

全民健康保險對老人醫療需求 之影響推估*

陳肇男** 林惠玲***

壹、前言

臺灣地區老人之醫療需求，受到兩個因素的影響將急速的擴張。第一，在人口轉型之後，臺灣地區人口老化的步調開始加快。民國 62 年時，臺灣地區祇有 50 萬名 65 歲或以上的老人，佔總人口的 3.2%。到了民國 75 年，老年人口數突破百萬，所佔人口比例增加為 5.3%。短短 12 年間，老年人口增加了一倍，年增率超過 5%。到民國 79 年底，老年人口數再增加為 127 萬，所佔比例也增加為 6.2%，年增率超過 6%。一般咸認為老年人口的健康狀況普遍較差，老年人口的增加將導致醫療需求的增加。第二，臺灣地區計劃在民國 83 年達成全民健康保險。屆時，享受到健康保險的老人也將從目前的 50% 左右，加倍為 100%。而文獻上指出保險的保障會改變個人預防危險的動機。在部份負擔輕微的情況下，有健康保險的人可能傾向於多利用醫療服務，形成一般所說的「道德危險」(Moral hazard) (Ehrlich & Becker, 1972; Pauly, 1986; Shavell, 1979; 楊志良, 1981; 呂榮等，

* 本文承國科會補助研究經費，編號 NSC 82-0301-H-001-025，謹此致謝。

** 中央研究院經濟研究所研究員

*** 國立臺灣大學經濟系教授

1990)。在上述兩個原因產生相乘效應以後，我們可以預見老人的醫療需求，在未來幾年內將大幅成長。

在探討醫療服務之利用行為時，因所用資料為微視或鉅視變數之不同，乃發展出數種不同的分析模型。而利用個人特性分析時，最常被引用的是 Andersen 所發展出來的模型 (Andersen, 1986; Andersen and Newman, 1973)。在他的模型裡，利用醫療服務的行為是受到三類個人因素的影響，即傾向因素 (predisposing)，促進因素 (enabling) 及健康因素 (illness level)。傾向因素包含人口特性 (如年齡、性別)、社會結構 (如教育、職業、宗教等) 及態度信念等三大類變數。促進因素則又分家庭因素 (如收入、保險、固定就醫處所等) 及社區因素 (如醫師人口比、費用、都市化等)。在健康因素方面則分自覺健康狀況 (如行為不便、症狀、診斷等) 及醫師評斷 (如症狀與診斷)。而 Andersen 認為利用醫療服務的本質也是很重要的因素，它又可分成使用類型 (如住院、門診、買藥、看牙醫等)，目的 (初級照護、次級照護等) 及分析單位 (如看病與否、看病次數等)。

從個體經濟理論與衛生經濟學理論而言，醫療需求函數應該包含價格與所得變數。而一般調查資料往往並未提供這兩個變數，補救之道是用其他變數來作替代。有些學者認為在有健康保險的情況下，消費者所面對的醫療服務價格即大幅降低，所以建議可以消費者有無健康保險或享有健康保險的種類，來做為醫療服務價格之替代變數 (Manning et. al., 1987; Kenkel, 1990; 謝啓瑞, 1994)。另外，在實證研究中，也常見用教育程度來代替所得變數。

Andersen 的模型曾廣泛被引用在實證研究上 (如 Chiang, 1989; Coulton and Forst, 1982; Wan and Soifer, 1974; Wolinsky, 1978; Strain, 1991)。不過，這一分析的共同遺憾是解釋變異的能力偏低。即使採用很多預測變數也祇能解釋 16% 至 25% 的變異情形 (Mechanic, 1979)。使得迴歸模型預測結果的可靠性大打折扣。

針對迴歸模型偏低的解釋能力，學者曾提出三個方法上可能的原因 (Wolinsky, 1978)。第一，是否違反迴歸分析的四個重要假設：常態分配、可加性 (additive)、線性及共線的問題。不過，Kobashigawa & Berki (1977) 的研究顯示違反常態分配的假設祇會引起輕微的扭曲現象，不值得使用複雜的資料處理或分析方法予以校正。第二，自變數重複衡量，所以在迴歸分析時，一旦控制了共同特性，各個變數的解釋能力就相對降低。不過，這個問題似乎也不嚴重，因為它們總合起來的效果也不顯著。第三，衡量上的錯誤使得迴歸係數變小。不過，相同的變數應用在其他分析時，效果並不差，所以這個問題也不成立。

陳肇男 (1992) 曾依據 Andersen 模型，採用一般迴歸模型推估全民健保實施後，老人醫療需求之增加情形。他的分析顯示，保險之迴歸係數在看病次數與住院天數之分析模型裡，分別為 1.14 及 0.71。也就是每增加一個參加保險的老人，看病次數增加 1.14 次，住院天數增加 0.71 天。在 1989 年時，尚有 54 萬個老人尚未參加保險。將這些人全納進保險體系，除了他們原有的需求外，每一季裡還會再增加 61.6 萬次門診及 36.5 萬住院天數，等於一年裡會額外增加 246 萬次門診及 146 萬住院天數。由於推估基數相當龐大，只要係數的推估有些微的差距，推估的結果將繆以千里，如以之作爲政策擬定之參考，勢必導至重大的錯誤，所以值得進一步作較準確之推估。

從 Kobashigawa 和 Berki (1977) 的研究，我們知道依據 Poisson 模型所作推估，其變異數小於一般迴歸所得的變異數，所以係數對檢定比較敏感，推估因之比較準確。而在本研究裡，我們將使用看病次數，住院天數與購買成藥來衡量老人之醫療需求。我們知道上述三種資料之特性爲非負值整數資料，間斷模型 (discrete model) 比較適合處理此類資料。因此，我們採用波氏分配及負二項分配來做推估，並與一般 OLS 線性迴歸模型結果對照比較，以探討實施全民健保對老人醫療需求之影響。

