

台灣地區重大傷病醫療費用推估

Projecting the Cost of Critical Illness and Injury for Taiwan National Health Insurance

黃泓智*

劉明昌**

余清祥***

Hong-Chin Huang

Ming-Chang Liu

Jack C. Yue

摘要

近年台灣地區民眾的平均壽命因醫療進步及環境改善等因素而大幅延長，主要死因轉變為中老年疾病或是慢性病，需要長期追蹤、治療，衍生的醫療費用也將隨人口老化而逐步上升，未來極有可能對我國全民健康保險的財務自主產生重大影響。本文主旨在於探討人口老化對重大傷病的影響，包括重大傷病患病人數及醫療費用的推估，並討論推估結果代表的意義。本文資料分析以全民健康保險重大傷病資料庫(1996年至2001年)為依據，使用精算原則估計重大傷病門診醫療金額(例如：每人平均就診次數、平均每次就診金額、罹患重大傷病機率)，再配合內政部的人口資料與人口變動要素合成(Cohort Component)方法，推估未來重大傷病門診醫療費用。研究發現重大傷病的門診醫療費用將隨時間直線上升，與我國人口老化的趨勢頗為一致，醫療費用的上升必對我國全民健康保險的財務造成重大影響；另外，本文亦計算個人在一定期間之重大傷病收支平衡年繳保費，此部份除了可以應用在實支實付型的商業保險外，也可以應用於評估健保政策為一定期間不調整保費時，為維持其財務收支平衡之應收總保費。

關鍵字：重大傷病、推估、人口變動要素合成方法、全民健保、敏感度分析。

* Assistant Professor, Department of Risk Management and Insurance, National Chengchi University
政治大學風險管理與保險系助理教授

** Master of Department of Risk Management and Insurance, National Chengchi University
政治大學風險管理與保險系碩士

*** Associate Professor, Department of Statistics, National Chengchi University
政治大學統計系副教授

壹、前言

台灣地區居民死亡率因醫療技術進步以及公共環境改善諸多因素而下降，平均壽命隨之提升。以 1935 與 2001 年平均壽命為例，1935 年台灣地區平均壽命男性為 41.43 歲、女性為 45.43 歲，至 2001 年男性平均壽命上升至 72.87 歲，女性上升至 78.75 歲。因為壽命長度以及生活環境的變遷，過去與現代所必須面臨的疾病威脅大不相同。以 1935 與 2001 年台灣地區前五大主要死亡原因為例(表一)，1935 年台灣地區五大主要死因(陳紹馨，1979)依序為肺炎、腹瀉腸炎、其他傳染病及寄生蟲病、呼吸器官結核及先天性弱質、畸形與早產等屬於先天或急性的傳染病；時至 2001 年五大主要死亡原因(衛生署統計室，2002)依序為惡性腫瘤、腦血管疾病、心臟疾病、事故傷害、糖尿病，除了意外事故外都屬於中老年或慢性疾病。

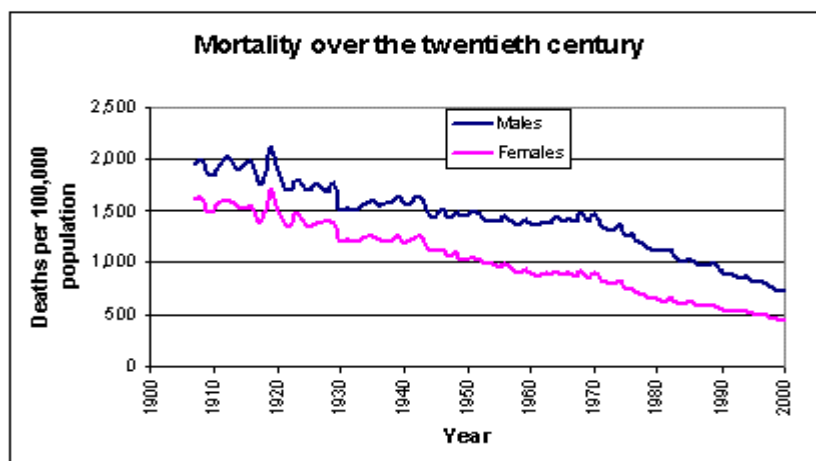
表一、1935 年與 2001 年台灣地區五大主要死因

1935 年台灣地區五大主要死因					
順序	1	2	3	4	5
主要死因	肺炎	腹瀉腸炎	其他傳染病 與寄生蟲病	呼吸器官結核	先天性弱質
2001 年台灣地區五大主要死因					
順序	1	2	3	4	5
主要死因	惡性腫瘤	腦血管疾病	心臟疾病	事故傷害	糖尿病

資料來源：陳紹馨(1978)、衛生署統計室(2002)

綜觀其他海外國家在死亡率以及主要死因發展趨勢，澳大利亞與台灣同為島國，人口組成也為母國移民與原住民為主，可歸類為封閉人口，人口數為 1897 萬餘人 (2001)與台灣 2240 萬餘人 (2001)相仿。依據澳大利亞健康與福利局 (Australian Institute of Health and Welfare, AIHW)資料顯示，澳大利亞在 20 世紀初主要死因為傳染病及寄生蟲病、呼吸道疾病、循環系統疾病、癌症等因素；時至

2000 年澳大利亞主要死因也轉變由惡性腫瘤、心臟疾病、腦血管疾病、糖尿病等慢性疾病。在死亡率與平均壽命方面，澳大利亞死亡率同樣也持續下降(見圖一)，平均壽命也從 20 世紀初男性 55.2 歲、女性 58.8 歲，分別上升至 1997 年的男性 75.7 歲、女性 81.4 歲。



資料來源：AIHW¹

圖一、澳大利亞粗死亡率變化趨勢

從台灣與澳大利亞平均壽命與主要死因的變革與現況比較後發現，平均壽命因死亡率下降而提升，主要死因由傳染病轉變為中老年慢性病這些現象，並非台灣所特有的現象，也出現於世界各先進國家。

內政部於 2000 年對 50 歲以上人口進行『台閩地區老人狀況調查』，也顯示我國中老年人普遍認為自己健康狀況不佳，罹患的疾病也多屬於慢性疾病。例如：50-64 歲老年人口中有 13.44% 認為健康狀況不好，65 歲以上認為身體不好比例上升至 21.81%；罹患疾病方面，有 23.94% 的 65 歲以上老年人口未罹患任何疾病，而患有疾病的 65 歲以上老年人以罹患心血管疾病(34.70%)、骨骼肌肉疾病(23.19%)、眼耳疾病(12.68%)為主，因此，有 72% 的 65 歲以上老年人認為醫療保健是他們最需要的老人福利措施。老年人口實際醫療費用支出狀況(65 歲為老年

¹ 資料來源：http://www.aihw.gov.au/mortality/data/longterm_trends.html

人口)，依據全民健保資料門診醫療及住院醫療費用支出顯示（見表二），老年人口的醫療費用是非老年人口 4 倍之多。

表二、2000 年全民健保高齡及非高齡每人醫療費用比較

項目	0 64 歲 (A)	65 歲以上 (B)	(B)/(A)
門診醫療	8307	28347	3.41
住院醫療	3002	21285	7.09
總計	11309	49632	4.39

資料來源：行政院衛生署(單位：元)

由於老年人需要更高的醫療保健需求，醫療需求的成長將是人口老化不可避免的課題，因此本文將藉由健康狀況的評估、醫療支出與人口結構的推估，瞭解台灣因人口老化而衍生的醫療需求。其中的健康狀況評估，包括計算罹患疾病之後的平均餘命及疾病對整體壽命的影響；醫療保健支出的推估，將使用時間序列計量模型及保險精算常用的機率模型估計醫療保健費用；人口結構部分的推估將使用人口變動要素合成(Cohort Component)法。

本文的實證分析因受限於國內資料取得不易，且中老年、慢性疾病就醫資料在全民健康保險中多歸類為『重大傷病』，且其費用平均都較高，因此本文將以重大傷病代表，以瞭解人口老化對全民健保門診費用可能產生的影響。所謂重大傷病是疾病與意外傷害所形成的集合，認定原則主要依據長期治療以及醫療費用高昂為基本原則，本文依據中央健保局所公佈重大傷病範圍(詳見中央健康保險局網頁的說明 <http://www.nhi.gov.tw/02hospital/iss/chi34av.htm>)。

本文編排如下：第二節將以全民健保資料為基礎，探討台灣地區重大傷病現況，定義與醫療費用有關的名詞；第三節介紹精算計算原則，並據以推估我國國民未來每人平均的重大傷病醫療需求；第四節引入人口推估方法，與前一節每人的醫療需求結合，藉以瞭解未來我國重大傷病的總需求；第五節為結論與建議，討論本文研究結果代表的涵義，也提供本文資料分析的心得與建議。

貳、台灣地區重大傷病現況

在中老年、慢性病成為主要死因，平均壽命大幅延長的高齡化現代社會，瞭解疾病盛行狀況及因疾病產生的醫療需求，是研究台灣地區人口老化影響的重要課題。本節主要目的在於以流行病學及門診醫療費用支出角度，探討台灣地區重大傷病之重大傷病盛行率、重大傷病發生率、重大傷病死亡率以及重大傷病門診醫療費用支出。本文所使用的重大傷病門診醫療資料取自全民健康保險學術研究資料庫，資料庫內容分為重大傷病、住院醫療、癌症...等十二大主題以及基本資料檔，本文主要使用資料庫中 1996 至 2001 年重大傷病主題資料，資料筆數以及大小整理如表三。由表三可知每年的重大傷病資料，極為龐大且逐年遞增，至 2001 年已超過 1GB，已超出一般資料分析軟體的容量限制，需結合較大型的資料庫才能進行分析。為使讀者瞭解本文如何處理巨量資料，以下將逐步說明健保資料的分析流程。

表三、重大傷病門診醫療資料量

觀察年度	1996	1997	1998	1999	2000	2001
資料筆數	3071993	3478998	4064823	4518433	4937040	5514320
資料大小(MB)	615.23	696.75	814.07	904.93	988.75	1104.37

