

預期壽命與經濟成長 ——台灣的實證研究*

李建強

許義忠

中正大學國際經濟研究所博士班研究生 政治大學財政研究所博士班研究生

本文應用共積理論，以預期壽命做為健康的替代變數，除考慮所得之外，並納入具有國家特性因素之醫療保健支出為解釋變數，探討台灣地區在 1958 年至 1995 年這段期間，預期壽命與經濟成長的關係。本文的結果發現：(1)若不考慮其它因素，所得對預期壽命的影響效果為顯著正向關係；而所得對醫療保健支出之影響也同樣顯著為正。(2)同時考慮所得及醫療保健支出對預期壽命的影響時，所得與預期壽命之關係不甚密切，故雖然經濟持續成長，但若要提高國人的平均壽命，政府應致力於醫療保健支出的有效提供。(3)預期壽命的所得彈性及醫療保健支出彈性皆小於 1，而若忽略醫療保健支出的影響，將使所得彈性高估。(4)預期壽命與所得之間存在雙向因果關係，而醫療保健支出僅單向影響預期壽命，所得則僅單向影響醫療保健支出。

關鍵詞：預期壽命，所得，醫療保健支出，共積理論，因果關係

壹、前言

經濟的發展是否良好，一直是一國政府應當努力的目標。而伴隨著經濟的成長，就個人的角度而言，我們可以發現國人對於生活品質、居住環境等的要求標準愈來愈高，同時也愈來愈重視自身的健康。而就政府的立場來看，

* 作者感謝朝陽科技大學保險金融管理系林金源教授及中央研究院民族所何姍姍小姐在研究工作上的協助，以及兩位匿名審查人所提供之寶貴意見。

收稿日期：88 年 3 月 9 日；接受刊登日期：88 年 9 月 2 日

我們也可以發現世界各國政府努力的目標，也從過去致力於提升平均所得，到 1970 年代以後，強調的重點改變為所得的分配是否平均，直到最近更是將經濟發展的目標鎖定為以降低貧窮為主要目標 (World Bank, 1990, 1991)。其中值得注意的是，從 1990 年代開始，社會福利在對健康影響中所扮演的角色逐漸受到重視，尤其是醫療保健支出。近年來醫療保健支出持續上漲的趨勢是各國一致的現象，台灣自 1985 至 1995 年這 10 年之間，平均每人實質醫療保健支出的成長就超過 200%。

過去探討與「健康」相關的實證文獻中，衡量健康的替代變數常用的有預期壽命 (life expectancy)、死亡率 (mortality rate)、嬰兒死亡率 (infant mortality rate)、傷病率 (morbidity rate)、失能日數 (disability days)、個人健康檢查的生理指標 (血壓、血中膽固醇濃度等) 以及自我的健康狀況評估等。¹ Anand and Ravallion (1993) 即曾以「預期壽命」做為健康的替代變數，探討所得與預期壽命的關係，並提出考慮醫療保健支出及貧窮指標後，對預期壽命有何影響。近年來，探討影響健康因素的相關文獻已陸續發表，不過多為橫斷面 (cross section) 的探討及訪查資料，很少以總體經濟觀點出發，以台灣地區或開發中國家為分析對象的研究更付之闕如，在我國政府致力於福利國家的目標及總體經濟資料逐漸完備下，是類問題實有深入探討的必要。故本文擬以 Anand and Ravallion (1993) 的模型為基礎，利用時間數列資料，除考慮所得因素之外，並納入代表國家特性因素之醫療保健支出，討論台灣地區預期壽命與經濟成長的關係。² 本文共分四節，除第一節前言外，第二節為理論架構與實證文獻回顧；第三節則為實證分析，先對變數進行單根檢定 (unit-root test)，再以共積分析 (cointegration) 驗證所得及醫療保健支出與預期壽命的長、短期均衡及因果關係；第四節則將研究結果歸納成結論，並提供進一步研究的方向。

1 相關文獻包括：Fuchs (1974)、Newhouse and Friedlander (1980)、Anand and Ravallion (1993) 及 Pritchett and Lawrence (1996) 等。

2 Pritchett and Lawrence (1996) 將文獻上代表國家特性之因素歸納為三類：醫療保健支出、所得分配均度及婦女的特質。

貳、理論架構與實證文獻回顧

Grossman (1972) 指出，健康為一種以生產健康時間為產出的資本財，此一健康時間除了可直接提供消費者效用外，並可決定消費者從事各種市場與非市場活動的可用時間。文獻上，常被提到會影響健康 (Health; H) 的投入因素，主要可歸納為四類：(一)醫療服務 (Medical Care; M)；(二)生活方式 (Life style; LS)；(三)環境 (Environment; E)；(四)生物基因 (Biotype; B)。³ 因此，我們可將此健康生產函數表示如下：

$$H = f(M, LS, E, B) \quad (1)$$

此一健康生產函數描述在某一特定期間，健康（產出）與投入要素之間的關係，可用圖 1 表示。如圖 1 所示，影響健康的外生因素為生物基因及環境，而醫療服務及生活方式則為影響健康的內生因素；另外，個人特性、資訊及經濟誘因（包括價格、課稅及保險等）則主要是透過影響消費者對醫療服務或生活方式的選擇行為，進而影響到消費者的健康。⁴

過去相關的文獻，已分別對上述四種投入要素對健康的影響有深入的探討，而自 Grossman (1972) 的經典之作發表以後，文獻上便開始有許多學者根據此理論架構，利用計量方法實證估計(1)式之健康生產函數，並假設在其它變數不變下，探討某一因素對健康的影響效果。Fuchs (1974) 以經濟分析工具中之「曲線上點的移動」及「整條曲線移動」之概念，分析已開發國家的醫療服務與健康的關係。文中以所得當成醫療服務之替代變數，而以嬰兒死亡率為健康的替代變數，結果發現若考慮同一時點時，所得提高對死亡率的影響不大，亦即醫療服務對健康的影響效果較小，如下圖 2 中 A 到 B 點的移動；但在不同時點，因為醫學技術的進步，使整條曲線向下移動，此時所

3 相關文獻包括：Auster et al. (1969)、Hadley (1982, 1988)、Corman et al. (1987)、Brook et al. (1983) 以及 Valdez (1985) 等。

