

健康保險與老人自付醫療費用之探討*

謝啓瑞** 陳肇男***

本文利用Heckman的樣本選擇模型，實証估計影響老人自付醫療費用的因素。實証資料來自行政院主計處在民國78年12月所舉辦的「老人狀況調查」，共有5,121個樣本。本文的實証發現，具有公、勞、農保資格及享有軍榮民就醫優待的老人，其平均自付門診住院費用約為無健康保險者的二至三成。此一結果顯示，現行健康保險雖尚未普遍採行部份負擔制度(名目部份負擔率為0)，但老人在實際就醫時，卻要自己負擔約20%到30%的醫藥費(此相當於平均實質部份負擔率在0.2至0.3之間)。因此，現行健康保險制度之給付條件與支付制度，實有檢討之必要。

- 一、前言
- 二、老人自付醫療費用的決定因素
- 三、臺灣老人之健康保險
- 四、資料說明與統計分析
- 五、計量實証分析
- 六、結論

一、前言

近年來，臺灣地區老人(指65歲以上者)享有健康保險或就醫優待者已日益增多。民國75年底，已參加健康保險或就醫受優待之老人，只佔所有老年人口的17.27%，到了民國78年底，已增加到54.49%(主計處，1990)。儘管參加健康保險之老人日益增多，但老人每年平均自付醫療費用，並未因此而

* 本文初稿曾在中研院經濟所主辦的「全民健康保險相關問題研討會」上發表。作者們感謝行政院主計處提供寶貴資料，張慶輝教授、蕭代基教授、劉錦添教授、傅祖壇教授及本刊兩位匿名評審人對本文初稿所提供的指正。當然，本文如有任何缺失及遺誤，悉由作者們負責。

** 中央研究院經濟研究所副研究員

*** 中央研究院經濟研究所研究員

顯著減少。根據行政院主計處的調查顯示，民國75年老人平均自付醫療費用為30,360元，而在民國78年則為29,508元，兩者並無明顯差別。上述趨勢顯示，縱使在健康保險日益普及的情況下，老人的自付醫療費用仍相當可觀。

事實上，臺灣地區的醫療支出將因人口老化及全民健保的推行而日益增加。臺灣地區人口老化的趨勢日益明顯。民國75年底，65歲以上之老年人口共有103萬人，佔總人口的5.33%，而至民國79年底，老年人口已增加到126萬人，其佔總人口比率也提高到6.21%（內政部，1991）。一般而言，老人之健康狀況普遍較差。人口的老化將使得醫療需求增加（羅紀琮，1991）。而全民健保的推行，亦會因降低民衆就醫所必須支付的貨幣價格，使得醫療需求增加（楊志良，1981；呂繁等，1990）。據估計，民國83年底全民健康保險的推展工作完成時，全民健保體系所花費的支出將高達3,000億元，佔國內生產毛額的5.03%（經建會，1990）。不過，上述數字仍然低估了全體國民的醫療費用。因為除了龐大的保險體系支付外，在現行的保險制度與文化背景下，一般民衆也必須負擔部份的醫療費用。對身體狀況日趨不良的老人而言，其自付醫療費用如上所述似乎並未因全民健保的推行而有大幅的舒減。因此，健康保險對老人自付醫療費用的影響，變成一個迫切值得研究的課題。

本文主要目的，旨在探討老人自付醫療費用的決定因素，我們將利用民國78年主計處的「老人狀況調查」資料，進行實證估計。分析的重點主要有下列三方面：(1)老人的自付醫療費用有多少？是否會因支出過鉅而失去健康保險的原意？(2)健康保險對老人自付醫療費用的影響程度有多大？(3)保險以外尚有那些因素會影響老人的自付醫療費用。

本文共分六節。第二節首先利用簡單的經濟分析方法，說明影響老人自付醫療費用的因素，並提供實證分析的理論基礎。第三節則說明臺灣的健康保險制度，以及其在實際運作時對老人醫療費用負擔的影響。第四節則說明主計處「老人狀況調查」資料的特性，並對老人的自付醫療費用，提出一些簡單的統計分析。第五節則說明本文所使用的計量實證方法。在實證中，本文將利用 Heckman 樣本選擇 (sample selection) 模型分析老人自付醫療費用的

決定因素。最後，第六節就本文的研究結果，作一綜合結論，並討論其對全民健康保險制度的政策涵義。

二、老人自付醫療費用的決定因素

1. 分析架構

本節利用Becker(1965)所提出家庭生產函數(household production function)的分析架構，說明老人自付醫療費用的決定因素。根據Becker(1965)的理論，消費者從市場中購買各種物品或服務，並結合自己的時間，生產出各種能產生效用的「消費品」(commodity)。同時，消費者在所得預算與時間的限制下，追求其個人效用水準的最大。在此一架構下，老人的效用函數，家庭生產函數、所得預算限制式與時間限制式可以分別表示如下：

$$\begin{aligned}
 (1) \quad & U = U(H, Z) \\
 (2) \quad & H = F(M, T_h; \delta) \\
 (3) \quad & Z = G(X, T_z; \delta) \\
 (4) \quad & (1 - \alpha)P_m M + P_x X = R = N + T_w W \\
 (5) \quad & T = T_w + T_h + T_z
 \end{aligned}$$

式中， U = 老人的效用水準，

H = 老人的健康，

Z = 其它能使老人獲得效用的消費品，

M = 從市場上可購得的醫療服務(medical services)，

包括門診、住院的服務及成藥的購買，

X = 市場上醫療以外的其它物品，

T_h = 老人用於生產健康所花費的時間，

T_z = 老人用於生產其它消費品的時間，

- δ = 影響老人在非市場部門生產效率的環境變數，
 T_w = 老人用於工作的時間，
 R = 老人可支用的總貨幣所得，
 P_m = 每單位醫療服務的貨幣價格，
 P_x = 每單位 X 物品的貨幣價格，
 α = 健康保險的給付比率 (coverage rate)， $0 \leq \alpha \leq 1$ ，
 W = 老人每小時的工資率，
 N = 老人的非薪資所得，
 T = 老人可支用的總時間。

式(1)表示能使老人獲得效用的消費品有兩項：一是健康，另一項則是其它各種消費品，爲了分析上的方便，我們可將 Z 視爲複合消費品 (composite commodity)。我們假定 $U_h > 0, U_z > 0, U_{hh} < 0, U_{zz} < 0$ ，表示老人所消費兩種消費品的邊際效用皆大於 0，同時邊際效用遞減。式(2)則表示，老人的健康係透過其在市場上購買「醫療服務」，並加上前往就醫的「時間」所生產而得。¹ 而老人生產健康的技術效率，則受到環境變數 (如教育程度與老人健康狀況) 的影響。式(3)所代表的意義則與式(2)類似。

而在式(4)中， α 則代表老人所享有的健康保險或就醫優待的指標。如果 $\alpha = 0$ ，表示老人並沒有任何健康保險或就醫優待，此時老人就醫時的自付醫療費用即等於市場上醫療服務的貨幣價格。而如果 $\alpha = 1$ ，表示老人所享有的健康保險是完全給付 (full coverage)，此時老人就醫的自付醫療價格爲 0。而介於上述二者之間的情形 ($0 < \alpha < 1$)，則表示老人享有某種程度的就醫優待，或者享有健康保險，但必須自己負擔一部份的醫療價格。此時老人的自付醫療價格 $[(1 - \alpha)P_m]$ 小於市場的醫療價格 (P_m)。同時， α 愈大，表示老人健康保險的給付程度愈高或就醫優待的程度愈高，因此老人的自付醫療價格就愈低。根據上述說明，式(4)即表示老人用於購買其它物品的支出與自付醫療費用的總合，應等於老人可支用的貨幣所得。² 而老人可支用的貨幣所得，則等於其非薪資所得加上工作的薪資所得。³ 至於式(5)則代表老

人的時間限制條件，表示老人用於工作的時間，加上其花在就醫時間與生產 Z 產品的時間，等於其可支用的總時間。

根據上述架構，消費者購買醫療服務的目的，並不是需要醫療服務本身，而是需要「健康」。⁴ 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伸需求(derived demand)。而為了簡化分析，我們進一步假定老人之家庭生產函數皆為 Leontiff 固定係數的生產技術型式，即

$$(2') \quad H = \min \left(\frac{M}{a}, \frac{T_h}{t} \right)$$

$$(3') \quad Z = \min \left(\frac{X}{b}, \frac{T_z}{s} \right)$$

式中， a, t, b, s 代表家庭生產過程中，要素投入的技術參數，其中 a 表示生產一單位健康所需的醫療服務要素投入， t 表示生產一單位健康所需花費的時間，⁵ 至於 b 與 s 所代表的意義則與上述類似。式(2')說明老人在生產健康的過程中，所使用的時間與醫療服務要素單位投入係呈固定的比率($\frac{t}{a}$)。因此，我們可將上述生產要素投入的比率標準化，假定 $a = 1$ 。式(3')的關係亦與上述類似，因此我們亦可假定 $b = 1$ 。透過上述簡化假設，我們可將式(1)至式(5)簡化成下列模型：⁶

$$(6) \quad \text{Max } U(M, X)$$

$$(7) \quad \text{s.t. } [(1 - \alpha)P_m + Wt]M + (P_x + Ws)X = N + WT$$

根據上述模型的一階條件，可得如下關係：

$$(8) \quad U_m + \mu[(1 - \alpha)P_m + Wt] = 0$$

$$(9) \quad U_x + \mu(P_x + Ws) = 0$$

$$(10) \quad [(1 - \alpha)P_m + Wt]M + (P_x + Ws)X - (N + WT) = 0$$

式中， μ 為 Lagrange 乘數 ($\mu < 0$)。式(8)表示老人會選擇購買醫療服務，使其所獲得的邊際效用 (U_m) 等於其所放棄的貨幣所得與時間成本的邊際效用 $\{\mu[(1 - \alpha)P_m + Wt]\}$ 。式(9)所表示的經濟意義亦與上述類似。綜合式(8)與式(9)的關係，可得 $\frac{U_m}{U_x} = \frac{[(1 - \alpha)P_m + Wt]}{(P_x + Ws)}$ ，表示老人對 M 與 X 兩種物品的最適消費量，要滿足兩種物品的邊際效用比率等於老人購買此兩種物品的相對價格比率。而此處所指的價格，除了市場上的貨幣價格以外，尚包括老人購買該項物品所花費的時間成本。而式(10)則是由老人貨幣所得的限制式與時間限制式綜合而成，表示老人花在購買 M 與 X 兩種物品的貨幣支出與時間成本，等於其全所得 (full income)，以獲取最大的效用。⁷

