育在學率加總後除以 3 各為 40%、34%、33%、62%、60%、58%、51%、37%。從前面的數字可以看出人力發展指標如果愈高的國家，則該國愈先進，他們的教育在學率與國民預期壽命愈高，但如果人力發展指標愈低的國家，其國家國民預期壽命與教育在學率也愈低。UNDP（1990，2002）的統計資料也顯示，1970 年至 1995 年國民預期壽命增加超過 10 歲以上的國家有阿爾及利亞（16 歲）、埃及（14 歲）、印度（12 歲）、南韓（10 歲）、墨西哥（10 歲）、摩洛哥（14

歲)、尼加拉瓜(14 歲)、沙烏地阿拉伯(18 歲)、突尼西亞(15 歲)、土耳其(11 歲)等。

前述各國的國民預期壽命與教育在學率看來似乎有正向關係，但究竟他們之間的真正關係為何，則有待驗證分析。

三、教育與國民預期壽命相關研究

國民預期壽命高低對國家發展程度高低，具有正向的表現意義。因為許多學者將它視為國家的生活品質指標之一(Liu, 1977; Veenhoven, 1996)。他們認為衡量國家生活品質的指標有國民所得、國民生產毛額、政治穩定、人力發展指數高低以及國民教育程度，但更重要的是國民預期壽命高低。因為一個國家國民的預期壽命代表國家人民生活及衛生甚至教育發展的結果。Millar and Zammuto(1983)研究指出，上一代國民的壽命與下一代國民預期壽命有.95 正向顯著相關，也就是如果上一代壽命愈長，則下一代壽命愈長。國民的工作或職業專業與否也會反應出國民預期壽命高低，其部份原因係來自於接受較高程度教育者，才有專業工作，而專業工作者較非專業或低技術人員壽命長。Wilkinson(1986)研究指出在具專業工作者的壽命高於非專業或低技術者有 7 歲之多。

Mazumdar(2002)則以 1995 年的國民預期壽命，除以 1960 年的預期壽命為依變項，而以取對數的 1960 年的國民預期壽命、1960 年的成人識字率、1960 年每人消費的卡路哩、1960 年的每千位國民中的醫生數、1960 年的國民生產毛額等為自變項，對低度發展國家、中度發展國家、高度發展國家與所有國家等進行迴歸分析。其研究結果顯示：在所有國家樣本中，識字率、醫生數對壽命有正向顯著影響，整體解釋力為 62%。在低度發展國家中僅國民預期壽命有顯著影響，其他的變項則未達顯著，但識字率則有正向關係。在中度發展國家，醫生數與壽命有顯著影響，其他則未達顯著，但識字率也有正向關係，整體解釋力為 70%；在高度發展國家僅有預期壽命有顯著影響，其他變項則否。

Veenhoven(1996)則運用不同的面向來研究與國民預期壽命之間的關係。他們所運用面向有物質(例如國民所得、營養程度)、國民安全程度(例如身體安全-自殺率、社會安全-如社會救助基金占國民生產毛額比率)、自由程度(例如政治、個人自由度)、社會公平(例如所得公平、兩性公平)、文化氣氛(例如知識程度，即識字率、學校教育在學率；資訊發展程度，例如報紙與電視普及率)、社會氣氛(例如容忍度、信任、社會參與、和諧度)、人口壓力(例如人口成長與密度)、現代化程度(例如工業化與都市化程度)等。其中，識字率與學校教育在學率分

別以 47 個與 38 個國家與國民預期壽命求積差相關，其結果各有 .45 與 .37 的顯著相關。與國民所得、自殺率、都市化程度各有 .78、-.48、.57 的顯著相關。這顯示教育發展愈高，人民素質也愈高。

Diener (1995) 曾建構生活素質指標，他以自殺率、基本生活需求的實現、人權等向度進行建構。其中基本生活素質的實現，包括國民可以飲用安全水比率、嬰兒死亡率、平均的國民預期壽命、平均國民運用的卡路哩以及國民可獲得健康器材的比率等為指標，進行建構分析。後來他將基本生活素質的實現與人力發展指標（其中包括人民的識字率與國民在三級教育在學率的高低）進行積差相關，其結果顯示二者有正向且顯著相關。

Diener and Diener (1995) 則以生活素質指標，即自殺率、基本生活需求的實現、人權等，進行與每人國民所得之間的關係，結果發現在 101 個國家的國民所得與基本生活需求實現有 .67 顯著相關；而在 94 個國家的資料中與識字率有 .53 的顯著相關。因為生活素質指標包括國民預期壽命，因此，就某種程度而言，教育在學率（識字率）與國民預期壽命有正向關係。

Mazumdar (1997) 以 1960 年與 1994 年 92 個國家都市化程度、國民預期壽命、每人每天運用的卡路哩、成人識字率、生師比以及每千人中擁有車輛數作為國家發展程度標準。它各以 92 個國家在 1960 年與 1994 年前述的資料計算出當年度各國的歐幾里得距離 (Euclidean distance)，接著計算二個年度在各個變項的差距，來掌握這 34 年來各國發展程度，他並將 92 個國家分為高度、中度與低度發展國家。從其研究發現國民預期壽命與識字率，隨著年代推移，各國都有增加現象，這顯示二者之間有正向關係。

Dollar and Gatti (1999) 有系統的進行影響女性社會地位不公平因素的跨國研究。他們以兩性在國民所得、預期壽命、參與國會比率以及中等教育在學率的差異等進行分析。其中以兩性預期壽命差異為依變項，而以國民所得、國民所得平方、民權指數等為自變項，進行多元迴歸分析，結果顯示僅國民所得達到 .01 顯著水準。如果以每人國民所得成長率為依變項，而以國民所得、生育率、國民預期壽命、男性與女性的中等教育在學率為自變項，則生育率達負向的 .01 顯著水準，其餘則否。

Mazumdar (2000) 將 92 個國家分為高度所得國家、中度所得國家與低度所得國家等三群，而以平均每人國民所得為自變項，以國民預期壽命為依變項，運用迴歸分析，在高度與中度所得國家均發現自變項具有顯著影響關係，其解釋力各為 63% 與 85%。

Jayasuriya and Wodon (2002) 以 1990 年至 1998 年的各國為資料，他們將這些年度的資料予以整併（即以各年度可以分析的國家，在相同變數下，進行資料的整合），以國民預期壽命為依變項，而以每人健康經費支出、成人識字率，以及以亞洲、歐洲與中亞洲、拉丁美洲與加勒比海與產業化國家（以虛擬變數為轉化），進行多元迴歸分析，整併後的國家數共有 301 個，其結果發現每人健康經費支出對國民預期壽命達.05 顯著水準，而成人識字率則達.01 顯著水準，各地理區域也都有達到.01 顯著水準。這表示各國對教育投資之後，確實對國民預期壽命有正向影響。

一般而言，國民所得與教育發展具有正向的關係。因此國民所得愈高的國家，教育投資或教育在學率應愈高，教育愈先進國民預期壽命可能愈高。Pandey and Nathwani (1997) 就以預期壽命與國民所得不均，來了解社會不公平的情形。他們將國民所得分為五等級，其中第一等級為所得最低的國民，第五等級為國民所得最高國民所得。他們的研究發現，第一等級的國民所得為 9,708 美元，其國民預期壽命僅有 74.8 歲，而第五等級的國民所得為 73,026 美元，而國民預期壽命為 78.5 歲。

綜合以上研究發現，不管是以積差相關分析或多元迴歸分析，學者研究都發現教育在學率或識字率愈高，國民預期壽命也愈高。而前述的研究分析也都是以一個年度作為分析，是否在跨國資料中不同年度也有相同的結果，值得本研究進一步分析。

參、研究設計與實施

本小節說明本研究在結構方程模式的建構，以及本研究建構此方程模式的意義及其資料處理的方法。說明如下：

一、模型建構意義與模式說明

（一）結構方程模式的意義

針對本研究在結構方程模式設定理由說明如下：本研究將國民預期壽命認定為國家發展過程中，某時代的結果。就如教育愈發達、衛生條件提高、生活環境改善以及政治穩定等，對於國民預期壽命都有正向影響。然而，國民預期壽命高低係受到很多原因造成，例如是否有戰爭、國民有無良好的衛生環境、有無健全