4 此圖取自中研院經濟所謝啟瑞教授於政大財政所授課之講稿。

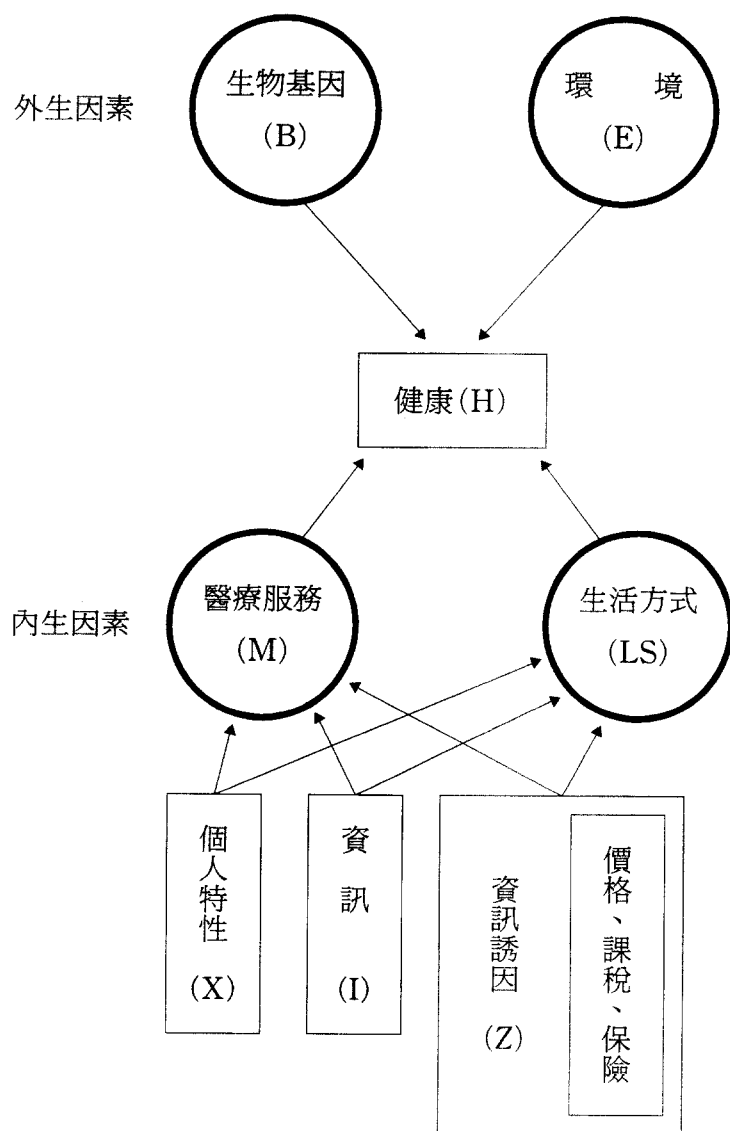


圖 1 健康(產出)與投入要素之關係

得的增加對健康有顯著的影響，如圖 2 中 A 到 C 點的移動。⁵

另外，Newhouse and Friedlander (1980) 曾就醫療資源及生活方式對

5 此圖取自中研院經濟所謝啓瑞教授於政大財政所授課之講稿。

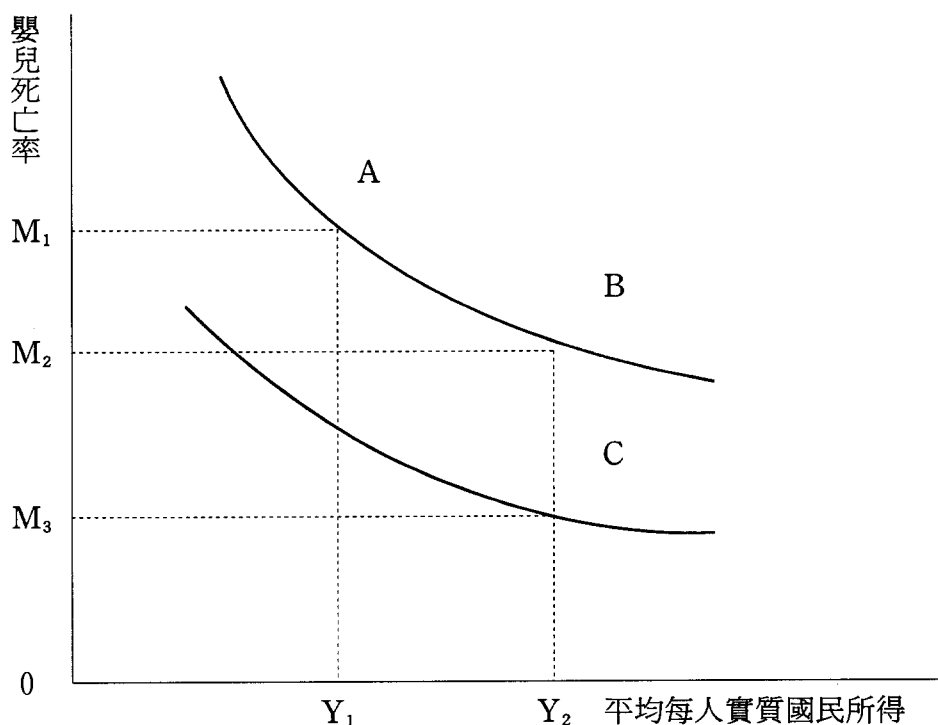


圖 2 嬰兒死亡率與平均每人實質國民所得之關係

健康的影響進行研究，該文以美國 1959 年到 1962 年間的個人健康檢查調查資料進行分析，並以一般常用之六種生理上的指標（例如：心電圖、血壓、血中膽固醇濃度及牙週病等）當做健康的替代變數及被解釋變數，而以受訪者之居住地區的醫療資源（例如病床數、每十萬人口醫師數等）為主要解釋變數，並加上生活方式因素中之代表性因素—教育及所得為次要解釋變數進行分析。其得到的結論可歸納為二點：第一、醫療資源對上述的六種健康指標影響不大，反而是教育程度對健康的影響有較顯著的效果；第二、個人居住地區之醫療資源多寡，對其健康影響不大，反而是個人生活方式之不同影響較大。除了 Newhouse and Friedlander 曾考慮到生活方式對健康的影響之外，Kenkel (1995) 也曾以美國 1985 年的全國性健康訪查資料，估計(1)式之健康生產函數，來探討「生活方式」對成人健康的重要性。其結果發現，

吃早餐的習慣對健康的影響無顯著的效果，然而抽煙、飲酒過度、睡眠過多或不足、體重過重及壓力太大等因素，對健康有顯著的負面影響，運動及適度的飲酒則對健康有正面且顯著的影響。

再者，就「環境」對健康的重要性而言，Mckeown (1976) 曾就公共衛生及營養的改善，對死亡率降低的影響效果進行分析。結果發現，公共衛生的改善對於可以透過空氣傳染的疾病，並無太大的影響，故營養的改善較公共衛生改善之貢獻來得大。然而，Wood and Hinde (1987) 的研究結論卻恰與其相反，他們認為死亡率的降低是公共衛生改善的效果所致，而不是營養改善的效果。另外，就生物基因對健康的影響，實屬公衛學者研究之範疇，故本文不加敘述。