一、台灣地區重大傷病盛行率概況

流行病學中描述疾病在人口中蔓延情形，通常藉由疾病盛行率以及疾病發生率(Incidence rate)描述，其中疾病盛行率定義為單一時點或一段期間內罹患疾病人數佔總人口數的比例；疾病發生率(或稱做罹病率)定義為特定疾病在單一時點或一段時間內，新增病患人數佔暴露該疾病之下人口數的比例，若比例愈大則代表罹患該疾病的機率也相對較大。

首先以重大傷病盛行率做為觀察台灣地區重大傷病盛行情形指標。本文重大

傷病盛行率計算方式定義如下：

$$P_x(t) = \frac{S_x(t)}{l_x(t)}$$

其中，

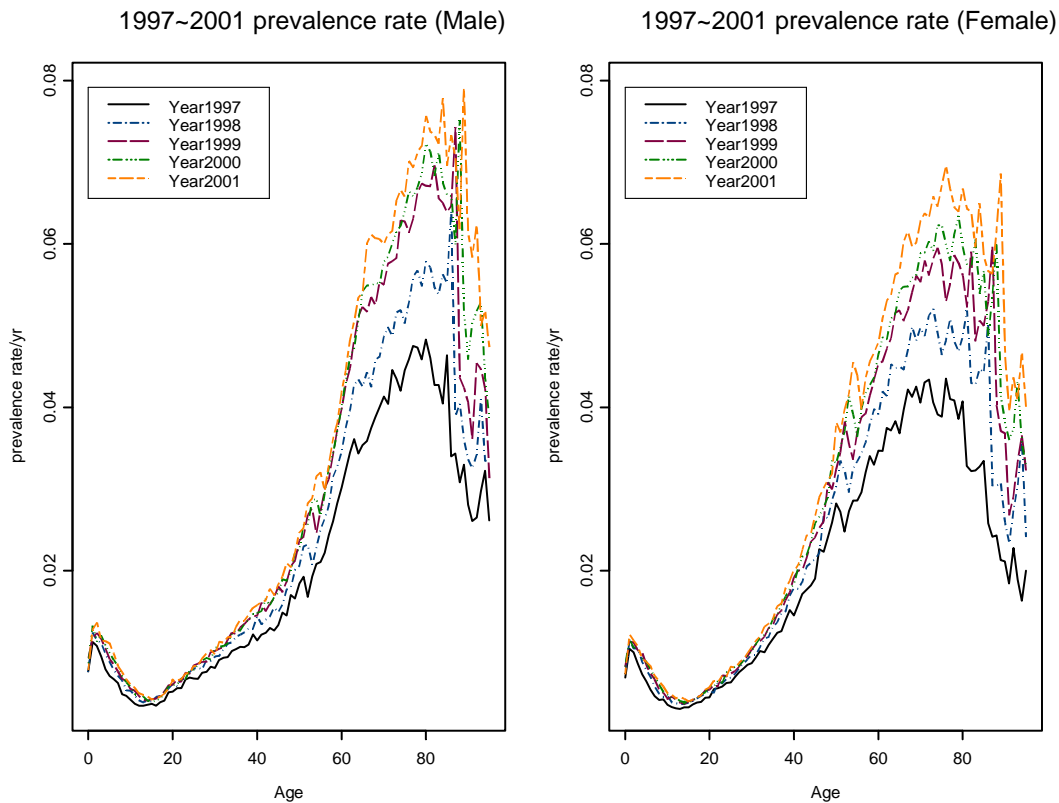
$P_x(t)$ ：表示 t 年 x 歲人口年中重大傷病盛行率，

$S_x(t)$ ：表示 t 年 x 歲年中罹患重大傷病人數，

$l_x(t)$ ：表示 t 年年中人口數。

因為重大傷病門診處方及治療明細檔資料為全年門診就醫記錄資料，必須扣除當年度重大傷病的死亡者，方能求得實際的重大傷病人數。在均勻死亡分佈 (Uniformly death distribution, UDD) 的假設下，由於受到缺乏未領有重大傷病證明的重大傷病患者資料的限制，我們假設年中重大傷病人數等於全年重大傷病門診人數，扣除二分之一該年度重大傷病證明明細檔中因死亡而停保的人數。重大傷病盛行率計算因 1996 年缺乏重大傷病證明明細資料，本文僅以 1997 至 2001 年重大傷病盛行率為代表，結果繪製成圖二。

由圖二可看出重大傷病主要盛行於 40 歲以上人口，男性重大傷病盛行率普遍高於女性。重大傷病主要盛行於 40 歲以上人口是否與重大傷病發生率相關，可由重大傷病盛行率與其發生率的 Spearman's ρ 相關係數為衡量標準，計算出各年度男性相關係數中最小值有 0.9678，女性相關係數最小值也有 0.9504，可知重大傷病盛行率與發生率高度相關。觀察圖四重大傷病盛行率的歷年變化，發現發生率逐年提高，1997 至 1998 年、1998 至 1999 年的上升幅度較為明顯(尤其在 60 至 80 歲的部份)，推究其原因，可能因為 1998 年重大傷病範圍的認定總共擴大了 4 次，因此才有急遽的變化。整體而言，雖然我們僅有 5 年資料可供分析，無法確定重大傷病盛行率的長期發展，但這 5 年的共同特色是重大傷病盛行率逐年提升，趨勢在各年齡層頗為一致，可供我們進一步分析推估。



圖二、1997 至 2001 年重大傷病盛行率

二、 台灣地區重大傷病發生率概況

上述曾提及重大傷病盛行率與其發生率高度相關，其中重大傷病發生率定義如下：

$$I_x(t) = \frac{N_x(t)}{l_x(t) - S_x(t)}$$

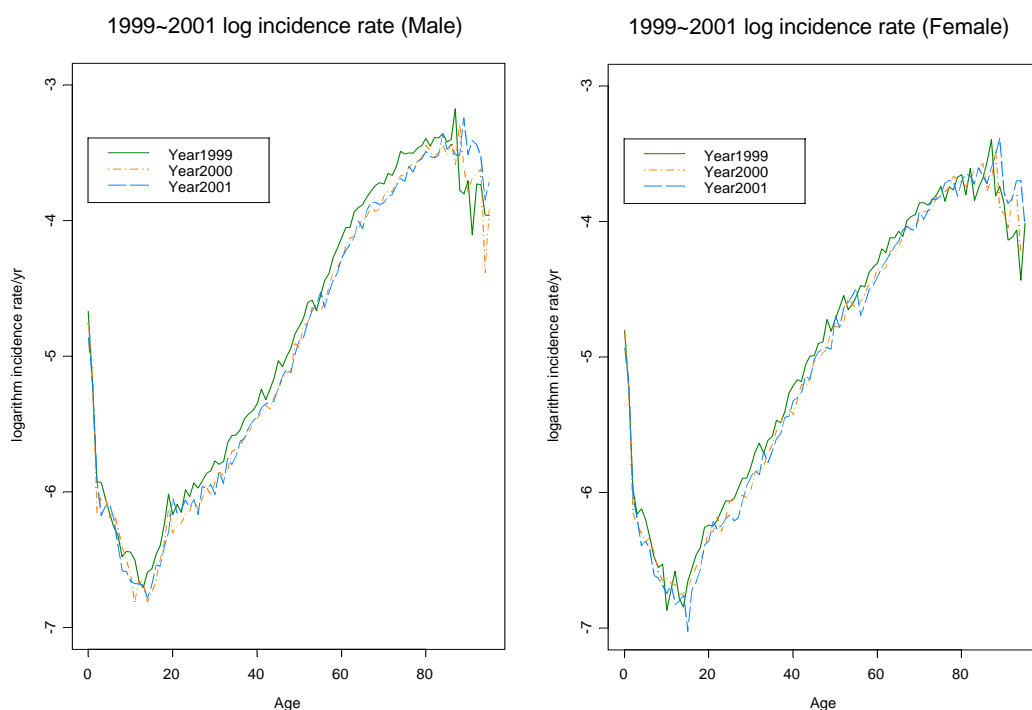
其中

$I_x(t)$ ：表示 t 年 x 歲人口重大傷病發生率，

$N_x(t)$ ：表示 t 年 x 歲新增罹患重大傷病人數。

關於重大傷病發生率估計，因為資料限制僅能計算 1999 至 2001 年的發生率。重大傷病認定範圍在 1999 至 2001 年間並無修改，具有相同的疾病認定基礎，避免了因認定基礎變動產生的干擾。為明顯觀察其趨勢與差異，重大傷病發生率的自然對數值繪製為圖三，除了 14 歲以下以及 86 歲以上，由圖三可觀察出重大

傷病發生率大致隨年齡而上升，頗符合身體機能隨年齡增加而衰退的認知，也與死亡率的圖形類似。14 歲以下的反向變動與重大傷病內容相關，侵襲 14 歲以下人口的重大傷病主要為先天性疾病，例如重大傷病中第 2、7、8、17、22、23 以及 26 類屬於先天性疾病，此類患者通常早期即可發現，因此在逐漸排除先天性疾病發生下，導致 14 歲以下人口重大傷病發生率隨年齡增加而下降。86 歲以上人口發生率趨勢，我們認為原因之一為自然篩選，85 歲之前持續未患病有如經過自然篩選，其身體機能相較於 85 歲之前以初次患病者優異；另一原因為 86 歲以上罹患重大傷病者認為年歲已高而放棄前往就醫，使得 86 歲以上人口隨著年齡持續增加而出現遞降的現象。



圖三、1999~2001 重大傷病發生率

另外，2000 及 2001 年發生率約略低於 1999 年，但是並未出現明顯的系統變化，三年間發生率互有高低。因此在有限資料的限制下，並不能歸納出重大傷病發生率明確變動趨勢，未來我們將以 1999 年至 2001 年發生率的平均作為台灣未來發生率的數值。

