

第一章 緒論

在緒論章節中，將依序陳述研究背景、研究問題之現況和本研究目的。

第一節 研究背景

現今台灣的醫療體系主要以西醫為主流，但因為文化及傳統等之影響，使得西方醫學仍無法取代中國醫藥。事實上由於中藥藥性溫和且副作用少，又可免除開刀，因此仍有許多民眾喜好求診中醫（陳太義等，1990），以中醫醫療而言，過去的研究指出台灣地區民眾有 11% 的病次求助於中醫療法，採複向（中醫、西醫、民俗療法）的家庭約佔 60%（吳就君，1981）。

台灣於 1995 年三月正式開辦全民健保，亦將中醫門診納入給付範圍，其給付項目以案件分類，分為中醫一般案件、中醫專案、中醫慢性病、中醫針灸傷科及脫臼整復等四大類。由於全民健康保險將中醫門診納入給付範圍，使得民眾對於中醫醫療利用快速增加，中醫門診使用人次由 1995 年約為 2200 萬人次，至 1998 年成長至 2700 萬人次，然其成長幅度仍低於西醫及牙醫（李漢修，1999）。最近的研究中指出，台灣地區民眾求助於中醫的比例成長至 28%（羅紀瓊，2000）。

另外，由於近年來醫療科技的進步及生活環境的改善，國民的平均壽命逐年提高，但人口出生率卻逐年下降，造成台灣地區人口老年化。人口老化，慢性病患者增多，將可預見其對中醫醫療利用情形之影響。基於牙醫總額支付制度推動後甚為順利，行政院衛生署健保小組於 1999 年 5 月 5 日成立「中醫門診總額支付制度推動小組」，負責試辦計劃之研擬與規劃，自 2000 年 7 月 1 日起開始實施。

目前，中醫在全民健保制度下，其業務量呈現快速成長的趨勢，如此，將嚴重影響健保財務，如果想要控制中醫醫療費用，必須先對全民健康保險制度下之中醫醫療利用情形做了解，才能對於中醫藥衛生政策方面做有效的具體建議。

故本研究以推估全民健康保險制度下中醫醫療利用率（含治療用中藥）及探討民眾使用中醫醫療之影響因素，以期能提供衛生醫療單位未來中醫醫療利用情形之參考與評估。

第二節 問題現況

以往有關中醫醫療利用率的研究主要有兩個限制：一是多為區域性的研究，二是近年來多為分析現有醫療利用申報檔。因此本研究將進行全台灣地區民眾之間卷調查，以所得之資料來推估中醫醫療利用率。

另一方面是方法論上的嚴重問題，亦即在以往相關研究中，推估醫療利用率所測量的時間長短均有不同，由一週、一個月到一年時間不等（詳見表 2-2），此一現象不僅造成研究結果之間無法相互比較，而且更有測量上的基本問題。亦即只要所問的時間愈久，則任何醫療的利用率愈接近 100 %，本研究針對此方法學上之問題作為分析考量的重點。

第三節 研究目的

- 一、 在考慮時間期限與起點的前提下，估計台灣地區民眾每月中醫醫療利用率。
- 二、 以兩部分模型（Two-Part Model）及存活分析（Survival Analysis）分析利用中醫醫療之影響因素。
- 三、 在考量多次就醫（recurrent data）之時間點下，以存活分析探討影響中醫醫療利用的影響因素。
- 四、 在考慮時間期限的前提下，將本研究模型與歷年台灣中醫醫療利用率的研究結果作整合比較。
- 五、 在新的研究架構和統計模型之下提供中醫政策上的建議。

第二章 文獻探討

本章中將分為四小節探討中醫醫療相關文獻與理論，依序陳述 Andersen Model 醫療利用的理論探討、中醫醫療利用相關實證研究、目前中醫醫療現況探討、SF-36 健康量表。

第一節 Andersen Model 醫療利用的理論探討

醫療利用行為之理論模式有相當多學者提出過，但最被廣泛應用的是1968 年 Andersen 發展的醫療服務利用行為模式，模式中主要是考量個人特質的傾向因素（predisposing factors）、能用因素（enabling factors）、需要因素（need factors）來探討醫療服務的利用，之後Andersen又與其他學者不斷修正此模式，共提出四個階段的模式，以下對於該四個階段模式，茲以說明：

一、第一階段健康行為模式（Andersen，1968）

其理論架構如圖2-1，此階段之健康行為模式強調以個人為單位的因素探討，以評估家庭使用醫療服務的可近性，詳述如下：

1. 傾向因素（predisposing component）：指個人於疾病發生前，有哪些特質的人較傾向使用醫療服務，個人特質又可歸納成三個層面：
 - （1）基本人口學特徵(demographic)：年齡、性別、婚姻狀況、家戶人數。
 - （2）社會結構特徵(social structure)：教育程度、職業類別、宗教信仰等。
 - （3）健康信念(health belief)：指對醫療保健之知識與價值觀，包含壓力、焦慮及是否相信醫療效果。

2. 能用因素(enabling component)：指外在環境中，促進（或阻礙）個人使用醫療服務資源之因素，或協助個人使用醫療照護之資源，唯有具備利用醫療服務能力的人才能夠去利用醫療服務，可分為兩個層面：

(1) 個人/家庭資源(personal/family)：包含家庭收入、儲蓄及有無健康保險。

(2) 社區資源(community)：包含社區醫療資源的多寡、醫療資源的可近性和就醫有無固定場所。

3. 需要因素(need component)：指個人是否需要醫療後，才會產生醫療利用的行為，包括二個層面：

(1) 個人對健康與疾病的主觀感受(perceived)：個人對醫療保健需求的評估，視其對疾病的忍受程度或健康異常狀況的定義而定，如自覺無法工作天數或活動受限天數，自覺一般健康狀況。

(2) 疾病臨床評估(evaluated)：指由醫療專業人員所做的之診斷，評估個人是否需要醫療保健。

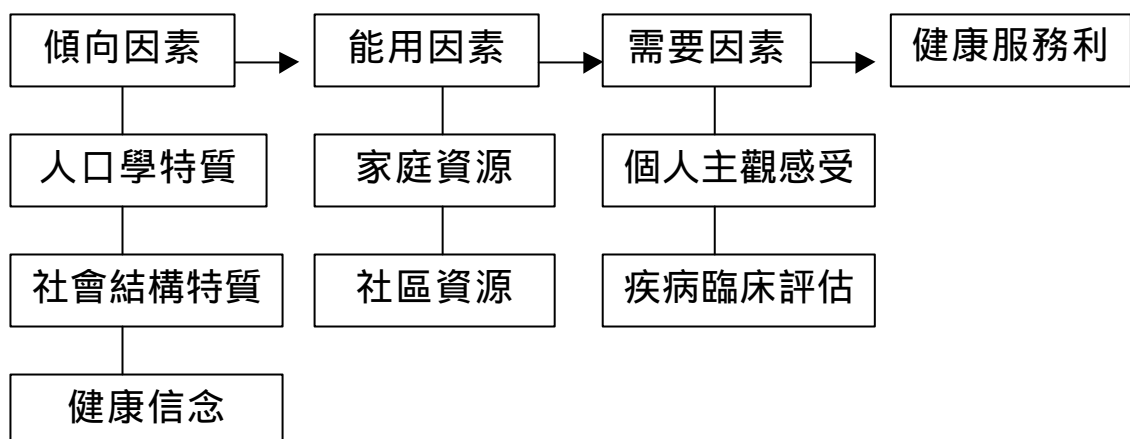


圖2-1：Aday & Andersen第一階段健康行為模式

由於Aday & Andersen第一階段健康行為模式結構簡單且資料容易蒐集，因此較受歡迎且許多研究醫療利用的文獻也廣泛的以此模式成為其研究架構，本研究也分為傾向、能用、及需要三大因素探討影響中醫醫療利用的相關因子。

二、第二階段健康行為模式 (Aday & Andersen, 1975)

1975年，Aday & Andersen 將原有的健康行為模式加以擴充，提出第二階段健康行為模式，又稱為「健康系統模式」，其理論架構見圖2-2：

1. 衛生政策因素：主要針對財務(financing)、教育(education)、醫事人力(manpower)、及健康照護組織(organization)等四大部份，作為醫療資源可近性評估之思考。
2. 健康照護提供體系因素：基本上可以分成資源(resource)與組織(organization)兩大方面。資源方面，主要指健康照護時所投入的資產(capital)與人力(labor)，而這些資源之數量(volume)與分佈(distribution)，也是在探討資源方面因素時的重點。在組織方面，主要是指上述資源投入後，資源如何在健康照護過程中獲得利用與管理，其所探討的方向可以分成進入(entry)及結構(structure)，進入，是指民眾進入健康照護系統的過程，如：交通因素、等候時間等；結構因素，主要是指民眾欲進入健康照護組織所會面臨的相關條件、規定或障礙等等。
3. 消費者滿意度之因素：指消費者使用過健康照護之後，對於健康照護之評價，其評價方向可以分為下五大項，即方便性(convenience)、成本(cost)、協調(coordination)、資訊(information)、品質(quality)及禮貌(courtesy)等五大項。

4. 個人或族群特質(characteristics of population at risk)：主要基本概念與第一階段之健康行為模式相同，在第二階段之健康行為模式將個體因素中的基礎因素及協助資源再分為可變動及不可變動兩類，所謂的可變動泛指：個體之健康信念、所得及有無健康保險等等因素，而不可變因素包含性別、年齡及種族等變項。

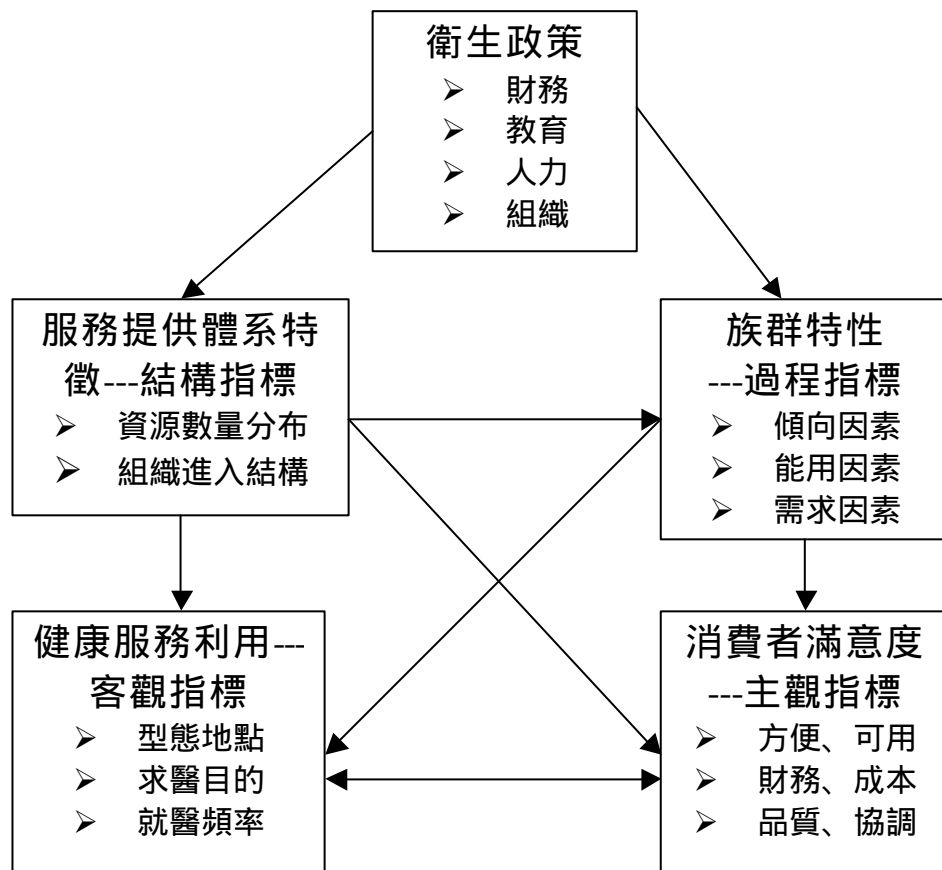


圖 2-2：第二階段健康行為模式

第二階段健康行為模式比第一階段健康行為模式更為複雜，與第一階段之最大不同點在於除了將個人因素在細分為可變因素及不可變因素，且將衛生政策因素、健康照護提供體系因素、消費者滿意度之因素納入該模式。整個模式擴充分為兩類：結構指標與過程指標之潛在的 (potential) 可近性，主要探討的都是屬於先天環境或能力而造成在獲得醫療服務上的困難及阻礙；另一類則是客觀指標與主觀

指標之實際的 (realized) 可近性，強調消費者在使用醫療服務的過程中所產生的客觀利用情況及主觀感受。

第二階段健康行為模式錯綜複雜，且各個變項資料收集費時也費力，健康政策雖可說是最直接影響健康照護體系特質的工具，影響也最深遠，但由於其不易量化與評估，因此測量上也有一定之困難性。

三、第三階段健康行為模式 (Aday & Andersen , 1995)

此階段健康行為模式見圖2-3，強調醫療服務可用於維護及改善個人健康狀態，而個人對於醫療服務的認知可藉由個人認知或由專家評估其健康狀態，外在環境因素方面也是影響醫療利用的重要因素，例如政治、經濟因素等，同時加入個人健康行為如飲食、運動、自我照護等對健康結果的影響，最後模式增加對健康狀況結果的測量，將原本評估醫療服務之可近性的概念測量更擴大。

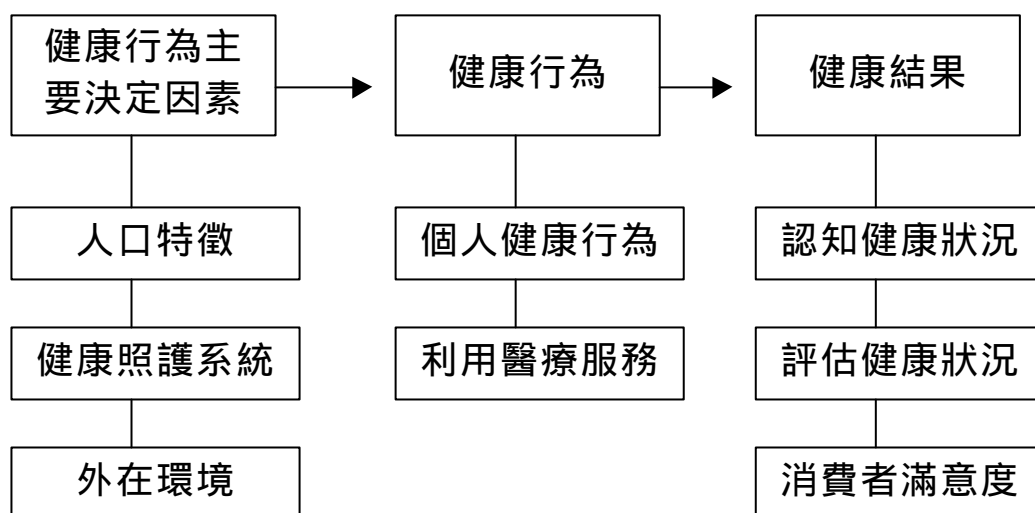


圖2-3：第三階段健康行為模式

第三階段健康行為模式簡化並修正了第二階段健康行為模式，強調潛在行為之主要決定因素影響著健康行為，而健康行為影響著結果，與第一階段及第二階段行為模式相比則增加了健康結果之層面。

四、第四階段健康行為模式（Andersen，1995）

此理論架構見圖 2-4，Andersen 整合 Scoddart 和 Patrick 等人的研究，最後提出第四階段健康行為模式，此模式強調整個健康利用行為模式為一個動態 (dynamic) 及會循環 (recursive) 之模式，顯示出醫療服務利用行為中各種因子交互影響作用，環境因素會影響人口特性，在間接影響健康行為，此外再加入利用醫療服務後的健康行為因素，且個人使用醫療服務後的健康狀況結果還會再影響個人的健康行為與之人口特質。

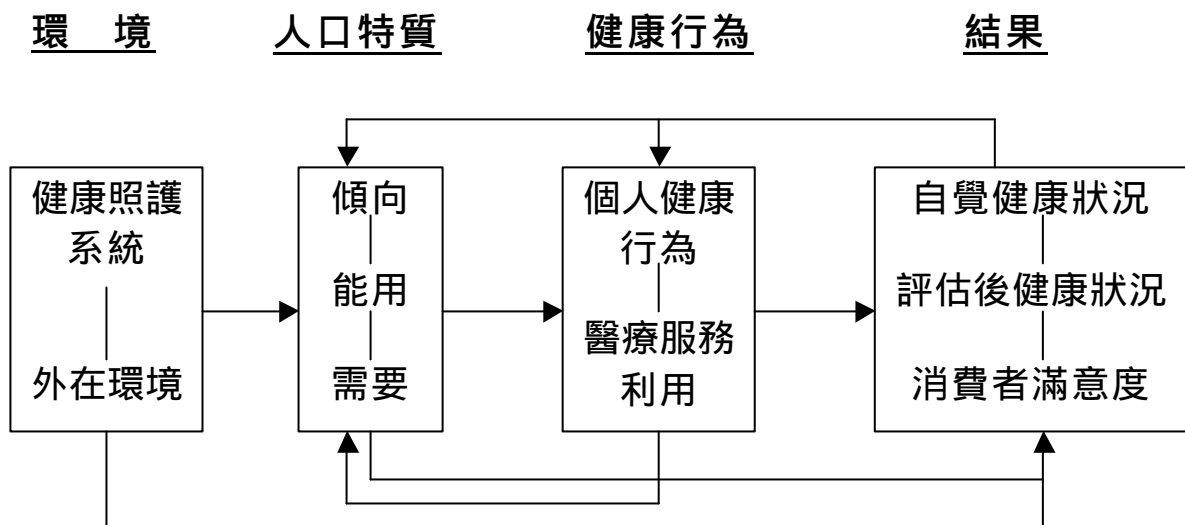


圖 2-4：第四階段健康行為模式

第四階段健康行為模式與第三階段最大不同之處，在於此階段將原健康行為主要決定因素分為「環境」與「人口特質」兩層面，使整個模式更加完整與周詳，每個層面皆同等重要，互相影響著彼此。

第二節 中醫醫療利用相關實證研究

有關於國內民眾之中醫利用及影響因素之研究，在中醫研究領域中，歷年來已有相當多的研究報告，本研究以近十年之文獻為主，節錄整理如表2-1。

以下將更進一步針對以往文獻之研究對象及研究範圍、測量時間與結果、統計方法做分類比較（見表2-1、2-2）：

一、研究對象及研究範圍

最近十年相關中醫醫療利用文獻，研究對象及研究範圍雖以全國性研究居多，但其資料來源通常來自於中央健康保險局醫療費用申報檔，以次級資料分析研究，因此，研究需要變項之取得有其限制性存在，如蔡文全（1994）、李隆安等（1999）、翁瑞宏（2000）、蔡文正等（2001）。

而區域性質之研究，則多以問卷面訪方式進行初級資料的蒐集，因為範圍並不是全國民眾，因此，研究結果並不足以代表全台灣地區民眾醫療利用情形，例如：林芸芸（1992）之研究對象為台北新店居民、王嘉蕙（1993）則以嘉義縣二十歲以上之民眾為研究母群體、李卓倫等（1995）研究對象為五個地區別之五家醫院中醫門診病患。

以初級資料蒐集民眾中醫醫療利用資訊最大問題為民眾的回憶誤差（recall bias），很多受訪者對於要填答過去就醫次數方面問題，都並不是能那麼準確地回憶起，因此，初級資料與次級資料相比下，資料可信度與正確性常被存疑，例如：吳肖琪（1991）、陳秋瑩等（1999）與鄧振華（2002）之研究，雖然研究母群體為台灣地區民眾，研究結果具全國代表性，但初級資料所得到的利用率有可能因為民眾之回憶誤差而造成高估或低估之效應存在。

二、測量時間與結果

以往研究中醫醫療利用之測量時間長短皆不一樣，從表2-2中可以看出測量時間以一個月及一年之測量為最多，一年以上之測量時間也以次級資料為蒐集方法為主。由於測量時間長短不等，因此各研究間並不能比較彼此之中醫醫療利用率，測量時間長短相同之研究才能相互比較，例如：陳秋瑩等人（1999）、吳肖琪（1991）、林芸芸（1992）三者測量時間同是一個月，相比下發現吳肖琪之研究其中醫醫療利用率最低，而林芸芸及陳秋瑩等人之研究顯示中醫醫療利用率在一個月內為7.5%及7.9%，中醫醫療利用率在最近幾年內，有明顯之成長。

三個月內之利用率則達到10.5%（蔡文全，1994），王嘉蕙（1992）則以初級資料問卷面訪方式調查中醫利用情形，兩者間在中醫醫療利用次數上，王嘉蕙之研究高出蔡文全之研究。

一年內中醫醫療利用率方面，林致坊（1998）以北區健保分局之次級資料分析結果得22%，翁瑞宏（2000）則利用全國健保資料分析得25.7%，而張育嘉（2001）研究所得之中醫醫療利用率最高--- 32%，主要是因為中區健保分局之投保人利用中醫醫療資源的機率最高，中醫醫療資源比其他地區充足，民眾接受中醫程度也比較高。而在中醫利用次數方面，一年內利用次數分別為0.96、1.29、1.87次，而蔡文正等（2001）分析全民健康保險學術研究資料庫結果得每人每年中醫平均利用次數約為1.095次。

兩年內中醫醫療利用率方面，李隆安等（1999）利用中央健康保險局門診及住診資料分析得一年內利用率為24.6%，推算兩年內之利用率會為49.2%，而鄧振華（2002）以初級資料問卷方式蒐集資料分析結果得61.36%，也就是說，兩年內有61.36%的民眾利用過中醫，推算平均每人兩年利用次數上也高達到9.4次，其研究結果均明顯高出李隆安之研究。

三、統計方法

在統計方法上，以往研究影響中醫醫療利用相關因素之統計模式以複迴歸分析方法居多數，例如：吳肖琪（1991）、王嘉蕙（1993）、蔡文全（1994）、李卓倫（1995）、張育嘉（2001）、蔡文正等（2001）。上述各個研究者在利用複迴歸分析時，因統計分析方法上之限制，只考量了當時研究之測量時間點，屬於靜態之研究，僅停留於某一時段之分析或是總體之分析。

邏輯斯迴歸分析中醫醫療利用影響因素也是常見之統計方法，主要探討民眾是否利用中醫之機率。因為邏輯斯迴歸是以類別之依變項找出影響何種特質之民眾最可能利用中醫醫療資源，所以，統計力（power）比複迴歸分析差，且分析之研究對象群也不同。林芸芸（1992）、陳秋瑩等（1999）以此統計方法研究民眾是否利用中醫之影響因素。

以上兩種統計方法可以相互使用，因此，在近一兩年研究中醫醫療利用相關影響因素之文獻也紛紛利用兩種迴歸模式，例如：林致坊（1998）、翁瑞宏（2000）、鄧振華（2002）之研究，以邏輯斯迴歸方法探討影響民眾「是否使用」中醫醫療，以複迴歸分析探討影響民眾中醫門診「利用次數」，但研究中並未更加詳細探討影響民眾中醫醫療利用行為之主要影響效應存在於哪一方。