在二階條件滿足的假定，⁸ 以及上述一階條件的關係下，可得老人最適醫療服務的購買量 (M^*) 是物品的市場價格 (P_m, P_x)、健康保險給付程度 (α)、非薪資所得 (N)、工資 (W) 與其他環境變數 (δ) 的函數，⁹ 也就是

$$(11) \quad M^* = M(\alpha, P_m, P_x, N, W; \delta)$$

根據上述關係，老人的最適自付醫療費用 (E) 即可表示如下：

$$(12) \quad E^* = (1 - \alpha)P_m M(\alpha, P_m, P_x, N, W; \delta)$$

由式(12)的關係顯示，影響老人自付醫療費用的因素，主要有下列三項：(1) 健康保險的給付程度 (α)；(2) 醫療服務的價格 (P_m)；(3) 老人

就醫的次數 (M)。由於在橫斷面的分析中，對個別的老人而言，醫療服務的價格皆是由市場力量所決定的固定值，因而每一老人所面對的醫療價格皆相同，因此本文以下的分析將醫療服務的價格省略。至於健康保險的給付程度與就醫次數，則隨老人特性之不同而有所差異，因此有進一步詳加申述之必要。

2. 健康保險的影響

將式(12)對 α 微分，可得如下結果：

$$(13) \quad \frac{dE^*}{d\alpha} = -P_m M + (1 - \alpha)P_m \frac{dM}{d\alpha}$$

式(13)右邊第一項表示，健康保險給付程度提高後，將使老人在原有的醫療需求之下，所需自行負擔的醫療費用降低，故可稱為支出減少效果。而式(13)右邊的第二項則表示，健康保險給付程度提高後，老人的醫療需求將增加，¹⁰ 進而使老人的自付醫療費用增加，故可稱為需求擴張效果。如果支出減少效果大過需求擴張效果，則式(13)的符號即小於0，表示健康保險的給付程度提高後，老人花在醫療照護上的自付費用將降低。相反的，如果需求擴張效果大過支出減少效果，則式(13)的符號即大於0，表示健康保險的給付程度提高後，老人的自付醫療費用將更為增多。將上述條件化為彈性關係，可得如下結果：

$$(14) \quad \frac{dE^*}{d\alpha} \geq 0 \quad \text{if} \quad \xi_{m\alpha} \geq \frac{\alpha}{1 - \alpha}$$

式(14)中， $\xi_{m\alpha} = \left(\frac{dM}{d\alpha}\right)\left(\frac{\alpha}{M}\right)$ ，表示健康保險給付程度變動1%後所引起醫療需求變化的百分比，故可稱為醫療需求的保險彈性。保險彈性愈大，健康保險給付程度提高後所導致的需求擴張效果愈大，老人自付醫療費用增加的可能性就愈大，反之亦同。上述分析結果顯示，在特定條件下(醫療需

求的保險彈性很大，同時 $\alpha < 1$ ），健康保險給付程度提高後，老人的自付醫療費用未必會降低。

而實際上，除了老人是否已參加健康保險的因素之外，尚有許多制度性的因素會影響到老人健康保險的給付程度，進而影響到老人的自付醫療費用。這些因素主要有下列各項：

(1) 健康保險的部份負擔制度。如前文分析所述，實施健康保險之後，消費者的醫療需求將隨之增加，因而易造成醫療資源浪費的現象。爲了避免此一問題，許多健康保險制度皆採用部份負擔(coinsurance)的方式，以抑制醫療需求的擴張(Manning et al., 1987)。而所謂的部份負擔，係指被保險人在就醫時，亦必須自行負擔某一比例的醫療費用，其餘的費用才由承保機構負責支付。因此，部份負擔比例的大小，亦會影響到被保險人的自付醫療費用。而部份負擔比率愈大，健康保險所具有的支出減少效果就愈小，而需求的擴張效果也會愈小。在支出減少效果大於需求擴張效果的條件下，部份負擔率愈高(α 愈低)，老人的自付醫療費用就愈高。¹¹

(2) 給付條件。除了上述的部份負擔方式以外，健康保險亦常以限制給付項目的方式，來避免醫療資源的浪費。因此，健康保險的給付條件，亦會影響到老人的自付醫療費用。一般健康保險不給付的項目，主要有下列特性：(a) 價格彈性較大，利用量較難控制者，例如假牙、非外傷治療性齒列矯正、眼鏡及助聽器等；(b) 高科技醫療項目，如器官移植；(c) 屬於個人特別需求者，如特別護士或病房費差額；(d) 非醫師處方藥，如感冒藥及胃乳片等一般成藥(經建會，1990：33-35；Feldstein，1983：123-125)。在此一情況下，老人就醫項目如不在給付範圍之內，或老人有複向的求醫行爲(如看西醫的同時亦自行購買成藥)，即使得老人雖有健康保險，但仍必須自行負擔醫療費用。

(3) 就醫時間與醫療機構分佈的限制。如前文分析所述，實施健康保險之後，一般民衆的醫療需求會增加，而如果整體的醫療資源(供給)並未增加，則可預見的是一般民衆就醫所必須花費的等待時間必定隨之增加。另一

方面，在健康保險制度下，消費者購買醫療服務的貨幣成本將大幅降低(甚或完全沒有)，就醫所花費的時間成本則相對增加(Acton, 1975)。因此，當消費者爲了要享受保險給付(或就醫優待)而必須花費漫長的等待時間時，有些消費者即寧可自己花錢看病，以節省就醫的等待時間。在上述替代效果的作用下，消費者雖然有健康保險，但仍有可能必須自行負擔醫療費用。而上述情形是否會發生，除了取決於消費者的工資率(時間成本)以外，主要是受到醫療資源可近性(accessibility)的影響。如果有健康保險給付的醫療機構分佈很不平均或很少，一般民衆前往就醫甚爲不便(交通時間長)，或等待時間甚久，則消費者就不易享受健康保險或就醫優待的福利，易形成有保險卻無醫師可看的情形。此時，消費者只能前往沒有健康保險給付的醫院(或診所)就醫，其醫療費用就必須自行支付。

(4) 支付制度(reimbursement system)。在有健康保險的情況下，醫療供給者(如醫師或醫院)在提供醫療服務後，付款者通常不是消費者，而是承保健康保險的機構，形成了第三方付費(third party reimbursement)的現象。在此情況下，承保健康保險的機構就取得醫療市場上的專買(monopsony)地位，因此，對市場價格就具有決定權。而爲了避免醫療資源的浪費，一般承保機構通常會捨棄傳統市場上看病付費的制度(fee for services)，而改按預先設定的支付標準付費(Prospective Payment System, 以下簡稱PPS)(Ellis and McGuire, 1988)。但因在PPS制度下，支付費用的設定，不易有客觀的標準，同時一經公佈即不易隨時調整，使承保機構所訂的支付標準常不符合消費者的實際需要，易造成醫療供給者向消費者索取差價的現象。在此情況下，消費者雖然有健康保險，仍有可能必須自行支付部份的醫療費用。

3. 就醫次數的影響

根據式(12)的關係，在其它情況不變的條件下，就醫次數愈多，老人的自付醫療費用愈高。而影響老人就醫次數的因素，除了前節分析架構中所強調的保險，以及一般經濟理論所強調的所得與價格等因素以外，文獻上尚有許多影響老人就醫次數的因素，如老人的健康狀態、教育程度、年齡、性別

與醫療可近性等環境變數。以下即利用Grossman(1972)的理論及其他相關的文獻，說明上述環境變數對老人醫療需求的影響。

(1) 健康狀態。如前文所述，消費者購買醫療服務的目的是為了「健康」，故消費者的健康狀態即是影響消費者就醫次數多寡的最主要因素(Andersen and Newman, 1973; Manning, et al., 1982)。消費者的健康狀態愈差，其為了生產「健康」，所需投入的要素愈多，因此消費者的醫療需求就愈高。

(2) 教育程度。根據Grossman(1972)模型的觀點，「健康」可被視為一種以生產「健康時間」為產出的資本財，而消費者可以經由投資(購買醫療服務)來改變其健康資本的存量。因此，消費者在家庭生產函數的技術、時間與所得的限制之下，會選擇一個最適的健康資本存量，使其效用達到最大。根據上述模型，消費者的最適資本存量，即是由健康資本的使用者成本(以毛投資的價格表示)等於健康資本的邊際效率(marginal efficiency)來決定。¹²健康資本的邊際效率愈高，消費者對健康資本的需求就愈高。一般而言，教育程度愈高者，其健康生產函數的生產效率愈高，因此其健康資本的邊際效率就愈高，故對健康的需求愈高。而在健康資本邊際效率的彈性小於一的條件下，消費者在生產健康時，會以技術進步代替生產因素(醫療服務)的投入，因而醫療需求反而降低。故教育程度愈高者，其醫療需求愈低。

(3) 年齡。一般而言，健康資本會隨著年歲的增長而折損，因此健康資本的折舊率通常會隨著年齡的增加而增加。故年齡愈大者，其健康資本的使用者成本愈高，因此對健康資本的需求愈低。但另一方面，年齡愈長者，其健康資本的存量也消耗愈快(亦即健康的供給愈少)。如果實際健康資本存量的減少大於健康需求的減少，¹³則消費者即會以增加醫療需求來補其不足。因此消費者的年齡愈大，其對醫療需求就愈高。

