

國立臺灣大學公共衛生學院健康政策與管理研究所



博士論文

Graduate Institute of Health Policy and Management

College of Public Health

National Taiwan University

Doctoral Dissertation

中醫利用對中風病人預後之影響

The Impact of Traditional Chinese Medicine Utilization on
the Prognosis of Stroke Patients

侯毓昌

Yu-Chang Hou

指導教授：楊銘欽 博士

Advisor: Ming-Chin Yang, Dr. PH

中華民國 105 年 7 月

July, 2016

謝辭



“這一個學校我念最久！讀了近九年！”那一天在跟兩個女兒介紹我讀的學校時，突然冒出的一句話。對耶！比我讀大學醫學院還久，想來真是令人汗顏。當初棄西醫臨床轉中醫，多少掙扎與徘徊，中或夾著莫名的失落與惆悵，如今皆已悄然平復。回首這些年，嘗試讓自己成為公衛醫管與中醫的信徒，努力在兩者之中學習，以平等的角度看待西醫，希望能將三者之優點存於一爐；或許這些年是磨鐵鑄劍的時間，倏忽間，髮斑鬢白就已悄悄浮上容顏。記得當初二個碩士論文的註腳皆是「學海無涯，不進則退」，今天我依然以此作為註腳。

感謝台大公衛學院與健管所提供如此的優良教學研究環境，在學生與教學上投注的心力及金錢真是無法計數。感謝指導教授楊銘欽老師的耐心與容忍，常都讓我當學生的不好意思，真是一位適合當老師的「好老師」。也謝謝諸位口試委員的幫忙，鄭守夏老師、陳端容老師、陳立德學長、陳建仲學長與孫茂峰學長的意見和支持，讓我的論文水準更進一步。謝謝學姊家惠與同學宗憲的幫忙，沒有他們的幫忙，大概我應該是畢不了業。謝謝育庭與峻傑的拔刀相助，讓許多瑣事消失於無形。還有陪伴我的許多友人，感謝他們，不管是在醫院還是私下生活中。

最後感謝我的妻子一紅、二名女兒（采辰、采葳）與父母，謝謝他們在這些年的相伴而行，讓我在人生旅途能安然度過每一障礙與坎坷。謝謝大家！！

侯毓昌

於 105 年 8 月

中文摘要



研究背景與目的

在世界各國與台灣，腦中風都是對大眾健康的一個重要威脅。之前的研究顯示，中風住院病人接受住院時中醫輔助治療對其健康預後有極大的幫助，包括降低泌尿道感染、肺炎、癲癇、消化道出血與死亡的風險。本研究之目的在探討中風病人一年內不同的中醫門診利用程度差異對預後事件的影響。

研究材料與方法

本研究利用2003-2010年全國健保研究資料庫串聯死因檔，篩選出2003-2010年18歲以上之中風新發病人，同時排除中風初發三個月內即再中風之病人(n=23,800)、中風初次住院即死亡(n=32,616)、中風後無中風相關醫療利用之病人(n=66,673)、中風前有癲癇病史(n=1,500)與研究期間無西醫利用者(n=278)。中風相關中醫利用之定義主要計算病人中風後至預後事件發生為止的中醫相關門診利用。同時控制年齡、性別、中風發生年、中風型態、Elixhauser共病、前一年中醫門診利用、中風住院天數及加護病房住院天數、低收入、重大傷病、使用藥物、居住地區都市化程度與當地中西醫療資源。利用Cox proportional hazard model來校正基本特性之差異，探討中風病人不同的中醫門診利用差異對其一年預後的影響。

研究結果

一共篩選出230,477位新發中風病人，其中58.66%是男性，70-79歲的人最多佔29.74%；其中78.10%是缺血性中風。癲癇、肺炎、再中風與一年內死亡的發生率分別為4.45%、7.41%、5.23%與8.09%。中風後的中風相關西醫利用與中醫利用具有交互作用的情形，相對於無中醫利用和低度西醫利用組，高度中醫利用（不管是高西醫利用與低西醫利用）對癲癇、肺炎、再中風與一年內的死亡均可降低之發生風險。此外，高度中醫利用配合西醫利用對肺炎和一年內的死亡有降低發生風險的輔助效果。

結論與建議

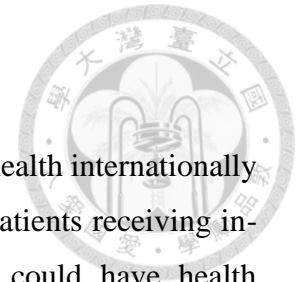
在中風急性照護期後，不同中醫門診的利用程度差異會對中風病人一年內的

預後事件產生影響。建議政府衛生主管機關應儘速建構一個含有中醫治療的完整中風急性期後之中西醫合作照護模式，以輔助西醫對中風的治療，使中風患者能接受最佳的醫療照護。



關鍵詞：中風、中醫、醫療利用、預後

Abstract



Background and Objectives: Stroke poses a great threat to public health internationally and in Taiwan. Previous studies indicated that hospitalized stroke patients receiving in-hospital adjuvant Traditional Chinese Medicine (TCM) therapy could have health benefits, including lower risk of urinary tract infection, pneumonia, epilepsy, gastrointestinal bleeding and death. This study aims to examine the effects of different level of stroke-related TCM utilization and acupuncture on health outcomes of hospitalized stroke patients one year after their admission.

Materials and Methods: Retrospective analyses were conducted by linking National Health Insurance (NHI) claims data to Death Registry data. Incident stroke patients aged 18 years old and above during 2003-2010 were identified. Patients who had re-stroke in the first 3 months after initial stroke (n=23,800), died at initial stroke admission (n=32,616), had no stroke-related medical utilization after stroke (n=66,673), epilepsy medical history before stroke (n=1,500), and without western medical (WM) utilization in the study period (n=278) were excluded. The level of TCM outpatient visits was identified by the utilization of stroke-related TCM outpatient visit between initial stroke and the occurrence of any event. Patient's age, gender, year of having stroke diagnosis, type of stroke, Elixhauser comorbidity scores, TCM outpatient visit in the last year, length of stay of initial stroke, length of stay of Intensive care unit, whether or not being low-income, catastrophic disease, concomitant drugs, urbanization of residence, local number of TCM and western medicine doctor were also gathered. Cox proportional hazard models were used to adjust for the baseline characteristics.

Results: Among the 230,477 incident stroke patients who were identified during the study period, 58.66% of them were male and patients aged 70-79 years old has the highest percentage (29.74%). Most of them (78.10%) were ischemic stroke. The incidence of epilepsy, pneumonia, re-stroke and 1-year mortality were 4.45%, 7.41%, 5.23% and 8.09%, respectively. We found that there are interactions between stroke-related WM utilization and TCM utilization. Compared to the group of non-TCM and low WM utilization, the group of high TCM utilization had lower risk of epilepsy, pneumonia, re-stroke and 1-year mortality after stroke. Furthermore, high TCM utilization combined with WM has complementary effect on reducing risk of pneumonia and 1-year mortality.

Conclusions and Recommendations: After post-acute care, different level of TCM outpatient visit had a significant influence on one-year health outcomes of stroke patients. The competent health authority is recommended to establish a complete post-acute care cooperative model containing both TCM and WM treatment for stroke patients to ensure the best medical care.

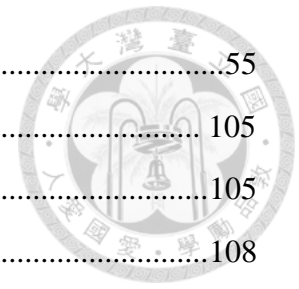
Key Words: stroke, traditional Chinese medicine, medical utilization, health outcome

目錄



謝辭	i
中文摘要	ii
Abstract.....	iv
目錄	vi
圖目錄	viii
表目錄	ix
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究問題	3
第三節 研究重要性	4
第二章 文獻探討	5
第一節 中風與相關併發症	5
第二節 醫療服務利用模式	11
第三節 傳統與互補替代醫學	18
第四節 醫療資源對醫療服務利用的影響	22
第五節 收入狀況對醫療服務利用的影響	26
第六節 居住地區對醫療服務利用的影響	30
第七節 中醫醫療服務利用相關研究	32
第三章 研究方法	39
第一節 研究架構	39
第二節 研究假說	40
第三節 研究材料與研究對象	41
第四節 研究變項及其操作型定義	43
第五節 統計分析方法	47
第四章 研究結果	48
第一節 研究對象之樣本分佈特性與預後的初步結果	48
第二節 整體 Cox 結果	51

第三節 所有中風病人個別預後單一事件 Cox 的分析結果	55
第五章 討論	105
第一節 研究方法討論	105
第二節 研究結果的討論	108
第三節 研究限制	112
第六章 結論與建議	114
第一節 結論	114
第二節 建議	116
參考文獻	117



圖目錄



圖 2-1 第一階段醫療服務利用行為模式.....	12
圖 2-2 第二階段醫療服務利用行為模式.....	14
圖 2-3 第三階段醫療服務利用行為模式.....	15
圖 2-4 第四階段醫療服務利用行為模式.....	15
圖 2-5 第五階段醫療服務利用行為模式.....	17
圖 3-1 研究架構圖.....	39
圖 3-2 研究對象篩檢納入與排除流程圖.....	42

表目錄



表 3-1 本研究各變項之操作型定義.....	44
表 4-1 2003-2010 中風盛行人口分佈表	64
表 4-2 2003-2010 中風新發人口分佈表	65
表 4-3 研究對象基本特質分佈表.....	66
表 4-4 研究對象各類醫療服務高低利用分佈狀態.....	69
表 4-5 研究對象各類利用交互作用分佈狀態.....	69
表 4-6 研究對象追蹤一年各類預後事件發生次數.....	70
表 4-7 研究對象追蹤一年各類醫療利用預後事件發生次數.....	71
表 4-8 中醫醫療服務高低利用分組之研究對象預後事件發生追蹤時間與分佈....	72
表 4-9 所有中風研究對象 Cox 迴歸校正結果	73
表 4-10 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對癲癇 Cox 迴歸校正結果 .	75
表 4-11 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對癲癇 Cox 迴歸校正結果 .	78
表 4-12 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對肺炎 Cox 迴歸校正結果 .	81
表 4-13 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對肺炎 Cox 迴歸校正結果 .	84
表 4-14 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對再中風 Cox 迴歸校正結果	87
表 4-15 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對再中風 Cox 迴歸校正結果	90
表 4-16 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對死亡 Cox 迴歸校正結果 .	93
表 4-17 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對死亡 Cox 迴歸校正結果 .	96
表 4-18 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對任一事件 Cox 迴歸校正結果	99
表 4-19 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對任一事件 Cox 迴歸校正結果	102


第一章 緒論



第一節 研究背景

中風（腦中風）在台灣從1983年始即是全國第二大死因(Huang, Chiang, & Lee, 1997)。至2014年仍是全國十大死因的第三名，標準化死亡率是每十萬人口50.1人(衛生福利部統計署, 2014)。此疾病不僅危及病人生命安全，更易造成病人生活及功能的障礙，也易增加社會的經濟負擔(Evers et al., 2004)。根據WHO的資料顯示，在工業化或已開發的國家，每年全球約有550萬人因為中風而死亡，自1990年以來中風是已開發國家中的第三大死因(Sarti, Rastenytė, Cepaitis, & Tuomilehto, 2000)；它也是造成成人長期嚴重障礙的主因(Kolominsky-Rabas et al., 2006; Liu, Chino, & Takahashi, 2000)。在台灣，中風除了是十大死因的第三名之外，也是超長住院及長期機構照護最常見的原因之一(Chiu, Lee, Hsieh, & Mau, 2003; Yeh, Lin, & Lo, 2003)。由於中風的發生與年齡的老化有明顯的相關(廖建彰、李采娟、林瑞雄、宋鴻樟, 2006)；再加上中風致死率因為現代醫藥進步而明顯降低，如此在台灣必將造成中風盛行率的增加，而中風相關的殘障與其復健照顧的花費負擔也將持續的上升，是值得我們正視的問題(Anderson, Ni Mhurchu, Brown, & Carter, 2002; Payne, Huybrechts, Caro, Craig Green, & Klittich, 2002)。

曾有研究顯示台灣中風病人使用中醫藥的比率高於一般大眾族群，從2000年的27.9%逐漸拉升至2009年的32.7%。中風病人使用復健越多者越容易使用中醫藥；而且與中風無使用復健者相比，他們在中醫藥的花費更高(Liao et al., 2012)。也有研究顯示，住院中輔助以中醫藥治療可降低因心血管循環系統疾病而再住院之比例(Chiu et al., 2014)。另有研究以某單一醫院的中風病人，住院接受健保「腦血管疾病之西醫住院病患中醫輔助醫療試辦計劃」之針灸者(26人)與配對的無針灸者(52人)相比，發現可降低因其他疾病再住院與追蹤6個月的死亡率，同時也減少尿道感染、肺炎及腸胃道出血等併發症(Chiu et al., 2014)。2016年的一份研究顯示，以2006-2008年曾接受健保「腦血管疾病之西醫住院病患中醫輔助醫療試辦計劃」之1734位中風住院病人，以傾向分數配對選取未接受此計畫治療之1734位中風住院病人來兩者相比，追蹤其住院後3個月發現泌尿道感染、肺炎、癲癇、腸胃道出血與死亡的五者風險均較佳；而在追蹤6個月後也發現泌尿道感染、肺炎、腸胃道



出血與死亡四者的風險也較低。同時也發現他們的住院率與花費均較低(Chang et al., 2016)。也有以2000-2004年的30058位新發的缺血性中風病人，接受針灸連續6次後追蹤至2009年的再中風發生率的研究報告指出，可降低再中風的風險12%；而與沒有針灸和藥物服用組的病人相比較，藥物組、針灸組與針灸和藥物服用兩者皆有組，其再中風的風險分別為0.42 (95% C.I. 0.38–0.46)、 0.50 (95% C.I. 0.43–0.57) 與0.39 (95% C.I. 0.35–0.43)，顯示出針灸的加成輔助效應(Shih et al., 2015)。越來越多的研究可以證明中醫藥或針灸對中風的預後或副作用有明顯的治療或降低效應。

分析上述研究，雖是利用大型醫療或健保資料庫來作為最為主要的研究材料，但大多以台灣健保百萬歸人檔之數據資料為主要研究對象；或以接受住院之特殊中醫試辦計劃來評估短期3-6月的預後結果；或是單純接受6次針灸來追蹤長期近十年之介入效益為主。這些研究卻未能顯示出中風病人在急性照護期過後，已出院後下轉到社區或家中接受連續性照護，同時接受中風中西醫門診治療之一年內效益比較。

第二節 研究問題

本研究的目的是，擬利用全國之健保資料庫的資料來探討中風病人急性照護期出院後，門診之中西醫療利用的差異是否會對中風後一年內之預後產生影響。具體的研究問題為如下：

1. 探討中風患者急性期後一年內中西醫門診利用程度的差異，對中風預後事件的影響。
2. 探討中風患者急性期後一年內，與癲癇、肺炎、再中風、或死亡等任一事件相關的因子。

第三節 研究重要性

過去探討中醫介入對於中風病患影響的研究，有的是看住院期間的中醫利用所造成的短期 3-6 個月影響，有的則是看中風後一段長時間中醫利用之有無對其預後所產生的效應，並未測量急性期之後一年的中醫門診利用。本研究因此將驗證中風後一年的中醫門診利用介入，觀察其對於後急性期的照護結果，以了解急性期後的中醫利用是否有助於中風病人的預後，期能提供中風病人更佳的醫療照護選擇。

第二章 文獻探討



本章共分為七節，分別介紹中風與相關併發症、醫療服務利用模式、傳統與互補替代醫學、醫療資源對醫療服務利用的影響、收入狀況對醫療服務利用的影響、居住地區對醫療服務利用的影響及中醫醫療服務利用相關研究等。

第一節 中風與相關併發症

一、中風的介紹

中風(腦中風)在台灣從 1983 年始即是全國第二大死因(Huang, Chiang, & Lee, 1997)。至 103 年仍是全國十大死因的第三名，標準化死亡率是每十萬人口 50.1 人(衛生福利部，2014)。中風是指腦部的血流受阻，導致氧氣和養分無法供應腦部，造成腦細胞受損。中風可以分為腦血管阻塞(腦梗塞)或是腦血管破裂(腦出血)。這兩種情形所造成的腦部損傷常表現出忽然發生的腦神經缺損症狀如語言、行動能力及其他身體機能的障礙。腦中風常見的症狀包括：

- (一)、單側的臉、手或腿突然無力、麻木、站不起來。
- (二)、暈眩、平衡感喪失、無故跌倒或是吞嚥困難。
- (三)、突然說話困難或是無法言語、無法了解別人說話的內容。
- (四)、突然一眼或兩眼視力模糊或多重影像。
- (五)、突然的劇烈頭痛、意識不清。

腦中風所造成的腦神經缺損症狀非常多樣化，除了大家常見的症狀外，嚴重的甚至會產生重度昏迷或者是呼吸困難的情形(黃瑞雄，1990)。

根據WHO的資料顯示，中風自1990年以來是已開發國家中的第三大死因。每年全球約有550萬人因為中風而死亡，其中有三分之二來自於已開發國家和開發中國家(Sarti, Rastenyte, Cepaitis, & Tuomilehto, 2000)。

(一)、發生率

2005年美國心臟學會發表的報告顯示，每年全美有70萬人會發生中風，其中約有50萬名中風的新發病例，20萬名為復發病患(Arno, Acciarresi, Cittadini, & Caso, 2016)。在2004年，北京的研究顯示男性年發生率208.3/十萬人，而女性則為149.9/十萬人(Zhao et al., 2008)。也有另外中國大陸的研究報告指出男性中風發生率為

127.96 (95% CI 29.07–226.85)/十萬人，而女性則為104.36/十萬人(Wu et al., 2013)。日本Hisayama study調查1991-2009年，發現在1960年到1970年代，男性年齡調整發生率從14人/1000人/年降到6.99人，而女性則從7.19降至4.07人，而這下降的狀況從1970年一直維持到2009年(Hata et al., 2013)。希臘的中風發生率則為261-319/100,000(Vasiliadis & Zikic, 2014)。