綜合上述文獻後我們不難發現，許多的實證文獻皆將影響健康的因素鎖定在醫療服務及生活方式等探討上，且大多為個體資料及訪查的實證，而「所得」對健康的影響則被視為只是上述因素的附帶效果。Anand and Ravallion (1993) 則補足上述文獻所忽略之「所得」的直接效果，並以平均每人醫療保健支出為國家特性因素，討論所得及醫療保健支出對健康的影響效果。文中以 1985 年為例，選擇了 85 個開發中國家進行橫斷面分析，在以「預期壽命」做為健康之替代變數，而以平均每人實質 GDP 做為解釋變數的分析中，其得到的推論為：當所得增加，預期壽命亦會顯著提高；然而，若加入了國家特性指標，例如平均每人醫療保健支出，則所得對預期壽命的影響效果將不顯著，亦即，擁有較高經濟成長的國家，其所伴隨之預期壽命不見得較高。除了橫斷面的分析外，Anand and Ravallion 另以斯里蘭卡 1952 年至 1981 年的時間數列資料進行研究，惟因受限斯國總體經濟資料之不足，故以嬰兒死亡率為被解釋變數，而解釋變數則包括平均每人實質 GDP、平均每人醫療保健支出以及遞延一期的嬰兒死亡率，並採用傳統簡單迴歸進行估計。結果顯示，平均每人實質 GDP 與醫療保健支出的增加，對嬰兒死亡率的影響效果顯著為負，且平均每人實質 GDP 對每人醫療保健支出的彈性趨近於零。是故，欲降低斯國的嬰兒死亡率，可採用提高平均每人實質 GDP 或每人醫療保健支出的方式，且不會因為實質 GDP 的增加就貿然地增加醫療保健支出。因此，該文的分析顯示，在以預期壽命當成健康之替代變數時，若只考慮預期

壽命與所得之關係，得到的係數為正且顯著，但是當加入具有國家特性之因素後，如醫療保健支出，則所得對預期壽命之影響效果將不顯著，但醫療保健支出對預期壽命的影響效果卻為正而且顯著。由此可見，經濟成長對提高平均壽命並非不重要，相反的，經濟成長的重要性即在於，經濟成長所帶來的利益是否能均勻地分配在人民之間，以及經濟成長是否能支持政府提供更好的醫療保健支出。綜合上述可知，在過去的文獻中，對影響健康之投入要素的討論均忽略了一個重要因素，即「國家特性」因素。

然而直接以「所得」來當成健康的解釋變數是否恰當，在文獻上則有不同的意見。Fogel (1994) 便認為不可以用健康與所得在統計上的關係，來解釋所得會使健康水準提高；直到 1996 年，Pritchett and Lawrence 才在其文章中提出，以所得直接當成對預期壽命的解釋變數是恰當的，文中便以三種工具變數來支持上述的說法。Pritchett and Lawrence 以開發中國家的橫斷面與時間數列資料直接估計所得對健康的影響，在橫斷面的分析中，以 1990 年為例，並以預期壽命當成健康的替代變數及被解釋變數；結果得到，在所得級距分為四分位時，最高所得之預期壽命為七十六歲，比最低所得級距之國家的預期壽命高出十六歲。換言之，位於較高所得級距之國家，將伴隨著較高的預期壽命，故所得與預期壽命為正向關係。此外，在時間數列的分析中，以嬰兒死亡率做為健康之替代變數及被解釋變數，而以所得及國家特性因素為解釋變數，透過傳統簡單迴歸的估計發現，就短期（五年）而言，嬰兒死亡率的所得彈性為 -0.2 ；就長期（三十年）而言則為 -0.4 。換言之，所得對健康的影響力約占五分之一至五分之二，故所得與健康之間的關係，實非只是附帶關係，而是具有重要的影響力。為了驗證該結果之頑強性，Pritchett and Lawrence 另以貿易條件、投資佔 GDP 的比重及外匯市場的黑市貼水此三種工具變數進行驗證，其結果均支持上述說法。

Pritchett and Lawrence (1996) 雖提出所得及國家特性因素為影響健康之重要因素，但是該文卻未進一步探討國家特性因素的效果，此為其缺點。同時就計量方法而言，Anand and Ravallion (1993) 及 Pritchett and Lawrence (1996) 所用之估計方式均為傳統簡單迴歸，未能考慮總體經濟時間數列普遍存在之非恆定性質，故將使估計結果喪失效率。另外，國內文獻

中，謝啓瑞、林建甫及游慧光（1998）之「台灣醫療保健支出成長原因的探討」一文中，雖曾談及所得與醫療保健支出成長的關係，但是該文並未對醫療保健支出及所得對健康的影響做更進一步的探討，也未去討論經濟成長對健康有何影響，及其彼此間的因果關係。⁶

然而，近年來已發現許多總體經濟時間數列普遍存在非恆定性質，若以多個非恆定時間數列進行迴歸分析時，則可能會出現假性迴歸現象。所以爲了解決此一問題，實證上應採用共積分析，以得到有效的統計推論。有鑑於此，本文將採用 Johansen（1988）所提出的共積方法，並以 Anand and Ravallion（1993）的模型爲基礎，針對台灣地區 1958 年至 1995 年共 38 年期間之年資料，進行預期壽命與所得及醫療保健支出的實證分析，並探討所得及醫療保健支出對預期壽命的長、短期影響效果及其因果關係，進而提供政府在提高國人平均壽命時，應該採行的政策方向。

參、實證分析

一、資料說明

本文將利用 1958 年到 1995 年之間國民所得帳中的醫療保健支出資料，來進行計量實證分析。根據主計處（1997）的統計，我們將政府在醫療保健（或公共衛生）的最終消費支出與民間最終消費支出中的醫療保健支出加總，並以國內生產毛額平減指數將上述名目支出轉換爲以 1991 年幣值表示的「實質醫療保健支出」，並定義「平均每人實質醫療保健支出」爲實質醫療保健支出除以人口數，做爲本文計量分析的解釋變數之一（簡稱國民所得帳醫療保健支出，HCE）。⁷ 另一項解釋變數爲「所得」，而文獻上最常用的衡量變數即是「平均每人實質國內生產毛額，GDP」。此項資料由主計處（1998）「國民所得年刊」取得年實質國內生產毛額，再除以總人口數即可獲得。除了上