的醫療體系、有無完整的教育制度提供給國民接受教育，以及國家的政治是否穩定，讓人民可以安居樂業？然而，在眾多影響因素中，國民接受教育獲得健康與知識，進而提高國民壽命是無可否認的重要因素。因此，國民如果接受教育程度愈高，可能在國民預期壽命也愈高，也就是說，各國男性初等教育在學率與女性初等教育在學率（初等教育潛在變項）如果愈高，對他們的預期壽命有正向影響（Jayasuriya & Wodon, 2002）；而男性中等教育在學率與女性中等教育在學率（中等教育潛在變項）愈高，則代表國民識字率將會增加，它與國民預期壽命有正向關係。

（二）結構方程模式在變項之間的關係模型說明

本研究擬瞭解影響平均國民預期壽命的教育因素之潛在變項的因果關係。本研究將以 Joreskog and Sorbom（1993）所寫 *LISREL 8 (8.30 版)* 進行分析。本研究擬提出以下的結構方程模式：

結構方程模式一：1970 年的男性與女性初等教育在學率、1970 年的男性與女性中等教育在學率，對 1970 年的男性與女性平均壽命的影響。

結構方程模式二至六與模式一相同（本研究在研究結果的呈現將此 6 個模式整合為一個圖，如圖 2），但在年代則以 1975 年、1980 年、1985 年、1990 年、1995 年的資料，本研究建構 6 個結構方程模式之概念圖如圖 1。圖 1 左邊的變項代表男性與女性的初等教育在學率、男性與女性的中等教育在學率，右邊變項代表男性與女性的預期壽命。

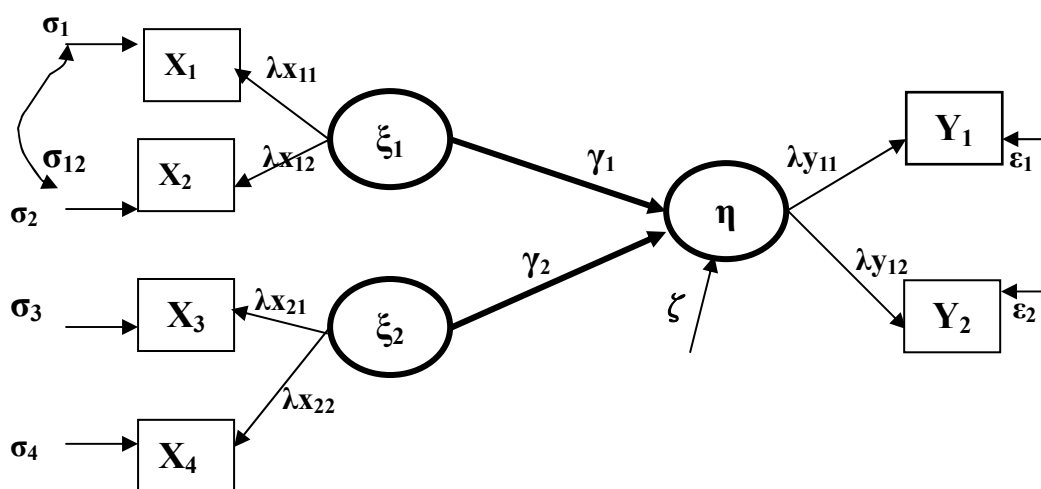


圖 1 1970 年初等教育與中等教育潛在變項對預期壽命潛在變項路徑圖

圖 1 各符號說明如下：在○中的符號 ξ_1 與 ξ_2 分別表示無法觀察到的初等教育在學率與中等教育在學率的潛在變項（以下同）； η 代表預期壽命潛在變項；□代表可觀察到的測量變項。例如，在□中的 X_1 與 X_2 分別代表可觀察到的男性初等教育在學率與女性初等教育在學率；□中的 X_3 與 X_4 分別代表男性中等教育在學率與女性中等教育在學率； Y_1 與 Y_2 代表男性預期壽命與女性預期壽命（結構方程式模式一的研究資料為 1970 年；結構方程模式二的研究資料為 1975 年；模式三的研究資料為 1980 年；模式四的研究資料為 1985 年；模式五的研究資料為 1990 年；模式六的研究資料為 1995 年）。 λ_{x11} 、 λ_{x12} 、 λ_{x21} 、 λ_{x22} 、 λ_{y11} 、 λ_{y12} 等分別代表對 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 、 Y_1 、 Y_2 對的估計值， γ_1 與 γ_2 代表對 ξ_1 、 ξ_2 與 η 的估計值， δ_1 、 δ_2 、 δ_3 、 δ_4 、 ε_1 、 ε_2 等分別代表對 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 、 Y_1 、 Y_2 對的測量誤差估計值， ζ 代表對 η 的估計殘差值。 σ_{12} 代表 X_1 、 X_2 兩個測量殘差項之間的相關，因為男性初等教育在學率與女性初等教育在學率在 1970 年至 1995 年均已獲普及，因此二者較無法完整測量出教育在學率特性，因而可能有殘差之間的關係，而男性與女性的中等教育在學率可能差異較大，因此不設定它們之間的相關性。 γ_1 代表 ξ_1 對 η 影響程度； γ_2 代表 ξ_2 對 η 影響程度。 ζ 別代表潛在變項 η 的殘差值。如果以 1970 年的結構方程式為例，其函數如下：

1. 結構模式的方程式： $\eta = \gamma_1 \xi_1 + \gamma_2 \xi_2 + \zeta$ 。

2. X 變項測量模式的方程式： $X_1 = \lambda_{x11} \xi_1 + \delta_1$ ； $X_2 = \lambda_{x12} \xi_1 + \delta_2$ ；

$X_3 = \lambda_{x21} \xi_2 + \delta_3$ ； $X_4 = \lambda_{x22} \xi_2 + \delta_4$ 。

3. Y 變項測量模式的方程式： $Y_1 = \lambda_{y11} \eta + \varepsilon_1$ ； $Y_2 = \lambda_{y12} \eta + \varepsilon_2$ 。

二、研究假設

本研究提出結構方程模式，擬檢定的假設如下：

假設 1：1970 年的男性初等教育在學率與女性初等教育在學率（初等教育潛在變項）、1970 年男性中等教育在學率與女性中等教育在學率（中等教育潛在變項）對 1970 年的男性預期壽命與女性預期壽命（預期壽命潛在變項），具有正向且顯著影響（為節省篇幅將假設 1 的年代改為 1975 年的研究資料，則為假設 2；假設 3 改為 1980 年的研究資料；假設 4 改為 1985 年的研究資料；假設 5 改為 1990 年的研究資料；假設 6 改為 1995 年的研究資料，其餘變項都一致）。

三、統計分析方法與模式適配度的檢定標準

前述假設 1 至 6 以結構方程模式檢定。估計方法將以未加權最小平方法 (Unweighted Least Squares)，因為它適合小樣本檢定，並不適合大樣本估計。在模式適配程度的檢定標準或指標如下(馬信行，民 88；黃芳銘，民 91；邱皓政，民 92；Marsh & Hocevar, 1985; Bollen, 1989; Joreskog & Sorbom, 1993)：

(一) 整體適配度指標的採用：

1. 絕對適配度檢定指標 (absolute fit measure)：

本研究結構方程模式的絕對適配度檢定指標如下：

(1) 卡方值(χ^2)。卡方值是在檢定理論模式與觀察資料模式的適配程度，以估計後不達顯著水準(即 $p > .05$) 為判斷標準。

(2) Goodness-Of-Fit Index(GFI)。它的值會在 0-1 之間，但模式的適配理想數值在 .90 以上最好 (Bentler, 1982)。

(3) Adjusted Goodness-Of-Fit index(AGFI)。它的值會在 0-1 之間，但是適配模式的理想數值在 .90 以上最好 (Bentler, 1982)。

(4) 殘差均方根 (Root Mean Squared Residual, RMR)，理想數值必須低於 .05，最好低於 .025。

(5) 近似誤差均方根 (Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA)，主要在找尋母群與模式的適配程度，其指標值應有於或等於 .05 表示良好適配；.05-.08 可視為「不錯的適配」；.08-.10 之間可視為「中度適配」；大於 .10 以上代表「不良的適配」(黃芳銘，民 93a)。

(6) 期望交叉效度指標 (Expected Cross-Validation Index, ECVI)，它的值在 0-1 之間，但通常它的值愈小愈好。在模式估計會有飽和模式的期望交叉效度指標 (ECVI for saturated Model，簡稱為 ECVISM)，以及獨立模式的期望交叉效度指標 (ECVI for Independence Model，簡稱為 ECVIIM)，模型適配是理論的 ECVI 應小於飽和模式與獨立模式的值。