台灣地區中風發生率的研究指出，36歲以上人口的發生率約為千分之三，若以台灣地區36歲以上人口數接近一千萬，每年的中風新發生數約為三萬人。若與其它國家研究相比較，台灣的年齡別發生率高於美國和英國，但是日本相差不多(Hu, Sheng, Chu, Lan, & Chiang, 1992)。另外有人則報告1993-1996年金門50歲以上的年發生率為527/100,000人(Fuh, Wang, Liu, & Shyu, 2000)。另有人依據1996~2005年住院病人全民健保檔進行分析，台灣腦中風之年齡別標準化發生率於1996年到2004年維持在每十萬人有301~323人，但於2005年下降至每十萬人中有291人；在這十年間，男性的年齡別標準化中風發生率為女性的1.18~1.37倍(邱弘毅，2008)。

(二)、盛行率

在泰國，45歲以上的盛行率是1.88%，男性中風的盛行率高於女性，而平均中風發生的年齡是65歲(Suwanwela, 2014)。而在希臘，同樣的也是男性盛行率高於女性(Vasiliadis & Zikic, 2014)。西澳大利亞的25–84歲的男性居民其中風盛行率為33.7/1000人，而相同年紀的女性則為27.1/1000人(Katzenellenbogen, Knuiman, Sanfilippo, Hobbs, & Thompson, 2014)。一個德國中風調查75,720人的研究則發現，男性的盛行率是8.4%，而女性則為7.2%(Jungehulsing et al., 2008)。

在台灣，Hu et al.等人在1986年的調查8705人的報告中指出，中風的盛行率在36歲以上為16.42/1000人(95% CI=13.89-19.42/1,000)，中包括67%腦梗塞、14%腦出血、4%蜘蛛網膜下腔出血及15%未被辨識的中風類型(Hu et al., 1989)。另外Huang等人於1997年發表利用1994年國民健康調查的研究則發現，中風粗盛行率為5.95/1000人，而年紀調整之盛行率從35-44歲的0.51/1000人漸升至超過85歲以上的113.6/1000人；而且男性的中風盛行率(25.5/1000人)是女性(12.6/1000人)的幾乎二倍(Huang et al., 1997)。而Lin等則利用2001年國民健康調查發現中風盛行率19.3/1000人，而且與居住地區的都市化相關，越鄉村地區越低。



(三)、死亡率

在希臘，缺血性中風是最常見的中風型式，28-day的死亡率是26.5%(Vasiliadis & Zikic, 2014)。日本沖繩則發現中風後的死亡率在女性是1.00/1000，而男性則是1.60/1000(Nishi, 2008)。以色列則報告男性與女性的死亡率則分別是37.7 and 45.4/100,000(Arno et al., 2016)。在2010年，美國的中風後年齡調整死亡率，在白人的男性與女性分別為37.6與37.2/10,000人，非洲裔美國人的男性與女性分別是56.6與49.6/10,000人，而在印地安裔的男性與女性則為29.8與26.5/10,000人(Hunt, Deot, & Whitman, 2014)。另有沙烏地阿拉伯的單家醫院報告指出，該醫院一年內整體的死亡率為26.9%(Almekhlafi, 2016)。

台灣亞東醫院曾回溯分析該醫院從 1991 年至 2008 年 18 歲以上之中風病人，其中出血性中風病人 3678 人、缺血型中風 16010 人，發現一年之後的存活率分別為 71%與 84%，所以一年死亡率分別為 29%與 16%(H. F. Chen, Li, Lee, Kwok, & Chu, 2014)。

二、中風的成本

中風是造成全世界主要死亡及失能的原因。在 2002 年一篇回顧性的研究報告指出，以澳洲、紐西蘭、西歐及北美有發表論文為研究主要對象，每位病人一年的花費大約是從美金 7,975 元(1988 年價值)到美金 54,546 元(1993 年價值) 長期照顧的花費則可從美金 18,538 元(1991 年價值)到美金 228,038 元(1990 年價值)，造成經濟相當大的負擔(Payne, Huybrechts, Caro, Craig Green, & Klittich, 2002)。Evers 等人利用 1996 到 2013 年發表的 25 篇論文，比較各國中風病人的花費，結果發現在比較的八國中，花在中風的花費幾乎是整體醫療健康支出的 3%(Evers et al., 2004)。Kaur 等人利用 1966 年到 2013 年 PubMed/MEDLINE 與 Ovid/EMBASE 發表的論文探討低收入與中等收入國家中風病人的花費時發現，奈及利亞的花費最高平均是 8424 美元，而塞內加爾最低則平均為 416 美元，而中國的平均住院日最長為 20 天；花費主要與住院日長短與中風疾病嚴重度相關(Kaur, Kwatra, Kaur, & Pandian, 2014)。而在希臘平均每個中風病人住院花費是 3624.9 歐元，平均的門診的復健花費則是 5553.3 歐元，而出血性中風花費則高於缺血性中風(Vasiliadis & Zikic, 2014)。若以美國而言，每年估計約有 73 萬中風新發生個案以及有 4 百萬個中風存活性者，估計每年關於中風照護的直接和間接的成本大約 4 百億(邱弘毅，2008)。在 2003

年，Chang 等人以 360 位台灣缺血性中風的病人醫院花費作為分析的主要研究對象，每位病人花費的中位數價格為台幣 26,326 元，每天的花費中位數為 3,777 元，主要的花費有 38% 是在醫師診療費及病房費(K. C. Chang & Tseng, 2003)。



三、中風後常見的醫療併發症

Langhorne 等人以 311 位中風病人追蹤至中風後 30 個月，探討中風後常見的併發症，研究發現住院過程中常見到再中風(9%)、癲癇(3%)、泌尿道感染(24%)、肺部感染(22%)、與病症相關的跌倒(25%)、跌倒後伴隨的受傷(5%)，與褥瘡(21%)(Langhorne et al., 2000)。Ingeman 等在 2011 年發表的研究中，以丹麥 2003 年到 2009 年 13,721 位病人的病歷登錄，研究病人中風後的併發症與住院長短及死亡的關係，發現最常見的中風後住院內科疾病併發症是泌尿道感染(15.4%)、肺炎(9.0%)、與便秘(6.8%)(Ingeman, Andersen, Hundborg, Svendsen, & Johnsen, 2011)。Ji 等則以中國的中風登錄系統收集 14,702 缺血性中風與 5,221 位出血性中風病人納入研究，探討急性中風病患後的內科併發症的發生，發現肺炎是最常見的併發症(缺血性 11.4%；出血性是 16.8%)，而且肺炎與其它許多非肺炎的內科併發症發生有明顯相關(Ji et al., 2013)。

(一)、癲癇

腦血管疾病是老年人發生癲癇的主因，加上中風人數隨著老化人口的增加而增加，因此中風後癲癇的問題也開始備受重視。在中風病人中，約有 5% 至 20% 曾在中風後發作癲癇，但僅有 2% 至 6% 最後被確診為癲癇。中風後發作在出血性腦中風病人約 10% 至 20%，缺血性腦中風病人約 6% 至 9%。中風後癲癇發生率隨著中風嚴重度而增加，年發生率約在 1% 至 2% 之間。台灣早發性中風後癲癇(指中風後兩週內所產生的第一次發作)發生率為 2.5%，在出血性腦中風病人的發生率為 2.8%，在缺血性腦中風病人則為 2.3%；台灣遲發性中風後癲癇(指中風兩週後之無誘發因子所產生的發作)發生率為 2.21 (每 100 人年)。由於目前仍缺乏中風後發生癲癇的絕對預測因子，各國準則不一，對於中風後癲癇用藥時機、劑量、種類和使用期間尚無共識(中風後癲癇治療指引撰寫小組，2015)。



(二)、肺炎

Finlayson et al. 以 8251 位缺血性中風病人的資料研究發現，發現其肺炎發生率是 7.1%，同時若出現肺炎則會增加病人 30 天死亡率與一年死亡率(Finlayson et al., 2011)。而 Hannawi 等人則研究探討各種單位中風後相關的肺炎的發生率，發現各種病房的發生率如下：神經加護病房 4.1–56.6%、內科加護病房 17–50%、中風病房 3.9–44%、混合單位 3.9–23.8%及復健單位 3.2–11%，而因中風相關肺炎的死亡率約 10.1%至 37.3%(Hannawi, Hannawi, Rao, Suarez, & Bershada, 2013)。Katzan 等以 1991-1997 的病歷紀錄探討中風後肺炎的發生率，發現肺炎的發生率是 5.6%，據此推估一年因中風後肺炎花費的成本約美金四億五千九百萬美元(Katzan, Dawson, Thomas, Votruba, & Cebul, 2007)。

(三)、再中風

Hardie 等人(2004)報告第一次發生中風，其再度發生中風的風險是相同年紀與性別而未中風者的六倍；中風患者在 10 年的追蹤期間發生再中風機率为 43%，第一年的復發率为 16%，其後每年發生率約 4%(Hardie, Hankey, Jamrozik, Broadhurst, & Anderson, 2004)。van Wijk 等人(van Wijk et al., 2005)追蹤 2,447 例輕微缺血性中風或暫時性腦缺血發作患者平均 10.1 年後，發現 60% 患者死亡，54% 至少有一次再中風事件。Nagata 等在報告日本秋田縣 2013 年再中風事件時發現，再中風的發生比率在缺血性中風為 22.8%，而在出血性中風為 17.7%。而前一次若為缺血性中風，其再中風為缺血性中風的比例是 84.2%。而第一年的再中風率为最高，其後則逐年下降(Nagata & Suzuki, 2013)。

四、中風的治療與預防

中風的急性期若有妥善的照顧與治療，可以穩定病情、減少併發症、甚至減輕腦部缺血或出血受傷後導致功能損傷的程度，例如在短時間內讓腦血管再暢通及恢復正常灌流（如使用靜脈或動脈內血栓溶解劑）、凝血功能的抑制（如使用抗血小板或抗凝血劑等）、加強腦部血流（如於低血壓病人使用增壓劑或使用血液稀釋法以增加血流）、或於腦部缺血後使用神經元保護劑以減少腦細胞的壞死等種種治療方法(胡漢華等，2008；黃瑞雄，1998a, 1998b)。

中風發生機會可因為許多先天家族因素與/或後天環境因素或生活方式而增加，

這些因素稱為中風的危險因子，主要可分為二大類，其一是無法控制的危險因子，如性別、年齡、種族以及家族中風史等，另一類則是可控制或可預防的危險因子，如高血壓、糖尿病、心臟病、血脂肪過高症、動脈硬化、抽煙、喝酒等。在中風預防上就是要控制這些與中風有關的危險因子，自然可以減少中風的發生機會(Hsieh & Chiou, 2014; 胡漢華等，2008；黃瑞雄，1990)。



第二節 醫療服務利用模式

醫療服務的利用由於牽涉因素廣泛，包括疾病特質、醫療資源的分佈、社經收入...等等因子影響，從以前即是許多學者探究的問題，因此也產生許多醫療服務行為的利用模式。

從Suchman (1965) 的疾病行為階段模式 (Stages of Illness and Medical Care)、Andersen (1968) 的第一階段醫療服務利用行為模式、Rosenstock (1974) 的健康信念模式 (Health Belief Model) 及Mechanic (1979) 的尋求協助整體理論 (General Theory of Helping Seeking)，這四種理論都是以個人為出發點的健康或疾病行為模式(李卓倫, 1987)。一般而言，若把研究重點擺在個人的社會人口學特徵或社會心理傾向特徵，則多引用Andersen的醫療服務利用模式；而若是採用Suchman疾病行為階段模式，則是由社會學角度探討個體由病症到就醫復原的整個行為過程 (Suchman, 1965)；若是引用Mechanic的求醫行為模式之理論，則是認為社會及心理學的因素會影響病人需要求醫之認知(Mechanic, 1979)；另外Rosenstock的健康行為信念模式則利用動機及認知的因素來預測及說明與健康有關的行為，由社會心理層面解釋人們如何在不確定的環境條件之下，進行醫療行為的選擇(Rosenstock, 1974)。其中以Andersen的醫療服務利用行為模式較為完整且最常被人引用。底下即介紹目前較為眾所週知及研究引用的Andersen的醫療服務利用行為模式。

一、Andersen 醫療服務行為利用模式 (Behavior Model Of Health Service Utilization)

1968年Andersen發展第一版醫療服務利用行為模式(Behavior Model Of Health Service Utilization)，強調以個人為單位的因素作探討，所以Andersen後來與其他學者後來將該模式修正，跳脫僅由個人觀點的考量，發展出包含各種層面之行為模式，嘗試以整個可能影響醫療服務利用的系統性觀點來研究醫療利用，同時兼顧理論的完整性和實證的可行性。該醫療服務行為利用模式已被廣泛應用於各種醫療服務的利用研究上，1995年時Andersen本身對此模式的發展歷程作了一個回顧，將模式整體發展分成四個時期(Andersen, 1995)；並於2007年又發表第五階段醫療服務利用模式(Andersen & Davidson, 2007)。下面即對各階段之利用模式簡單介紹：

(一)、第一階段醫療服務利用行為模式(Aday & Andersen, 1974)

1968年Andersen 提出第一階段醫療服務利用行為模式如圖2-1，該階段之模式



主要特色為將個人醫療服務利用之影響因素，分成下列三方面作探討：

1. 傾向因素：所謂傾向因素乃指病患發病前之個體使用醫療服務傾向，該因素又可以分成下列三大類：
 - (1). 人口學特質：年齡、性別及婚姻狀況等。
 - (2). 社會結構特質：教育程度與職業類別等。
 - (3). 健康信念：指對醫療保健之相關知識與醫療價值觀，例如：健康促進之認知、醫療效果之認定等。
2. 能用因素：指獲得醫療服務的能力。Andersen認為要獲得醫療服務，除了有傾向因素之特性外，還必須知道如何去使用醫療服務，這可分為個人資源及社會資源兩大部份：
 - (1). 個人/家庭資源：例如財物收入、固定資產所有權、醫療保險之有無等。
 - (2). 社區資源：社區醫療資源的多寡及醫療資源的可近性等。
3. 需要因素：需要因素指個人對醫療服務的需求，Andersen認為是影響醫療服務最重要且最直接的因素，當個人體認到本身健康危機時或經專家診斷有病情需要時，即產生需要因素。其又可分成兩方面：
 - (1). 個人主觀感受：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，例如：自覺無法工作天數及自述一般健康狀況等。
 - (2). 疾病臨床評估：醫療人員運用標準化的測量工具及診斷指標來評估個人醫療保健需求。

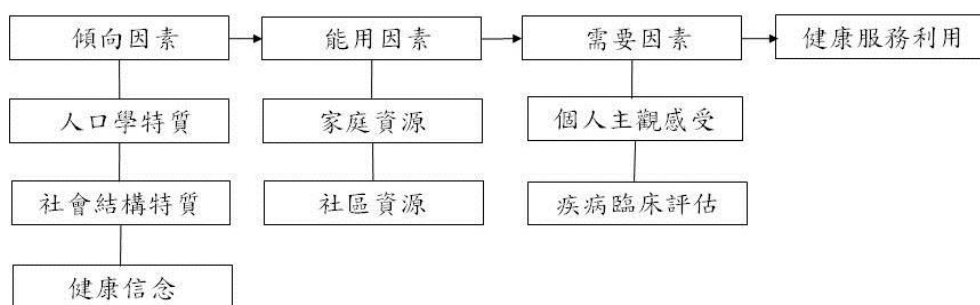


圖 2-1 第一階段醫療服務利用行為模式

(二)、第二階段醫療服務利用行為模式(Aday & Andersen, 1974)

Andersen與Aday於1974年提出的第二階段醫療服務利用行為模式，又稱為健康系統模式，該模式最大的特色是除了原有的觀念之外，又同時納入健康照護提供

體系特徵因素、消費者滿意度因素、衛生政策因素、危險人口特徵(前之個人因素)於模式中；該模式如圖2-2。



首先將原有醫療服務利用再細分為下列四大方面來探討：

1. 醫療服務型態：指接受醫療服務的形式，如西醫、中醫、牙醫等。
2. 醫療服務地點：指接受醫療服務的地點，如診所、醫院、病人住處等。
3. 求醫目的：指民眾使用醫療服務的目的是為預防保健、治療性醫療服務或復健性醫療服務等。
4. 就醫頻率：指民眾使用某項醫療資源的比率及使用某類型醫療資源的平均次數。

另外模型中其餘四大部分，下列依序簡介：

1. 危險人口特徵：其基本概念與第一階段之模式的個人因素類似，但是本階段之模式中，將個人因素中的傾向因素及能用因素再分為可變動及不可變動兩類。所謂的可變動泛指個人健康信念、所得及健康保險之有無等等因素，而不可變動因素則包含性別、年齡及種族等變項。
2. 衛生政策因素：主要針對財務、教育、醫事人力及健康照護組織等四大部份，作為醫療資源可近性改進之思考。
3. 健康照護提供體系特徵因素：主要可以分成資源與組織兩大方面。在資源方面，主要指健康照護時所投入的資產與人力，同時資源之總量與分配也是探討的重點。而在組織方面，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適當利用與管理等。
4. 消費者滿意度因素：主要是指消費者使用過健康照護之後對該系統之評價，評價項目可以分為下列六大項，即方便性、成本、協調、資訊、品質及禮貌等。