6 其得到的結論爲：若比較不同國家時，所得是影響平均每人醫療保健支出的重要解釋變數；但若只探討單一國家時，則所得的重要性即相對降低。

7 醫療保健支出在民國 70 年以前之資料項目名稱爲公共衛生。

述兩項解釋變數之外，本文以預期壽命 (LE) 做為「健康」之替代變數，並以其為被解釋變數，此項資料可由經建會之「社會福利指標」(1988、1995) 中獲得。

下表 1 分析本文討論之變數的基本資料。在 1965 年，根據國民所得帳所得到的平均每人實質醫療保健支出為 1,991 元，這項支出佔當年平均每人實質 GDP 的 3.07%；到了 1995 年，國民所得帳的每人實質醫療保健支出增加為 14,319 元，這 30 年之間，平均每人實質醫療保健支出成長了約 7.2 倍。另外，在 1965 年，台灣平均每人實質國內生產毛額為 64,774 元，到了 1995 年，此一數字增加為 288,796 元，30 年之間成長了將近 4.5 倍。至於預期壽命，則由 1965 年的 67.4 歲提高至 1995 年的 74.5 歲，30 年之間預期壽命增加了 7.1 歲。從下圖 3 及圖 4 我們可以發現，就 1965 年至 1995 年而言，隨著經濟的成長，預期壽命雖然提高，但速度是減緩的，此與近年來文獻上所得到的結果一致。⁸ 除了上述基本資料的說明外，以下本文希望透過共積方法的分析，幫助我們找出這些變數長期均衡關係，以及短期間的相關調整行為，並探討相互因果關係，以瞭解影響台灣地區國民平均壽命的主要因素。

表 1 基本統計資料

年份	平均每人實質國民所得帳 醫療保健支出 (HCE, 單位：元)	平均每人實質 國內生產毛額 (GDP, 單位：元)	預期壽命 (LE, 單位：歲)
1965	1,991	64,774	67.4
1975	2,147	77,780	70.4
1985	4,589	150,011	73.3
1995	14,319	288,796	74.5

8 詳見 Anand and Ravallion (1993) 及 Pritchett and Lawrence (1996) 等。

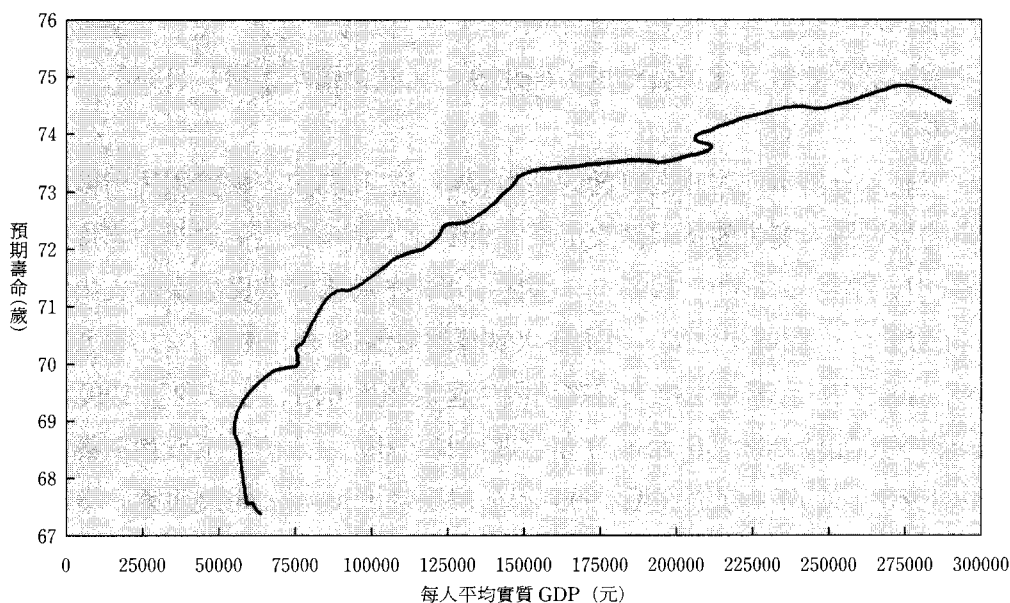


圖 3 1965-1995 年間預期壽命與平均每人實質 GDP 之關係

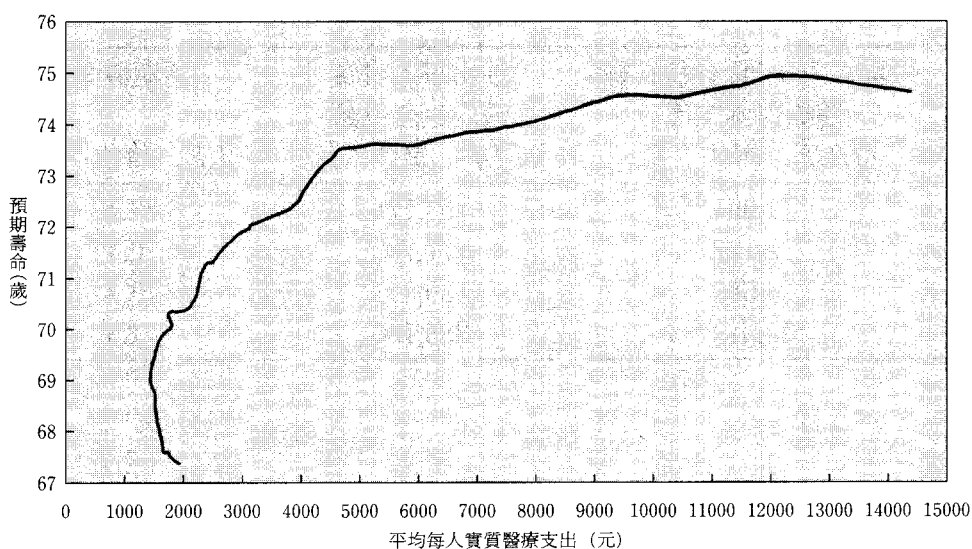


圖 4 1965-1995 年間預期壽命與平均每人實質醫療保健支出之關係

二、單根檢定

在進行共積分析前，我們必須確認所使用的經濟變數是否為恆定，因此應對各變數進行單根檢定。在此我們以 Dickey and Fuller (1981) 與 Phillips and Perron (1988) 所提出考慮殘差項序列相關 (serial correlation) 和異質變異 (heteroscedasticity) 的 ADF 及 PP 單根檢定法，來檢測變數是否為一差分恆定的時間數列。⁹ 檢定結果如下表 2 所列，表中 τ_μ 和 $Z(\tau_\mu)$ 是漂浮隨機漫步 (random walk with drift) 模型中的 ADF 及 PP 值，而 τ_τ 和 $Z(\tau_\tau)$ 則為具有時間趨勢項漂浮隨機漫步 (random walk with drift and trend) 模型中的 ADF 及 PP 值，其檢定的統計值與 t 檢定統計值相同，但其分配與 t 分配不同。**表示在 5% 水準下顯著，with drift 及 with drift and trend 的臨界值分別為 -2.94 與 -3.54，詳見 Fuller (1976) 的臨界值表。

由表 2 的檢定結果可知，以 5% 顯著水準為判定水準時，除了 $\log LE$ 及 $\Delta \log HCE$ 在 τ_μ 檢定中有跡象顯示其為 $I(0)$ 及 $I(2)$ 的變數外，其餘各變數的水準項均無法拒絕單根的虛無假設。此外，各變數的一次差分項均拒絕單根的虛無假設，因此，我們認定模型中各變數的級次為 1，即為 $I(1)$ (integrated