(4) 性別。許多實證研究的文獻皆指出，女性的就醫次數較男性多，而且此種差異在控制女性的特殊生理需求後，亦仍然存在(Fuchs, 1974)。Sindelar(1982)的研究則認為，女性醫療利用率較高的原因，主要是婦女的勞

動參與率較男性低，因此大部份男性在家裡皆可獲得配偶的照顧。此一趨勢可使男性較容易以家庭照護代替市場上的醫療照護，因而男性的醫療需求較女性低。不過，勞動參與率的差異在老年階段並不顯著，對醫療需求可能也不構成差異。

(5)醫療可近性。如前文分析所述，醫療資源分佈較平均的地區，消費者前往就醫的時間成本較低，因此消費者的醫療需求較高。而一般醫療資源分佈較平均的地區皆屬都市地區，鄉村則否，故居住在都市地區的居民，其對醫療的需求較高。另外，醫療可近性亦受到資訊的影響。而資訊可分為兩類，一是消費者所擁有的健康資訊，另一類則是有關醫療供給者(醫師或醫院)特性的訊息。前者係指消費者對各種疾病症狀的瞭解程度，如果消費者的健康資訊愈多，對各種疾病的可能症狀瞭解的就愈多，則消費者會認為購買醫療服務的生產力愈高，因此，消費者前往就醫的可能性就愈大(Kenkel, 1990)。而後者係指消費者對醫療資源分佈狀況及其它相關特性(如醫師的能力)的瞭解程度(Pauly and Satterthwaite, 1981)。如果消費者對醫療資源分佈狀況所擁有的資訊愈多，則消費者利用該項醫療資源的可能性就愈大。

三、臺灣老人之健康保險

現行我國並未有專屬老人之健康保險制度，老人所享有之健康保險，係依其就業狀況或家庭特性，分別隸屬於國內現有的各種健康保險制度。¹⁴表一即說明臺灣老人之健康保險狀況。從表一的統計顯示，至民國78年底，臺灣地區仍有45%的老人，沒有任何健康保險。而在有健康保險的老人當中，有一半係屬於農民健康保險。同時，在農民健康保險的所有被保險人當中，65歲以上的老人約佔四分之一，顯示農民健康保險嘉惠最多臺灣的老人。另外，各約有一成左右的老人，分別隸屬於公保體系與榮民及眷屬就醫優待。而有勞工保險的老人只佔3%。在勞工保險的所有被保險人口中，也只佔0.5%。至於享受軍人眷屬就醫優待的老人，則只佔1%。

從表一的分析顯示，現行我國的健康保險制度，主要包括公保、勞保

表一：民國78年底臺灣老人之健康保險狀況（單位：千人）

保 險 狀 況	全部人口(1)	65歲以上人口		老年人口所佔 比率[(2)/(1)]x100
		人數(2)	百分比	
公保及其各類附屬保險	1,042	126	10.6	12.1
勞工（含漁民）保險	6,550	36	3.0	0.5
農民健康保險	1,344	314	26.4	23.4
軍保及軍人眷屬就醫優待	NA*	12	1.0	—
榮民及眷屬就醫優待	NA*	134	11.3	—
含健康保險之人壽保險	NA*	13	1.1	—
其他	NA*	12	1.0	—
無	NA*	541	45.5	—
總計	20,107	1,188	100.0	5.9

* 表示資料無法取得。

資料來源：行政院主計處（1990），臺灣地區老人狀況調查報告。

中央信託局（1990），公務人員保險統計。

台閩地區勞工保險局（1990），台閩地區勞工保險統計。

與農保等三大體系。其中以勞保體系的被保險人最多，約占全國總人口的三分之一，其次是農保與公保。至於含健康保險之人壽保險與其他保險，因其所佔比例不高，同時保險內容差異性甚大，本文將不予深入討論。有關公、勞、農保等三種健康保險制度及軍、榮民就醫優待對老人自付醫療費用的影響，則因制度不同而有差異。說明如下：

1. 部份負擔制度

現行勞工保險與農民健康保險制度，皆尚未採行部份負擔的辦法。至於公保體系中，公務人員本人、退休人員與私立學校教職員等三種保險，亦無部份負擔之規定。但是同屬公保體系的其他六種保險制度，被保險人則必須自行負擔門診藥費的10%。¹⁵ 另外，上述各種保險皆要求被保險人自行負擔掛號費，而公保體系則另要求被保險人負擔住院30日內半數及30日以上之全額伙食費（經建會，1990：149）。而榮民眷屬若至榮民醫院就醫，其必須自行負擔的醫療費用，則隨醫療項目而有不同，平均約在40%到70%之間。

2. 給付條件

現行三種主要健康保險體系所提供的醫療給付項目大部份相近，包括診察、檢查、檢驗、會診、手術、藥劑、材料、處置治療、護理及住院的病房、膳食等。¹⁶但因不同保險體系的承保機構不同，其給付項目仍不完全相同，其中與老人有關的差異，主要有下列五項：(1)公保除了一般傷病治療的給付外，另包括健康檢查，而勞、農保則無；(2)勞保對於區域外就醫予以給付，公保則不給付；(3)勞保的給付項目包括義肢，公保則否；(4)公保已給付部份高科技的醫療項目，如核磁共振，而勞保則否；(5)喉片類的藥劑，公保一律不給付，但勞保則給付部份此類藥劑(經建會，1990：105-106)。

3. 就醫時間與醫療資源的分佈

目前無健康保險，但享有軍、榮民及眷屬就醫優待的老人，其就醫的地點以榮民醫院或軍方的醫院為主。上述老人若至其他公立醫院就診，其所能享受的優待，則視各醫院的規定而有不同。至於公保體系，則因其在臺北市、臺中市、臺南市、高雄市與花蓮市皆設有專屬的聯合門診中心，居住在上述地區的老人，必須前往聯合門診中心就醫才能獲得醫療給付。上述特定就醫地點的限制，使被保險人就醫時所必須花費的交通時間與等待時間相對較多，因此被保險人至其他醫療院所自己付錢看病的可能性較大。¹⁷而居住在未設有聯合門診中心地區的公保被保險人，以及所有的勞、農保的被保險人，其就醫則必須前往特約醫療機構。由於特約醫療機構的分佈較為分散，因此病人就醫所花費的交通時間相對較少，但就醫機構仍受整體醫療資源分佈不均的限制。¹⁸

4. 支付制度

雖然我國公、勞、農保等三種健康保險的醫療費用支付制度並不完全相同，但其基本原則均是採論量計酬的方式。而醫療費用支付標準的訂定，在早期皆依照賣方(醫療供給者)已有的收費標準，近年來則改由買方(承保機構)根據點數訂價。所謂點數制即是承保機構依照各項診療行為的相對困難程度，訂定其相對支付點數。例如勞保甲、乙、丙表制度即屬之。¹⁹另一方面，為了控制醫療費用在合理範圍內，並簡化行政手續，公保訂有平均費用

的規定，而勞保則有免審範圍的限制。此一規定使公、勞保的醫療費用支付制度，兼具論量計酬與論次計酬的特色(經建會，1990：256)。儘管如此，上述各項支付標準，並未有合理的成本分析基礎，同時各種保險調整支付標準的時機並不完全相同(經建會，1990：256-257)。此一現象常造成同一時期內不同的保險體系有不同的支付標準，因而易造成醫師向病人索取差價的現象。

四、資料說明與統計分析

1. 資料來源

本文的實証資料，係來自行政院主計處在民國78年12月人力資源調查所附帶舉辦之「老人狀況調查」。該調查以臺灣地區普通住戶或共同事業戶內之15歲或以上，自由從事經濟活動之本國籍民間人口為母體，採分層二段隨機抽樣法選取樣本。第一階段是從臺灣地區7,365村里中抽取502村里為樣本村里；第二階段是從樣本村里選取樣本戶，合計抽取約18,600戶，抽取率約為千分之四(主計處，1990：4)。

上述調查依樣本年齡區分成四組，即15-24歲組，25-49歲組，50-64歲組及65歲以上組。每組調查不同的問題，以提供青少年教育和就業以及老人福利的相關訊息。²⁰本研究祇選取65歲以上組為分析對象，共得5,121個樣本。

2. 樣本特性分析

表二顯示樣本老人之社會經濟特徵。樣本內以男性略為偏多，佔53%。此乃反應1950年代，大陸遷臺人口以男性士兵居多之現象。在年齡方面，以65-69歲老人為主，佔43.6%。其次為70-74歲老人，佔27.5%。而75歲以上老人所佔比例也不低，達28.9%。此類老人之身體狀況較差，可以歸類為老老人(陳肇男，1992)。老人之婚姻狀況以已婚者居多，佔58.6%。離婚或寡居者居次佔36.6%。而目前仍未婚者佔4.8%。主要成員可能是遷臺老兵。在居住安排方面，以與子女同住者佔多數，為65.5%。而獨居或僅與配偶同住

表二：老人狀況調查之樣本特徵

	樣 本		樣 本
<u>性別</u>			
男	53.1 % (2,719)	與親朋同住	2.3 % (120)
女	46.9 % (2,402)	住撫養、療養機構	1.2 % (59)
<u>年齡</u>		<u>保險狀況</u>	
65-69	43.6 % (2,233)	公保及其各類附屬保險	10.6 % (542)
70-74	27.5 % (1,410)	勞工（含漁民）保險	3.0 % (155)
75-79	18.2 % (932)	農民健康保險	25.8 % (1,319)
80以上	10.7 % (546)	軍人眷屬就醫優待	0.9 % (45)
<u>婚姻狀況</u>		榮民及眷屬就醫優待	10.5 % (536)
未婚	4.8 % (247)	含醫療保險之人壽保險	1.2 % (59)
已婚	58.6 % (3,000)	其他	1.1 % (56)
離寡	36.6 % (1,874)	無	47.0 % (2,409)
<u>教育程度</u>		<u>健康狀況</u>	
國小以下	83.2 % (4,260)	健康良好，鮮有病痛	57.7 % (2956)
初中以上	16.8 % (861)	健康不太好， 但不影響日常生活	37.8 % (1938)
<u>居住安排</u>		無自願能力， 需人照顧	4.4 % (227)
獨居	13.0 % (667)	<u>總計</u>	100.0 % (5,121)
僅與配偶同住	18.0 % (920)		
與子女同住	65.5 % (3,355)		