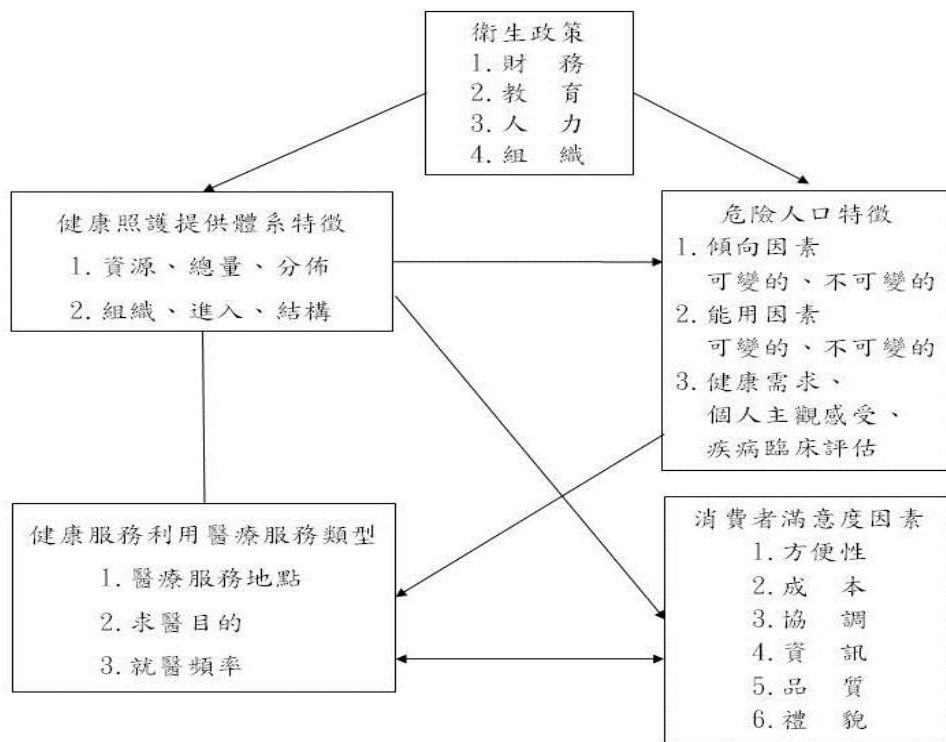


圖 2-2 第二階段醫療服務利用行為模式

(三)、第三階段醫療服務利用行為模式(Aday & Andersen, 1995)

第三階段醫療服務利用行為模式如圖2-3，再提出下列兩大類變項，來修正該醫療服務利用模式：

1. 外在環境：強調外在環境的變化，會影響人們對於醫療服務的利用，例如：政治、經濟等因素。
2. 個人健康行為：強調健康行為會影響健康結果，例如：飲食、運動、自我照護等。

第三階段的模式強調醫療服務可用於維護及改善個人健康狀況，個人對醫療服務的認知不應僅限於測量消費者滿意度，同時可藉由個人自覺或由專家來評估，而外在環境亦為影響醫療利用的重要因素。

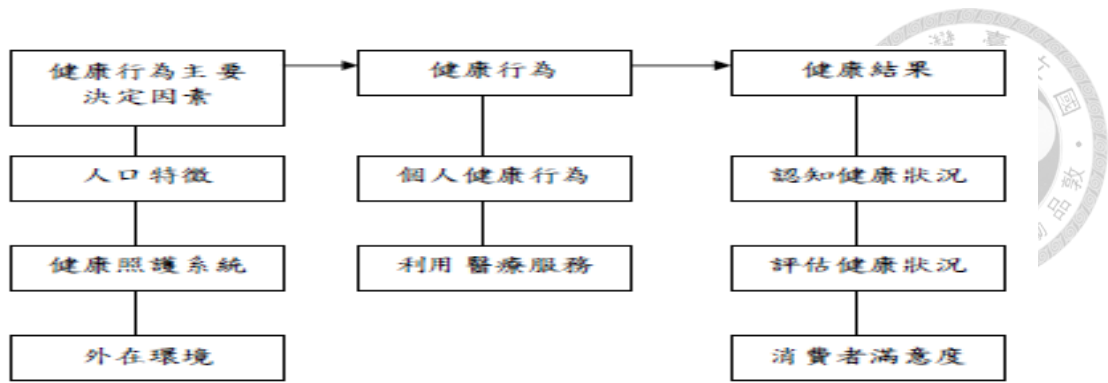


圖 2-3 第三階段醫療服務利用行為模式

(四)、第四階段醫療服務利用行為模式(Andersen, 1995)

第四階段之醫療服務利用行為模式如圖2-4，由Andersen 整合Evan、Scoddart及Patrick等人之研究觀念後提出，該模式最大特色為將醫療利用行為視為一種動態及循環的概念，強調健康服務和結果間回饋影響的過程。模式中醫療服務利用受到複雜因素的影響，各種因子的動態均衡及交互影響，環境因素會影響人口學特徵，再間接影響健康行為，最後影響健康結果；同時環境因素、人口學特徵、健康行為也會直接影響健康結果。

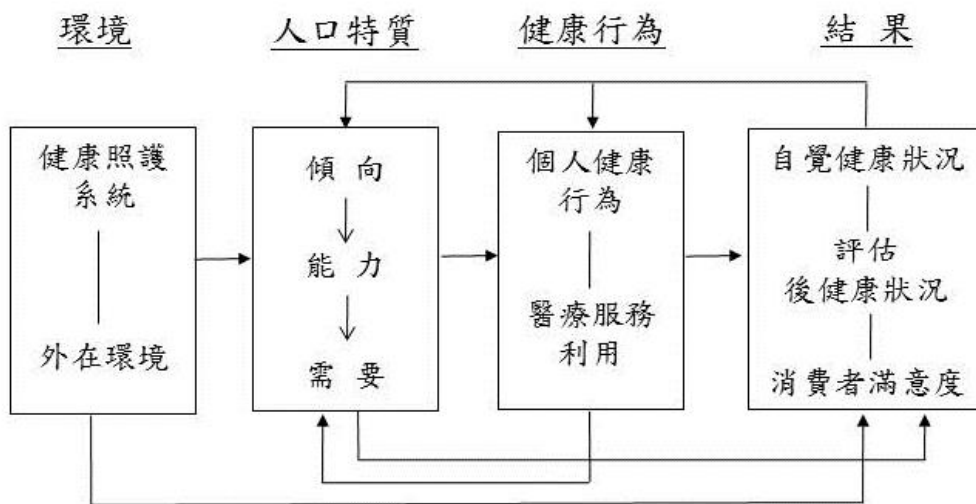


圖 2-4 第四階段醫療服務利用行為模式

(五)、第五階段醫療服務利用行為模式(Andersen & Davidson, 2007)

Andersen 在 2007 年發表最新的第五階段醫療服務利用行為模式，此階段模式強調欲瞭解健康服務利用及改善照護的可近性，重點在於背景網絡(contextual)及個

人因素。背景網絡因素包含健康照護組織提供者相關因素及社區特性，並非只有個人層次，範圍小至家庭，大至國家健康照護體系。而個人因素則透過這些關係(如家庭、工作、醫療院所、保險計劃)或居住環境(如鄰里社區、都會地區、國家健康體系)與這些單位層次聚集有關，背景網絡及個人因素都同樣分為傾向、能用、需要因素，並強調背景網絡因素在社區及提供者的結構與過程的重要性。

1. 背景網絡

(1). 傾向因素：

- i. 人口學特質：社區的年齡、性別、婚姻狀況，如社區人口主要是老年人會與是以年輕人組成的社區，在醫療服務可近性的需求有很大的差異。
- ii. 社會特質：教育程度、種族組成、新移民比例、失業率、犯罪率。
- iii. 信仰：社區或組織價值、文化規範、對於醫療服務管理的主流政治觀點。

(2). 能用因素：

- i. 健康政策
- ii. 財務：社區民眾的收入和財富、保險涵蓋率、醫療照護與其它貨品和服務的相對價格、提供者的支付制度。
- iii. 組織：醫療機構及人員的數量及分佈、醫師、病床人口比、醫院服務時間與地點、利用率、品質控制、擴大教育計劃。

(3). 需要因素：

- i. 環境：生理環境的健康相關指標，如住房、空氣、水的品質，職業傷害、疾病與死亡。
- ii. 人口健康指標：嬰兒死亡率、年齡別死亡率、心臟病、癌症、中風與 HIV 的死亡率。

2. 個人特質

(1). 傾向因素：

- i. 人口學特質：個人的年齡、性別。
- ii. 社會特質：個人教育、職業、種族、個人社會網絡與互動。
- iii. 信仰：態度、價值與關於健康與醫療服務的知識。

(2). 能用因素：

- i. 財務：個人是否有能力支付健康服務的收入及財富。
- ii. 組織：是否有一般的醫療資源(家庭醫師、社區診所、急診室)、醫療交通



時間、就醫等待時間。

(3). 需要因素：

- i. 自覺的需要：自覺健康與身體功能狀況、對疾病症狀及疼痛的情緒反應及經驗、對健康狀況的擔心程度。
- ii. 評估的需要：專業判斷病人的臨床生理狀況(血壓、體溫、血球數)及醫療需求。

3. 健康行為包含個人健康習慣、醫療照護過程及個人健康服務利用三大方面

4. 結果可分成下列三大項來評估，包含自覺的健康、評估的健康、消費者滿意度

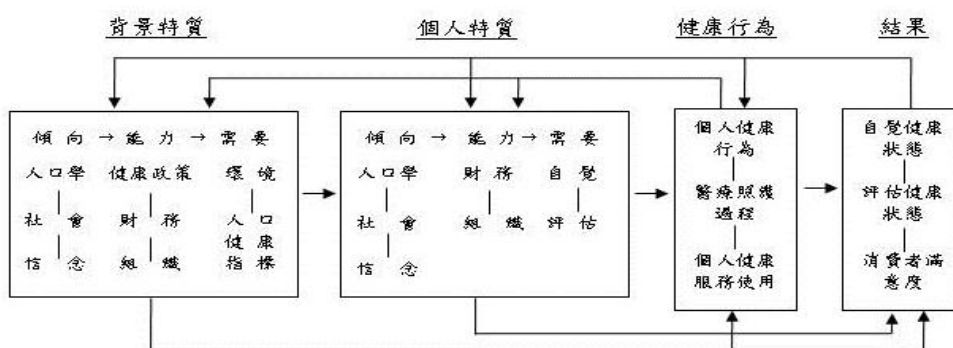


圖 2-5 第五階段醫療服務利用行為模式

二、小結

整體而言，Andersen的第三階段醫療服務利用行為模式，是以個人的角度來研究個體的健康行為，泛指個人在健康或疾病的狀態下，面臨健康相關問題時所產生之健康行為與醫療利用及最後對健康結果的影響，架構較不複雜，較具可行性。針對本次研究的動機與目的，故採用Andersen第三階段的醫療服務利用行為模式，做為本研究之概念架構基礎(conceptual framework)。



第三節 傳統與互補替代醫學

一、傳統與互補替代醫學的介紹

傳統醫學是智慧及經驗所累積的醫學專業知能，結合當地傳統文化、信仰以及生活方式來照顧病患，成為當地重要的醫療衛生資源。WHO (2002)對傳統醫學的定義：包括各種醫學的實務、方法、知識、信仰，整合了單獨或聯合應用以維護人類健康及治療、診斷或預防疾病的醫學內容，包含以植物、動物或礦物為基礎的藥物療法、精神療法、手法治療和運動(WHO, 2002)。傳統醫藥使用在中國佔衛生保健40%；在印度65%農村人口使用，在歐美至少使用過一次傳統醫療的人口於智利為71%、加拿大為70%、法國為49%、澳大利亞為48%、美國為42%、哥倫比亞為40%、比利時為31% (Eisenberg, et al., 1998; WHO, 2002)。WHO(2002)將傳統醫學區分為傳統印度醫學(ayurveda medicine)、埃及希臘阿拉伯醫學(unani medicine)及傳統中國醫學(traditional Chinese medicine, TCM)(WHO, 2002)。

互補另類醫療名詞則指相對於現代西方主流醫學，另類醫療又被稱為非傳統(Unconventional)或輔助(Complementary)醫療，泛指一些目前在美國沒有醫學院教授，而且在一般醫院沒有被採用的治療方法(Eisenberg et al., 1993)。病患在治療及預防疾病時可尋求的醫療，以互補現代醫學的不足。在世界各國中，當主要衛生保健體系以對抗醫療為基礎或傳統醫學未被納入國家衛生保健體系時，則被稱為「補充」或「替代」或「非常規」或「互補另類醫學」(N Complementary and Alternative Medicine, CAM)，例如針灸是傳統中醫學的療法之一，但歐洲國家將之定義為互補另類醫學。美國國家互補及另類醫學中心 (National Center of Complementary and Alternative Medicine, NCCAM, 2002) 定義CAM 為：目前不是常規醫療保健系統內的一群各式各樣醫療健康照護系統、實務與產品，包含互補及另類醫療。目前各國所使用的CAM 超過兩百種，但可分成五大領域：

- (一)、另類醫療系統：建立於理論和實務上，如順勢療法、自然療法、中醫、印醫。
- (二)、身心介入：採用各種不同技巧以提高心靈容量，藉此影響身體功能和症狀，如靜坐冥想、祈禱。
- (三)、基礎療法：使用自然物質，如草藥、食物、維他命。
- (四)、操作和身體基礎療法：以手操作或移動身體部位，如整脊、按摩推拿。
- (五)、能量療法：包含氣功、靈氣、接觸治療的生物回饋療法，和各種電磁場使用

的生物場能量療法

NCCAM並進一步闡釋輔助醫療(Complementary Medicine)是指能與西醫一起使用的療法，而替代醫療(Alternative Medicine)則指可以取代西醫的療法(NCCAM, 2002)。



二、傳統與互補另類醫學之發展趨勢及相關研究

傳統醫學歷史悠久有幾千年的經驗累積，由於現代醫學的主流趨勢使得傳統醫學漸漸被取代與淡忘。1990 年代初至今，健保政策與國家醫藥政策的改變及防老保健、預防醫學觀念的盛行，人們對傳統與互補另類醫學的接受度不斷攀昇。同時隨著慢性疾病的增加，人們對健康養生與求醫行為的改變，以及現代醫療法無法滿足各種疾病患者的需求，對傳統與互補另類醫學需求也與日增加，但並非取代現代醫學治療。

Eisenberg 等(Eisenberg et al., 1993)在1991年調查1539 位成年在非正式醫療部門以外的健康問題求助結果發現，有34%的人每年至少有一次以上尋求另類醫療，年平均醫療次數19次，每次花費平均在27.60美元以慢性病患居多。CAM 的使用統計在25-49 歲、高教育與高收入者居多。其使用在CAM的整體花費約\$13.7 billion，其中四分之三(約\$10.3 billion)是屬於自費的花費。Eisenberg 等(Eisenberg et al., 1998)又在1997年訪得2055 位民眾，並與在1991年調查結果進行比較分析；結果顯示在過去一年至少用過一次CAM 者由1991年的33.8%增加到1997年的42.1%，其中增加比率最高者為草藥。其中因慢性疾病如背部問題、焦慮、憂鬱及頭痛問題使用CAM最多；對他們的主治醫師公開宣稱有尋求CAM治療的人比率並無太大差異(39.8% in 1990 vs 38.5% in 1997)；整體尋求CAM的次數由1990年的427 million次增加至1997年的629 million次。保守的估計1997年花費在CAM的自費花費約在\$27.0 billion上下。在1997-1998的電話調查中，在117所回覆的大學或醫學院中，有75 (64%)所學校有提供選修關於CAM的課程，其中共提供123門課程，有38 (31%)門課程是屬於必選課程(Wetzel, Eisenberg, & Kaptchuk, 1998)。Tindle 等人(Tindle, Davis, Phillips, & Eisenberg, 2005)再次針對1997-2002 民眾利用CAM 的情形，透過1997 年(N=2055)及2002 年(N=31004)資料庫作一趨勢調查分析，研究發現在2002 年使用CAM種類以草藥為多數有18.6%，在過去一年CAM的使用者有41%的人使用超過二種以上的CAM治療方式；其中CAM的使用率高者與年齡40-64歲、女

性、非黑/非西班牙裔白種人、年收入高於\$65,000相關；其中在草藥的使用率及瑜珈的使用率有明顯增加的情形。Upchurch and Chyuand (Upchurch & Chyu, 2005)利用1999年國家健康調查年滿18歲以上，共17933位女性個案，其中有33.5%美國女性在過去12個月中曾經使用過CAM，其中以心靈療癒/禱告及中草藥使用為多。年紀較高、教育程度較高、健康狀況較差與住在西部或中西部較容易使用CAM。

Harris等人(Harris, Cooper, Relton, & Thomas, 2012)在回顧各國有關CAM使用的盛行率研究時發現，澳洲使用CAM的的比率相當穩定，他們的系統調查顯示在1993、2000及2004年分別為49%、52%及52%；而美國在2002年及2007年則分別為36%與38%。而Posadzki等人(Posadzki, Watson, Alotaibi, & Ernst, 2013)利用89個研究(97,222人)系統性回顧英國的CAM使用盛行率時也發現，英國平均一年CAM使用的盛行率是41.1%，而終生的CAM使用盛行率是51.8%，而最受歡迎的CAM是草藥。在愛爾蘭，前往CAM尋求幫助的盛行率從1998年的20%增至2002年的27%(Fox, Coughlan, Butler, & Kelleher, 2010)。

丁志音(2003)於2002年九月所進行台灣全國性家戶電話調查，對「補充與另類療法」(complementary and alternative medicine, CAM)的使用型態並檢視其與社會人口特質及健康需求間的關係進行研究；共收集1517名20至70歲成人的資料(回應率=87.1%)。發現75.5%於受訪前一年使用了至少一種樣式的CAM，性別、年齡、教育程度、及居住地區都市化程度等社會人口特質與CAM的使用關係極微；個人的健康需求(包括健康狀況與健康關切)等與CAM的使用有極強的關係。林寬佳等人(2009)於2006年5月採用電腦輔助電話訪問系統進行調查「輔助與替代療法之使用及其相關因素之全國性調查」研究，有效樣本數2457，完訪成功率為76.5%；其中男性1237人(50.3%)，女性1220人(49.7%)，平均年齡43.1歲。結果發現使用過一種以上之輔助與替代療法的一年使用率為85.65%，若扣除身心靈調和與體能活動之範疇，則使用率為76.4%。近47.9%的受訪民眾在過去一年使用至少三種樣式的輔助與替代療法；自述看西醫卻無效果的經驗是唯一各類輔助與替代療法使用之共同影響變數。章美英等(2013)則在2011年之調查研究中，以18歲以上的2,266位台灣地區民眾為調查分析對象，利用電腦輔助電話訪問系統進行問卷調查，結果發現台灣民眾在過去一年內使用CAM用以促進健康或治療疾病的使用率為37.6%。使用CAM的樣式以中藥最多，而主要的使用原因是民眾認為西醫常有副作用或誤診。CAM的使用率以女性、青年及中壯年人(20-59歲)、高教育程度、具醫療相關教