貳、模型設定

分析非負值整數資料的間斷模型 (discrete model) 主要為 Poisson 模型。Poisson 模型有一特殊的性質，即 Poisson 分配的平均數與變異數相等，因此，有些資料未必能滿足此一特性。Boswell 及 Patil (1970) 曾發展負二項模型 (negative binomial model)，該模型變異數可大於或小於平均數，較 Poisson 模型有彈性。以下將 Poisson 模型及負二項模型分述於后。

一、基本的 Poisson 模型

設 Y_i 為第 i 個人在期間發生事件的次數， $Y_i = 0, 1, 2, \dots$ ， Y_i 為一 Poisson 過程之隨機變數，其機率函數為

$$p(Y_i = y_i) = \left(\frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \right) \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad i = 1 \dots n \quad (1)$$

λ_i 為在一期間發生事件之平均次數，其值決定於一些外生變數 $x_{ij}, j = 1 \dots K$ 。為確保 λ_i 為非負值，一般設定 λ_i 為

$$\lambda_i = \exp(x_i' \beta) \quad (2)$$

其中 β 為未知之參數，這種 Poisson 模型有下列二個限制性：

- (1) 事件在期間的發生是相互獨立的。
- (2) Poisson 分配的平均數與變異數是相同的。

橫斷面的資料多能滿足獨立性的條件，但變異數大於平均數是較常見之現象。因此，在利用波氏模型時應檢定平均數與變異數相等之假

設。本文將利用下節之負二項模型中之參數 α 進行平均數與變異數相等之檢定。¹

二、負二項模型

由於很少資料能滿足 Poisson 分配之平均數等於變異數的條件，統計學家 (Boswell and Patil, 1970) 乃將 Poisson 分配一般化。而一般化的方法有多種，² 一種最常見的方法是設定波氏分配中的參數 λ_i 為一隨機變數，服從某一分配，如 Gamma 分配，即 $\lambda_i \sim \text{Gamma}(\phi_i, \nu_i)$ 。其中 ϕ_i, ν_i 為 Gamma 分配之參數。如此設定，可得如下式之 Y_i 負二項分配：

$$\begin{aligned} p_r(Y_i = y_i) &= \int p_r(Y_i = y_i | \lambda_i) f(\lambda_i) d\lambda_i \\ &= \frac{\Gamma(y_i + \nu_i)}{\Gamma(y_i + 1) \Gamma(\nu_i)} \left(\frac{\nu_i}{\nu_i + \phi_i}\right)^{\nu_i} \left(\frac{\phi_i}{\nu_i + \phi_i}\right)^{y_i} \end{aligned} \quad (3)$$

並可得其平均數與變異數如下：

$$E(Y_i) = \phi_i \quad (4)$$

$$V(Y_i) = \phi_i + \frac{\phi_i^2}{\nu_i} \quad (5)$$

由於 $\phi_i > 0, \nu_i > 0$ ，因此可知 $V(Y_i) > E(Y_i)$ ，該負二項分配 (3 式) 可允許資料具變異數大於平均數之特性。在負二項迴歸模型中，可將解釋變數導入參數中，如令 $\phi_i = \exp(x_i' \beta)$ ，則可得 $E(Y_i) = \exp(x_i' \beta)$ 。如再令參數， $\nu_i = \frac{1}{\alpha} \exp(x_i' \beta)^k$ ， $\alpha > 0, k$ 為任意常數，例如當 $k = 0$ 時，可得 $V(Y_i) = \exp(x_i' \beta) + \alpha \exp(2x_i' \beta) = E(Y_i)(1 + \alpha E(Y_i))$ 。此時，變異數與平均數比為 $\frac{V(Y_i)}{E(Y_i)} = (1 + \alpha)E(Y_i)$ ，此一模型為

McCullagh 及 Nelder (1983) 所提出，Hausman，Hall 及 Griliches (1984) 亦應用過此模型。

參、資料來源及樣本特性

一、資料來源

本文的實證資料，係來自行政院主計處在民國 78 年 12 月所舉辦的「人力資源調查」。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 4‰ (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。本研究祇選取 65 歲以上組為分析對象，共得 5,121 個樣本。

二、樣本社經特性

表 1 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%，主要成員可能是遷台老兵。在居住安排方面，以與子女同住者佔多數，為 65.5%。獨居或僅與配偶同住者也高達 31%。而與親朋同住者僅佔 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。

表 1：老人之特徵

<u>婚姻</u>		<u>年齡</u>	
未婚	4.8	65-69	43.6
已婚	58.6	70-74	27.5
離寡	36.6	75-79	18.2
合計	100.0	80+	10.7
		合計	100.0
<u>教育程度</u>		<u>保險狀況</u>	
國小以下	83.2	公保	10.6
初中以上	16.8	勞保	3.0
合計	100.0	農保	25.8
		軍眷就醫優待	0.9
<u>性別</u>		榮民及眷屬就醫優待	10.5
男	53.1	含醫療保險之人壽保險	1.2
女	46.9	其他	1.1
合計	100.0	無	47.0
		合計	100.0
<u>居住地</u>		<u>居住安排</u>	
鄉村	64.5	獨居	13.0
城市	35.5	與配偶同住	18.0
合計	100.0	與子女同住	65.5
		其他	3.5
		合計	100.0
<u>自覺健康狀況</u>			
良	57.7		
可	37.8		
差	4.4		
合計	100.0		
<u>樣本人數</u>	5,121		

資料來源：主計處 1989 老人調查。

三、樣本之健康狀況

在衡量老人的健康狀況方面，我們採用兩種方式，一個是自覺健康狀況。調查時，樣本均被詢以「最近三個月你的健康情況如何？」樣本可以從三個預設的答案中擇一作答，即 (1) 健康良好，鮮有病