上述比較下可以發現：以往之研究，不論在研究對象、研究範圍、資料蒐集方式、統計方法、測量時間長短上都有許多之限制與問題存在。所以，本研究希望能利用初級資料問卷訪視方法蒐集得全國民眾之中醫醫療利用相關資料，包括個人基本資料，再利用民眾基本資料欄位（ID）與健保資料進行連結，取得民眾正確之醫療利用情形，因此，避免了只以初級資料或者次級資料蒐集資訊之缺點。

而在統計方法上，以兩部分模型及存活分析方法取代傳統之靜態迴歸分析模式；本研究更進一步以兩部分模型分析不同研究對象之間的影响因素，其主要影响民眾利用中醫之效應存在於「是否利用」或者是「利用次數」方面，並且利用存活分析動態時間觀念，分析某人在某個時間之事件發生的機率，主要想解決以往研究在方法論上之最大問題---推估醫療利用率所測量的時間長短有所不同，造成研究結果之間無法相互比較。

表2-2：中醫醫療利用相關文獻之整合性比較---以測量時間劃分

作者	研究範圍	測量時間	統計方法	結果
李卓倫等, 1995	區域性研究	一星期	複迴歸分析	中醫門診次數為4.72日次
陳秋瑩等, 1999	全國性研究	一個月	邏輯斯迴歸分析	中醫利用率為7.5 %、利用次數為0.057 次
吳肖琪, 1991	全國性研究	一個月	複迴歸分析、對數複迴歸分析	中醫利用比率為1 %，利用次數0.02次
林芸芸, 1992	區域性研究	一個月	多層邏輯斯分析	中醫利用率7.9 %
王嘉蕙, 1993	區域性研究	三個月	因素分析、多元迴歸分析	平均門診次數1.46次
蔡文全, 1994	全國性研究	三個月	複迴歸分析	平均門診次數0.462次、利用率為10.5 %
林致坊, 1998	區域性研究	一年	複迴歸分析、邏輯斯迴歸分析	中醫利用率為22.0%、平均利用中醫0.96次
翁瑞宏, 2000	全國性研究	一年	邏輯斯迴歸分析、複迴歸分析	中醫利用率為25.7 %、利用次數為1.29次
蔡文正等, 2001	全國性研究	一年	固定效果模式複迴歸分析	每人每年中醫平均利用次數為1.095次
張育嘉, 2001	區域性研究	一年	複迴歸分析	中醫門診利用次數為1.87次，利用率為32 %
李隆安等, 1999	全國性研究	兩年	描述性統計	每人每年中醫利用率為24.6%
鄧振華, 2002	全國性研究	兩年	主成份分析、簡單迴歸分析、邏輯斯迴歸分析	平均每人每年使用中醫2.35次，兩年內利用率為61.36 %

資料來源：本研究整理

表 2-1：中醫醫療利用相關文獻整理

研究名稱	研究設計	研究對象	統計分析方法	研究結果
健康保險與醫療網區域資源對醫療利用之影響 (吳肖琪, 1991)	問卷訪視	1988 年 2 月宜蘭、花蓮、彰化、新竹及屏東區域, 以多階層隨機抽樣法訪視 2018 戶資料, 有效問卷 1978 戶, 共計 9740 筆個人資料。	零階相關係數、T 檢定、卡方檢定、複迴歸分析、對數複迴歸分析	<ol style="list-style-type: none"> 1. 一個月間有利用中醫的比率為 1%、中醫利用次數 0.02 次。 2. 健康保險與區域醫療資源皆會影響中醫利用; 若分析生病者之中醫利用, 發現有健康保險者較少使用中醫, 健康保險的總效應不存在, 不論在資源多寡地區, 醫療資源可用性愈好的地區, 民眾利用中醫越少。 3. 若分析利用中醫者之中醫利用, 發現中醫治療次數之多寡, 除受罹患慢性病數因素影響外, 找不出其他影響變項。
中西醫療利用型態的文獻回顧與實證研析 (林芸芸, 1992)	問卷訪視	1989 年 11 月以聚落及系統抽樣法抽取新店市 20 至 65 歲的 3701 位居民, 得有效樣本 1700 位	卡方檢定、Two-way Anova、多層邏輯斯分析	<ol style="list-style-type: none"> 1. 在過去一個月內, 22%的受訪者曾經利用過醫療服務, 其中 83.8%只用西醫, 7.9%只用中醫, 8.4%則中西醫併用。 2. 年齡、性別、月收入等變項醫療利用型態並無顯著相關, 「中西醫併用組」比「只用西醫組」的教育程度高、健康自覺較差。
影響中西醫門診利用與買藥行為之相關因素探討 (王嘉蕙, 1993)	問卷面訪	以嘉義縣市二十歲以上的民眾做為研究母體, 利用多階段隨機抽樣法抽出 500 個樣本, 以面對面問卷訪問共完成	因素分析、單因子變異數分析、多元迴歸分析	<ol style="list-style-type: none"> 1. 在過去三個月內平均就診次數為 1.46 次, 其次是買西藥, 平均 0.71 次。 2. 需要因素對中西醫門診利用行為或是買藥行為的影響最大, 而患病時的醫療方式選

		453 位受訪者		擇上，則主要以其本身對中西醫醫療態度的傾向而定。 3. 有固定中西醫就醫場所者，會增加其對中西醫門診與買藥的利用。
研究名稱	研究設計	研究對象	統計分析方法	研究結果
中醫門診病人對傳統醫學的認知、態度與行為意向的分析研究（康健壽等，1994）	問卷面訪	1989 年 8 月至 10 月間，對全省 26 家勞保特約醫院診所進行系統抽樣，扣除複向求診病患，共得有效樣本 362 位。	因素分析、T 檢定、邏輯斯迴歸分析	1. 在行為意向方面，最傾向中醫醫療的有「肌肉扭傷，關節脫臼」與「肌肉關節酸痛及關節炎」。 2. 求診教學醫院中醫部的病患比一般中醫診所病患對中藥的認知較高、對中西醫藥理與療效的態度較偏向中醫。
公保各類保險對象中醫醫療利用之研究（蔡文全，1994）	次級資料分析	1992 年 8 月至 81 年 10 月公保各特約中醫醫療機構所申報醫療費用資料檔，共計門診人次 721051 人次。	T 檢定、卡方檢定、Anova 檢定、複迴歸分析	1. 每被保險人在中醫利用次數上，大致隨年齡增加而遞增，65~69 歲達最高，之後下降；在三個月期間總平均 0.462 次，女性高於男性 2. 在利用比率上，三個月期間總平均利用比率為 0.105。在每就診人中醫利用次數上；三個月總平均次數為 4.27 次。 3. 保險對象平均每診次中醫療費用隨年齡增加，男性高於女性。
時間、所得與中西醫療價格對中醫門診利用之影響（李卓倫等，1995）	問卷面訪	嘉義、新營、基隆、花蓮等四家省立醫院及中國醫藥學院附設醫院共計五家醫院之中醫門診病人，共計訪視 1700	彈性係數及複迴歸分析	1. 過去一星期內西醫門診使用日次 0.64，中醫門診為 4.72 日次。 2. 中醫門診病患明顯的複向求醫行為。 3. 所得與西醫門診價格的變動對中醫門診的

研究名稱	研究設計	研究對象	統計分析方法	研究結果
台北市北投區居民對中醫醫療的知識、信念與行為意向及其對醫療利用型態之影響 (康翠秀等, 1998)	問卷面訪	民 1995 年 8-12 月台北市北投區四十個里的三十歲以上居民, 以多步驟抽樣法抽出 2961 名研究樣本, 最後得有效問卷 1085 份。	因素分析、變異數分析、T 檢定、邏輯斯迴歸分析	需求影響很小。 1. 在行為意向方面, 「肌肉扭傷, 關節脫臼」及「產後保養」較傾向中醫。 2. 年紀越輕對中醫醫療知識越高, 其行為意向越趨向中醫。 3. 只利用西醫的民眾佔受訪民眾 68%, 只利用中醫的民眾佔 2.9%, 中西醫合併利用者佔 29.1%。 4. 省籍、宗教、職業、年齡及對中醫之知識水準等因素與中醫醫療利用有統計上之相關。
全民健康保險北區分局中醫門診利用之研究 (林致坊, 1998)	次級資料分析	1996 年 1 月 1 日至 86 年 12 月 31 日在北區健保局投保之保險對象, 並依投保類別進行系統抽樣, 共抽出 29,998 名	T 檢定、卡方檢定、變異數分析、複迴歸分析、邏輯斯迴歸分析	1. 研究對象中利用中醫者佔 22.0%。複向就醫者佔 20.5%; 平均每人每年利用中醫 0.96 次, 平均每人每年中醫醫療費用為 442.59 元。 2. 複向就醫者高度利用中醫的機率、曾因同疾病重複使用中藥的機率、中醫利用次數皆顯著較高。 3. 中醫資源可用性最低的區域其利用中醫機率遠低於可用性中等的區域, 但中醫資源的可用性對中醫利用次數未達到統計上顯著差異。

研究名稱	研究設計	研究對象	統計分析方法	研究結果
人口老化對全民健康保險醫療利用與費用影響之評估（李隆安等，1999）	次級資料分析	1996 及 1997 年中央健康保險局之全國門診與住診資料	T 檢定、描述性統計	<ol style="list-style-type: none"> 1. 總醫療利用率低於 1996 年，然醫療費用卻上升約 183 億元；女性之醫療利用與醫療費用皆高於男性。 2. 以中醫門診來說，1996 年約有 517 萬人使用過中醫，女性居多，總醫療費用為 112 億元。 3. 1996 年使用過中醫者，平均每人每年約看五次中醫，每人每次中醫門診花費為 437 元。 4. 若以就診月份區分，以二月每日就診人數最低，約六萬人，12 月就診人數最高，約七萬八千人。
台灣地區民眾使用中醫門診服務的因素之調查（陳秋瑩等人，1999）	問卷面訪	以 1991 年台灣地區民眾為研究對象，採分層三段等機率抽樣法抽出 2566 人，實際訪得樣本 1358 人。	T 檢定、卡方檢定、變異數分析、邏輯斯迴歸分析	<ol style="list-style-type: none"> 1. 過去一個月內，有 333 位（24.5%）使用醫療服務，其中只用西醫佔 76.9%，只利用中醫佔 7.5%，中西醫併用佔 1.8%。 2. 民眾每人每月看中醫次數為 0.057 次，每人每月購買中藥 0.015 次。 3. 在影響因素方面，主要發現有：求醫偏好、有無固定中醫師及受訪前一個月內生病有無等三個變項會影響民眾是否使用中醫，而健康保險有無、家戶收入、性別、年齡、教育程度等因素，並不會影響民眾是否使用中

研究名稱	研究設計	研究對象	統計分析方法	研究結果
全民健康保險中醫門診醫療利用之研究（翁瑞宏，2000）	次級資料分析	1997 年中央健康保險局保險對象承保檔，以等比例分層抽樣方式共抽出 211,400 筆，並與國家衛生研究院全民健康保險學術研究資料庫之中醫「門診處方及治療明細檔」進行串檔與歸戶，得有效樣本 210,216 筆。	T 檢定、卡方檢定、變異數分析、邏輯斯迴歸分析、複迴歸分析	醫門診服務。 1. 中醫門診利用率為 25.7%，每人每年平均中醫門診利用次數為 1.29 次，每人每年平均醫療費用為 585.42 元。 2. 女性各項中醫門診利用情形皆高於男性；年齡在 45-54 歲及 65 歲以上之民眾各項中醫門診利用情形皆高於其他年齡層。 3. 投保地區每萬人口西醫師數越少，中醫利用越高；投保地區每萬人口中醫師數為 0.5 名以下之中醫門診利用皆低於其他地區。
中醫醫療資源對醫療利用之影響：可用效應與誘發效應之分析（張育嘉，2001）	次級資料分析	1998 年 9 月至 1999 年 8 月之中央健康保險局中區分局資料庫，得研究對象共 3,994,083 人	T 檢定、卡方檢定、變異數分析、Pearson 相關係數、複迴歸分析	1. 平均每人該年中醫門診利用次數為 1.87 次，未曾使用中醫者佔 67.83%。 2. 醫療資源缺乏區存在著可用效應。 3. 醫療資源充足地區醫師誘發需求的情形相對較不明顯。
中醫醫療利用成長與醫師數增加之關係（蔡文正，2001）	次級資料分析	1995 年至 1999 年的「全民健康保險學術研究資料庫」分析全台灣具有健保保險身份的民眾	固定效果模式複迴歸分析	1. 每人每年中醫平均利用次數約為 1.095 次，平均醫療費用約為 399.275 元，每萬人口中醫師數平均值為 1.154 人。 2. 每人每年平均中醫門診醫療利用次數之多寡受此地區中醫師密度增加而增加。 3. 平均全家年所得並不影響平均每人每年的中醫醫療利用。

研究名稱	研究設計	研究對象	統計分析方法	研究結果
台灣地區中醫醫療資源及民眾特質對中醫醫療服務利用之研究（鄧振華，2002）	郵寄問卷	以台灣地區為研究範圍，於2001年5月採隨機抽樣方式寄發5,000份問卷，回收有效問卷1,407份	T檢定、卡方檢定、變異數分析、Pearson相關係數、主成份分析、簡單迴歸分析、邏輯斯迴歸分析	<ol style="list-style-type: none"> 1. 平均每人每年使用中醫2.35次，在有使用中醫者則為3.99次。 2. 中醫醫療知識與信念會影響是否使用中醫與醫療利用次數。 3. 年齡、性別、家庭組成、教育程度、中西醫醫療資源可近性、自覺健康狀況、有無慢性病等皆與是否使用中醫有顯著差異。 4. 每萬人口中醫師數與醫療利用呈正相關。

資料來源：本研究整理

第三節 目前中醫醫療現況探討

一、中醫醫療院所現況

由於目前中醫醫療院所醫院評鑑制度尚未建立，所有中醫醫療機構皆歸屬於基層診所；全民健保實施以前，國內中醫醫療機構的分類，可分為中醫診所、中醫醫院或中醫綜合醫院、教學醫院中醫部等三大類（游隆權，1990），中央健保局將中醫醫療機構分為中醫診所、中醫醫院兩大類，目前在全民健保制度下，其中醫醫療機構數明顯為成長狀況，表 2-3 為各類醫療院所現階段家數統計數，表中可看出中西醫醫院正逐漸減少，而中醫診所成長家數比西醫診所為多，若根據中央健保局各分局之醫療機構與藥局統計表來看（表 2-4），中區地區中醫醫療資源最多。

表 2-3：1997 年至 2001 年底全民健康保險特約醫療院所統計表

	西醫醫院	西醫診所	中醫醫院	中醫診所
1997 年	656	8336	82	1818
1998 年	622	8482	69	1878
1999 年	584	8311	66	2006
2000 年	577	8241	52	2100
2001 年	565	8256	44	2225

資料來源：全民健康保險統計資料，2001

表 2-4：2002 年 9 月健保特約醫療機構與藥局統計表---分局別

特約 家數	醫學 中心	區域醫 院	地區 醫院	門診西 醫診所	中醫 醫院	中醫 診所	藥局
台北	7	25	92	2,208	13	614	1,096
北區	3	11	50	954	5	267	549
中區	6	14	94	1,650	6	718	627
南區	3	13	77	1,247	3	325	549
高屏	3	12	123	1,479	9	334	419
東區	1	5	11	236	2	40	47

資料來源：全民健康保險統計資料，2002

二、中醫師人力資源現況

而在中醫師人力方面，以 2001 年行政院衛生署統計資料顯示（見表 2-5），從 1997 年到 2001 年底執業醫事人員數中，中醫師之成長率大於西醫師成長率許多，也比人口增加率高出許多。表 2-6 中，以健保局各個分局之醫療次區域為區分，每萬人口中醫師數中，台中醫療區域人力資源最為豐富，每萬人口中就有 3.4 個中醫師，每萬人口西醫師數中，台北醫療區域則高於台中。

表 2-5：1997 年至 2001 年底執業醫事人數統計表

年別	年終 人口數	執業醫事人員數		
		醫師	中醫師	藥師
1997 年	21,742,815	25,730	3,299	13,729
1998 年	21,928,591	27,168	3,461	14,807
1999 年	22,092,387	28,216	3,546	15,787
2000 年	22,276,672	29,585	3,733	16,303
2001 年	22,405,568	30,562	3,979	17,009
與上年增減%	0.58	3.30	6.59	4.33

資料來源：行政院衛生署統計資料，2001

表 2-6：台灣地區每萬人口醫師數---醫療區域別

	醫師	中醫師		醫師	中醫師
臺灣地區	13.63	1.74			
台北區域	16.78	1.69	南區區域	11.43	1.43
基隆醫療區域	10.94	1.20	雲林醫療區域	7.54	1.14
臺北醫療區域	17.71	1.78	嘉義醫療區域	12.43	1.46
宜蘭醫療區域	10.65	0.99	臺南醫療區域	12.55	1.54
北區區域	9.34	1.36	高屏區域	13.81	1.47
桃園醫療區域	9.45	1.38	高雄醫療區域	15.23	1.56
新竹醫療區域	9.66	1.35	屏東醫療區域	9.80	1.30
苗栗醫療區域	8.56	1.30	澎湖醫療區域	11.16	0.43
中區區域	13.05	2.69	東部區域	13.68	0.97
臺中醫療區域	15.60	3.40	臺東醫療區域	9.16	0.74
南投醫療區域	8.56	1.57	花蓮醫療區域	16.82	1.13
彰化醫療區域	10.08	1.81			

資料來源：全民健康保險統計資料，2002

第四節 SF-36 健康量表

SF-36 是目前世界上公認的具有較高信度和效度的普遍性生活品質評價量表，亦是目前世界上相當廣為使用的健康自評量表。和所有標準試驗一樣，內容和計分標準化才能去解釋 SF-36，下圖為 SF-36 之計分流程（Aaronson NK，1992）。

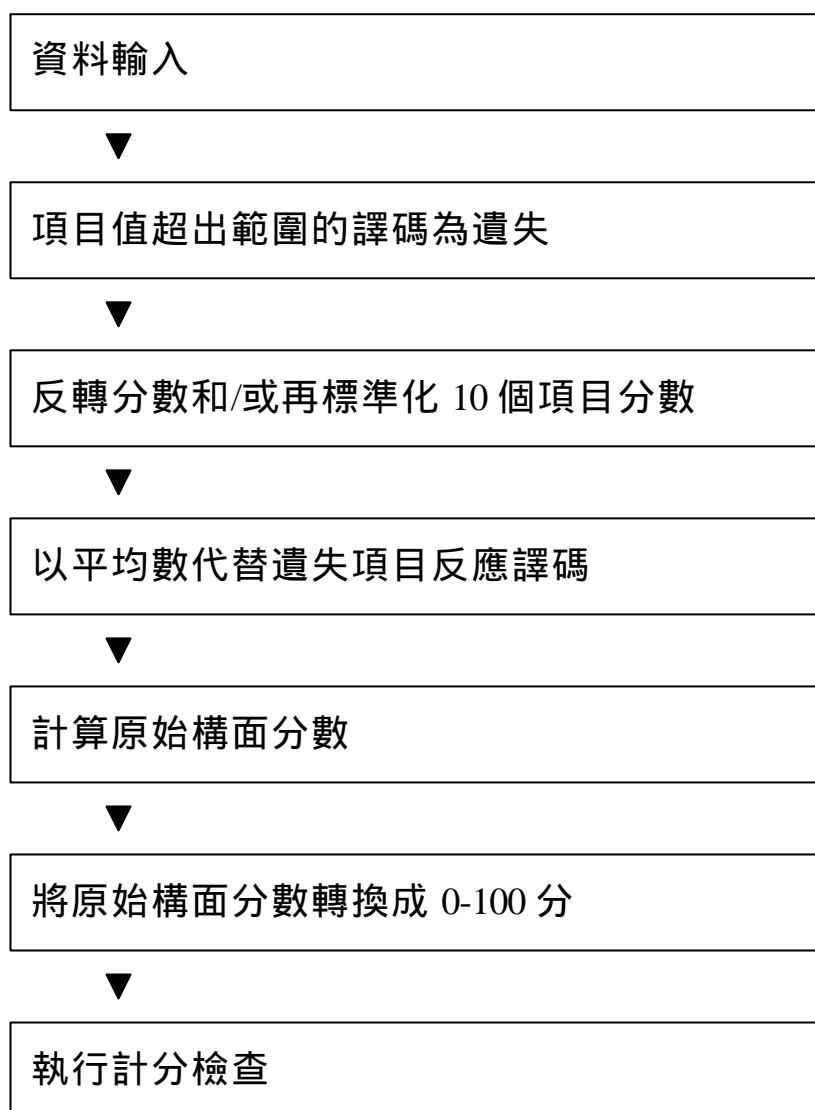


圖 2-5：SF-36 計分流程

SF-36 主要測量的八個面向 (Ware JE , 1996) :

1. 生理功能 (physical functioning, PF)
2. 因身體健康問題所導致的角色扮演受限 (role-physical, RP)
3. 身體疼痛 (bodily pain, BP)
4. 一般自覺健康 (general health, GH)
5. 活力狀況 (vitality, VT)
6. 社會功能 (social functioning, SF)
7. 因情緒問題所導致的角色扮演受限 (role-emotional, RE)
8. 心理健康 (mental health, MH)

其中八個面向又可分為兩大構面：生理構面 (Physical Component Summary, PCS) 和心理構面 (Mental Component Summary, MCS)。將生理功能、因身體健康問題所導致的角色扮演受限、身體疼痛、一般自覺健康歸類為生理構面 PCS 值，將活力狀況、社會功能、因情緒問題所導致的角色扮演受限、心理健康歸類為心理構面 MCS 值。

第三章 材料與方法

第一節 研究設計與架構

本研究經比較幾種常見的問卷調查法後，發現面對面訪談在回收率方面、資料品質方面等等均較郵寄問卷及電訪佳，故研究設計採橫斷式面訪抽樣調查，調查工具採結構式問卷。

過去有關醫療利用率之研究，大都依照Aday & Andersen 1968年所發展出來的醫療服務利用行為模式，將其分為傾向、能用與需求三個層面來分析。本研究也依照此理論架構模式設計，並參考國內外文獻加以調整。