三、 台灣地區重大傷病死亡率概況

重大傷病通常較一般疾病嚴重，衍生的死亡率也比較高，不適合套入一般國民的死亡率，必須另案處理，因此本文使用以下公式計算重大傷病死亡率：

$$\begin{aligned} m_x^c(t) &= q_x^c(t) + q_x^o(t) - q_x^c(t) \times q_x^o(t) \\ &= \frac{d_x^c(t)}{S_x(t)} + \frac{d_x^o(t)}{l_x(t)} \times \frac{1}{P_x(t)} \times 0.5 - \frac{d_x^c(t)}{S_x(t)} \times \frac{d_x^o(t)}{l_x(t)} \times \frac{1}{P_x(t)} \times 0.5 \end{aligned}$$

其中

$m_x^c(t)$ ：表示 t 年 x 歲人口重大傷病中央死亡率；

$q_x^c(t)$ ：表示 t 年 x 歲重大傷病患者因重大傷病因素死亡中央死亡率；

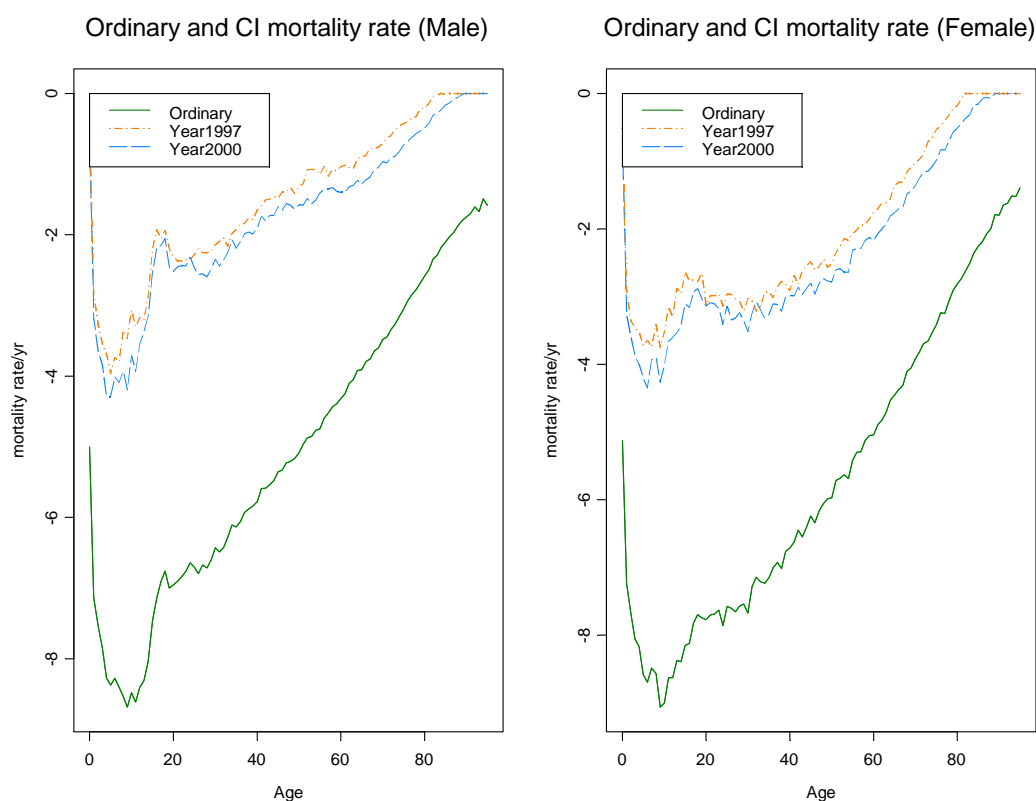
$q_x^o(t)$ ：表示 t 年 x 歲重大傷病患者因其他因素死亡中央死亡率；

$d_x^c(t)$ ：表示 t 年 x 歲重大傷病患者因重大傷病因素死亡人數；

$d_x^o(t)$ ：表示 t 年 x 歲重大傷病患者因其他因素死亡人數。

上式假設重大傷病患者死亡時可能導因於重大傷病或其他因素，必須區隔這兩類死因，我們將以多重遞減(Multiple decrement)的方式分別計算。

本文使用這個死亡公式的原因在於全民健保資料庫為保障隱私權，不提供重大傷病患者的個人資料，以致無法獲得患者的實際死因。因此我們假設如果重大傷病患者不因重大傷病而死亡，則其因非重大傷病因素的死亡機率應與非重大傷病患者無異，以下將分別討論這兩類死因。首先將重大傷病中央死亡率(即因重大傷病死亡部分)與一般中央死亡率相比較(參考圖四)，最大的差異在於重大傷病死亡遠高於一般死亡率，其中男性重大傷病死亡率最大為男性一般死亡率的 71.06 倍、最小 4.79 倍、平均 20.79 倍；女性分別為 84.88 倍、4.53 倍、26.69 倍，女性倍率普遍高於男性。除數值上差異外，重大傷病中央死亡率與一般中央死亡率在於 20 歲左右曲線的差異，一般死亡率因男性有較高的意外死亡機率而在 20 歲前後呈現出隆起的現象，女性死亡率曲線則無此隆起；但重大傷病因包含重大意外傷害，因此無論性別，死亡率曲線於 20 歲左右皆有隆起現象。



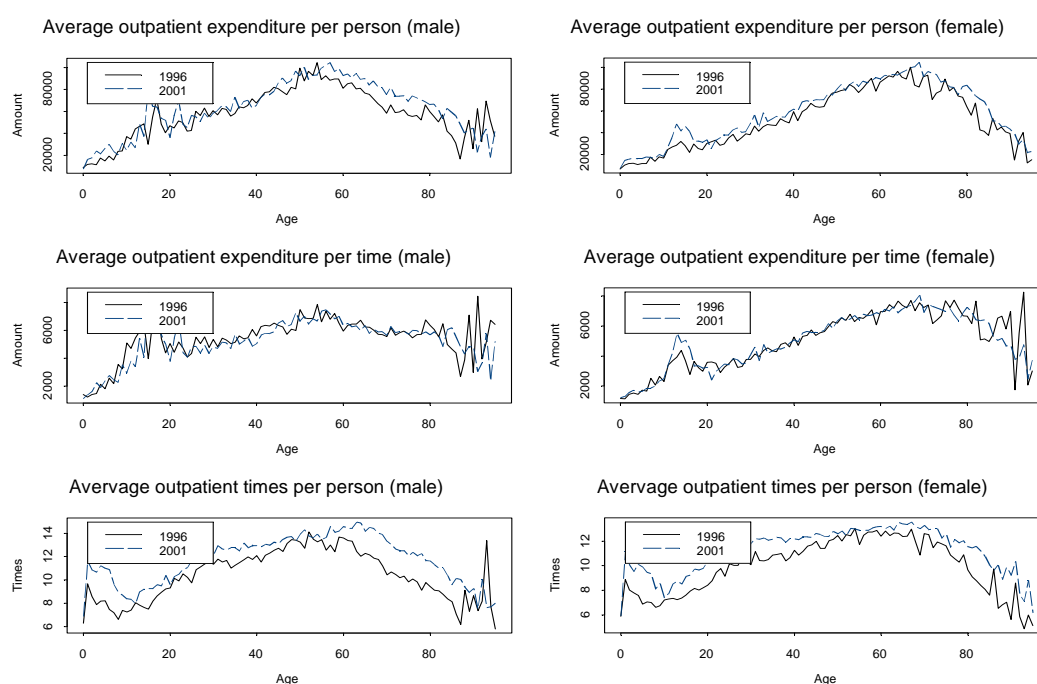
圖四、1997、2000 重大傷病死亡率與一般死亡率

四、 台灣地區重大傷病門診醫療支出概況

重大傷病門診總體醫療支出，由於患病人數逐年增加，使得門診醫療支出自 1997 年 188 億 7 千 5 百餘萬元上升至 2001 年 318 億 3 千 7 百餘萬元，五年間成長了 1.68 倍。與全民健保總體門診醫療支出的成長比較，門診費用由 1997 年的 1635 億 3 千 9 百餘萬增至 2001 年 2069 億 1 千 7 百餘萬元，五年間成長 1.26 倍，重大傷病門診支出在 1997 年佔門診支出的 11.54%，在 2001 年已增加到 15.38%，可知重大傷病門診支出成長速率高於總體門診支出。若以平均每人負擔來看，重大傷病門診支出，以 2001 年數據為基準，2001 重大傷病患者佔全體全民健保被保險人人數的 2.02%，但重大傷病患者所使用門診醫療資源達總體門診的 15.38%，也就是平均每一重大傷病患者門診支出為非重大傷病患者的 8.81 倍。藉由以上觀察未來重大傷病門診醫療支出佔總體門診醫療支出重要性逐漸提

升，是否成為全民健保財務的重擔也逐漸成為關心的焦點。

總體門診醫療費用可視為個人門診醫療費用的加總，將個人門診醫療費用以平均每人門診醫療費用估計，依據頻率(Frequency)與幅度(Severity)互為獨立的假設，個人門診醫療費用可進一步細分為每人平均門診醫療次數以及平均每次門診醫療費用金額的乘積。實質意涵上，每人平均門診次數代表個人就醫行為，而平均每次門診費用則反映出經濟環境的波動，但需經過消費者物價指數的調整。若每人平均門診費用與平均門診次數同向變動(即同時上升或下降)，顯示總體門診醫療費用的變動同時受到個人就醫行為及經濟環境的影響；若每人平均門診次數無明顯變動，則表示門診醫療費用只受到經濟環境因素的影響。