痛，(2) 健康不太好，但尚不致影響日常生活，及 (3) 無自顧能力需人照顧。在文中，三者將簡稱為良、可、差。此處無自顧能力是指具有下列七項條件之一者，包括：(1) 無法自己吃飯，(2) 無法自己上下床，(3) 無法自己坐椅子或從椅子上站起來，(4) 無法自己在室內走動或外出活動，(5) 無法自己穿衣服，(6) 無法自己洗澡，及 (7) 無法自己解大小便。所以，事實上這個答案是一種類別的 ADL (Activities of Daily Living) 指標，即有或無 ADL 上的困難，但數目不詳。整體而言，臺灣地區老人之健康狀況並不算差，57.7% 的老人自認健康狀況良好，鮮有病痛。另外 37.8% 老人雖然自覺健康狀況不太好，但尚不致影響日常生活。而祇有 4.4% 的 65 歲以上老人是身體狀況很差，或行動不便需人照顧，其 ADL 指標為 1 或以上 (見表 1)。相對的，1984 年時，美國 70 歲以上老人中，ADL 指標在 1 或以上者約佔 60% (Speare, et al., 1991)。而臺灣地區也祇有 6.5% 的 70 歲以上老人，其 ADL 指標為 1 或以上。

另外一個方法是探討老人是否罹患 14 種常見的慢性病。從各個慢性病之盛行率，嚴重程度及慢性病數量三方面，我們可以再進一步了解老人自覺健康狀況之變異情形。從表 2 則可以看出為什麼腦中風與惡性腫瘤被劃分為致命性疾病。它們除了死亡率高以外，後遺症也相當可觀。表 2 顯示，這兩種病之過半數的患者，其健康狀況為差，即行動上已有不便。另外 40% 左右的患者則自覺健康狀況為可，但是能夠完全康復的比例在 7% 以下。而其他的慢性病似乎都是現代醫藥所能控制。如表 2 所示，其他 12 種慢性病中，60% 左右的患者都自覺健康狀況為可。此外，近三分之一左右的患者之健康狀況為良，而行動不便者所佔比例都在 10% 左右 (老年痴呆症例外)。以上的結果顯示腦中風與惡性腫瘤是導致老人健康狀況惡化之最主要因素。雖然兩者目前之盛行率都不高，如果能進一步加強治療，一定有助於提高老人之健康狀況。伴隨而來的整體效益有二：一則可以減少醫療需求，二則可以增加人力資源。

表 2 也顯示高血壓與關節炎、風濕症之盛行率相當高，近三分之一的老人都受其困擾。另外，糖尿病、心臟病、氣喘、白內障或青光眼及胃腸疾病之盛行率也不低，都在 10% 左右。

表 2：老人慢性病之盛行率及其健康狀況百分比

病症	健康狀況				盛行率
	健康狀況			合計	
	良	可	差		
腦中風	6.7	38.6	54.8	100.0	3.4
惡性腫瘤	3.6	40.4	56.0	100.0	0.4
心臟病	23.7	67.8	8.5	100.0	12.4
老年痴呆症	18.4	54.0	27.6	100.0	3.4
高血壓	39.8	53.6	6.6	100.0	30.0
關節炎、風濕症	36.0	58.5	5.5	100.0	30.3
糖尿病	27.0	61.3	11.6	100.0	9.1
氣喘	28.4	62.9	8.7	100.0	8.8
眼睛白內障、青光眼	30.1	60.8	9.1	100.0	11.2
肝膽疾病或結石	26.1	65.1	8.8	100.0	2.4
胃或十二指腸之潰瘍	35.2	59.3	5.5	100.0	10.1
腎臟病	26.0	64.8	9.2	100.0	3.0
攝護腺腫大 ^a	25.8	61.8	12.3	100.0	2.5
皮膚病	39.4	51.0	9.6	100.0	5.5

資料來源：1989 年 12 月勞動力調查，行政院主計處

a：限男性

四、樣本之就醫行為

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，再降為 3.2%，而 10 次以上者則升為 9.2%，使得每位老人每季之平均看病次數變成 3.1 次(見表 3)。而若只就曾看過

病的樣本來看，臺灣老人每季之平均就醫次數為 5.6 次，或平均每人每月看 2 次醫生。³

表 3：老人之醫療服務利用行爲

<u>看病次數</u>	
0	45.1
1-3	27.6
4-6	14.9
7-9	3.2
10+	9.2
合計	100.0
平均次數	3.1
<u>住院天數</u>	
0	95.6
1-7	1.6
8-14	0.8
15-30	1.2
30+	0.7
合計	100.0
平均次數 (有住院者)	22.0
<u>自購成藥次數</u>	
0	57.4
1-2	25.1
3-4	11.4
5+	6.1
合計	100.0

資料來源：主計處 1989 老人調查。

在住院天數方面，表 3 顯示，整體而言，在調查前之 3 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。而曾住院者之每季平均住院天數則為 22 天。由表 3 可知，老人在 3 個月內自購成藥的比例

也很高，佔 42.6%，購藥次數在 1 至 40 次間，分配為左偏，以 1-3 次為最多，佔 78%，而 1-2 次者則佔 59%。曾購買成藥之老人每季平均購買 2.9 次成藥。總平均則為每季 1.2 次。

肆、分析結果

對看病次數、住院天數及購買成藥次數的分析，我們都採用線性、Possion 分配及負二項分配三種模型。而變數的選取，則是依據 Andersen-Newman (1973) 的利用醫療服務行為模型的建議，包含傾向因素、促進因素及健康因素。在健康因素方面共有四個變數，我們利用老人的自覺健康狀況創造了兩個虛擬變數——無自顧能力須人照顧及健康差，但不須人照顧。有上述情形者代號為 1；否為 0。二者之參考團體都為健康良好之老人。另一個虛擬變數是有否癌症或心臟病。有這兩種病之一的老人，其代號為 1；否為 0。最後一個變數是一個人有幾種慢性病，其最大值為 12；最小為 0。在傾向因素方面，共包含性別、年齡、婚姻及教育程度等四個虛擬變數，凡男性、已婚、年齡在 65-74 歲及初中或以上之老人，其代號為 1；其餘老人之代號為 0。在促進因素方面，共有居住地、居住方式及保險三個虛擬變數。凡居住在都市及與子女同住之老人，其代號為 1，否則 0。對保險，我們則作兩種處理，一種方式是細分保險種類，所以延生出四個虛擬變數，即公保、勞保、農保及其他保險。有上述保險老人之代號為 1，無則為 0。另一種方式是有無健康保險，有保險之老人，其代號為 1；無則為 0。不予細分的目的是為了反應多種保險並存的特性，假如，未來實施全民健康保險時，各種保險的分配維持目前的狀況，保險的整體影響，就可由此據以推估。