表 2 單根檢定

檢定法	ADF 檢定		Phillips & Perron 檢定	
水準項	τ_μ	τ_τ	$Z(\tau_\mu)$	$Z(\tau_\tau)$
$\log LE$	-3.118**	-1.623	-3.364**	-1.377
$\log GDP$	0.483	-2.667	2.094	-2.810
$\log HCE$	1.419	-1.011	2.659	-0.458
一次差分項	τ_μ	τ_τ	$Z(\tau_\mu)$	$Z(\tau_\tau)$
$\log LE$	-3.121**	-4.318**	-6.254**	-9.072**
$\log GDP$	-3.051**	-4.020**	-3.031**	-4.198**
$\log HCE$	-2.918	-3.733**	-2.999**	-3.932**

9 ADF 與 PP 檢定法之優劣尚無定論，適當選擇要依被檢定變數的移動平均係數正負而定，詳見 Phillips and Perron (1988) 及黃柏農 (1993)。

of order 1) 的時間數列。

三、Johansen 的共積分析

由表 2 結果顯示，所有變數皆為 I(1) 數列，因此無法以傳統迴歸分析進行實證估計，而必須採用共積分析法。在此我們以 Johansen (1988) 的最大概似分析法 (maximum likelihood estimation)，探討預期壽命與所得及醫療保健支出等變數間的共積關係。由於 Johansen 的共積分析係以 VAR 模型為分析基礎，因此我們必須先選取適當的落後期數，因為落後期數的設定愈長，模型中所需估計的參數就愈多，自由度就會減少，如此將可能造成過度參數化，使模型變得沒有效率；反之，過短的落後期數，則會使得殘差項不是純白噪音 (white noise)，產生偏誤的估計。因此，對於落後期數的選取，應通過對 VAR 模型進行的殘差誤設檢定 (residuals misspecification tests)，以提高模型估計的效率。¹⁰ 方法上是從落後期 $k=1$ 開始檢定，若無法通過序列相關檢定則再增加落後期數，直到找出最小 k 值，使殘差項為純白噪音。最後本文在模型 1 ($\log LE$ 及 $\log GDP$)、模型 2 ($\log LE$, $\log GDP$ 及 $\log HCE$) 及模型 3 ($\log HCE$ 及 $\log GDP$) 中分別選取落後 3 期、5 期及 2 期。由表 3 的檢定結果，我們可以確定，模型在 5% 的顯著水準下，殘差項均無序列相關，且為常態分配。表中自我相關檢定為 Ljung-Box (1978) 的 Q 統計量，在 5% 的顯著水準下， $x^2_{(1)}=2.706$ ；常態性 (normality) 檢定是 Jarque-Bera (1980) 檢定，在 5% 顯著水準下， $x^2_{(2)}=5.991$ 。

在選定適當的落後期數後，接著將各模型中的變數以 Johansen and Juselius (1990) 所提出的最大特性根統計量 (λ_{max}) 及跡統計量 ($Trace$) 來檢定共積向量的個數。¹¹ 表 4 及表 6 中兩種檢定結果一致指出模型 1 及模型 3 之變數間有一個共積向量，因此我們可以認定在本實證模型中 $\log LE$ 、 $\log GDP$ 及 $\log HCE$ 、 $\log GDP$ 之間分別各僅有一種穩定的長期均衡關

10 詳見 Johansen and Juselius (1990)。

11 在此亦採用 Johansen (1992) 建議的 Pantula (1989) 循序檢定法，同時決定模型是否具有線性趨勢 (linear trend) 及共積向量的個數，也得到相同的結論。

表 3 VAR 模型的殘差誤設檢定

模型 1		落後期數=3
變數	自我相關檢定 $\chi^2_{(1)}$	常態性檢定 $\chi^2_{(2)}$
$\log LE$	0.001	0.454
$\log GDP$	0.289	1.576
模型 2		落後期數=5
變數	自我相關檢定 $\chi^2_{(1)}$	常態性檢定 $\chi^2_{(2)}$
$\log LE$	0.007	2.611
$\log GDP$	0.139	1.323
$\log HCE$	0.161	0.105
模型 3		落後期數=2
變數	自我相關檢定 $\chi^2_{(1)}$	常態性檢定 $\chi^2_{(2)}$
$\log LE$	0.099	1.169
$\log GDP$	0.869	0.929

表 4 共積向量個數檢定

模型 1 ($\log LE, \log GDP$)		
虛無假設 H_0	$r \leq 0$	$r \leq 1$
對立假設 H_1	$r = 1$	$r = 2$
λ_{max} 統計量	20.111**	1.293
95%臨界值	14.069	3.762
Trace 統計量	21.405**	1.293
95%臨界值	15.410	3.762

係。而表 5 的結果則顯示在模型 2 中無法棄卻至多存有 2 個共積向量的虛無假設，不過 Johansen and Juselius (1990) 指出，與模型恆定部份相關程度最高的線性組合，乃反映在最大特性根之下的共積向量，並且就理論的合理性而言，應以避免明顯背離常理的關係來考量，因此我們以第一組共積向量

關係做為本文分析之依據。

表 5 共積向量個數檢定

模型 2 ($\log LE$, $\log GDP$, $\log HCE$)			
虛無假設 H_0	$r \leq 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
對立假設 H_1	$r = 1$	$r = 2$	$r = 3$
λ_{max} 統計量	38.781**	16.946**	0.727
95%臨界值	20.967	14.069	3.762
Trace 統計量	56.454**	17.673**	0.727
95%臨界值	29.680	15.410	3.762

表 6 共積向量個數檢定

模型 3 ($\log HCE$, $\log GDP$)		
虛無假設 H_0	$r \leq 0$	$r \leq 1$
對立假設 H_1	$r = 1$	$r = 2$
λ_{max} 統計量	23.464**	1.136
95%臨界值	15.672	9.243
Trace 統計量	24.601**	1.136
95%臨界值	19.964	9.243

將共積向量對各模型的被解釋變數進行標準化 (normalization) 後的估計結果如下：

$$\log LE = 0.0338 \log GDP \quad (2)$$

$$\log LE = 0.0136 \log GDP + 0.0131 \log HCE \quad (3)$$

$$\log HCE = 1.4374 \log GDP - 8.4238 \quad (4)$$

由式(2)的結果可知，以預期壽命做為健康之替代變數時，所得對預期壽

命的影響效果為正，預期壽命的所得彈性為 0.0338。顯示平均每人所得增加 10%，則每人平均預期壽命將會增加 0.338%，故隨著經濟的成長，台灣地區人民的健康是會愈來愈好，而這也可以推論台灣地區的平均壽命將會有愈來愈高的現象。因此隨著台灣的經濟快速成長，老年人口比例逐漸提高的現象將是不可避免的趨勢，老年福利的建立與努力在此更加映證。¹² 其次當考慮醫療保健支出的影響後，由式(3)可知，所得及醫療保健支出對預期壽命的影響效果均為正，而且兩者的影響效果相當相近，均為 0.013 左右，顯示僅考慮所得對預期壽命的影響效果時，會高估所得的影響力。再者，由式(4)的估計結果顯示出，所得對醫療保健支出的影響效果為正，其所得彈性為 1.4374，這與過去實證文獻的估計結果是一致的。¹³ 因此意味著，隨著所得的成長，醫療保健支出亦有隨之增加的趨勢，並且增加的幅度大於所得的成長，可見我國民間及政府部門對醫療保健的重視。