2. 相對適配度檢定指標 (relative fit measure)：

本研究結構方程模式的相對適配度檢定指標如下：

(1) Non-Normed Fit Index (NNFI)，它的值在 0 與 1 之間，愈接近 1 愈好 (Bentler & Bonett, 1980)。

(2) 正規化適配指標 (Normed Fit Index, NFI)，它的值在 0 與 1 之間，愈接近 1 愈好 (Bentler & Bonett, 1980)。

(3) 比較適配指標(Comparative Fit Index, CFI)，它的值在 0 與 1 之間，愈接近 1 愈好 (McDonald & Marsh, 1990)。

(4) 增值適配 (Incremental Fit Indexm IFI)，它的值應在 0 與 1 之間，愈接近 1 愈好 (Bollen, 1989)。

(5) Relative Fit Index (RFI)，它的值在 0 與 1 之間，愈接近 1 愈好。

3.簡效適配指標 (Parsimony fit measure)

(1) Parsimony Normed Fit Index (PNFI)，指標值應大於或等於.50。

(2) 模式精簡適合度指標 (Parsimony Goodness of Fit Index, PGFI)，它的值在 0-1 之間，應以大於.5 以上會較好 (Mulaik, James, Van Alstine, Bennett, & Stilwell, 1989)。

(3) Akaike information Criterion (AIC)。它的值應愈小愈好。在檢定時有獨立模式的 AIC (Independence AIC)，以及飽和模式的 AIC (Saturated AIC)，理論的 AIC 指標值必須比飽和模式與獨立模式之 AIC 還小。

(4) Hoelter's Critical N (CN) 在反應樣本規模的適切性，如果值大於 200 以上為佳。

(5) 卡方值除以自由度 (χ^2/df)：它的適配值在 2 以下，就表示模式適合度頗高 (Marsh & Hocevar, 1985)。

4 誤差分析的檢定指標：

在本研究模式中的殘差分析有下列指標做為檢定標準：在模式中的 Q 圖殘差分布線應在 45 度或高於 45 度 (即斜率大於 1)。另外，模型內部適配標準 (例如：標準誤是否很大)；模型內品質 (例如：標準化殘差值是否都小於 1.96) 或修正指標 (例如是否都小於 3.84) 等指標。

(二) 內在結構適配之採用

關於內在結構的檢定，採取以下的標準：1.在測量模式中項目的潛在變項信度是採用建構信度，其值需大於.6 以上；2.在結構模式上，結構係數需達顯著水準，且方向性需正確，以及整體解釋度 (Squared Multiple Correlations for Structural Equations) 高低，如果整體解釋度愈高代表模式愈好。

在評估結構方程模式是否理論模式與資料結構是否契合，黃芳銘 (民 93a) 建議以「多數決」為評判標準，也就是上述的適配指標有相對多個指標符合標準，即可認為模式適合。

四、研究資料、操作型定義與研究限制

本研究分析資料取自「世界發展報告」(World development report, 1978/ 1981/ 1986/ 1991/ 1996/ 1997)的統計指標，選定 1970 年、1975 年、1980 年、1985 年、1990 年、1995 年的教育在學率與國民預期壽命變項進行分析。台灣的國民預期壽命料取自行政院經建會(民 91)「中華民國台灣地區民國 91 年至 140 年人口推計」。教育在學率係取自教育部(民 91)「中華民國教育統計」。選定這些年代的理由有幾項，一是國際資料從 1970 年之後陸續建置，而國內可以取得較完整的國際資料為 1995 年，所以以 1970-1995 年為分析時間點；二是如果以每五年為一個觀察年度可以看出男性與女性初等教育在學率與中等教育在學率對國民預期壽命的影響變化。

本研究的男性與女性初等教育在學率、男性與女性中等教育在學率、男性與女性預期壽命之操作型定義如下：1.男性初等教育在學率與女性初等教育在學率(以%為單位)，它以一個國家男性與女性可以就讀初等教育人數占該初等教育的總學齡人口數的比率。2.男性中等教育在學率與女性中等教育在學率(以%為單位)，它以一個國家男性與女性可以就讀中等教育人數占該中等教育的總學齡人口數的比率。3.男性與女性預期壽命，即一個國家男性與女性平均可以在生命中獲得生存年數(它以年為單位)。前述的變項中，如果教育在學率愈高，就某種程度而言，是人民的生活水準提高，尤其是初等教育與中等教育在學率的增加，國民可獲得健康、衛生與基本生活健康知識將愈高，因而可能增加國民對壽命與健康重視，進而增加國民預期壽命。

選擇這些指標的理由，除顧及到理論之外，也顧及到資料獲取之可行性。尤其本研究以 1970 年至 1995 年研究資料，一方面顧及 6 個年度納入分析的國家要一致，只要在某個年度有一個變項缺乏就刪除該國資料，另一方面又要顧及納入更多國家進入模型，由於國際資料不多，要能各國都有相同統計指標更少。本研究以初等教育與中等教育在學率，以及預期壽命為基礎，所進行的跨國分析，由於國際資料蒐集不易，又顧及自變項與依變項都要具備才可分析，因此，建構每個結構方程式模型國家數僅有 44 個國家，而無法有更多樣本進行分析，是本研究限制，也是推論限制。

本研究在 6 個模式所納入分析的 44 個國家，分別是澳洲、奧地利、比利時、保加利亞、加拿大、古巴、丹麥、芬蘭、法國、希臘、英國、匈牙利、愛爾蘭、義大利、南韓、馬爾他、荷蘭、紐西蘭、挪威、波蘭、西班牙、瑞典、瑞士、台灣、阿爾及利亞、哥倫比亞、埃及、印度、獅子山、茅利塔尼亞、墨西哥、尼加

拉瓜、葡萄牙、斯里蘭卡、史瓦濟蘭、突尼西亞、土耳其、貝南、幾內亞、馬拉威、馬利、摩洛哥、沙烏地阿拉伯、坦尚尼亞。其中，台灣也在本研究之列。

肆、研究結果分析與討論

本研究在各年度的變項分析顯示，各年度在變項相關係數均相當高，且都達到.05 以上的顯著水準，這表示各變項之間的相關程度很高。各相關係數矩陣的詳細數據列於附錄的附表 1 至表 6。茲將各個年度模式檢定結果說明如下：

一、各假設檢定結果

假設 1-6 經過模式的檢定。將檢定結果說明如下：

(一) 各年度的參數估計結果

各年度的參數估計結果說明如下：

首先，1970 年至 1980 年的 X_1 與 X_2 、 X_3 、 X_4 、 Y_1 、 Y_2 等各個測量模式而言， X 與 Y 觀測變項的因素負荷量，觀察變數都達到顯著水準，就如 1970 年在各觀測變項的估計係數分別是.87、.97、.98、.98、.99、.63，各變項都達到.01 顯著水準，且模型中自變項與依變項殘差項都未達顯著，模型殘差非常小。表示顯示這些變項在反應其所建構的潛在變項具有效度。又如 1980 年的模式中，各觀測變項估計係數分別是.79、.94、.95、.99、.99、.99 也都達到.01 顯著水準，各變項信度頗高。從表中發現各年度的各觀測變項估計都達 01 顯著水準，顯示各觀測變項因素負荷量不低，如表 2 所示。

其次，1970 年至 1980 年的模式中，初等教育潛在變項對國民預期壽命都有正向，且具有顯著關係，以及中等教育潛在變項也對國民預期壽命有正向且顯著關係。例如，1970 年的初等教育潛在變項對預期壽命潛在變項有正向關係（ $\gamma_1=.41$ ），且達.05 顯著水準；中等教育潛在變項對預期壽命潛在變項為正向關係（ $\gamma_2=.63$ ），且達.01 顯著水準。在三個年代都發現中等教育潛在變項對國民預期壽命高於初等教育潛在變項對國民預期壽命的影響。