因為健康保險變數有二種處理，上述三種醫療服務利用行為分兩次進行三種模型之分析。分析結果分述如下：

一、看病次數

線性模型、⁴波氏分配及負二項分配三種模型分別以 OLS 估計線性模型，及以最大概似法 (ML) 估計波氏及負二項模型。三種模型所得之係數符號及主要結果大致雷同 (見表 4)。健康因素的影響力最大，其次是促進因素，各種保險大都有顯著影響力，只有軍眷等就醫優待沒有顯著影響。而傾向因素之影響力則大都不顯著。OLS 估計之線性模型顯示可以解釋 18% 的變異。

觀察每季看病次數的資料可知看病次數為 0 者，共計 2,304 人，約佔 45.0%，最多為 60 次，其平均數為 3.1 次，標準差為 5.39 次，顯示資料呈相當偏態分配，因此線性模型並不適合此種資料的模型估計。我們的實證結果顯示多項 t 值並不顯著，亦驗證此說法。而波氏與負二項模型則可估計非負值整數且具偏態的資料，因此其結果應較佳，且具可靠性。我們利用波氏分配與負二項分配的實證結果與 Kobashigawa 及 Berki (1977) 的結果相同。波氏與負二項模型的 t 值均較線性模型之 t 值為大 (例外有婚姻及癌症，心臟病)，且其平均平方誤差 (mean square error) 較線性模型為小。⁵

由於波氏分配的模型有一平均數等於變異數之假設，必須加以檢定。我們是用負二項分配之參數 α 來檢定模型中變異數與平均數是否相等之假設。 α 的檢定結果在顯著水準 1% 下具顯著性，所以拒絕波氏分配的模型。因此允許變異數大於平均數的負二項模型較佳。不過，實證結果顯示波氏模型與負二項模型的估計係數相當接近，t 值有些差異。其理由是波氏分配雖有變異數設定之偏誤，使得估計之變異數有減少之偏誤，但估計之係數仍具一致性 (Geourieroux et. al., 1984)。換言之，波氏模型中之 "t" 值可能有大於負二項之偏誤。不過，就係數值而言，波氏模型與負二項模型均為可靠之估計值。由負二項分配模型的實證結果可知除婚姻及軍眷、榮民及眷屬就醫優待兩變數不顯著外，其他的解釋變數均顯著。我們所關心的保險變數之估

計係數值均為正，且十分顯著，可用來解釋與預期保險對看病次數之影響。

表 4：看病次數之三種分析結果 (1)

	線性模型		波氏分配		負二項分配	
	Beta	t	係數	t	係數	t
Intrecept	1.065	4.920 ^b	0.202	7.168 ^b	0.088	1.578
城市	-0.106	-0.690	-0.035	-1.842	-0.054	-1.307
性別	-0.210	-1.420	-0.073	-4.238 ^b	-0.084	-2.025 ^a
年齡	-0.128	-0.812	-0.040	-2.278 ^a	-0.069	-1.503
婚姻	0.134	0.901	0.035	2.045 ^a	0.006	0.131
教育程度	-0.409	-1.719	-0.195	-5.890 ^b	-0.313	-4.855 ^b
居住方式	-0.660	-4.592 ^b	-0.220	-13.297 ^b	-0.218	-5.289 ^b
無自顧能力，須人照顧	5.010	14.145 ^b	1.488	46.930 ^b	1.376	15.051 ^b
健康差，但不須照顧	3.247	20.455 ^b	1.212	60.173 ^b	1.138	24.887 ^b
癌症，心臟病	0.831	3.833 ^b	0.175	8.650 ^b	0.217	3.272 ^b
一人有幾種病	0.427	7.383 ^b	0.101	18.875 ^b	0.229	11.257 ^b
公保	0.895	3.682 ^b	0.329	11.282 ^b	0.426	6.490 ^b
勞保	1.505	3.727 ^b	0.521	11.671 ^b	0.545	4.272 ^b
農保	1.509	8.464 ^b	0.470	23.620 ^b	0.475	9.448 ^b
軍眷，榮民及眷屬就醫 優待及其他	0.024	0.104	0.034	1.194	0.098	1.391
α	---	---	---	---	1.701	35.905
R ²		0.1818		---		---
調整後R ²		0.1796		---		---
F Value/ Log-likelihood		81.033		-16062.4		-10306.9
DF		14		0, 1		0, 1
機率		0.0001		0.0001		0.0001
MSE		23.73		23.78		21.17

註：1. 資料來源：主計處 1989 老人調查。

2. 各自變數代號為 1 者如下：城市、男性、65-69 歲已婚、初中或以上教育、與子女同住、無自顧能力需人照顧、健康差但不需人照顧、有癌症或心臟病、有公保、勞保、農保及各種眷保之老人，其餘老人之代號為 0。

3. a, b 分別表示達 0.05 及 0.01 顯著水準。

在表 5 裡，所顯示的是包含單一保險虛擬變數的三種模型之分析結果。因為保險變數的減少，各變數的係數值與 t 值也略微起了變化。不過，觀察表 4 所得的結論依然存在，波氏分配與負二項分配還是比線性模型可靠。雖然波氏分配的假設——變異數等於平均數——還是被拒絕，用它來估計非負值整數資料仍比線性模型可靠。

表 5：看病次數之三種分析結果 (2)