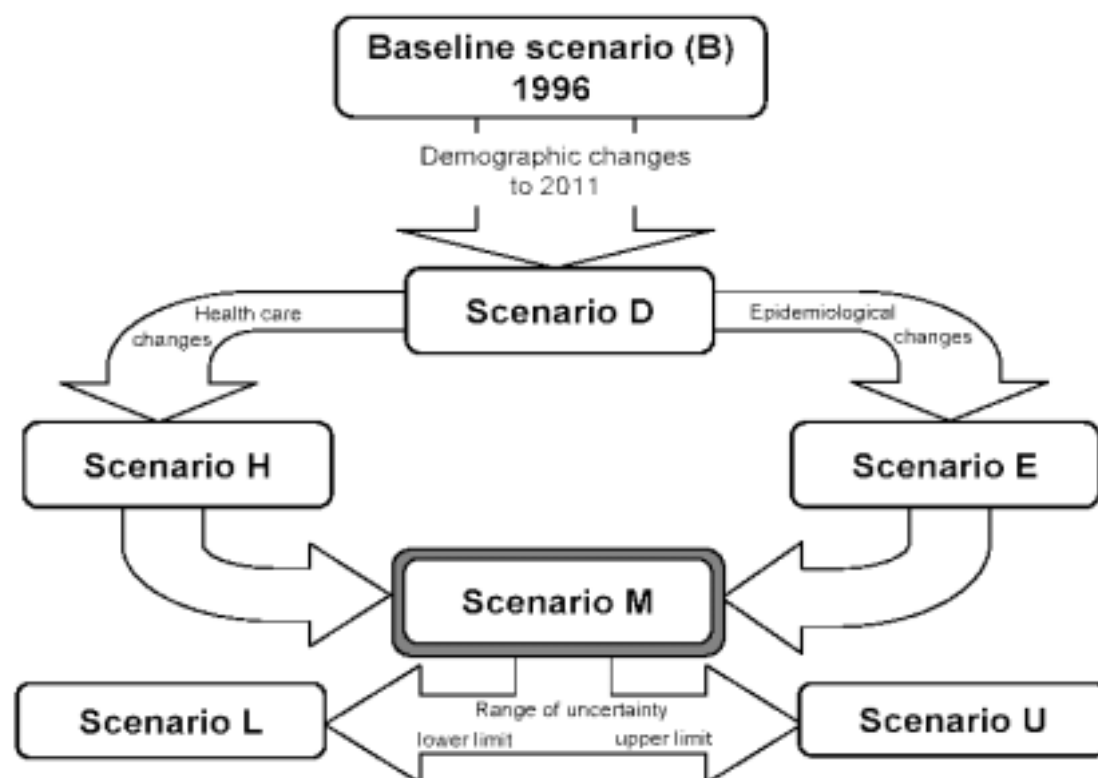
圖五、重大傷病每人門診費用(第一列)、每次費用(第二列)、平均次數(第三列)

依照上述方式，可將重大傷病每人平均門診費用區分為平均每次門診金額、平均門診次數，三者自 1996 年至 2001 年的圖形變化請參考圖五，第一列的每人平均門診費用由 1996 年至 2001 年略微上升。由圖五發現經消費者物價指數(以 2001 年為基期)調整後，平均每次門診費用金額無明顯變化，但每人平均門診次

數，2001 年平均每人門診次數略高於 1996 年。由此推論重大傷病每人平均門診醫療費用的上升較可能源自個人就醫行為，因此未來我們將視平均每次的門診費用為定值，僅推估未來的平均門診次數。

參、重大傷病精算推估

由於平均壽命的延長、主要死因轉變為偏向老年人之慢性疾病，整體醫療費用的結構亦逐漸在變化中，為了能更精確地估算未來重大傷病的醫療費用，我們首先必須建立重大傷病盛行率及死亡率的推估模型，進而求出在死亡率下降及主要死因改變對於重大傷病醫療需求的影響。在特定疾病費用推估的文獻中，紐西蘭健康部(Ministry of Health)在 2002 年時以 1996 年紐西蘭糖尿病資料為基礎，推估 2011 年糖尿病對紐西蘭國民健康影響可供重大傷病推估參考(流程如圖六)。



圖六、紐西蘭糖尿病推估流程

本文重大傷病費用的推估仿照上圖，先由 scenario B 考慮未來人口推估開始，加入重大傷病死亡率與一般死亡率，計算出因死亡率下降(即人口老化)下未來重大傷病的盛行情形(也就是圖六 scenario D)。然而並非只有人口結構會隨著時間變動，健康照護與疾病盛行情形也將隨著時間變動，其中健康照護隨時間進步使得疾病患者死亡率下降，造成重大傷病死亡率與一般死亡率下降，所以在 scenario D 之外分別加上重大傷病死亡率與一般死亡率的下降、與罹患重大傷病機率上升的可能，形成圖六中 scenario H 與 scenario E。綜合 scenario D、H、E 三種情境，成為未來最可能重大傷病發展狀況並設定為圖六中 scenario M，最後以區間估計的概念給予推估結果上下界已完成推估流程，其中推估上界為 scenario U 推估下界為 scenario L。本文之推估流程仿效紐西蘭糖尿病研究推估流程，其中以 2001 年重大傷病實際盛行情況設定為基礎情境，人口結構變動引用黃意萍(2002)所推估 2002 至 2051 年台灣地區人口推估結果做為人口結構變動情境的推估結果，重大傷病盛行率變動設定為疾病流行情境，重大傷病死亡率變動設定為健康狀態情境，結合人口結構變動情境、疾病流行情境以及健康狀態情境推估台灣地區未來重大傷病患病人數。

一、 重大傷病盛行率推估模式與推估結果

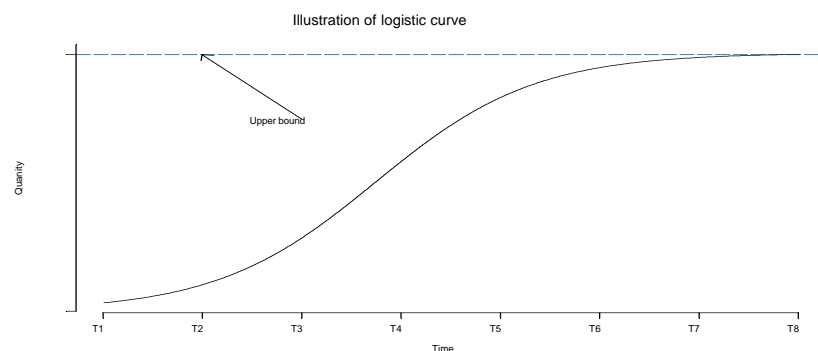
欲建構重大傷病醫療費用推估模型，首先必須決定其盛行率的成長模型及死亡率的推估模型，其中疾病盛行率因為疾病類別差異而會具有不同的成長速率。例如：急性傳染病因為快速在人群中傳染的特質，所以在短期間急性傳染病盛行率會快速上升，相對於非傳染性疾病其盛行率必須經由時間的累積而出現較大幅度的成長；另一方面，由於醫療技術以及預防醫學的增進，人類逐漸擁有控制疾病發生的能力，即使罹患疾病絕大多數也能夠獲得治療。因此疾病盛行率並不可能無限制地持續增長，應有最高盛行率上限。長期來說，甚至有遞減後收斂於定值或該疾病絕跡之可能。依據 2002 年 8 月 30 日行政院衛生署所公佈全民健康保

險重大傷病範圍分析，僅有麻瘋病(Leprosy)、後天免疫缺乏症候群(Acquired Immunodeficiency Syndrome, AIDS)以及庫賈氏病(Creutzfeldt-Jakob Disease)具有傳染性，其餘所認定疾病發生誘因主要與個人基因、居住環境、生活習慣及職業等因素相關。大多數重大傷病認定範圍之疾病並不具有高度傳染性，其中具傳染性疾病亦是重大傷病中的少數。因此依據疾病特性，重大傷病盛行率發展趨勢有其成長上限。進一步的發展趨勢由於觀察年度有限，所以無法進一步對盛行率發展趨勢推估。自 1997 至 2001 年實際重大傷病盛行率，可以發現重大傷病盛行逐年上升、但上升速率減緩，不能排除未來將成長至某一定值的可能。常用推估模式中，羅吉曲線模式(logistic curve model)符合重大傷病以遞減速率收斂至最大值的可能趨勢，因此重大傷病盛行率推估模式採用羅吉曲線模式。

羅吉曲線函數型態可以下式表示：

$$P(t) = \frac{1}{A + B \times e^{-K \times t}} \quad (3.1)$$

羅吉曲線的軌跡類似 S 型(圖七)，隨時間趨近上界，在反曲點(inflexion point)之後上升速率減緩。以羅吉曲線模式推估重大傷病盛行率，參數 t 代表時間。由於 t 不為負數，所以進行推估時並無法如同下圖一般呈現出 S 型的曲線型態。推估時間始點即為反曲點，自始點之後推估數值將會以遞減速率成長至上界。



圖七、羅吉斯曲線圖

羅吉曲線模式中有三個參數，至少需要三筆資料才能加以估計。由於我們僅有五個觀察值(1997 至 2001 年)，若採用最大概似估計法求取參數，誤差項僅有

一個自由度，可能會因估計誤差過大而影響推估結果。為減少誤差，採用三等距時點觀察值方式，也就是說已知三不同時點資料 $P(t_1)$ 、 $P(t_2)$ 、 $P(t_3)$ ，其中 $t_2 - t_1 = t_3 - t_2$ ，估計羅吉曲線參數。羅吉曲線參數 A、B、K 估計方式如下(Brown, 1993)：

$$A = \left(\frac{\frac{1}{P(t_1)} + \frac{1}{P(t_3)} - \frac{2}{P(t_2)}}{\frac{1}{P(t_1) \times P(t_3)} - \frac{1}{P(t_2)^2}} \right)^{-1} \quad (3.2)$$

$$B = \frac{1}{P(t_1)} - A \quad (3.3)$$

$$K = \ln \left(\frac{\frac{1}{P(t_1)} - \frac{1}{P(t_2)}}{\frac{1}{P(t_2)} - \frac{1}{P(t_3)}} \right) \quad (3.4)$$

參數估計所需資料代入 1997 至 2001 年本文計算出的重大傷病盛行率，其中 1996 年為全民健康保險開辦之初，缺乏重大傷病證明資料，因此並不納入參數估計。重大傷病盛行率分為兩種方式估計：(1)個別年齡擁有個別年齡重大傷病變動方式，所以推估未來重大傷病盛行率必須對各年齡建立推估模型以獲得重大傷病盛行率推估值，(2)個別年齡具有相似的重大傷病盛行率變動方式，個別年齡變動幅度是共同變動幅度某一倍率。