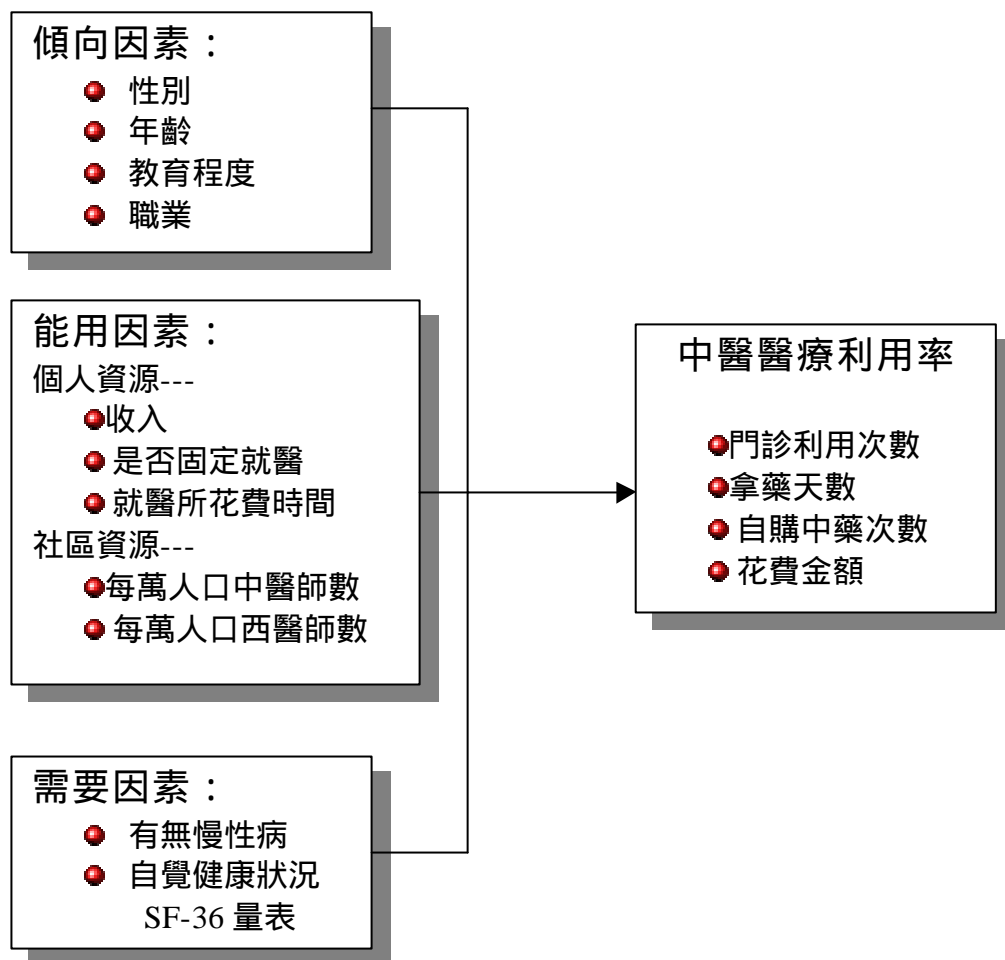


圖 3-1：研究架構圖

第二節 研究對象與抽樣設計

一、研究對象

本研究母群體為 2002 年初台灣地區（不包含離島地區）戶籍資料登記之 18 歲以上民眾，以抽樣設計方法，找出代表全台灣之樣本，總共預計面訪 1500 位。

二、抽樣設計

研究調查抽樣設計採機率比例抽樣設計 (probability proportional to size sampling design)，記為 PPS 機率抽樣設計，抽取率與抽出單位大小成比例---分為三階段等機率抽樣原則。利用行政院戶役政為民服務公用資料庫，將全台灣 351 個縣市鄉鎮（不包含離島地區）之戶籍資料按照各地區人口數之多寡排序，並計算出累積戶數，共計 6,774,592 戶及 22,263,290 人。

第一階段抽出單位為鄉鎮市；先依累積戶數欄位，隨機抽選出第一個號碼數所代表之地區，之後依照等距抽樣（組距之計算以總累積戶數除以 30 得出），循環抽取 30 個單位。第二階段抽樣，則是自第一階段抽中之鄉鎮市中，獨立抽出所需之村里；依戶數及人口數資料，以第一階段相同方式抽出全國 30 個村里。第三階段，以各戶為抽出單位；分別與 30 個地區村里之戶政事務所聯繫，取得當地之戶長名冊，隨機在名冊中抽選出第一戶，之後等距循環抽選 50 戶人家。

以此方法，抽樣過程中每一階段各單位的中選機率和該單位大小成比例，且每戶中選機率是會相等的，而中選的機率為 $\frac{30 \times 30}{6774592} = 0.00013$ 。以此機率比例抽樣設計方法抽選，會得到最小的信賴區間，因此其標準誤 (Standard Error) 也會最小，抽樣設計最嚴謹。

本研究以戶內全查方式進行調查訪問；訪員在訪查時，需先以戶長名冊抽選出來的前 30 戶進行訪問，每戶皆必須訪問完年齡在 18 歲以上之民眾後，才可以繼續下一戶之訪查，因此，問卷回收率較高。

第三節 研究工具與資料蒐集

本研究資料的收集分成初級資料 (Primary data) 及次級資料 (Secondary data) 兩種。初級資料採用結構式問卷收集資料，問卷內容主要分為三個部分，第一部分為醫療利用情形，包括中醫門診、自購治療用中藥以及西醫醫療利用，第二部分為民眾之健康狀態，以SF-36健康量表為衡量標準，第三部分為基本資料。問卷設計主要根據研究目的、文獻探討及專家訪談設計符合本研究之問卷。

問卷調查工作期間為2002年7月15日至9月15日，經由受過訓的訪員實際拜訪進行調查，並於10月完成全部資料蒐集之動作，進行資料建檔。為避免白天調查所得樣本可能多為家庭主婦或者未就業者，造成訪員抽樣樣本之偏差，因此，本研究多利用晚上時間或者例假日進行家戶問卷拜訪。

在次級資料方面，問卷經回收整理後，利用民眾所提供之基本資料欄位 (ID) 與健保檔案進行串聯，取得受訪民眾90年7月至12月間中醫門診利用日期、用藥天數、總花費金額、醫院申報金額之詳細資料，使本研究能更為精確的分析。

表3-1：研究資料來源

資料來源	變項
問卷內容	個人資料檔
問卷內容	自覺健康狀況：SF-36量表
問卷內容	2002年1月至6月每月之中醫利用次數
衛生署統計資料庫	每萬人口中西醫師數
健保資料檔	2001年7月至12月就診資料

第四節 研究變項與操作型定義

下表為本研究之研究變項名稱、變項屬性與變項操作型定義；自變項分為傾向因素、能用因素與需要因素三大類，其中年齡、教育年數、家戶人數皆為連續變項，依變項則為中醫醫療利用情形。

表 3-2：研究變項之操作型定義

變項名稱	屬性	變項操作型定義
傾向因素		
性別	類別	(1)男 (0)女
年齡	連續	以民國 91 年減去受訪者出生年份
教育年數	連續	
家戶人數	連續	
目前工作型態	序位	(1)第一級 (2)第二級 (3)第三級 (4)第四級 (5)第五級
能用因素		
家戶收入	序位	(1)超過五萬 (2)超過三萬，但未超過五萬 (3)超過一萬，但未超過三萬 (4)未超過一萬
固定看病或較熟悉的中西醫師	類別	(1)有(0)無
固定看病或較熟悉的中西藥房	類別	(1)有(0)無
單趟就診花費交通時間	連續	開放式，單位：分鐘
看診到領藥所花費時間	連續	開放式，單位：分鐘
每萬人口中醫師數		中醫師人數/總人口數 * 10000
每萬人口西醫師數		西醫師人數/總人口數 * 10000
需要因素		
慢性病	類別	(1)有(0)無
健康狀態：SF-36 量表		
PCS (Physical Component Summary)	連續	
MCS (Mental Component Summary)	連續	
醫療利用情形		
來源：健保局資料檔		
中醫門診利用次數	連續	90 年 7 月至 12 月中醫檔案
中醫拿藥天數	連續	90 年 7 月至 12 月中醫拿藥天數
中醫醫療費用	連續	健保申報總金額，包含自負金額

第五節 資料處理與統計方法

一、資料處理

本研究採用統計軟體 SPSS for Windows 10.0 版及 SAS 套裝軟體進行資料統計分析。待資料完成建檔後，重新檢查資料是否有重複、是否合理、是否完整，若需要查核原始資料時，則找出原始問卷進行複查，排除錯誤及沒有填答之問卷，並修改代碼不正確或資料建檔錯誤者。原始問卷回收份數為 1363 份，經過問卷除錯後，本研究有效樣本為 1359 人。

二、統計方法

(一) 描述性分析

計算樣本基本人口學與醫療利用的方式，主要以平均值、標準差、頻率及百分比等，來呈現樣本統計之結果。

(二) 推論性分析

(1).卡方檢定：針對各個類別自變項與有無利用中醫門診間進行差異性分析。

(2).單因子變異數分析 (One-way ANOVA)：瞭解各個可能因素與其中醫醫療利用情況之探討，分析類別變項與等距變項之關係，例如比較年齡、性別、教育程度、全家月平均收入、有無慢性病、工作類別 (控制變項與自變項) 等變項與中醫醫療利用、中醫拿藥天數、花費金額 (依變項) 之關係，其中一方變異分析若檢定有差異，再進行薛費氏事後檢定以了解差異來源。

(3) .統計模型分析：本研究採用兩部分模型 (Two-Part Model) 及採取生物統計學內之存活分析 (Survival Analysis) 作為找出醫療利用影響因素之統計模型。

由於存活分析最主要是在衡量一件事物發生存活或失敗的機率，而其分析的對象大部分為持續時間的事件，具有估計未來存活時間的能力，本研究以存活分析使中醫醫療利用率加入時間的考量點。

第六節 統計模型方法之簡介

根據文獻探討中之整理發現，在過去研究中醫醫療利用之研究通常以邏輯斯迴歸 (logistic regression) 為統計分析模型。本研究以下列統計分析方法為主要統計研究模型分析，期望對於中醫醫療利用提供另一種統計分析模式之研究。

一、兩部分模型 (Two-Part Model)

簡單線性迴歸可以預測健康照護利用的情形，OLS 則為迴歸係數值之預測，如果真正的模型是線性且誤差項與自變項獨立，則 OLS 的優點是可以產生沒有誤差之預測，另一種選擇是以 log 轉換健康照護利用，降低極端值產生的影響。然而，如果以迴歸模式預測可能會導致迴歸係數前後矛盾，因為迴歸中存在許多未利用醫療資源者。而且決定使用或者不使用系統上地是與共變項相關的，因此，導致迴歸假設無法成立。(Duan et al , 1982)

兩部分模型則可以解決沒有使用者所帶來之問題，兩部分模型即分為兩方程式來計算，第一部份方程式計算事件發生與否的機率，以邏輯斯迴歸來表示；第二部分方程式則以複迴歸計算預期有使用的部分。

概似比函數 (likelihood function) 對於兩部分模型而言相當重要，它使模型可以分為兩部分分別計算條件密度函數，而且並不需要對兩部分方程式做任何獨立的假設。(Duan et al , 1982)

兩部分模型的邊際效果(marginal impacts) ---個人使用醫療利用的期望值---是以下列公式計算：

$$E(Use) = E(Prob) \times E(Use | Use > 0) \quad \dots \dots \dots (3.1)$$

其中，E (Prob) 為有利用醫療資源的期望機率，E (Use | Use > 0) 則是在有利用的情況下，其利用的期望數。若以本研究之中醫醫療利用 (CM) 來說明，邊際效應可表示：

$$\frac{\partial E(Use)}{\partial CM} = \frac{\partial E(Prob)}{\partial CM} \times E(Use | Use > 0) + \frac{\partial E(Use | Use > 0)}{\partial CM} \times E(Prob) \quad \dots (3.2)$$

簡單來說，可用下列方式替代：

$$[P(1 - P)] \times M + \quad \times M \times P \quad \dots \dots \dots (3.3)$$

其中： 為邏輯斯迴歸係數。

P 為有利用者使用率的樣本平均數。

M 為有使用中醫者的樣本平均數。

為迴歸係數。

Duan 在 1982 年的著作中比較了其他模式與兩部分模式，認為兩部分模型比較適合健康照護利用研究領域。

本研究以「二部份模型」分別估計第一階段民眾是否利用中醫醫療的相關影響因子；第二階段有利用中醫醫療者決定看病（門診）後就診次數、拿藥天數與花費金額（次數、金額的多寡）的相關影響因素。

二、存活分析 (Survival Analysis)

由於過去研究醫療利用之文獻皆未將事件進出入時間考量進入模式中，而是以特定時間為主，傳統的迴歸統計方法就是一個典型的「靜態」分析；且過去研究在推估醫療利用率所測量的時間長短均有不同，造成測量上的問題，因此，本研究希望利用存活分析期間存續來進一步預測與估計中醫醫療利用率及其影響因素。

存活分析方法是分析某人在某個時間之事件發生的機率，其應用的領域不僅在生物醫學統計，在社會科學及工程領域也都廣泛應用這種分析方法。存活分析方法是一組觀測樣本中，事件發生與否的時間縱斷面資料 (longitudinal record)。這種資料有兩個主要特性：資料因觀察時間會有所謂的設限 (censoring) 及隨時間變化的自變項 (time-varying explanatory variable)，若使用一般複迴歸會造成嚴重的偏誤 (bias) 和遺漏許多訊息 (Allison, 1984)。

存活分析依其性質可分為五種不同層面來區分：

「單一」與「多重」	單一事件 (single event) 有時為研究便利之故，將所有事件視為相同，如死亡事件不再細分。	多重事件 (multiple event) 有些研究就有將事件細分的必要，如研究癌症治療之有效性，有必要將死亡區分為起因於癌症或其他原因。Tuma (1979) 發展了馬可夫模型的一般化模型可用以處理多重事件。
重複與非重複	重複事件 (repeated event) 事件不只發生一次，如結婚、換工作。	非重複事件 (nonrepeated event) 事件只能發生一次，如死亡。
分佈與迴歸分析法	分佈分析法 (distributional methods) 早期的事件歷史分析法僅以研究事件發生所需的時間或事件相隔的分佈，如生命表 (life table analysis)。	迴歸分析法 (regression methods) 近代研究多著重於線性迴歸模型，以事件的發生為因變數，以解釋變項的線性方程式來解釋事件發生的原因。

有母數與無母數	有母數方法(parametric methods) 多用於工程與社會科學，假設事件發生所需的時間或事件間隔時間屬於特定的分佈，最普遍的分佈模式有exponential、Weibull、Gompertz distribution。	無母數方法 (nonparametric methods) 多用於生物統計學上，幾乎不需要對事件發生時間點的分佈作任何假設。 可連結這兩種分析方法的是Cox於1972年發展出的比例轉機模式 (proportional hazards model)，可以稱為半母數或部分母數模式 (semiparametric or partially parametric)
離散與連續時間	離散時間 (discrete time) 適用於較大的時間單位，如年資料、月資料。	連續時間 (continuous time) 如果時間單位很小，資料具有難以分割的特性時，可採用連續性時間的處理方式。實際上，時間通常是以間斷的單位被衡量。

節錄整理自Allison (1984)

存活分析其主要概念在於風險組合(risk set)，也就是在每一個時間點上，發生事件可能性的個人組合，例如出生、死亡、離職、退休等皆可以收集事件資料來研究事件的發生及其發生原因的探討。以本研究的醫療利用動態情形說明，2001年下半年所觀察的追蹤對象有1106個醫療利用時段，則這1106個醫療利用時段即構成一個風險組合。而每時間點風險組合的數量會因為經歷事件的人數逐漸減少而減少。

另外一個存活分析的重要概念則是危險率(hazard rate)，同時也是基本的依變項。根據Paul D. Allison(1984)的定義危險率指「在某一個特定時間、特定個人即將發生事件的機率，且假設個人在那個時間是在風險組合之中」。本研究的危險率是指在t 時間點使用中醫醫療資源的機率，當然必須假設個人在t 時間點上，仍然處於沒有使用的狀態。

(一) 存活函數、危險函數、機率密度函數

令T為一非負數之隨機變數，代表觀察個體的存活時間 (survival time)，則個體在 t_k 時段發生事件之機率密度函數 (p.d.f) 可表示為：

$$\begin{aligned}
F(t_k) &= P(T \leq t) \\
&= P(T = t_k) + P(T = t_{k-1}) + P(T = t_{k-2}) + \dots + P(T = t_2) + P(T = t_1) \\
&= f_k + f_{k-1} + f_{k-2} + \dots + f_2 + f_1 = \int_0^t f(x) dx \quad \dots \dots \dots (3.4)
\end{aligned}$$

而個體存活時間超過時間t的機率之存活累積密度函數如下：

$$\begin{aligned}
S(t_k) &= 1 - F_{k-1} \\
&= 1 - (f_{k-1} + f_{k-2} + \dots + f_2 + f_1) \\
&= f_k + f_{k+1} + f_{k+2} + \dots = \int_t^\infty f(x) dx \quad \dots \dots \dots (3.5)
\end{aligned}$$

S(t)為一遞減的連續函數，為存活函數 (survival function)，當S(0)=1時，表示個人存活時間超過0之機率，當 $S(\infty) = \lim_{t \rightarrow \infty} S(t) = 0$ ，表示個人存活時間為無限大之機率。

相反來說，個體第 t_k 個時間區間之危險函數 (hazard function)，其定義如下：

$$\begin{aligned}
h(t) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{p(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \\
&= \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{p(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t p(T \geq t)} \\
&= \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{p(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} \cdot \frac{1}{p(T \geq t)} \\
&= f(t) \cdot \frac{1}{S(t)} \\
&= \frac{f(t)}{S(t)} \quad \dots \dots \dots (3.6)
\end{aligned}$$

轉換運算後可得 $h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = -\frac{d \ln S(t)}{dt}$ (3.7)

若將等式兩邊同時取積分並取指數之型式，可得存活函數：

$$\int_0^t h(x)dx = -\ln S(t)$$

$$\Rightarrow S(t) = \exp\left\{-\int_0^t h(x)dx\right\}$$
 (3.8)

因此，個體在時間t點的機率密度函數表示成：

$$f(t) = h(t)S(t)$$

$$= h(t)\exp\left\{-\int_0^t h(x)dx\right\}$$
 (3.9)

由上式我們可以得到h (t)、 S (t) 與f (t) 三者之間的關係。

(二) Cox之比例危險模型 (Cox Proportional Hazard Model , Cox model)

分析存活時間資料時，除了時間的變數外，常伴隨與存活時間相關的解釋因子，個人可能受一些外生解釋變數X的影響，或可稱為共變數 (covariate)。本研究主要探討一組解釋變數對個人使用中醫醫療利用的影響效果，因此，我們將參考Cox比例危險模型。最早提出者是Cox (1972)，其主要特色在於：

- (1) 不用假設存活時間t屬於何種參數型分配，及能估算個體行為對存活時間的影響。
- (2) 可處理具有設限觀察值資料的模型與參數估計。
- (3) 共變數向量可以是連續、間斷、時間相關或虛擬變數。
- (4) 最常被用來描述不同群體之間的危險率。
- (5) 模式考慮到存活時間與設限之資料，邏輯斯迴歸只有使用有無(0,1)

忽略時間與設限資料。

其基本定義如下：

假設 $h(t, X)$ 為具有 $X = (x_1, x_2, \dots, x_k)$ 共變數向量 (covariate vector) 的群體之危險函數。 $h(t; 0) = h_0(t)$ 為具有 $X(t) = 0$ 即在沒有共變數影響下的危險函數，稱為基準危險函數 (baseline hazard function) 或者參考組 (referent group)。

因此，Cox模型為：

$$h(t, X_i) = h_0(t) \exp \sum_{i=1}^p B_i X_i \dots\dots\dots (3.10)$$

其中 $h_0(t)$ 為無母數的部分，對於所有個體，基準危險函數都相同；若 X 為連續型資料，代表，在其他條件不變下，增加一單位 X ，則其相對危險增加 $\exp(\quad)$ 倍。若資料為離散型，則在其他條件不變下，具有危險因子 X 的群體事件的發生率為具有基準危險因子的群體 $\exp(\quad)$ 倍。該模型因為任何個人的風險相對於任何其他個人的風險而言，是一個固定的比例倍數，故稱為比例危險模式。

此時，對於 β 的估計則是以比例危險迴歸式 (proportional hazard regression) 估計。選擇指數函數的主要理由在於如此可以簡化迴歸係數 β 的估計，因為在指數分配下的 $\exp(\beta X)$ ，其值恆正，而在不包含任何共變數時，其值為零；轉化成近似線性模型也較容易解釋。

(三) 參數估計與檢定

1. 部分概似函數 (partial likelihood function)

Cox以最大概似函數 (maximum likelihood method) 作為模型推導的基礎，提出條件概似函數 (conditional likelihood function) 來估計模式之參數，隨後Cox又於1975修改條件概似函數為部分概似函數，使比例危險模式逐漸趨於完備。假設在 n 個隨機樣本中，有 D 個可以明確觀察到存活時間，這 D 個樣本的存活時

間可表示為 t_1, t_2, \dots, t_D ，則Cox的部分概似函數式如下：

$$L(\mathbf{b}) = \prod_{i=1}^D \frac{\text{Exp}(\mathbf{b}' \mathbf{s}_i)}{\left[\sum_{j \in R(t_i)} \text{Exp}(\mathbf{b}' \mathbf{Z}_j) \right]^{d_i}} \quad \dots\dots\dots (3.11)$$

其中： $R(t_i)$ 表示在時間 t_i 前，尚未發生事件之所有個體之風險組合。

d_i ：表示在時間 t_i 失敗（事件發生）的個數。

S_i ：表示時間 t_i 失敗（事件發生）的個體之向量 Z 之總和。

利用牛頓法(Newton-Raphson Method)反覆求解則可求出估計值的最大概似值及標準誤(standard error)。

2. 參數向量之檢定

主要是用來檢定模式所校估出來的參數向量是否等於零的假設檢定，以確定參數所對應之共變數對模式的解釋能力是有貢獻影響的；一般較常使用的方法有三種：

(1) 概似比檢定(likelihood ratio test, LR)

$$Q_{LR} = 2 \left[\ln L(\hat{\mathbf{b}}_f) - \ln L(\hat{\mathbf{b}}_r) \right] \quad \dots\dots\dots (3.12)$$

其中： $\hat{\mathbf{b}}_f$ 為full model下所求出之最大概似估計值。

$\hat{\mathbf{b}}_r$ 為reduced model下所求出之最大概似估計值。

(2) 分數檢定法(score test)

$$Q_s = \{U(\mathbf{o})\}^T I^{-1}(\mathbf{o}) \{U(\mathbf{o})\} \quad \dots\dots\dots (3.13)$$

\mathbf{o} ：表示模式中不考慮 f 所對應之共變數。

$U(\theta_0)$: 表示一階導數向量。

$I(\theta_0)$: 表示訊息矩陣 (information matrix)。

(3) Wald檢定法 (Wald Test)

$$Q_w = \hat{\mathbf{b}}_f' \left[\hat{COV}(\hat{\mathbf{b}}) \right] \hat{\mathbf{b}}_f \dots\dots\dots (3.14)$$

$\hat{\mathbf{b}}_f$: 為Full Model下所求出之最大概似估計值。

$\left[\hat{COV}(\hat{\mathbf{b}}) \right]$: 為最大概似估計量之共變數矩陣。

以上三種檢定統計量皆會趨近於卡方分配 (Chi-Square Distribution), 在一般情形下, 此三種檢定法所得到的結果應相當一致, 然而在實際的運算過程中, 以概似比檢定 (LR) 統計量之計算較為簡便, 所以應用較為普遍 (陳品嘉, 1998)。