*括弧內表示樣本總數

者則高達31%。而與親朋同住者佔2.3%。另外，亦有1.2%的老人現住扶養或療養機構。而調查時，已有53%老人已參加健康保險或享有就醫優待，其分佈狀況則與表一所列的母體統計相似。²¹至於在健康情況方面，受訪老人自認健康狀況良好，鮮有病痛者，佔57.7%。另外有37.8%的老人，雖然其自覺健康狀況不太好，但尚不致影響日常生活。而無自顧能力需人照顧的老人，只佔4.4%。

在就醫行為方面，表三的分析顯示，已參加健康保險者(及享有就醫優待者)的就醫次數多於無健康保險的老人，與一般文獻的分析結果相同(Ehrlich & Becker, 1972; Pauly, 1986; 楊志良, 1981; 呂榮等, 1990)。就全部樣本來看，老人在調查前之3個月的看病次數(含中、西醫)呈左偏的反J形。45.1%的老人不曾看過病，看1-3次病的佔27.6%，4-5次者下降為14.9%，7-9次者，再下降為3.2%，而10次以上者則升為9.2%，使得每位老人之平均看病次數變成3.1次。而若只就曾經看過病的樣本來看，臺灣地區老人之平均就醫次數為5.6次，或平均每人每月看2次醫生。

表三也顯示出有健康保險老人之看病次數較多之癥結所在。在看病1-3次方面，兩者並無顯著差異。而看病次數4次或以上者，有健康保險者所佔之比例偏高，約佔三分之一。在無健康保險之老人方面，高頻率使用者的比例不及四分之一。這種差異的行為有可能是起因於老人所患多為慢性病，有健康保險則多看病多吃藥。若無健康保險則拖一拖，減少看病次數，以節省開支。

在住院天數方面，表三顯示，整體而言，在調查前之三個月內祇有4.4%的老人曾住過院，住院天數從1至90天都有。相對均勻的分散在1週，2週，3-4週及1個月以上四組裡。而平均住院天數則為22天。不過，表三也指出有健康保險老人之住院天數顯著多於無健康保險之老人。不管住院1週，2週，乃至於1個月以上，有健康保險者所佔比例都高於無健康保險者。而有健康保險之老人，其平均住院天數為26天，遠超過無健康保險者的平均住院天數。

表三：健康保險與老人之就醫行為

	有健康保險*	無健康保險	總計
<u>看病次數分配</u>			
0	1120 (41.3)	1185 (49.2)	2305 (45.1)
1-3	755 (27.8)	661 (27.4)	1416 (27.6)
4-6	445 (16.4)	320 (13.3)	765 (14.9)
7-9	100 (3.7)	65 (2.7)	165 (3.2)
10+	292 (10.8)	178 (7.4)	470 (9.2)
合計	2712 (100.0)	2409 (100.0)	5121 (100.0)
卡方值		45.81 ^{***} (4)	
<u>平均就醫次數 (所有樣本)</u>	3.5	2.6	3.1
<u>平均就醫次數 (就醫者樣本)</u>	5.9	5.1	5.6
<u>住院天數分配</u>			
0	2562 (94.5)	2334 (96.9)	4896 (95.6)
1-7	47 (1.8)	34 (1.4)	81 (1.6)
8-14	31 (1.1)	14 (0.6)	45 (0.8)
15-30	39 (1.4)	23 (1.0)	62 (1.2)
30+	33 (1.2)	4 (0.2)	37 (0.7)
合計	2712 (100.0)	2409 (100.0)	5121 (100.0)
卡方值		28.16 ^{***} (4)	
<u>平均住院天數 (有住院者樣本)</u>	26.1	13.7	22.0

*含有就醫優待者

**表示符合1%的顯著水準。

***括弧內代表百分比。

3. 老人之自付醫療費用

表四按老人之保險狀況、健康狀況及其它社會經濟特性，分析老人自付醫療費用的變化情形。表四的分析顯示，在訪視前3個月，有55%的老人曾經就醫(含門診與住院)，而在有就醫者當中，平均每位老人自付4,691元的費用。而若按有無健康保險區分，表四則顯示有健康保險老人之自付門診與住院費用顯著低於無保險者。這主要是因為將近一半有健康保險的老人，其就醫時的自付醫療費用為0，而另外一半要付費的老人亦可能只負擔部份的醫療費用。至於無健康保險的老人在就醫時，幾乎全部皆要付費，而且必須負擔全部的醫療費用。表四的分析顯示，有健康保險者在過去3個月內，平均支出3,143元。而無健康保險者之支出則為6,704元，約為有健康保險者的兩倍。

在各類健康保險中，以勞保之自付門診與住院支出為最高，3個月平均支出4,186元。²²可能是勞保之審核較嚴，以致醫師將超額成本轉嫁到個人身上。農保與公保之自付額分居二、三名。而自付額最低的是軍眷，平均僅付出1,355元。榮民及其眷屬之自付額為次低，有就醫者3月內平均支出1,573元。顯示軍眷就醫優待與榮民及眷屬就醫優待比較優惠。

老人除了門診與住院自付支出外，還有自購成藥的開銷。表四顯示，臺灣地區有43.3%的老人，在受訪之前1個月內，曾經自購成藥，而其每月自購成藥或補藥平均支出為1,196元。²³表四也指出，有健康保險與無健康保險者之每月自購成藥平均支出都為1,200元左右，並無顯著差別。我們據此認為有保險者之自購成藥行為並不是因時間及距離等障礙，而不利用保險就醫，應該是中國人複向求醫行為所引起的支出。

在各類健康保險投保老人中，以軍眷及勞保兩者之自購成藥支出較高，接近1,600元；而以榮民榮眷之支出為最低，祇有1,049元。高低之間差額並不大，變異的情形與前述門診住院費用的變異也不相關。因此，我們更進一步認為自購成藥行為，應該是複向求醫所導致的。

綜合上述門診與住院費用及自購成藥的支出，老人每個月的平均自付醫

表四：老人的特性與老人的自付醫療費用

老人的特性	總樣本人數	住院門診（受訪前三個月）			購買成藥（受訪前一個月）	
		就醫比率 (%) ¹	付費比率 (%) ²	平均支出金額 (元) ³	買成藥比率 (%) ⁴	平均支出金額 (元)
所有樣本	5,121	55.0	72.9	4,691	43.3	1,196
保險狀況						
公保	542	53.1	61.5	1,982	33.2	1,137
勞保	155	58.1	47.8	4,186	34.8	1,565
農保	1,319	62.1	53.2	3,548	47.2	1,234
軍人眷屬就醫優待	45	64.4	82.8	1,355	33.3	1,577
榮民及眷屬就醫優待	536	55.8	40.1	1,573	31.5	1,049
含醫療保險之人壽保險	59	37.3	77.3	15,419	42.3	912
其他	56	80.4	62.2	6,714	33.9	1,276
有健康保險合計	2,712	58.7	53.1	3,143	40.0	1,203
無健康保險	2,409	50.8	98.6	6,704	47.0	1,190
健康狀況						
健康良 ⁵	2,956	36.5	69.2	1,585	34.3	831
健康可 ⁶	1,938	80.0	73.9	4,782	56.0	1,392
健康差 ⁷	227	81.9	85.5	21,964	52.4	2,517
教育程度						
國小以下	4,260	56.8	75.0	5,075	46.1	1,193
初中以上	861	46.2	59.8	2,356	30.1	1,221
年齡						
年輕老人 (65-74)	3,643	52.8	70.0	4,321	43.0	1,167
老老人 (75以上)	1,478	60.3	79.0	5,489	44.5	1,266
性別						
男性	2,719	52.7	65.6	3,928	41.1	1,089
女性	2,402	57.5	80.4	5,482	46.0	1,305
居住地區						
都市地區 ⁸	2,406	49.2	75.8	5,652	37.4	1,318
鄉村地區	2,715	60.1	70.7	3,993	48.7	1,113

1. 指受訪前三個月曾經就醫者佔所有樣本人數的比率。
2. 指自付費用大於 0 者佔曾去就醫者的比率。
3. 此一平均支出金額係就所有曾就醫者的樣本計算。
4. 指受訪前一個月曾經自購成藥者佔所有樣本人數的比率。
5. 指健康良好，鮮有病痛。
6. 指健康不太好，但尚不至影響日常生活。
7. 指無自顧能力，需人照顧。
8. 指老人居住地區為人口十萬人以上之市鎮。

療費用合計為2,760元。其中有健康保險者的平均支出為2,251元，而無健康保險者的平均支出為3,425元。此一結果顯示，有健康保險老人的平均自付醫療費用(含住院、門診及成藥支出)，只較無健康保險老人的平均醫療費用減少約三分之一。

至於在健康狀況方面的差異，表四的分析顯示，老人的自付醫療費用會因健康狀況的變化而做倍數的增加。首先，就門診住院自付額來看，健康狀況良好的老人，其平均支出為1,585元。但當健康狀況一轉變為可，平均支出約增加為三倍。如健康狀況再轉為差，支出再做倍數的變化，平均3個月內支出21,964元，約為健康狀況為可之老人的四倍半。同時，就醫者必須自付醫療費用的比率，也隨老人健康狀況之惡化而提高。其次，就成藥支出金額來看，也是因健康狀況而呈倍數增加。健康狀況為良的老人，每月支八百餘元。如健康狀況轉為可，每月成藥支出增加近一倍，約為1,400元。健康再惡化為差，每月成藥支出也再增加近一倍，變成二千五百餘元。從上述的分析顯示，健康狀況是影響老人自付醫療費用的重要因素。