第三，1970 年至 1980 年的國民預期壽命潛在變項殘差項（ ζ ）均在.10 以下，殘差並不高，表示國民預期壽命潛在變項誤差都很小。

此外，因為在研究模式設定一節中也強調男性與女性的初等教育在學率，在殘差值之間可能具有相關，但在 3 個年度的檢定之後發現，並無此關係存在。

表 2 1970-1995 年的初等教育、中等教育在學率對國民預期壽的參數估計

年代 參數	1970 標準化參數值	1970 t 值	1975 標準化參數值	1975 t 值	1980 標準化參數值	1980 t 值
$\lambda_{x_{11}}$	.87	6.39**	.86	6.13**	.79	5.23**
$\lambda_{x_{12}}$	.97	9.55**	.95	10.10**	.94	6.40**
$\lambda_{x_{21}}$	.98	9.65**	.97	10.14**	.95	6.61**
$\lambda_{x_{22}}$	.98	9.43**	.99	10.10**	.98	4.70**
$\lambda_{y_{11}}$	.99	5.50**	.99	5.16**	.99	4.64**
$\lambda_{y_{12}}$	.63	9.85**	.99	8.37**	.99	8.99**
γ_1	.41	2.48*	.41	1.96*	.35	2.32*
γ_2	.63	3.60**	.63	3.79**	.72	3.58**
ζ	.10	--	.08	--	.08	--
δ_1	.19	.70	.22	.81	.33	1.17
δ_2	.00	.35	-.07	-.20	-.08	-.29
δ_3	.03	.11	.05	.31	.08	.37
δ_4	.03	.11	.01	.04	-.02	-.05
ε_1	.01	.06	.02	.09	.02	.13
ε_2	.00	.02	.00	-.01	.00	-.02
δ_{12}	.04	.23	-.08	-.30	-.04	-.20
年代 參數	1985 標準化參數值	1985 t 值	1990 標準化參數值	1990 t 值	1995 標準化參數值	1995 t 值
$\lambda_{x_{11}}$	.83	5.31**	.91	5.87**	.62	3.40**
$\lambda_{x_{12}}$	.95	9.25**	.96	9.35**	.98	9.00**
$\lambda_{x_{21}}$	.96	9.26**	.97	9.43**	.99	9.02**
$\lambda_{x_{22}}$	.99	10.56**	.99	10.45**	.99	9.49**
$\lambda_{y_{11}}$	.99	5.89**	.99	4.64**	.99	4.47**
$\lambda_{y_{12}}$	.99	7.99**	.99	7.76**	.99	6.22**
γ_1	.29	1.96*	.27	1.54	.09	.64
γ_2	.76	4.61**	.74	3.92**	.84	5.44**
ζ	.10	--	.12	--	.22	--
δ_1	.26	.94	.14	.48	.53	1.72
δ_2	-.08	-.28	-.04	-.20	-.04	.09
δ_3	.08	.35	.06	.16	.03	.13
δ_4	.00	.00	.01	.02	.02	.07
ε_1	.02	.11	.03	.10	.03	.10
ε_2	.00	.01	.00	-.02	.00	-.02
δ_{12}	-.04	-.17	-.05	-.27	.13	.61

** $p < .01$; * $p < .05$ 。

再以 1985 年至 1995 年模式的各個測量模式而言，即 X 與 Y 觀測變項的因素負荷量的參數值都達到.01 的顯著水準，且本模型的自變項與依變項殘差項都未達顯著，模式殘差非常小。表示顯示這些變項在反應其所建構的潛在變項具有效度。

表中更可看出，1985 年-1995 年的模式中，僅有 1985 年的初等教育潛在變項對國民預期壽命都有正向且顯著關係（ $\gamma_1=.29$ ），以及中等教育潛在變項對國民預期壽命也有正向且顯著關係（ $\gamma_2=.76$ ）。在 1990 年與 1995 年的初等教育潛在變項對預期壽命潛在變項雖有正向關係（ $\gamma_1=.27$ 與 .09），但未達統計的顯著水準；但是中等教育潛在變項對預期壽命潛在變項為正向關係（ $\gamma_2=.74$ 與 .84），且達.01 顯著水準。因此可以發現，在三個年代的中等教育潛在變項對國民預期壽命的影響程度是高於初等教育潛在變項。易言之，各國在中等教育在後來年代對於國民預期壽命的影響較初等教育為顯著。

在 1985 年至 1995 年的國民預期壽命潛在變項殘差項（ ζ ）均在.22 以下，殘差也不高，表示國民預期壽命潛在變項誤差都很小。

此外，男性與女性的初等教育在學率之殘差值間的關係在模式中有設定，但經過檢定之後發現，並無此關係存在。

（二）整體適配度指標

1.絕對適配指標檢定結果

1970-1995 年的模型中卡方值（ χ^2 ）各為.21、.11、.40、.45、.21、.08，自由度為 5， $p=.99$ （即 $p>.05$ ），未達到統計顯著水準，表示模式適合，如表 3 所示。卡方檢定基於樣本常態分配，樣本應在合理樣本數，估計值較精確。Boomsma(1982) 指出樣本小於或接近 100，準確度會失真。

1970-1995 年模式的殘差均方根（RMR）都是在.05 以下，比標準.05 低，表示模式整體誤差很小。而適配度指標（GFI）與調整後的適配度指標（AGFI）在 6 個年度中都為 1.0。同時 6 個年度的 RMSEA 都為.0，表示誤差很小。此外在 6 個年度中的 ECVI，理論的值都為.75，都比飽和模式與獨立模式的值還小，表示模式適合。

2.相對適配指標檢定結果

在 1970 年至 1995 年的相對適配指標的檢定結果，從 NNFI、NFI、CFI、IFI、RFI 都在.99 以上，有些年代的值更為 1.0 者，它與檢定的標準接近。因此這 6 個年度的模式，在某種程度上，可以說模式適配良好，如表 4 所示。

3.簡效適配指標檢定結果

1970 年至 1995 年的模式中，PNFI 與 PGFI 各為.33 與.24，其指標值應大於或等於.50 模式會較好（Mulaik,James, Van Alaine, Bennett, & Stilwell, 1989），但本研究的 6 個年度的模式均未達到此標準，如表 3 所示。但在 6 個年度中，理論模式的 AIC 值均比飽和模式與獨立模式的值還要小，且各年度的 CN 值均高於門檻值 200；同時卡方值除自由度值都在 2 以下，模式可接受度頗高。

表 3 1970-95 年的初等教育、中等教育在學率對國民預期壽的模式適配度指標

指標	1970	1975	1980	1985	1990	1995
絕對適配指標						
$\chi^2(5)$	.21 (p=.99)	.11 (p=.99)	.40 (p=.99)	.45 (p=.99)	.21 (p=.99)	.08 (p=.99)
GFI	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
AGFI	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
RMR	.011	.015	.022	.013	.0082	.0092
RMSEA	.00	.00	.00	.00	.00	.00
ECVI	.75	.75	.75	.75	.75	.75
ECVISM	.98	.98	.98	.98	.98	.98
ECVIIM	9.96	9.87	8.74	8.8	9.84	7.32
相對適配指標						
NNFI	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
NFI	1.0	1.0	.99	1.0	1.0	1.0
CFI	1.0	.99	1.0	1.0	1.0	1.0
IFI	1.0	1.0	.99	1.0	1.0	1.0
RFI	1.0	.99	1.0	1.0	1.0	1.0
簡效適配指標						
PNFI	.33	.33	.33	.33	.33	.33
PGFI	.24	.24	.24	.24	.24	.24
AIC	32.21	32.11	32.4	32.45	32.21	32.08
SAIC	42.0	42.0	42.0	42.0	42.0	42.0
IAIC	428.17	424.39	375.82	394.5	424.46	331.63
CN	5902	3268	1538	4008	10715	8436
χ^2/df	.042	.022	.08	.081	.04	.016

（三）內在結構適配檢定結果

1970 年的模式中， X_1 與 X_2 、 X_3 、 X_4 、 Y_1 、 Y_2 等各測量指標解釋度均在.81 以上（參數設定 1），表示各變項信度不錯。在 1975 年的模式中 X_1 與 X_2 、 X_3 、

X_4 、 Y_1 、 Y_2 等各測量指標解釋度均在.78以上。1980年的模式中，各測量指標解釋度均在.67以上，各變項信度頗高。再看其他年度模式的測量變項的信度，從表中亦可發現除了1995年的男性初等教育在學率（ X_1 ）為.47較低之外，其餘的女性初等教育在學率、男性與女性中等教育在學率、男性與女性預期壽命的信度也都頗高，如表4。前述可看出各年度的各測量變項的信度都高於檢定標準.6。