(四) 重複事件之存活分析方法

在本篇研究中, 個人使用中醫醫療資源情形可以是重複事件, 也就是民眾可能有多次就診的資料 (recurrent data)。存活分析模式在處理這些事件資料時, 主要有五種最常使用之方法: Andersen and Gill (AG)、Wei, Lin and Weissfeld (WLW)、Prentice, Williams and Peterson, total time (PWP-CP) 及 gap time (PWP-GT)、Lee, Wei and Amato (LWA)。

其主要關鍵要素為:

1. 風險間隔 (Risk Intervals)

指個體在可能發生一事件的風險下的時間尺度 (time scale), 可分為 gap time、total time、counting process。

例如事件A在觀察時間內共發生兩次事件 ($t_1=3, t_2=7$) 最後一次設限 (censoring time =12), 可能是研究結束---存活沒有事件發生了、或者死亡、或者失去追蹤。

Gap time的表示方式是將各前段事件 ($k-1$) 與事件k時間點差距重新拉回到時間零點方式來呈現, 即 $(0,3)$ $(0,4)$ $(0,5)$; Total time是以研究開始時間點到各個事件時間點方式計算, 即 $(0,3)$ $(0,7)$ $(0,12)$; Counting process 則是認為各事件時間間隔應與前段時間分開獨立計算, 即 $(0,3)$ $(3,7)$ $(7,12)$ 。

2. 風險組合 (Risk Set)

即發生事件k可能性的所有個體組合, 有三種可能性之風險組合: 沒有受限的 (unrestricted) 受限制的 (restricted) 半受限的 (semi-restricted); 沒有受限制的風險組合是指所有個體的風險都可能影響到在任意事件的風險組合; 對於受限的風險組合而言, 只有與事件發生數相同之個體才可能影響到風險組合。半受限則利用虛擬的風險間隔來處理不同數目之事件風險組合。

六種常用模式與風險間隔即風險組合之關係如下:

	風險組合		
	Unrestricted	Semi-restricted	Restricted
Gap time	可能的	不可能的	PWP-GT
Total time	LWA	WLW	可能的
Counting process	AG	可能的	PWP-CP

資料來源: Patrick (2000)

三、本研究統計方法之應用

本研究以Counting process 處理重複事件資料之時間計算方式，測量時間單位為「天」；定2001年7月1日起為第一天，且假設研究資料並無隨時間變化的自變項 (time-dependent variable)，因為研究觀察時間只有短期的六個月。

若根據事件史分析 (event history analysis) 來解釋本研究，則一個事件 (event) 代表著利用中醫醫療資源的發生，也代表民眾並沒有存活下來，而事件的發生就是一種危險 (hazard) 本研究存活時間之衡量為自研究觀察時間開始，至研究對象事件發生為止。

以往研究顯示，會利用中醫之民眾為一特定之族群，也就是說會去看中醫的人，就會去使用中醫，對中醫的信念與認知較高，而根本不看中醫或者不相信中醫療效的民眾，基本上，未來會去利用中醫資源的機率也就不高，民眾利用「次數」多寡之影響因素比「有無」利用之影響因素，會顯得較為重要。因此，本研究將針對「全體研究樣本」與「有利用中醫門診者」做個別之分析，並以兩部分模型及存活分析探討中醫醫療利用之主要影響因子。

而本研究另外也考量了存活分析方法中之重複事件 (repeated event)，以 Andersen-Gill (AG) 模式探討什麼樣的民眾會一直看或者重複的利用中醫，次數的多寡與每次發生事件之時間點，也必須一併探討，此研究重點在以往研究中因統計方法上之限制並未能分析。本研究計算事件發生次數以7次為最高。

第四章 研究結果

本章中，將一一陳述描述性統計分析之結果、雙變項列聯表分析之結果、統計模式分析之結果。

第一節 描述性統計分析

一、研究問卷回收情形

本研究問卷採面對面訪視方式以全台灣地區為研究範圍，依照 2002 年 3 月行政院衛生署戶政司各鄉鎮縣市人口統計資料，採多階層隨機抽樣方式共計發放 1500 份，並於 2002 年 9 月底完成問卷回收，總共回收可用問卷 1359 份，以抽樣所欲達成的目標數相比較，問卷目標達成率為 90.6%（見表 4-1）。

依據受訪民眾所提供之相關基本資料，與健保資料庫進行串檔歸戶。本研究最後取得 1106 位受訪民眾 2001 年 7 月至 12 月間中醫門診利用日期、用藥天數、總花費金額、醫院申報金額之詳細資料進行研究分析。因此，研究有效樣本數為 1106 位民眾。

二、研究對象特性

對於研究對象特性敘述，主要依據研究架構區分為傾向因素、能用因素、及需要因素進行分析：

（一）傾向因素

傾向因素包括性別、年齡、教育年數、家戶人數、目前工作型態（詳見表 4-2）。

1. 性別、年齡

在性別分佈方面，男性共 490 人，佔總樣本的 44.3%，而女性方面共 616 人，佔全體總樣本的 55.7%。在年齡分佈上，18 歲至 30 歲之研究對象所佔比例最高，為 39.9%，其次為 31-50 歲 (31.1%)，65 歲以上之老年人則佔了 9.7%，研究對象平均年齡為 41.89 歲，標準差 16.2 (見表 4-3)。

2. 教育年數

研究對象之教育年數方面，大於 12 年之教育年數 (等於高中學歷之上) 所佔比例最高 (31.5%)，其次為 10-12 年 (29.7%)、0-6 年 (19.9%)、7-12 (13.1%)，其中未受過教育者佔 3.9%，研究對象平均受教育年數約為 11 年 (見表 4-3)。

3. 家戶人口數

家中人口數主要以 4-6 人佔全體樣本比率最多，共 62.1%，其他為 1-3 人的 18.6%，家戶人口數多於六人，則佔了 17.8%，平均家戶人數約為 5 人 (見表 4-3)。

4. 目前工作型態

依照研究樣本目前工作型態分析得知，受訪者絕大多數為第五級 (工廠工人、學徒、小販、佃農、清潔供、雜工、臨時工、工友、建築看管人、門房、傭工、侍應生、無業或退休)，佔總樣本 48%，其次為第四級共佔 27.2% (技工、水電工、店員、小店員、零售員、自耕農、漁夫、司機、總裁、廚師、美容師、理髮師、郵差、士(官)兵、打字員、領班監工)、第三級佔 15% (技術員、技佐、委任公務人、科員、行員、出納員、縣市議會鄉鎮長、批發價、代理商、尉級軍官、警察、消防員、秘書、電影電視演員、服裝設計師)、第二級佔 7.5% (中小學校長、中小學教師、會計師、法官、推事、工程師、建

築、薦任級公務人員、公司行號科長、院轄市議員、省議員、經理、襄理、協理、副理、校級軍官、警官、作家、畫家、音樂家、新聞電視記者)，而第一級則只有佔 1.5% (大專校長、大專教師、醫師、大法官、科學家、特任或簡任級公務人員、立法委員、監察委員、考試委員、國大代表、將級軍官)。

(二) 能用因素

能用因素包括有無固定看病或較熟悉的中西醫師、有無固定看病或較熟悉的中西藥房、家戶收入、單趟就診花費交通時間、看診到領藥所花費時間。

1. 固定看病或較熟悉的中西醫師及中西藥房 (表 4-4)

研究對象中有固定看病或較熟悉的中醫師佔了 24.2%，顯示較少人有固定看診之中醫師，而在西醫師方面，有固定看病或較熟悉的西醫師的與沒有固定看病或較熟悉的西醫師兩者之比例差不多。在有無固定看病或較熟悉的中西藥房方面，西藥房比中藥房高出 8.2 個百分比，顯示民眾固定西藥房買藥行為較高。

2. 家戶每月平均收入

在家戶收入分佈方面，全家每月平均收入的分佈相當平均，但以每月平均收入超過五萬為分佈最多群體，佔 39.2%，介於三萬至五萬佔了 25.9%，一萬至三萬則佔了 24.9%，少於一萬元只有 6.7% 人 (見表 4-2)。

3. 就醫時間 (表 4-3)

單趟就診花費交通時間平均為每人 15.5 分鐘，看診到領藥所花費時間約為 34.11 分鐘，顯示民眾看診時間竟比就醫交通時間還久。

(三) 需要因素

需要因素包括有無慢性病、自覺健康狀況---SF-36。

1. 有無慢性病 (表 4-2)

研究對象中有 17.1 % 的人有慢性病，77.2 % 的人沒有慢性病。

2. 自覺健康狀況---SF-36 (表 4-5)

短表 SF-36 健康量表總共 36 題，主要測量八個面向值高低分別為生理功能、社會功能、角色功能、身體疼痛、角色情緒、心理健康、一般自覺健康，活力狀況得分最低，若以有無利用中醫族群相比，一般自覺健康面向值相差較多。而 PCS 值為 53.29，MCS 值為 46.43，顯示研究對象生理構面健康高於心理構面 (見表 4-3)。

三、中醫醫療利用情形

中醫醫療利用情形方面包括是否利用中醫、中醫利用次數、中醫醫療費用（見表 4-6），此部份資料為健保資料檔。

1. 是否利用中醫

研究對象中有利用中醫者佔 22.1%，沒有利用中醫則佔 77.9%，顯示民眾中醫醫療利用率只有 22.1%。

2. 中醫利用次數

在六個月中利用中醫 1 至 3 次者所佔比率最高，達到 13.9%，其次為 4 至 6 次的 4.3%，使用中醫七次以上者則佔 3.8%，最大值高達 31 次，每人平均次數為 3.71 次（見表 4-3），而利用次數五次以上佔有利用中醫者的 24.5%。

3. 中醫醫療費用

費用方面，以 1000 元以下佔有利用中醫者最多，達到 46.3%，其次 1001~3000 佔 33.6%，費用 3000 以上則佔 24.1%，費用平均為每人 1922 元。

第二節 雙變項列聯表分析

主要探討各自變項對於是否利用中醫門診、利用中醫門診次數、用藥天數及中醫醫療費用做雙變項分析，在尚未控制其他變項時，初步用來瞭解其單一自變項與依變項所呈現的關係。自變項主要以傾向因素、能用因素及需要因素分別分析。雙變項分析之統計方法包括 T 檢定、卡方檢定、ANOVA 變異數分析、及 Pearson 簡單相關， α 值設定為 0.1。

一、自變項與是否利用中醫之雙變項列聯表分析

(一) 傾向因素 (表 4-7)

1. 性別、年齡

在性別方面，女性族群中會利用中醫者佔了 24 %，高於男性 4 個百分比，且女性顯著比男性會利用中醫醫療。在年齡方面，介於 36-50 歲的人利用中醫比率最高，約 23.5 %，其次為年齡 18-35 歲，佔 22.7 %，50 歲以上之民眾所佔的比率最低，為 19.6 %，其差異並不具有統計上顯著之意義。

2. 教育年數

研究對象之教育年數介於 7-9 年 (即國中學歷)，利用中醫比例最高，達到 26.9 %，其次為 10-12 年的 23.5 %、大於 12 年的 22.7 %、最低者為 0-6 年的 16.4 %，之間的差異有達到統計上的顯著意義。

3. 家戶人數

家戶人數大於 6 人之家庭利用中醫比率最高，達到 24.4 %，而家戶人數在 1-3 人使用比率最低，為 15.5 %，其間的差異具有統計上顯著意義 ($p < 0.1$)

4. 目前工作型態

工作型態為第三級者，利用中醫比率高達 24.7 %，其次為第二級的 22.9 %、第四級的 22.3 %，第一級則人數最少，工作型態與有無利用中醫門診之間的差異並沒有達到統計之顯著差異。

(二) 能用因素 (表 4-7)

1. 家戶收入

全家平均收入在一萬至三萬間的民眾使用中醫比率最高，約佔 24.1 %，比其他群體較可能利用中醫，其次為少於一萬的 22.5 %，最低族群為超過五萬約佔 14.1 %，其間差異並不具有統計上之顯著意義。

2. 固定看病或較熟悉的中西醫師及中西藥房

研究對象中，有固定西醫師及固定中醫師之民眾利用中醫門診比率比沒有固定場所者高，有固定中西藥房之民眾利用中醫比率也最高，約佔 26.8 %、31 %，這兩者之間的差異皆達到統計上顯著之意義 ($p < 0.1$)。

3. 就醫時間

民眾單趟就診花費交通時間與看診到領藥所花費時間在有無利用中醫醫療比較上，只有看診到領藥所花費時間具有統計顯著之差異性。

4. 醫療資源

在醫療資源方面，每萬人口中醫師數在 1.5 人以上之地區民眾利用中醫比例最高，約佔 19.5 %，高出每萬人口中醫師數少於 1.5 人 3.4 個百分比，然其間差異並不無統計上顯著意義。而在每萬人口西醫師數上，小於 13 之地區民眾使用中醫之情況高於 13 以上之地區 1.7 個百分比，也沒有達到統計之顯著差異性。

(三) 需要因素 (表 4-7)

有慢性病的民眾較會使用中醫，所佔比率約 22.9%，但是只比沒有慢性病患者高出 1.2 個百分比，其間的差異也無統計上之顯著意義。PCS 及 MCS 也皆無達到統計上之顯著性。

二、自變項與利用中醫次數之雙變項列聯表分析

(一) 傾向因素 (表 4-8)

1. 性別、年齡

在性別方面，研究對象中女性平均每人利用中醫門診次數為 3.86 次，高於男性平均門診次數(3.47 次)，統計值並沒有達到顯著差異性。在年齡方面，年齡 65 歲以上之老年人利用次數最高(4.95 次)，其次為 51-65 歲(4.65 次)，最低為 18-35 歲之研究對象，結果顯示年齡與門診利用次數具有統計上顯著之意義 ($p < 0.1$)。

2. 教育年數

研究對象之教育年數介於 10-12 年 (即高中學歷)，利用中醫次數最高，達到 3.86 次，其次為 0-6 年，最低者為教育年數大於 12 年的民眾，即高中學歷之上，然而之間的差異並無統計上的顯著意義。

3. 家戶人數

家戶人數在 1-3 之家庭，中醫利用次數最高，為 4.44 次，而家戶人數介於 4-6 人利用次數最低 (3.43 次)，其間的差異並無統計上顯著意義。

4. 目前工作型態

工作型態為第二級者，利用中醫次數高達 3.89 次，其次為第五級(3.81)，

第一級則次數最少，之間的差異相差並不多，且並沒有達到統計之顯著差異。

(二) 能用因素 (表 4-9)

1. 家戶收入

全家平均收入超過五萬的民眾利用中醫次數最高 (6.73 次)，其次群體間之利用次數差異並不太多，其間差異不具有統計上之顯著意義。

2. 固定看病或較熟悉的中西醫師及中西藥房

研究對象中，有固定西醫師 (4.2 次) 及固定中醫師 (4.73 次) 之民眾利用中醫門診次數均高於沒有固定中西醫師者，這兩者之間的差異皆達到統計上顯著之意義 ($p < 0.1$)。而有固定中西藥房之民眾利用中醫次數也最高，但並無統計上之顯著意義。

3. 就醫時間

就醫時間上，以 Pearson 簡單相關分析與中醫醫療利用次數之間的關係。單趟就診交通時間呈正相關，但並無顯著意義；看診到領藥時間上則達到統計上之顯著差異性。

4. 醫療資源

在醫療資源方面，每萬人口中醫師數在 1.5 人以上之地區民眾利用中醫次數最高 (4.36 次)，其間差異並存在統計上顯著意義 ($p < 0.1$)。而在每萬人口西醫師數上，13 以上之地區民眾使用中醫次數 (3.93 次) 高於 13 之下地區，然沒有達到統計之顯著差異性。

(三) 需要因素 (表 4-10)

1. 有無慢性病

有慢性病的民眾利用中醫次數 (4.65 次) 比沒有慢性病民眾 (3.46 次) 高, 而且有無慢性病與中醫利用次數間的差異有達到統計上之顯著意義 ($p < 0.1$)。

2. 自覺健康狀況---SF-36

PCS 與中醫醫療利用次數呈負相關, 且有達到統計之顯著差異 ($p < 0.1$), 表示身體越健康者越不會利用中醫, 而 MCS 呈正相關, 但並不具有統計顯著之關係。

三、自變項與用藥天數之雙變項列聯表分析

(一) 傾向因素 (表 4-11)

傾向因素與用藥天數之間的關係大致與門診利用次數相同, 只有年齡對用藥天數有顯著之主要效應, 其中又以年齡大於 65 歲以上之老年人用藥天數最高 (30.67)。

(二) 能用因素 (表 4-12)

1. 家戶收入

全家平均收入超過五萬的民眾用藥天數最高 (44.91), 其間差異且又具有統計上之顯著意義 ($p < 0.1$)。

2. 固定看病或較熟悉的中西醫師及中西藥房

研究對象中，有固定西醫師（22.98）及固定中醫師（23.87）之民眾用藥天數均高於沒有固定中西醫師者，這兩者之間的差異皆達到統計上顯著之意義（ $p < 0.1$ ）。而有固定中西藥房之民眾利用中醫次數也最高，但並無統計上之顯著意義。

3. 就醫時間

就醫時間上，單趟就診交通時間與看診到領藥時間均呈正相關，但只有看診到領藥時間上則達到統計上之顯著差異性。

4. 醫療資源

在醫療資源方面，每萬人口中醫師數在 1.5 人以上之地區民眾用藥天數最高（21.67），其間差異並存在統計上顯著意義（ $p < 0.1$ ），與門診利用次數間有關係。而在每萬人口西醫師數上，13 以上之地區民眾使用中醫次數（20.37）高於 13 之下地區，然沒有達到統計之顯著性。

（三）需要因素（表 4-13）

1. 有無慢性病

有慢性病的民眾之用藥天數（21.06）比沒有慢性病民眾（18.14）高，但並沒有達到統計上之顯著意義。

2. 自覺健康狀況---SF-36

PCS 與用藥天數呈現負相關，且有達到統計顯著關係（ $p < 0.1$ ），而 MCS 則呈正相關，但並不具有統計顯著之關係。

四、自變項與中醫醫療費用之雙變項列聯表分析

(一) 傾向因素 (表 4-14)

中醫醫療費用之傾向因素關係，大致與利用次數及用藥天數相同，其中還是只有年齡與中醫醫療費用有統計上之顯著主要效應存在，而且以年齡大於 65 歲的老年族群費用最高 (2611.43)。

(二) 能用因素 (表 4-15)

在能用因素中，大致與用藥天數相同，然只有固定西醫師這一自變項變成沒有統計顯著之主要效應存在。

在醫療資源方面，每萬人口中醫師數在 1.5 人以上之地區民眾中醫醫療費用顯著高於每萬人口中醫師數在 1.5 以下之地區 ($p < 0.1$)。而在每萬人口西醫師數上，醫療資源越多之地區 (1804.07) 竟比醫療較少區域 (2010.34) 費用少，但其沒有達到統計之顯著性。

(三) 需要因素 (表 4-16)

1. 有無慢性病

有慢性病的民眾中醫醫療費用 (2554.79) 比沒有慢性病民眾高，而且有無慢性病與中醫醫療費用間的存在著統計顯著的主要效應 ($p < 0.1$)。

2. 自覺健康狀況---SF-36

PCS 與中醫醫療利用次數呈負相關，且有達到統計之顯著差異 ($p < 0.1$)，而 MCS 方面呈正相關，並不具有統計顯著之關係。

第三節 統計模式分析

在考量個別因素單獨對醫療利用次數、用藥天數、醫療費用之影響外，本節將進一步討論所有因素對醫療利用的影響。統計分析方面，以 Two-Part Model 及存活分析模型觀察自變項與依變項間之關係。

本研究處理統計模型的原則：依前述之雙變項分析結果及將各單一變項放入統計模型中之結果，與本研究的研究架構影響中醫醫療利用的重要、顯著程度高者優先置入統計模型中，經逐一考量各個變數後，最後得到主要作用 (main-effect) 的共變數組合，再將其中各個主作用共變項彼此間可能對中醫醫療利用率具有交互作用者，個別放入主要模型中分析，若模式中交互作用項與主作用之參數估計值達到統計顯著水準，則加入模型中，最終得到本研究之統計模型。

一、兩部分模型 (Two-part model)

兩部分模型在對「中醫門診使用機率」方面，以邏輯斯迴歸分析有無利用中醫門診之影響因素；「使用者門診使用次數」方面則以複迴歸分析，針對有利用中醫門診者部分探討其影響因素，依變項尚包括用藥天數及醫療費用。

(一) 影響中醫門診利用次數之兩部分模型分析

表 4-17 複迴歸方面，結果顯示只有性別、PCS 及每萬人口西醫師數沒有達到統計上顯著水準。其中全家平均收入方面，收入在三萬與五萬間之家戶與中醫門診利用次數間呈現反向關係，而自變項以固定中醫師之影響效果最為顯著。

邏輯斯迴歸分析結果顯示，只有固定中醫師、每萬人口中西醫師數達到統計上之顯著水準，其中有固定就醫或較熟悉之中醫師者比沒有固定中醫師者利用次數較高，統計 p 值也最顯著。

如果將民眾門診醫療利用視為「兩個階段的行為」，第一個階段為民眾決定其是否利用醫療服務的行為，第二階段則為有利用醫療資源的民眾再決定其利用次數多寡的行為。表 4-20 為兩部分模型邊際影響之估計值，結果可發現：每萬人口西醫師數對『利用機率』產生顯著的負影響，邊際影響估計值為-0.018；然而在『利用者使用次數』方面則未達到顯著影響，可知西醫醫療資源對中醫門診利用次數的影響，主要是在決定其「是否利用」(就醫機率)，而非後續的利用次數。年齡、全家平均收入及看診花費時間方面，其影響效果主要來自利用者 (User) 使用次數方面。而在固定中醫師及每萬人口中醫師數對於中醫門診利用其影響則來自前後兩部分，估計值為 1.918 及 0.130。

因此，一個人有看病或者沒有看病，通常與有無生病有很大的關係，所以表 4-23 中在 logit 分析結果發現，只有外在環境因素與能用因素(固定中醫師每萬人口中西醫師數)影響著民眾有無利用中醫門診，其他變項則相對較無相關性存在。

對於已經有去看病或者已經生病的民眾而言，健康反而不重要了，反而是其他在 logit 模型中不重要之變項，會成為影響民眾繼續利用中醫門診的次數，例如：年齡、看診花費時間、收入(傾向與能用因素)。

(二) 影響用藥天數之兩部分模型分析

迴歸模式中分析結果發現(見表 4-18)，收入對於用藥天數有顯著之負相關存在，而年齡、就醫交通時間與固定中醫師則為正相關，表示年齡越大、就醫交通時間越長、有固定中醫師者用藥天數較高。

在表 4-20 中，只有有無固定中醫師自變項其影響來自兩部分---是否使用及後續之用藥天數多寡，其估計值為 6.792。而年齡、全家平均收入及看診花費時間方面，其影響效果主要來自有利用者用藥天數多寡方面，邊際影響估計值為 0.126，其他自變項主要影響效果與門診利用次數之影響效果大致相同，其中每萬人口中醫師數之影響來自是否利用之機率，估計值為 0.097。