另外，表四亦探討社經變數對老人自付醫療費用的影響。在教育程度方面，我們發現低教育程度老人之就醫率與付費率都相對高於高教育程度老人。在門診與住院之自付額也顯著較高，祇有成藥支出差異不大。表四顯示，56.8%的國小或以下教育程度老人，在受訪者3個月內曾看病或住院。而在上述就醫者當中，75%曾經付費；所有就醫者的平均支出為5,075元。而初中或以上教育程度老人，僅有46.2%曾看病或住院。其中59.8%老人因之而付費。3個月平均支出祇有2,356元。此一結果與前節理論分析的預期相符合。另外，在成藥支出方面，46.1%的低教育程度老人曾購買成藥，平均每月支出1,193元。初中或以上老人，祇有30%曾自購成藥，每月平均支出為1,221元。兩者差異並不顯著。

在年齡方面，表四顯示，75歲以上的老老人，其就醫率、付費率及3個月平均門診及住院自付額分別為60.3%，79%及5,489元。二者均高於相對應年輕老人之52.8%，70%及4,321元。此一趨勢仍反映老老人健康狀況不佳的

事實。而在成藥支出方面，年齡對購買成藥的比率及平均支出金額並無顯著影響。

在性別方面，女性之就醫率及付費率均高於男性，所以自付醫療費用自然也高於男性。在門診與住院方面，女性之就醫率、付費率及3月平均支出分別為57.5%，80.4%及5,482元(見表四)。男性之相對數字分別為52.7%，65.6%及3,928元。在購買成藥方面，46%的女性會自購成藥，每月平均支出1,305元，均高於男性之41.1%及1,089元。上述結果與一般文獻所顯示的趨勢相同(Fuchs, 1974)。

最後，表四顯示都市老人之就醫率雖然低於鄉村老人，但平均自付醫療費用卻較高。在3個月內，49.2%之都市老人曾看病或住院，低於鄉村老人之60.1%。而必需自付費用之比例，都市則高於鄉村(75.8%比70.7%)。同時，都市老人在3月內平均自付5,652元，遠高於鄉村老人的3,993元。此一結果顯示在有就醫者當中，都市老人的醫療需求量較鄉村老人高，與前述理論分析的結果一致。在成藥支出方面，也觀察到相同情形。都市老人之購買成藥比率低於鄉村老人(37.4%比48.7%)，但是都市老人卻平均每月支出1,318元，高於鄉村老人之1,113元。

五、計量實証分析

1. 計量模型

本節將針對受訪前3個月曾經就醫的老人，實証估計其自付醫療費用的決定因素。²⁴ 本文所使用的計量模型，係由下列二條迴歸式所構成：

$$(15) \quad Y = x_1\beta + u$$

$$(16) \quad I^* = x_2\gamma + v$$

式中， x_1 與 x_2 為解釋變數向量， β 與 γ 則是待估計的參數， u 與 v 則為殘差項， Y 則代表老人的自付醫療費用，而 I^* 則代表老人是否需自己付費的指數。事實上， I^* 是一個無法觀察得到的指數(latent index)，但有一可觀察的二分變數(I)與 I^* 相對應，其關係如下：

$$(17) \quad \begin{aligned} I &= 1 \quad \text{if} \quad I^* > 0 \text{ (老人要自付全部或部份的醫療費用)} \\ I &= 0 \quad \text{if} \quad I^* \leq 0 \text{ (老人不必自付醫療費用)} \end{aligned}$$

如前文分析所述，本文的資料中，將近一半有健康保險的老人，其就醫的自付醫療費用為0。因此，自付醫療費用為零的樣本與自付醫療費用大於零的樣本，並非是隨機性的樣本。在此一情況下，若只針對自付醫療費用大於零的樣本估計式(15)，所得到的估計結果會有偏誤。而若考慮所有就醫者的樣本，並利用傳統的普通最小平方法(OLS)估計式(15)，亦會得到偏誤的結果，因為上述方法會使得 Y 的分配有許多觀察值集中在零。為了避免上述問題，Heckman(1979)即指出，在估計式(15)的自付醫療費用時，必須考慮式(16)的樣本選擇過程，也就是估計

$$(18) \quad E(Y/I^* > 0) = x_1\beta + E(u/v > -x_2\gamma) = x_1\beta + \rho\sigma_u \left[\frac{\phi(x_2\gamma)}{\Phi(x_2\gamma)} \right]$$

式中， ϕ 與 Φ 分別代表標準常態分配的密度函數與分配函數。而式(18)的結果乃是根據 u 與 v 具有兩元常態分配特性的假設而得，其變異數分別為 σ_u^2 與 σ_v^2 ，而共變異數則為 $\rho^2\sigma_u^2\sigma_v^2$ 。因此，式(18)可改寫為

$$(19) \quad Y = x_1\beta + \theta\lambda + \varepsilon$$

式中 $E(\varepsilon) = 0$ ， $\lambda = \frac{\phi(x_2\gamma)}{\Phi(x_2\gamma)}$ ， $\theta = \rho\sigma_u$ 。

根據上述模型，Heckman所提出的估計程序如下：(1)利用所有的就醫者樣本資料，用Probit方法估計式(16)，以獲得 γ 的估計值；(2)利用前一步驟所獲得的Probit估計係數，計算每一觀察值的 λ 值；(3)用OLS方法，只針對自付醫療費用大於零的樣本，估計式(19)自付醫療費用的迴歸式，以獲得 β 與 θ 的估計值(Greene, 1990: 262)。

透過式(19)的估計，本文即可驗證前述理論上影響自付醫療費用的因素，是否可獲得實証資料的支持。²⁵表五即說明本文所使用各項解釋變數的定義及其樣本特性。而表中所列各項解釋變數產生的方式，及其在本文實証分析中所扮演的角色，則分述如下：

利用老人所參加的健康保險(或就醫優待)資料，本文設立了五個虛擬變數來代表老人的健康保險或就醫優待指標(α)。這五個虛擬變數分別是「公保」，「勞保」，「農保」，「軍榮民」與「其他」，而無健康保險者則做為對照組。如前文理論分析所述，享有健康保險或就醫優待者，其自付醫療費用不一定較無健康保險者的自付醫療費用低，故上述各項變數的預期符號並不確定。

除了健康保險狀況外，前文的理論分析亦顯示老人的健康狀況是影響其自付醫療費用的重要因素。本文可用於衡量老人健康狀況的變數有兩項，一是老人的自覺健康狀況，而另一項則是老人是否患病的指標。本文定義「健康可」與「健康差」兩個虛擬變數來代表老人的自覺健康狀態，而以健康良好，鮮有病痛者為對照組。而老人是否患病的指標，則以老人是否患有表五所列的14種疾病的虛擬變數來代表，而以未患有上列疾病者為對照組。另外，老人是否住院與購買成藥的次數亦可反映老人的健康狀態。同時，是否住院亦是影響老人自付醫療費用多寡的重要因素。故本文另定義虛擬變數「住院」來做為控制變數，並以未住院者為對照組。而「購藥次數」亦扮演類似的作用。上述各項虛擬變數值若為一(或連續變數的值較大者)，表示老人的健康狀況較差，故其對自付醫療費用的預期影響是正的。

至於老人的社會經濟特性方面，本文的資料包括老人的教育程度、年

表五：解釋變數的定義說明及其平均數與標準差

變數名稱	定 義 說 明	門診住院樣本		購買成藥樣本	
		平均數	標準差	平均數	標準差
<u>健康保險狀況</u>					
公保	公務人員保險及其各類附屬保險	0.10	0.30	0.08	0.27
勞保	勞工（含漁民）保險	0.03	0.16	0.02	0.15
農保	農民健康保險	0.29	0.45	0.28	0.45
軍榮民	軍人眷屬、榮民及榮民眷屬就醫優待	0.11	0.32	0.08	0.28
其他	含醫療保險之人壽保險及其他保險	0.02	0.15	0.02	0.14
<u>健康狀況</u>					
健康可	老人自認為健康不太好，但不影響日常生活	0.55	0.50	0.49	0.50
健康差	無自顧能力，需人照顧	0.07	0.25	0.05	0.22
有患病	最近三個月內至少曾患有下列十四種疾病之一種：腦中風、惡性腫瘤、心臟病、老年癡呆症、高血壓、關節炎或風濕症、糖尿病、氣喘、白內障或青光眼、肝膽疾病或結石、胃或十二指腸潰瘍、腎臟病、攝護腺腫大、皮膚病。	0.85	0.35	0.80	0.40
住院	最近三個月內曾經住院過	0.08	0.27	0.05	0.23
購藥次數*	每月自行購買成藥（含補藥）的次數	1.63	2.43	--	--
<u>社經特性</u>					
初中以上	老人的教育程度為初中以上	0.14	0.35	0.11	0.32
年齡*	老人的年齡	72.3	5.72	72.1	5.67
男性	老人的性別為男性	0.51	0.50	0.50	0.50
有配偶	老人的婚姻狀況為有配偶（含與人同居）	0.56	0.50	0.56	0.50
<u>醫療可近性</u>					
都市地區	老人居住地區為人口十萬人以上之市鎮	0.42	0.49	0.40	0.49
與子女同住	老人的居住方式為固定與某些子女同住或至子女家中輪住	0.65	0.48	0.66	0.47
樣本數		2,816		2,218	

