

台灣醫療保健支出成長原因的探討

謝啓瑞

中央研究院經濟研究所副研究員

林建甫

台灣大學經濟學系副教授

游慧光

逢甲大學財稅學系副教授

本文應用共積理論與誤差修正模型等方法，探討台灣醫療保健支出成長的原因。實證估計結果顯示，平均每人國民所得的成長與健康保險制度被保險人口的增加，是台灣平均每人醫療支出增加的最主要原因。我們的結果有三個特色：(1)醫療支出的所得彈性小於1；(2)所得以外的制度因素（如健康保險制度的擴張），對醫療支出的成長，也有顯著的影響；(3)所得成長與健康保險制度的擴張，已能解釋台灣過去絕大部份醫療支出成長的原因，剩餘未能解釋的部份只佔很小的比例。我們進而推論經濟成長與健康保險制度，將是台灣未來醫療支出持續成長的動力。

關鍵詞：醫療保健支出，健康保險，共積理論

* 作者感謝趙文志先生協助資料的蒐集，助理葉素燕小姐在研究工作上的協助，以及兩位匿名評審人對本文初稿的指正。本文如有任何疏誤，則是作者的責任。
收稿日期：86年4月18日；接受刊登日期：87年1月9日

壹、前言

在醫療保健市場上，有二個有趣的現象一直吸引許多經濟學家研究的興趣。一是各國平均每一國民所花費的醫療保健支出 (health care expenditures) 有很大的差異，而此種差異在經濟發展程度相近的國家之間，亦明顯存在。以經濟合作發展組織 (Organization of Economic Cooperation and Development-OECD) 的國家為例，美國平均每一國民的醫療保健支出在 1987 年是 2,051 美元，但同一期間日本只有 915 美元 (Scheiber and Poullier, 1989)。另一方面，儘管不同國家之間的醫療保健支出有很大的差異，但各國幾乎一致地面臨醫療保健支出持續不斷上漲的共同趨勢。例如，在 1980 年到 1990 年之間，美國的醫療保健支出佔國內生產毛額 (Gross Domestic Product-GDP) 的比重，成長了 31.5%，而同一時期二十四個 OECD 國家的平均成長率亦達 8.6% (Schieber et al., 1992)。同樣地，台灣的醫療保健支出在近幾年來亦有明顯的增長。以衛生署 (1996) 的統計為例，台灣在 1990 年平均每人每年的醫療保健支出為 8,945 元，到了 1995 年，此一數字增加到 16,893 元，六年之間成長了 89%。

Kleiman (1974) 與 Newhouse (1977) 利用國際間的橫斷面資料，首先開啓了文獻上探討各國醫療保健支出決定因素的研究。Newhouse (1977) 的研究有兩項重要的發現：(1) 所得是解釋各國醫療支出差異的最重要變數；(2) 醫療支出的所得彈性大於 1，此一結果隱含愈富裕的國家，其國內生產毛額花在醫療保健支出的比例也愈高。過去二十年來，雖然有許多學者 (如 Leu, 1986; Parkin et al., 1987; Gerdtham et al., 1992a) 對 Newhouse (1977) 的研究方法與資料定義做更深入完整的討論，但基本結論仍未超越上述兩項重要的發現。根據此一文獻上的發現，我們可以預期隨著台灣的經濟成長，醫療保健支出佔 GDP 的比重，亦將隨之增加。而事實上，依衛生署 (1996) 的統計，在 1995 年，台灣醫療支出佔 GDP 的比重，已增加到 5.23%。而在可預見的未來，此一比重還有可能會繼續增加。因此，如何控制醫療保健支出的成長，將是今後政府所必須面對的重要課題。

在學術上，現有文獻大部份偏重國際間的橫斷面（cross-section）比較，以長期時間數列（time-series）探討一國醫療保健支出成長原因的文獻則相對較少。而且現有利用時間數列的文獻亦偏重在分析先進國家的資料（如 Getzen, 1990; Murthy and Ukpolo, 1994; Hansen and King, 1996），利用新興工業化國家或開發中國家資料的研究則尚付之闕如。另一方面，藉著探討台灣過去醫療保健支出成長的原因，亦可提供許多有用的資訊，供政府選擇控制醫療支出政策工具的參考。綜上分析可知，探討台灣醫療保健支出的成長原因，無論在學術上或政策上，皆具有相當的重要性。

台灣醫療保健支出的研究，過去都是集中於橫斷面的探討（例如謝啓瑞與陳肇男，1993）。然而台灣總體經濟資料相當的完備。歷年醫療保健消費支出資料，在國民所得帳中，皆有完整的統計。至於其他的相關資料如國內生產毛額，被保險人人口比例，老年人口比例，平均每萬人口醫師數都可找到。就是連醫藥保健類價格也可以計算出來。時間數列的資料如此豐富，不加以分析實在可惜。我們將利用時間數列的技巧，探討醫療保健支出成長的原因。為了釐清醫療支出相關變數長期的均衡關係及短期的動態調整行為，我們也將應用共積理論與誤差修正模型等方法，進行實證分析。本文分析的重點有三方面。首先，我們萃取現有國內外的研究文獻，找出重要的解釋變數，及探討過去實證研究方法及結果的優劣，提出適合我們本土化研究的相關模型及變數。其次，本文將整理台灣的統計資料，然後以時間數列分析方法，研究相關資料的計量特性，進而進行長、短期的模型估計。最後，本文將利用迴歸分析結果，探討影響台灣醫療保健支出成長的主要因素，解釋這些因素的相對重要性，進而提出符合台灣的理論及政策建議。

在下文分析中，第二節首先回顧相關的理論文獻，提出影響個體、總體醫療支出的主要因素；第三節則檢討相關實證文獻的方法及研究發現；第四節彙整資料、基本的統計分析及計量模型設定；第五節則說明計量結果及我們的分析建議；結論則置於第六節。

貳、醫療支出與決定因素

一、個人醫療支出的決定

根據 Grossman (1972) 的理論，「健康」可視為一種以生產「健康時間」為產出的資本財，此一健康時間一方面能直接帶給消費者效用，另一方面則可以決定消費者從事各種市場與非市場活動的可用時間。而健康既然是資本財，就面臨折舊的問題，因此，消費者必須藉著投資來補充其所消耗的健康資本存量。而消費者投資健康的方式，即是從市場上購買「醫療服務」要素，並結合自己的「時間」來生產健康。¹ 在這樣的架構下，消費者購買醫療服務的目的，不是需要醫療服務本身，而是需要「健康」。醫療服務只是消費者用於生產健康的投入要素。因此，醫療需求是消費者對健康需求的引申需求 (derived demand)。利用此種關係，Grossman (1972) 即導出個人的最適醫療需求，主要是受到健康資本折舊率（年齡）、工資、非薪資所得、醫療服務價格與教育程度等變數的影響。

除了前述引申需求的特性外，醫療服務的另一項普遍特性是健康保險制度的介入，使得消費者在實際就醫時，通常只需自己負擔醫療費用的一小部份（有時甚至完全免費），其餘大部份（或是全部）的醫療費用，則由第三者（保險公司）來支付。在前述 Grossman (1972) 模型的分析中，我們可得到「醫療服務的價格提高後，消費者的醫療需求量會減少」的結論。在此一情形下，健康保險介入，使消費者就醫的貨幣價格降低，消費者對醫療服務的需求量將會增加，此即文獻上所稱的道德風險 (moral hazard) 效果 (Pauly, 1968; Leu, 1986)。

綜合上述分析，某一個別消費者的醫療支出，可以表示如下：

1 除了購買「醫療服務」以外，消費者亦可藉著改變「生活方式」（如改變飲食習慣、減少煙酒的消費與養成運動的習慣），來從事健康的投資。有關探討生活方式對健康影響的文獻，請參閱 Kenkel (1995)。

$$E_i = (1 - c_i) \times P \times M_i^* \quad (1)$$

式中， E_i 代表第 i 個消費者的自付醫療支出， c_i 代表第 i 個消費者的健康保險給付比率 ($0 \leq c_i \leq 1$)， P 為市場上外生決定的醫療服務價格，而 M_i^* 則為消費者在追求個人最大效用下所導出的最適醫療需求函數。而影響 M_i^* 的變數，除了前述 Grossman (1972) 模型所強調者以外，也包括健康保險的給付比率 (c_i)。

二、總體醫療支出的決定

在醫療保健體系中，由於第三者付費以及政府部門高度介入的特性，使得總體醫療支出不是由加總社會全體個人的支出即可獲得，而是由下列三個成份所組成：(1)民間部門的總醫療支出，此一項目即是由(1)式的加總而得，也就是 $\sum_{i=1}^n E_i$ ，式中 n 為社會的總人口數；(2)保險部門的醫療支出，此一項目即是由保險部門所支付的醫療費用加總而成，也就是 $\sum_{i=1}^n c_i \times P \times M_i^*$ ；(3)政府部門的醫療保健支出，此部份通常包括政府對個人醫療保健支出的直接補貼（如疫苗注射），及對公共衛生等公共財的直接支出（如消滅登革熱）。