	線性模型		波氏分配		負二項分配	
	Beta	t	係數	t	係數	t
Intercept	1.113	5.136 ^b	0.220	7.870 ^b	0.100	1.861
城市	-0.307	-2.074 ^a	-0.101	-5.594 ^b	-0.100	-2.497 ^a
性別	-0.286	-1.944	-0.103	-6.074 ^b	-0.111	-2.719 ^b
年齡	-0.167	-1.057	-0.056	-3.154 ^b	-0.078	-1.718
婚姻	0.234	1.583	0.068	3.980 ^b	0.031	0.726
教育程度	-0.775	-3.459 ^b	-0.302	-9.660 ^b	-0.388	-6.989 ^b
居住方式	-0.533	-3.740 ^b	-0.178	-10.829 ^b	-0.187	-4.861 ^b
無自顧能力，須人照顧	4.917	13.853 ^b	1.456	46.020 ^b	1.352	14.731 ^b
健康差，但不須照顧	3.228	20.278 ^b	1.203	59.746 ^b	1.133	25.029 ^b
癌症，心臟病	0.814	3.743 ^b	0.171	8.450 ^b	0.213	3.218 ^b
一人有幾種病	0.425	7.323 ^b	0.101	18.760 ^b	0.228	11.227 ^b
有保險	1.034	7.125 ^b	0.356	20.618 ^b	0.392	9.187 ^b
α	—	—	—	—	1.720	36.435 ^b
R ²		0.1760		—		—
調整後R ²		0.1742		—		—
F Value/ Log-likelihood		99.153		-16186.6		-10321.0
DF		11		0, 1		0, 1
機率		0.0001		0.0001		0.0001
MSE		23.90		24.05		21.08

註 1、2、3 同表 4。

二、住院天數

各個變數對住院天數的解釋能力稍微異於對看病次數的影響。健康因素仍然是最具影響力，促進因素也是居次。不過，在線性模型及 Poisson 分配二模型裡，每個傾向因素變成都有顯著的影響力。從線性

模型的 R^2 值，我們也注意到整體解釋能力變小，只能解釋 8% 的變異情形 (見表 6)。其原因可能是住院天數之分配尾巴拉的太長，最高住院天數為 90 天。因此連續常態模型之解釋能力自然減弱。

表 6：合計住院天數之三種分析結果 (1)

	線性模型		波氏分配		負二項分配	
	Beta	t	係數	t	係數	t
Intercept	-0.019	-0.063	-2.498	-36.980 ^b	-2.909	-5.413 ^b
城市	-0.314	-1.472	-0.291	-8.508 ^b	0.003	0.009
性別	0.655	3.177 ^b	0.595	17.535 ^b	0.048	0.122
年齡	0.539	2.443 ^a	0.324	9.811 ^b	-0.437	-1.341
婚姻	-0.653	-3.150 ^b	-0.479	-15.498 ^b	0.302	0.971
教育程度	-0.837	-2.519 ^a	-0.452	-7.965 ^b	-1.120	-2.059 ^a
居住方式	-0.570	-2.839 ^b	-0.526	-16.955 ^b	-0.600	-1.430
無自願能力，須人照顧	8.890	17.970 ^b	4.387	75.968 ^b	4.271	2.977 ^b
健康差，但不須照顧	1.449	6.534 ^b	2.369	43.208 ^b	2.366	5.782 ^b
癌症，心臟病	-0.112	-0.370	-0.097	-2.663 ^b	0.053	0.092
一人有幾種病	-0.197	-2.444 ^a	-0.118	-10.803 ^b	0.251	1.154
公保	0.456	1.342	0.395	5.735 ^b	0.858	1.547
勞保	0.523	0.928	0.583	6.817 ^b	1.922	2.126 ^a
農保	0.350	1.407	0.658	14.905 ^b	1.394	3.799 ^b
單眷，榮民及眷屬就醫 優待及其他	2.632	8.251 ^b	1.639	39.309 ^b	1.792	3.062 ^b
α	—	—	—	—	63.796	11.088
R^2		0.0845		—		—
調整後 R^2		0.0819		—		—
F Value/ Log-likelihood		33.637		-11946.4		-1800.1
DF		14		0, 1		0, 1
機率		0.0001		0.0001		0.0001
MSE		46.31		40.65		16.06

註 1、2、3 同表 4。

由於負二項分配的參數 α 仍然是顯著的，顯示波氏分配的基本假設——變異數等於平均數——是不能成立的。負二項模型仍優於波氏模型。然而我們也發現負二項模型之 t 值有多項不具顯著性，其理由可

能是住院天數之分配極為偏態，其變異數相當大，因此使估計的變異數亦變為較大之故。然而我們所關心的「保險」變數仍然都具顯著性，估計係數之符號均為正的，顯示保險對住院天數有正的影響，且可用來預期保險對住院天數之影響。

表 7：合計住院天數之三種分析結果 (2)

	線性模型		波氏分配		負二項分配	
	Beta	t	係數	t	係數	t
Intrecept	-0.058	-0.191	-2.619	-38.473 ^b	-2.851	-5.787 ^b
城市	-0.086	-0.413	-0.095	-2.863 ^b	0.002	0.005
性別	0.816	3.976 ^b	0.759	23.159 ^b	0.203	0.525
年齡	0.607	2.745 ^b	0.420	12.811 ^b	-0.456	-1.547
婚姻	-0.810	-3.919 ^b	-0.678	-22.709 ^b	0.265	0.894
教育程度	-0.484	-1.545	-0.261	-4.698 ^b	-1.154	-2.195 ^a
居住方式	-0.780	-3.917 ^b	-0.705	-23.712 ^b	-0.709	-2.122 ^a
無自顧能力，須人照顧	9.046	18.224 ^b	4.505	78.345 ^b	4.408	2.943 ^b
健康差，但不須照顧	1.493	6.709 ^b	2.436	44.489 ^b	2.476	6.226 ^b
癌症，心臟病	-0.106	-0.347	-0.070	-1.938	-0.150	-0.338
一人有幾種病	-0.191	-2.353 ^a	-0.118	-10.954 ^b	0.236	1.283
有保險	0.892	4.396 ^b	1.012	27.379 ^b	1.380	4.234 ^b
α	—	—	—	—	64.422	11.263
R ²		0.0757		—		—
調整後R ²		0.0737		—		—
F Value/ Log-likelihood		38.017		-12389.9		-1801.8
DF		11		0, 1		0, 1
機率		0.0001		0.0001		0.0001
MSE		46.74		45.85		16.68