由於重大傷病盛行率變動方式的選擇與多變量分析中以主成份分析(Principle component analysis)決定資料變動維度個數相似，所以採用主成份分析釐清 1997 至 2001 年重大傷病盛行率的變動情形。從 1997 至 2001 年重大傷病盛行率主成份分析結果，發現第一個主成份對於總體變異解釋比例已達 98.6%(男性)及 98.3%(女性)，各年齡重大傷病盛行率變動具有相似的方式，單一年齡變動幅度是共同變動幅度某一倍率。從主成分分析結果已知重大傷病的變動方式屬於各年齡以共同模式方式變動，並且平均值為充分統計量(Sufficient statistic)所以平均值能包含最多整體所蘊含的資訊，因此以 1997 至 2001 年各年重大傷病平均盛行率建構盛行率推估模型，而單一年齡推估盛行率調整比率以 1997 至 2001 年五

年單一年齡重大傷病盛行率對平均盛行率比率平均值估計。令(3.1)式為重大傷病盛行率推估模式，其中 $P(t)$ 令為 t 年重大傷病盛行率平均值，參數 A 、 B 、 K 以(3.2)、(3.3)、(3.4)估計其中 t_1 為 1997 年 t_2 為 1998 年 t_3 為 1999 年。

計算發現男性終極平均重大傷病盛行率將高於女性，其中男性終極平均重大傷病盛行率為 4.36%，女性為 3.45%。另外，根據本文的計算，男性重大傷病盛行率於 2014 年逐步收斂，而女性則於 2009 年開始收斂。

二、 重大傷病死亡率推估

人類死亡率由於公共衛生以及醫療科技等因素的增進，死亡率隨時間而逐漸降低，從實際資料觀察重大傷病死亡率亦隨時間下降。由於死亡率隨著時間逐漸改善，死亡率推估模式必須兼具描述橫截面上(cross-sectional)死亡率年齡分佈差異及縱斷面上(longitudinal)死亡率隨時間改善的特性。國外預測死亡率常用的模型主要有：(1)SOA 模型；(2)Heligman-Pollard 模型；(3)Lee-Carter 模型，其中 Lee-Carter 模型為 Lee and Carter 於 1992 年提出用於推估美國死亡率模型。其模型乃針對中央死亡率($m_{x,t}$)設限，公式如下：

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + b_x \times k_t + \varepsilon_{x,t}$$

Lee-Carter 模型中參數 a_x 、 b_x 與 k_t 意義分別為：

$m_{x,t}$ ：在 t 年時， x 年齡組人口的中央死亡率(Central Death Rate)。

k_t ：死亡率的強度(Intensity of Mortality)， t 為時間。

a_x ：年齡組死亡率的平均曲線， x 為年齡組。

b_x ：年齡組相對死亡率的變化速度。

$\varepsilon_{x,t}$ ：表示時間 t ，年齡組 x 下之隨機誤差項。

Lee-Carter模型中參數 k_t 服從含位移一階自我迴歸(First order autoregression with drift)的隨機過程(stochastic process)。因此 k_t 可由下式表示：

$$k_t = k_{t-1} + Z + e_t \quad (3.5)$$

其中Z為平均遞減常數， e_t 為隨機誤差。Lee-Carter模型類似主成份分析，將死亡率以負荷及分數的線性組表示，因此各年齡組死亡率的變異可以藉由參數 a_x 、 b_x 解釋，死亡率隨時間改善則從 k_t 部份解釋。因此，Lee-Carter模式同時兼具橫截面與縱斷面的解釋能力，並能符合目前所觀察死亡率發展趨勢。

Lee-Carter 模型參數估計方式，在死亡率資料不含散逸值(Missing value)下，可藉由奇異值分解(Singular value decomposition, SVD)加以估計；若死亡率資料含有散逸值，則套用近似法。

本文死亡率推估所需Lee-Carter模型參數 a_x 、 b_x 、 k_t 引用曾奕翔(2002)依據1950至1995年人口資料所估計Lee-Carter參數做為模型參數值， k_t 部份則以1950至2000年資料及線性迴歸，推估2001至2026年的未來 k_t 值。

一般死亡率可化為個別死因死亡率之線性組合，並以下式表示：

$$m_x(t) = m_x^c(t) \times P_x(t) + m_x(t) \times r_x \quad (3.6)$$

其中，

$m_x(t)$ ：表示x歲中央死亡率；

r_x ：x歲非重大傷病因素死亡人數佔總死亡人數比例。

經由移項整理，x歲重大傷病中央死亡率在已知x歲中央死亡率之下可經由下式得知：

$$m_x^c(t) = \frac{(1 - r_x) \times m_x(t)}{P_x(t)} \quad (3.7)$$

推估 $m_x^c(t)$ 所需 $P_x(t)$ 已在先前提及，另一參數 r_x 依據1996至2001年台灣地區重大傷病人數佔總死亡人數比例推得，因為這六年中重大傷病死亡人數佔有比例並無大幅變動，可視為不隨時間變動之定值，可由這六年資料計算出的數字為估計值。推估發現，未來重大傷病死亡將逐年遞降，總計25年間男性累積下降20.58%、女性下降28.51%。以連續遞減速率計算，男性重大傷病死亡率遞減率為0.921%、女性為1.34%。

三、 重大傷病患病人數推估

重大傷病患病人數變化如同一般人口變化，人數變化主要受到特定因素影響。在人口統計中通常將影響影響人口數變化因素分為 4 類：出生、死亡、移出、移入。重大傷病患病人數變化亦能以相同方式解釋，移出與移入因素所形成影響多為短期現象，並且移出與移入數量相較於新增與死亡患病人數足以忽略不計。因此，重大傷病患病人數推估在此僅考慮新增與死亡之影響。

本文的重大傷病患病人數推估採用人口變動要素合成法(Cohort component method)。其中影響重大傷病患病人數的要素可區分為二：罹患重大傷病(類似出生)與死亡，相對應的數值分別為重大傷病發生率及重大傷病死亡率。受資料限制僅能計算出 1999 至 2001 年重大傷病發生率，因時間太短無法精確推估未來趨勢，因此假設重大傷病發生率未來不隨時間改變。但為使推估人數較為穩健(Robust)，人數推估模式中重大傷病發生率以 1999 至 2000 年三年各年齡發生率的中位數代入，輔以代入最大及最小發生率當作上限及下限，類似低推計、中推計、高推計的想法，提供讀者參考。重大傷病死亡率的推估在以前一節已介紹過，在此不再重覆。

使用人口變動要素合成法推估時需先選定特定時點做為始點，再藉由萊司禮矩陣(Leslie matrix)完成推估計算。然而重大傷病近乎不可逆，也就是說罹患重大傷病之後幾乎無法回復原先健康狀態，因此推估重大傷病患病人數時不同於一般人口推估(婦女能持續生育，相同一人可能有多次貢獻)。重大傷病患者僅能自健康狀態移轉至罹患重大傷病且無法回復，相同一人僅有一次貢獻機會，需修正傳統人口推估方式，方能用於重大傷病患病人數推估。在給定 2002 至 2051 年台灣地區人口推估資料下，以下列修正方式推估 2002 至 2026 年重大傷病患病人數。

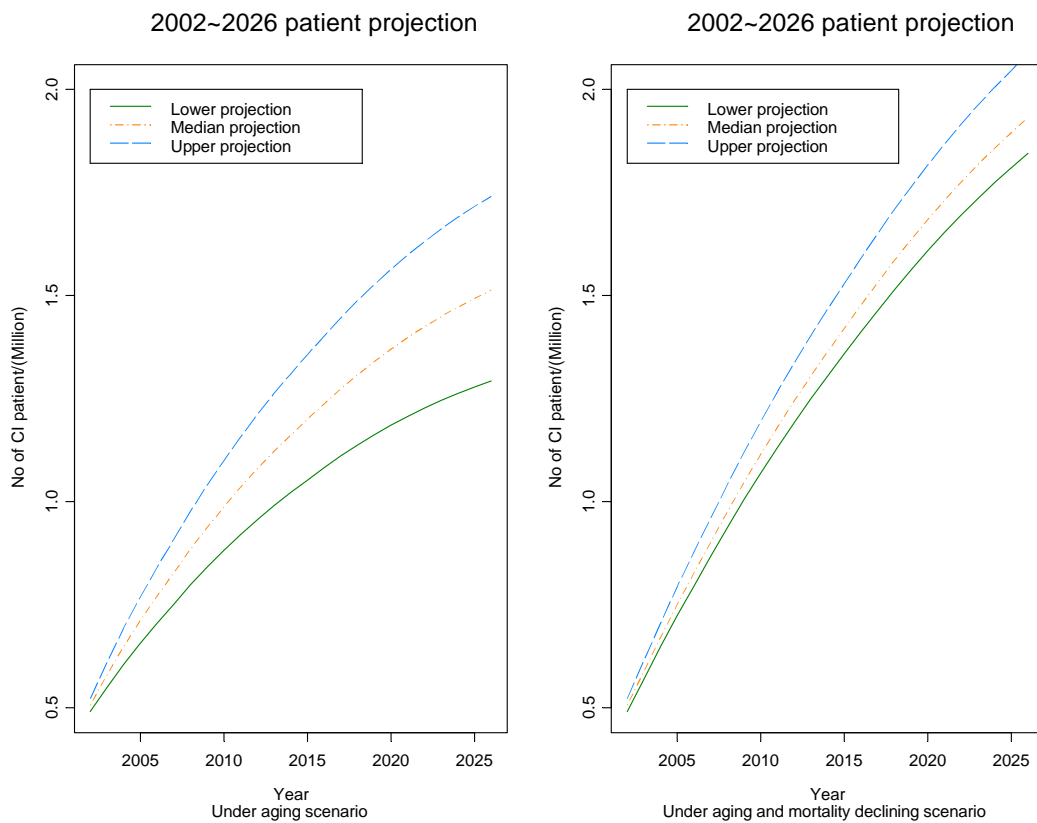
$$S(t+1) = l_0(t+1) \times i_0 + \sum_{x=1}^{85} (l_x(t+1) - S_x(t)) \times i_x + \sum_{x=0}^{84} S_x(t) \times (1 - m_x^c) \quad (3.8)$$