由於總體醫療支出與個人醫療支出之間存在著上述的差異，影響這兩項醫療支出的主要因素，自然會有所不同。其中，文獻上最廣為討論的差異，即是所得與價格的影響。在現有的實證文獻中，一個共同的發現是「利用個人資料所求得的所得與價格彈性，皆較以總體資料進行估計所求得的所得彈性及價格彈性小」（Newhouse, 1977; Getzen, 1990; Gerdtham et al., 1992a）。造成上述差異的原因，主要有下列三項。首先，在許多國家，皆有健康保險制度或政府對醫療服務的直接補貼。因此，個別消費者在就醫時並未負擔全部的價格。但是在以「國家」整體為衡量單位時（如國際間的橫斷面比較或同一國的時間數列研究），「國家」則必須負擔醫療服務的所有成本。而 Phelps and Newhouse (1974) 也證明，當消費者所必須自行支付的醫療價格下降後，醫療需求的所得彈性亦隨之降低。另外，Getzen (1990) 亦說明，所得對醫療支出的影響程度，將隨著「觀察單位」加總程度的提高而提高。第二項原因則是利用個體資料研究醫療支出，會受到所得分配效果

的影響。但是此種分配效果在以總體資料進行研究時則不存在 (Bunting, 1996)。第三項原因則是在利用個體資料分析時,有許多消費者在某一特定期間皆未使用任何醫療服務,或是很少使用。因此,這些消費者的醫療支出,自然較不易受到所得或價格變動的影響。

另外,前述健康保險制度介入醫療服務市場的特性,對總體醫療支出所造成的影響,亦與個人醫療支出有所不同。除了前述的道德風險效果以外,健康保險誘使個別消費者增加醫療服務量的使用後,透過市場的加總效果,會使醫療保健市場的總需求增加,進而造成醫療服務價格上升的情形 (Folland et al., 1993, p. 187)。另一方面,健康保險制度介入,使消費者對醫療服務的有效需求增加後,將進一步對醫療服務提供者 (provider) 的行為產生影響。根據 Newhouse (1970) 對醫院行為的描述,醫院的決策者是在收支平衡的限制條件下,追求最大的效用。而醫院的效用函數則包括數量與品質兩項變數。由於醫院提供愈高品質醫療服務所需花費的平均成本亦愈高,而消費者對醫院所提供服務的需求亦隨著「品質」的提高而增加。因此,在收支平衡的限制條件下,我們可導出一條醫院在「品質」與「數量」組合上的生產可能線。而醫院的決策者,即是在這條生產可能線上,選擇一最適的「數量」與「品質」,使其效用達到最大。當健康保險制度介入使市場上對醫療服務的需求增加後,意謂著醫院所面對的前述生產可能線會向右移,因此,醫院在追求最大效用下,將提供更高品質的醫療服務。綜合上述分析,在探討總體醫療支出的影響因素時,健康保險制度不僅透過醫療服務「消費量」的增加,對醫療支出產生影響,同時亦會透過前述提高「價格」與「品質」的作用,使醫療支出更為增加。

除了上述分析所強調的所得、價格與保險等三個變數以外,影響一個國家總體醫療支出的因素,還包括制度面的特性、人口結構 (老年人口所佔比例) 的需求面因素,以及每萬人口醫師數的供給面因素。Leu (1986) 引用公共選擇的理論,強調制度面因素 (如政府的干預程度),對不同國家之間平均每人醫療支出差異的影響。Leu (1986) 認為政府直接干預醫療保健市場的財務融通 (public financing),透過被保險人口擴大的需求面效果,以及透過醫師誘發需求 (physician-induced demand) 與直接影響技術發展的供給面

效果，將造成醫療支出增加的結果。另外，政府直接參與提供醫療服務（public supply），亦會透過提高醫療服務的單位成本（政府部門的效率較低）與官僚體制所造成的過度供給現象，使醫療支出更為增加。Culyer（1990）則認為，前述所強調的「政府融通」與「政府提供」的制度因素，未必一定會造成醫療支出增加的效果。這是因為從許多文獻顯示，公立醫院與非營利醫院的經營效率，未必一定較營利性的醫院低。另一方面，Culyer 也認為「政府融通」會造成醫療支出增加的效果，也必須建立在許多假設上才能成立。因此，Culyer（1990）強調財務融通機制（financing mechanism）本身，遠比公私部門之間的財務融通分配來得重要。例如：開放式的支付制度（如論量計酬制），遠較封閉式的制度（如論人計酬制或總額預算制），缺乏控制成本的誘因。因此，前者的支付制度較易造成醫療支出的增加。

人口結構變動對醫療支出的影響，主要是透過老年人口增加的途徑。Grossman（1972）的分析指出，在健康資本折舊率隨年齡增加而提高的情況下，消費者的醫療需求會隨著其年齡的增加而提高。因此，一個國家的老年人口比例提高後，該國的總體醫療支出將隨著老人醫療需求的增加而增加。至於醫師人數增加對醫療支出的影響，主要是透過醫師誘發需求的作用。在醫療保健市場上，由於病人與醫師之間，存在有資訊不對稱的現象，醫師可能藉著其在資訊上的優勢，來影響病人對醫療服務的需求，以滿足醫師自身的利益。² 而醫師誘發需求現象，會對總體醫療支出產生正的影響，主要是因為醫師人數增加後，醫師會透過誘發需求的方式來保護自己的所得（McGuire and Pauly, 1991）。

經由上述理論文獻的探討，我們整理得影響醫療支出的主要變數為所得、價格的經濟變數，保險的制度變數，每萬人口醫師數的供給面因素，人口結構（老年人口所佔比例）的需求面因素。但實證模型的設定也將影響分

2 「醫師誘發需求」是健康經濟學領域中，常被提到的一個有趣問題，也是最具爭議性的問題。目前文獻上對「醫師誘發需求」現象是否存在，以及醫師誘發需求的程度，尚無一致的共識。有關醫師誘發需求問題的討論，請參閱 Cromwell and Mitchell（1986）與 Folland et al.（1993）。

析的結果。下一節我們將檢討相關實證文獻及我們的研究發現，提供對台灣資料實證的參考。

參、實證檢討與發現

有關總體醫療支出的實證研究，如前所述，Kleiman (1974) 與 Newhouse (1977) 是這方面的先驅。Kleiman (1974) 利用聯合國出版的國民所得統計資料，選取 16 個經濟發展程度不同的國家（包括台灣在內），探討各國平均每人醫療保健支出差異的原因。Kleiman 得到醫療支出的所得彈性為 1.22。Newhouse (1977) 則以 13 個經濟發展程度相近的 OECD 國家在 1971 年或 1972 年的資料，進行類似的國際間橫斷面迴歸分析。Newhouse 以平均每人國內生產毛額 (GDP per capita) 來衡量所得，並且只以所得為唯一的解釋變數。迴歸分析結果有兩項重要的發現：(1) 由 $R^2 = 0.90$ 的結果，Newhouse 認為各國平均每人醫療保健支出的差異，超過 90% 可以平均每人所得的差異來解釋；(2) 在各種不同所得水準下所求算的醫療支出所得彈性皆大於 1。根據上述分析結果，Newhouse 認為醫療服務是一種奢侈品 (luxury good)，而且其他理論上會影響總體醫療支出的變數（如價格、健康保險與其他的制度因素），對各國醫療支出差異的影響，在數量上是不重要的。換言之，Newhouse 認為「所得」是決定總體醫療支出的最重要變數，其他非所得變數對各國醫療支出差異的影響程度並不大。

上述推論發表後，在文獻上即引起許多廣泛的討論與批評。Leu (1986) 首先針對 Newhouse (1977) 認為其他「非所得變數」不重要的觀點，進行深入的探討。Leu (1986) 利用 1974 年 19 個 OECD 國家的資料，實證檢定前述「政府融通」與「政府提供」兩項制度面因素的影響。Leu (1986) 以政府部門所投入的醫療支出佔全部醫療支出的百分比，來衡量政府財務融通的效果，而政府提供醫療服務的效果，則以公立與非營利醫院病床數佔總病床數的比例來衡量。實證結果發現，在加入制度面因素變數與其他控制變數後，所得仍是最重要的解釋變數，醫療支出的所得彈性在 1.18 到 1.36 之間，與前述文獻發現的結果相近似。至於衡量政府干預程度的制度變數，估計係數雖

然顯著為正，符合理論預期，但影響程度不大。例如，衡量政府財務融通的變數，其估計彈性只有 0.3，表示政府部門所投入醫療支出佔總醫療支出的比例若增加 10%，平均每人醫療保健支出將會增加 3%。³ 另外，Gerdtham et al. (1992a) 利用 1987 年 19 個 OECD 國家的資料進行類似的研究，結果發現代表論量計酬支付制度的虛擬變數顯著為正。而從上述估計係數顯示，以論量計酬方式為主要支付制度的國家，其平均每人醫療保健支出較其他國家高 11%。另外，「政府融通」變數的估計係數則為負，其彈性值為 -0.52，與 Leu (1986) 所得到的結果相反。儘管如此，Gerdtham et al. (1992a) 發現，所得仍是解釋各國平均每人醫療支出差異的最重要解釋變數，醫療支出的所得彈性為 1.33，與 Newhouse (1977) 的結果十分接近。⁴