*表示連續變數，其餘未標星號者皆為虛擬變數（dummy variable）。

齡、性別與婚姻狀況等四項。教育程度係以虛擬變數「初中以上」來代表，而以國小以下教育程度為對照組。前述的理論分析顯示，教育程度愈高者，其醫療需求愈低，故「初中以上」的預期符號是負的。而「年齡」變數則是以老人年齡來衡量的連續變數，其預期符號是正的。性別則以虛擬變數「男性」來代表，而以女性做為對照組。而一般研究皆觀察到女性的就醫次數較男性多，因此「男性」的預期符號是負的。而婚姻狀況的影響，則有二種可能管道：(1) 有配偶者通常較無配偶者能獲得較多的家庭照護(home care)，因此其對市場上的醫療照護需求較少；(2) 有配偶者亦可能較無配偶者能獲得較多的健康資訊，因此，有配偶者前往就醫的可能性就較大。上述兩者之作用剛好相反，使婚姻狀況變數的預期影響並無法事前確定。在本文資料中，我們以虛擬變數「有配偶」來代表老人的婚姻狀況，而以單身或離、寡者為對照組。

在醫療可近性的影響方面，我們則以老人的居住地區與居住安排來做為替代變數(proxy variables)。我們定義虛擬變數「都市地區」來代表老人的居住地區，而以居住在鄉村地區者為對照組。如前文理論分析所述，居住在都市地區的老人，其對醫療的需求較高，故此一變數的預期符號是正的。而老人的居住安排則會影響到老人獲取健康資訊或就醫資訊的管道。一般而言，與子女同住的老人，在取得上述相關資訊上，較容易獲得子女的協助。我們定義虛擬變數「與子女同住」來代表老人的居住安排，而以其他的居住方式(獨居、僅與配偶或親朋同住，及現住扶養或療養機構)為對照組。根據上述分析，我們預期「與子女同住」者對醫療可近性較為有利，故此一變數的預期符號是正的。

除了自付住院門診醫療支出外，本文亦將實証估計影響老人自付成藥支出的因素。在現行健康保險制度下，老人自購成藥的支出並無法獲得保險給付，故曾經自購成藥的老人，其自付的成藥支出皆大於零，並無上述自付住院門診支出有許多觀察值集中在零的現象。因此，我們將以OLS方法估計老人的自付成藥支出。而解釋變數的設定則與上述的迴歸式相同。

2. 實証結果

表六說明老人自付醫療費用的迴歸分析結果及估計係數的相對效果 (relative effect)。爲了避免老人自付醫療費用呈現顯著左偏分配的影響，本文的計量模型係以自付醫療費用的對數函數值來做爲被解釋變數。在此一情況下，如果解釋變數是連續變數，則 OLS 模型的估計係數即是代表此一變數的相對影響效果。但如果解釋變數是不連續的虛擬變數，則 OLS 模型的估計係數 (β) 即不等於該變數的相對影響效果，必須將其轉化成 $e^{\beta-1}$ ，才是代表此一變數的相對影響效果 (Halvorsen and Palmquist, 1980)。至於 Probit 模型的估計係數 (γ)，則不論解釋變數的性質如何，皆不等於相對效果。因此，在獲得 γ 的估計值後，我們必須將其加以轉化，才能獲得解釋變數的相對效果。²⁶

首先，就自付門診住院費用來看，表六的估計結果顯示，衡量健康保險狀況的五個虛擬變數的估計係數皆爲負，並且皆符合統計上的顯著水準。此一結果顯示，相對於無健康保險的老人，有健康保險老人的自付費用機率與自付費用金額皆較低，顯示健康保險的支出減少效果大於需求擴張效果。而就估計係數的相對效果來看，軍眷、榮民及其眷屬之自付額最低，平均較無健康保險者的自付醫療費用少 81%。換言之，軍眷、榮民及其眷屬所支付的平均自付醫療費用，在控制其他因素的影響之後，約爲無健康保險者平均醫療費用的 19%，故我們可得軍榮民及其眷屬就醫優待的平均實質部份負擔率爲 0.19。利用上述相同的推論方法，表六估計係數的相對效果顯示，公保與農保的平均實質部份負擔率分別爲 0.20 與 0.24 (由表六所對應的相對效果加一而得)。至於勞保被保險人的自付醫療費用，則是國內現有四種主要健康保險體系中之最高者，平均只較無健康保險者的醫療費用少 70%。此一結果顯示，勞保的平均實質部份負擔率高達 0.30。上述估計結果與前節的統計分析相一致，顯示勞保體系的支付制度對病人較爲不利。而在自付費用機率方面，最低者亦是軍眷、榮民及其眷屬。他們要自付費用的機率，平均較無健康保險者低 54%。此一結果與前述自付費用的估計結果皆顯示，軍眷就醫優

表六：老人自付醫療費用的迴歸分析結果

解釋變數 常數項	自付門診住院費用 (樣本選擇模型)		購買成藥支出 (OLS)	
	自付費用機率 (Probit) 估計係數	自付費用金額 (OLS) 估計係數	估計係數	相對效果
健康保險狀況				
公保	-0.36	-0.80	0.03	0.03
勞保	-0.50	-0.70	0.11	0.12
農保	-0.46	-0.76	-0.03	-0.03
軍榮民	-0.54	-0.81	-0.20*	-0.18
其他	-0.31	-0.49	-0.02	-0.02
健康狀況				
健康可	0.02	0.93	0.31*	0.36
健康差	0.09	3.44	0.91*	1.48
有患病	0.05	0.54	0.31*	0.36
住院	0.12	6.85	0.67*	0.95
購藥次數	--	0.06	--	--

表六：老人自付醫療費用的迴歸分析結果（續）

解釋變數 社經特性	自付門診住院費用（樣本選擇模型）		自付費用金額（OLS）		購買成藥支出（OLS）	
	自付費用機率 估計係數	相對效果	估計係數	相對效果	估計係數	相對效果
初中以上	-0.04 (-0.45)	-0.01	-0.16 ^c (1.62)	-0.15	-0.02 (-0.29)	-0.02
年齡	0.01 (1.57)	0.008	0.004 (0.78)	0.004	0.002 (0.44)	0.002
男性	-0.05 (-0.73)	-0.01	-0.06 (-0.95)	-0.06	-0.06 (-1.32)	-0.06
有配偶	0.03 (0.38)	0.008	0.13 ^a (2.07)	0.14	0.13 ^a (2.70)	0.14
醫療可近性						
都市地區	0.03 (0.38)	0.008	0.21 ^a (3.32)	0.23	0.16 (3.27)	0.17
與子女同住	0.17 ^a (2.72)	0.05	0.04 (0.59)	0.04	0.06 (1.20)	0.06
LAMBDA	--	--	1.16 ^a (2.65)	1.16	--	--
R ²	--	--	0.33	--	0.11	--
-2xlog-Likelihood	2291.1					
正確預測率	0.76					
樣本數	2,816					
			2,052		2,218	

*括弧內表示 t 統計量

**a 表示該係數在 99% 水準下顯著異於 0，b 表示該係數在 95% 水準下顯著異於 0，

c 表示該係數在 90% 水準下顯著異於 0。

待與榮民及眷屬就醫優待最為優惠。而公保被保險人的自付醫療費用機率，則是國內現有四種主要健康保險體系中之最高者，平均只較無健康保險者低36%。此一結果主要是公保體系中已有六種保險制度率先實施部份負擔制度所致(見註15)。

另外，表六的估計結果亦顯示，老人的健康狀況對其自付門診住院費用有非常顯著的影響。在各種衡量老人健康狀況的變數中，其估計係數皆為正，並且皆符合統計上的顯著水準。此一結果顯示，與健康狀況較好的老人相比較，健康狀況較差的老人之自付醫療費用較高，與理論預期相符合。而就估計係數的相對效果來看，在控制其他因素的影響之後，「健康可」的老人，其自付醫療費用較健康良好的老人多了將近一倍。而此一差距在「健康差」與健康良好的老人之間，則增加到將近三倍半。另外，有患病老人的自付醫療費用，則較無患病者多了54%。至於是否有住院的自付費用差距則更為顯著。表六的分析顯示，曾經住院者的自付醫療費用為未曾住院者的6.85倍，此一結果顯示住院是造成老人自付醫療費用大幅增加的主要原因。至於健康狀況對自付費用機率的影響程度則相對較小。表六的分析顯示，健康良好與健康可的老人，其自付費用的機率並沒有顯著的差別。而「健康差」者與健康良好者的自付費用機率則有顯著差別，前者較後者高9%。至於是否曾經住院亦對老人的自付費用機率有顯著的影響，曾經住院老人的自付費用機率平均較未曾住院的老人多12%。

在老人的社會經濟特性方面，年齡與性別的估計係數符號雖符合理論的預期，但兩者皆不顯著。衡量教育程度的變數(初中以上)的估計係數為負，並且在自付費用金額的迴歸式中符合統計上的顯著水準。此一結果顯示，教育程度愈高者，其自付的醫療費用較低，與理論的預期相符合。而「有配偶」的估計係數為正並且顯著，顯示前文所述婚姻狀況的資訊效果大過提供家庭照護的效果。上述估計結果顯示，有配偶者的自付醫療費用較無配偶者多14%。但是婚姻狀況的差異對自付費用的機率並沒有顯著的影響。

在醫療可近性方面，「都市地區」的估計係數為正且顯著，與理論的預

期相符合。不過，只有自付費用金額的迴歸式達顯著水準，其估計係數的相對效果顯示，居住在都市地區老人的自付醫療費用，較居住在鄉村地區老人的自付醫療費用高23%。此一結果主要是反映都市地區醫療資源分佈較為平均，消費者前往就醫所需的時間成本較低，因而都市地區居民的醫療需求較高所致。但另一方面，都市地區居民的平均所得通常較鄉村地區的居民高，而本文的估計則欠缺所得的資料，因而上述估計結果亦可能反映城鄉地區居民所得差異的影響。另外，「與子女同住」在自付費用金額迴歸式的估計係數雖為正，符合理論的預期，但並不顯著。此一結果顯示老人的居住安排方式與醫療可近性之間，並沒有顯著的關連。但另一方面，「與子女同住」在自付費用機率的迴歸式中，估計係數為正並且顯著，顯示與子女同住的老人自己花錢看病的機率較高。一般而言，「與子女同住」的老人在生病時較能獲得子女的關懷，有小病就自費就醫，病情較嚴重則充分利用健康保險或就醫優待所提供的服務。因此，其自付費用的機率較高，但自付費用並未顯著較高。