其中，

$S(t)$ ：第 t 年重大傷病年中罹患人數， $t=2001\sim 2025$ ；

i_x : x 歲重大傷病發生率。

台灣地區人口推估是基於死亡率改善之下推估結果，為避免整體死亡率改善與重大傷病死亡率遞減交絡(Confounding)，無法觀察出源自於重大傷病死亡率改善所造成效果，故將重大傷病患者人數推估拆分為兩部分。首先僅加入人口老化因素，重大傷病發生率以及重大傷病死亡率不變，推估重大傷病 2002 至 2026 年罹患人數。其中重大傷病中央死亡率以 1997 至 2000 年四年各年齡中央死亡率中位數，並以 Whittaker(參數值 $Z=3$)修勻法修勻後代入。第二部分除人口老化因素外再加入重大傷病死亡率遞減造成的影響，使人口老化以及重大傷病死亡率遞減交互作用，推估 2002 至 2026 重大傷病罹患人數。



圖八、2002 至 2026 年兩種重大傷病人數推估圖

2002 至 2026 年重大傷病罹病人數推估結果如圖八，預計未來重大傷病患者人數將逐漸上升。圖八的左圖為單獨考慮人口老化因素下之未來重大傷病患者人數的變化，預計在 2026 年重大傷病患者人數將上升至 129 萬(低推計)至 174 萬(高

推計)人，中推計為 151 萬人；圖八的右圖為同時考慮人口老化以及重大傷病死亡率遞減下的推計，預計在 2026 年重大傷病人數將上升至 184 萬(低)至 208 萬(高)人，中推計則為 193 萬人。因為我們較支持人口老化以及重大傷病死亡率遞減兩者將同時發生，所以後續將採用這個(右圖)推估結果。

肆、台灣地區重大傷病費用推估

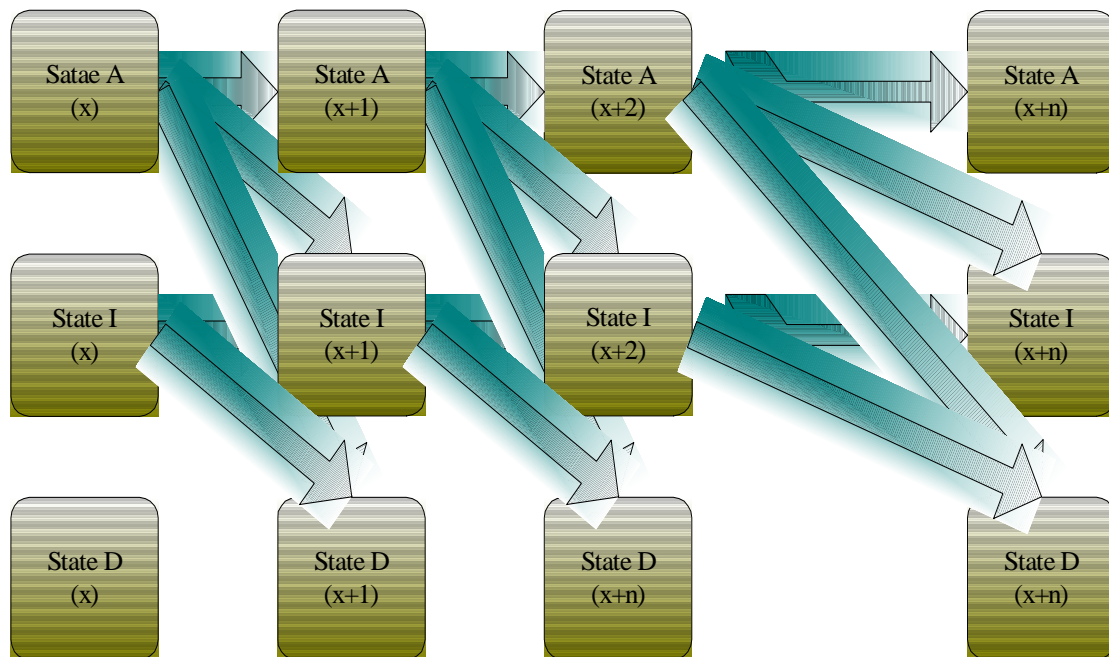
本節將藉由上一節的重大傷病死亡率、發生率以及其門診醫療費用在 2002 至 2026 年推估結果，預測台灣在壽命延長與主要死因維持為中老年慢性病下之重大傷病門診醫療費用。我們將套用多態馬可夫模型(Multi-states Markov model)推估醫療費用，馬可夫模型是研究疾病過程(Disease process)相當重要的工具，所謂疾病過程是將健康、患病以及死亡以各個狀態間移轉的方式描述，在精算科學的領域方面，以數個狀態構成的多態模型從事醫療保險等相關的研究受到廣泛的使用，例如：Panjer (1988)、Pitacco (1994)、Jones (1992, 1993)、Hesselager et al. (1995)、Renshaw and Haberman (1995)、Macdonald(1999)、Pokorski (2000)、Tolley et al. (1982a, 1982b)以及 Tolley and Manton (1991)等，以多態模型估計因疾病所衍生的醫療費用多屬於個人成本，有關總體醫療費用估計的文獻中，Rice (1966)層提出盛行率法(Prevalence method)以及發生率法(Incidence method)估計總體醫療支出，其中盛行率法適用於曆年總體醫療支出估計而發生率法適用於以年金方式估計未來醫療費用支出。因此本文將使用多退模型估計台灣地區之個人重大傷病醫療精算成本並以盛行率法推估未來台灣地區之總體重大傷病醫療需求。

一、重大傷病個人門診醫療費用推估

本節我們利用馬可夫模型計算個人之一定期間收支平衡的重大傷病醫療費

用成本，此成本可以應用於商業保險中一定期間的實支實付型平衡保費，另外也可以應用於評估健保中之個人的重大傷病醫療費用成本。

藉由狀態空間(State space)的分割(Split)建構重大傷病患者疾病過程，其中狀態空間分割為 3 個狀態，分別為健康(state A)、患病(state I)、死亡(state D)。第 t 年 x 歲未來 n 年疾病過程可以下圖表示：



圖九、重大傷病患者疾病過程圖

在重大傷病的疾病過程中健康狀態在下一年度有健康、患病以及死亡三種可能狀態，而患病在下一年度有患病以及死亡兩種可能狀態，其中 x 歲的人下一年度各狀態間的移轉機率可透過移轉機率矩陣(Transition probability matrix)表示如下：

$$\begin{bmatrix} (1-m_x) \times (1-I_x) & (1-m_x) \times I_x & m_x \\ 0 & 1-m_x^c & m_x^c \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

多年度各狀態移轉機率可藉由移轉機率矩陣相乘的方式計算，在死亡率遞減的假設下多年度各狀態移轉機率的計算可由遞迴方式表示：

$${}_n P_x(t) = {}_{n-1} P_x(t) \times \begin{bmatrix} (1-m_{x+n-1}(t+n-1)) \times (1-I_{x+n-1}) & (1-m_{x+n-1}(t+n-1)) \times I_{x+n-1} & m_{x+n-1}(t+n-1) \\ 0 & 1-m_{x+n-1}^c(t+n-1) & m_{x+n-1}^c(t+n-1) \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

其中，

${}_n P_x(t)$ ：表示 t 年 x 歲未來 n 年移轉機率矩陣；

$m_{x+n-1}(t+n-1)$ ：表示 t 年 x 歲的一般人 n-1 年後死亡率；

I_{x+n-1} ：表示 x+n-1 歲重大傷病發生率；

$m_{x+n-1}^c(t+n-1)$ ：表示 t 年 x 歲的重大傷病患者 n-1 年後死亡率。

罹患重大傷病後持續存活將衍生門診醫療支出，每位病患的門診醫療費用可藉由精算中收支平衡的方式計算如下：

$$pre_x = \frac{A_{x:\overline{n}|}^1}{\ddot{a}_{x:\overline{n}|}} = \frac{\sum_{j=1}^n w_x(t+j-1) \times {}_n P_x(t)_{(1,2)} \times MTE_{x+j-1} \times v_1^{j-0.5}}{1 + \sum_{j=1}^n (1-m_x(t+j-1)) \times v_2^j} + \frac{\sum_{j=0}^n (1-w_x(t+j-1)) \times {}_n P_x(t)_{(2,2)} \times MTE_{x+j-1} \times v_1^{j-0.5}}{1 + \sum_{j=1}^n (1-m_x(t+j-1)) \times v_2^j} \quad (4.1)$$