接著利用 Johansen and Juselius (1990) 的方法，對整體共積向量模型進行係數值檢定，以了解實證期間各外生變數對預期壽命的影響是否顯著。由下表 7 的檢定結果可知，在 5% 的顯著水準下，模型 1 中， $\log GDP$ 對 $\log LE$ 的影響效果是顯著的，但加入醫療保健支出後，在模型 2 中， $\log GDP$ 對 $\log LE$ 則不顯著，而 $\log HCE$ 的效果則為顯著。所以，若要提高國人的平均壽命，政府應致力於醫療保健支出的有效提供，此點正映證了 Anand and Ravallion (1993) 指出，健康與經濟成長之關係，將影響一國政府在福利政策上的方向。當所得與健康的關係不甚密切時，則透過醫療保健支出的有效提供，將可提高健康水準；反之，當所得是促使更健康的重要因素時，則政

12 65 歲以上的老年人口佔總人口之比例，從 1965 年至 1995 年這 30 年間，由 2.64% 增加到 7.35%，詳見謝啟瑞、林建甫及游慧光 (1998)。

13 Newhouse (1977) 以 13 個經濟發展程度相近的 OECD 國家 1971 年及 1972 年的資料，進行橫斷面的迴歸分析，得到醫療保健支出的所得彈性大於 1；Leu (1986) 利用 1974 年 19 個 OECD 國家的資料，並加入制度面因素變數（政府融通與政府提供）和其它控制變數後，得到所得彈性在 1.18 至 1.36 之間；另外，Gerdtham et al. (1992) 亦利用 1987 年 19 個 OECD 國家資料進行類似的分析，結果發現所得彈性為 1.33。此外，近年來有些文獻則是利用時間數列的資料進行分析，Getzen (1990) 利用美國 1965 年到 1987 年的時間數列資料進行估計，得到的所得彈性為 1.3 到 1.7 之間。

表 7 被解釋變數共積式之係數值檢定

模型 1 (被解釋變數為： $\log LE$)	$\chi^2_{(1)}$	P-value
$\log GDP$ 係數是否顯著異於零	6.269**	0.012
模型 2 (被解釋變數為： $\log LE$)	$\chi^2_{(2)}$	P-value
$\log GDP$ 係數是否顯著異於零	2.592	0.274
$\log HCE$ 係數是否顯著異於零	6.051**	0.049
模型 3 (被解釋變數為： $\log HCE$)	$\chi^2_{(1)}$	P-value
$\log GDP$ 係數是否顯著異於零	18.534**	0.000

府應致力於所得分配是否平均。另外，在模型 3 中， $\log GDP$ 對 $\log HCE$ 為顯著影響，亦反映出經濟成長將可使政府提供更好的醫療保健支出。

四、誤差修正模型與因果關係

由上述分析可知，預期壽命與所得及醫療保健支出存有共積關係，於是我們可以将各模型所求得與經濟理論一致的長期均衡關係式，形成遞延一期的誤差修正項 EC_{t-1} ，納入其對應的短期動態模型中，此即是誤差修正模型 (error correction model)。由於誤差修正項可反映出長期實際值與目標值之間各期失衡狀況的大小，因此可使短期動態模型仍能保有變數間長期相關訊息。根據 Granger 表現式定理，底下我們可將各模型的誤差修正方程式表示如下：

$$\Delta \log LE_t = \mu_1 + \rho_1 EC_{1t-1} + \sum_{i=1}^{n1} a_{1i} \Delta \log LE_{t-i} + \sum_{i=1}^{n2} a_{2i} \Delta \log GDP_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta \log LE_t = & \mu_2 + \rho_2 EC_{2t-1} + \sum_{i=1}^{k1} b_{1i} \Delta \log LE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k2} b_{2i} \Delta \log GDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{k3} b_{3i} \Delta \log HCE_{t-i} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\Delta \log HCE_t = \mu_3 + \rho_3 EC_{3t-1} + \sum_{i=1}^{s1} c_{1i} \Delta \log HCE_{t-i} + \sum_{i=1}^{s2} c_{2i} \Delta \log GDP_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (7)$$

式中 ε_t 為一干擾項。以式(5)為例，當 EC_{t-1} 為正值時，表示當期預期壽命高於長期均衡值時，將使下一期的預期壽命降低，故理論上 ρ 應為負值，而 $n1$ 與 $n2$ 之落後期數的選擇則應足以使殘差項為純白噪音。¹⁴

對誤差修正模型式(5)至式(7)進行估計，程序上，先選擇使殘差項為純白噪音的最小落後期數，再根據參數簡潔原則 (parsimony principle) 且通過診斷檢定 (diagnostic test) 的考量下，依次刪除部份係數值不顯著的變數，最後可得以下之精簡誤差修正模型：¹⁵

$$\Delta \log LE_t = 0.251 - 0.063 EC_{1t-1} - 0.016 \Delta \log LE_{t-1} - 0.014 \Delta \log GDP_{t-1} \quad (8)$$

(2.051)** (-2.011)** (-0.094) (-0.985)

$$R^2 = 0.341, \text{ 殘差序列相關檢定: } x^2_{(1)} = 0.350$$

$$\bar{R}^2 = 0.275, \text{ 變異數異質性檢定: } x^2_{(1)} = 1.451$$

$$D.W = 1.933, \text{ 模型誤設檢定: } x^2_{(1)} = 0.219$$

$$\Delta \log LE_t = 0.663 - 0.164 EC_{2t-1} - 0.321 \Delta \log LE_{t-4} - 0.025 \Delta \log GDP_{t-1}$$

(3.458)** (-3.430)** (-2.209)** (-1.746)*

$$+ 0.027 \Delta \log HCE_{t-1} + 0.023 \Delta \log HCE_{t-3} - 0.020 \Delta \log HCE_{t-4} \quad (9)$$