本文計量模型的主要特色是考慮了自付醫療費用為0的樣本選擇過程，而此一模型的估計結果與傳統OLS模型的主要差異，即是式(19)多了一個LAMBDA變數(λ)。表六的估計結果顯示LAMBDA的係數為正並且顯著。此一結果表示，自付醫療費用與自付費用機率等兩條迴歸式的誤差項，具有顯著的正相關。

另外，表六亦說明老人購買成藥支出的估計結果。表六的分析顯示，除了「軍榮民」變數之外，其他四項健康保險變數的估計係數皆不顯著。這主要是因為購買成藥的支出並不在保險給付範圍內，故有無健康保險的差異對老人的自購成藥支出，並無顯著的解釋能力。而「軍榮民」的估計係數為負並且顯著，顯示與無健康保險者相比較，享有就醫優待的軍眷、榮民及其眷屬的自購成藥支出較低。

至於衡量老人健康狀況、社經特性及醫療可近性等變數的估計結果，則與自付門診住院費用的迴歸式類似，只是其相對影響效果較小。綜合表六的

估計結果可發現：(1)健康狀況較差的老人，其花在購買成藥的支出較多，「健康可」的老人較健康良好的老人多花36%的成藥支出，而此一差距在「健康差」的老人則增加到1.48倍，同時有無住院者的差距則將近一倍；(2)有配偶的老人，其自購成藥的支出較無配偶者多(14%)；(3)居住在都市地區的老人，其花費在購買成藥上的支出，較鄉村地區的老人多支出17%。

六、結論

從以上的分析，我們發現臺灣地區在受訪前3個月曾經就醫的65歲以上老人，平均每月自付2,760元的醫療費用(含門診、住院與購買成藥支出)，約為現行最低基本工資11,000元的四分之一，實屬偏高。此一現象顯示，在現行健康保險制度之下，除了政府每年保險體系的龐大支出外，老人也要自付可觀的醫療費用。

至於影響老人自付醫療費用的項目，則隨支出種類而有不同。在門診住院費用方面，本文的實証分析結果發現，在控制其他因素的影響之後，具有公、勞、農保資格及享有軍榮民就醫優待的老人，其平均自付門診住院費用約為無健康保險者的二至三成。而在自購成藥支出方面，有無健康保險的差異並無解釋能力，這主要是因為購買成藥的支出並不在保險給付範圍之內所致。

除了健康保險以外，其它影響老人自付醫療費用的重要因素，首推是否曾住院。曾經住院之老人與不曾住院老人，在門診住院費用方面的差距是6.85倍，而在購買成藥的支出差距則將近一倍。老人健康狀況之影響力則居次。上述的實証分析結果顯示，「健康差」的老人與健康狀況良好的老人之間，其自付門診住院費用相差近三倍半，而自付成藥支出則相差一倍半。另外，老人的社會經濟特性與醫療可近性等因素，亦會影響老人的自付醫療費用。我們的研究結果發現：(1)教育程度較高的老人，其自付門診住院費用較低；(2)有配偶的老人，其自付門診住院費用與自購成藥支出，皆較單身或離、寡的老人高；(3)居住在都市地區老人的自付醫療費用(含門診、住院

與自購成藥)，較居住在鄉村地區老人的自付醫療費用高。而上述實証分析結果亦皆與本文的理論預期相符合。

綜合本文的實証結果發現，健康保險的支出減少效果顯著大於需求擴張效果。此一結果顯示：在不考慮保費支出的情形下，現行的健康保險制度確實可大幅減輕老人就醫的財務負擔。雖然如此，有健康保險的老人，所要自行負擔的醫療費用仍然相當可觀(平均每月支出2,251元)。造成此一現象的原因有兩項：(1)老人自行購買成藥的開支，在現行的健康保險制度下，必須由老人自行負擔；此一購買成藥的支出平均每月約為1,200元，約佔有健康保險老人自付醫療費用的一半；(2)老人前往門診或住院的醫療費用，透過給付條件，醫療機構分佈限制與支付制度的限制等因素，老人仍要自行負擔相當的比率。根據前述的估計，有健康保險老人平均的自付醫療費用，約為無健康保險老人之二至三成。

至於上述老人自付醫療費用的負擔是否過重的問題，則必須與老人的實際經濟狀況相比較。由於主計處的老人狀況調查資料並未提供老人或其扶養人之所得或財富情況，上述問題只能留待未來進一步的研究。儘管如此，對中低收入的老人而言，上述自付醫療費用的負擔顯然不輕(約佔現行最低基本工資的20%)。有鑑於此，如何減輕中低收入有健康保險老人的自付醫療費用負擔，實是政府所不能忽略的課題。一種可行的辦法是適度提高住院費用之給付。因為本文的實証結果發現，老人的健康狀況對其自付門診住院費用有非常顯著的影響，而住院又是造成老人自付醫療費用大幅增加的主要原因。但是此種住院給付之提高，有可能會引起老人醫療需求進一步增加，政府的財務負擔也因之增加。而如何在兩者之間，取得平衡點，就有待決策者之明智抉擇。

最後，本文的實証結果亦發現，現行健康保險之給付條件與支付制度並不完全合理。現行勞、農保制度的名目部份負擔率皆為0，但透過前述給付條件的限制與支付制度機能的運作，具勞、農保資格的老人，其平均實質的部份負擔率分別為0.30與0.24。相反的，現行公保體系雖已有六項保險制度

針對門診藥費採行部份負擔制度，其名目部份負擔率為0.1，較勞、農保高；但是其平均實質部份負擔率只有0.2，較勞、農保低。事實上，現行健康保險之給付條件與支付制度對老人自付醫療費用的影響，主要是表現在健康保險的支出減少效果。但上述實証估計結果所獲得的平均實質部份負擔率，係代表支出減少效果與需求擴張效果之淨影響，並無法區分上述兩種效果之個別影響，因此有高估的現象。²⁷ 儘管如此，上述的比較仍可顯示，現行勞、農保的給付條件與支付制度的限制較多，使此兩類保險的老人必須付出較多的醫療費用。因此，我們建議在規劃未來的全民健康保險制度時，應一併檢討現行支付制度的差異，以消除不同保險制度有不同支付標準的不合理現象。

(收稿日期：1993年2月15日；接受刊登日期：1993年6月22日)

註釋

- 1 事實上，除了「醫療服務」以外，生產健康的投入尚包括營養與健康的行為(如運動)等多種要素。此種一般化的情形可用M代表多維向量的方式來處理。因本文的分析只著重在老人自付醫療費用，故我們將M簡化為只包含醫療服務的變數，其它生產健康的投入要素則不予考慮。
- 2 為了分析上的方便，本文假定健康保險是外生的，也就是老人並不能夠自己決定是否要購買健康保險，因此本文的模型可以忽略保費的因素。事實上，我國並無自由競爭的健康保險市場，老年人是否能參加健康保險或享有就醫優待，皆是由政府的「政策」所決定，因此上述假設並不違背事實。有關我國的健康保險制度，將在下一節中予以詳細說明。
- 3 如果老人已退休而無薪資所得，式(4)中的 $T_w W=0$ ，表示老人的全部所得皆來自非薪資所得(如退休金、房租及利息收入、買賣股票等財產

交易所得、子女贈與、親朋幫助或社會救助等)。上述情形可視為本模型的一個特殊情況，因此不會影響本模型的分析結果。

- 4 這是因為健康能帶給消費者效用。另外，Grossman(1972)亦以較複雜的人力資本模型，說明消費者需要「健康」的另一項理由，即是健康的身體可讓消費者有更多的時間去從事各種市場經濟活動，賺取所得。
- 5 在本文模型中，我們假定老人生產健康的市場要素只有醫療服務，故 t 可視為老人購買醫療服務所需花費的交通時間，以及花在掛號、候診與領藥的等待時間，總合稱之為就醫時間。
- 6 根據式(2')與式(3')的函數關係及上述的假設，在求生產成本最小的條件下，我們可得下列關係： $M = H; T_h = tH = tM; X = Z; T_z = sZ = sX$ 。將上述關係代入式(1)、式(4)與式(5)，即可得式(6)與式(7)，此一模型即為Acton (1975)所導出的模型。
- 7 全所得係指 $N + WT$ ，表示消費者將所有時間皆用於工作所可能獲得的最大貨幣所得，請參閱Becker(1965: 497)。
- 8 在本模型下，二階條件需滿足 $J = 2U_{xm}(P_x + Ws)[(1 - \alpha)P_m + Wt] - U_{mm}(P_x + Ws)^2 - U_{xx}[(1 - \alpha)P_m + Wt]^2 > 0$ 。
- 9 事實上，老人就醫所花費的時間(t)與生產 Z 的過程所花費的單位時間(s)亦會影響到老人最適醫療服務的購買量。但如前文分析所述， t 與 s 代表在家庭生產過程中，要素投入的技術參數，其主要是受到環境變數 δ 的影響，故 t 與 s 對老人醫療需求(M^*)的影響即包含在式(11)的環境變數之內。
- 10 在二階條件滿足的條件下，將式(8)至式(10)對 α 全微分，可得 α 對醫療需求影響的比較靜態分析結果如下：

$$\frac{dM}{d\alpha} = \frac{\{MP_m(P_x + Ws)U_{mx} - MP_m[(1 - \alpha)P_m + Wt]U_{xx} - \mu P_m(P_x + Ws)^2\}}{J}$$