註 1、2、3 同表 4。

當各細類保險被合併時，三種模型的分析結果與未細分時大致相同，波氏分配模型之 t 值仍然大於線性模型 (見表 7)。但是負二項模型之參數值 α 又是顯著，顯示波氏分配模型之假設「變異數等於平均數」還是不能成立。我們因此認為負二項模型之結果應比較可靠。不過，波氏分配模型與負二項分配模型之係數值均是可靠的估計值。

三、購買成藥

一般的保險都不給付成藥之購買，所以參加健康保險的老人，勢必會多利用健康保險，減少必需自己付費的購買成藥次數。不過，購買成藥之行為包含補藥之購買，而國人之進補習性則因人而異。受到這兩種因素之影響，我們認為購買成藥的行為較難預料，各種模型之分析結果也勢必相近。不過，購買成藥是個相當普遍的醫療利用行

表 8：平均自購成藥次數之三種分析結果 (1)

	線性模型		波氏分配		負二項分配	
	Beta	t	係數	t	係數	t
Intrecept	0.834	8.489 ^b	-0.156	-3.830 ^b	-0.228	-3.088 ^b
城市	0.004	0.054	0.018	0.655	-0.024	-0.490
性別	-0.006	-0.082	-0.002	-0.092	-0.007	-0.155
年齡	0.111	1.550	0.087	3.072 ^b	0.091	1.761
婚姻	0.059	0.879	0.043	1.611	0.015	0.318
教育程度	-0.212	-1.962 ^a	-0.260	-4.857 ^b	-0.269	-3.197 ^b
居住方式	-0.133	-2.035 ^a	-0.105	-4.065 ^b	-0.104	-2.191 ^b
無自願能力，須人照顧	0.843	5.242 ^b	0.644	11.880 ^b	0.554	4.727 ^b
健康差，但不須照顧	0.699	9.706 ^b	0.586	20.594 ^b	0.570	11.387 ^b
癌症，心臟病	-0.135	-1.376	-0.098	-2.744 ^b	-0.070	-0.894
一人有幾種病	0.233	8.874 ^b	0.138	15.949 ^b	0.213	8.825 ^b
公保	-0.448	-4.056 ^b	-0.402	-7.717 ^b	-0.446	-5.051 ^b
勞保	-0.210	-1.146	-0.159	-2.038 ^a	-0.093	-0.892
農保	-0.001	-0.011	0.004	0.144	0.009	0.143
軍眷，榮民及眷屬就醫 優待及其他	-0.606	-5.824 ^b	-0.535	-11.016 ^b	-0.508	-6.241 ^b
α	---	---	---	---	1.901	28.953
R ²		0.0711		---		---
調整後R ²		0.0686		---		---
F Value/ Log-likelihood		27.927		-9562.8		-7495.1
DF		14		0, 1		0, 1
機率		0.0001		0.0001		0.0001
MSE		4.89		4.93		3.71

註 1、2、3 同表 4。

爲，訪視前三個月內曾購買成藥的老人高達 42.6%，仍然值得進一步用三種模型進行分析比較。

表 8 所顯示的是保險種類細分後，三種模型對成藥購買次數之分析結果。線性模型的 R^2 值顯示，它只能解釋 7% 的變異情形，略低於住院天數，但遠低於看病次數之分析結果。另外一個特色是健康因素的影響力大爲減低，可能是購買成藥含進補藥品，並不純粹是因生病所採取之行爲所致。

表 8 中的線性模型不僅解釋變異能力很差，而且解釋變數的 t 值有多項不顯著，其結果並不理想。而波氏分配與負二項分配結果均較佳。負二項模型的實証結果中，顯示性別、婚姻、農保及勞保的變數不具顯著性，指出性別、婚姻狀況不同並不影響購買成藥之次數。農保、勞保不像公保與軍眷等就醫優待會影響購買成藥行爲。我們揣測有一種可能原因是公保、軍眷等就醫優待較勞保、農保容易取得藥品，前二類保險人遂減少自購成藥行爲，而後二類保險人則否。由於負二項模型的 α 值還是顯著，波氏分配之假設——平均數等於變異數——還是被拒絕。因此，負二項分配模型之估計比較可靠。

當保險類別不再細分時，其他促進因素或傾向因素之係數值略微增加，不過變化有限。但是變數的減少，卻使得線性模型之 R^2 略降，只能解釋 6% 的變異情形 (見表 9)。而比較三個模型之 t 值，還是波氏分配模型之 t 值最大。另外負二項模型之參數 α 仍然顯著，顯示波氏模型也還是違反變異數等於平均數的特性。不過，兩者之係數值相近，其估計效果也應相去不遠。

表 9：平均自購成藥次數之三種分析結果 (2)