如以模式解釋度而言，1970年的初等教育潛在變項與中等教育潛在變項影響預期壽命潛在變項的整體解釋度（Squared Multiple Correlations for Structural Equations）有90%，顯示模式解釋潛在變項程度很不錯，而僅1995年的78%較低，其餘年度初等教育潛在變項與中等教育潛在變項影響預期壽命潛在變項的整體解釋度都在88%以上。

表4 1970-95年的初等教育、中等教育在學率對國民預期壽的模式信度

參數/年度	1970	1975	1980	1985	1990	1995
$R^2(X_1)$	.81	.78	.67	.74	.86	.47
$R^2(X_2)$	1.0	.99	.99	.99	.99	.99
$R^2(X_3)$	.97	.95	.92	.92	.94	.97
$R^2(X_4)$	.97	.99	.99	.99	.99	.98
$R^2(Y_1)$	.99	.98	.98	.98	.97	.97
$R^2(Y_2)$	1.0	.99	.99	.99	.99	.99
整體解釋度	90%	92%	92%	90%	88%	78%

（四）誤差與修正指標檢定指標

1970年的模式最大修正指標（Maximum Modification Index, MDI），發現依變項與自變項之間的殘差項（THETA-EPS for Element）（4,1）關係為.08，比起Joreskog and Sorbom（1984）認定的標準3.84還小很多，且模型最大標準化殘差為-.29，比標準值1.96小很多，不影響本模式穩定性。1975年的模式最大修正指標（MDI）為依變項與自變項之間的殘差項（THETA-EPS for Element）（4,1）關係為.09，且1970年模式最大標準化殘差為-.30，比標準值1.96小很多。1980年的最大修正指標（MDI）為依變項與自變項之間的殘差項（THETA-EPS for Element）（1,1）關係為.98，同時模型最大標準化殘差為-.33，比標準值1.96小很多。

1985年模式最大修正指標（MDI）為殘差項（THETA-EPS for Element）（4,3）關係為.15，殘差值亦僅.45。1990年模式的修正指標（MDI）為殘差項

(THETA-EPS for Element)(4,3)關係為.05，且模式最大標準化殘差為.23，比標準值 1.96 小很多。1995 年模式最大修正指標 (MDI) 為依變項與自變項之間的殘差項(THETA-EPS for Element)(4,1)關係為.28，也比 Joreskog and Sorbom(1984)認定標準 3.84 還小很多，且模式最大標準化殘差為.26 比標準值 1.96 亦小很多。

最後，1970 年至 1995 年模式的 Q 圖標準化殘差 (Standardized Residual) 分布線斜度均大於 45 度，表示模式適合度在中等以上 (即斜率大於 1)。見附錄的附圖 1 至 6。

綜上，將研究假設 1-6 的研究結果歸納如下：

第一，1970-1995 年的各年度模式評估指標，絕對適配度、相對適配度、簡效適配度指標，都顯示 6 個年度的模式可接受度頗高。

第二，本研究假設 1 至 6 大致獲得肯定，如圖 2 所示，也就是說，就結構模式之間的影響關係是肯定，而且可以接受的。尤其在 1970 年至 1995 年的男性與女性的中等教育潛在變項分別對 1970 年至 1995 年的預期壽命潛在變項有正向顯著影響。而在 1970 年至 1985 年的男性與女性的初等教育潛在變項分別對 1970 年至 1985 年預期壽命潛在變項有正向顯著影響，但是在 1990 年與 1995 年的初等教育潛在變項對同年度的國民預期壽命潛在變項，雖有正向關係，但沒有顯著影響。從前述的研究結果發現，在 1970 年至 1985 年的男性與女性初等教育在學率與中等教育在學率均對男性與女性壽命有正向且顯著影響，1990 年與 1995 年僅有男性與女性的中等教育在學率有影響國民預期壽命，初等教育在學率則否。

第三，從圖 2 亦可以看出，初等教育潛在變項對於國民預期壽命的影響力由 1970 年之後逐年的減小，至 1990 年變成無法影響國民預期壽命，相對的中等教育潛在變項對於國民預期壽命的影響卻有逐年增加的現象，這可從 1970 年至 1995 年的各年度的 γ 值中發現其數值大小及影響程度。顯示男性與女性的中等教育在學率對國民預期壽命影響的重要性。

第四，各測量指標的信度頗高，且都有達到.01 顯著水準，表示模式的觀測變項確實可測量到初等、中等與國民預期壽命的潛在變項。

最後，模式中的誤差項、修正指標、Q 圖也都顯示模式的可接受程度。

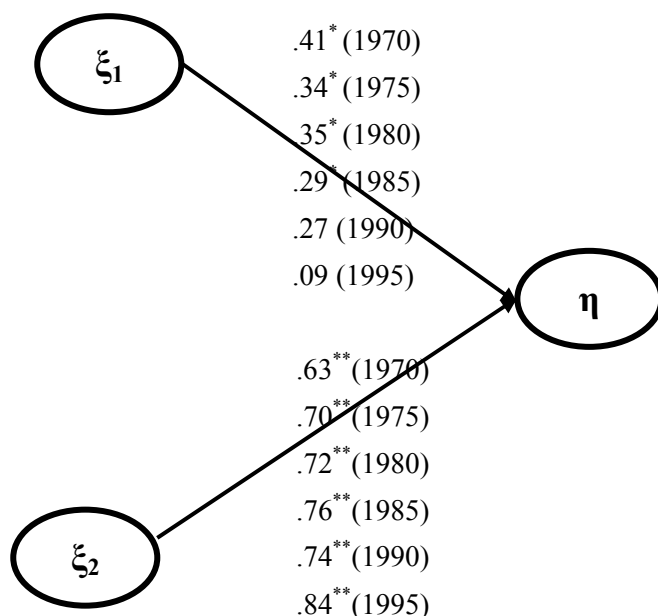


圖 2 1970 至 1995 年初等教育與中等教育潛在變項對預期壽命潛在變項路徑圖

註：** $p < .01$ ；* $p < .05$ 。

二、綜合討論

本研究以人力資本理論為基礎，運用世界銀行發布以及台灣的官方的統計資料，探索 1970 年至 1995 年，每隔五年的男性與女性的初等教育在學率、男性與女性的中等教育在學率對國民預期壽命高低的影響關係。人力資本論者強調教育投資具有經濟效益與非經濟效益。國民預期壽命增加、健康知識與觀念提升就是人力資本所強調的教育之非經濟效益。如果國民預期壽命愈高，就某種程度而言，代表一個國家的生活條件、教育發展與政治及經濟穩定具現代化，因而易於人居，使得國民預期壽命相對的提高。然而，在眾多影響國民預期壽命因素之中，各國的教育發展，即教育量擴增，對於人力素質提升與國民預期壽命增加，更有某種程度貢獻。這是人力資本論者所主張。

所以，本研究就以這樣的理論觀點，進行探索與驗證，亦即本研究探索 44 國在瞭解 6 個年度的男性與女性初等教育在學率與中等教育在學率對國民預期壽命影響關係是存在的。必需要強調的是，本研究係根據人力資本理論所強調的教育投資對國民預期壽命的重要為基礎，建構 6 個結構方程模式，透過所國際資料蒐集與模式檢定來驗證前述的關係。本研究建構的結構方程模式將男性與女性初

等教育在學率視為「初等教育潛在變項」的測量變項，將男性與女性中等教育在學率視為「中等教育潛在變項」的測量變項，而以男性與女性預期壽命視為「預期壽命潛在變項」的測量變項；接著了解前二個教育潛在變項對預期壽命潛在變項影響，結果摘要如表 5 所示。

表 5 各模式經過模式檢定的適配指標檢定結果

指標/模式	1970 年	1975 年	1980 年	1985 年	1990 年	1995 年
χ^2 不顯著	是	是	是	是	是	是
GFI 大於.9	是	是	是	是	是	是
AGFI 大於.9	是	是	是	是	是	是
CFI 接近 1	是	是	是	是	是	是
RMR 小於.05	是	是	是	是	是	是
RMSEA 小於.05	是	是	是	是	是	是
理論模式 ECVI 小於飽和與獨立模式	是	是	是	是	是	是
NNFI 大於.9	是	是	是	是	是	是
IFI 大於.9	是	是	是	是	是	是
CFI 大於.9	是	是	是	是	是	是
RFI 接近 1	是	是	是	是	是	是
PGFI 大於.5	否	否	否	否	否	否
PNFI 大於.5	否	否	否	否	否	否
理論模式 AIC 小於飽和與獨立模式	是	是	是	是	是	是
CN 大於 200	是	是	是	是	是	是
χ^2/df 小於 2	是	是	是	是	是	是
Q 圖殘差分布線大於 45 度	是	是	是	是	是	是
標準化殘差值都小於 1.96	是	是	是	是	是	是
修正指標都小於 3.84	是	是	是	是	是	是
裁決	接受	接受	接受	接受	接受	接受