(2.244)** (2.686)** (-2.320)**

$$R^2 = 0.517, \text{ 殘差序列相關檢定: } x^2_{(1)} = 0.505$$

$$\bar{R}^2 = 0.401, \text{ 變異數異質性檢定: } x^2_{(1)} = 3.573$$

$$D.W = 1.712, \text{ 模型誤設檢定: } x^2_{(1)} = 2.998$$

$$\Delta \log HCE_t = 0.002 - 0.357 EC_{3t-1} + 0.376 \Delta \log HCE_{t-1} - 0.429 \Delta \log GDP_{t-1}$$

(0.192) (-4.602)** (2.763)** (-1.841)*

(10)

$$R^2 = 0.630, \text{ 殘差序列相關檢定: } x^2_{(1)} = 0.000$$

$$\bar{R}^2 = 0.594, \text{ 變異數異質性檢定: } x^2_{(1)} = 0.032$$

$$D.W = 1.834, \text{ 模型誤設檢定: } x^2_{(1)} = 2.067$$

14 詳見 Johansen and Juselius (1990)。

15 文獻上，如：Hendry and Ericsson (1991) 及 Miller (1991) 等，皆採用此種作法。此外，為維持較嚴格的診斷檢定標準，部份係數值不顯著的變數將被保留。

上列各式中，()中的數字為 t 值，殘差序列相關檢定為 Ljung-Box (1978) 之 Q 檢定統計量，異質性檢定為 Engle (1982) 的 ARCH 統計量，模型誤設檢定為 Ramsey (1969) 的 RESET 統計量，D.W 為迴歸式的 Durbin-Watson 值。結果顯示，各式中在 10% 水準下為線性模型，殘差無異質及自我相關現象。**及*各表示在 5% 及 10% 下顯著。

此外，各模型誤差修正項之係數均顯著為負，符合理論上的要求，顯示有趨向長期均衡修正的情形，此結果亦與共積向量中相關變數之有效的長期均衡關係一致。不過由式(8)及式(9)相較可知，僅以所得做為預期壽命的解釋變數時，不僅短期效果均不顯著，且模型調整速度也緩慢一倍以上，故可知加入醫療保健支出的影響效果後，不僅反饋的效果較佳，所得及醫療保健支出對預期壽命的影響效果在一年後即能顯現，且醫療保健支出的影響效果更可持續數年，由此可見具有「國家特性」因素之醫療保健支出，是影響預期壽命的重要因素。而由式(10)可知，所得對醫療保健支出的影響效果，在一年後即有顯著效果，而前一年醫療保健支出對當年的支出仍有持續的影響。

最後，由 Lin and Swanson (1993) 之證實可知，以上述長期均衡關係為基礎所架構之誤差修正模型所從事之因果關係檢定，為適當且較佳的因果關係評估模式。而 Granger (1988) 指出，誤差修正模型的顯著落後差分項乃表示該變數直接影響被解釋變數；顯著的誤差修正項則表示，所有解釋變數透過短期失衡的調整，間接影響被解釋變數，因此根據式(6)，我們將解釋變數與被解釋變數互換，即可檢測 $\Delta \log LE$ 、 $\Delta \log GDP$ 、及 $\Delta \log HCE$ 等三變數之間的因果關係。由表 8 結果可知，在 10% 的顯著水準下，以 F 值及概似比檢定可得，雙向因果關係存在於預期壽命與所得之間，這與一般文獻結論相同；而醫療保健支出僅單向 (unidirectional) 影響預期壽命，所得則僅單向影響醫療保健支出。此外，誤差修正項 EC 均為顯著，表示其長期因果關係的成立，故共積關係的成立，在此也得到映證。**及*各表示在 5% 及 10% 下顯著，-表短期因果關係不存在。¹⁶

16 Miller and Russek (1991) 指出，若誤差修正項顯著，即意味因變數序列伴隨自變數序列作長期調整，此為另一種形式之因果關係。

表 8 誤差修正模型因果關係檢定

被解釋變數	解釋變數	F 值統計量	概似比統計量(χ^2)	T 值統計量
$\Delta \log LE$	$\Delta \log GDP$	3.049**	3.683*	
	$\Delta \log HCE$	3.934**	12.373**	
	EC			-3.430**
$\Delta \log GDP$	$\Delta \log LE$	15.114**	13.424**	
	$\Delta \log HCE$	—	—	
	EC			6.958**
$\Delta \log HCE$	$\Delta \log LE$	1.291	1.550	
	$\Delta \log GDP$	5.230**	5.865**	
	EC			3.713**

肆、結 論

本文利用總體時間數列資料，以預期壽命做為健康的替代變數，除考慮所得之外，並納入具有國家特性因素之醫療保健支出為解釋變數，探討台灣地區在 1958 年至 1995 年這段期間，預期壽命與經濟成長的關係。我們首先應用單根檢定法，檢定本文所分析的各項變數是否滿足恆定的特性，根據 ADF 及 PP 單根檢定的結果，各變數的水準項均無法拒絕具有單根之虛無假設。因此，我們應用共積方法與誤差修正模型，探討各變數之間的長、短期均衡及因果關係。實證結果支持各模型共積關係的存在，從共積方法所求得之長期關係式及誤差修正模型的估計式結果顯示，所得及醫療保健支出是解釋預期壽命的重要變數。唯須注意的是，僅考慮所得對預期壽命的影響效果時，會高估所得的影響力。當進一步以所得及醫療保健支出做為預期壽命的解釋變數時，可得出，醫療保健支出對預期壽命的長、短期效果均相當顯著，故可突顯醫療保健支出對預期壽命的影響效果中所扮演的重要角色，而所得僅短期有效，長期無效。

此外，我們的結果有幾個特色。第一項特色是：若不考慮其它因素，所

得對預期壽命的影響效果為正且顯著。顯示隨著經濟的成長，國人的健康狀況會愈來愈好。第二，同時考慮所得及醫療保健支出對預期壽命的影響時，所得與預期壽命之直接關係不甚密切，故雖然經濟持續成長，但若要提高國人的平均壽命，則政府應致力於醫療保健支出的有效提供。第三，所得與醫療保健支出有顯著正向關係，此點與一般文獻上認為所得成長是解釋醫療保健支出成長的重要變數之一是相當一致。第四，預期壽命的所得彈性及醫療保健支出彈性皆小於1，而若忽略醫療保健支出的影響，將使所得彈性高估。第五，預期壽命與所得之間存在雙向因果關係，而醫療保健支出僅單向影響預期壽命，所得則僅單向影響醫療保健支出。

是故，經濟成長固然對提高平均壽命有「直接」的效果，然而，隨著經濟成長，政府在考量擴大社會福利支出的同時，特別是醫療保健支出，更應該審慎評估其有效性，使經濟成長帶來的「間接」效果能均勻地分配在每一個人民之間。而本文除所得之外，僅考慮一個具有國家特性因素之變數，當其他適當替代變數實證資料建立後，及可分析之時間數列期間更長時，另外考慮其它具有國家特性因素之變數，例如貧窮指標及所得分配均度指標等，再進行實證分析，並進而提出政策建議，是將來的研究方向。此外，若能找尋及建立其他相關「健康」之替代變數，再進行分析與比較，將可使本文分析的結果更具頑強性（robust）。