育背景、有工作、高收入、居住高度都市化程度地區及健康狀態較差者居多。

三、小結

由此見之，世界各地與台灣民眾使用CAM以促進健康或治療疾病的經驗相當多元與普遍，政府衛生主管機構應將CAM的相關議題納入健康政策的評估，學校及醫療院所亦須將CAM納入必要之教育訓練，以確保障國人使用CAM之有效性與安全性。



第四節 醫療資源對醫療服務利用的影響

醫療服務的可用性之計量，常採用醫療資源之實際存在與否或多寡。許多研究常以醫療人力和人口之比，作為這類變數計數的指標，尤其是衛生政策的研究(藍忠孚，1981)。

一、醫療資源對西醫利用之影響

吳肖琪在1988年台灣尚未推行全民健保之前，以宜蘭、花蓮、彰化、新竹與屏東三個醫療網區域之民眾為研究樣本，共訪得2,018戶資料，合計有效問卷1,978戶、共計9,741筆個人資料。發現無健康保險者之西醫門診利用受區域醫療資源可用性影響較多，有健康保險者則較不受影響。民眾是否就醫不受醫療供給者影響，但就醫次數多寡則受醫療資源可用性影響；在「醫療資源寡」地區，隨醫療資源可用性愈高，民眾利用西醫較高；「醫療資源足」地區，民眾之西醫門診利用即不受醫療資源供給之影響(吳肖琪，1991)。

賴芳足研究全民健保實施後影響民眾醫療利用之因素探討，以居住於台灣地區家中有電話之二十歲以上的民眾進行電話問卷調查，並依健保局所列醫療資源缺乏之偏遠地區及醫療資源充足之一般地區採分層隨機抽樣法，總計有效樣本數為1,055人，以結構性問卷進行電話調查：研究結果發現居住於醫療資源缺乏的偏遠地區及醫療資源充足之一般地區醫療利用並無統計上的顯著差異。而作者認為可能是因區域醫療資源之劃分是以行政區域劃分，並未考慮到當地交通網路及臨近鄉鎮醫療資源所致，且台灣地區因地緣小，故大部分人居住的地區交通皆很方便，因此真正醫療資源缺乏的地區可能是交通不便的偏遠地區及山地離島地區(賴芳足，1996)。

廖繼鉉在1997年檢討我國中老年醫療使用情形及其影響因素，其中之結果顯示，就家戶所得的影響而言，所得越高者傾向使用較多的醫療服務。如將所得視為被保險人的能力指標來看，表示能力越強者使用越多，則健保體制存在就醫公平性問題。且居住於醫療資源充足地區者會比醫療資源匱乏地區居民使用較多服務(廖繼鉉，1997)。

黃芬芬在探討是否醫療資源越多，是否會有醫療利用率越高的現象；利用民國81年至86年的資料，在控制其他條件不變下，各區域內醫院病床數和其住院醫療服



務利用率的關連。結果顯示，在其他條件不變下，當每萬人口病床數愈多，住院人日、急診人次及手術人次均愈高。此結果對於醫療資源愈多其醫療利用也隨之提高。假設，提供了支持性的佐證(黃芬芬，1999)。

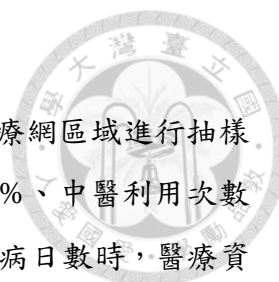
陳珮青等於1999年6月至2000年3月，選取四種常見疾病(糖尿病、中風、剖腹生產、闌尾切除)的出院病人為研究對象，以電話訪問的方式進行問卷調查，共完訪4,945人。本研究係以病人居住地與其所住醫院是否落於醫療網所定義之相同醫療區，判斷是否為跨區住院。研究顯示跨區住院比例與醫療區每萬人口急性一般病床數、以及醫院評鑑等級等醫療資源有相關(陳珮青、楊銘欽、江東亮、鄭守夏，2003)。

郭巧儀在2004年探討多醫就診者之醫療利用及其影響因素之研究中，運用2000年健保資料庫來進行分析，研究結果顯示現行台灣多醫就診者多為兒童、老年人、榮民、健康狀況差者，以及居住於醫療資源豐富地區者(郭巧儀，2004)。

蔡文正等探討西醫門診醫療利用之成長與西醫師數增加之關係，以衛生署規劃之次醫療區為觀察單位，以民國85年至88年間之資料為研究期間，門診醫療費用取自全民健保費用申報檔，其他相關變項取自內政部每年相關年報。應用固定效果模型分析醫師供給對門診醫療利用之影響。結論全民健保實施後，以次醫療區而言，西醫師數之成長顯著增加西醫門診醫療利用，也對醫療資源增加容易提高醫療利用增加佐證(蔡文正、龔佩珍、廖凱平，2004)。

顧漢凌在2006年探討全民健保體系下醫療資源分佈對個人醫療使用的影響之研究，利用民國85年及91年承保歸人檔中的「門診處方及治療明細檔資料」，利用戶籍所在地串聯民國85年及91年「台灣地區醫事機構現況」，對台灣地區鄉鎮市區的醫療資源分配差異造成個人醫療使用量的影響進行分析，研究結果得知整體就診次數在不同地區有顯著差異外，並且呈現上升的趨勢，但從鄉鎮市區方面比較，則民眾的醫療使用情況效果不一；人口稠密地區民眾門診使用量有上升的現象，非人口稠密地區民眾則有下降的趨勢；也發現就診次數會因性別、年齡而有不同變化(顧漢凌，2006)。

由上面多數研究得知，西醫醫療資源增加或西醫師人數愈多，易使當地醫療服務利用也隨之提高。



二、醫療資源對中醫利用之影響

吳肖琪於民國77年對宜蘭、花蓮、彰化、新竹及屏東五個醫療網區域進行抽樣問卷訪視研究結果，其結果顯示一個月間有利用中醫的比率為1%、中醫利用次數0.02次。醫療資源對中醫門診的影響，在未考量疾病嚴重度及生病日數時，醫療資源可用性越好的地區，民眾利用中醫越少。若將上述兩因素納入考量，則醫療資源可用性越好的區域，民眾利用中醫越多。西醫門診與中醫之間存在正向相輔相成關係(吳肖琪，1991)。

翁瑞宏在”全民健康保險中醫門診醫療利用之研究”一文中指出，投保地區每萬人口西醫師數越少而中醫利用越高；投保地區每萬人口中醫師人數為0.50名以下之中醫門診利用皆低於其他地區(翁瑞宏，2000)。

張育嘉在2001年探討中醫醫療資源對醫療利用之影響，將之分為可用效應與誘發效應；以1998年9月1日至1999年8月31日，居住地及投保地皆在中央健康保險局中區分局轄區內之健保資料串檔，共計3,994,083人。研究發現1.在中醫醫療資源較缺乏的地區，每萬人口中醫師數增加一名，民眾之中醫門診利用次數增加0.33次、醫療費用增加146.91元，表示民眾的醫療利用情形會隨著中醫醫療可用性的增加而增加，印證了醫療資源缺乏區存在著可用效應。2.在中醫醫療資源充足的地區，每萬人口中醫師數增加一名，民眾之中醫門診利用次數僅增加0.08次、醫療費用僅增加37.11元，可知民眾中醫醫療利用隨著中醫醫療可用性增加而增加的情形較上述區域來得少，表示醫師誘發需求的情形相對較不明顯(張育嘉，2001)。

蔡文正及龔佩珍探討中醫醫療利用成長與醫師數增加之關係，利用民國85至88年間之衛生署的相關統計資料進行分析，研究結果得知到每萬人口中、西醫師人數、老年人口比率、幼年人口比率、女性人口比率皆顯著影響中醫醫療利用次數。研究結果得知每萬人口中醫師數增加25%，則因中醫師人數的增加醫療利用次數及費用將增加0.39%，每萬人口西醫師數增加25%，則造成平均中醫醫療利用次數及費用減少0.23%(蔡文正、龔佩珍，2001)。

李丞華等於2004年發表探討全民健保中醫門診利用率及其影響因素一文，利用2000年全民健保資料庫進行分析，研究結果得知到女性、40歲到70歲、非原住民、居住在中度都市化之市鎮者、慢性病患者、居住於中醫師資源豐富及西醫師資源較少之地區，中醫門診利用率顯著較高(李丞華、周穎政、陳龍生、張鴻仁，2004)。

施純全等則以2001年國民健康生活調查串連全民健保資料病人就醫紀錄，探

討民眾複向就醫之行為研究中，一共獲得有效樣本12,604位；結果其中有32.55%之受訪者有複向求醫之行為，而社經因子、不健康的生活型態、使用民俗療法及居住在中醫師資源豐富區域較容易採用複向求醫之行為(Shih, Su, Liao, & Lin, 2010)。

三、小結

由上面多數的研究，可歸納出中醫門診利用與該地區之中醫師資源有明顯相關，亦即中醫師資源較多地區會增加中醫使用率，但是由中醫師增加所產生之誘發需求並不明顯，而西醫師資源增多則會降低中醫利用率。



第五節 收入狀況對醫療服務利用的影響

一、收入狀況對醫療服務利用的影響

Andersen認為家庭經濟收入及醫療保險之有無是決定採用醫療資源的主要因素，亦是醫療服務利用次數的重要預測變項，而有保險者其醫療服務的使用率較無保險者高(R. Andersen & Aday, 1978)。

有關各國之間的差異研究常以橫斷面分析不同國家GDP之間健康狀態或是醫療利用的比較。如Marmot在2005年發表印尼、巴西、印度、肯亞等四國的5歲以下兒童死亡率，這四個國家散據在各洲，而且貧富差距很大。該研究將兒童以財富分成五個族群，最貧窮族群兒童死亡是最富有族群的2-3倍(Marmot, 2005)。另外如Balsa等針對南美四個城市做了醫療利用的調查，利用2000年健康普查資料，比較不同的社經地位對醫療利用的差異，發現富有的人傾向利用預防醫學，例如乳房篩檢、子宮頸抹片檢查，而且各種醫療利用都存在明顯的貧富差距(Balsa, Rossi, & Triunfo, 2009)。Doorslaer於2006年針對21個已開發國家在醫療需求標準化之下，比較各國民眾在過去12個月的看家庭醫師或是專科醫師的次數，調查結果不同GDP國家的醫療利用有明顯的差異，前半富裕的國家民眾較會看專科醫師。即使是高收入的國家也出現不同收入間存在著醫療利用不平等的現象(van Doorslaer, Masseria, & Koolman, 2006)。

同一個國家內不同收入族群在醫療利用及健康結果差異也一直是很多研究探討的主題。Andersen (1978)的研究中，在控制性別、年齡和因病活動受限天數等變項後，發現低收入者的醫療利用度仍高於高收入者(R. Andersen & Aday, 1978)。Wheeler的研究卻發現家庭收入並沒有直接影響醫療服務的利用，但會直接影響個人對醫療服務的需求程度，進而間接的影響醫療服務的利用情形(Wheeler & Rundall, 1980)。Woolhandler研究中年婦女利用預防性醫療服務的情形，發現即使控制健康狀況，預防保健利用情形與醫療保險之有無具有顯著相關，而沒有醫療保險的民眾往往又是社經地位較低，且更是易罹患疾病的高危險族群(Woolhandler & Himmelstein, 1988)。Albert et al. (1997)探討社經地位和各種健康服務利用率間的關係，研究結果得知社經地位的差異會造成醫療服務使用率的不均等，且高教育程度的人使用較多的牙科、專科醫師、物理治療以及住院醫療等服務(Albert, Sanderman, Eimers, & Heuvel, 1997)。Agabiti針對義大利民眾之收入和慢性門診照護敏感的研

究，針對慢型疾病建立的醫療照護品質，例如，糖尿病、高血壓、氣喘、慢性阻塞型肺疾病，鬱血性心臟衰竭等，如果這些疾病的病人在門診照護的好，則可以避免疾病惡化造成的住院服務。所有的狀態均顯示有明顯的社經地位的差異，低收入者比起高收入者更容易利用住院服務(Agabiti et al., 2009)。

我國的「低收入戶」係指家庭總收入平均分配全家人口，每人每月在最低生活費標準以下者。目前各縣(市)主管機關對低收入戶的標準，在家庭財產及成員的認定上都不盡相同。民國2004年12月24日立法院三讀通過「社會救助法修正案」，於民國2005年1月19日公佈實施，對於低收入戶最新定義則需同時符合家庭總收入平均分配全家人口，每人每月在最低生活費以下，以及地方政府所規定之動產(存款、股票投資)與不動產(全家人口之土地及房屋價值)三項標準。政府對低收入戶之醫療補助旨在保障低收入戶就醫的權利，降低就醫時之經濟性障礙，為配合全民健康保險之實施，政府於1990年即開辦低收入戶健康保險(簡稱「福保」)，1995年正式納入全民健康保險範圍內。另外根據內政部社會司於民國2008年低收入戶生活狀況調查摘要分析中指出，低收入戶戶內家人患有慢性或重大傷病患者比例為65.24%，患病類別以精神疾病占21.29%及多重傷病占19.76%較多(內政部社會司，2008)。


由於1995年全民健康保險實施，低收入戶民眾之就醫障礙減少許多，根據內政部社會司社政年報的資料，給予低收入戶的補助金額可分成三部份，分別是保險費補助、部份負擔費用補助、全民健康保險不給付之醫療費用補助；但是有關他們的醫療利用情形及健康結果之相關研究卻不盡相同。

賴芳足在1996年探討全民健保實施後民眾醫療服務利用影響因素，其研究結果為家庭收入與醫療費用成正相關，一般研究均顯示高收入者醫療服務利用次數較多，但在全民健保實施以後，低收入者利用醫療的機率偏高，在住院次數及平均住院日及總住院天數方面，低收入者有較高的醫療服務利用的傾向(賴芳足，1996)。藍祚運則利用民國1996年的全民健保醫療費用申報資料分析發現，低收入戶對於全民健保醫療利用的人數比率是各類被保險人中最底的，可表示低收入戶的就醫普遍度最低，因此推論其原因是受低收入戶的就醫自覺性及可近性最低所影響(藍祚運、林雪如、黃信忠，1998)。廖繼鉉研究我國中老年醫療使用情形及其影響因素，其中之結果顯示，就家戶所得的影響而言，所得越高者傾向使用較多的醫療服務。如將所得視為被保險人的能力指標來看，表示能力越強者使用越多，則健保體

制存在就醫公平性問題。且居住於醫療資源充足地區者會比醫療資源匱乏地區居民使用較多服務(廖繼鉉, 1997)。所以在全民健保實施的早期, 有關低收入戶之醫療利用並無一定之結論。

蔡淑貞利用民國90年的健保局醫療費用申報資料, 研究低收入戶全民健康保險資源耗用, 分析研究結果發現低收入戶之西醫門診、中醫門診、牙醫門診、特約藥局及住院等之健保資源耗用情形在不同年齡別、性別及加保身分別有所差異。低收入戶人數占全國人口數的0.7%, 但健保費用申報總額占全國申報總額的2.09%, 耗用醫療資源為全國的3倍; 住院費用申報總額占全國比率的4.76%, 耗用醫療資源為全國的6.8倍。安置於社會福利機構之低收入戶人數, 占有所有低收入戶的4.3%, 但健保費用申報總額卻占有所有低收入戶的14.4%, 耗用健保資源為全國3.35倍; 顯示低收入戶耗用之醫療資源較全國高出許多。因此, 低收入戶耗用醫療資源之情形值得我們去重視(蔡淑貞, 2002)。而吳佳蓁則利用2004年全民健康保險研究資料庫二十萬抽樣歸人檔; 共抽出1,843名第五類被保險人(低收入), 整理相關資料予以分析。研究結果發現第五類被保險人的醫療利用率為81.39%, 比非第五類被保險人的平均低13.6%, 女性的利用率高於男性, 少年人口(5-14歲)的利用率最高, 老年人的利用率最低, 且65歲以上的人口醫療利用率隨年齡增加而減少; 以居住地區分醫療利用率最高的是南區分局, 最低則是東區分區。門診利用率為80.79%, 比全國平均少14.20%; 住院利用率為14.11%, 較非第五類被保險人高8.54%; 精神科住院的比率較非第五類被保險人高39.24%。選擇住院的醫院層級差異較大的是第五類被保險人近半數選擇至地區醫院接受住院醫療, 比非第五類被保險人平均高22.39%, 選擇醫學中心住院比率較非第五類被保險人低15.27%。罹患重大傷病的比率是全國樣本的3.08倍, 罹患慢性病是非第五類被保險人樣本的1.1倍, 因重大傷病及慢性疾病而就醫, 是非第五類被保險人的4.66倍; 顯示第五類被保險人是一群有醫療需求但缺乏利用的族群, 與蔡淑貞之研究結論顯然大為不同(吳佳蓁, 2007)。

李純妙(2008)以集中係數(CI)測量台灣醫療利用在不同收入群體之分布, 並分析影響不均的因素。其以2001年國民健康訪問調查(NHIS)為研究對象, 有效樣本共18061人, 並串連其2001年全民健康保險門診及住院之就診資料, 得到受訪者之實際醫療服務利用資料。結果發現西醫門診次數呈現有「扶貧(propoor)」的水平不公平, 費用及住院使用呈現不同收入間的使用是能依照其不同的需要而分佈。收入不均會促使醫療服務利用往富人集中(李純妙、沈茂庭, 2008)。鍾其祥等利用2006-