	線性模型		波氏分配		負二項分配	
	Beta	t	係數	t	係數	t
Intrecept	0.857	8.722 ^b	-0.139	-3.421 ^b	-0.204	-2.755 ^b
城市	-0.088	-1.308	-0.058	-2.137 ^a	-0.105	-2.157 ^a
性別	-0.025	-0.379	-0.021	-0.782	-0.005	-0.109
年齡	0.095	1.326	0.073	2.591 ^b	0.085	1.642
婚姻	0.092	1.365	0.070	2.650 ^b	0.032	0.686
教育程度	-0.399	-3.931 ^b	-0.430	-8.471 ^b	-0.466	-6.023 ^b
居住方式	-0.091	-1.410	-0.070	-2.704 ^b	-0.082	-1.739
無自願能力，須人照顧	0.803	4.985 ^b	0.610	11.258 ^b	0.525	4.524 ^b
健康差，但不須照顧	0.695	9.627 ^b	0.579	20.365 ^b	0.580	11.716 ^b
癌症，心臟病	-0.143	-1.454	-0.104	-2.912 ^b	-0.071	-0.923
一人有幾種病	0.233	8.859 ^b	0.139	16.018 ^b	0.209	8.520 ^b
有保險	-0.230	-3.495 ^b	-0.171	-6.510 ^b	-0.176	-3.626 ^b
α	—	—	—	—	1.941	29.435
R ²		0.0653		—		—
調整後R ²		0.0632		—		—
F Value/ Log-likelihood		32.421		-9362.8		-7515.8
DF		11		0, 1		0, 1
機率		0.0001		0.0001		0.0001
MSE		4.91		4.90		3.70

註 1、2、3 同表 4。

伍、保險之邊際效果

一、看病次數

從上一節的分析裡，我們知道看病次數受保險影響之推估，以負二項模型最為可靠。不過，波氏分配模型之推估結果也相去不遠。以保險合計而言，負二項模型之邊際效果為 0.874 (見表 10)，⁶ 也就是在一季裡，有健康保險的老人會多看 0.874 次醫生。以 1989 年時，尙有 54 萬名未參加健保的老人來推估，在完成全民健保時，預計一季裡會增加 47 萬次門診，一年則增加約 188 萬次門診，比線性模型的推估

值約少 45 萬次門診。而波氏模型之邊際效果為 0.818，以之推估，一季裡就會增加約 44 萬次門診，而一年則為 156 萬次門診。⁷

以各種保險細類而言，我們發現對勞保及農保影響之推估，使用負二項模型及波氏分配模型所得之邊際效果差異不大，其邊際效果分別約為 1.5 及 1.2，都大於另外兩類保險。但是公保及各種眷屬就醫優待之影響推估，二種模型之估計所得還是有不小的差距，所以應以負二項模型作推估比較可靠，其邊際效果分別為 1.1 及 0.2。不過，我們不知未來可能參加各種保險之老人數，無法進一步推估對門診次數之可能影響數。

二、住院天數

表 10 顯示負二項分配模型在估計保險對住院天數影響之邊際效果時，所得結果大於波氏分配模型之估計結果。在上一節的分析裡，我們知道波氏分配之重要假設 — 平均數等於變異數 — 並不成立，所以負二項分配模型之推估結果比較可靠，波氏分配模型之邊際效果，我們也將略而不談。以保險合計而言，負二項分配模型所估得之邊際效果為 0.37，即每增加一個有保險的老人，每季將增加 0.37 個住院天數，以 1989 年尚有 54 萬個老人未參加保險來推估，在完成全民健保時，依目前各種保險分配我們估計，一季裡可能會增加約 20 萬個住院天數，一年裡則可增加 80 萬個住院天數。

在各個保險細類裡，以勞保的邊際效果最大，為 1.39。其次為軍眷等就醫優待，其邊際效果為 0.998。兩者在一季裡的住院天數分別約增加 1.4 天及 1 天。再其次為農保及公保，其邊際效果分別為 0.534 及 0.312。而我們也知道，目前老人之健康保險，以投保公保及農保為主（謝啓瑞、陳肇男，1993）。如果將來保險的擴張，以勞保的眷屬為主，那麼上面的估計住院天數就有可能偏低。

表 10：波氏分配及負二項分配之邊際效果

	看病次數	住院天數	購藥次數
<u>波氏分配</u>			
公保	0.862	0.123	-0.392
勞保	1.542	0.206	-0.168
農保	1.220	0.208	0.005
軍眷、榮民及眷屬就醫優待及其他	0.080	0.889	-0.504
合計	0.818	0.278	-0.180
<u>負二項分配</u>			
公保	1.132	0.312	-0.421
勞保	1.587	1.387	-0.099
農保	1.199	0.534	0.010
軍眷、榮民及眷屬就醫優待及其他	0.228	0.998	-0.475
合計	0.874	0.370	-0.200

註 1 同表 3

三、購買成藥次數

從表 10 的結果看來，波氏分配與負二項分配模型所估得之邊際效果，除了方向一致外，大小也接近，負二項分配的邊際效果大都較大（勞保例外）。以各種保險合計而言，負二項分配之邊際效果為 -0.2，即每增加一個投保的老人，一季裡可以減少 0.2 次的買成藥次數，以 1989 年 54 萬個未投保老人來估計，他們全數投保後，一季裡會減少約 11 萬次的成藥購買行為，一年則為約 44 萬次。

從各種保險細類看來，保險大致是有替代效果，而替代效果以公保與軍眷等就醫優待為最高。兩者之邊際效果分別為 -0.421 及 -0.475。其次是勞保，其邊際效果為 -0.099。而唯一的例外是農保，其邊際效果為正的 0.01。雖然在上一節裡，我們已知農保與勞保的 t 值並不顯著，此一結果仍與江東亮和蘇春蘭 (1990) 的研究結果相反，他們以農

保投保者為研究對象，發現參加農保的民眾比未參加保險之農民多利用西醫門診，但卻較少自服西藥，所以他們據之認為農保介入後，西醫門診與自服西藥間發生了「替代效果」。這種差異是因為樣本年齡組成差異，還是問項內含不含中藥及補藥而引起的，有待進一步的研究。

陸、摘要與討論

本研究之主要目的是針對全民健康保險之推展，所可能引起醫療需求之擴張情形，作一比較可靠之推估，以供決策之參考。因為利用醫療服務行為之常用衡量方法，所取得之資料大多為非負值整數資料，我們乃採用波氏分配與負二項分配模型來與線性模型相對比。分析結果發現，負二項分配之推估應該比較可靠。在 1989 年時，尚有 54 萬個老人未參加任何保險。如果他們全數依目前之保險類別分配投保，利用負二項分配作推估，我們估計一年會額外增加 188 萬次門診，80 萬個住院天數，但減少 44 萬次自購成藥次數。而主計處的資料顯示，在 1989 年裡，65 歲以上老人一共約看門診 373 萬次，住院約 99 萬天，購買成藥約 147 萬次。所以依負二項分配的推估，門診會增加 50.4%，住院天數增加 80.8%，而自購成藥次數則減少 29.9%。