根據本文的分析架構， $J > 0, \mu < 0, U_{xx} < 0$ ，因此在 $U_{mx} > 0$ 的假

設下，我們可得 $\frac{dM}{d\alpha} > 0$ 。上述的結果表示，健康保險的給付程度提高後，老人所面對的自付醫療價格即降低，因此老人的醫療需求將增加。

- 11 除了部份負擔制度之外，有些健康保險制度亦會採取自付額(deductible)的方式，以節省保險給付的行政成本。在自付額制度下，被保險人就醫的支出若未超過某一定額，承保的機構將不予給付，必須由被保險人自行支付。在此情況下，被保險人雖有健康保險，亦可能必須自行負擔部份醫療費用，請參閱Feldstein(1983： 111-112)。
- 12 健康資本的邊際效率，包括衡量消費利益的精神報酬率及衡量投資利益的貨幣報酬率，請參閱Grossman(1972)。
- 13 根據Grossman(1972)的模型，此一條件即等於健康資本邊際效率的彈性小於一。而如果健康資本存量在生產健康時間時，具有報酬遞減的特性，則上述條件一定成立。
- 14 有關國內現行各種健康保險制度的詳細內容，請參閱經建會(1990)。
- 15 此六種保險制度分別為公務人員眷屬保險、退休公務人員疾病保險、退休公務人員配偶疾病保險、私校退休教職員疾病保險、私校退休教職員配偶疾病保險、及私校教職員眷屬疾病保險。
- 16 有關各種給付項目的詳細內容，請參閱經建會(1990： 102-106)。
- 17 以民國76年的資料為例，公保由於設立聯合門診中心，特約診所數僅佔全國診所的3% (勞保則佔27%)；公保特約醫院佔全國醫院的36%(勞保則為59%) (經建會，1990： 162)。
- 18 為了減輕醫療資源分佈不均所造成的就醫機會不公平現象，勞保局於民國78年擴大特約範圍，並對偏遠鄉村的醫療機構實施優先特約，請參閱經建會(1990: 162)。
- 19 現行的勞保甲、乙、丙表制度係於民國79年10月起全面實施，其中甲表適用於醫學中心與區域醫院，共有2,583項；乙表適用於地區醫院，共有1,662項，丙表則適用於基層醫療單位，共有893項。請參閱經建會(1990: 244-247)。

- 20 在 65 歲以上組的調查中，每一個老人都被詢及在最近 3 個月看過幾次病？其中住院幾次？上述住院或看病，自己總共支付了多少的醫藥費？他們也被問到，最近 3 個月，平均每個月自行購買幾次成藥(含補藥)來服用？平均 1 個月花費了多少錢？除此之外，老人狀況調查的資料內容尚包括老人的性別、年齡、婚姻狀況、教育程度、居住方式、健康狀況以及有無健康保險等，請參閱主計處(1990：88)。
- 21 有關利用本文樣本資料推估母體特性的分析，請參閱主計處(1990)。
- 22 表四的分析顯示，投保含有醫療保險之人壽保險的老人及其他保險之老人，其醫療費用皆較無健康保險者高。但因本文資料並無此類保險的詳細給付資訊，難於解釋其影響，故在本文的分析中將予以忽略。
- 23 現行各種健康保險制度對自購成藥皆不予給付(經建會，1990：100-106)，因此表四的分析中，購買成藥的人數即是等於付費的人數，也就是其付費的比率皆為百分之百。
- 24 事實上，在本文的樣本之中，曾經就醫的老人與未曾就醫的老人並非是隨機性的樣本。因此，若只針對曾經就醫者進行估計，並無法得到母體的不偏估計式。但因本文分析的重點是老人的自付醫療費用，而未就醫者的醫療費用一定為 0，故實証樣本限定在曾就醫者的條件下即已能滿足本文的研究興趣。而根據上述方法所得的估計結果，即是一般文獻上所稱的條件估計式(conditional estimates)，請參閱 Duan, et al. (1983)。
- 25 由於主計處的老人狀況調查樣本並無老人的非薪資所得與工資率的資料，因此本文的實証分析並無法取得上述兩項變數。一般而言，老人的非薪資所得及工資率，主要是受到教育程度、年齡與性別等社經變數的影響。因此，在欠缺非薪資所得與工資率等變數的情況下，將使得迴歸分析所獲得的教育程度等社經變數的估計係數，含有非薪資所得與工資率的影響。但因本文的主要分析重點是探討健康保險對老人自付醫療費用的影響，所以上述可能的偏誤將不會影響到本文的主要實証結果。至

於式(12)所列的醫療價格與其他物品的價格，在橫斷面的分析中，可視為固定不變。因此，在實証模型中未考慮上述兩項價格變數，將不會對本文的估計結果有影響。

- 26 根據式(16)的關係，老人自付醫療費用的機率(P) = $Prob(I^* > 0) = Prob(v > -x_2\gamma) = F(x_2\gamma)$ ，式中 F 表示常態分配的分配函數。由上述關係可得 $\frac{\partial P}{\partial x_{2i}} = f(x_2\gamma)\gamma_i$ (f 代表常態分配的密度函數)，此即代表估計係數(γ_i)的相對效果(Fomby et al., 1984 : 348)。而在虛擬變數的情況下，上述微分關係並不存在。此時某一虛擬變數(D)的相對效果可以利用下列公式計算而得： $\frac{(P_1 - P_0)}{P_0}$ ，式中 $P_0 = F(x_2\gamma/D = 0)$ ，而 $P_1 = F(x_2\gamma/D = 1)$ 。

- 27 作者感謝本文評審者對此一論點的指正。

參考資料

內政部

1991 中華民國臺灣地區人口統計。內政部編印。

行政院主計處

1990 中華民國臺灣地區老人狀況調查報告。行政院主計處。

呂榮、陳肇男、鄭惠美、楊志良

1990 「成年民衆對健康保險之知識態度與行爲」，衛生教育雜誌 11：17-36。

陳肇男

1992 「臺灣地區老人之健康狀況與求醫行爲」，1992年中國人口學會年會論文集，321-340。

楊志良

1981 勞工保險被保險人醫療給付意見調查報告，勞保局研究報告。

經建會都市及住宅發展處

1990 全民健康保險制度規劃技術報告。

羅紀琮

1991 「人口老化對醫療支出之影響—臺灣的實証研究」，*經濟論文* 19(1)：107-133。

Acton, Jan Paul

1975 "Nonmonetary Factors in the Demand for Medical Services: Some Empirical Evidence," *Journal of Political Economy* 83(3): 595-614.

Andersen, R. and J. F. Newman

1973 "Social and Individual Determinants of Medical Care Utilization in the United States," *Milbank Memorial Fund Quarterly* 51: 95-124.

Becker, Gray S.

1965 "A Theory of the Allocation of Time," *The Economic Journal* 75(299): 493-517.

Duan, Naihua; Willard G. Manning; Carl N. Morris & Joseph P. Newhouse

1983 "A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care," *Journal of Business and Economic Statistics* 1(2): 115-126.

Ehrlich, I. and G. S. Becker

1972 "Market Insurance, Self-Insurance and Self-Protection," *Journal of Political Economy* 80(4): 623-48.

Ellis, Randall P. and Thomas G. McGuire

1988 "Insurance Principles and Design of Prospective Payment Systems," *Journal of Health Economics* 7(3): 215-317.

Feldstein, Paul J.

1983 *Health Care Economics*. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons.

Fomby, Thomas B.; R. Carter Hill and Stanley R. Johnson

1984 *Advanced Econometric Method*. New York: Springer-Verlag.

Fuchs, Victor R.

1974 *Who Shall Live? Health, Economics and Social Choice*. New York: Basic.

Greene, William

1990 *LIMDEP Version 5 User's Manual*. New York: Econometric Software.

Grossman, Michael

1972 "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy* 80(2): 223-55.

Halvorsen, Robert and Raymond Palmquist

1980 "The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations," *American Economic Review* 70(3): 474-475.

Heckman, James

1979 "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica* 47(1): 153-161.

Kenkel, Don

1990 "Consumer Health Information and the Demand for Medical Care," *The Review of Economics and Statistics* 72(3): 587-595.

Manning, William G., et al.

1987 "Health Insurance and the Demand for Medical Care," *American Economic Review* 77(3): 251-277.

Manning, Willard G.; Joseph P. Newhouse, and John E. Ware

1982 "The Status of Health in Demand Estimation; or, Beyond Excellent, Good, Fair, and Poor," in Victor R. Fuchs (ed.) *Economic Aspects of Health*. Chicago: The University of Chicago Press.

Pauly, M. V.

1986 "Taxation, Health Insurance, and Market Failure in the Medical Economy," *Journal of Economic Literature* 24: 629- 675.

Pauly, Mark, and Mark Satterthwaite

1981 "The Pricing of Primary Care Physicians' Services: A Test of the Role of Consumer Information," *Bell Journal of Economics* 12(2): 488-506.

Sindelar, Jody L.

1982 "Differential Use of Medical Care by Sex," *Journal of Political Economy* 90(5): 1003-1019.

**An Investigation on Health Insurance
and Out-of-Pocket Medical Expenditure
by the Elderly in Taiwan**

Chee-ruey Hsieh Chaonan Chen

Abstract

This paper used Heckman's sample selection model to estimate the determinants of the out-of-pocket medical expenditure by the elderly in Taiwan. The primary source of data was from the Old Status Survey in 1989, which was conducted by the Directorate-General of Budget, Accounting, and Statistics, Executive Yuan, Republic of China. The data base contained 5,121 cases aged 65 and above.

The analytical results showed that the out-of-pocket medical expenditure paid by insured elderly was equivalent to 20 to 30 percent of the medical expenditure of the uninsured elderly. This result indicates that the real coinsurance rate is 0.2 to 0.3, although the nominal coinsurance rate is nearly zero under the current health insurance system. Thus, to reform the current reimbursement system is urgently needed.