2007年健保資料庫研究，比較低收入戶及非低收入戶傷患住院原因、傷病特質、醫療利用與住院預後。研究結果發現與非低收入戶比較，低收入戶住院傷患的合併罹患病症較多且嚴重、使用精神科的比例較高、住院天數較長、醫療花費較多、住院預後較差。低收入戶傷患住院死亡風險是非收入戶的1.674倍(鍾其祥、賴錦皇、邱柏舜、白璐、簡戊鑑，2010)。李宗霖則利用2002至2006年健保資料庫百萬歸人抽樣檔研究，排除2002年以前，有就診及住院之紀錄，以門診以及住院之重大傷病病患為研究對象，最後選取重大傷病病患共計2,907人為本研究主要分析對象，探討不同被保險人之醫療利用是否有差異。研究結果顯示不同承保類別之重大傷病保險人其醫療利用有所差異；發現在不同承保類別的重大傷病的病患中，在就醫次數方面第三類被保險人(農漁會)及第六類被保險人(榮民眷及其他)之平均就醫次數低於總平均就醫次數(31.13次)；在醫療費用方面，第三類被保險人(農漁會)與第五類被保險人(低收入)平均醫療費用低於總平均費用(476,837元)(李宗霖，2012)。所以三者之結論也不盡相同。

有關收入對中醫醫療利用則見翁瑞宏於2000年在”全民健康保險中醫門診醫療利用之研究”一文，指出投保金額在四萬元以上研究對象之各項中醫門診利用情形皆高於其他投保金額；免部份負擔者之中醫門診利用情形皆高於需部份負擔者(翁瑞宏，2000)。施純全等(2012)在探討兒童之社經地位與中醫利用之關係中，以2001年之國民健康生活調查5,971位配對之兒童與戶長，以戶長之教育、職業與收入轉成社經地位因子分數，研究發現高社經地位因子分數之兒童使用中醫的機率較高，尤其是10-18歲的女性(Shih, Liao, Su, Yeh, & Lin, 2012)。

二、小結

由以上國內研究結果可知，低收入戶之民眾屬於醫療需求較多者；但醫療利用與醫療資源耗用對低收入民眾是否因全民健康保險之介入而增加，則尚屬未定之結論。



第六節 居住地區對醫療服務利用的影響

一、居住地區對醫療服務利用的影響

居住地區可能直接或是透過環境甚至無形的地理效果例如地區的經濟狀況來影響個人的健康狀態，而且居住地理位置也可能與醫療照護的提供有重要的關係，例如健康照護設施的分布以及醫療服務人力可近性差異都會影響醫療利用。所謂的居住地區的差異是指都市化程度，一般指的是都市和鄉下之間的差異。而醫療服務利用主要是包括一般醫療利用、接種疫苗、癌症篩檢、看專科醫師的頻率等(Rice & Smith, 2001)。

Litaker利用美國Ohio州1998年15,613名成人居民的調查資料，以其中1,248名受訪者的居住地區、居民特性、保險狀態，與健康照護可近性等資料連結，其中居住地區分成城市、郊區、鄉下等三個層次。結果顯示除了個人收入、保險、教育程度之外，社區層次如社區貧窮程度及都會化程度也明顯影響醫療利用。這個研究是利用調查資料推演出，居民的特性影響醫療利用之外，所居住的環境也會影響居住者的醫療利用(Litaker & Cebul, 2003)。Arcury等(2005)分析地理及活動行為對非人口稠密地區(如：農村地區)醫療使用的重要性時發現，距離只對常規檢查的醫療使用有顯著的影響力，對慢性病的醫療使用及急診醫療卻沒有明顯的影響力；若加入有無駕照因素，則發現距離對常規檢查使用量與慢性病醫療使用量就有顯著的影響力，但在急診醫療使用量上仍然無影響，因此非人口稠密地區的醫療使用量確實受到地理及空間行為的影響(Arcury et al., 2005)。

Campbell在2000年發表利用蘇格蘭63,976個案癌症登記資料，分析居住地區因素是否影響存活率，結果發現距離癌症中心越遠的病人，胃癌、乳癌和大腸直腸癌在死亡前的診斷機會較少，攝護腺和肺癌診斷後存活較差。由此推論，居住於鄉下地區的民眾較不會利用癌症篩檢，所以罹患癌症後之存活率較差(Campbell et al., 2000)。

Engelman在2002年發表對美國 Kansas州105個郡一共117,901位65-79歲女性民眾，調查居住地區距離乳房攝影設施遠近是否影響接受乳房攝影，結果顯示各郡之間乳房攝影的比率差異很大從37%到72%，在控制年齡、種族、教育程度之後，距離攝影設備遠近與接受乳房攝影的程度不是很明顯。研究結論中提出攝影設備遠近無法解釋各郡之間的差異，應該存在其他的問題(Engelman et al., 2002)。Jackson

則在2009年發表以California Health Interview Survey 中33,938 位年齡40-48歲女性，利用2003-2005年之調查，針對加州女性接受乳房攝影的研究中也發現同樣的結論，距離設備遠近不會影響女性接受乳房攝影的機會，但是卻發現居住地區的差異才會影響乳房攝影，居住在城市的女性有較高的比率會接受乳房攝影(Jackson et al., 2009)。

在Sibley and Weiner的研究中，發現居住於城市與鄉下民眾對醫療利用是有明顯差異。他們以加拿大10州的社區健康調查的資料，針對5個可近性及醫療利用例如接種疫苗、看家庭醫師、看專科醫師、自我感覺不符需求和有固定的醫師等，調查城市和鄉下民眾的醫療利用。結果顯示居住於越偏僻鄉下的民眾越不會接種流感疫苗，較少利用專科醫師以及較沒有有固定的醫師。這個發現說明城市與鄉下民眾的就醫習慣有明顯差異(Sibley & Weiner, 2011)。Smith等人也在2008年也曾對Australia, New Zealand, Canada, USA, UK及一些西歐國家，以文獻探討的方式比較這些國家城鄉健康差異，期望了解城鄉差異是一般通則還是特殊國家的現象。結果發現造成這個城鄉差異的結果是政策造成的；偏僻位置在照護可近性及醫療提供上扮演很重要的角色，但是偏僻地區不一定不利於居民健康。經過控制其他主要風險因素之後，偏僻地區不必然導致城鄉健康差異，而是偏僻地區惡化了居民社經地位，提高個人健康風險(Smith, Humphreys, & Wilson, 2008)。

二、小結

在所有的研究中顯示居住地區之地理位置與都市化程度的確會影響醫療利用，包含預防醫學之使用以及看診醫師的差異。居住於城市居民的接種疫苗、接受癌症篩檢比率相對於居住於鄉村地區民眾較高，而且比較多人會利用專科醫師來接受較特殊之醫療服務。



第七節 中醫醫療服務利用相關研究

一、個人因素與中醫醫療服務利用之關係（性別、年齡）

（一）、性別

翁瑞宏於2000年”全民健康保險中醫門診醫療利用之研究”中，以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筆研究樣本，研究結果顯示女性之各項中醫門診利用情形皆高於男性(翁瑞宏，2000)。林美珠、李玉春(2003)在”全民健保中醫門診總額支付制度實施前醫療服務品質之研究”一文中，以89年6月中醫門診總額實施前之門診就醫病患為研究對象，先依縣市及院所分層抽取中醫院所(醫院抽50%，診所抽40%)，復就抽中院所提供之八十九年六月十六日之所有病人名單以系統抽樣，電訪有效樣本1837人，其中女性占57.6%，多於男性(林美珠、李玉春，2003)。李丞華利用2000年在保且存活之我國國民的健保資料為研究標的，發現女性中醫用1.477次高於男性利用1.051次(李丞華等人，2004)。梁淑勤以2001年之健保資料研究發覺，女性之各項中醫門診利用普遍高於男性；男女性的就診科別比例大多相似，但女性就診泌尿科疾病的比例明顯高於男性(梁淑勤，2003)。張麗卿等人之研究則從1997-2003年健保資料庫二十萬人抽樣檔發現，不管是中醫還是西醫病人，均是女性利用多於男性(Chang et al., 2008)。陳方佩等以1996-2001之健保資料庫研究發現使用中醫的民眾中，男女使用中醫比例是1:1.13(Chen et al., 2007)。該團隊利用1996-2002年之健保資料庫，研究針灸之利用時，也發現女性利用率高於男性(女:男=1.12:1)(Chen, Kung, Chen, & Hwang, 2006)。施純全等則利用2001年之國民健康調查，一共獲得20-69歲之有效樣本14,064人；一年內曾使用中醫之男性為22.4%，女性則為31.8%；女性看中醫門診之平均次數比男性高(1.55次 vs. 1.04次)；在排除性別專屬之特殊疾病後，女性之平均中醫門診次數仍然比男性為高(1.43次 vs. 1.03次)；不論哪一年齡層之分佈，女性使用中醫門診之次數均高於男性(Shih, Liao, Su, Tsai, & Lin, 2012)。

若從特定疾病的患者而言，龔彥穎利用2002年全部之健保承保資料檔，有過敏性鼻炎患者中，一共有914,612位使用中醫藥治療(佔全部過敏性鼻炎1.4%)，男女性比為1.03:1(Kung, Chen, Hwang, Chen, & Chen, 2006)；陳方佩利用2002年健保資料研究患有慢性肝炎一共91,080位病人中，有利用中醫藥的男女比例為2.07:1(F. P. Chen et al., 2008)。該團隊在利用2002年健保資料庫失眠病人的研究中，發現有使



用中藥之男女比為1:1.94(Chen et al., 2011)。


由上述多項研究可歸納出，在台灣女性相較於男性有較高的中醫利用率和次數。

(二)、年齡

在台灣還無全民健保之前，有關使用中醫的民眾年齡分布之研究並不多見。在全民健保後，中醫醫療利用之文獻發表較多。

康翠秀等在”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”之研究中，於民國84年8-12月以台北市北投區四十個里三十歲以上居民為母體群，抽樣2,961人，實訪2,328人，得有效問卷1,085份，研究發現認為年紀愈輕者的醫療利用行為會愈傾向中醫(康翠秀、陳介甫、周碧瑟，1998)。蔡文全(1994)則利用民國81年公保各特約中醫醫院(含西醫醫院中醫部)所列報之費用清單資料進行公保各類保險對象中醫醫療利用之研究，發現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，之後隨之下降(蔡文全，1994)。

張育嘉以1998年9月至1999年8月之中央健康保險局中區分局資料庫獲得研究對象共3,994,083人。台灣中區民眾之年齡別中醫利用，發現40-59歲或60歲以上平均中醫門診次數高於20歲以下或20-39歲者(張育嘉，2001)。梁淑勤利用1996至2001年中醫「門診處方及治療明細檔」與「醫事機構基本資料檔」進行串檔歸戶，研究發現各年度中醫門診均以年齡15-54歲之間的就醫件數為最高；一般每人平均利用次數大致是隨年齡增加而遞增，至65-74歲達最高，而後隨之年齡下降，但在2000-2001年間則不同，改以年齡35-44歲的平均利用次數為最高(梁淑勤，2003)。李丞華等則在2004年發表”全民健保中醫門診利用率及其影響因素”一文中，採用國家衛生研究院提供2000年具有全國代表性之全民健康保險對象個人歸戶資料檔，進行門住診明細檔、重大傷病檔及戶籍資料檔等檔案串聯，以88,101名2000年在保且存活之國民為研究對象，發現年齡利用率在35歲到65歲間呈現高峰，形成「 \cap 」型曲線分布，與西醫門診年齡別利用率分布呈現「 J 」型曲線不同(李丞華等人，2004)。翁瑞宏之研究也有類似結果，其以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筆研究樣本，研究發現年齡以35-54歲之間使用中醫比率最高，其次是55-64歲及65歲以上，較少是在14歲以下(翁瑞宏，2000；翁瑞宏、郝宏恕、黃金安、黃靖媛、羅萱，2004)。另外林美珠、李玉春(2003)在”全



民健保中醫門診總額支付制度實施前醫療服務品質之研究”電話訪問之研究中，有效樣本共有1,837人，則以30-39歲的人最多占19.9%，而40-49歲的人居次占19.3%(林美珠、李玉春，2003)。另外李卓倫則在台灣中醫藥委員會所委託之”中醫醫療利用率及其影響因素探討”研究報告中以民國91年7月至9月研究母群體為戶籍資料登記之18歲以上民眾，採機率比例抽樣設計，發放1,500份，回收有效問卷1,359份；並以初級資料民眾所提供之基本資料欄位與健保檔案進行串檔，取得有效樣本數為1,106位；研究中顯示隨著年齡增加一歲，中醫門診利用機會降低0.969倍(李卓倫，2004)。但陳方佩等在探討台灣中醫醫療服務利用率的情形，以1996-2001年健保局中醫門診申報資料進行分析，研究結果得知以21-40歲左右民眾使用中醫門診次數最多，其次是61-70歲左右民眾(Chen et al., 2007)。但在針灸之使用年齡上，在低年齡層19歲以下明顯偏少，其餘各年齡層則差不多(Chen et al., 2006)。

若以疾病別來看，陳方佩等以以2002年健保資料庫為研究基礎，慢性肝炎患者一共91,080位中，使用中藥治療者最多的年齡以40-49歲為最多(27.6%)，以30-39歲次之(24.8%)，以50-59歲居第三(16.5%)(Chen et al., 2008)。而在其失眠之使用中藥之研究，則以2002年健保資料庫為研究基礎，共有29,801位患者成為研究對象，結果發現以40-49歲為最多(25.3%)，以30-39歲次之(23.8%)(Chen et al., 2011)。林恆慶等以精神分裂症病人使用中醫藥之研究中，以健保資料庫1996-2001曾住院之精神分裂症34,100位病人中，在2004年曾使用中醫藥之病人3,144位，結果發現年齡愈大(25歲以上)比18-24歲有較少的中醫利用機會(Lin, Yang, & Lee, 2008)。龔彥穎等以2002年健保資料庫之過敏性鼻炎患者914,612位患者研究中，發現有35.6%之患者接受中醫藥治療，卻發現以0-9歲為最多(25.2%)，以10-19歲居次(24.5%)，第三位則是20-29歲之病人(15.7%)(Kung et al., 2006)。


莊昭華等以2005年出生登記註冊檔獲取24,200配對之母子紀錄，以結構式問卷及面訪調查其懷孕期及產褥期是否使用中藥，結果成功87.8%，發現女性20-34歲比35歲以上懷孕者中藥利用機會較高(Chuang et al., 2009)。

經過整體文獻回顧看來，就整體觀之，中醫利用年齡層在40-49歲者之各項中醫門診利用情形皆高於其他年齡層，形成「 \sqcap 」型曲線分布。

二、需要因素與中醫醫療服務利用之關係（疾病或自覺健康狀態）

李金鳳在”中西醫門診病患對傳統醫療認知、情意與行為意向之調查研究”之論文中，以調查研究方式，針對全省十二家中西合併醫院之求診病患，探討其選擇求診中、西醫的因素；研究結果發現在一般疾病方面大部分病人傾向採用西醫診療，但在肌肉骨骼損傷疾病上，有50%以上的病患傾向採中醫診療(李金鳳，1990)。王廷輔針對台中地區居民之中西醫療行為取向進行問卷調查，研究發現在「長期、病因不明之疾病」、「一般挫扭傷」、「骨折」及「脫臼」和「病、產後的保養」，民眾比較偏向採用傳統中醫療法(王廷輔，1990)。康健壽在”中醫門診病人求診教學醫院中醫部或一般中醫診所的相關因素之探討”的研究中，於1989年8月至10月之間，以全省有開辦中西醫勞保的全部13家教學醫院的門診病人為對象，進行系統性抽樣結構式問卷調查訪問。共得有效樣本1,128位，分析結果發現中醫門診病人患病部位以肌肉骨骼神經系統佔第一位(康健壽，1991)。而蔡文全(1994)則利用民國81年公保各特約中醫醫院(含西醫醫院中醫部)所列報之費用清單資料進行公保各類保險對象中醫醫療利用之研究，研究結果顯示中醫治療疾病主要以肌肉骨骼系統(40.7%)、呼吸系統(20.0%)、消化系統(10.2%)為主(蔡文全，1994)。以上為全民健保開辦之前所完成之相關研究。

全民健保開辦之後，翁瑞宏(2000)在”全民健康保險中醫門診醫療利用之研究”一文中，利用1997年中央健康保險局保險對象承保檔依投保類別進行等比例分層抽樣共抽出211,400筆，與1997年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，得有效研究樣本210,216筆；研究結果指出在疾病別方面，以「脫臼，扭傷及拉傷」之利用次數及費用最高。有慢性病者之中醫門診利用情形皆高於沒有慢性病者；有重大傷病者之中醫門診利用情形皆高於沒有重大傷病者(翁瑞宏，2000)。而李丞華等則在2004年發表”全民健保中醫門診利用率及其影響因素”一文中，採用2000年之全民健康保險對象個人歸戶資料檔進行門住診明細檔、重大傷病檔及戶籍資料檔等檔案串聯，以88,101名2000年在保且存活之國民為研究對象，也發現慢性疾病患者使用中醫機率和次數較高(李丞華等人，2004)。梁淑勤以2001年之中醫健保資料研究發現，在疾病別方面，以呼吸系統疾病佔23.90%、脫臼骨骼損傷佔17.46%、關節肌肉系統疾病佔16.53%、徵候症狀及診斷欠明佔14.34%和消化系統疾病佔10.83%等為中醫門診主要就診科別(梁淑勤，2003)。根據陳方佩等研究1996-2002年間利用針灸治療的主要的疾病，最多為肌