在方法上，我們也有一些發現值得注意。第一，我們的分析結果顯示非負值整數資料仍以波氏分配或負二項模型的估計比較可靠。其次，波氏分配的重要假設——平均數等於變異數——大多不能成立。第三，雖然波氏分配違反了它的一項重要假設，在推估看病次數及購買成藥次數時都很近似負二項分配。

註 釋

- 1 本文亦曾採用 Cameron 及 Trivedi (1990) 所發展之 Regression based 檢定法，結果與下章實証結果中之 α 檢定結果相同。故在本文中將略去不談。
- 2 一種方法是如本文中所採用的，設參數 λ_i 為一隨機變數。另外，也可設 $\lambda_i = \exp(x'_i \beta + \varepsilon)$ 。
- 3 這個數字超過先進國家。如加拿大是個已實施全民健康保險的國家，在 1985 年時，60 歲以上老人一年平均只看醫生 3.9 次 (Strain, 1991)。
- 4 線性模型寫為： $Y_i = x'_i \beta + \varepsilon$ ，其中假設 $E(\varepsilon_i) = 0$ ，因此 $E(Y_i | x_i) = x'_i \beta$ ；而波式，負二項模型均設定 $E(Y | x_i) = \exp(x'_i \beta)$ ，因此解釋變數之係數值大小不好比較。
- 5 平均平方誤差的公式為： $\sum_i^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 / n$ ，其中 \hat{Y}_i 為模型的估計值。
- 6 邊際效果的計算公式如下： $E(Y) = \exp(x'_i \beta)$ ， $\frac{\partial E(Y)}{\partial x_i} = \exp(x'_i \beta) \cdot \beta_i$ ，但因解釋變數為虛擬變數。因此， $\frac{\partial E(Y)}{\partial x_i} = \exp(x'_{-i} \beta) \cdot (e^{\beta_i} - 1)$ ，其中 x_{-i} 代表去掉 x_i 解釋變數所剩下之解釋變數， x_i 之值設為平均數。
- 7 此處之推估值是假設未投保之老人，其保險類別分配將一如已投保之老人。

參考資料

行政院主計處

1990 中華民國臺灣地區老人狀況調查，行政院主計處、內政部合編。

江東亮、蘇春蘭

- 1990 〈農民健康保險對農民醫療消費行為影響〉，《中華衛誌》2(2): 79-88。

呂榮、陳肇男、鄭惠美、楊志良

- 1990 〈成年民眾對健康保險之知識態度與行為〉，《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就醫行為〉《人口轉型中的家庭與家戶變遷研討會論文集》，頁 305-320。

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。

謝啓瑞

- 1994 〈兒童醫療需求的實證分析〉，《經濟論文叢刊》22(1): 1-23。

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。臺北：中央研究院中山人文社會科學研究所。

Andersen, R.

- 1986 *A Behavioral Model of Families' Use of Health Services*, Research Series No. 25, Chicago: Center for Health Administration Studies, University of Chicago.

Andersen, R. and J. F. Newmen

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

Boswell, M. T. and G. P. Patil

- 1970 "Chance Mechanisms Generating the Negative Binomial Distributions," in G. Patil (ed.), *Random Counts in Models and Structures*, Volume 1. Pennsylvania: The Pennsylvania State University Press.

Cameron, A. C. and P. K. Trivedi

1990 "Regression-Based Test for Overdispersion in the Poisson Model,"
Journal of Econometrics 46: 347-364.

Chiang, T. L.

1989 "Use of Health Services by the Elderly in the Taipei Area," *J. Formosan Medical Association* 88(9): 919-925.

Coulton, C. and A. K. Frost

1982 "Use of Social and Health Services by the Elderly," *Journal of Health and Social Behavior* 23: 330-339.

Ehrlich, I. and G. S. Becker

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

Hausman, J., B. H. Hall, and D. Griliches

1984 "Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents---R & D Relationship," *Econometrica* 52(4): 909-938.

Geourieroux C., A. Monfort and A. Trognon

1984 "Pseudo Maximum Likelihood Methods: Applications to Poisson Models," *Econometrica* 52(3): 701-720.

Kenkel, Don

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

Kobashigawa, B. and S. Berki

1977 "Alternative Regression Approaches to the Analysis of Medical Care Survey Data," *Medical Care* 15: 396-408.

Manning, W. G. et al.

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

McCullagh P. and J. A. Nelder

1983 *Generalized Linear Models*. Chapman & Hall Co. London.

Mechanic, D.

- 1979 "Correlates of Physician Utilization: Why do Major Multivariate Studies of Physician Utilization Find Trivial Psychosocial Organization Effects?" *Journal of Health and Social Behavior* 20 (December): 387-396.

Pauly, M. V.

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

Shavell, S.

- 1979 "On the Moral Hazard and of Economics," *Quarterly Journal of Economics* 93(3): 541-62.

Speare, A. Jr., R. Avery, and L. Lawton

- 1991 "Disability, Residential Mobility, and Changes in Living Arrangements," *Journal of Gerontology, Social Sciences* 46(3): s133-142.

Strain

- 1991 "Use of Health Services in Later Life: The Influence of Health Beliefs," *Journal of Gerontology, Social Sciences* 46(3): s143-150.

Wan, T. T. H. and S. J. Soifer

- 1974 "Determinants of Physician Utilization: A Causal Analysis," *Journal of Health and Social Behavior* 15 (June): 100-108.

Wolinsky, F. D.

- 1978 "Assessing the Effects of Predisposing, Enabling, and Illness-mobidity Characteristics on Health Service," *Journal of Health and Social Behavior* 19 (December): 384-396.