參考資料

行政院：主計處

1997 《中華民國台灣地區個人所得分配調整報告》，台北，主計處。

行政院：主計處

1998 《國民經濟動向統計季刊》，台北，主計處。

行政院：主計處

1998 《國民所得年刊》，台北，主計處。

行政院：衛生署

1997 《衛生統計(-)：公務統計》，台北，衛生署。

行政院：經建會

1988、1995 《社會福利指標》，台北，經建會。

黃柏農

1993 〈滯留期數與移動平均項次對 ADF 與 PP 檢定法的影響——使用 Monte Carlo 模擬分析〉，《經濟論文》，21:(1)，117-149。

謝啟瑞、林建甫、游慧光

1998 〈台灣醫療保健支出成長原因的探討〉，《人文及社會科學集刊》，10(1)，1-32。

Anand, Sudhir and Martin Ravallion

1993 "Human Development in Poor Countries: On the Role of Private Incomes and Public Services," *Journal of Economic Perspectives*, 7(1), 133-50.

Auster, Richard D., Irving Leveson, and Deborah Sarachek

1969 "The production of Health, an Exploratory Study," *Journal of Human Resources*, 4, 411-436.

Brook, Robert H., et al.

1983 "Does Free Care Improve Adults' Health," *The New England Journal of Medicine*, 309, 1426-1434.

Corman, Hope, Theodore J. Joyce, and Michael Grossman

1987 "Birth Outcome Production Functions in the United States," *Journal of Human Resources*, 22, 339-360.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller

1981 "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Times Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.

Fogel, Robert William

1994 "Economic Growth, Population Theory, and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy," *American Economic Review*, 84(3), 369-395.

Fuchs, Victor R.

1974 *Who Shall Live?*, New York: Basic Books, Inc.

Fuller, W. A.

1976 *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley and Sons.

- Gerdtham, Ulf-G.; Jes Sjøggard, and Fredrik Andersson, et al.
 1992 "An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-section Study of the OECD Countries," *Journal of Health Economics*, 11(1), 63-84.
- Getzen, Thomas E.
 1990 "Macro Forecasting of National Health Expenditures," in Richard M. Scheffler and Louis F. Rossiter eds., *Advances in Health Economics and Health Services Research*, Vol. 11, Greenwich, Conn: JAI Press.
- Granger, C.W.J.
 1988 "Some Recent Developments in a Concept of Causality," *Journal of Econometrics*, 39, 199-211.
- Grossman, Michael
 1972 "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, 80, 223-255.
- Hadley, Jack
 1982 *More Medical Care, Better Health?*, Washington, D. C.: Urban Institute.
 1988 "Medicare Spending and Mortality Rates of the Elderly," *Inquiry*, 25, 485-493.
- Hendry, D. F. and N. R. Ericsson
 1991 "An Econometric Analysis of U.K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friend and Anna J. Schwartz," *American Economic Review*, 81(3), 8-38.
- Jarque, C. M. and A. K. Bera
 1980 "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals," *Economic Letters*, 6, 255-259.
- Johansen, S.
 1988 "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12(2), 231-254.
 1992 "Determination of the Cointegration Rank in the Presence of Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 383-397.
- Johansen, S. and K. Juselius
 1990 "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-220.
- Kenkel, Donald S.
 1995 "Should You Eat Breakfast? Estimates From Health Production Functions," *Health Economics*, 4(1), 15-29.
- Leu, Robert E.
 1986 "The Public-private Mix and International Health Care Costs," in Culyer A. J. and B. Jonsson eds., *Public and Private Health Services: Complementaries and Conflicts*, Oxford: Basic Blackwell.
- Lin, Antsong and Peggy E. Swanson
 1993 "Measuring Global Money Market Inter relationships: An Investigation of Five Major World Currencies," *Journal of Banking and Finance*, 17, 609-628.

- Ljung, G. M. and G. E. P. Box
1978 "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65(2), 297-303.
- McKeown, Thomas
1976 *The Modern Rise of Population*, New York: Academic Press.
- Miller, S. M.
1991 "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling," *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 139-154.
- Miller, S. M. and Ruseek F.
1991 "Co-integration and Error-Correction Models: The Temporal Causality between Government Taxes and Spending," *Southern Economic Journal*, 57, 121-129.
- Newhouse, Joseph P.
1977 "Medical-care Expenditure: A Cross-national Survey," *Journal of Human Resources*, 12(1), 115-125.
- Newhouse, Joseph P., and Lindy J. Friedlander
1980 "The Relationship Between Medical Resources and Measures of Health: Some Additional Evidence," *Journal of Human Resources*, 15, 200-218.
- Pantula, S. G.
1989 "Testing for Unit Roots in Time Series Data," *Econometric Theory*, 5, 256-271.
- Phillips, P. B. C. and P. Perron
1988 "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Pritchett, Lant and Lawrence H.
1996 "Wealthier is Healthier," *The Journal of Human Resources*, 31(4), 841-868.
- Ramsey, J. B.
1969 "Tests for Specifications Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis," *Journal of Royal Statistical Society*, 31(2), 350-371.
- Valdez, R. Burciaga, et al.
1985 "Consequences of Cost-Sharing for Children's Health," *Pediatrics*, 75, 952-961.
- Woods, Robert and Andrew Hinde
1987 "Mortality in Victorian England: Models and Patterns," *Journal of Interdisciplinary History*, 18, 27-54.
- World Bank
1990 *World Development Report 1990: Poverty*, New York: Oxford University Press.
1991 *Assistance Strategies to Reduce Poverty*, A World Bank Policy Paper, World Bank, Washington, D.C.

Life Expectancy and Economic Growth: The Case of Taiwan

Chien-chiang Lee

Institute of International Economics,
National Chung Cheng University

Yi-chung Hsu

Department of Public Finance,
National Cheng Chi University

ABSTRACT

This paper investigates the cointegration relationship between income, life expectancy and country-specific factor, with life expectancy and public health spending representing substitution variables for health and country-specific factors, respectively. The empirical study is conducted over a 38-year period from 1958 to 1995. The paper's main findings include the following: (i) other things being equal, the effect of income on life expectancy and public health spending are significant and positively correlated; (ii) given a lack of any significant correlation between income and public health spending on life expectancy, governments should deliberate the effectiveness of supporting policies that increase public health spending to improve life expectancy; (iii) Income elasticity for both life expectancy and public health spending are less than 1, and as such, income elasticity tends to be overestimated without considering public health spending; and (iv) a feedback effect exists between life expectancy and income. Consequently, public health spending has a unidirectional causality on life expectancy, as does income on public health spending.

Key Words: life expectancy, income, public health spending,
cointegration, causality