除了衡量「制度面因素」的變數以外，文獻上探討其他非所得變數對總體醫療支出的影響，還包括醫療服務的相對價格、人口結構（老年人口所佔比例）與都市化程度等需求面的因素，以及醫師誘發需求（以每萬人口醫師數衡量）的供給面因素。這些文獻的共同發現是在加入其他非所得變數後，前述「所得」是最重要解釋變數的結論並未受到影響（例如：Leu, 1986; Milne

3 除了前述兩項政府干預的制度變數外，Leu (1986) 所分析的制度變數尚包括代表國民醫療保健服務 (National Health Services) 制度 (英國與紐西蘭) 及直接民主制度 (瑞士) 的虛擬變數。Leu (1986) 預期這兩項制度對平均每人醫療支出的影響是負的。實證結果雖符合上述預期，但影響程度亦不大。

4 前述 Kleiman (1974)、Newhouse (1977) 與 Leu (1986) 等三篇研究，皆以「匯率」轉換的方式，將各國的醫療支出與國民所得轉換成相同的貨幣單位 (美元) 後，再進行迴歸分析。Parkin et al. (1987) 指出用匯率轉換有下列兩項缺點：(1) 匯率並未能完全反映各國貨幣的相對購買力；(2) 匯率也無法反映各國之間許多非貿易財 (如教育與醫療服務) 的價格差異。有鑑於此，Parkin et al. (1987) 改以購買力平價 (Purchasing Power Parity-PPPs) 指數進行轉換，並與用匯率轉換的結果進行比較。根據 1980 年 18 個 OECD 國家資料所得到的迴歸分析結果，Parkin et al. (1987) 發現不同的轉換方式會得到不同的估計結果。以匯率轉換所得到的醫療支出所得彈性為 1.12，與 Newhouse (1977) 的發現近似，但若用 PPPs 轉換，醫療支出的所得彈性只有 0.90。根據此一結果，Parkin et al. (1987) 認為醫療服務只是一種「必需品」(necessity)。Gerdtham and Jönsson (1991b) 用較新的 1985 年 22 個 OECD 國家的資料，進行與 Parkin et al. (1987) 類似的比較。實證結果發現，不論使用那一種「轉換方式」，醫療支出的所得彈性皆大於一。因此，Gerdtham and Jönsson (1991b) 認為不同的轉換方式，並不會影響估計結果。

and Molana, 1991; Gerdtham et al., 1992a, 1992b; Gerdtham and Jönsson, 1991a; Hitiris and Posnett, 1992)。至於其他非所得變數的影響，在各文獻之間，則沒有明顯一致的結論。例如都市化程度的影響，Leu (1986) 的發現是對醫療支出有正的影響，但 Gerdtham et al. (1992a, 1992b) 則得到相反的結果。至於人口老化對醫療支出的影響，Leu (1986) 的發現是不顯著，但 Gerdtham et al. (1992b) 與 Hitiris and Posnett (1992) 則發現有顯著的正影響。

前述實證研究總體醫療支出文獻的一個共同目的，是在探討各國平均每人醫療支出差異的原因。近年來有一些文獻則是利用時間數列的資料，探討特定國家醫療支出成長的原因。Getzen (1990) 利用美國 1965 年到 1987 年，二十三年之間的時間數列資料，探討所得對醫療支出的動態影響。Getzen 係以分期遞延模型 (distributed lag model) 來反映所得的動態影響。實證分析結果顯示，所得的遞延效果初期較小，第四年達到最高峰，然後逐漸減少，各期係數累積的所得彈性在 1.3 到 1.7 之間。Murthy and Ukpolo (1994) 也是利用美國的時間數列資料，但分析的樣本則從 1960 年到 1987 年。Murthy and Ukpolo 的主要特色，是採用單根檢定 (unit root test) 與共積 (cointegration) 分析方法，探討樣本資料是否滿足「恒定」(stationary) 特性。經過 DF 與 ADF 檢定後，顯示資料是非恒定性 (non-stationary)。因此，Murthy and Ukpolo 利用共積分析的方法，探討美國平均每人實質醫療支出的決定因素。迴歸分析結果發現，醫療支出的所得彈性只有 0.77，與利用橫斷面資料的文獻有很大的不同。另一方面，「人口老化程度」與「每十萬人口醫師數」這兩項變數對醫療支出的影響程度，則相對較為顯著。Hansen and King (1996) 則利用 20 個 OECD 國家在 1960 到 1987 年的資料，探討每一個別國家時間數列資料的特性。分析結果發現，約有三分之二受檢的變數是非恒定性，而且沒有任何一個國家的資料完全滿足恒定特性。綜合上述三篇時間數列文獻的分析，有二個共同的發現：(1)「所得」雖仍是一個重要的解釋變數，但「其他變數」的影響程度則相對提高；(2)各國時間數列資料皆具有非恒定特性，因此，用傳統計量模型分析所得到的結果，會有偏誤的可能。

最後，Newhouse (1992) 則是利用文獻上解釋經濟成長原因的方法，嘗

試解釋美國醫療支出成長的原因。Newhouse 首先列舉出三項需求面的因素（人口老化、實質所得成長與健康保險部份負擔率降低）與二項供給面的因素（醫師誘發需求與醫療服務相對價格上升），分析這些因素的變動對醫療支出成長的影響，然後將剩餘未能解釋的部份歸因為「技術改變」。首先，Newhouse (1992) 引用前述文獻醫療支出所得彈性約等於一的估計結果，推論得出美國在 1940 年到 1990 年之間，平均每人 GNP 成長 1.8 倍，將使平均每人醫療支出成長 1.8 倍。但同一期間，美國平均每人醫療支出成長 7.8 倍。因此，所得增加只能解釋上述醫療支出成長的一小部份（23%）。其次，Newhouse (1992) 指出，美國在 1950 年到 1980 年之間，平均每一消費者健康保險的部份負擔率，由 67% 降為 27%。Newhouse 根據 Manning et al. (1987) 的估計結果，認為上述實質部份負擔率的降低，將使醫療需求增加 50%。但是此一醫療需求的增加，也只能解釋同一期間醫療支出成長的八分之一（12.5%）。利用同樣的分析方法，Newhouse (1992) 認為人口老化、醫師誘發需求與醫療服務相對價格的上漲，皆只能解釋美國實質醫療支出成長的一小部份。綜合上述各種原因的探討，Newhouse (1992) 認為需求面與供給面的因素，只能解釋一部份（約四分之一到一半）的醫療支出成長，剩餘未被解釋的部份，Newhouse 將其歸為技術改變所造成。最近，Fuchs (1996) 在美國經濟學會的演講亦認為，「技術改變」是解釋美國醫療支出佔 GDP 比重不斷增加的重要因素。

肆、資料彙整與實證模型

一、資料彙整

如前所述，一國的總體醫療保健支出，係由民間部門、保險部門與政府部門在醫療保健上的花費所組成。有關台灣總體醫療保健支出的統計，現有官方的資料是由 1990 年開始（衛生署，1995）。但在 1990 年以前，林小嫻 (1994) 曾嘗試回溯估計台灣的醫療保健支出至 1981 年為止。在這兩項統計資料中，政府部門在醫療保健上的花費，主要可分為衛生行政單位、各級政

府所屬醫療機構與其他政府部門等三個單位的支出，其中各項經費的開支又可分為經常支出與資本支出。⁵ 保險部門在實施全民健保前，則主要是由公保、勞保、農保、民意代表保險及低收入戶保險等五種社會保險的醫療給付支出所構成。至於民間部門，則是由家庭及民間非營利團體花費在醫療保健上的消費支出，加上私立醫院的資本投資支出所構成。根據林小嫻（1994）的統計，台灣在 1981 年時的醫療保健支出總額為 703 億元（名目值），此後的十年之間，平均每年的醫療保健支出成長率為 12.4%。另外，根據衛生署（1995, 1996）的統計，台灣在 1990 年時的醫療保健支出總額為 1,810 億元，至 1995 年更成長到 3,607 億元，六年之間的平均年成長率為 14.9%（見表 1）。上述醫療保健支出佔 GDP 的比重，也從 1990 年的 4.20%，增加到 1995 年的 5.23%。至於在各部門所佔的比重方面，從表 1 的分析顯示，保險部門由於被保險人口的逐漸增加，有逐年上升的趨勢，從 1990 年的 34.69% 增加到 1995 年的 54.06%。相對地，政府部門與民間部門（主要為家庭）的負擔，則因保險的擴張而逐年降低。在 1995 年，政府部門所佔的比重為 12.04%，而民間部門則為 33.91%。