肉骨骼系統和結締組織疾病 (Diseases of the musculoskeletal system and connective tissue) (46.2%)、受傷和中毒 (Injury and poisoning) (41.8%)，為就診最多次的疾病診斷(Chen et al., 2006)。另外陳方佩等在探討台灣中醫醫療服務利用率的情形，以1996-2001年健保局中醫門診申報資料進行分析，研究結果得知臺灣從1996-2001年間，平均每人每年使用次數為11.5次，而主要疾病分類以呼吸系統、消化系統、神經系統居多(Chen et al., 2007)。張麗卿等人之研究則是利用1997-2003年健保資料庫二十萬人抽樣檔發現，中醫利用狀況以呼吸道疾病(22.1%)或肌肉骨骼損傷者(18.1%)為最多、受傷和中毒 (Injury and poisoning) (16.2%)，與陳方佩等(Chen et al., 2006)在研究針灸利用率方面之排行並無多大差別(Chang et al., 2008)。

就中醫疾病別之文獻回顧看來，中醫利用之疾病以扭挫傷、骨折、慢性疾病及呼吸系統疾病使用偏多。

在自覺健康狀態的中醫醫療利用研究部分並不多見。2002年鄧振華醫師其碩士論文”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，回收有效問卷1,407份，並以之為研究樣本。其中使用SF-36 (Short Form-36)健康量表，發現生理功能構面(Physical component score, PCS)與中醫醫療利用次數呈現負相關，也就是自覺身體愈健康者愈不會利用中醫，但心理功能構面(Mental component score, MCS)與中醫醫療利用次數呈現正相關，心理愈健康者愈趨向於利用中醫。但李卓倫則於2004年中醫藥年報之研究”中醫醫療利用率及其影響因素探討”持相反意見，認為自覺健康狀況不會影響中醫醫療服務(李卓倫，2004)。董麗美於自評健康狀態是否影響中醫門診利用率之研究中，使用2001年「國民健康訪問調查」所蒐集的資料，以二部模型(two-part model)來進行醫療利用影響因素之探討，第一階段在於決定民眾是否使用中醫醫療，並以邏輯斯迴歸分析檢視出中醫醫療利用之影響因素，結果顯示，民眾之居住地以及自覺健康狀況(SF-36)的不同，將影響民眾對中醫醫療門診之利用，並且達顯著之差異水準。自覺健康狀況越高者，中醫醫療門診之利用率則越低，兩者間呈現顯著之負相關。第二階段針對有使用中醫醫療之民眾再次檢視門診之使用次數，並以複迴歸模式分析門診使用次數之影響因素，結果亦發現自覺健康狀況對中醫門診使用次數有顯著之負相關(董麗美，2006)。施純全等利用衛生署國民健康局2002年台灣地區「國民健康促進知識、態度與行為調查」資料，15歲以上之有效樣本一共26,755位，探討其中醫利用率及影響因子的研究中，結果發現相對於其他人，自覺健康狀況欠佳及有規律運動者使用中醫門診之機率

較高(Shih, Lin, Liao, & Su, 2009)。

由此觀之，自覺健康狀態愈佳者似乎易影響使用中醫服務之次數，且會對其使用降低，不過仍待更多的研究來加強。



三、中醫服務利用率

翁瑞宏(2000)在”全民健康保險中醫門診醫療利用之研究”一文，以1997年中央健康保險局保險承保檔等比例分層抽樣方式共抽出211,400筆，並與全民健康保險研究資料庫之中醫「門診處方及治療明細檔」進行串檔與歸戶。研究指出第一類投保對象之各項中醫門診利用情形大多高於其他投保類別投保金額在四萬元以上研究對象之各項中醫門診利用情形皆高於其他投保金額；投保地區為台中市及台中縣之各項中醫門診利用情形皆高於其他投保地區；免部份負擔者之中醫門診利用情形皆高於需部份負擔者。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(翁瑞宏，2000)。

鄧振華在探討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，研究結果得知問卷樣本對象平均每人每年中醫醫療服務利用次數為2.35次，而在有使用中醫之平均每人每年中醫醫療服務利用次數為3.99次(鄧振華，2002)。

梁淑勤(2003)針對全民健保中醫門診利用之研究，分析我國全民健康保險中醫門診醫療利用之概況。資料利用1996-2001年中醫「門診處方及治療明細檔」與「醫事機構基本資料檔」進行串檔歸戶，分析各項中醫門診利用情形。研究結果得知六年期間中醫門診利用情形之變化：就診率25.84%→28.37%；門診量方面總就醫件數26,140,780→28,174,843人次，總就醫人數5,178,886→6,142,829人，大致隨時間增加而有遞增的趨勢；利用率方面每人平均利用次數1.30→1.37→1.30次呈現先增後降的變化，有就醫者平均看診次數5.05→4.59次是隨時間增加而有減緩的趨勢(梁淑勤，2003)。

陳雅惠於2003年則以存活分析方法探討中醫醫療利用率，研究結果得知在六個月內中有利用中醫者佔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%；而在醫療費用部份，全體研究對象中平均每人之中醫醫療費用為424.06元，而有利用中醫者之平均費用則為1,922元(陳雅惠，2003)。

李丞華等在2004年發表之探討全民健保中醫門診利用率及其影響因素，利用

健保資料庫來分析，研究結果發現2000年每人每年中醫平均利用率為1.264次，依中醫服務分類來看，每人每年一般中醫門診利用率為0.909次，每人每年傷科門診利用率為0.224次，每人每年針灸門診利用率為0.147次(李丞華等人，2004)。

陳方佩等探討台灣中醫醫療服務利用率的情形，以1996-2001年健保局中醫門診申報資料進行分析，研究結果得知臺灣從1996-2001年間，平均每人每年使用次數為11.5次，每年平均增加量為29.2%(Chen et al., 2007)。

施純全利用國民健康訪問調查問卷、全民健保資料庫及兩者串檔資料，取得醫療資源、人口地理社經因子及健康行為等變項資料。研究發現2002年台灣中醫門診醫療利用率(月)為10.4%，性別、年齡、教育程度、婚姻狀態、自覺健康狀況及有無運動習慣等與中醫醫療利用狀況有顯著相關。而其博士論文中，研究發現2001年台灣中醫門診醫療利用率(年)為26.6%，影響有無使用中醫醫療利用因子包括性別、年齡、教育程度、職業、平均家庭月收入、是否為原住民、宗教、婚姻狀態、有無使用民俗療法、有無定期健康檢查、有無不健康生活行為、自覺健康狀況、居住地中醫師密度及都市化程度等(施純全，2011)。

由以上的研究觀之，全民健保中醫門診年利用率約從25-27%，平均每人門診使用次數1.2-1.37次，有使用中醫者平均看診次數約5次；影響中醫利用的因子包括性別、年齡、教育程度、職業、平均家庭月收入、是否為原住民、宗教、婚姻狀態、自覺健康狀況、居住地中醫師密度及都市化程度等。

第三章 研究方法



本章共分為五節，第一節為本研究之研究架構；第二節為本研究所提出之研究假說；第三節則介紹本研究所使用之研究材料及分析對象；第四節說明研究變項及其操作型定義；第五節將說明統計分析方法。

第一節 研究架構

本研究之架構呈現出：自變項之中醫利用會對中風之預後事件產生影響，而控制變項如人口特性、個人健康狀況、外在環境與醫療利用也會影響病人健康行為之結果。人口特性因素包含性別、年齡、是否為低收入狀況；個人健康狀況包括 Elixhauser 共病症指數及重大傷病；外在環境因素包括包含所在地都市化程度、每萬人口中醫師與西醫師人數；醫療利用則為中風西醫門診利用。

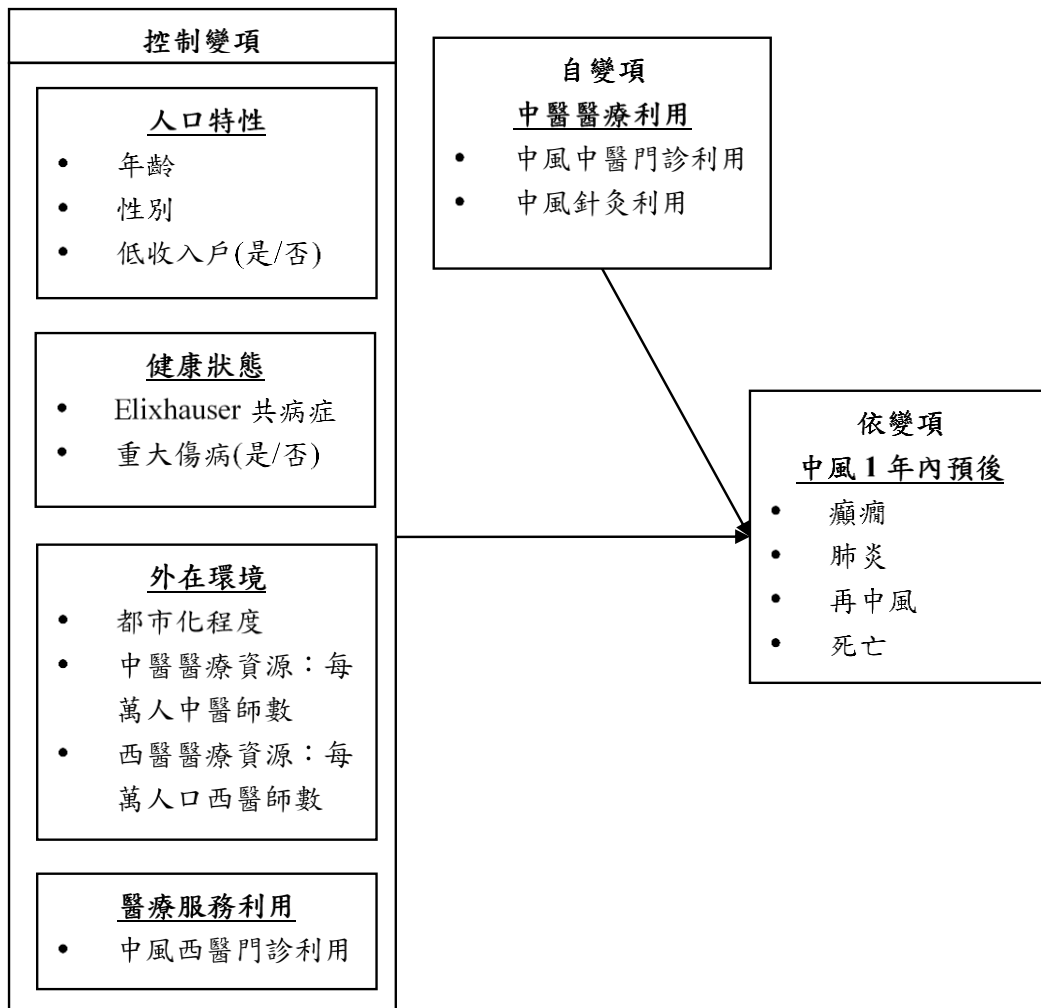


圖 3-1 研究架構圖

第二節 研究假說

根據本研究之目的、文獻探討內容以及研究架構，提出研究假說如下：

H：中風中醫門診醫療利用（分為中醫與針灸）的差異會對中風病人一年之預後而有所影響。



第三節 研究材料與研究對象



一、資料來源

本研究資料來源有二，其一為全國之全民健康保險研究資料庫，所利用年份為2002-2011年，共10年資料進行分析。檔案內容包含：全民健保處方及治療明細檔—門急診、全民健保處方及治療明細檔—住院、全民健保處方及治療醫令明細檔—西醫、中醫及牙醫門診、全民健保處方及治療醫令明細檔—住院、死因統計檔、全民健保承保檔、醫事機構基本資料。第二為醫療資源(包含各鄉鎮每十萬人口中西醫師數、每十萬人口西醫師數)，由中央健保署北區分組提供。

二、研究對象

本研究之研究對象為2003至2010年新發中風個案且須接受住院治療的患者，並以首次中風住院之住院日期(IN_DATE)作為本研究之 index date，追蹤觀察時間為 index date 往後一年。

(一) 納入條件：

1. 主次診斷有缺血性中風，ICD-9-CM code 包含：433-434, 437.0-437.1, 437.5, 437.8，或
2. 主次診斷有出血性中風，ICD-9-CM code 包含：430-432, 437.2，且
3. 2003年至2010年，曾因為第一次中風而住院
4. 年齡>18歲

(二) 排除條件：

1. 前一年有中風診斷門診
2. 性別為遺漏值
3. 第一次中風住院後，三個月內再中風
4. 中風當次住院死亡
5. 中風住院後至事件發生前，無中風門診利用
6. 中風前一年有癲癇門診兩次
7. 中風至事件發生前無西醫門診利用

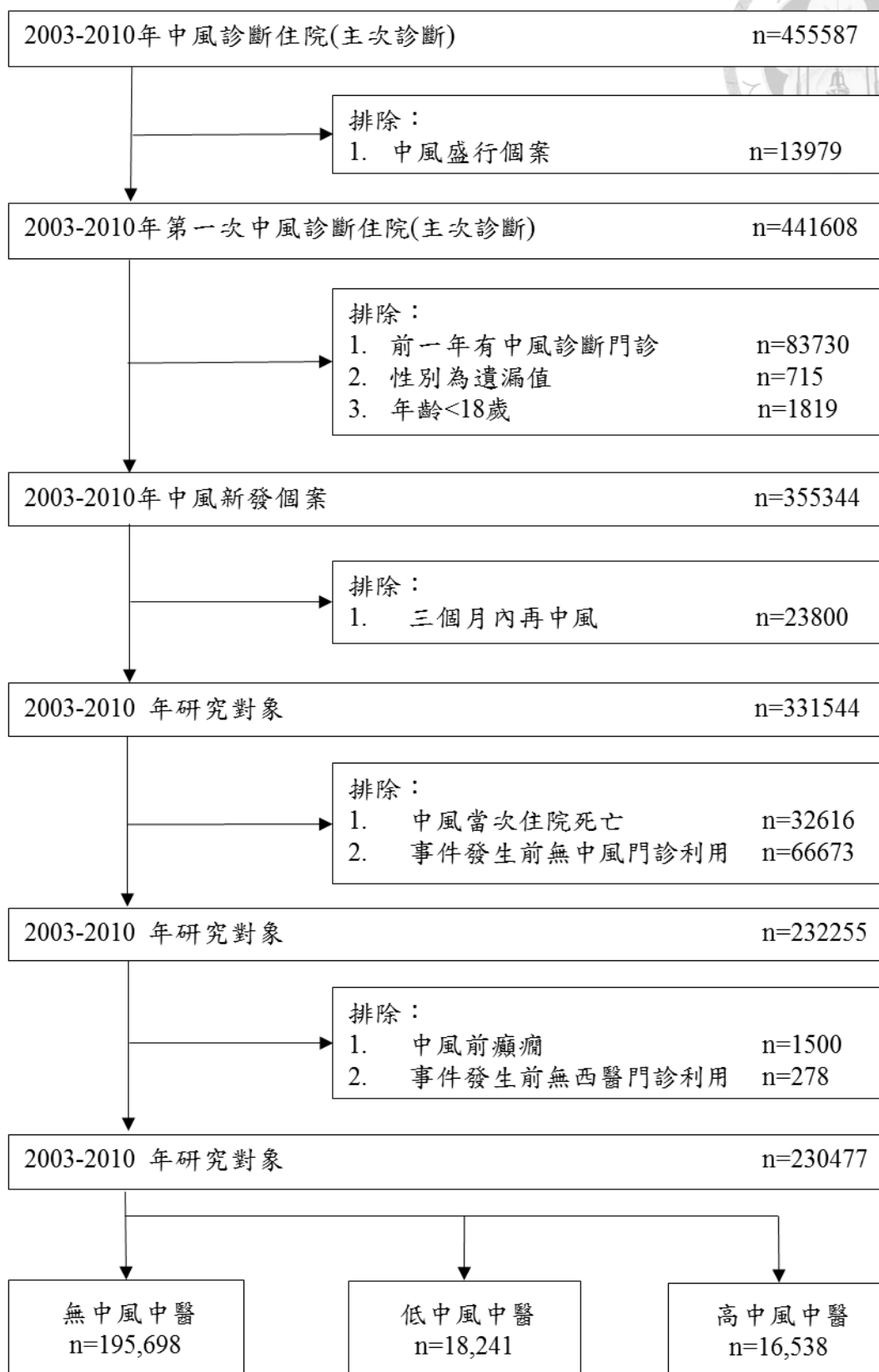


圖 3-2 研究對象篩檢納入與排除流程圖



第四節 研究變項及其操作型定義

依據研究架構，本研究欲探討中西醫療利用對中風之預後事件是否有影響。因此本研究之變項可分為控制變項、自變項及依變項。

一、控制變項

本研究之控制變項包括病患性別、年齡、是否為低收入戶、是否為重大傷病、Elixhauser共病指數、病人所在地之都市化程度、中西醫療資源（每十萬人口中西醫師數）與中風西醫門診利用（分為高低利用）等變項。

二、自變項

本研究之自變項則指中風中醫醫療利用，而該中風中醫醫療利用分為中風中醫門診利用、中風針灸等二項分別作為分組高低利用之差異的變項。

三、依變項

依變項乃指中風後一年內之預後事件，共有五項，分別為癱瘓、肺炎、再中風、死亡及任一事件。

各變項之操作型定義，詳見表3-1。



表 3-1 本研究各變項之操作型定義

變項名稱	操作型定義	變項屬性
【控制變項】		
人口特性		
性別	住院檔中的 ID_SEX。1=男性，2=女性。	類別
年齡	中風當次住院的入院年齡(IN_AGE)定義。 分為<20 歲、20-29 歲、30-39 歲、40-49 歲、50-59 歲、60-69 歲、70-79 歲、≥80 歲。	連續 序位
中風年份	中風當次入院日期(IN_DATE)之年份。	類別
中風類型	中風當次住院之主次診斷。1=缺血性中風、2=出血性中風、3=混合性(缺血性+出血性)	類別
低收入戶	承保檔中的單位屬性(ID1_UNIT)或身分屬性(ID1_IDENT)為 51、52。1=是、0=否。	類別
健康狀況		
Elixhauser 共病症	Index date 往前一年是否有該疾病，1=有、0=無。	類別
充血性心臟衰竭	ICD-9-CM code=398, 402, 425, 428	類別
心律不整	ICD-9-CM code=426,427	類別
心瓣膜疾病	ICD-9-CM code=394, 395, 396, 397, 424, 746	類別
肺部循環疾病	ICD-9-CM code=415-417	類別
周邊血管疾病	ICD-9-CM code=440, 441, 443, 447, 557	類別
無併發症高血壓	ICD-9-CM code=401	類別
併發症高血壓	ICD-9-CM code=402-405	類別
麻痺	ICD-9-CM code=334, 342, 343, 344	類別
其他神經系統疾病	ICD-9-CM code=331, 332, 333, 334, 335, 336, 340, 341, 345, 348	類別
慢性肺部疾病	ICD-9-CM code=416, 490-496, 500-505	類別
糖尿病	ICD-9-CM code=250	類別
甲狀腺機能低下	ICD-9-CM code=240, 243, 244, 246	類別