其中，

pre_x ：表示以精算公平原則所計算之 x 歲的人在重大傷病門診部份的實支實付型平衡年繳保費；

${}_n P_x(t)_{(i,j)}$ ：表示 t 年 x 歲未來 n 年移轉機率矩陣中位於 i 列 j 行的元素；

$w_x(t+j) = \frac{l_x(t+j) - S_x(t+j)}{l_x(t+j)}$ ：第 t+j 年 x 歲健康人口佔總人口比例；

MTE_{x+j} ：示 x+j 歲每人平均重大傷病門診醫療金額；

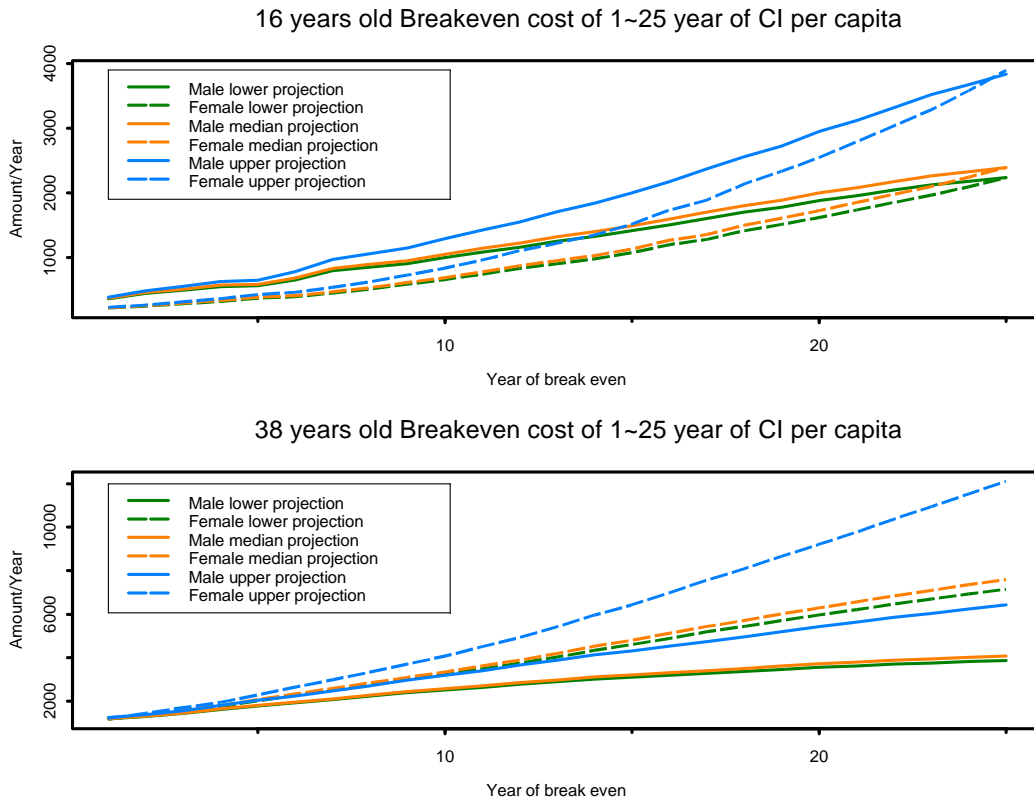
$v_1 = \frac{1+r_m}{1+r_i}$ ， r_i 為通貨膨脹率、 r_m 為醫療物價成長率；

$v_2 = \frac{1+r_s}{1+r_i}$ ， r_s 為薪資成長率。

(4.1)式中 v_1 與 v_2 分別為醫療費用以及平準保費之折現因子，其中物價因總體經濟因素變動所以 v_1 中加入通貨膨脹率 r_i 將醫療費用折現至 2001 年物價水準，醫療支出受醫療物價影響且醫療物價不同於一般消費性消費，所以 v_1 加入醫療物價指數成長率 r_m 以反映醫療費用因醫療物價而變動之因素；由於全民健保保費隨著薪

資所得變動而變動，所以 v_2 除通貨膨脹外，以薪資成長率 r_s 反映薪資變動所造成全民健保所得的變動。因此若不考慮薪資成長率（亦即 $r_s=0$ ），則(4.1)式計算所得之費用代表的是個人在 n 年定期重大傷病實支實付型商業保險之平衡保費，若將薪資成長率考慮在(4.1)式中，其計算所得之費用代表的是全民健保政策為 n 年內不調整保費的情形下，每個人在重大傷病門診部份，使得 n 年的財務可以達到收支平衡下之年繳保費。將個人之應收保費加總就可得到健保局在重大傷病部份應收取之總保險費，由於目前中央健保局以 25 年做為精算收支平衡的年限，但考慮 25 年不調整保費不符合實際情形，因此本文針對 1~25 年之所有區間，計算出不同性別、年齡之個人的收支平衡下之重大傷病的年繳保費。在(4.1)式中參數 r_m 、 r_i 、 r_s 分別以 1996 至 2001 年平均醫療保健佔總支出比例、通貨膨脹、製造業平均薪資成長率估計，分別為： $r_m=2.69\%$ 、 $r_i=1.18\%$ 、 $r_s=2.48\%$ 代入， MTE_{x+j} 以 2001 年相對應年齡之每人平均門診醫療費用估計。

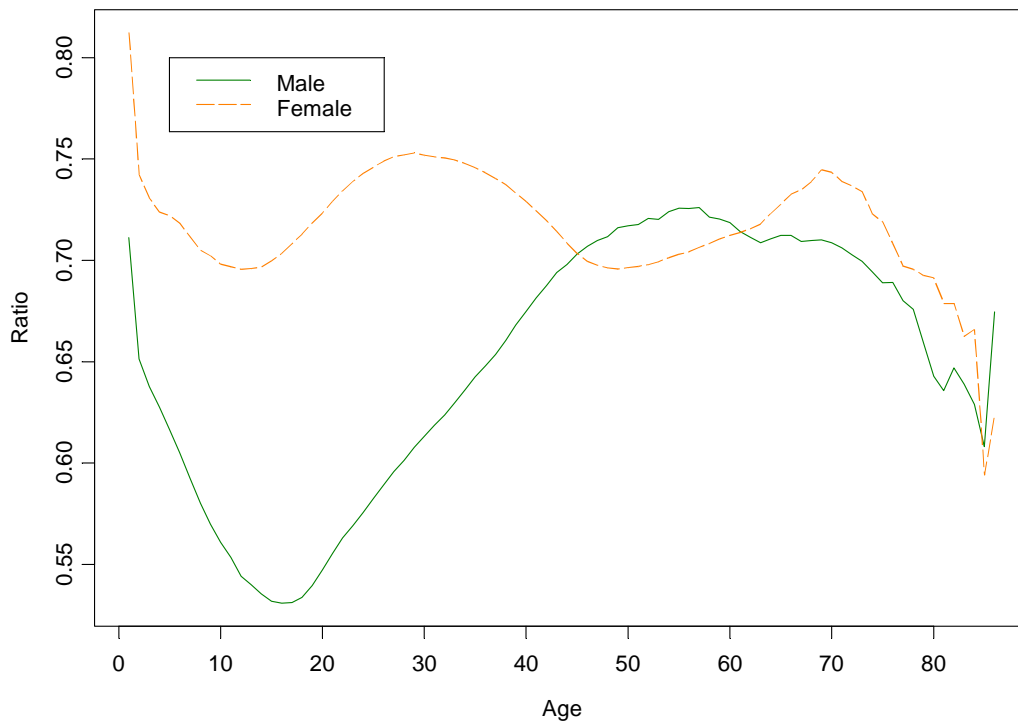
為了有效的計算出收支平衡下之所有保費的可能範圍，我們考慮在重大傷病死亡率是否隨時間遞降之下，以低推計、中推計以及高推計三種情境計算 1~25 年收支平衡下，各年齡每人收支平衡重大傷病門診醫療費用成本，其中重大傷病死亡率若隨時間遞降則死亡率以前一節所提之重大傷病推估死亡率代入(4.1)式，反之重大傷病死亡率不隨時間遞降，則以 1997 至 2000 年重大傷病死亡率經 Whittaker($Z=3$)修勻後的重大傷病死亡率修勻值中位數代入(4.1)式，低推計假定重大傷病發生率為 1999 至 2001 年三年重大傷病發生率最小值、醫療物價成長率 r_m 等於 1.345%，中推計假定重大傷病發生率為 1999 至 2001 年三年重大傷病發生率中位數、醫療物價成長率 r_m 等於 2.69%，高推計假定重大傷病發生率為 1999 至 2001 年三年重大傷病發生率最大值、醫療物價成長率 r_m 等於 4.035%。根據此低、中、高之情境假設，我們計算出各情境下之每個人在 1~25 年收支平衡門診醫療費用的保費，僅以 16 歲與 38 歲的結果為例說明(圖九)。



圖九、平均每人 1~25 年重大傷病門診醫療成本收支平衡圖(16 與 38 歲)

由於在假設中，醫療物價成長率與薪資成長率皆大於通貨膨脹率，且醫療物價成長略高於薪資成長，所以可預期隨時間延長每人平均重大傷病門診醫療費用成本將隨之上升。另外，由於重大傷病發生率與每人平均門診醫療費用，大致隨年紀增加而遞增，每人之平衡保費也會隨收支平衡的年限及個人的年紀而增加。

另外，我們亦發現性別與年齡之間，每人收支平衡門診醫療費用成本的關係存在著交替的情形。在年紀較輕時，男性之保費大於女性，在 16 歲之前，不管收支平衡的年限多長，男性的保費皆大於女性；隨著年齡的增加，女性的保費逐漸大於男性，在 38 歲時女性的保費不管在多長的收支平衡的年限，其保費皆大於男性，此乃因為女性罹患重大傷病的機率在 16 歲之後逐漸大於男性(特別是癌症部份)。在 16 歲之前雖然男、女罹患重大傷病的機率相近，但男性之每人醫療費用成本普遍大於女性，因此在 16 歲之前女性的保費較小。



圖十、重大傷病死亡率不隨時間對隨時間遞降保費比率分佈圖

由於存活率的上升，花費在醫療支出的機率增加，使得每人收支平衡門診醫療費用成本上升，加上重大傷病死亡率隨時間遞降，亦加重每人在重大傷病醫療的成本。一般而言，在收支平衡的原則下，每人門診醫療費用成本的差異隨著收支平衡年限的延長而增大，為了瞭解是否考慮重大傷病死亡率隨時間遞降之因素，對每人門診醫療成本之低估情形，我們以 25 年收支平衡為例，探討各年齡層在沒有考慮重大傷病死亡率隨時間遞降與有考慮此因素時的相對醫療成本的低估情形，結果如圖十。男性較女性在重大傷病死亡率變動與否有更明顯的差異，45 歲以下男性成本比率低於女性，也就是說 45 歲以下男性成本受死亡率遞降影響程度高於女性。