(三) 影響中醫醫療費用之兩部分模型分析

複迴歸模式（見表 4-19）自變項年齡及就醫交通時間與中醫醫療費用間變得沒有顯著差異性，而 PCS 值則有顯著之負影響；西醫師資源越多則中醫醫療費用會顯著減少，收入變項、有無固定中醫師及每萬人口中醫師數變項也顯著影響著依變項。

有無固定中醫師 中西醫師資源對中醫醫療費用之影響決定在是否利用之就醫機率及之後費用金額多寡行為上，其邊際影響估計值為 599.884、222.374、-28.445。全家平均收入、PCS 方面，其影響效果主要決定於有利用中醫者醫療費用多寡方面，其餘自變項皆無顯著影響費用。

在各個複迴歸模型中，自變項間沒有存在共線性問題，其 VIF (Variance Inflation Factor) 值皆低於 10。而在兩部分模型中，三個模型中性別對其依變項之影響皆無統計上之顯著，雖然女性醫療利用確實高於男性；其次 PCS 值對於中醫門診利用次數、用藥天數也較無影響存在。而全家平均收入及有無固定中醫師在三個模型中皆達到統計之顯著主要效應，雖然收入因素主要決定於有利用者就醫行為之影響效果，邏輯斯迴歸中並無達到顯著。

兩部分模型在處理醫療利用方面，雖然可以解決大部分民眾在研究觀察期間沒有利用中醫醫療資源所產生的問題（因為不知道民眾是從未利用中醫之族群，或者是觀察時間不夠長，民眾仍未利用到中醫門診），但仍然無法回答本研究關心的重

點---事件發生在哪個時間點可能產生的影響，因此，以下將以存活分析方法探討事件時間發生點與影響因素間的關係。

二、存活分析模型 (Survival analysis model)

本研究目的在以存活分析找出中醫醫療利用之影響因素，並以 Cox 模型處理具有設限觀察值資料的模型與參數估計值，而中醫門診利用危險率的衡量方式在 Cox 比例危險模型中則為 $\text{Exp}(\beta X)$ 『Hazard ratio』，如此可求得彼此的相互關係；若參數值為正值，其危險率將大於 1，反之若為負值，其危險率將小於 1。

模式一、模式二計算「事件」發生的時間點，只以第一次利用中醫門診之時間為測量時間點；模式三、模式四中，有利用中醫門診者，則以「重複事件」存活分析中的 Andersen-Gill (AG) 模型探討中醫醫療利用之影響因素。

若研究對象在研究觀察時間結束時(2002 年 12 月 31 日)沒有利用中醫門診者，則成為設限(Censoring)，可能是失去追蹤、可能是沒有利用中醫(事件尚未發生)也可能是死亡。

在考量多變量之 Cox 模型前，先將各個單變數建立一 Cox 單變項模型，以衡量未控制其他自變項前，此一變數與中醫利用危險之間的正負相關性與顯著性關係(見表 4-21、4-22)。

(一) 模式一

模式一(表 4-23)為全體研究對象之 Cox 模型，設限(Censored)比率為 $\frac{876-196}{876}=0.776$ 。

模式一中，以第 t 個時間點中醫門診利用率之勝算而言，結果呈現：年齡與教育年數間，在控制交互作用項後，年齡每增加一歲，則中醫門診利用危險

率顯著降低 0.969 倍；教育年數每增加一年，則中醫門診利用危險率也顯著降低 0.904 倍；表示在短期內年齡愈大者、教育程度越高者，利用中醫之傾向越低；而有固定中醫師者之中醫門診利用率顯著為沒有固定中醫師者的 1.655 倍；而每萬人口中醫師數每增加一單位，民眾利用中醫的勝算而言，其中醫門診利用危險率顯著增加 1.133 倍。

模式一表示：一般民眾在短期六個月內，年齡較低之族群、教育年數較低之族群、有固定中醫師之族群、每萬人口中醫師數較高之地區，會去利用中醫的機率相對而言比年齡高、教育程度高、沒有固定中醫師、每萬人口中醫師數低的民眾高，且存活時間較短。我們可以解釋為一般民眾在考量是否利用中醫的影響因素，與民眾本身對中醫的認知與信念高低及外在環境有很大的關係存在，反而與個人經濟狀況沒有關係，顯示台灣地區民眾在全民健保制度下，就醫可近性增加，生病卻付不起醫藥費的情形大大減少。

圖 4-1 為模式一之存活曲線，存活時間 20 天內，曲線下降比較快，之後之存活曲線下降斜率大致一樣，表示民眾在短時間內中醫醫療利用率較高，而長時間下，其中醫醫療利用率則差不多。

(二) 模式二

模式二（表 4-24）則針對有利用中醫者之 Cox 模型，此模型中並沒有人設限。

以第 t 個時間點中醫門診利用率之勝算而言，結果顯示在有利用中醫者中：工作型態中第一級、第二級及第四級之民眾為第五級者顯著高出 31.96 倍、1.776 倍、1.362 倍利用危險率，表示工作類型第一級、第二級及第四級在六個月中較容易發生事件，可能利用中醫醫療資源；而全家平均收入方面，收入在一萬至三萬元間之民眾為少於一萬元之民眾顯著的 0.556 倍利用危險率，因此，較不常使用中醫；而有慢性病之民眾比沒有慢性病之民眾顯著增加

1.49 倍利用中醫危險率；每萬人口西醫師數方面，每增加一單位之改變，則中醫門診利用危險率也顯著增加 1.02 倍，發生事件之機率增加。與有利用者利用危險率間無顯著之統計差異存在的有性別、年齡、每萬人口中醫師數。

模式二表示：「有利用中醫」之民眾在短期六個月內，工作型態、全家平均收入、有無慢性病、每萬人口西醫師數，皆會影響民眾利用中醫時間快慢之情形。我們可以解釋為有利用中醫之民眾，其個人經濟因素及外在環境方面西醫醫療院所數多寡，影響著發生事件之容易程度與存活時間之長短，而且通常會去利用中醫之民眾，都是因為本身有慢性病，中醫藥長久治療之副作用比西藥低，所以長時間下，利用中醫機率較高，也越容易發生事件。

圖 4-2 為模式二之存活曲線，針對一定會發生「事件」之民眾進行之分析。可看出：在存活時間 20 天內，累積存活率下降比較快，之後下降改變程度則差不多，表示有利用中醫者在短時間內越容易發生事件的機率大幅增加，而長時間比較下，其容易發生中醫醫療利用之機率則差不多。六個月後，沒有人存活，有利用中醫者每個人在最後都會利用中醫醫療。

（三）模式三

模式三（表 4-25）在考量重複就醫之情形下全體研究對象之 Cox 模型，設限比率為 0.598。

以第 t 個時間點中醫門診利用率之勝算而言，結果顯示：民眾年齡每增加一歲，其利用中醫之危險率增加了 1.009 倍；工作型態方面，第二級民眾為第五及民眾顯著的 1.342 倍；有固定西醫師者為沒有固定西醫師者的 0.788 倍；有固定中醫師者為沒有固定中醫師者的 3.588 倍；有固定西藥房者為沒有固定西藥房者的 1.207 倍，表示有固定中醫師者、有固定西藥房者，其中醫醫療利用危險度較高，有固定西醫師者則會降低利用中醫之機率。

模型中控制看診所花費時間與每萬人口中醫師數交互作用項後，每萬人口中醫師數方面，每增加 1 名中醫師之地區，其民眾利用中醫危險率則顯著增加 1.221 倍；相對來說，每萬人口西醫師數若增加一單位之地區，其民眾危險率降低為 0.972 倍。

模式三表示一般民眾在短期六個月內，會一直重複利用中醫的族群為；年齡較高、工作型態為中高階階級主管、有固定中醫師、固定中藥房與西藥房、每萬人口中醫數較多、每萬人口西醫師數較少地區。也就是說，一般民眾在考慮是否利用中醫及繼續重複利用中醫的因素以傾向因素（年齡與工作型態）能用因素（固定就醫場所）、外在環境因素（醫療資源可近性）為主。有以上特質之民眾，在短期間內容易重複利用中醫之機率較高。

（四）模式四

模式四（表 4-26）在考量重複就醫之情形下，針對有利用中醫者之 Cox 模型，設限比率為 0.053。

以第 t 個時間點中醫門診利用率之勝算而言，結果顯示：在有利用中醫民眾中，控制了年齡與教育年數之交互作用項後，民眾年齡每增加一歲，其利用中醫之危險率顯著降低了 0.982 倍；而全家平均收入介於一萬至三萬者比少於一萬者顯著降低 0.67 倍，三萬至五萬民眾比少於一萬者顯著降低 0.736 倍，超過五萬者比少於一萬者顯著降低 0.733 倍；其餘自變項皆未達統計之顯著差異。

模式四表示「有利用中醫」之民眾在短期六個月內，較容易重複利用中醫之族群為：年齡較低、全家平均收入較高。因此，其影響因素來自於個人之傾向與能用因素，有利用中醫民眾第一次利用時間點與第二次再利用時間點的風險期間受個人經濟狀況影響最大，經濟狀況越好，則越容易在短時間內發生重複事件。

四種模式中，完全沒有呈現顯著性的變項包括性別及 PCS，表示性別、健康狀況在考量時間因素後，變得不重要，民眾在短期內容易利用中醫之機率或者重複利用之機率是受其他因素影響著。另外，模式之 likelihood ratio P 值皆小於 0.05，所以我們拒絕虛無假設 $H_0: \mathbf{b} = 0$ ，模式中參數所對應之共變數對模式的解釋能力是有貢獻影響的。

以上資料是分析健保串檔歸戶資料，而『問卷資料分析』方面（問卷調查所取得受訪民眾 2002 年 1 月至 6 月中醫醫療利用情形之資料），其主要目的是希望與健保資料做比較，期望能提供未來研究在初級資料可性度上之佐證，因此，模式五與模式六並無經過模型篩選（model selection）過程，而以模式一與模式二中主要效應為模式準則；在控制相同共變項下，問卷資料分析結果如下：

（五）模式五

模式五（表 4-27）為全體研究對象之 Cox 模型，設限比率下降為 0.75。

模式五中，以第 t 個時間點中醫門診利用率之勝算而言，結果顯示：在控制了年齡與教育年數間之交互作用項後，年齡每增加一歲，則中醫門診利用危險率顯著降低 0.972 倍；教育年數每增加一年，則中醫門診利用危險率也顯著降低了 0.887 倍；表示在短期內年齡愈大者、教育程度越高者，利用中醫之傾向越低；在控制看診時間與 PCS 生理構面分數之交互作用項後，看診到領藥所花費時間越長，則民眾利用中醫危險率則顯著增加，看診時間與門診利用間為正相關；而有固定中醫師者之中醫門診利用率顯著為沒有固定中醫師者的 3.782 倍；而每萬人口中醫師數則變為不顯著。

圖 4-3 為此模式之存活曲線，時間測量單位為月份，存活時間在六個月之後，仍有約 77% 民眾在短時間內沒有利用中醫醫療。

(六) 模式六

模式六 (表 4-28) 則針對有利用中醫者之 Cox 模型, 此模型中也沒有人被設限。

以第 t 個時間點中醫門診利用率之勝算而言, 結果顯示在有利用中醫者中: 在控制年齡與慢性病間的交互作用項後, 變成只有慢性病影響著此模式---有慢性病之民眾比沒有慢性病之民眾顯著增加了 5.474 倍, 容易發生事件的機率較快, 其他變項則變為沒有顯著關係。

圖 4-4 為模式六之存活曲線, 時間測量單位為月份, 存活時間在一個月之內, 累積存活率下降比較多, 表示有利用中醫者在短時間內越容易發生事件的機率成長較快, 長時間下, 增加趨勢並沒有第一個月的時間快速。六個月後, 每個人都會利用中醫醫療。

除了模式六之 Likelihood Ratio 檢定 P 值大於 0.05 外, 因此模式五模式中參數之共變數對模式的解釋能力是有貢獻影響的, 模式六則需要進一步分析。

表 4-1：全省抽樣分佈情形

縣市	鄉鎮區	鄰里	郵遞區號	有效份數	%
台北市	士林區	葫東里	111	47	94
台北市	內湖區	樂康里	114	50	100
台北市	信義區	正和里	110	50	100
台北市	萬華區	青山里	108	50	100
台北市	南港區	聯成里	115	50	100
台北縣	中和市	安順里	235	50	100
台北縣	新莊市	四維里	242	50	100
台北縣	永和市	仁愛里	234	50	100
台北縣	蘆洲市	永樂里	247	50	100
台北縣	汐止市	橋東里	221	35	70
台北縣	鶯歌鎮	東鶯里	239	46	92
桃園縣	桃園市	中和	330	49	98
桃園縣	楊梅鎮	金龍里	326	14	28
新竹縣	竹東鎮	中山里	310	29	58
苗栗縣	泰安鄉	象鼻村	365	33	66
台中市	中區	公園	400	50	100
彰化縣	員林鎮	南興里	510	50	100
雲林縣	斗六市	鎮南里	640	50	100
嘉義縣	溪口鄉	坪頂村	623	50	100
台南市	東區	大德里	701	50	100
台南縣	麻豆鎮	興農里	721	49	98
台南縣	新市鄉	新和村	744	50	100
高雄市	楠梓區	隆昌里	811	46	92
高雄市	新興區	德望里	800	50	100
高雄市	鹽埕區	慈愛里	803	20	40
高雄縣	鳳山市	中榮里	830	41	82
屏東縣	屏東市	永城里	900	50	100
屏東縣	萬丹鄉	廈北村	913	50	100
屏東縣	新園鄉	興龍村	932	50	100
宜蘭縣	羅東鎮	信義里	265	50	100

表 4-2：研究對象之人口學分佈情形

變項	人數	%	變項	人數	%
性別			全家每月平均收入		
男性	490	44.3	少於一萬	426	38.5
女性	616	55.7	一萬至三萬	291	26.3
遺漏值	0	0	三萬至五萬	278	25.1
年齡			超過五萬	78	7.1
18-30	441	39.9	遺漏值	33	3.3
31-50	344	31.1	目前工作型態		
51-65	204	18.4	第一級	17	1.5
> 65	107	9.7	第二級	83	7.5
遺漏值	10	0.9	第三級	166	15.0
教育年數			第四級	301	27.2
0-6 年	220	19.9	第五級	531	48.0
7-9 年	145	13.1	遺漏值	8	0.7
10-12 年	328	29.7	有無慢性病		
> 12 年	348	31.5	有	210	19.0
遺漏值	65	5.9	無	839	75.8
家戶人數			遺漏值	57	5.2
1-3 人	206	18.6			
4-6 人	687	62.1			
> 6 人	197	17.8			
遺漏值	16	1.4			

表 4-3：連續變項之統計值

變項	人數	平均值	標準差
年齡	1096	41.87	16.20
教育年數	1041	11.19	4.70
家戶人數	1090	4.99	2.04
單趟就診花費交通時間	1102	15.5	11.03
看診到領藥所花費時間	1102	34.11	18.93
PCS	1059	53.29	8.02
MCS	1059	46.43	9.32
門診利用次數	244	3.71	3.84
醫療費用	244	1922	2352.17

表 4-4：固定就醫場所

變項	人數	%
就醫固定西醫師		
有	549	49.6
無	545	49.3
遺漏值	12	1.1
就醫固定中醫師		
有	268	24.2
無	762	68.9
遺漏值	76	6.9
就醫固定西藥房		
有	365	33.0
無	701	63.4
遺漏值	40	3.6
就醫固定中藥房		
有	274	24.8
無	750	67.8
遺漏值	82	7.4

表 4-5：SF-36 量表八個面向值

	有利用中醫者 (S.D)	沒有利用中醫者 (S.D)
生理功能	89.83 (17.34)	88.75 (18.77)
角色身體	78.68 (36.67)	78.33 (36.79)
身體疼痛	79.09 (20.47)	78.94 (19.72)
一般自覺健康	66.48 (18.69)	64.49 (20.62)
活力狀況	62.32 (17.98)	62.76 (17.38)
社會功能	81.35 (16.53)	79.74 (18.06)
角色情緒	75.03 (37.98)	75.76 (37.78)
心理健康	68.51 (15.97)	67.14 (16.13)

表 4-6：研究對象之中醫利用情形

		人數	%
是否利用中醫	無	862	77.9
	有	244	22.1
	總計	1106	100.0
中醫利用次數	0	862	77.9
	1-3	154	13.9
	4-6	48	4.3
	> 6	42	3.8
	總計	1106	100.0
利用次數 5 次以上/全體研究對象		60	5.4
利用次數 5 次以上/有使用中醫者		60	24.5
中醫醫療費用	1-1000	113	46.3
	1001-3000	82	33.6
	> 3000	49	24.1
	總計	244	100.0

表 4-7：各自變項與有無利用中醫門診之雙變項分析

	有利用中醫		沒有利用中醫		統計值++ (P-value)
	人數	%	人數	%	
性別					2.868*
男	96	19.6	394	80.4	(0.08)
女	148	24.0	468	76.0	
年齡					1.62
18-35	100	22.7	341	77.3	(0.65)
36-50	81	23.5	263	76.5	
51-65	40	19.6	164	80.4	
> 65	21	19.6	86	80.4	
教育年數					6.552*
0-6	36	16.4	184	83.6	(0.08)
7-9	39	26.9	106	73.1	
10-12	77	23.5	251	76.5	
> 12	79	22.7	269	77.3	
家戶人數					6.593**
1-3	32	15.5	174	84.5	(0.03)
4-6	162	23.6	525	76.4	
> 6	48	24.4	149	75.6	
目前工作型態					3.493 ^a
第一級	1	5.9	16	94.1	(0.48)
第二級	19	22.9	64	77.1	
第三級	41	24.7	125	75.3	
第四級	67	22.3	234	77.7	
第五級	113	21.3	418	78.7	
全家平均收入					3.558
少於一萬	96	22.5	330	77.5	(0.31)
一萬至三萬	70	24.1	221	75.9	
三萬至五萬	62	22.3	216	77.7	
超過五萬	11	14.1	67	85.9	
固定西醫師					2.863*
無	107	19.6	438	80.4	(0.08)
有	132	24.0	417	76.0	

固定中醫師					66.99**
無	123	16.1	639	83.9	(0.000)
有	109	40.7	159	59.3	
固定西藥房					7.98**
無	134	19.1	567	80.9	(0.005)
有	98	26.8	267	73.2	
固定中藥房					14.68**
無	146	19.5	604	80.5	(0.000)
有	85	31.0	189	69.0	
有無慢性病					0.07
無	182	21.7	657	78.3	(0.71)
有	48	22.9	162	77.1	
每萬人口中醫師數					1.14
小於 1.5	118	20.8	449	79.2	(0.27)
1.5 以上	120	23.7	386	76.3	
每萬人口西醫師數					0.58
小於 13	147	23.0	491	77.0	(0.41)
13 以上	91	20.9	345	79.1	
單趟就診交通時間+	15.93	±4.22	15.47	±9.95	0.57 (0.56)
看診到領藥時間+	36.39	±6.17	33.34	±6.27	2.22 (0.02)**
PCS+	53.31	±6.93	53.29	±8.31	0.04 (0.96)
MCS+	46.27	±9.1	46.47	±9.38	-0.29 (0.76)

+ : 資料以 mean ±SD 呈現

++ : 連續變項以 t 檢定 , 類別變項以卡方檢定

a : Fisher exact test.

* : p<0.1 ** : p<0.05

表 4-8：傾向因素與利用次數之雙變數分析

		利用次數				
		N	Mean	S.D	F	P
性別	男	96	3.47	4.23	0.617	0.433
	女	148	3.86	3.58		
年齡	18-35	100	3.01	2.90	2.675	0.048**
	36-50	81	3.78	3.45		
	51-65	40	4.65	5.73		
	> 65	21	4.95	4.51		
教育年數	0-6	36	3.81	2.77	0.754	0.521
	7-9	39	3.56	3.19		
	10-12	77	3.86	4.06		
	> 12	79	3.09	3.08		
家戶人數	1-3	32	4.44	3.24	1.163	0.314
	4-6	162	3.43	3.35		
	> 6	48	3.63	3.80		
工作型態	第一級	1	3.00	-	0.101	0.982
	第二級	19	3.89	3.33		
	第三級	41	3.41	3.26		
	第四級	67	3.66	4.62		
	第五級	113	3.81	3.72		

* : $p < 0.1$ ** : $p < 0.05$

表 4-9：能用因素與利用次數之雙變數分析

	利用次數					r
	N	Mean	S.D	F	P	
全家平均收入						
少於 1 萬	96	3.57	4.42	1.831	0.124	
一萬至三萬	70	3.50	3.15			
三萬至五萬	62	3.52	3.29			
超過五萬	11	6.73	4.88			
固定西醫師						
無	107	3.17	3.17	4.245	0.040**	
有	132	4.20	4.31			
固定中醫師						
無	123	3.01	3.06	11.837	0.001**	
有	109	4.73	4.51			
固定西藥房						
無	134	3.31	3.31	1.855	0.175	
有	98	3.93	3.61			
固定中藥房						
無	146	3.33	3.52	2.579	0.110	
有	85	4.08	3.30			
單趟就診交通時間	-	-	-	-	-	0.032
看診到領藥時間	-	-	-	-	-	0.177**
每萬人口中醫師數						
小於 1.5	118	3.04	2.96	7.117	0.008**	
1.5 以上	120	4.36	4.48			
每萬人口西醫師數						
小於 13	147	3.56	3.97	0.516	0.473	
13 以上	91	3.93	3.66			

➤ * : p<0.1 ** : p<0.05

➤ r 值為 Pearson 簡單相關

表 4-10：需要因素與利用次數之雙變數分析

	利用次數					
	N	Mean	S.D	F	P	r
有無慢性病						
無	182	3.46	3.04	3.732	0.055*	
有	48	4.65	5.80			
PCS	-	-	-	-	-	-0.167**
MCS	-	-	-	-	-	0.121

➤ * : $p < 0.1$ ** : $p < 0.05$

➤ r 值為 Pearson 簡單相關

表 4-11：傾向因素與用藥天數之雙變數分析

		用藥天數				
		N	Mean	S.D	F	P
性別	男	96	18.09	27.39	0.063	0.803
	女	148	18.91	22.89		
年齡	18-35	100	13.87	17.35	3.274	0.022**
	36-50	81	19.69	24.96		
	51-65	40	22.03	27.13		
	> 65	21	30.67	41.05		
教育年數	0-6	36	20.64	18.81	1.381	0.249
	7-9	39	24.03	37.93		
	10-12	77	17.08	20.80		
	> 12	79	15.01	20.71		
家戶人數	1-3	32	21.28	20.46	0.366	0.694
	4-6	162	17.46	22.61		
	> 6	48	19.15	31.28		
工作型態	第一級	1	14.00	-	0.256	0.906
	第二級	19	17.26	23.68		
	第三級	41	15.51	17.37		
	第四級	67	20.31	28.78		
	第五級	113	18.70	25.09		