表 3-1 本研究各變項之操作型定義(續)

變項名稱	操作型定義	變項屬性
腎衰竭	ICD-9-CM code=403, 585, 586, 588, V56	類別
肝臟疾病	ICD-9-CM code=070, 456, 570, 571, 572, 573	類別
未出血的消化性潰瘍	ICD-9-CM code=530-534	類別
淋巴瘤	ICD-9-CM code=200-203	類別
轉移性癌	ICD-9-CM code=196-199	類別
未轉移的實體癌	ICD-9-CM code=140-195	類別
類風濕性關節炎/膠質血管病	ICD-9-CM code=446, 701, 710, 711, 714, 719, 720, 725, 728	類別
凝血性病變	ICD-9-CM code=286, 287	類別
肥胖症	ICD-9-CM code=278	類別
體重下降	ICD-9-CM code=260-263	類別
體液與電解質紊亂	ICD-9-CM code=276	類別
缺乏性貧血	ICD-9-CM code=280, 281	類別
酒精濫用	ICD-9-CM code=290, 303, 980	類別
藥物濫用	ICD-9-CM code=292, 304, 305	類別
嚴重精神病	ICD-9-CM code=293, 295, 297, 298	類別
重大傷病	Index date往後一年內，門住診部分負擔(PART_NO)為001為重大傷病，1=有、0=無。	類別
前一年中醫門診次數	Index date往前一年內，中醫門診次數。 分為0、≤6、>6	連續 序位
中風當次住院天數	急性病床天數(E_BED_DAY)及慢性病床天數(S_BED_DAY)總和	連續
中風當次ICU天數	中風當次住院醫令(ORDER_CODE)申報02011K, 02012A, 02013B, 03047E, 03048F, 03049G, 03010E, 03011F, 03012G加總申報次數作為ICU天數	連續



表 3-1 本研究各變項之操作型定義(續)

變項名稱	操作型定義	變項屬性
社會與醫療資源		
都市化程度	中風當次住院之醫療院所所在地，以劉介宇(2006)將各縣市分為七個層級，1：「高度都市化市鎮」、2：「中度都市化市鎮」、3：「新興市鎮」、4：「一般鄉鎮市區」、5：「高齡化市鎮」、6：「農業市鎮」與7：「偏遠鄉鎮」(劉介宇等人，2006)。	序位
每十萬人口中醫師數	以各鄉鎮市區之中醫師數計算，分為<1, 1-2, 2-3, ≥3四個層級	序位
每十萬人口西醫師數	以各鄉鎮市區之西醫師數計算，以四分位法作為切點分為四個層級	序位
醫療利用		
中風西醫	Index date往後至事件發生，中風西醫門診利用次數，依中位數分為低度使用、高度使用	類別
【自變項】		
中醫利用傾向		
中風中醫	Index date往後至事件發生，中風中醫門診利用次數，將無中風中醫利用者歸為無中風中醫利用組，另外將有中風中醫利用者依中位數分為低度使用、高度使用	類別
中風針灸	Index date往後至事件發生，中風針灸門診次數，以12次為切點，分為無針灸利用、低度利用、高度利用	類別
【依變項】		
一年內預後		
癲癇	Index date往後追蹤一年，1=有、0=無 門診主次診斷為345, 780.3，並以門診的就醫日期(FUNC_DATE)為癲癇發生日期。	類別
肺炎	住院主次診斷為486，並以入院日期(IN_DATE)為肺炎發生日期。	類別
再中風	再次住院主次診斷為中風，且住院前後7天內有做CT/MRI檢查，並以再次中風住院之入院日期(IN_DATE)為再中風日期。	類別
死亡	Index date 往後一年內是否死亡，並以死因統計檔的死亡日期(D_DATE)為死亡日期	類別
任一事件	上述癲癇、肺炎、再中風、死亡之任一事件發生，並以最早發生之事件日期作為事件發生日期	類別



第五節 統計分析方法

本研究擬以 SAS 9.4 統計軟體進行資料整理與分析，包括描述性統計以及推論性統計，分述如下：

一、描述性統計

本研究以次數、百分比等來描述樣本的各项特質，包含性別、年齡、合併症、重大傷病、是否為低收入以及中西醫利用之分布情形。另外以平均數、標準差及中位數來描述各項變項的分布情形。

二、推論性統計

(一) 卡方獨立性檢定

卡方檢定針對假說為雙類別變項關係差異進行顯著性檢定，顯著標準設為 $p < 0.05$ 。

(二) 獨立樣本 t 檢定

此部分將針對假說為二項類別之連續變項關係差異進行顯著性檢定，顯著標準設為 $p < 0.05$ 。

(三) Cox proportional hazard model

由於本研究主在探討中風之後至預後事件所需發生的時間，以中風所發生的時間做為隨機分派的起點，以預後事件所發生的時間做為終點評估的指標，追蹤一年即停止，資料特性屬於右設限資料，故以本方法作為主要之統計方法，顯著標準設為 $p < 0.05$ 。

第四章 研究結果



本章共分三節，分別說明研究對象之樣本分佈特性與預後的初步結果、整體 Cox 迴歸校正結果、以及所有中風研究對象個別預後單一事件 Cox 迴歸校正結果。

第一節 研究對象之樣本分佈特性與預後的初步結果


以全國 2002-2011 年全民健康保險研究資料庫資料進行分析，發現從 2003 至 2010 年的中風盛行人口共計有 455,587 人，其中男性佔較多數，計有 267,815 人，佔所有中風盛行人口的 58.78%，而女性為 187,772 人，佔 41.22%。就年齡分佈而言，則以 70-79 歲的人最多，計有 138,830 人，佔 30.47%；而次之則為 60-69 歲年齡層，計有 100,258 人，佔 22.01%。其餘分佈則見表 4-1。

在排除前一年有中風診斷門診（83,730 人）、性別遺漏（715 人）及年齡小於 18 歲（1,819 人）後，發現從 2003 至 2010 年的中風新發人口共計有 355,344 人，其中仍是以男性佔多數計有 206,896 人，佔所有中風新發人口的 58.22%，而女性則有 148,448 人，佔 41.78%。而在年齡分佈上，仍以 70-79 歲的人最多，計有 103,706 人，佔 29.18%。其餘分佈則見表 4-2。

再將 2003 至 2010 年的中風新發個案排除三個月內再中風（23,800 人）、中風當次住院死亡（32,616 人）與無相關中風門診利用者（66,673 人）後，計有 232,255 人；再排除中風前有癲癇紀錄（1,500 人）與事件發生前無西醫門診利用者（278 人），最後共餘 230,477 人納入事件發生的研究對象，再依無中風中醫相關門診利用（195,698 人）、低度中風中醫門診利用（18,621 人）及高度中風中醫門診利用（16,158 人）分成三組；研究對象納入、排除及分組的相關狀況請見圖 3-2。

一、研究對象基本特質分佈

納入研究對象的 230,477 人中，其中男性為 135,205 人，佔研究對象人口的



58.66%，女性則有 95,272 人，佔 41.34%。研究對象年齡分佈仍以 70-79 歲的人最多，計有 68,545 人，佔 29.74%；60-69 歲年齡層的人數次之，則有 54,295 人，佔 23.56%。每年中風進入研究對象人數則以 2003 年最少，有 27,166 人，佔所有研究對象的 11.79%；其餘各年的人數尚稱平均，從 28,476~29,499 人不等，約在 12.5% 上下。中風類型則以缺血型中風的人數最多，共有 180,000 人，佔全部納入中風研究對象人數 78.10%；出血型中風的人數則有 48,222 人，佔 20.92%；最少則為混合型（缺血型+出血型）計有 2,255 人，佔 0.98%。研究對象的 Elixharser 共病症以無併發症高血壓（114,638 人，49.74%）、糖尿病（65,642 人，28.48%）及充血性心臟衰竭（57,207 人，24.62%）為前三名，最少的人則為淋巴瘤只有 283 人，佔 0.12%。中風後一年內之用藥以抗血小板藥物使用的人最多高達 81.58%，有 188,027 人；其次則是使用 Statin 抗血脂藥物有 69,664 人，佔 30.23%。研究期間有重大傷病身分及低收入戶身分則分別佔所有研究對象的 68.45% 與 3.67%。研究對象中風前一年中醫門診次數為 0 次的人為 172,276 人，佔 74.75%；而前一年中醫門診次數為 6 次以下（含）的人有 42,304 人，佔 18.35%；門診次數為 6 次以上的人則有 15,717 人，佔 6.82%。中風當次平均住院天數 14.70 天（標準差為 17.79 天），加護病房 ICU 平均住院天數 1.06 天（標準差為 2.37 天）。中風研究對象居住地區都市化程度以第二級所佔的人數最多佔 44.35%，計有 102213 人。而在醫療資源分佈方面，在中醫則以每萬人口中醫師數 ≥ 3 的區域人最多，計有 100,163 人，佔 43.46%；而在西醫方面的分佈卻還算平均，以每萬人口西醫師數 ≥ 41.80 的區域的人最多 57,892 人（佔 25.12%），而以每萬人口西醫師數 < 16.53 的區域的人最少，有 57,505 人（佔 24.95%）。其餘各組（無中風中醫利用、低中風中醫利用、高中風中醫利用）分佈詳見表 4-3。



二、研究對象各類醫療服務高低利用分佈狀況

將中風中醫依利用分為無中風中醫利用及有中風中醫利用組。再將有中風中醫利用組依中醫門診利用次數中位數 (median=5) 分成低中風中醫利用 (≤ 5)、高中風中醫利用 (> 5) 三組。而針灸則依以前論文的二個療程 12 次為切分點，超過 12 次以上為高使用組，12 次 (含) 以下為低使用組；中風的西醫門診次數也以中位數 (median=12) 作為切分點，仍以門診次數中位數 (含) 以下為低使用組，超過中位數以上為高使用組；三組樣本分佈狀態則見表 4-4。而研究對象各類交互利用的分組分佈狀態則見表 4-5。

三、研究對象中風預後事件分佈狀態

經過一年的追蹤，有發生癱瘓的人數計有 10,252 人，佔研究對象的 4.45%，平均發生時間為 4.69 月 (標準差為 3.63 月，中位數為 4.07 月)。發生肺炎的人數則較高，有 17,074 人，佔 7.41%，平均發生時間為 5.56 月 (標準差為 3.33 月，中位數為 5.13 月)。發生再中風事件則有 12,052 人，佔 5.23%，平均發生時間為 7.17 月 (標準差為 2.66 月，中位數為 6.97 月)。發生死亡事件的人數則最高，計有 18,639 人，佔 8.09%，平均發生時間為 6.11 月 (標準差為 3.32 月，中位數為 5.93 月)。若計算發生任一事件則有 45,713 人，佔所有研究對象 19.83%，平均發生時間為 5.59 月 (標準差為 3.37 月，中位數為 5.23 月)。(見表 4-6)

若按照中風後中醫門診利用高低之分組 (無中風中醫利用、低中風中醫利用、高中風中醫利用) 來追蹤研究對象癱瘓、肺炎、再中風、死亡與任一事件預後事件發生次數分佈狀態，可見表 4-7。研究對象之中醫利用分組與預後事件發生追蹤時間與分佈狀態則可見表 4-8，可發現中醫利用越高，其追蹤預後事件發生平均時間也越長。



第二節 整體 Cox 結果

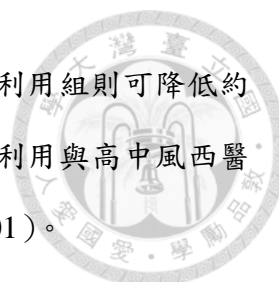
以 Cox Proportional Hazard Model 來探討各種醫療利用傾向對所有中風研究對象一年預後事件所產生的影響（見表 4-9）。

一、中風中醫門診次數與中風西醫門診次數

以中風中醫門診次數的利用高低，利用中位數將研究對象切分為無中風中醫門診利用組、中風中醫門診低利用組與中風中醫門診高利用組；同樣的也利用中風西醫門診次數的中位數，將研究對象切分為中風西醫門診低利用組與中風西醫門診高利用組；如此以來利用此兩項中位數切點，可以將所有研究對象切分成六組：無中風中醫利用與低中風西醫利用組、無中風中醫利用與高中風西醫利用組、低中風中醫利用與低中風西醫利用組、高中風中醫利用與低中風西醫利用組、低中風中醫利用與高中風西醫利用組及高中風中醫利用與高中風西醫利用組。以無中風中醫利用與低中風西醫利用組為參考組，探討醫療利用傾向對中風一年之預後事件（癱瘓、肺炎、再中風、死亡與任一事件）所產生的影響。

就癱瘓而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，無中風中醫利用與高中風西醫利用組可降低癱瘓風險（ $HR=0.26$, $95\% \text{ C.I.}=0.24-0.27$, $p<0.0001$ ）；低中風中醫利用與低中風西醫利用組無法降低癱瘓風險（ $HR=1.00$, $95\% \text{ C.I.}=0.91-1.10$, $p=0.9888$ ）；高中風中醫利用與低中風西醫利用組可降低癱瘓風險（ $HR=0.83$, $95\% \text{ C.I.}=0.74-0.93$, $p=0.0010$ ）；而低中風中醫利用與高中風西醫利用組（ $HR=0.36$, $95\% \text{ C.I.}=0.32-0.40$, $p<0.0001$ ）與高中風中醫利用與高中風西醫利用組（ $HR=0.42$, $95\% \text{ C.I.}=0.38-0.47$, $p<0.0001$ ）則降低更多。

以肺炎而言，若相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，無中風中醫利用與高中風西醫利用組可降低肺炎風險（ $HR=0.28$, $95\% \text{ C.I.}=0.27-0.29$, $p<0.0001$ ）；低中風中醫利用與低中風西醫利用組也可降低風險（ $HR=0.85$, $95\% \text{ C.I.}=0.77-0.92$, $p=0.0002$ ）；高中風中醫利用與低中風西醫利用組可降低肺炎風險 42%（ $HR=0.58$,



95% C.I.=0.52–0.65, $p < 0.0001$)；低中風中醫利用與高中風西醫利用組則可降低約 80% (HR=0.20, 95% C.I.=0.18–0.23, $p < 0.0001$)，而高中風中醫利用與高中風西醫利用組則可降低至 81% (HR=0.19, 95% C.I.=0.17–0.22, $p < 0.0001$)。

就再中風而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，無中風中醫利用與低中風西醫利用組可降低再中風之風險 (HR=0.31, 95% C.I.=0.29–0.32, $p < 0.0001$)；低中風中醫利用與低中風西醫利用組反而增加再中風之風險 9% (HR=1.09, 95% C.I.=1.00–1.19, $p = 0.0496$)；高中風中醫利用與低中風西醫利用組則並無顯著影響 (HR=0.92, 95% C.I.=0.82–1.03, $p = 0.1470$)；而低中風中醫利用與高中風西醫利用組 (HR=0.41, 95% C.I.=0.37–0.45, $p < 0.0001$) 與高中風中醫利用與高中風西醫利用組 (HR=0.35, 95% C.I.=0.31–0.38, $p < 0.0001$) 則可降低風險的發生。

以一年內死亡的預後分析而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，無中風中醫利用與高中風西醫利用組可降低死亡風險 (HR=0.21, 95% C.I.=0.20–0.22, $p < 0.0001$)；低中風中醫利用與低中風西醫利用組也可降低風險 (HR=0.72, 95% C.I.=0.65–0.78, $p < 0.0001$)；高中風中醫利用與低中風西醫利用組則會降低死亡的風險 60% (HR=0.40, 95% C.I.=0.35–0.46, $p < 0.0001$)；而低中風中醫利用與高中風西醫利用組 (HR=0.16, 95% C.I.=0.14–0.19, $p < 0.0001$) 與高中風中醫利用與高中風西醫利用組 (HR=0.10, 95% C.I.=0.08–0.12, $p < 0.0001$) 則分別降低死亡風險 84% 與 90% 的發生。

若從任一事件發生的預後分析而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，無中風中醫利用與高中風西醫利用組可降低任一事件風險 (HR=0.24, 95% C.I.=0.24–0.25, $p < 0.0001$)；低中風中醫利用與低中風西醫利用組也可降低風險 (HR=0.91, 95% C.I.=0.86–0.95, $p < 0.0001$)；高中風中醫利用與低中風西醫利用組則會降低任一事件發生的風險 33% (HR=0.67, 95% C.I.=0.63–0.72, $p < 0.0001$)；而低中風中醫利用與高中風西醫利用組則會降低 73% (HR=0.27, 95% C.I.=0.25–0.29, $p < 0.0001$)，但高中風中醫利用與高中風西醫利用組則降低 75% 的發生 (HR=0.25,

95% C.I.=0.23–0.26, $p < 0.0001$)。



二、中風針灸次數與中風西醫門診次數

以中風針灸門診次數的有無與高低，利用針灸次數 12 次將研究對象切分為無中風針灸利用組、中風針灸低利用組與中風針灸高利用組；同樣的也利用中風西醫門診次數的中位數，將研究對象切分為中風西醫門診高利用組與中風西醫門診低利用組；如此以來利用此兩項切點，可以將所有研究對象切分成六組：無中風針灸利用與低中風西醫利用組、無中風針灸利用與高中風西醫利用組、低中風針灸利用與低中風西醫利用組、高中風針灸利用與低中風西醫利用組、低中風針灸利用與高中風西醫利用組及高中風針灸利用與高中風西醫利用組。以無中風針灸利用與低中風西醫利用組為參考組，探討醫療利用傾向對中風一年之預後事件(癱瘓、肺炎、再中風、死亡與任一事件)所產生的影響。