表 1 台灣的國民醫療保健支出統計, 1990-1995

項 目	1990	1991	1992	1993	1994	1995
醫療保健支出總額(單位：億元)	1,810	2,212	2,604	2,903	3,181	3,607
醫療保健支出佔 GDP 的比重(%)	4.20	4.60	4.88	4.94	4.99	5.23
平均每人每年醫療保健支出(元)	8,945	10,815	12,607	13,923	15,124	16,893
部門比重(%)						
政府部門	16.07	15.55	14.56	14.61	13.92	12.04
保險部門	34.69	35.83	37.80	38.41	40.73	54.06
民間部門	49.24	48.63	47.64	46.98	45.34	33.91

資料來源：衛生署（1995, 1996），衛生統計(一)。

5 其他政府部門的醫療保健支出主要是包括各級政府花在醫療補助的社會福利支出及退輔會的福利支出（林小嫻，1994，頁 300）。

由於前述衛生署（1995, 1996）與林小嫻（1994）的統計，係屬年資料。在時間數列分析中，運用這兩項資料將面臨樣本不足的問題。⁶ 因此，本文將利用 1965 年到 1994 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（1995）的統計，我們將政府在醫療保健（或公共衛生）的最終消費支出與家庭在醫療保健上的最終消費支出加總，並以國內生產毛額平減指數（GDP deflator），將上述名目支出轉換為以 1991 年幣值表示的「實質醫療保健消費支出」。將上述資料除以人口數後，我們將以「平均每人實質醫療保健消費支出」來做為本文計量分析的被解釋變數（以下簡稱國民所得帳醫療支出）。這項資料與前述衛生署（1995, 1996）的統計相比，主要的差異是在於未包括政府部門與民間部門在醫療保健上的資本支出。⁷ 這項差異使國民所得帳的醫療保健支出，較衛生署（1995）統計的醫療保健支出，約低 10% 到 15%。

表 2 分析國民所得帳醫療支出與本文其他解釋變數的基本資料。在 1965 年，根據國民所得帳所得到的平均每人實質醫療支出為 1,245 元。這項支出佔當年平均每人實質 GDP 的 3.06%。到了 1994 年，國民所得帳的每人實質醫療保健支出增加為 12,279 元。三十年之間，平均每人實質醫療支出成長了約九倍。至於在佔 GDP 的比重方面，則增加為 4.47%。

根據前節的分析，影響總體醫療支出變動的最主要因素為「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」。此項資料由主計處（1995）取得歷年實質國內生產毛額，再除以總人口數即可獲得。表 2 的

6 林小嫻（1994）的統計共包含 1981 到 1992 的十二年資料，與衛生署（1995, 1996）的統計有三年的重疊。因此，台灣現有完整的國民醫療保健支出統計資料，只有 1981 年到 1995 年之間，共 15 年的資料。在時間數列分析模型中，15 個樣本並無法容許太多的解釋變數，而且也無法得到可靠的估計結果。另一方面，前述兩項統計資料並不完全一致。根據這二套資料在 1990 到 1992 年重疊期間的比較，林小嫻（1994）的統計，較衛生署（1995）的統計高 1.6% 到 3.5% 之間。因此，若將兩套資料合併使用，亦會面臨計量上衡量誤差的問題。

7 另外，由於早期的國民所得統計資料，並未單獨列出民間非營利團體的最終消費支出。因此，本文所使用的醫療保健支出資料，亦不包含此一項目。但由近期國民所得帳的統計資料可知，民間非營利團體在醫療保健上所花費的最終消費支出，只佔所有醫療保健最終消費支出的 0.1% 左右。請參閱主計處（1995）。因此，這項差距對本文的分析結果，應不會有顯著的影響。

表 2 變數定義與基本統計資料

年份	平均每人實質 國民所得帳 醫療支出 (HCE)	平均每人實質 國內生產 毛額 (GDP)	被保險人口 比例(%) (INSURE)	醫療服務相 對價格指數 (PRICE)	平均每萬人 口醫師數 (DOCTOR)	老年人口 比例(%) (OLD)
1965	1,245	40,654	6.53	0.93	5.3	2.64
1975	2,147	77,784	11.78	0.80	6.6	3.48
1985	4,576	149,570	25.40	1.01	8.8	5.04
1994	12,279	274,692	57.48	0.99	12.8	7.35

資料來源：見內文說明。

分析顯示，在 1965 年，台灣平均每人實質國內生產毛額為 40,654 元，到了 1994 年，此一數字增加為 274,692 元，三十年之間成長了 5.75 倍。綜合上述實質國民所得與實質醫療支出成長倍數的比較即可看出，過去三十年之間，台灣的醫療支出成長的速度，明顯地高於所得成長的速度。

除了「所得」以外，本文解釋醫療支出成長原因的變數，尚包括被保險人口比例 (INSURE)、醫療服務的相對價格 (PRICE)、每萬人口醫師數 (DOCTOR) 與老年人口比例 (OLD) 等四項變數。被保險人口比例為被保險人口除以總人口。被保險人口之年資料取自〈勞工保險統計〉與〈公務人員保險統計〉，由加總各類健康保險之被保險人口而得；總人口之年資料則取自《中華民國統計年鑑》。老年人口比例為 65 歲以上之老年人口除以總人口。65 歲以上老年人口之年資料亦來自《中華民國統計年鑑》。表 2 的分析顯示，在 1965 年時，台灣有健康保險的人口比例，只有 6.53%，到了 1994 年實施全民健保前夕，此一比例已增加到 57.48%。而 65 歲以上的老年人口比例，在本文資料的期間內，則從 2.64% 增加到 7.35%。至於醫療服務之相對價格，是以消費者物價指數基本分類醫藥保健類物價指數，除以 GDP 平減指數。消費者物價指數基本分類醫藥保健類物價指數之年資料，取自《中華民國臺灣地區物價統計月報》，以 1991 年為基期；GDP 平減指數之年資料，則取自〈中華民國臺灣地區國民所得〉，同樣以 1991 年為基期。每萬人口醫師數為執業醫師數（包括西醫師與中醫師），除以總人口數，再乘上 10,000。執業醫師數之年資料則取自《衛生統計》。在 1965 年，台灣平均每萬人口醫師

數為 5.3 人，到了 1994 年則已增加為 12.8 人（表 2）。

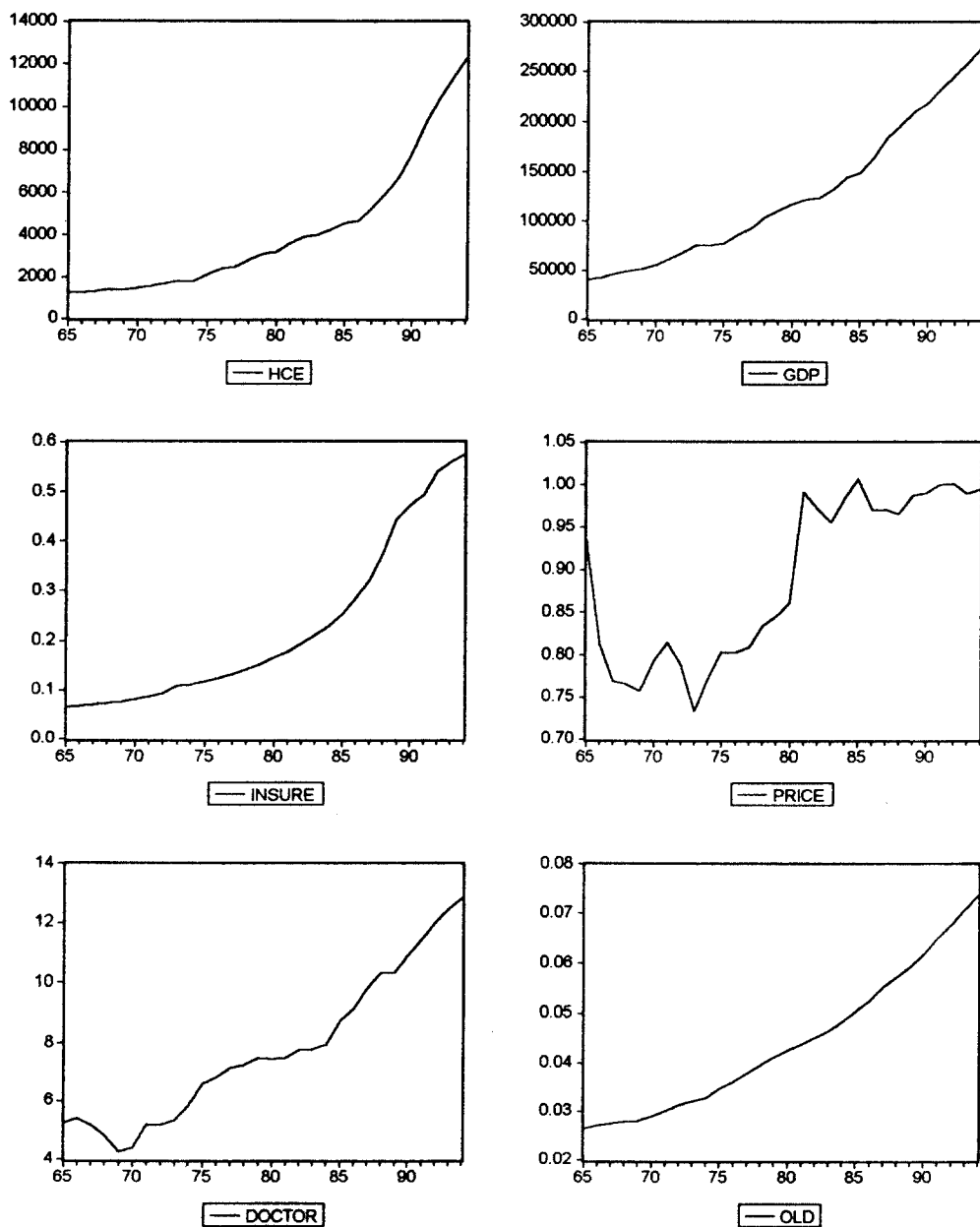
圖 1 將前述所有的相關變數資料繪圖表示。由圖形中我們可以看到所有的變數都有相當一致的向上趨勢。國民所得帳醫療支出與被保險人口比例的上升都較平均每人實質國內生產毛額的上升來得快，但他們都相當的平滑。醫療服務相對價格也有向上的趨勢，但他經歷了先減少的狀況，再激烈的跳升然後持平。每萬人口醫師數也往上走，但不若國民所得帳醫療支出與被保險人口比例及平均每人實質國內生產毛額的平滑。我們希望進一步的計量分析，能幫助我們找出這些變數長期間的均衡關係，以及短時間的相關調整行為。