就表中所列的判斷結構方程模式，6 個年度的模式檢定適配度指標而言，結構方程式模型的 χ^2 不顯著、 χ^2/df 小於 2、GFI 大於.9、AGFI 大於.9、CFI 接近 1、NFI 大於.9、RMR 與 RMSEA 小於.05、CN 大於 200 等都符合檢定的指標門檻，僅有 PGFI 與 PNFI 大於.5 的標準在 6 個模式均未達到。如果以黃芳銘（民 93a）建議在模式適配與否應以「多數決」為評判標準來看本研究模式，就整體而言，

本研究所建構的 6 個結構方程模式都可接受。易言之，初等與中等教育在學率高低確實對國民預期壽命有正向且顯著影響。這與學者的研究一致 (Evans, Tandon, Murray & Lauer, 2000; Jayasuriya & Wodon, 2002; Mazumdar, 2000)。也支持人力資本理論論點，教育投資愈高將改善人民生活觀念，以及增加國民預期壽命的非經濟效益。

但各模式的潛在自變項對潛在依變項影響與解釋度略有不同。同時在 6 個模式中，除了 1990 年與 1995 年模式初等教育潛在變項，並沒有顯著影響預期壽命潛在變項之外，其餘都影響國民預期壽命潛在變項，但是 6 個模式的中等教育潛在變項都顯著影響國民預期壽命。

從上述的研究結果來看，有幾項意義：第一，1970 年至 1995 年，不管是初等教育在學率或中等教育在學率，男性與女性教育在學率對男性與女性的預期壽命是有正向影響。易言之，本研究建構的結構方程模式是可接受。第二，從研究結果可了解，初等教育潛在變項對國民預期壽命影響力小於中等教育潛在變項。這項可從 1970 年至 1995 年等 6 個模式的 γ_1 值與 γ_2 值反應出來，也就是說，中等教育在學率影響國民預期壽命的程度高於初等教育在學率。第三，1970 年至 1995 年的模式中，更反應出初等教育在學率的影響程度愈來愈小，尤其在 1990 年及 1995 年的結構方程模式，教育在學率對國民預期壽命都沒有達到顯著影響。這顯示在 44 個國家所建構的因果關係模式，男性與女性的初等教育在學率對國民預期壽命影響力有下降趨勢。

雖然本研究從國際資料建構 6 個年度的兩性教育在學率對國民預期壽命的因果關係模式初步獲得證實，但這並不表示在跨國分析中都有相同結果。本研究的結構方程模式所建構的探索模式僅是一種短暫研究結果。它可能會因為樣本數變化、模式設計，以及估計參數設定而有變化。因此對於研究結果推論應謹慎小心，尤其本研究僅以 44 個國家所得到的結果，後續需進一步驗證，如此才可以獲得更完整與客觀的結果。

伍、結論與建議

一、結論

針對以上的研究，本研究提出下列結論：

(一) 1970 年初等教育潛在變項與 1970 年中等教育潛在變項，分別對 1970 年的國民預期壽命潛在變項都有正向顯著影響。

(二) 1975 年初等教育潛在變項與 1975 年中等教育潛在變項，分別對 1975 年的國民預期壽命潛在變項都有正向顯著影響。

(三) 1980 年初等教育潛在變項與 1980 年中等教育潛在變項，分別對 1980 年的國民預期壽命潛在變項都有正向顯著影響。

(四) 1985 年初等教育潛在變項與 1985 年中等教育潛在變項，分別對 1985 年的國民預期壽命潛在變項都有正向顯著影響。

(五) 1990 年初等教育潛在變項對 1990 年的國民預期壽命潛在變項，沒有正向顯著影響。1990 年中等教育潛在變項對 1990 年的國民預期壽命潛在變項，有正向顯著影響。

(六) 1995 年初等教育潛在變項對 1995 年的國民預期壽命潛在變項，沒有正向顯著影響。1995 年中等教育潛在變項對 1995 年的國民預期壽命潛在變項，有正向顯著影響。

總之，本研究所建構的 6 個年度結構方程模式，中等教育在學率都有正向影響國民預期壽命，而初等教育在學率則在 1970 年至 1985 年對國民預期壽命的模式有獲得支持，但在 1990 與 1995 年的模式則未獲得支持。

二、建議

針對本研究結果與討論，本研究有以下的建議：

(一)研究結果建議—低度與中度發展國家應持續增加中等教育在學率
從研究發現教育投資對國民預期壽命有正向影響，因此，低度及中度開發國家應在教育經費應有更多投資，讓人民教育水準提高，增加人民在衛生、健康、醫療等知識，進而影響人民的健康行為，來提高國民預期壽命。這個從本研究中的男女性初等教育在學率以及中等教育在學率對男女性的預期壽命有正向且有顯著影響，就可以獲得證實。先進國家在初等教育與中等教育在學率已有普及狀態，開發中國家及低度開發國家在初等教育在學率，尤其是中等教育在學率仍未完全讓多數國民受教的前提下，這些國家應投資更多教育經費，讓教育普及，來增加國民健康、醫療與衛生觀念與知識，進而提高國民預期壽命。因為本研究更發現 44 個國家的中等教育在學率高低對國民預期壽命的影響有逐年增強現象，因此，中度及低度發展國家或中等教育在學率尚待普及國家，政府應提高其在學率。

(二) 未來研究及方法建議

針對本研究的方法、變項與研究時間點有以下建議：

1. 未來的研究宜嘗試多樣本分析 (multi-sample analysis) 與測量恆等性的分析 (measurement invariance)。測量恆等性的分析 (measurement invariance) 的說法很多，有學者認為它包括了解釋的對等性、以及程序的對等性 (Johnson, 1998)，後者是一種不同族群的測量與程序對等，而前者是一種概念性的對等。也有學者認為形貌恆等 (configural invariance)、尺度恆等 (metric invariance)、測量誤差恆等 (measurement error invariance)、數值恆等、以及不同團體間的潛在結構平均數、共變數與變異數的恆等 (Little, 1997)。國內也有學者黃芳銘 (民 93b) 在其「結構方程模式在教育資料應用之研究」一書的第十一章，以及邱皓政 (民 93) 在其「結構方程模式」一書中度第十一章都有介紹測量恆等性的觀念及實證過程。

然而，本研究在執行分析之前，亦曾考量到要運用跨樣本分析及測量恆等性的問題，但後來無法執行，其主要原因是，本研究在進行都受限於樣本數 44 個國家的限制。這是因為 1970 年至 1995 年的國際資料無法有更多國家納入分析的限制。Marsh and Hau (1999) 也認為在運用小樣本進行結構方程時，應審慎小心。他們就認為如果在結構方程模式中以小樣本進行分析，較常發現無法獲得完全的解 (completely proper solution)，例如變異數估計會小於 0，結構因數之間的相關會大於 1.0。因此，本研究在執行 SEM 時，因為樣本數較少，以結構方程的測量恆等性分析時 (可以跨二個年度、三個年度以及四個年度，或本研究的 6 個年度)，會遭遇到估計參數超過樣本數的問題。本研究在撰寫之前，就曾以 1970 年及 1975 年的二個年度的時間點，進行測量恆等性的問題，在估計模式發現共有 43 個估計參數，因為估計參數過多，因此 SEM 在執行一半時就停止，無法再進行往下進行估計，在報表上就顯示這樣的問題。也就是說，如果再將 6 個年度的樣本，納入一同估計，其估計參數將超過 100 個以上，更無法執行本研究所要的測量恆等性的問題，這是受限於樣本數過少所致。

而在跨樣本的分析中，也有一個很重要的限制，因為本研究在 6 個年度都是相同的 44 個國家，所以他並不是不同的其他樣本，所以也面臨到「相同國家」的跨年代分析，而非「不同團體的跨樣本」或「不同國家的跨樣本」，所能分析。雖然，Joreskog and Sorbom (1993) 的 LISREL8 手冊亦有提供 4 個例子供參考，但它都是以大樣本為例說明。