* : $p < 0.1$ ** : $p < 0.05$

表 4-12：能用因素與用藥天數之雙變數分析

	用藥天數					
	N	Mean	S.D	F	P	r
全家平均收入						
少於 1 萬	96	17.69	24.58	3.737	0.006**	
一萬至三萬	70	15.39	16.49			
三萬至五萬	62	18.52	25.05			
超過五萬	11	44.91	48.17			
固定西醫師						
無	107	13.48	15.31	8.923	0,003**	
有	132	22.98	29.86			
固定中醫師						
無	123	15.02	24.91	7.283	0.007**	
有	109	23.83	24.76			
固定西藥房						
無	134	16.59	23.85	1.616	0.205	
有	98	20.74	25.58			
固定中藥房						
無	146	17.82	26.96	0.451	0.503	
有	85	20.08	20.13			
單趟就診交通時間	-	-	-	-	-	0.019
看診到領藥時間	-	-	-	-	-	0.216**
每萬人口中醫師數						
小於 1.5	118	15.29	25.20	4.006	0.046**	
1.5 以上	120	21.67	23.96			
每萬人口西醫師數				0.841	0.360	
小於 13	147	17.35	26.02			
13 以上	91	20.37	22.52			

➤ * : p<0.1 ** : p<0.05

➤ r 值為 Pearson 簡單相關

表 4-13：需要因素與用藥天數之雙變數分析

	用藥天數					
	N	Mean	S.D	F	P	r
有無慢性病						
無	182	18.14	24.18	0.508	0.477	
有	48	21.06	28.93			
PCS	-	-	-	-	-	-0.136**
MCS	-	-	-	-	-	0.064

➤ * : p<0.1 ** : p<0.05

➤ r 值為 Pearson 簡單相關

表 4-14：傾向因素與中醫醫療費用之雙變數分析

		中醫醫療費用				
		N	Mean	S.D	F	P
性別	男	96	1869.9	2779.7	0.078	0.780
	女	148	1956.1	2036.9		
年齡	18-35	100	1534.80	1448.20	2.460	0.063*
	36-50	81	1902.47	1889.72		
	51-65	40	2542.25	4149.31		
	> 65	21	2611.43	2624.05		
教育年數	0-6	36	1737.78	1190.43	1.211	0.306
	7-9	39	1911.79	1987.48		
	10-12	77	2095.06	2503.29		
	> 12	79	1510.89	1574.57		
家戶人數	1-3	32	2181.25	1609.59	0.573	0.565
	4-6	162	1786.73	1932.21		
	> 6	48	1784.17	2177.62		
工作型態	第一級	1	1510.00	-	0.102	0.982
	第二級	19	1975.26	1515.91		
	第三級	41	1726.10	1892.16		
	第四級	67	2002.69	3018.24		
	第五級	113	1948.32	2227.37		

* : $p < 0.1$ ** : $p < 0.05$

表 4-15：能用因素與中醫醫療費用之雙變數分析

	中醫醫療費用					r
	N	Mean	S.D	F	P	
全家平均收入						
少於 1 萬	96	1885.83	2825.55	2.292	0.060*	
一萬至三萬	70	1804.71	1703.13			
三萬至五萬	62	1713.87	1622.54			
超過五萬	11	3930.00	4119.90			
固定西醫師						
無	107	1675.33	1976.23	2.479	0.117	
有	132	2158.94	2631.59			
固定中醫師						
無	123	1627.15	1816.12	6.066	0.015**	
有	109	2393.58	2862.10			
固定西藥房						
無	134	1762.76	2053.44	0.299	0.585	
有	98	1902.45	1727.74			
固定中藥房						
無	146	1760.75	2067.08	0.649	0.421	
有	85	1972.00	1640.95			
單趟就診交通時間	-	-	-	-	-	0.013
看診到領藥時間	-	-	-	-	-	0.134**
每萬人口中醫師數						
小於 1.5	118	1624.75	1640.04	3.973	0.073**	
1.5 以上	120	2233.08	2888.76			
每萬人口西醫師數				0.425	0.515	
小於 13	147	2010.34	2736.07			
13 以上	91	1804.07	1613.86			

➤ * : p<0.1 ** : p<0.05

➤ r 值為 Pearson 簡單相關

表 4-16：需要因素與中醫醫療費用之雙變數分析

	中醫醫療費用					
	N	Mean	S.D	F	P	r
有無慢性病						
無	182	1732.97	1635.32	5.147	0.024**	
有	48	2554.79	3725.45			
PCS	-	-	-	-	-	-0.194**
MCS	-	-	-	-	-	0.124

➤ * : p<0.1 ** : p<0.05

➤ r 值為 Pearson 簡單相關

表 4-17：兩部分模型之一---利用次數

	Logit		複迴歸(利用次數)	
		Wald		T
性別	-0.083	0.233	-0.212	-0.377
年齡	0.001	0.020	0.003	1.717*
全家平均收入				
少於1萬(參考組)	-	-	-	-
一萬至三萬	0.482	1.473	-1.859	-1.386
三萬至五萬	0.525	1.686	-2.483	-1.816*
超過五萬	0.531	1.717	-1.963	-1.438
看診花費時間	0.005	1.582	0.002	1.526*
固定中醫師	1.269	54.205**	1.831	3.414**
PCS	0.009	0.542	-0.005	-1.239
每萬人口中醫數	0.178	4.983**	0.048	1.994**
每萬人口西醫數	-0.032	5.978**	-0.003	-0.942
常數	-2.643	9.032**	0.494	1.753*
Adjust-R ²				0.163

* : p < 0.1 ; ** : p < 0.05

表 4-18：兩部分模型之一---用藥天數

	Logit		複迴歸(用藥天數)	
		Wald		Wald
性別	-0.083	0.233	-0.417	-0.116
年齡	0.001	0.020	0.271	2.097**
全家平均收入				
少於1萬(參考組)	-	-	-	-
一萬至三萬	0.482	1.473	-21.284	-2.475**
三萬至五萬	0.525	1.686	-25.942	-2.959**
超過五萬	0.531	1.717	-20.203	-2.307**
看診花費時間	0.005	1.582	0.189	2.502**
固定中醫師	1.269	54.205**	9.130	2.655**
PCS	0.009	0.542	-0.083	-0.308
每萬人口中醫數	0.178	4.983**	2.314	1.490
每萬人口西醫數	-0.032	5.978**	-0.109	-0.433
常數	-2.643	9.032**	19.735	1.032
Adjust-R ²				0.157

* : p < 0.1 ; ** : p < 0.05

表 4-19：兩部分模型之一---醫療費用

	Logit		複迴歸(醫療費用)	
		Wald		T
性別	-0.083	0.233	-25.757	-0.072
年齡	0.001	0.020	17.410	1.359
全家平均收入				
少於1萬(參考組)	-	-	-	-
一萬至三萬	0.482	1.473	-1536.593	-1.805*
三萬至五萬	0.525	1.686	-1842.254	-2.122**
超過五萬	0.531	1.717	-1848.423	-2.132**
看診花費時間	0.005	1.582	11.547	1.545
固定中醫師	1.269	54.205**	897.258	2.635**
PCS	0.009	0.542	-46.187	-1.737*
每萬人口中醫數	0.178	4.983**	332.849	2.165**
每萬人口西醫數	-0.032	5.978**	-42.569	-1.711*
常數	-2.643	9.032**	4468.550	2.361**
Adjust-R ²				0.137

* : p < 0.1 ; ** : p < 0.05

表 4-20：兩部分模型邊際影響公式之估計值

	利用次數		用藥天數		醫療費用	
	估計 1	估計 2	估計 1	估計 2	估計 1	估計 2
性別	-0.187	0	-0.324	0	-17.246	0
年齡	0.003	0.002	0.182	0.181	11.627	0
全家平均收入						
少於1萬(參考組)	-	-	-	-	-	-
一萬至三萬	-0.977	0	-13.950	-14.214	-1025.873	-1026.137
三萬至五萬	-1.371	-0.171	-17.037	-17.324	-1229.970	-1230.257
超過五萬	-1.020	0	-13.201	-13.491	-1234.086	-1234.377
看診花費時間	0.004	0.001	0.129	0.126	7.714	0
固定中醫師	1.918	1.918	6.792	6.792	599.884	599.884
PCS	0.002	0	-0.050	0	-30.839	-30.844
每萬人口中醫數	0.130	0.130	1.643	0.097	222.374	222.374
每萬人口西醫數	-0.020	-0.018	-0.090	-0.018	-28.445	-28.445
常數	-1.117	-1.117	11.732	-1.447	2982.650	2982.650

估計 1：將迴歸中所有變項納入計算

估計 2：只將迴歸中有顯著影響之變項納入計算

表 4-21 : COX 模型之單變項分析

	模式一			模式二		
	Hazard ratio		P	Hazard ratio		P
性別	-0.243	0.784	0.062*	-0.182	0.883	0.164
年齡	-0.002	0.997	0.456	0.005	1.006	0.172
教育年數	0.025	1.026	0.102	-0.000	1	0.9775
家戶人數	0.033	1.034	0.263	-0.041	0.959	0.267
工作型態						
第一級	-1.334	0.263	0.182	3.659	38.839	<0.000
第二級	0.080	1.083	0.737	0.417	1.518	0.098*
第三級	0.156	1.169	0.362	-0.015	0.984	0.931
第四級	-0.074	0.929	0.606	0.310	1.365	0.049**
第五級	-	-	-	-	-	-
全家平均收入						
少於 1 萬	-	-	-	-	-	-
一萬至三萬	0.483	1.622	0.128	-0.595	0.552	0.063*
三萬至五萬	0.568	1.766	0.079*	-0.446	0.640	0.171
超過五萬	0.475	1.608	0.146	-0.521	0.594	0.113
固定西醫師	0.233	1.263	0.072*	0.065	1.068	0.615
固定中醫師	1.093	2.986	<0.000	0.155	1.168	0.238
固定西藥房	0.397	1.487	0.002**	0.098	1.103	0.464
固定中藥房	0.541	1.719	<0.000	0.053	1.055	0.697
就醫交通時間	0.003	1.004	0.498	0.001	1.002	0.740
看診花費時間	0.007	1.008	0.010**	0.003	1.003	0.219
有無慢性病	0.080	1.084	0.618	0.307	1.360	0.060*
PCS	0	1	1	-0.008	0.992	0.413
MCS	-0.002	0.998	0.770	-0.004	0.996	0.578
每萬人口 中醫師數	0.035	1.036	0.281	0.045	1.047	0.186
每萬人口 西醫師數	-0.001	0.999	0.837	0.010	1.011	0.052*

* : $p < 0.1$ ** : $p < 0.05$

表 4-22 : COX 模型之單變項分析

	模式三			模式四		
		Hazard ratio	P		Hazard ratio	P
性別	-0.343	0.709	< 0.000	-0.139	0.870	0.064*
年齡	0.005	1.006	0.011**	0.009	1.009	< 0.000
教育年數	0.009	1.009	0.300	-0.018	0.981	0.031**
家戶人數	0.000	1	0.991	-0.037	0.963	0.052*
工作型態						
第一級	-1.343	0.261	0.060*	-0.057	0.944	0.921
第二級	1.131	1.141	0.332	0.058	1.060	0.666
第三級	0.083	1.087	0.425	-0.065	0.937	0.532
第四級	-0.032	0.968	0.714	-0.077	0.925	0.382
第五級	-	-	-	-	-	-
全家平均收入						
少於 1 萬	-	-	-	-	-	-
一萬至三萬	-0.138	0.871	0.341	-0.607	0.545	< 0.000
三萬至五萬	0.020	1.020	0.891	-0.513	0.598	< 0.000
超過五萬	-0.066	1.002	0.985	-0.525	0.591	< 0.000
固定西醫師	0.392	1.481	< 0.000	0.189	1.209	0.011**
固定中醫師	1.279	3.593	< 0.000	0.355	1.426	< 0.000
固定西藥房	0.471	1.602	< 0.000	0.131	1.141	0.081*
固定中藥房	0.710	2.035	< 0.000	0.244	1.277	0.001**
就醫交通時間	0.007	1.007	0.006**	0.003	1.003	0.152
看診花費時間	0.010	1.010	< 0.000	0.003	1.004	0.001**
有無慢性病	0.097	1.102	0.284	0.044	1.046	0.622
PCS	-0.011	0.988	0.007**	-0.016	0.984	0.001**
MCS	0.010	1.011	0.011**	0.013	1.013	0.002**
每萬人口 中醫師數	0.068	1.071	< 0.000	0.047	1.049	0.007**
每萬人口 西醫師數	0.004	1.005	0.126	0.006	1.006	0.037**

* : $p < 0.1$ ** : $p < 0.05$

表 4-23 : Cox 模型參數估計結果---全體研究對象

模式一				
(Total=876, Event=196)				
		S.E	P	Hazard ratio
性別	0.147	0.150	0.328	0.863
年齡	-0.031	0.015	0.035**	0.969
教育年數	-0.101	0.059	0.090*	0.904
年齡 * 教育年數	0.003	0.001	0.009**	1.003
全家平均收入				
少於 1 萬 (參考組)	-	-	-	-
一萬至三萬	0.232	0.357	0.517	1.261
三萬至五萬	0.300	0.362	0.407	1.350
超過五萬	0.369	0.364	0.311	1.446
看診到領藥所花費時間	0.005	0.004	0.182	1.005
固定中醫師	0.504	0.149	0.001**	1.655
PCS	0.002	0.01	0.820	1.00
每萬人口中醫師數	0.125	0.068	0.067*	1.133
每萬人口西醫師數	-0.019	0.011	0.103	0.982

* : $p < 0.1$ ** : $p < 0.05$

Without variables : 2648.70, With variables : 2615.81

Likelihood ratio : 31.84 ($p < 0.000$)

表 4-24 : Cox 模型參數估計結果---有利用中醫者

模式二				
(Total=216, Event=216)				
		S.E	P	Hazard ratio
性別	-0.237	0.151	0.115	0.789
年齡	0.004	0.005	0.415	1.004
工作型態				
第一級	3.465	1.103	0.002**	31.968
第二級	0.574	0.278	0.039**	1.776
第三級	0.109	0.209	0.603	1.115
第四級	0.309	0.174	0.076*	1.362
第五級 (參考組)	-	-	-	-
全家平均收入				
少於 1 萬 (參考組)	-	-	-	-
一萬至三萬	-0.587	0.348	0.092*	0.556
三萬至五萬	-0.501	0.351	0.154	0.606
超過五萬	-0.522	0.354	0.140	0.593
有無慢性病	0.401	0.18	0.033**	1.49
每萬人口中醫師數	-0.062	0.066	0.348	0.940
每萬人口西醫師數	0.019	0.011	0.090*	1.020

* : $p < 0.1$ ** : $p < 0.05$

Without variables : 1904.08, With variables : 1880.47

Likelihood ratio : 47.95 ($p < 0.000$)

表 4-25 : Cox 模型參數估計結果---全體研究對象之重複事件分析

	模式三			Hazard ratio
	(Total=1551, Event=623)			
		S.E	P	
性別	-0.129	0.085	0.127	0.878
年齡	0.008	0.003	0.003**	1.009
工作型態				
第一級	-0.443	0.585	0.448	0.642
第二級	0.294	0.146	0.045**	1.342
第三級	0.100	0.122	0.414	1.105
第四級	0.106	0.101	0.295	1.112
第五級 (參考組)	-	-	-	-
單趟就醫交通時間	0.002	0.002	0.374	1.002
看診到領藥所花費時間	0.002	0.002	0.377	1.002
固定西醫師	-0.238	0.097	0.014**	0.788
固定中醫師	1.277	0.092	< .0001	3.588
固定西藥房	0.187	0.091	0.040**	1.207
PCS	-0.002	0.005	0.714	0.998
每萬人口中醫師數	0.199	0.036	< .0001	1.221
每萬人口西醫師數	-0.028	0.006	< .0001	0.972
看診時間*每萬人口中醫師數	0.002	0.001	0.054*	1.002

* : p<0.1 ** : p<0.05

Without variables : 8513.95, With variables : 8213.04

Likelihood ratio : 300.91 (p < .000)

表 4-26 : Cox 模型參數估計結果---有利用中醫者之重複事件分析

模式四				
(Total=634, Event=600)				
		S.E	P	Hazard ratio
性別	-0.096	0.089	0.281	0.908
年齡	-0.018	0.010	0.079*	0.982
教育年數	-0.031	0.021	0.116	0.969
年齡*教育年數	0.002	0.000	0.015**	1.002
全家平均收入				
少於 1 萬 (參考組)	-	-	-	-
一萬至三萬	-0.400	0.176	0.022**	0.670
三萬至五萬	-0.306	0.178	0.086*	0.736
超過五萬	-0.310	0.181	0.087*	0.733
看診到領藥所花費時間	0.001	0.001	0.285	1.002
固定中醫師	0.101	0.088	0.253	1.106
PCS	-0.002	0.006	0.657	0.997
每萬人口中醫師數	0.039	0.039	0.324	1.040
每萬人口西醫師數	-0.001	0.006	0.859	1.001

* : p<0.1 ** : p<0.05

Without variables : 5815.86, With variables : 5788.31

Likelihood ratio : 27.55 (p<0.006)

表 4-27 : Cox 模型參數估計結果---全體研究對象 (問卷資料)

模式五				
(Total=876, Event=215)				
		S.E	P	Hazard ratio
性別	0.006	0.146	0.970	1.006
年齡	-0.028	0.014	0.038**	0.972
教育年數	-0.119	0.056	0.033**	0.887
年齡 * 教育年數	0.002	0.001	0.028**	1.002
全家平均收入				
少於 1 萬 (參考組)	-	-	-	-
一萬至三萬	-0.058	0.305	0.849	0.943
三萬至五萬	-0.071	0.312	0.819	0.931
超過五萬	-0.125	0.316	0.692	0.882
看診到領藥所花費時間	0.061	0.022	0.006**	1.063
固定中醫師	1.330	0.141	0.000**	3.782
PCS	0.022	0.017	0.186	1.022
看診時間*PCS	-0.001	0.000	0.006**	0.999
每萬人口中醫師數	0.069	0.063	0.274	1.071
每萬人口西醫師數	0.006	0.011	0.594	1.006

* : $p < 0.1$ ** : $p < 0.05$

Without variables : 2865.90, With variables : 2739.76

Likelihood ratio : 154.85 ($p < 0.000$)

表 4-28 : Cox 模型參數估計結果---有利用中醫者 (問卷資料)

模式六				
(Total=230, Event=230)				
		S.E	P	Hazard ratio
性別	0.178	0.147	0.115	0.789
年齡	0.004	0.006	0.415	1.004
工作型態				
第一級	-0.143	0.537	0.790	0.867
第二級	0.042	0.301	0.889	1.043
第三級	0.000	0.215	0.999	1.000
第四級	0.036	0.168	0.829	1.037
第五級 (參考組)	-	-	-	-
全家平均收入				
少於 1 萬 (參考組)	-	-	-	-
一萬至三萬	-0.085	0.316	0.787	0.918
三萬至五萬	-0.038	0.319	0.905	0.963
超過五萬	-0.158	0.325	0.627	0.854
有無慢性病	1.700	0.602	0.005**	5.474
年齡*有無慢性病	-0.029	0.012	0.015**	0.971
每萬人口中醫師數	0.084	0.062	0.179	1.087
每萬人口西醫師數	-0.002	0.011	0.861	0.998

* : $p < 0.1$ ** : $p < 0.05$

Without variables : 2177.6, With variables : 2161.76

Likelihood ratio : 17.81 ($p > 0.1$)