二、新近的時間數列方法

前節已指出，大部份國家醫療保健支出與所得的年資料，皆具有非恒定性的特色（Hansen and King, 1996）。因此，本節首先對台灣的醫療保健支出及相關的解釋變數，進行恒定性檢定。當數列呈現恆定性時，其累積階為零，以 $I(0)$ 表示。如果非恆定數列經由 d 次差分後，才成為恆定性數列，則稱為累積階 d 的時間數列，以 $I(d)$ 表示。檢定時間數列變數是否具有恆定性，即是檢定是否具有單根（unit root）。最常使用的單根檢定方法為 Augmented Dickey-Fuller (ADF)（Said and Dickey, 1984）或 Phillips-Perron 的無母數檢定方法（Phillips and Perron, 1988）。ADF 單根檢定方程式是由 Dickey and Fuller（1979）的檢定推廣而來。Dickey-Fuller 考慮單純白噪音誤差下的檢定並不適用於一般經濟變數。ADF 檢定藉由加入落後期數去漂白（pre-white）誤差項，Phillips-Perron 的無母數檢定方法則藉由估計長程及短程的變異數去消除干擾變數（nuisance parameter）。但兩者都有最適落後期數的選擇問題，文獻上仍沒有一致的看法。ADF 檢定，Said and Dickey 建議落後期數隨樣本增大而增大，但個數除樣本數的立方根要趨近零。我們利用 Perron and Vogelsang（1992）的建議來決定最適落期值 K 。而 Phillips-Perron 的無母數檢定我們使用一般常用的 Newey and West（1987）去尋找截斷點，計算長程的變異數。

儘管每個時間數列單獨來看，可能具有非恆定性或單根的特性，但是在

圖一、臺灣國民醫療保健支出之相關資料圖



註：國民所得帳醫療支出 (HCE)，被保險人口比例 (INSURE)，平均每人實質國內生產毛額 (GDP)，醫療服務相對價格 (PRICE)，平均每萬人口醫師數 (DOCTOR)，老年人口比例 (OLD)。

長期，有些相關之數列會有共同的趨近一起震盪。經線性組合後，其殘差值會呈現恆定的特性。代表了這些變數間，長期有一穩定的均衡關係。此即為共積 (cointegration)。過去幾年論文代表作包括 Engle and Granger (1987)，Engle and Yoo (1987)，Johansen (1988)，Johansen and Juselius (1990)。本文利用 Johansen (1988) 與 Johansen and Juselius (1990) 所發展出的最大概似法，來探討多變數間的共積關係，藉此研究醫療保健支出相關變數長期的均衡發展關係。最大概似法的基本模型如下：

$$X(t) = A(1)X(t-1) + A(2)X(t-2) + \dots + A(t-k)X(t-k) + \epsilon(t) \\ t = 1, \dots, T \quad (2)$$

代表沒有限制的水準值型的自我迴歸向量模型，其中 $X(t)$ 是 $n \times 1$ 的向量， $A(i)$ 是 $n \times n$ 的參數矩陣。將其改寫為誤差修正模型

$$\Delta X(t) = \mu + \Gamma(1)\Delta X(t-1) + \dots + \Gamma(k-1)\Delta X(t-k+1) \\ + \Pi X(t-k) + \epsilon(t) \quad (3)$$

式中 $\Gamma(i) = -[I - A(1) - \dots - A(i)]$, $i = 1, \dots, k-1$; $\Pi = -[I - A(1) - \dots - A(k)]$, μ 為常數， $\Gamma(i)$ 為短期動態調整係數矩陣，描繪出變數間的短期增長互動關係。 Π 則是長期衝擊係數矩陣。 Π 的階數 (Rank) 可以幫助我們判斷變數間的長期均衡有多少種型式。它有以下三種可能的情况；(1)如果 Π 的階數為 n ，則 $X(t)$ 是恆定性的時間數列，而 VAR 是適當的模型；(2)如果 Π 的階數為 0，則沒有長期的關係存在。而第一次差分的 VAR 會是適當的模型；(3)如果 Π 的階數介於 0 與 n 中間，則有矩陣 α 與 β 滿足 $\Pi = \alpha\beta'$ ，其係數可以分解為 α 及 β 。其中 β 是變數間長期均衡的關係式， $\beta'X(t)$ 會呈現恆定性。 α 為偏離長期均衡時誤差項對短期動態調整的影響。此時 $X(t)$ 有共積關係。 Π 的階數代表共積向量的個數。相對的， $n - \Pi$ 的階數為共同隨機趨勢 (common stochastic trend) 的個數。

在 $X(t)$ 存在時間趨勢 (time trend)，而且有 r 個共積向量 (cointegrated vector) 之下，假設檢定為 $H_2(r)$ 。此時 μ 沒有限制。至於沒有時間趨勢與有 r 個共積向量的假設檢定則為 $H_2^*(r)$ 。此時 μ 有所限制。

Johansen (1992) 提供了一個理性連續的假設檢定，可以決定是否有時間趨勢存在共積關係中。他建議檢定 $H_2^*(0), H_2^*(1), H_2(1), \dots, H_2^*(r), H_2(r)$ 。當第一次虛無假設無法被拒絕時，停止檢定並給予結論。此一檢定方法文獻上稱之為跡檢定 (trace test)，其所對稱的檢定統計量 ($-2\ln Q$) 如下：

$$-2\ln(Q; H_2^*|H_1) = -T \sum_{i=r+1}^P \ln(1 - \lambda_i^*), \quad (4)$$

$$-2\ln(Q; H_2|H_1) = -T \sum_{i=r+1}^P \ln(1 - \lambda_i), \quad (5)$$

式中， T 為樣本數， λ_i^* 與 λ_i 為對應式(4)與式(5)的特性根 (eigenvalue)。式(4)與式(5)的差別在於前者無時間趨勢，而後者則有。⁸

當我們確定了共積關係就可進行(3)式的誤差修正模型估計。估計是長期係數及短期動態調整一起最大概似法估計。為驗證變數之選取對模型之建立是否具有意義，在完成變數的共積分析後，我們須針對所選取的各個解釋變數進行弱外生性 (weak exogeneity) 之檢定。這可確定所選取的各解釋變數是否的確出自本系統的解釋。如果是某些變數具有弱外生性，模型不應由整個共積系統出發，而是應對具外生的變數求條件分配。檢定方法則採用模式參數受限制下之檢定法 (Johansen and Juselius, 1990)。最後我們應檢視估計的誤差修正模型的殘差項是否還具有任何的訊息。我們期望殘差項能如白噪音，那麼所有的系統性的訊息已遭我們萃取。

伍、計量結果及推論分析

根據前一節的時間數列新近的研究方法，我們開始進行台灣資料的實證研究。表 3 為各變數水準項與第一次差分項之單根檢定結果。在水準項中，各變數均無法拒絕具有單根之虛無假設，但在第一次差分後，ADF 與 Phillips-Perron 的無母數檢定方法之檢定結果，一致拒絕一次差分後變數具有單根之虛無假設。此一結果顯示，所有變數皆為 $I(1)$ 之數列，各變數單獨

8 至於跡檢定的臨界值，請參閱 Juselius (1995) 的附錄。

而言呈現非恆定性，但於一次差分後呈現恆定狀態。因各變數皆為 $I(1)$ 之數列，在探討各變數間之關係時，已不適用傳統的最小平方法 (OLS)。換言之，除非各變數之間有共積關係，用 OLS 方法對非恆定數列進行迴歸分析，將無法得到符合一致性與有效性的估計結果 (Engle and Granger, 1987)。有鑑於此，本文進一步利用前節式(2)到式(5)所列的方法，測試各變數的共積關係。並利用共積檢定所得到的結果，估計標準化 (normalized) 的共積向量。