二、 重大傷病門診醫療費用總體醫療費用推估

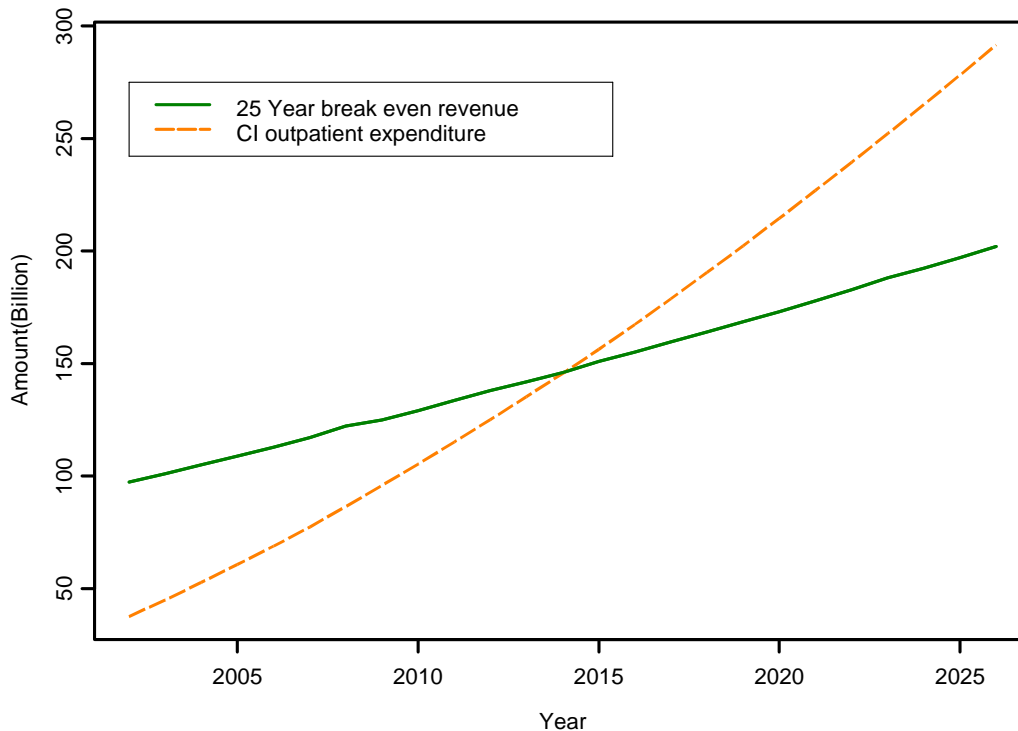
總體醫療需求的推估可視為許多個人醫療需求的加總，推估的方式可分為盛

行率法以及發生率法，所謂盛行率法就是基於上述觀念將患病人數乘以每人平均醫療費用獲得總體醫療費用，以總體醫療費用金額當作醫療需求數量衡量工具。因此以重大傷病門診醫療費用推估中老年疾病或慢性病為主要死因之醫療需求時，同樣以前一節推估重大傷病患病人數乘以每人平均重大傷病門診醫療費用，由於醫療費用會因為醫療物價成長，所以推估總體重大傷病門診醫療費用必須以醫療物價成長率調整各年每人平均門診醫療費用，所以盛行率法總體重大傷病門診醫療費用推估可表示成下式：

$$C(t) = \sum_{x=0}^{85} S_x(t) \times MTE_x \times r_m^{t-2001}$$

其中， $C(t)$ 表示 t 年總體重大傷病門診醫療費用金額($t > 2001$)，未來推估醫療需求如圖十一中粗虛線，其中虛線的部份代表的是健保局在每年皆調整保費的情形下，每年在重大傷病部份應收的總保費，亦即代表我國在未來 25 年之重大傷病之每年的總醫療需求，此部份之結果由上述所提及之盛行率法計算而得。發現因醫療物價的上升以及罹患重大傷病人數的增加，未來 25 年台灣地區重大傷病醫療費用將以近乎線性的方式上升，意謂人口老化對台灣的全民健保將形成巨大的衝擊。

另外，我們若將(4.1)式所求得之個人重大傷病的 n 年平衡保費加總，並考慮每年的薪資成長率及人口成長率就可得到圖十一中實線的部份，其所代表的意義是若健保局的政策是在未來 25 年不調整保費的情形下，為了維持 25 年重大傷病部份的財務收支平衡，每年所應收的總保費。比較圖十一中的虛線與實線便可得知重大傷病部份是否有保費低收的情形，中央健康保險局可藉由這個方法決定全民健保保費是否需要調整、以及調整的幅度。



圖十一、2002 至 2026 年重大傷病醫療費用現金流量推估圖

伍、結 論 與 建 議

一、 結 論

台灣目前正面臨因壽命延長的人口老化問題。老年人口中有相當大的比例患有疾病(多以慢性病為主)，而且老年人的平均醫療費用較高，因此本文以老年慢性病患者與醫療支出的研究為目標。受限於資料不亦取得，本文只能使用與中老年慢性病高度相關的重大傷病，藉助於全民健康保險學術資料庫中重大傷病醫療資源使用主題中門診處方、治療明細檔資料，觀察壽命延長與主要死因轉變為中老年慢性疾病下對我國全民健保財務的影響。本文首先估算台灣居民的重大傷病盛行率、發生率、死亡率以及門診醫療費用現況，再藉由重大傷病健康生命表的方式，衡量重大傷病對於健康狀況的影響以及推估未來重大傷病門診費用。

本文主要研究結果歸結為以下四點：

- 1、由於重大傷病發生率隨年齡提升，因此重大傷病盛行率主要集中於 40 歲以上的人口，男性普遍高於女性；除了 14 歲(含)以下人口以及 86 歲(含)以上人口，重大傷病發生率逐年上升，同樣是男性高於女性；重大傷病死亡率則逐年下降，其年齡分佈類似一般死亡率，但數值上高於一般死亡率，性別差異上亦是男性高於女性。
2. 重大傷病門診醫療支出佔全民健保門診醫療總支出比例有逐年上升的現象，即使經過消費者物價指數調整後仍然如此；然而在物價指數調整後平均每次門診醫療金額並無上升現象，平均每人門診醫療次數則逐年上升。
- 3、未來醫療需求將以近乎線性方式不斷上升，若未來醫療成本的年增率高於物價指數，醫療需求的數值將高於本文推估，不能排除上升至千億的可能。另外，死亡率的下降也有非常高的影響，研究發現加入死亡率遞降將使保費增加五成至八成。
4. 由於重大傷病門診醫療費用將隨人口老化以及重大傷病死亡率遞減等因素而逐年(直線)上升，建議全民健保費率必須定期檢討、調整。在維持全民健保財務自主的前提下，本文亦提出了費率調整的方法(詳見第四節)。

雖然本文綜合數個模型與方法，推估出上述結果，但受限於資料數量與資料品質，讀者在參酌本研究結果時需格外留意。因為當資料數量愈龐大時，資料品質愈不一致的可能性就愈高，本文所使用資料觀察年度為 1996 至 2001 年，雖然僅有六個觀察年度，但資料屬於全年度重大傷病門診醫療記錄，六年總資料量超過 5GB，加上 1996 至 2000 年衛生署死因資料以及其他參考資料，所處理資料量超過 6GB。本研究另一限制在於觀察年度短暫，不易觀察出一致且穩定的現象，在推估必須借助假設條件，不易評估本文的推估結果；另一方面，觀察年度短暫也有自由度不足的問題，若要使用參數模型，模型參數個數需要特別注意，即使自由度足以使用參數模型，誤差項自由度較少也容易對於估計結果顯著水準

產生懷疑。

二、 建 議

從事龐大資料的研究，在整理、彙整初步資料時即需花費相當多時間，再加上時間與資料限制而使得研究結果仍有不少改善空間。本文亦遭遇相同困難，由於全民健保資料涉及全體國民就醫記錄，需要長時間的整理，再加上全民健保成立時間有限，所能獲得的資料十分有限，未來若能累積長期資料，當能依循實際趨勢得出更切合實實際的研究與推估。

本文由受到資料限制許多研究結果必須基於某些假設，因此研究限制的放寬將是未來後續研究的重點，所以後續研究上若在資料觀察年度增長、個人屬性以及社會經濟地位指標資料增加的前提下，所能分析的角度將更為廣泛。除了資料的考量外，醫療成本的估計仍須加入更多個人屬性資料，例如：職業、疾病史等資料，方能針對不同危險程度計算出符合危險程度的費率。另外，醫療費用不僅止於門診醫療費用，住院醫療費用亦未來我們後續研究的重點之一。

參考文獻

中文部分

- 余清祥 (1997), *修勻—統計在保險的應用*, 雙葉書廊, 台北。
- 陳紹馨 (1979), *台灣的人口變遷與社會變遷*, 聯經出版社, 台北。
- 曾奕翔 (2002), *台灣地區死亡率推估的實證方法之研究與相關年金問題之探討*, 政治大學風險管理與保險學研究所碩士論文。
- 黃意萍 (2002), *台灣地區的人口推估研究*, 政治大學統計研究所碩士論文。

英文部分

- Brown, R. L. (1993), *Introduction to the mathematics of demography*, 2nd Ed. ACTEX, Winsted, Connecticut, USA.
- Crimmins, E. M., Saito, Y., and Ingegneri, D. (1989), Changes in life expectancy and disability-free life expectancy in the United States, *Population and Development Review*, 15(2), 235-255.
- Crimmins, E. M., Hayward, M. D., and Saito, Y. (1994), Changing mortality and morbidity rates and the health status and life expectancy of the older population, *Demography*, 31(1), 159-175.
- Mathers, C., Vos, T., and Stevenson, C. (1999), *The burden of disease and injury in Australian*, Australian Institute of Health and Welfare, Canberra: AIHW.
- New Zealand Ministry of Health (2002), *Modeling Diabetes: The mortality burden*, Public Health Intelligence Occasional Bulletin, 8.
- New Zealand Ministry of Health (2002), *Modeling Diabetes: A Multi-state life table model*, Public Health Intelligence Occasional Bulletin, 9.
- New Zealand Ministry of Health (2002), *Modeling Diabetes: Forecasts to 2011*, Public Health Intelligence Occasional Bulletin, 10.
- Panjer, H. H. (1988), AIDS: Survival analysis of persons testing HIV+, *Transactions of Society of Actuaries*, 40, 517-530.
- Pitacco, E. (1994), LTC insurance: from the multi-state model to practical implementations, *ASTIN*, XXV, 437-452.
- Rice, D. P. (1966), *Estimating the cost of illness*, PHS Publication NO. 947-6, Washington D.C., Government printing office.
- Tolley, H. D., Manton, K., and Stallard, E. (1982), Compartment model methods in estimating cancer costs, *Transactions of Society of Actuaries*, 34, 399-413.
- Tolley, H. D. and Manton, K.G. (1991), Intervention effects among a collection of risk, *Transactions of Society of Actuaries*, 43, 443-468.