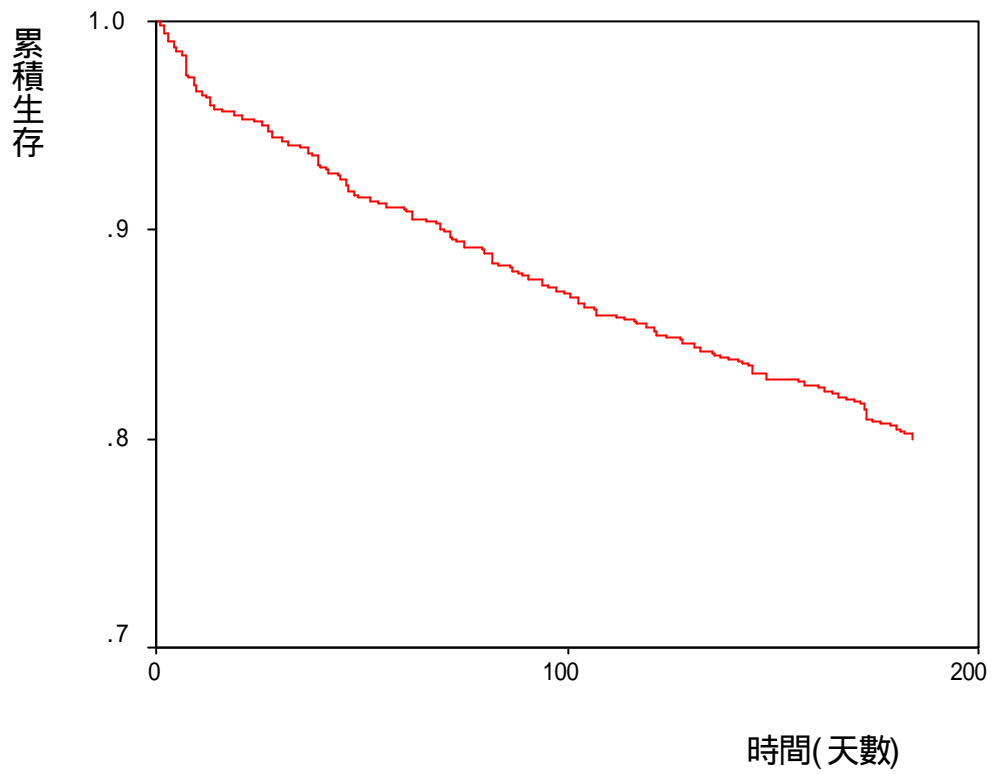


圖4-1：模式一之共變量平均數存活函數

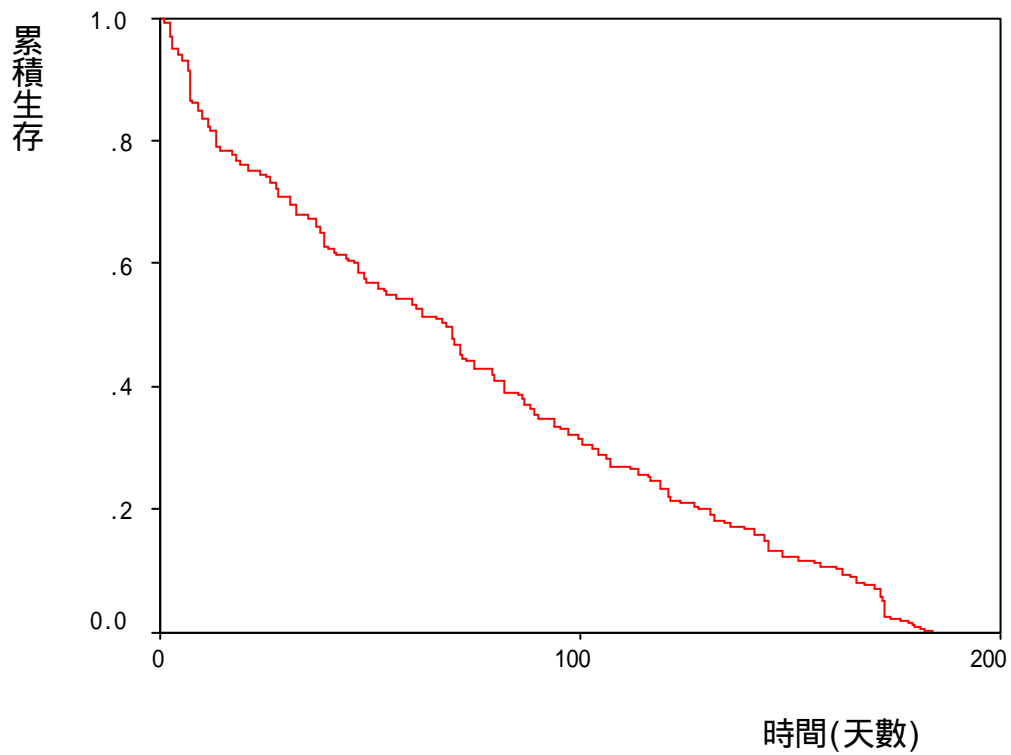


圖4-2：模式二之共變量平均數存活函數

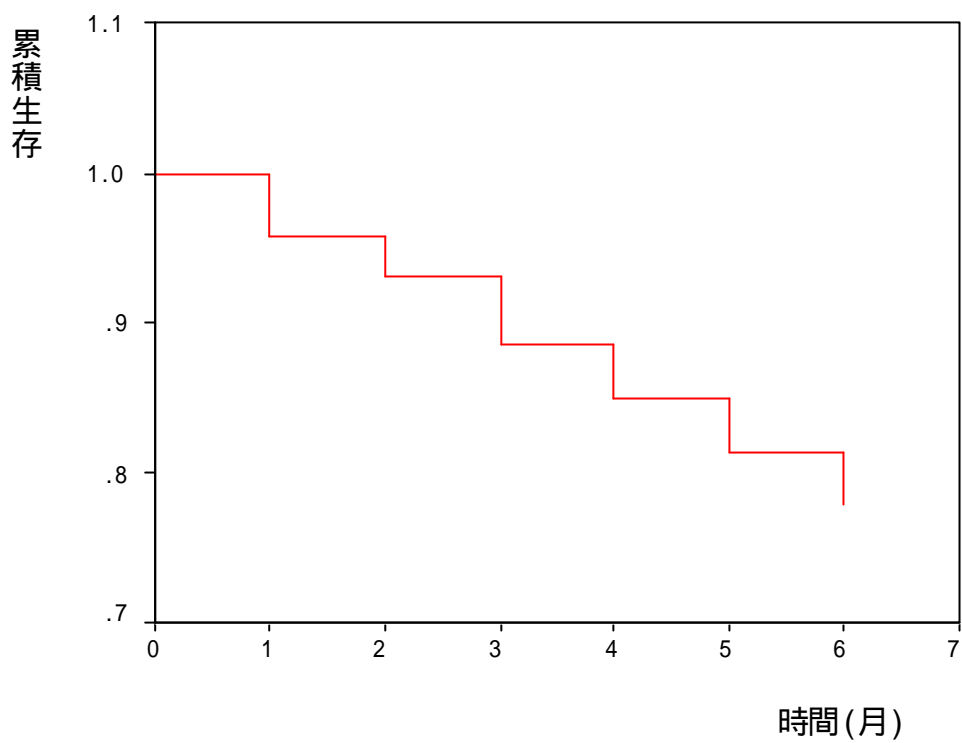


圖4-3：模式五之共變量平均數存活函數

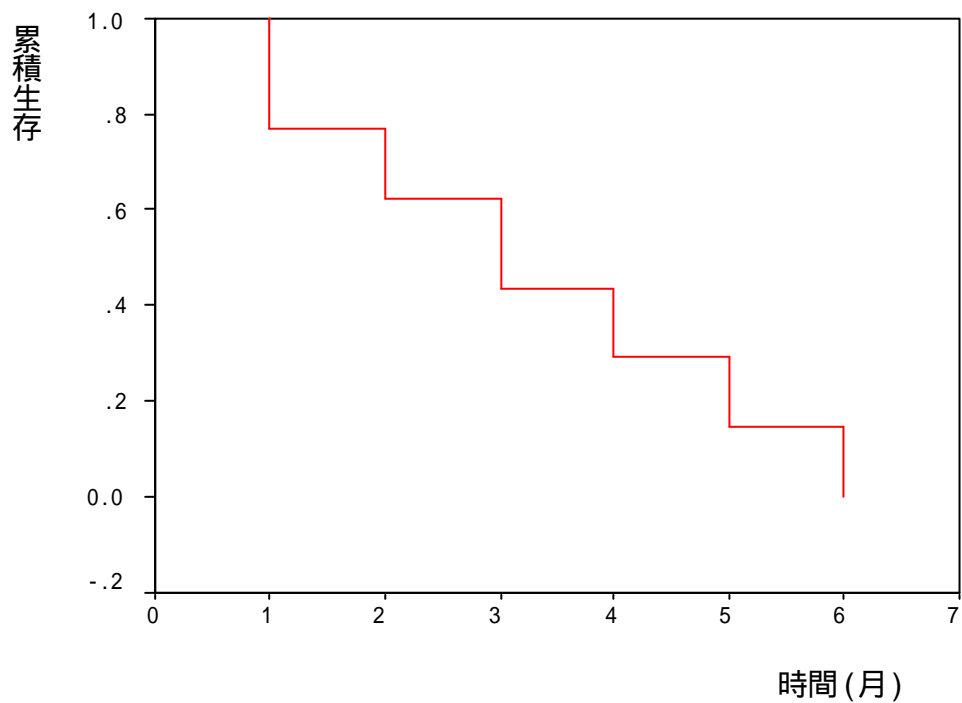


圖4-3：模式六之共變量平均數存活函數

第五章 討論

本章共分成三部份討論，第一部份針對本研究方法進行討論，第二部份則對本研究之主要結果與其他相關研究結果進行討論，最後則提出本研究之研究限制。

第一節 研究方法之討論

本研究在研究方法上具有下列幾項特點，予以加以探討：

一、研究架構方面

以往研究醫療利用文獻多以利用 Aday & Andersen 發展之第一階段健康行為模式進行研究。吳肖琪（1991）研究中指出此模型主要針對西方醫學，而且是針對一般民眾；因此，在研究中醫醫療利用時，不能完全依據 Andersen 等人之理論架構，必須加以改進。因此，本研究在架構設計上除了參照以往研究中醫醫療利用相關文獻，更利用 SF-36 量表取代傳統以 Likert 五分法研究民眾自覺健康狀態。

二、研究資料來源方面

一般研究資料來源可分為兩種---初級資料及次級資料，由文獻中可知初級資料為以往之研究設計，針對抽樣後之樣本進行問卷訪視，以收集研究需要之民眾中醫醫療利用相關資料，初級資料本身在抽樣過程、問卷訪視過程等容易造成許多缺失與誤差（bias）。因此，利用初級資料研究時，研究問卷之信效度問題、樣本代表性問題、民眾回憶誤差問題、訪員訓練問題都須特別注意與避免。

由於全民健保的實施及醫院資訊化、病歷資訊化的影響，使得最近有關於中醫醫療利用之研究多以次級資料方式進行分析，利用健保資料庫分析民眾利用中醫情

形，此方法雖可避免掉初級資料所產生的問題，但卻也造成許多變項無法觀察與取得的限制。

本研究因此以初級資料及二級資料兩種方式進行研究資料之蒐集，使研究在資料收集上能更盡完善。再者，希望比較初級資料所收集之資訊與次級資料在推估中醫醫療利用率上是否有差異，以提供未來研究在研究設計上，初級資料是否也能正確提供研究所需訊息之參考價值。

三、研究代表性方面

表 5-1：研究樣本分佈比較

變項	樣本人數	樣本 %	母群體 %
性別			
男性	490	44.3	51
女性	616	55.7	49

年齡			
18-30	441	40.2	41
31-50	344	31.4	32
51-65	204	18.6	16
> 65	107	9.8	11

資料來源：內政部主計司 2002.4 月統計資料

由上表比較下可知，本研究與台灣地區民眾之性別、年齡層分佈情形有些許差異，其中以性別之差異性最大。在性別方面，研究樣本中以女性族群佔大多數，而在母群體方面則是以男性為大多數族群；根據以往相關中醫醫療利用文獻得知，女性比男性之利用率高出許多，因此，本研究在分析中醫醫療利用情形時，可能造成研究結果之高估。

而在年齡方面，扣除台灣地區 18 歲以下之群體發現，除 51-65 歲之樣本大於母群體百分比外，其餘年齡層皆略低於母群體其他年齡層比率，而年齡層與就醫次數，在以往研究中顯示年齡越大使用中醫機率則越高，因此，本研究結果可能會略低估其中醫醫療利用情形。

綜觀來說，由於抽樣分佈與母群體間之差異性，影響本研究結果在樣本外推性上不夠有說服力，其中以性別比例差異最大，使本研究在中醫醫療利用情形之結果有可能些許高估了台灣民眾之中醫利用率。

四、統計方法方面

本研究與以往研究最主要之差異性在於統計方法上之不同。研究利用「存活分析」加進事件發生之時間點與風險組合的觀念，估計中醫醫療利用率及其相關影響因素之危險率高低；並將研究對象分為「有利用中醫者」與「全體研究樣本」探討不同研究群體間中醫醫療利用之影響因素是否有所不同，此分析方法，也有另一項優點---可以避掉不去討論沒有就診中醫群體是否屬於會看中醫（研究期間並未利用中醫）或者根本不會看中醫之問題。

本研究另外也考量了有利用中醫民眾之「重複就醫事件」的發生時間點與風險期間（risk interval）之觀念。由於以往研究並無探討重複就醫之情形，因此本研究也無法從文獻中得知---計算多次利用中醫門診風險期間之最佳測量方式；因此，本研究假設以存活分析中的 Andersen and Gill（AG）模型分析多次就醫之風險期間測量方式為最適合方式，也就是說，每個人前次看診中醫時間點與下次看診中醫時間點的間隔個別計算，並不與時間零點相關。

因此，利用存活分析探討中醫醫療利用率及其相關影響因素下，具有不同危險因子之個人個別的存活曲線，亦即在不同的時間點下，其存活率是可以被估計的，

所以本研究存活分析可以充分考量到每個人之個別存活效果，且各個時間點之間是互相相關的。

以存活分析建構之模式，與其他統計模式相較下，更能反映現實生活中每個民眾利用中醫之不同情況，且因為考量時間因素，也解決了以往研究推估醫療利用率，測量時間長短不同無法比較之問題。研究醫療利用率則成為動態時間點之測量，而非僅停留於某一時段或是總體分析之研究。

五、資料可信度方面

在兩部分模型中複迴歸 R^2 值，由於研究的類型不同，迴歸解釋能力並不能完全代表模式是否為最佳，本研究迴歸解釋能力值偏低，原因在於一般民眾使用中醫的情形並不平常，通常利用率只有 20 % 至 30 %，因此研究中醫醫療利用類型之研究，迴歸解釋力自然也不高，以本研究而言，自變項只能解釋 22 % 依變項值。

另外，也可能由於本研究並未考慮其他變項，以致於影響到迴歸分析的結果，張育嘉（2001）研究則表示可能並未將民眾前一年醫療利用情形放入迴歸模式中探討今年度的中醫醫療利用情形（自變項與依變項間具有高度相關），因此解釋力偏低。

而在存活分析 Cox 模型中，除了模式六外，每個模型之 likelihood ratio 檢定皆有達到統計之顯著水準，表示每個模式中各變項皆能提供模式較佳的解釋能力。其中模式五與模式六主要目的是利用民眾提供之中醫利用情形（問卷資料）比較健保所提供資料，其兩者在影響因素方面的變化，因此並沒有經過模式篩選，導致模式的解釋能力自然不會提高也不是最佳模式。

第二節 研究結果之討論

一、中醫利用情形

(一) 中醫門診利用率

本研究針對全台灣民眾進行中醫醫療利用之調查結果發現有利用中醫者佔全體研究對象 22.1%，此結果與林致坊在 1998 年以健保局北區資料分析得中醫門診利用率為 22.0% 及林芸芸(1992)過去一個月內 22% 的受訪者曾經利用過醫療服務相差不多，不同之處為本研究針對全國之健保保險對象，而非僅針對在一特定地區之調查。

而陳秋瑩等人(1999)之研究與本研究相同屬於全國性抽樣問卷面訪，調查結果發現過去一個月內 24.5% 的民眾使用過中醫；翁瑞宏(2000)研究則利用次級資料分析結果得中醫門診利用率 25.7%，張育嘉(2001)利用健保中區分局資料分析，研究結果顯示該年度中醫門診利用率為 32.1%，均高於本研究之結果，可能原因有研究對象之不同、研究方法之不同所產生的差異性。

(二) 中醫門診利用次數

本研究結果顯示在有利用中醫者之平均每人中醫門診利用次數為 3.71 次，在全體研究對象中則平均為 0.818 次。與鄧振華(2002)研究結果之 3.99 次、2.35 次明顯低許多，可能差異在本研究屬於抽樣設計方法調查全台灣之中醫利用情形，不是精確分析健保資料庫，所以呈現不同之研究結果。而同屬抽樣設計之研究(林致坊，1998；陳秋瑩，1999)結果為 0.68 次、0.96 次，較接近本研究之結果。

(三) 中醫醫療費用

在全體研究對象中平均每人之中醫醫療費用為 424.06 元，而有利用中醫者平均費用則為 1922 元，與翁瑞宏(2000)研究結果之 585 元及張育嘉(2001)研究結果之 829 元相比明顯偏低，除因為本研究果在醫療利用率上、利用次數上較低之原因外，也因為研究方法及資料來源不同而有差異。

二、中醫利用之影響因素

(一) 傾向因素

1. 性別：許多研究結果發現性別會造成對醫療資源有顯著差異，如李卓倫等(1992)研究中指出女性較男性常去使用中醫門診及蔡文全(1994)對公保保險對象研究發現，女性利用中醫機率較高、次數也較男性多，林致坊(1998)研究結果也顯示女性中醫利用次數顯著高於男性，李隆安等人之研究(1999)也發現女性利用中醫居多數等。本研究利用兩部分模型及存活分析分析結果則發現性別對於中醫利用之影響並不顯著，雖然女性利用率較高、次數也較多，陳秋瑩等人(1999)、李卓倫等人(1995)之研究結果也與本研究相同。
2. 年齡：蔡文全(1994)研究發現，年齡越高者使用中醫機率越高、利用次數也越多，李卓倫等(1995)針對中醫門診病人研究發現，年齡越大則中醫門診日次越多，而翁瑞宏(2000)之研究也發現年齡曾在 45-54 歲及 65 歲以上之民眾利用中醫情形較其他年齡層高。而本研究結果在兩部分模型之複迴歸中顯示：年齡越高利用次數顯著增加之影響效應存在於有利用中醫者利用次數方面，與有無利用中醫之雙變項分析結果相同。在 Cox 模型中則發現，年齡針對不同統計模式與研究群體，其結果

也不同，顯示本研究之統計方法與其他研究之差異性導致研究結果之差異性。

3. 教育年數：王嘉蕙（1992）則指出教育程度會透過健康信念因素與中西醫醫療態度因素影響門診與買藥行為，康健壽（1994）其研究結論為教育程度在高中者為中醫門診病人之特性，而鄧振華（2002）研究在邏輯斯迴歸分析中，顯示教育程度對中醫利用有無產生顯著影響。本研究結果除了在 Cox 模型一中，教育年數對中醫利用有些微顯著影響外，其餘統計模式皆無統計之顯著水準，因此，在控制其他變項與交互作用後，教育年數對於中醫利用並無顯著影響，與陳秋瑩等人之研究結果相同。
4. 家戶人數：許多研究中醫利用文獻中並沒有特別針對家戶人數做特別探討，而次級資料研究則又無法得知此一變項值，因此，其他相關文獻有蘇建榮（1999）研究全民健保制度下門診利用函數之估計，研究中指出家庭人口規模對門診就診機率有顯著的影響。而在本研究雙變項及統計模型分析中，家戶人口數並不顯著影響中醫醫療利用。
5. 工作型態：在翁瑞宏（2000）之研究中分析民眾投保身分發現，屬於榮民、雇員皆影響民眾利用中醫之傾向，雖然此研究與本研究工作類型分類不同。而本研究結果則顯示，工作型態在雙變項中並不呈現顯著，但在 Cox 單變項模型中及模式二則顯著影響中醫醫療利用，表示有利用中醫者之工作型態顯著影響中醫醫療利用情形；考量重複就醫情形下，模式三則只有第二級工作型態影響全體民眾利用中醫醫療。

（二）能用因素

1. 家戶收入：翁瑞宏（2000）及林致坊（1998）利用次級資料分析結果發現，投保金額較高的研究對象，其收入水準較高，因此其利用中醫門診時較無就醫財務障礙，利用次數也因此較高；陳秋瑩等人（1999）之研

究則指出家戶收入並不會影響民眾是否會去使用中醫門診，如同一些學者之研究指出門診的醫療需求所得彈性很小，且當有醫療保險時，民眾的醫療需求將更不容易受到所得變動所影響（蔡文正，2001、Goldman，1978、Coffey，1983、Manning，1987）。而本研究結果則顯示家戶收入介於一萬至三萬間，民眾較傾向利用中醫醫療，統計模型分析也比其他層級顯著，表示在有全民健保下，所得較少之民眾就醫利用性增加。

2. 固定就醫場所：王嘉蕙（1992）指出有固定中醫醫療場所就醫者、會到中醫門診就診的次數會較其他人多；林致坊（1998）研究發現中醫有固定就診場所者複向就醫機率顯著較低；而在陳秋瑩等人（1999）之研究則發現有無固定中醫師明顯影響民眾是否會利用中醫醫療服務，與本研究相同；本研究結果顯示有無固定看診或較熟悉之中醫師顯著影響民眾中醫利用行為，西醫師方面則並無此結論。
3. 固定中西藥房：有無固定中西藥房在雙變項分析及 Cox 單變項分析時皆獨立影響中醫醫療利用情形，但在控制其他共變項後，其結果則並不如預期中達到統計上之顯著，除了 Cox 模式三外，固定西醫師與固定西藥房有顯著影響外，可見固定中西藥房對於已經有利用中醫者之中醫利用並不特別重要。
4. 就診交通時間：就診時間隨著交通工具之發達及醫療院所增加快速，三步一小間診所五步一間醫院的情況下，民眾就醫交通時間花費多少在本研究中並不顯著影響民眾利用中醫醫療。
5. 看診花費時間：本研究結果發現民眾在看診到領藥所花費時間比交通就醫時間長，這與中醫醫療型態有關；而在兩部分模型中顯示看診花費時間皆顯著影響有利用中醫者之利用中醫次數多寡，而與是否會利用中醫

之機率沒有影響，而在考量每個人利用中醫時間先後因素後，Cox 模式結果則變得不顯著。

6. 醫療資源：吳肖琪（1991）則指出在罹患急性病越多的情況下，居住在醫療資源可用性越加地區之民眾，中醫利用上升的頻率較快；林致坊（1998）研究發現中醫資源最少的地區，其民眾利用中醫的機率較低，但醫療資源可用性與中醫利用並非是直線關係；而在張育嘉（2001）之研究中也與林氏之研究有相同結論。蔡文正等人（2001）則表示每萬人口西醫師數之增加會造成中醫醫療利用次數及費用的減少，且在控制其他變項後，證實台灣地區每萬人口中醫師數人數之變化，確實會影響每人每年平均中醫醫療利用次數。

而本研究則發現，每萬人口中西醫師數間大致呈正負相反顯著影響著民眾利用中醫情形；針對全體研究樣本中，每萬人口中醫師數每增加一單位，則中醫利用危險率會增加，每萬人口西醫師數方面則為負影響，針對有利用中醫者分析，其影響效應並不明顯。

（三）需要因素

1. 有無慢性病：在鄧振華（2002）之研究中指出需要因素中，罹患慢性病與是否使用中醫有顯著差異。而本研究結果則顯示有無慢性病並不影響民眾利用中醫醫療，只有在 Cox 模式二中顯著影響有利用中醫者之中醫利用情形。
2. 健康狀態：王嘉蕙（1992）研究顯示自覺健康狀況較差者，會到中醫門診就診的次數較其他人多；陳秋瑩（1999）研究結果則為健康狀況並無影響民眾中醫醫療利用；本研究結果顯示：不論在 PCS、MCS 值皆不影響民眾利用中醫醫療服務，與其研究結果相同，不同之處為本研究在衡量民眾自覺健康狀況時以台灣版 SF-36 量表測量民眾身理及心理健康狀態。

三、資料來源不同之結果比較

本研究利用蒐集得到的初級資料與次級資料來比較---資料來源不同是否對中醫醫療利用影響因子有差異性存在，其結果討論如下：

(一) 中醫醫療利用率方面

以 Kaplan-Meier 估計法求出中醫門診利用累積存活率，結果如表 5-2-1，其中 90 年 7 月之利用率比起其他月份成長最多，利用率為 6.8%，六個月後累積利用率則為 22.1%；利用次數方面也以第一個月份利用最多次，利用率也最高，之後則隨時間增加情況下而利用率則逐漸下降。

在問卷資料方面（見表 5-2-2），也以第一月份之利用率成長最多，利用率為 5.4%，第三個月後，累積利用率大幅成長為 13.3%，比前一月累積增加了 4.6 個百分比；利用率方面，也是以第一個月與第三個月份較高，而在利用次數上，以第六個月份民眾利用次數最多。

由此可見，不管是在利用率上、累積利用率改變上、利用次數上，次級資料分析結果都呈下降趨勢；而在初級資料方面，則沒有較明確之趨勢，雖然利用率也是以第一月份為最高，累積利用率兩者只差了 1.4 個百分比，而利用次數則以最後一個月份次數最多，與利用率呈相反結果，可能因素為一般初級資料受到民眾回憶誤差之影響。

整體比較下，其兩者最後累積利用率竟只相差 1.4 個百分比，顯示初級資料在提供研究資訊上仍有其重要性與可信度。

不過因為兩者的研究月份並不相同，結果上之差異性可能是受到民眾看中醫季節性之影響，其真正差異性之原因，有待未來研究再進一步探討。

表 5-2：民眾中醫門診利用率---健保資料

時間	利用率 (%)	累積利用率	利用次數	有效樣本
2001 年 7 月	6.8	6.8	0.38	1106
2001 年 8 月	3.6	10.5	0.12	1106
2001 年 9 月	3.7	14.3	0.12	1106
2001 年 10 月	3.0	17.2	0.10	1106
2001 年 11 月	2.2	19.9	0.04	1106
2001 年 12 月	2.5	22.1	0.02	1106

表 5-3：民眾中醫門診利用率---問卷資料

時間	利用率 (%)	累積利用率	利用次數	有效樣本
2002 年 1 月	5.4	5.4	0.11	1106
2002 年 2 月	3.3	8.7	0.15	1106
2002 年 3 月	4.5	13.3	0.19	1106
2002 年 4 月	3.3	16.5	0.18	1106
2002 年 5 月	3.4	20.1	0.19	1106
2002 年 6 月	3.4	23.5	0.20	1106