表 3 單根檢定

變 數	ADF 檢定		Phillips & Perron 檢定	
	水準項	一次差分項	水準項	一次差分項
ln HCE	1.90 (1)	-3.06 (1) *	2.15 (3)	-4.74 (3) *
ln GDP	-0.80 (1)	-4.27 (1) *	-1.11 (3)	-4.53 (3) *
ln INSURE	1.09 (1)	-2.93 (1) *	0.79 (3)	-3.43 (3) *
ln PRICE	-0.95 (1)	-4.98 (1) *	-1.15 (3)	-7.70 (3) *
ln DOCTOR	0.14 (1)	-3.71 (1) *	0.47 (3)	-3.52 (3) *
ln OLD	-0.00 (1)	-4.55 (1) *	-2.41 (3)	-2.92 (3) *

註：在 ADF 檢定中，利用 AIC 尋找最適落期 K 。括弧內表示最小 AIC 中的值。Phillips & Perron 檢定用 Newey and West (1987) 尋找最適落期。而 * 表示 5% 顯著水準下拒絕其虛無假設有單根之存在。本項檢定在 5% 顯著水準下的臨界值為 -2.862，請參閱 MacKinnon (1991)。

表 4 為 Johansen 共積檢定的結果。在表 4 中，我們針對三個模型設定進行共積檢定。第一個模型是包含所有變數的模型：平均每人醫療支出，國內生產毛額，保險人口比例、相對價格、每萬人口醫師數與老年人口比例。第二個模型設定則除去老年人口比例。第三個模型再除去每萬人口醫師數。檢定的結果顯示，第一個模型顯示有三組共積關係 ($r=3$)，第二及第三個模型都無法拒絕最多有一個共積關係 ($r=1$) 的假設。

我們將模型標準化以後的共積向量列於表 5 中，其中第一個模型是選第一個共積向量，因為其為對平均每人醫療支出標準化。表 5 的第一欄至第三欄數字，分別為對應模型一至模型三設定的估計係數及其 t 值。由此估計結果，我們可以檢查模型的設定及探討長期間的相對彈性。第一欄的估計結果發現，這一個共積向量有很大的問題，估計的係數都在顯著邊緣，且價格係

表 4 Johansen 共積檢定

r	T*	C*(5%)	T	C(5%)
模型(一)				
0	200.84*	114.90	176.61*	93.92
1	109.39*	87.36	86.02*	68.68
2	71.58*	62.99	52.36*	47.21
3	45.58*	42.44	26.81	29.38
4	22.84	25.32	11.39	15.34
5	9.61	12.25	0.37	3.84
模型(二)				
0	119.16*	87.31	85.06*	68.68
1	60.52	62.99	45.60	47.21
2	37.26	42.44	25.40	29.38
3	22.20	25.32	10.39	15.34
4	9.11	12.25	0.01	3.84
模型(三)				
0	90.47*	62.99	58.13*	47.21
1	38.97	42.44	24.55	29.38
2	20.80	25.32	9.54	15.34
3	8.57	12.25	0.09	3.84

說明：1. 模型(一)包含所有的變數：ln HCE、ln GDP、ln INSURE、ln PRICE、ln DOCTOR 與 ln OLD。模型(二)的變數則為模型(一)的變數除去 ln OLD。模型(三)則為模型(二)的變數再除去 ln DOCTOR。

2. T*與 T 分別代表無時間趨勢 (no trend) 與有時間趨勢 (trend) 虛無假設下所得到的跡檢定 (Trace test) 值。

3. C*與 C 分別代表對應 T*與 T 的臨界值，此一臨界值取自 Juselius (1995, 表 B.2 與表 B.3)。

數是不顯著的。醫療支出的所得彈性為 6.05，大的離譜，而且老年人口比例增加，醫療支出反而減少。⁹ 究其原因，可能是因為三個共積向量，本來就沒有單一固定的長期關係式，勉強找一個，雖然是共積向量，缺乏經濟涵義。

⁹ 通常標準化之後，ln HCE 的係數為 1。因此，其他解釋變數係數符號的解釋，與一般迴歸分析模型（如 OLS）的意義正好相反。

表5 Johansen 共積向量的估計結果：標準化之係數

變數	模 型 設 定		
	1	2	3
lnHCE	1.000	1.000	1.000
lnGDP	-6.05 (-1.68)	-0.28 (-2.25)	-0.36 (-3.00)
lnINSURE	-3.56 (-1.75)	-0.70 (-8.15)	-0.73 (-7.23)
lnPRICE	-1.76 (-1.30)	-0.13 (-0.92)	-0.30 (-1.94)
lnDOCTOR	-6.02 (-1.72)	-0.26 (-2.16)	
lnOLD	21.45 (1.54)		
Constant	135.65 (2.47)	-5.59 (-3.10)	-5.18 (-3.28)

註：括弧內為 t 值。

而且由估計的係數不顯著推測，可能是變數間有線性相依的情形。這個模型應予捨棄，而取精簡的模型。而由第二欄及第三欄的結果發現，在只有一個共積向量的模型下，國民所得、有健康保險的人口比例、以及醫療服務的相對價格，皆對醫療支出有正影響。根據迴歸係數的估計結果顯示，醫療支出的所得彈性分別為 0.28 及 0.36。此一結果指出：平均每人所得增加 10%，平均每人的醫療支出將增加 3-4%。換言之，平均每人醫療支出會隨著平均每人所得的增加而增加，但醫療支出增加的程度，小於所得增加的程度。至於被保險人口比例的彈性則分別為 0.70 及 0.73，顯示被保險人口的比例提高 1%，全體國民的平均醫療支出將增加 0.70%。此一結果的經濟意涵為，新增被保險人口的邊際醫療支出，大於社會全體人口的平均醫療支出。因此，被保險人口的擴張，將提高社會全體的平均醫療支出水準。但第二個模型的共積向量中價格的係數顯著又更降低，完全不顯著。我們覺得這個模型應還有精簡的必要，所以再經不同的嘗試，我們將每萬人口醫師數目的解釋變數拿

掉得到最精簡的模型，這將是我們作誤差修正模型的基礎。所以我們做模型所考慮的方法論是符合時間數列中的精簡（parsimonious）原則，也是符合 Gilbert（1986）談時間數列方法論中 Hendry 及 LSE（London School of Economics）學派所提倡的由繁而簡（from general to simple）的原則。

表 5 的估計結果也顯示，加入人口老化程度及每萬人醫師數目的解釋變數，對平均每人醫療支出的影響並不大。這與我們第三節文獻回顧中所得到的結果相近似，一個可能的解釋是他們與其他的解釋變數都有向上的趨勢或是共動（co-movement）現象。因此，人口老化程度與每萬人口醫師數的解釋能力，在多變數模型中已被所得、價格、保險人口比例所替代了。

前述表 5 的共積迴歸（cointegrating regression）結果顯示，被解釋變數（平均每人醫療支出）與解釋變數之間，存在有長期均衡關係。接著我們就可以進行誤差修正模型的估計工作。但實證上我們須知誤差修正模型的落後期數的個數。我們將以 Johansen and Juselius（1990）所使用的方法為依據。模型的最適落後期數的選取是使殘差項不具相關性，而接近白噪音。經計算其值為一。模型估計結果列於表 6。估計係數均為顯著。 $R^2=0.64$ ， $\bar{R}^2=0.56$ 。然後我們對模型的所有內生變數做弱外生性的假設檢定。結果也列於表 6，表示所有的變數都是不具弱外生性，系統模型是合理的。最後我們檢視估計的誤差修正模型的殘差項有沒有什麼系統性的訊息。我們使用常態性（Jarque-Bera）檢定，並報告偏態係數及峰度係數，自我相關的 Ljung-Box Q 檢定，異質性 McLeod-Li（ARCH）的檢定。另外值得注意的是，使用時間數列的資料，我們也應擔心歷經三十年的時間，是否模型中會有結構改變或模型誤設而疏於考慮。於是，我們使用 Remsay 的誤設檢定及 Tsay 的非線性檢定來偵測。其結果為不能拒絕常態性，偏態係數及峰度係數都不算離譜。自我相關的 Ljung-Box Q 檢定，異質性 McLeod-Li（ARCH）的檢定也不顯著。Remsay 的模型誤設檢定及 Tsay 的非線性檢定也皆不顯著。此一結果告訴我們，估計的誤差修正模型的殘差項已沒有什麼系統性的訊息。

而誤差修正模型中的誤差修正項的係數（ α ），則代表均衡誤差對內生變數調整之校正百分比。當均衡誤差不為 0 時，醫療支出與其他變數間，將逐期調整 $\alpha\%$ 。從表 6 的估計結果顯示，長期均衡關係的調整係數（ EC_{t-1} 之