因此本研究建議未來的研究，如果在國際資料足夠，樣本數充足，即可以進

行結構方程的測量恆等的現象，同時未來如果要分析不同類群的國家，且國家數有更多（例如亞太地區國家與歐美國家的教育在學率與國民預期壽命在結構方程模式的跨樣本分析），亦可以嘗試進行。

另外，在 1990 年與 1995 年的結構方程模式中，發現初等教育在學率都未達到統計的顯著性，但是從相關係數矩陣卻發現初等教育在學率與預期壽命也有高度顯著相關，以及中等教育在學率與初等教育在學率也有高度顯著相關。因為他們之間都有高度顯著相關，而在估計模式中卻沒有顯著，很可能的原因是發生多元共線性的問題。如果模式中要剔除顯著的中等教育潛在變項，接著再進行估計，也可能造成樣本獨異性（idiosyncrasy）機會的增大。因此未來的研究可能要在同一個年度中，另找一群國家作為效標（Validation）樣本，以檢定本研究的複核效度，以提高本研究模式的可複製性。

2. 在健康與教育變項應可增加，建構更完整模式。國民健康的指標有很多。例如嬰兒死亡率、低重兒童比率、成人死亡率等，非僅有國民預期壽命而已，就如 Larson（1996）引用世界衛生組織對於健康的定義指出健康是一種身體、心理及社會福祉的完全良好狀態，健康不再僅對身體或國民預期壽命而已，它應包括社會福祉與心理安適狀況。因此，未來研究可將納入更多健康指標與教育變項，來探討他們之間的關係，如此更能掌握教育對健康項目的影響。同時就另一觀點而言，影響國民預期壽命的因素應非僅有中等教育與初等教育在學率而已，當然，國家的醫療體制、醫護人員可以照顧病人或國民數的多寡、國家在健康經費支應比率，乃至於生活環境改善、安全的飲用水、衛生觀念宣導等，都是影響國民預期壽命因素。就如 Evans, Tandon, Murray and Lauer（2000）以 191 個國家分析指出如果將每人在健康經費支出高低取對數與成人預期壽命進行積差相關，發現他們有顯著相關，就可說影響國民預期壽命並非僅教育因素而已。

此外，對於教育變項似可再增加，本研究以男性與女性的教育在學率為變項，但教育變項似可再增加教育經費占國民生產毛額比率、教育經費占政府支出比率、不同教育層級的經費投資比率等。這些教育變項的高低也有可能影響教育發展程度，因而影響國民的預期壽命。因此未來應掌握前述所提出的變項，再進一步分析，將會有不同的收穫。

3. 本研究設定的結構方程式應持續的追縱驗證。本研究在 6 個年度中各以二個教育的潛在變項對國民預期壽命潛在變項，雖有正向且顯著的影響，但這並不表示在各個年度跨國所建構的相同結構方程模式都會有相同結果。也就是本研究發現的僅是一種國際的部份現象，是否各年度都是如此，有待驗證。因此，未

來研究可以朝不同年度，或將所蒐集到不同年度資料，將所有年度整併起來，進行整合分析，如此更能掌握教育對國民預期壽命的影響程度。易言之，這樣不斷的對此結構方程模式探索，將可以讓本研究所建構的結構方程模式的理論模式更能與實際資料契合度提高。就如本研究發現男性與女性所建構的中等教育在學率潛在變項對國民預期壽命影響力高於初等教育在學率，在國際真實現象是否真的是如此，還有待後續證實。

誌 謝

作者感謝三位匿名教授的寶貴意見，使本文更具嚴謹；同時也感謝嘉義大學教育學系黃芳銘教授提供意見，讓本文更完整。本文如有不周為作者責任。

參考書目

- 行政院經建會（民 91）。**中華民國台灣地區民國 91 年至 140 年人口推計**。台北：行政院經建會。
- 馬信行（民 88）。**教育科學研究法**。台北：五南。
- 教育部（民 91）。**中華民國教育統計**。台北：教育部。
- 邱皓政（民 92）。**結構方程模式**。台北：雙葉。
- 黃芳銘（民 91）。**結構方程模式**。台北：五南。
- 黃芳銘（民 93a）。**結構方程模式整體適配度評鑑議題之探究**。發表於 2004 年 1 月 10 輔仁大學舉辦的 2004 年統計方法學論壇：結構方程模式方法學的開展。（未出版）
- 黃芳銘（民 93b）。**結構方程模式在教育資料應用之研究**。台北：五南。（未出版）
- Becker, G. S. (1964). *Human capital*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Benhabib, J., & Spiegel, M. (1994). The role of human capital in economic development: Evidence for aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 143-173.
- Bentler, P. M. (1982). Confirmatory factor analysis via noniterative estimation: A fast inexpensive method. *Journal of Marketing Research*, 19, 417-424.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equation modeling with latent variables*. New York: John

Wiley.

- Boomsma, A. (1982). The robustness of LISREL against small sample size in factor analysis model. In K.G. Joreskog, K. G., & H. Wold (Eds.). *Systems under indirect observation, Part I*. (pp.149-173).
- Diener, E., & Diener, C. (1995). The wealth of nations revisited: Income and quality of life. *Social Indicators Research*, **27**, 275-286.
- Diener, E. (1995). A value based index for measuring national quality of life. *Social Indicators Research*, **26**, 107-127.
- Dollar, D., & Gatti, R. (1999). Gender inequality, income, and growth: Are good times good for women? *Policy Research Report on Gender and Development Working Paper Series, No. 1*. Washington, DC: World Bank.
- Evans, D. B., Tandon, A., Murray, C. J., & Lauer, J. (2000). *The comparative efficiency of national health systems in producing health: An analysis of 191 countries*. GPE Discussion Paper Series No 29. World Health Organization: Geneva.
- Hanushek, E. A., & Kim, D. (1995). Schooling, labor force quality, and economic growth. *NBER Working Papers, No. 5399*. Cambridge.
- Hoffer, T., Greeley, A., & Coleman, J. S. (1985). Achievement and growth in public and Catholic school. *Sociology of Education*, **58**(2), 74-97.
- Honig, B. (1996). Education and self-employment in Jamaica. *Comparative Education Review*, **40**(2), 95-110.
- Jayasuriya, R., & Wodon, Q. (2002). *Measuring and explaining country efficiency in improving health and education indicators*. Washington DC: The World Bank.
- Johnson, T. P. (1998). Approaches to equivalence in cross-cultural and cross-national survey research. *ZUMA Nachrichten Spezial, Cross-Cultural Survey Equivalence*, **3**, 1-40.
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1984). *LISREL VI: User guide(3rd)*. US: Scientific Software International, Inc.
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. US: Scientific Software International, Inc.
- Larson, J. S. (1996). The world health organization's definition of health: Social values spiritual health. *Social Indicators Research*, **29**, 181-192.
- Little, T. D. (1997). Mean and covariance structures(MACS) analyses of cross-cultural data: Practical and theoretical issues. *Multivariate Behavioral Research*, **32**, 53-76.
- Liu, B. (1977). Economic and non-economic quality of life. *American Journal of Economics and Sociology*, **36**, 225-240.
- Marsh, H. W., & Hau, K. T. (1999). Confirmatory factor analysis: Strategies for small sample sizes. In Hoyle, R. H. (Eds.). (1999). *Statistical strategies for small sample research* (pp.251-284). New Delhi: Sage publications.

- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). A new more powerful method of multitrait-multimethod analysis. *Journal of Applied Psychology*, **73**, 107-117.
- Mazumdar, K. (1997). Pairwise comparisons of social development of selected countries: 1960-1994 an application of D² Statistics. *Social Indicators Research*, **36**, 155-194.
- Mazumdar, K. (2000). Causal flow between human well-being and per capital real gross domestic product. *Social Indicators Research*, **50**, 297-313.
- Mazumdar, K. (2002). Improvements in life expectancy: 1960-1995 an exploratory analysis. *Social Indicators Research*, **56**, 303-328.
- McDonald, R. P., & Marsh, H. M. (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness-of-fit. *Psychological Bulletin*, **107**, 247-255.
- Millar, J. S., & Zammuto, R. M. (1983). Life histories of mammals: An analysis of life tables. *Ecology*, **64**, 631-635.
- Mincer, J. (1984). Human capital and economic growth. *Economics of Education Review*, **3**(3), 195-205.
- Mulaik, S. A., James, L. R., Van Alstine, J., Bennett, N., & Stilwell, C. D. (1989). Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, **105**, 430-445.
- Pandey, M. D., & Nathwani, J. S. (1997). Measurement of socio-economic inequality using the life-quality index. *Social Indicators Research*, **30**, 187-202.
- Preston, R., & Dyer, C. (2003). Human capital, social capital and lifelong: An editorial introduction. *Compare*, **33**(4), 429-436.
- Psacharopoulos, G. (1973). *Returns to education: An international comparison*. Amsterdam: Elsevier-Jossey Bass.
- Riveros, L. A. (1990). The economic return to schooling in Chile: An analysis of its long-term fluctuations. *Economics of Education Review*, **9**(2), 111-121.
- Schultz, T. W. (1961). Investment to human capital. *American Economic Review*, **51**, 1-17.
- UNDP (1990). *Human development report 1990*. Oxford : Oxford University Press.
- UNDP (2002). *Human development report 2002*. Oxford : Oxford University Press.
- Veenhoven, R. (1996). Happy life-expectancy: A comprehensive measure of quality-of-life in nations. *Social Indicators Research*, **39**, 1-58.
- Wilkinson, R. G.(1986). Socio-economic differences in mortality: Interpreting the data on their size and trends. In R. G. Wilkinson(1986)(Eds.). *Class and health* (pp.1-20). London: Tavistock Publication.

附 錄

本研究在各年度的相關係數矩陣估算結果如附表 1 至 6。

附表 1 1970 年各變項之間的相關係數 N= 44

變項	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	Y ₁	Y ₂
X ₁	1.0					
X ₂	.559*	1.0				
X ₃	.898**	.641**	1.0			
X ₄	.516*	.969**	.649**	1.0		
Y ₁	.752**	.864**	.831**	.870**	1.0	
Y ₂	.728**	.876**	.830**	.889**	.993**	1.0

**p<.01 ; *p<.05

附表 2 1975 年各變項之間的相關係數 N= 44

變項	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	Y ₁	Y ₂
X ₁	1.0					
X ₂	.521*	1.0				
X ₃	.862**	.637**	1.0			
X ₄	.511*	.969**	.674**	1.0		
Y ₁	.722**	.887**	.787**	.900**	1.0	
Y ₂	.707**	.900**	.800**	.920**	.991**	1.0

**p<.01 ; *p<.05

附表 3 1980 年各變項之間的相關係數 N= 44

變項	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	Y ₁	Y ₂
X ₁	1.0					
X ₂	.360*	1.0				
X ₃	.816**	.503*	1.0			
X ₄	.389*	.965**	.599**	1.0		
Y ₁	.621**	.872**	.722**	.890**	1.0	
Y ₂	.623**	.876**	.744**	.907**	.990**	1.0

**p<.01 ; *p<.05

附表 4 1985 年各變項之間的相關係數

N= 44

變項	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	Y ₁	Y ₂
X ₁	1.0					
X ₂	.426 [*]	1.0				
X ₃	.861 ^{**}	.502 [*]	1.0			
X ₄	.429 [*]	.959 ^{**}	.590 ^{**}	1.0		
Y ₁	.606 ^{**}	.879 ^{**}	.700 ^{**}	.893 ^{**}	1.0	
Y ₂	.606 ^{**}	.879 ^{**}	.721 ^{**}	.909 ^{**}	.989 ^{**}	1.0

**p<.01 ; *p<.05

附表 5 1990 年各變項之間的相關係數

N= 44

變項	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	Y ₁	Y ₂
X ₁	1.0					
X ₂	.546 [*]	1.0				
X ₃	.901 ^{**}	.577 ^{**}	1.0			
X ₄	.545 [*]	.968 ^{**}	.636 ^{**}	1.0		
Y ₁	.673 ^{**}	.880 ^{**}	.720 ^{**}	.886 ^{**}	1.0	
Y ₂	.677 ^{**}	.886 ^{**}	.740 ^{**}	.908 ^{**}	.988 ^{**}	1.0

**p<.01 ; *p<.05

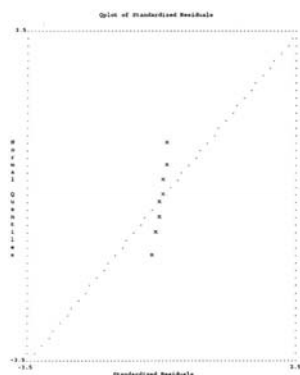
附表 6 1995 年各變項之間的相關係數

N= 44

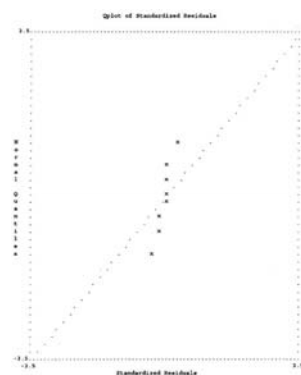
變項	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	Y ₁	Y ₂
X ₁	1.0					
X ₂	.280 [*]	1.0				
X ₃	.891 ^{**}	.453 [*]	1.0			
X ₄	.293 [*]	.977 ^{**}	.503 [*]	1.0		
Y ₁	.321 [*]	.865 ^{**}	.498 [*]	.848 ^{**}	1.0	
Y ₂	.316 [*]	.877 ^{**}	.505 [*]	.868 ^{**}	.989 ^{**}	1.0

**p<.01 ; *p<.05

附圖



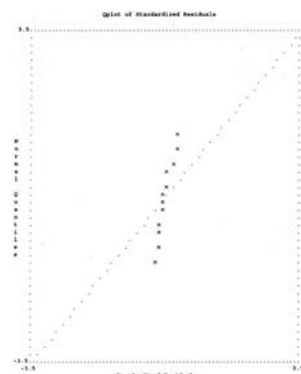
附圖 1 1970 年初教與中教潛在變項對預期壽命的 Q 圖



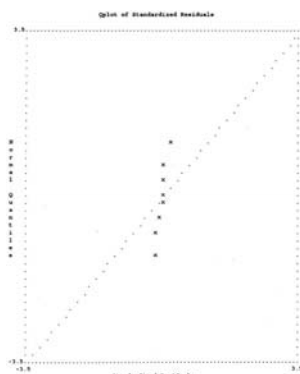
附圖 2 1975 年初教與中教潛在變項對預期壽命的 Q 圖



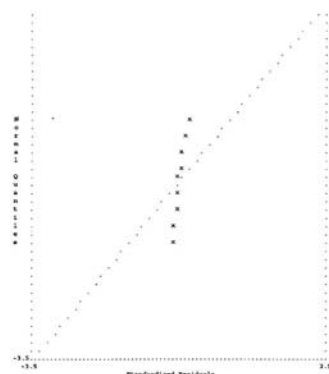
附圖 3 1980 年初教與中教潛在變項對預期壽命的 Q 圖



附圖 4 1985 年初教與中教潛在變項對預期壽命的 Q 圖



附圖 5 1990 年初教與中教潛在變項對預期壽命的 Q 圖



附圖 6 1995 年初教與中教潛在變項對預期壽命的 Q 圖

Structural Equation Model Tests the Model of the Latent Variables Between the Enrollment Ratio of Education and Life Expectancy at Birth

Fang-chung Chang^{*}

ABSTRACT

The main purpose of this study is to explore the relationships between the latent variables of the educational quantity and life expectancy at birth. The research employed the Structural Equation Modeling to test the causal relationships of these variables. These data are collected from World Development Report (1978/1981/1986/1991/1996/1997). It covers six years; that is, 1975, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995 data respectively. It used six variables to test the causal relationships. These variables included the ratio of the primary education (male/ female), the enrollment ratio of the secondary education (male/ female), and life expectancy at birth (male/ female.) Six structural equation models are constructed in this research. It also provided six null hypotheses to test the casual relationships among those variables. The results showed that the χ^2 values of six causal models in structural equations are not significant. In addition, the criteria values of AGFI, GFI, NFI, CFI, NNFI, IFI, and RFI are also near 1.0 in Structural Equation Models. That is, these models are fitted well and rejected six null hypotheses in this study. It meant that the casual relationships among the latent variables of the educational quantity and life expectancy at birth are fitted in 1975, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995 data respectively. But according to other criteria, there are some error terms in the research models. From these findings, some suggestions were given.

Key words: human capital theory; structural equation modeling

^{*} Fang-chung Chang: Assistant Professor, Department of Elementary Education, National Taipei Teachers College