(二) 影響因素方面

為了能使模式間可以比較，模式一與模式五控制了相同之主要效應，模式二與模式六也控制了相同的共變項，取代模型篩選方式，其結果比較如下：

模式一與模式五影響因素比較下相差不多，年齡與教育年數皆與中醫醫療利用呈顯著負相關，固定中醫師也顯著影響模型，但模式五之危險率值較高，約模式一的 3 倍；改變的變項則為每萬人口中醫師數變為沒有顯著性，看診到領藥時間則變為顯著影響中醫利用危險率。

模式二與模式六則相差甚多，模式六影響因子只有慢性病的有無，且參數檢定並無法拒絕虛無假設 $H_0: \mathbf{b} = 0$ ，因此，其模型參數解釋能力並不好。

四、統計模型結果之比較

為了能更瞭解本研究在不同統計模式中所得之研究結果差異性，因此，將研究結果整理如下表 5-4：

表 5-4：影響中醫醫療利用因素之統計模式結果摘要表

變項名稱	模式 A	模式一	模式二	模式三	模式四	模式五	模式六
性別							
年齡	+	-		+	-	-	
教育年數		-				-	
家戶人數							
工作型態			+				
第一級							
第二級			+	+			
第三級							
第四級			+				
第五級 (參考組)							
全家平均收入							
少於一萬(參考組)							
一萬至三萬	-		-		-		
三萬至五萬	-				-		
超過五萬	-				-		
固定西醫師				-			
固定中醫師	+	+		+		+	
固定西藥房				+			
固定中藥房							
就醫交通時間							
看診花費時間	+					+	
有無慢性病			+				+
PCS							
MCS							
每萬人口中醫師數	+	+		+			
每萬人口西醫師數	-		+	-			

註：+ 表示正向相關，- 表示負向相關
 表示該變項有放入模式中，但結果不顯著

模式 A 代表兩部分模型之中醫醫療利用次數模式，模式一、模式二只以第一次利用中醫門診之時間為測量時間點；模式三、模式四中，有利用中醫門診者，則加入考量就醫次數之各事件發生時間點，模式一與模式三研究對象為全體樣本，模式二與模式四則指有利用中醫者，模式五與模式六並不是最佳模型，因此只呈現其與模式一與模式二之差異性，而不加以討論。

從上表中可以發現，除了年齡變項及每萬人口西醫師數在各模型中不一致外，其餘變項正負相關性相當一致，性別在各個統計模式中都不顯示，教育年數則呈現負相關性，工作型態為正相關，全家平均收入方面則是負相關，固定就醫習慣方面，固定中醫師呈正相關，而固定西醫師則會降低中醫醫療利用，在看診時間方面影響比交通時間大，身體健康構面值 PCS 則並未對結果產生顯著的影響，每萬人口中西醫師數方面則呈正負相比之關係。

本研究利用兩部分模型與存活分析方法探討中醫醫療利用之相關影響因子，主要想瞭解兩種統計分析方法上之差異。研究發現，兩部分模型在分析中醫醫療利用影響因素方面確實已經能提供足夠之資訊；而存活分析方法，則因為可以考量到共變數之時間相關性（time-dependent）以及設限資料的問題，理論上，應該能更精確測量具有不同危險因子之個人個別的存活率，更能充分考量到每個人之個別存活效果。

但因為本研究時間並不夠長，無法使存活分析之優點充分發揮，設限資料以及時間相關變項之資料並無從分析起，因此，存活分析之研究結果與兩部分模型做比較時，並沒有理論上應該有的優勢存在。

第三節 研究限制之討論

- 一、 設限資料之遺漏：本研究屬於回溯性研究，無法長期追蹤研究對象，所以許多資料可能遺漏，無法再深入分析設限資料，也無法得知沒有利用中醫之民眾是屬於從不利用中醫或者是尚未利用中醫者，可能造成研究上的低估或高估。
- 二、 由於研究資料及時間上的限制，有些變項並未能加入研究中，也無法對於訪員、問卷做前、後測，結果可能使研究不夠周延。
- 三、 戶籍所在地並非代表實際居住地：本研究以戶籍所在地人口為分母，由於戶籍所在地不代表被保險人實際的居住地，例如在山地或鄉普遍存在青壯年人口外流問題，但在無法取得實住人口資料的情況下，以戶籍所在地人口為分母會有高估人口外流嚴重區域醫療利用的情形。
- 四、 接檔問題：本研究以問卷訪視得到民眾提供之基本資料，再依據資本資料與健保資料檔案進行連結，若研究對象並沒有提供基本資料欄位，導致資料遺漏，則可能造成在抽樣上之誤差---等機率抽樣方法產生改變，研究抽樣樣本代表性可能因此存疑。
- 五、 中醫就診科別問題：健保資料檔中並沒有民眾就診中醫類別是屬於內婦兒、針、傷三大科，因此無法再詳細瞭解分析中醫各個科別之利用率情況及相關影響因素。
- 六、 利用非特約醫療機構就醫者並未納入研究對象：本研究雖以抽樣設計方式進行結構式問卷訪視，然中醫醫療利用資料是以健保局資料串檔歸戶方式取得，因此，研究對象若沒有在特約醫療機構就診，或者醫療機構要求其自費，則無法由本研究得知，故研究可能因此產生低估。

第六章 結論與建議

本章分為兩小節，第一節以結論總結本研究之重要發現與重要結論，第二節為建議，根據本研究之發現與結論，分別對未來政策、未來研究及相關醫療院所管理上提出建議。

第一節 結論

一、中醫醫療利用率方面

研究對象中有利用中醫者佔 22.1 %；中醫門診利用次數方面，有利用中醫者之平均每人中醫門診利用次數為 3.71 次，全體研究對象中則平均為 0.818 次，利用次數五次以上佔有利用中醫者的 24.5 %。費用方面，在全體研究對象中平均每人的中醫醫療費用為 424.06 元，而有利用中醫者之平均費用則為 1922 元。

在不同時間點下，以存活分析方法分別估計出各時間點的中醫門診累積利用率為：一個月內為 6.8 %、二個月內為 10.5 %、三個月內為 14.3 %、四個月內為 17.2 %、五個月內為 19.9 %、六個月內累積利用率則達到 22.1 %，表示時間越長，民眾越有可能利用中醫門診。利用存活分析，可以確實找出不同時間點下之個別中醫醫療利用率，因此，也解決了以往研究推估醫療利用率，測量時間長短不同無法比較之問題。

二、影響中醫醫療利用之相關因素

本研究以兩部分模型及存活分析，研究結果結論如下：

(一) 傾向因素：性別對於中醫利用之影響並不顯著，雖然女性利用率較高、

次數也較多；年齡越高利用次數顯著增加之影響效應只存在於「有利用中醫者」利用次數方面，如果考量時間點的情況下，不同統計模式與研究群體，其結果也不同，但是年齡基本上影響民眾之中醫醫療利用，且呈負相關，與其他相關研究並不相同；教育年數對於中醫利用並無顯著影響，與陳秋瑩等人（1999）之研究結果相同；家戶人口數也並不顯著影響中醫醫療利用；工作型態方面，有利用中醫者之工作型態顯著影響中醫醫療利用情形。

（二）能用因素：家戶收入介於一萬至三萬間，民眾較傾向利用中醫醫療；有無固定看診或較熟悉之中醫師明顯顯著影響民眾中醫利用行為，西醫師方面則並無此結論；而固定中西藥房對於已經有利用中醫者之中醫利用並不特別重要；民眾就醫交通時間花費多少在本研究中並不顯著影響民眾利用中醫醫療；在兩部分模型中顯示，看診花費時間皆顯著影響有利用中醫者之利用中醫次數多寡，而與是否會利用中醫之機率沒有影響，而在考量每個人利用中醫時間先後因素後，Cox 模式結果則變得不顯著。

（三）需要因素：有無慢性病並不影響民眾利用中醫醫療，只有在 Cox 模式二中顯著影響有利用中醫者之中醫利用情形；在民眾自覺健康狀況方面，不論在 PCS、MCS 值皆不影響民眾利用中醫醫療服務。

（四）醫療資源方面：每萬人口中西醫師數間，大致呈正負相反顯著影響著民眾利用中醫情形，但若針對有利用中醫者分析，其影響效應並不明顯。

三、方法論之影響

(一) 存活分析模式更能反映每個民眾利用中醫之不同情況

本研究以存活分析可估計出具有不同危險因子之個人個別的存活時間，利用風險組合之觀念，估計在不同的時間點下之存活率，且因為考量時間因素，也解決了以往研究推估醫療利用率，測量時間長短不同無法比較之問題。

(二) 研究群體與統計方法不同，其影響因素並不相同

本研究將研究對象分為「有利用中醫者」與「全體研究樣本」，分別探討其影響中醫醫療利用因子，發現在兩部分模型中：有利用中醫者之年齡越大、全家平均收入較低、看診花費時間較長、有固定看診中醫師、每萬人口中醫師數越多，較容易影響利用次數、用藥天數與醫療費用多寡。而針對全體研究樣本則只有固定中醫師及醫療資源可近性因素影響中醫利用有無。

而在存活分析 Cox 模型中：短期內，有利用中醫者之工作型態等級、全家平均收入（負相關）、有無慢性病及每萬人口西醫師數（較不顯著）影響著其發生事件時間早晚之機率，若考量民眾重複就醫之情形下，年齡、全家平均收入為負相關影響著有利用中醫民眾。而針對全體研究樣本：年齡與教育年數越大利用中醫門診危險率降低，而看診時間較長、有固定中醫師、每萬人口中醫師數較多，其利用中醫之機率越高，危險率提升。若考量民眾重複就醫之情形下，年齡越大、工作型態為第二級、有固定中醫師及固定西藥房、每萬人口中醫師數越多，則越可能利用中醫門診，而有固定西醫師及每萬人口西醫師數越多，則利用中醫之危險率低於 1。

(三) 初級資料仍有其限制與誤差

以 Kaplan-Meier 估計法求出中醫門診利用累積存活率，初級資料與次級資料皆顯示觀察時間開始之第一個月份利用率最高、成長最快，累積利用率只相差 1.4 個百分比，但可能受到民眾回憶誤差之影響，初級資料在利用率上、利用次數上每月份之結果與次級資料仍是有差異。

而影響民眾利用中醫之因素方面，比較模式一與模式五，改變的變項則為每萬人口中醫師數變為沒有顯著性，看診到領藥時間則變為顯著影響中醫利用危險率。比較模式二與模式六，其結果兩者間相差甚多，且參數檢定並無法拒絕虛無假設。

總結前述，利用初級資料蒐集研究資訊仍有誤差與限制，但也不能因此而下結論，其結果之差異性仍有待以後之精確研究。

第二節 建議

一、政策方面之建議

(一) 謹慎規劃中醫醫療資源成長的速度

與過去的研究做結合的比較下，台灣地區民眾利用中醫醫療的情況沒有明顯增加，利用率在相當長的一段時間中均維持在 20 % 至 30 % 之間。本研究在加入時間的考量下，發現民眾累積利用率雖然會在短時間內成長較快，但累積利用率會隨著時間增加而減緩增加趨勢，基於本研究對中醫需求相對穩定的發現，相關政府部門可以考慮謹慎規劃中醫醫療資源成長的速度。

(二) 針對有利用中醫之民眾進行適當之個案管理

民眾中醫利用之影響效果主要來自有利用者 (User) 使用次數方面方面，可見一般民眾對於醫療服務型態，已經有一定之偏好，過去不會利用中醫的民眾傾向於將來也不會利用。因此，建議相關單位針對傾向利用中醫之民眾開始考慮規劃個案管理之相關措施，以提升適當使用中醫醫療資源之比率。

二、未來研究方面之建議

(一) 利用存活分析推估中醫醫療利用率是可行的

以往研究統計分析方式與本研究並不相同，然本研究結果證實以生物統計之存活分析估計中醫醫療利用率是可行的，因此，建議未來之研究可以繼續朝此方向努力發展，將中醫醫療利用研究擴展至更深的領域。

（二）未來研究應進行長期性追蹤資料分析

存活分析多用於追蹤性研究，然本研究並無法針對研究樣本進行長期性追蹤，因此導致許多資料並沒有辦法更深入的分析，也沒有辦法對結果做正確的因果推論，因此，期望未來研究應從事長期性研究，以增加研究本身之價值性與正確性。

（三）進一步分析中醫就診科別

本研究結果發現，民眾看診到領藥時間比就醫交通時間顯著影響中醫醫療服務利用情形，可能因素為民眾就診中醫類別之不同，看診時間長短也不相同，例如針灸時間較長，因此也影響著民眾中醫醫療利用情形，未來研究可進一步探討分析中醫各個科別之利用率情況及相關影響因素。

（四）調查利用非特約醫療機構就醫者之就診因素

由於本研究對象中並沒有包括潛在利用傳統民俗療法及利用非特約醫療院所之民眾，因此，為避免研究可能低估台灣地區民眾中醫醫療利用情形，應進一步調查此群體利用中醫之情況與選擇傳統民俗療法及非特約醫療院所或自費之原因，找出與加入健保民眾之就醫行為之差別。

（五）考量中、西醫門診次數與中醫醫療利用之關係

在以往研究中指出，中西醫療型態之不同或者複向就醫之民眾會影響著中醫醫療利用，可能是互補或者是替代效果。本研究並未考量研究樣本西醫醫療利用情形是否影響著中醫醫療利用，若未來研究者有興趣，可進一步利用存活分析探討中西醫兩者之關係與影響效果。

三、管理方面之建議

(一) 針對民眾之特質，擴展中醫藥市場

依本研究結果顯示，女性、教育程度在國中、家戶人數在六人以上、且有固定看診之中西醫師與固定之中西藥房、看診到領藥時間越長則有可能會利用中醫門診，針對此群體民眾之特質發展策略，吸引新顧客群，。

至於有利用中醫者，則針對年齡越大者、全家平均收入介於一萬至三萬間（負相關）工作型態為第一級及第二級、有慢性病民眾之特性，持續吸引民眾繼續利用中醫醫療服務，例如：推展中草藥市場、針灸推拿等。中醫醫療院所應加入更多服務項目，使民眾在就醫時，能一次購足，減少就醫交通時間，增加民眾就醫意願。另外也須注意就醫環境舒適性，例如，民眾在看診或等待時，可以提供電視與座椅，順便機會教育民眾中醫藥之知識與信念，一方面不會無聊，一方面也增加對中醫藥之忠誠度。

(二) 執業場所選擇以中醫醫療資源缺乏區為優先考量

本研究結果發現，中醫醫療資源每增加一單位數，利用中醫危險率增加 1 倍左右，也就是說，民眾需求會隨著中醫資源可用性而增加，西醫醫療資源則呈反向關係，因此，中醫醫療院所可考慮在中醫資源密集區外尋找另一執業場所，不會引起醫療院所間的惡性競爭，新市場潛力也較大，可開發新客源，且中醫總額之下，健保給付也較多。

參考文獻

1. 中央健康保險局，全民健康保險統計，2002。
2. 陳太羲，李卓倫，賴俊雄，張永勳，溫碧輝，游隆權：中醫藥界對中醫藥納入全民健康保險之意見。中國醫藥學院研究年報；16：499-509；1990。
3. 吳就君：台灣地區居民社會醫療行為研究。公共衛生；8(1)；25-48；1981。
4. 羅紀瓊：全民健保制度下被保險人財務負擔之研究---醫療儲蓄帳戶制度。行政院衛生署，2000。
5. 江東亮，蘇春蘭：榮民健康保險對農民醫療消費行為的影響。中華衛誌 10(2)：79-88，1990。
6. 李卓倫，紀駿輝，賴俊雄：時間、所得與中西醫療價格對中醫門診利用之影響。中華衛誌 14(6)：470-476，1995。
7. 林芸芸：中西醫療利用型態的文獻回顧與實證研析。中華家醫誌 2(1)：1-3，1992。
8. 王嘉蕙：影響中西醫門診利用與買藥行為之相關因素探討。國立中正大學社會福利研究所碩士論文，1993。
9. 林瑞雄，江東亮，洪永泰，張明正：國民健康調查之規劃與試驗。行政院衛生署，1991。
10. 吳淑瓊，楊志良，吳新英：影響傷病發生與醫療行為之多變數分析研究。中華衛誌 1：35-45，1982。
11. 蔡淑芬：烏腳病地區居民醫療行為之研究。中華衛誌 2：95-113，1983。
12. 賴俊雄，李卓倫，陳世堅，紀駿輝：中醫醫療需求與供給之整合研究。行政院衛生署，1992。
13. 賴俊雄，李卓倫，紀駿輝：勞保中醫門診制度現階段重要議題之改進研究。台閩地區勞工保險局，1993。
14. 林致坊，"全民健康保險北區分局中醫門診利用之研究"。陽明大學衛生福利研究所碩士論文，1998。
15. 王廷輔：台中地區居民中西醫療行為取向之研究。公共衛生，第 17 卷，第 1 期，第 21-33 頁，1990。

16. 蔡文全：公保各類保險對象中醫醫療利用之研究。國立台灣大學公共衛生研究所碩士論文，1994。
17. 藍忠孚：市鄉居民尋求醫療服務的主要障礙因素比較。國科會研究報告，1979。
18. 王安：民眾醫療利用滿意度之研究—以離島地區及中部豐原市為例。私立中國醫藥學院醫務管理研究所碩士論文，1997。
19. 蔡文正、龔佩珍：中醫醫療利用成長與醫師數增加之關係。台灣衛誌，第六期，第 20 卷，2001。
20. 賴芳足：全民健保實施後民眾醫療利用影響因素之研究。私立中國醫藥學院醫務管理研究所碩士論文，1996。
21. 石耀堂：台北市居民醫療服務能用之研究。醫學研究，第 1023~1032 頁，1980。
22. 吳肖琪：健康保險與醫療網區域資源對醫療利用之影響。國立台灣大學公共衛生研究所博士論文，1991。
23. 胡杏佳，徐素萍，洪百勳，吳聖良，姚克明：山地離島地區民眾健康狀況調查與醫療需求研究。台灣公共衛生研究所，1995。
24. 陳品嘉：存活理論在公路肇事分析之應用---以公車業者為實例。國立成功大學交通管理科學研究所碩士論文，1998。
25. 李隆安，藍忠孚，吳肖琪：人口老化對全民健康保險醫療利用與費用影響之評估。行政院衛生署研究計劃案，1999。
26. 黃志鵬：台北市老人健康功能狀況及醫療利用之研究—SF36 量表之應用。國立陽明大學公共衛生研究所碩士論文，1995。
27. 王榮德、游正芬、鍾智文、姚開屏：21 世紀之健康照護效性評量—生活品質與生活品質調整後之存活分析。台灣醫學，2000，65-74。
28. 劉文玉：就醫時間成本對民眾門診醫療利用的影響——以雲嘉地區民眾為例。國立台灣大學衛生政策與管理研究所碩士論文，2001。
29. 游隆權：台灣地區中醫醫療機構現況之研究。中國醫藥學院醫務管理研究所碩士論文，1990。
30. 李卓倫：民眾尋求與利用健康服務的行為模式。衛生教育，第四輯，第 108-138 頁，1992。
31. 李漢修：全民健康保險中醫利用概況簡介。醫院，第 32 卷，第 4 期，第 15-23

- 頁，1999。
32. 邱清華等：台灣地區中醫醫療狀況及需求調查研究。行政院經建會，1990。
 33. 鄧振華：台灣地區中醫醫療資源及民眾特質對中醫醫療服務利用之研究。中國醫藥學院醫務管理學研究所碩士論文，2002。
 34. 康翠秀：台北市北投區居民對中醫藥知識、態度與行為之調查問題。陽明大學公共衛生研究所碩士論文，1995。
 35. 康健壽、陳介甫、周碧瑟：複向求診病患選擇中西醫門診的相關因素。中華醫學雜誌，第 57 卷，第 6 期，第 405-412 頁，1996。
 36. 康健壽、陳介甫、周碧瑟：中醫門診病人對傳統醫學的認知、態度與行為意向的分析研究。中華民國公共衛生雜誌，第 13 卷，第 5 期，第 432-441 頁，1994。
 37. 張育嘉：中醫醫療資源對醫療利用之影響：可用效應與誘發效應之分析。國立陽明大學醫務管理研究所碩士論文，2001。
 38. 陳秋瑩、張淑桂、紀駿輝、陳世堅、李卓倫、賴俊雄：臺灣地區民眾使用中醫師門診服務的因素之調查。中國醫藥學院雜誌，第 8 卷，第 1 期，第 77-87 頁，1999。
 39. 羅紀瓊：勞保中醫利用。行政院衛生署，1991。
 40. 翁瑞宏：全民健康保險中醫門診醫療利用之研究。私立中國醫藥學院醫務管理研究所碩士論文，2000。
 41. Aday, L. A., and S. Shortell, "Indicators and Predicators of Health Service Utilization". Introduction to Health Service, 3 rded , pp.51-81, New York: A Wiley Medical Publication,1988.
 42. Aday, L.A. and R.M. Andersen, "A Framework for the Study of Access to Medical Care". Health Services Research, Vol.9, pp.208-220, 1975.
 43. Andersen, R. M. and L. A. Aday, " Revisiting the Behavior Model and Access to Medical Care: Dose it matter ? ". Journal of Health and Social Behavior, No.36, pp.1-10, 1995.
 44. Cox, D. R. "Regression models and life tables", Journal of the Royal Statistical Society, Series B 34,pp187-202, 1972.
 45. Coffey RM." The Effect of time Price on the Demand for Medical

- Care. " Journal of Human Resource, No13, pp115-58, 1983.
46. David G. Kleinbaum " Survival Analysis---A Self-Learning Text " , Springer-Verlag New York, Inc. 1995.
 47. Goldman F, Grossman M. " The Demand for Pediatric Care: An Hedonic Approach " . Journal of Poli. Eco, No86, pp259-80, 1978.
 48. Hibbard JH, Pope CR. " Age difference in the use of medical care in the HMO " , Medical Care, pp52-66, 1986.
 49. Kazuo Yamaguchi, " Event History Analysis " , Sage Publications, Inc. 1991.
 50. Lee, M. P. " Culture and Clinical Care ". Journal of American Medicine Association , Vol. 271, No. 9 , pp. 690-694 , March 1994 .
 51. L. J. Wei, D. Y. Lin, L. Weissfeld, " Regression analysis of multivariate incomplete failure time data by modeling marginal distributions " , Journal of the American Statistical Association , Vol. 84, No. 408, pp1065-1072, 1989.
 52. Manning WG, Newhouse JP, Duan N et al. " Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment. " American Economics Review , No77 , pp251-35, 1987.
 53. Naihua Duan , Willard G. Manning, Jr., Carl N. Morris, Joseph P. Newhouse " A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care " , Rand Corporation, 1982.
 54. Paul D. Allison " Event History Analysis---Regression for Longitudinal Event Data " , Sage Publications, Inc. 1984.
 55. Patrick J. Kelly, Lynette L-Y. Lim, " Survival analysis for recurrent event data: An application to childhood infectious diseases " , Statistics in Medicine , Vol. 19, pp13-33, 2000.
 56. Paul D. Allison, " Survival analysis using the SAS system " , SAS Institute Inc., Cary, NC, USA, 1995.