表 6 誤差修正模型估計結果及殘差檢定

精簡模型誤差修正模型估計結果

$$\begin{aligned}
 D(\ln HCE) = & -0.59 [EC(t-1)] + 0.05 D(\ln HCE(-1)) \\
 & (-5.60) \quad (2.35) \\
 & + 0.05 D(\ln GDP(-1)) - 1.03 D(\ln INS(-1)) \\
 & (2.30) \quad (-2.89) \\
 & + 0.13 D(\ln PRICE(-1)) + 0.15 \\
 & (3.74) \quad (2.12)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.64, \bar{R}^2 = 0.56$$

註：括弧內為 t 值。

Johansen-Juselius 變數的弱外生性檢定

$\ln HCE$: 3.31 (0.19)

$\ln GDP$: 2.55 (0.79)

$\ln INSURE$: 3.52 (0.17)

$\ln PRICE$: 5.23 (0.073)

殘差檢定結果

Jarque-Bera 常態檢定 0.29 (0.86)

偏態係數 -0.23

峰度係數 3.19

Ljung-Box $Q(4)$ 自我相關檢定 6.88 (0.14)

McLeod-Li (4) 異質性檢定 1.46 (0.87)

Ramsay 檢定 1.80 (0.18)

Tsay 檢定 0.68 (0.58)

註：括弧內為 p -value。

係數) 為 -0.59, 顯示誤差有趨向長期均衡修正的情形。而短期動態調整落後一期的醫療支出、國民所得、價格變數的增長對本期醫療支出皆有正的效果。

這些結果亦呼應表 5 所得到的結論，顯示國民所得、醫療服務的相對價格不論在短期或長期，皆是造成台灣平均每人醫療支出增加的最主要原因。但是短期被保險人口比例的上升，反而降低醫療支出的成長，顯示保險制度的擴張，對台灣醫療支出的短期動態調整，有相反的影響。此一結果與前述理論分析的預期相反。一個可能的解釋，是健康保險制度擴張會對醫療服務市場產生價格上升與品質提高的影響，要在長期才能顯現，短期的影響不大。至於被保險人口增加所導致醫療利用量增加的效果，在短期則可能被保險支付價格低於市場價格（自費病人所付價格）的現象所抵銷，因而出現平均每人醫療支出反而降低的現象。¹⁰

綜合以上的分析顯示：平均每人國民所得、醫療服務的相對價格及被保險人口比例等三個解釋變數的增加，與平均每人醫療保健支出的成長之間，在長期有一穩定的均衡關係。因此，我們進一步利用 Newhouse (1992) 的分析方法，以表 5 第三欄的迴歸分析結果為基礎，來說明所得、價格與健康保險這三項因素，對台灣過去醫療支出成長的相對影響程度。從表 2 的分析顯示，在 1965 年到 1994 年之間，台灣平均每人國民所得增加 5.75 倍。而我們最精簡模型的估計結果顯示，醫療支出的所得彈性為 0.36。因此，上述期間的所得成長，將使平均每人醫療支出增加 2.07 倍 (5.75×0.36)。同理，表 2 的分析顯示，在本文資料的樣本期間內，有健康保險的人口比例增加 7.8 倍，而醫療支出的被保險人口比例彈性為 0.73。因此，上述期間健康保險被保險人口比例的增加，使平均每人醫療支出增加 5.69 倍 (7.8×0.73)。至於醫療服務相對價格，在上述樣本期間只有上升 6%，而醫療支出的價格彈性為 0.30，因此醫療服務相對價格上升所導致的平均每人實質醫療支出成長，只有 2%。將上述所得、被保險人口比例與醫療服務相對價格變動的影響加總

10 在健康保險制度下，消費者就醫後，只要付「自付額」的部份（前文式(1)的 $(1 - c_i)P$ ），其餘的部份（ $c_i P$ ）則由醫療服務提供者向保險公司收取。保險公司付款給醫療服務提供者的方式，文獻上稱為支付制度。由於健康保險市場通常是一個獨佔或寡佔的市場，保險公司藉著「專買」的壟斷力量，所設定的支付價格通常低於市場價格。台灣在實施全民健保前的公、勞、農保支付制度即是典型的例子。有關公、勞、農保制度下，支付標準的訂定方式，請參閱謝啟瑞與陳肇男（1993，頁 175-76）。

起來，平均每人醫療支出將因此增加 7.78 倍。而在上述三十年期間，實際平均每人醫療支出的增加為 8.86 倍（表 2）。因此，根據表 5 第三欄的迴歸分析結果，所得成長、健康保險制度的擴張，與醫療服務相對價格的變動這三項因素，可以解釋台灣 87% (7.78/8.86) 的醫療支出成長。

與前節所回顧的國外實證文獻相比較，我們的分析結果有三個特色。第一項特色是醫療支出的所得彈性小於 1。此一結果與 Newhouse (1977) 及 Gerdtham et al. (1992a) 使用橫斷面資料的估計結果有顯著的不同，但與 Murthy and Ukpolo (1994) 利用時間數列資料及共積檢定的結果相近。此一差異顯示：在比較不同國家之間平均每人醫療支出的差異時，所得是最重要的解釋變數；但是在探討單一國家醫療支出的成長原因時，所得的重要性即相對降低。

第二項特色是本文的分析證實，所得以外的制度因素（如健康保險制度的擴張），對醫療支出的成長，也有顯著的影響（Leu, 1986）。而且上述分析結果也發現，健康保險制度擴張的因素，對醫療支出成長的影響程度，遠超過所得成長的影響程度。換言之，在本文的分析中，「制度因素」的重要性，遠超過「所得」，顯示有健康保險人口比例的增長，是台灣過去三十年，平均每人醫療支出不斷成長的最重要原因。

至於第三項特色，則是所得成長與健康保險制度的擴張，已能解釋台灣過去絕大部份醫療支出成長的原因，剩餘未能解釋的部份只佔很小的比例 (13%)。此一結果與前述 Newhouse (1992) 的研究發現有很大的不同。造成上述差異的可能原因有二項。第一、美國自 1965 年實施老人健康保險 (Medicare) 以後，擁有健康保險的人口比例已趨穩定，健康保險的制度變動主要是經營方式或支付制度的改變 (Folland et al., 1993)。因此，健康保險的制度因素，對醫療支出成長的解釋能力相對較小；相反地，台灣在 1965 到 1994 這三十年期間，健康保險被保險人口的比率持續不斷地增加，使健康保險制度的擴展，成為影響台灣醫療支出成長的首要因素。第二、本文所使用的國民所得帳醫療支出，在 1965 年佔平均每人實質 GDP 的 3.06%，到 1994 年，此一比率只增加到 4.47%。至於美國的醫療支出佔 GNP 的比重，則從 1960 年的 5.3%，增加到 1990 年 12.2%，成長速度居世界各國之首 (New-

house, 1992, p.4; Folland et al., 1993, p.6)。由於台灣在過去三十年來，並未經歷像美國這樣快速的醫療支出成長，因此歸因為「技術變動」的剩餘部份所佔的比例相對較小。

所以，綜合的結果顯示：所得與擁有健康保險的人口比例，是影響台灣醫療保健支出的最重要變數。而且在不同的模型設定中，這兩個變數的估計結果皆相當近似：醫療支出的所得彈性約在 0.3 到 0.4 的範圍，保險人口的彈性則在 0.7 左右。此一結果說明，長期平均每人國民所得的成長與健康保險制度被保險人口的增加，是台灣平均每人醫療支出增加的最主要原因。此外，醫療服務相對價格的變動，對平均每人醫療支出的增加亦有顯著的正影響（彈性為 0.30）。但是由於過去三十年期間，醫療服務相對價格的上升幅度並不大，因此相對價格變動對台灣過去醫療支出成長的影響程度很小。除了上述三項變數以外，本文也考慮醫師人數增加與人口老化等因素，對醫療支出的影響，但是這兩項因素的影響程度相對較小。

上述的結果我們也可以推論一個重要的政策涵義：即是經濟成長與健康保險制度，將是台灣未來醫療支出持續成長的動力。前述的結果指出，醫療服務是一種正常財。因此，經濟成長使平均每人所得增加後，醫療支出將隨之增加。由於本文估計的所得彈性小於一，所以若只有考慮所得的因素，平均每人所得增加雖會帶來平均每人醫療支出的增加，但醫療支出佔 GDP 的比重本身，不會隨著所得增加而增加，反而會減少。但是，若將前述健康保險被保險人口增加的影響也納入考慮的話，則「所得」與「健康保險」兩項因素對「醫療支出」的影響程度加起來，將遠超過所得本身的成長速度。此一結果將使台灣未來醫療支出佔 GDP 的比重逐漸增加。另一方面，經濟成長除了促成每人所得提高外，也會帶來其他社會結構的改變，而此種社會結構改變，亦有可能進一步造成醫療支出的增加。其中最顯著的例子，即是健康照護的提供，將隨著經濟的發展，漸由「家庭」轉向「市場」部門，此一趨勢也將使醫療支出佔 GDP 的比重日益增加（Fuchs, 1976）。綜合上述分析顯示，只要台灣的經濟持續成長，健康保險制度持續發展，台灣未來不僅平均每人醫療支出將持續增加，醫療支出佔 GDP 的比重亦會逐年提高。

陸、結論

本文利用總體時間數列資料，探討台灣在 1965 至 1994 這三十年期間，醫療保健支出成長的原因。我們首先應用單根檢定方法，檢定本文所分析的各项變數是否滿足恒定的特性。根據 ADF 及 Phillips and Perron 檢定的結果，各變數均無法拒絕具有單根之虛無假設。因此，我們進一步應用共積理論與誤差修正模型，探討各變數之間是否具有共積關係。實證結果支持共積關係的存在。從共積理論的長期關係式及誤差修正模型的估計結果顯示，平均每人國民所得、醫療服務的相對價格及被保險人口比例，是解釋台灣平均每人醫療保健支出成長的最重要變數。據此，我們的結果有三個特色。第一項特色是醫療支出的所得彈性小於 1。第二，所得以外的制度因素（如健康保險制度的擴張），對醫療支出的成長，也有顯著的影響。第三則是所得成長與健康保險制度的擴張，已能解釋台灣過去絕大部份醫療支出成長的原因，剩餘未能解釋的部份只佔很小的比例。我們進而推論經濟成長與健康保險制度，將是台灣未來醫療支出持續成長的動力。

有鑑於此，控制醫療支出的成長，將是今後政府所必須面臨的一項重要課題。而從本文的分析顯示，健康保險被保險人口的增加，是影響台灣醫療支出成長的最重要制度因素。因此，控制醫療支出成長的首要目標，應從健康保險制度著手。從前節的文獻回顧顯示，「健康保險」對醫療支出的影響，主要是透過「消費量」的增加、「價格」及「品質」提高等多個途徑。由於我們是利用總體時間數列資料進行分析，研究結果並無法區分健康保險制度擴張，對「消費量」、「價格」與「品質」的相對影響程度。這些個別途徑對醫療支出的相對影響力量，則有賴未來更進一步的研究。另外，我們是以全民健保實施前的資料進行分析。全民健保實施後，影響台灣醫療支出成長的因素，是否會產生結構性的變化，亦是未來值得研究的方向。

參考資料

主計處

1995 《中華民國台灣地區國民所得》，台北：主計處。

林小嫻

1994 〈國民醫療保健支出之統計〉，《台灣經濟學會年會論文集》，289-330。

衛生署

1995 《衛生統計(一)：公務統計》，台北：衛生署。

衛生署

1996 《衛生統計(一)：公務統計》，台北：衛生署。

謝啓瑞，陳肇男

1993 〈健康保險與老人自付醫療費用之探討〉，《人文及社會科學集刊》，6:1, 163-203.

Bunting, David

1996 "Distribution and the Income Elasticity of Demand for Health Care," Paper Presented at International Health Economics Association Inaugural Conference, Vancouver, Canada, May 19-23, 1996.

Cromwell, Jerry and Janet Mitchell

1986 "Physician-Induced Demand for Surgery," *Journal of Health Economics*, 5:4, 293-313.

Culyer A. J.

1990 "Cost Containment in Europe," in *OECD, 1990 Health Care Systems in Transition*, Paris: OECD.

Dickey, D. and W. Fuller

1979 "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.

Engle, R. and C. Granger

1987 "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.

Engle, R. F. and B. S. Yoo

1987 "Forecasting and Testing in Co-Integration Systems," *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.

Folland, Sherman; Allen C. Goodman, and Miron Stano

1993 *The Economics of Health and Health Care*, New York: Macmillan Publishing Company.

Fuchs, Victor R.

1976 "From Bismarck to Woodcock: The "Irrational" Pursuit of National Health Insurance," *Journal of Law and Economics*, 19:2, 347-359.

1996 "Economics, Values, and Health Care Reform," *American Economic Review*, 86:1, 1-24.

Gerdtham, Ulf-G.; Jes Sjøggard, and Fredrik Andersson, et al.

1992a "An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-section

- Study of the OECD Countries," *Journal of Health Economics*, 11:1, 63-84.
- Gerdtham, Ulf-G.; Jes, Sjøggard, and Bengt Jönsson, et al.
- 1992b "A Pooled Cross-section Analysis of the Health Care Expenditure of the OECD Countries," in P. Zweifel and H. E. Frech III eds., *Health Economics Worldwide*, Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
- Gerdtham, Ulf-G. and Bengt Jönsson
- 1991a "Price and Quantity in International Comparisons of Health Care Expenditure," *Applied Economics*, 23:9, 1519-1528.
- 1991b "Conversion Factor Instability in International Comparisons of Health Care Expenditure," *Journal of Health Economics*, 10:2, 227-234.
- 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.
- Gilbert, C. L.
- 1986 "Professor Hendry's Methodology," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 283-307.
- Grossman, Michael
- 1972 "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, 80:2, 223-255.
- Hansen, Paul and Alan King
- 1996 "The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach," *Journal of Health Economics*, 15:1, 127-137.
- Hitiris, Theo and John Posnett
- 1992 "The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries," *Journal of Health Economics*, 11:2, 173-181.
- Johansen, S.
- 1988 "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- 1992 "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 383-397.
- Johansen, S. and K. Juselius
- 1990 "Maximum Likelihood and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Juselius, K.
- 1995 "CATS in RATS," *Manual to Cointegration Analysis of Time Series*, University of Copenhagen, Institute of Economics, Copenhagen, Denmark.
- Kenkel, Donald S.
- 1995 "Should You Eat Breakfast? Estimates from Health Production Functions," *Health Economics*, 4:1, 15-29.

Kleiman, Ephraim

- 1974 "The Determinants of National Outlay on Health," in M. Perlman, ed., *The Economics of Health and Medical Care*, London: Macmillan.

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.

MacKinnon, J. G.

- 1991 "Critical Value for Co-Integration Test," in R. F. Engle and C. Granger ed. *Long-Run Economic Relationship*, New York: Oxford University Press, 267-276.

Manning, Willand G.; Joseph P. Newhouse, and Naihua Duan, et al.

- 1987 "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment," *American Economic Review*, 77:3, 251-277.

McGuire, Thomas G. and Mark V. Pauly

- 1991 "Physician Response to Fee Changes with Multiple Payers," *Journal of Health Economics*, 10, 385-410.

Milne R. and H. Molana

- 1991 "On the Effect of Income and Relative Price on Demand for Health Care: EC Evidence," *Applied Economics*, 23:7, 1221-1226.

Murthy, Vasudeva N. R., and Victor Ukpole

- 1994 "Aggregate Health Care Expenditure in the United States: Evidence from Cointegration Tests," *Applied Economics*, 26:8, 797-802.

Newhouse, Joseph P.

- 1970 "Toward a Theory of Nonprofit Institutions: An Economic Model of a Hospital," *American Economic Review*, 60:1, 64-74.
 1977 "Medical-care Expenditure: A Cross-national Survey," *Journal of Human Resources*, 12:1, 115-125.
 1992 "Medical Care Costs: How Much Welfare Loss?" *Journal of Economic Perspectives*, 6:3, 3-21.

Newey, W. K., and West, K. D.

- 1987 "A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation-Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55:703-8.

Parkin, David, Alistair McGuire, and Brian Yule

- 1987 "Aggregate Health Expenditures and National Income: Is Health Care a Luxury Good?" *Journal of Health Economics*, 6:2, 109-127.

Pauly, Mark V.

- 1968 "The Economics of Moral Hazard," *American Economic Review*, 58:3, 531-537.

Perron, P. and T. J. Vogelsang

- 1992 "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301-320.

Phelps, Charles E. and Joseph P. Newhouse

1974 *Coinsurance and the Demand for Medical Services*, Santa Monica, CA: Rand Corporation (R-964-1-OEO).

Phillips, P.C.B. and P. Perron

1988 "Testing for Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75, 335-346.

Said, S. E., and D. A. Dickey

1984 "Testing for Unit Root in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71:599-607.

Schieber, George J. and Jean-Pierre Poullier

1989 "Overview of International Comparisons of Health Care Expenditures," *Health Care Financing Review* Annual Supplement, 1-7.

Schieber, George J.; Jean-Pierre Poullier, and Leslie M. Greenwald

1992 "U.S. Health Expenditure Performance: An International Comparison and Data Update," *Health Care Financing Review*, 13:4, 1-87.

The Determinants of Health Care Expenditures in Taiwan

Chee-ruey Hsieh

The Institute of Economics, Academia Sinica

Chien-fu Jeff Lin

Department of Economics, National Taiwan University

Hui-kuang Yu

Department of Public Finance, Feng-Chia University

ABSTRACT

This paper investigates the determinants of aggregate health care expenditures in Taiwan, using annual time-series data for the period of 1965-1994. Since all the variables tested were found to be non-stationary in levels, the co-integration and error-correction models were used in the analysis. The empirical results suggest that per capita income and the percentage of population insured are the major determinants of aggregate health care expenditures in Taiwan. The income elasticities of health care expenditures range from 0.3 to 0.4, and the elasticity for the percentage of population insured is about 0.7.

Key Words: Health care expenditure, Health insurance,
Cointegration