就癱瘓而言，相對於無中風針灸利用與低中風西醫利用組，無中風針灸利用與高中風西醫利用組可降低癱瘓風險 74% 的發生 ($HR=0.26$, 95% C.I.=0.24–0.27, $p < 0.0001$)；低中風針灸利用與高中風西醫利用組則對癱瘓風險並無影響 ($HR=0.93$, 95% C.I.=0.86–1.01, $p=0.0848$)；高中風針灸利用與低中風西醫利用組也對癱瘓風險並無影響 ($HR=0.88$, 95% C.I.=0.74–1.04 $p=0.1257$)；而低中風針灸利用與高中風西醫利用組 ($HR=0.38$, 95% C.I.=0.35–0.41, $p < 0.0001$) 與高中風針灸利用與高中風西醫利用組 ($HR=0.43$, 95% C.I.=0.38–0.49, $p < 0.0001$) 則降低更多。

以肺炎而言，相對於無中風針灸利用與低中風西醫利用組，無中風針灸利用與高中風西醫利用組可降低肺炎風險的發生 ($HR=0.28$, 95% C.I.=0.27–0.29, $p < 0.0001$)；低中風針灸利用與高中風西醫利用組則可降低肺炎風險 27% ($HR=0.73$, 95% C.I.=0.67–0.79, $p < 0.0001$)；高中風針灸利用與低中風西醫利用組則可降低肺炎風險 28% ($HR=0.72$, 95% C.I.=0.61–0.86, $p=0.0002$)；低中風針灸利用與高中風西醫利用組和高中風針灸利用與高中風西醫利用組則可降低 80% ($HR=0.20$, 95%

C.I.=0.18–0.22, $p < 0.0001$ & HR=0.20, 95% C.I.=0.17–0.24, $p < 0.0001$)。

就再中風而言，相對於無中風針灸利用與低中風西醫利用組，無中風針灸利用與高中風西醫利用組可降低再中風風險的發生 (HR=0.31, 95% C.I.=0.29–0.32, $p < 0.0001$)；低中風針灸利用與高中風西醫利用組 (HR=1.02, 95% C.I.=0.95–1.11, $p = 0.5599$) 和高中風針灸利用與低中風西醫利用組 (HR=1.03, 95% C.I.=0.87–1.22, $p = 0.7520$) 則對再中風之風險並無產生影響；而低中風針灸利用與高中風西醫利用組 (HR=0.39, 95% C.I.=0.36–0.43, $p < 0.0001$) 與高中風針灸利用與高中風西醫利用組 (HR=0.34, 95% C.I.=0.29–0.39, $p < 0.0001$) 則同樣均有類似降低風險發生的效益。

以一年內死亡的預後分析而言，相對於無中風針灸利用與低中風西醫利用組，無中風針灸利用與高中風西醫利用組可降低死亡風險的發生 (HR=0.21, 95% C.I.=0.20–0.22, $p < 0.0001$)；低中風針灸利用與低中風西醫利用組則可降低死亡風險 40% (HR=0.60, 95% C.I.=0.55–0.65, $p < 0.0001$)；高中風針灸利用與低中風西醫利用組則可降低死亡風險 52% (HR=0.48, 95% C.I.=0.39–0.59, $p < 0.0001$)；而低中風針灸利用與高中風西醫利用組 (HR=0.14, 95% C.I.=0.12–0.16, $p < 0.0001$) 與高中風針灸利用與高中風西醫利用組 (HR=0.10, 95% C.I.=0.08–0.13, $p < 0.0001$) 則分別降低死亡風險高達 86% 與 89% 的發生。

若從任一事件發生的預後分析而言，相對於無中風針灸利用與低中風西醫利用組，無中風針灸利用與高中風西醫利用組可降低任一事件風險的發生 (HR=0.24, 95% C.I.=0.24–0.25, $p < 0.0001$)；低中風針灸利用與低中風西醫利用組則可降低任一事件風險 18% (HR=0.82, 95% C.I.=0.78–0.86, $p < 0.0001$)；高中風針灸利用與低中風西醫利用組則會降低任一事件發生的風險 26% (HR=0.74, 95% C.I.=0.67–0.81, $p < 0.0001$)；而低中風針灸利用與高中風西醫利用組與高中風針灸利用與高中風西醫利用組則分別會降低 74% 與 75% 的風險 (HR=0.26, 95% C.I.=0.25–0.28, $p < 0.0001$ ；HR=0.25, 95% C.I.=0.23–0.27, $p < 0.0001$)。



第三節 所有中風病人個別預後單一事件 Cox 的分析結果

一、癲癇

(一)、模式一：中風中醫門診次數與中風西醫門診次數（見表 4-10）

就醫療利用傾向而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，除低中風中醫利用與低中風西醫利用組（HR=1.00, 95% C.I.=0.91–1.10, $p=0.9888$ ）外，其餘各組皆可降低癲癇事件發生的風險。


就性別而言，男性相對女性對癲癇並無產生差異（HR=1.02, 95% C.I.=0.98–1.06, $p=0.3931$ ）。

就發生年份而言，相對於 2003 年，各年發生中風的患者癲癇發生機率並無影響。年齡也有影響，每增加十歲癲癇發生的風險也會降低（HR=0.90, 95% C.I.=0.88–0.91, $p<0.0001$ ）。

中風的類型也有影響，缺血型中風與出血型中風相對於混合型中風癲癇發生的風險均較低。

在 Elixhauser 共病症中，心律不整（HR=1.26, 95% C.I.=1.17–1.35, $p<0.0001$ ）、其他神經系統疾病（HR=1.75, 95% C.I.=1.63–1.88, $p<0.0001$ ）、慢性肺部疾病（HR=1.06, 95% C.I.=1.01–1.12, $p=0.0348$ ）、肝臟疾病（HR=1.07, 95% C.I.=1.01–1.14, $p=0.0283$ ）、體重下降（HR=1.40, 95% C.I.=1.05–1.87, $p=0.0223$ ）、體液與電解質紊亂（HR=1.16, 95% C.I.=1.05–1.28, $p=0.0039$ ）及酒精濫用（HR=1.85, 95% C.I.=1.57–2.19, $p<0.0001$ ）易增加中風患者發生癲癇的風險；而患有無併發症高血壓（HR=0.92, 95% C.I.=0.88–0.96, $p<0.0001$ ）及糖尿病（HR=0.91, 95% C.I.=0.87–0.96, $p=0.0004$ ）易減低中風患者發生癲癇的風險。

中風當次住院天數增加（HR=1.01, 95% C.I.=1.01–1.01, $p<0.0001$ ）與當次 ICU 天數增加（HR=1.04, 95% C.I.=1.03–1.04, $p<0.0001$ ）也會略微增加癲癇發生的風險。若前一年中醫門診使用 ≤ 6 次的病患相對於前一年均無使用中醫門診的患者也



會降低癲癇發生的風險 (HR=0.93, 95% C.I.=0.88–0.98, $p=0.0042$)。重大傷病 (HR=1.12, 95% C.I.=1.07–1.17, $p<0.0001$)與低收入 (HR=1.04, 95% C.I.=1.03–1.04, $p<0.0001$) 的患者也會增加癲癇發生的風險。就中風後一年內的用藥來看，抗凝血藥物的使用 (HR=1.27, 95% C.I.=1.17–1.37, $p<0.0001$) 會增加癲癇發生的風險；而使用抗血小板藥物 (HR=0.60, 95% C.I.=0.57–0.64, $p<0.0001$)、Statin (HR=0.61, 95% C.I.=0.58–0.65, $p<0.0001$) 及 Fibrates (HR=0.62, 95% C.I.=0.56–0.69, $p<0.0001$) 則均會降低癲癇發生的風險。就都市化程度而言，相對於居住偏遠的鄉村 (都市化程度=7)，居住於都市化集中的程度可降低癲癇發生的風險，除了都市化程度 5 與 6 的地區之外。就醫療資源而言，居住地的中醫師數對中風患者是否會發生癲癇的風險並無顯著影響；但居住於西醫師數較多的地區如西醫師數 ≥ 41.80 (HR=0.87, 95% C.I.=0.82–0.93, $p<0.0001$) 較西醫師數最少 < 16.53 的地區的病患發生癲癇的風險較低。

(二)、模式二：中風針灸次數與中風西醫門診次數 (見表 4-11)


本模式分析的結果除增加醫療利用傾向因子中，高中風針灸與低中風西醫利用組相對無中風中醫與低中風西醫利用組對癲癇並不產生影響之外 (HR=0.88, 95% C.I.=0.74–1.04, $p=0.0001$)，其餘因子與中風中醫門診次數與中風西醫門診次數模式分析的結果影響風險因子相似，故內容不在贅述。

二、肺炎

(一)、模式一：中風中醫門診次數與中風西醫門診次數 (見表 4-12)

就醫療利用傾向而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，另外五組皆可降低肺炎事件發生的風險。


就性別差異而言，男性會增加肺炎風險的發生 (HR=1.43, 95% C.I.=1.39–1.48, $p<0.0001$)。就發生年份而言，相對於 2003 年，2004-2010 年發生中風的患者肺炎



發生機率較高。年齡也有影響，每增加十歲肺炎發生的風險也會增加 (HR=1.84, 95% C.I.=1.81–1.87, $p < 0.0001$)。中風的類型也有影響，缺血型與出血型中風相對於混合型中風肺炎發生的風險較低。在 Elixhauser 共病症中，充血性心臟衰竭 (HR=1.21, 95% C.I.=1.13–1.27, $p < 0.0001$)、心律不整 (HR=1.07, 95% C.I.=1.02–1.12, $p = 0.0044$)、麻痺 (HR=1.44, 95% C.I.=1.30–1.60, $p < 0.0001$)、其他神經系統疾病 (HR=1.30, 95% C.I.=1.23–1.37, $p < 0.0001$)、慢性肺部疾病 (HR=1.28, 95% C.I.=1.24–1.33, $p < 0.0001$)、糖尿病 (HR=1.29, 95% C.I.=1.24–1.33, $p < 0.0001$)、腎衰竭 (HR=1.27, 95% C.I.=1.20–1.34, $p < 0.0001$)、淋巴癌 (HR=1.41, 95% C.I.=1.05–1.89, $p = 0.0233$)、轉移性癌 (HR=1.92, 95% C.I.=1.65–2.23, $p < 0.0001$)、未轉移的實體癌 (HR=1.12, 95% C.I.=1.05–1.19, $p = 0.0004$)、凝血性病變 (HR=1.19, 95% C.I.=1.01–1.40, $p = 0.0438$)、體重下降 (HR=1.54, 95% C.I.=1.31–1.80, $p < 0.0001$)、體液與電解質紊亂 (HR=1.45, 95% C.I.=1.37–1.54, $p < 0.0001$)、缺乏性貧血 (HR=1.14, 95% C.I.=1.04–1.25, $p = 0.0051$)及嚴重精神病 (HR=1.34, 95% C.I.=1.21–1.49, $p < 0.0001$) 易增加中風患者發生肺炎的風險；而無併發症高血壓 (HR=0.94, 95% C.I.=0.91–0.97, $p < 0.0001$)、有併發症高血壓 (HR=0.84, 95% C.I.=0.80–0.89, $p < 0.0001$) 及憂鬱症 (HR=0.95, 95% C.I.=0.90–0.99, $p = 0.0101$) 則會減少中風患者發生肺炎的風險。

中風當次住院天數增加 (HR=1.01, 95% C.I.=1.01–1.01, $p < 0.0001$) 與當次 ICU 天數增加 (HR=1.05, 95% C.I.=1.04–1.05, $p < 0.0001$) 也會略微增加肺炎發生的風險。若前一年中醫門診使用 ≤ 6 次 (HR=0.80, 95% C.I.=0.77–0.84, $p < 0.0001$) 或 > 6 次 (HR=0.86, 95% C.I.=0.80–0.92, $p < 0.0001$) 的病患相對於前一年均無使用中醫門診的患者也會降低肺炎發生的風險。重大傷病 (HR=1.47, 95% C.I.=1.42–1.52, $p < 0.0001$) 與低收入 (HR=1.82, 95% C.I.=1.70–1.96, $p < 0.0001$) 的患者均會增加肺炎發生的風險。

就中風一年後的用藥來看，抗凝血藥物的使用 (HR=1.16, 95% C.I.=1.10–1.23,



$p < 0.0001$) 會增加肺炎發生的風險；而使用抗血小板藥物 ($HR=0.80, 95\% C.I.=0.76-0.84, p < 0.0001$)、Statin ($HR=0.64, 95\% C.I.=0.62-0.67, p < 0.0001$) 及 Fibrates ($HR=0.64, 95\% C.I.=0.59-0.69, p < 0.0001$) 則均會降低肺炎發生的風險。就都市化程度而言，相對於居住偏遠的鄉村 (都市化程度=7)，居住於愈都市化集中的程度 (=1,2,3) 可降低肺炎發生的風險。就醫療資源而言，居住地的每十萬人口中醫師數 1-2 的居住者 ($HR=0.89, 95\% C.I.=0.83-0.96, p=0.0018$) 相對於居住地的每十萬人口中醫師數 < 1 的居住者可降低肺炎發生的風險，居住於西醫師數較多的地區如西醫師數 24.13-41.8 ($HR=0.95, 95\% C.I.=0.90-0.99, p=0.0210$) 0 與 ≥ 41.80 的居住者 ($HR=0.76, 95\% C.I.=0.72-0.80, p < 0.0001$) 較西醫師數最少 < 16.53 的地區的病患發生肺炎的風險較低。

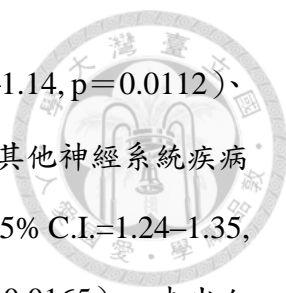
(二)、模式二：中風針灸次數與中風西醫門診次數 (見表 4-13)

本模式分析的結果，與中風中醫門診次數與中風西醫門診次數模式分析的結果相較，影響風險因子相同，故內容不在贅述，詳見表 4-13。

三、再中風

(一)、模式一：中風中醫門診次數與中風西醫門診次數 (見表 4-14)

就醫療利用傾向而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，除低中風中醫利用與低中風西醫利用組會增加再中風發生的風險 ($HR=1.09, 95\% C.I.=1.00-1.19, p=0.0496$) 及高中風中醫利用與低中風西醫利用組無會產生影響之外 ($HR=0.92, 95\% C.I.=0.82-1.03, p=0.1470$)，其餘各組皆可降低再中風事件發生的風險。就性別差異而言，男性會增加再中風風險的發生 ($HR=1.14, 95\% C.I.=1.10-1.19, p < 0.0001$)。就發生年份而言，相對於 2003 年，2007-2009 年發生中風的患者再中風發生機率較低 ($HR=0.88-0.94$)。年齡也有影響，每增加十歲再中風發生的風險也會增加 ($HR=1.13, 95\% C.I.=1.11-1.15, p < 0.0001$)。中風的類型也有影響，缺血型中風與出血型中風相對於混合型中風再中風發生的風險均較低。



在 Elixhauser 共病症中，心律不整 (HR=1.08, 95% C.I.=1.02–1.14, $p=0.0112$)、無併發症高血壓 (HR=1.13, 95% C.I.=1.09–1.17, $p<0.0001$)、其他神經系統疾病 (HR=1.22, 95% C.I.=1.13–1.31, $p<0.0001$)、糖尿病 (HR=1.29, 95% C.I.=1.24–1.35, $p<0.0001$)、甲狀腺機能低下 (HR=1.21, 95% C.I.=1.04–1.41, $p=0.0165$)、未出血的消化性潰瘍 (HR=1.06, 95% C.I.=1.01–1.11, $p=0.0305$) 易增加中風患者發生再中風的風險；其餘則無影響。

中風當次住院天數增加 (HR=0.99, 95% C.I.=0.99–1.00, $p<0.0001$) 與當次 ICU 天數增加 (HR=0.99, 95% C.I.=0.98–0.99, $p=0.0253$) 則會些微降低再中風發生的風險。若前一年中醫門診使用 ≤ 6 次 (HR=0.99, 95% C.I.=0.94–1.03, $p=0.5255$) 或 > 6 次 (HR=1.02, 95% C.I.=0.94–1.09, $p=0.6880$) 的病患相對於前一年均無使用中醫門診的患者對再中風發生的風險則無影響。重大傷病 (HR=2.01 95% C.I.=1.92–2.10, $p<0.0001$) 與低收入 (HR=1.30, 95% C.I.=1.19–1.43, $p<0.0001$) 的患者均會增加再中風發生的風險。就中風一年後的用藥來看，抗凝血藥物的使用 (HR=1.81, 95% C.I.=1.71–1.92, $p<0.0001$)、使用抗血小板藥物 (HR=1.95, 95% C.I.=1.81–2.10, $p<0.0001$)、Statin (HR=1.12, 95% C.I.=1.08–1.17, $p<0.0001$) 及 Fibrates (HR=1.10, 95% C.I.=1.03–1.17, $p=0.0027$) 則均會增加再中風發生的風險。

就都市化程度而言，相對於居住偏遠的鄉村 (都市化程度=7)，除了居住於都市化集中的程度 4-5 的地區無影響之外，其餘地區均可降低再中風發生的風險。就醫療資源而言，居住地的每十萬人口中醫師數越多的居住者 (HR=0.86-0.87,) 相對於居住地的每十萬人口中醫師數 < 1 的居住者可降低再中風發生的風險。但就居住地的西醫師數而言，居住於西醫師數較多的地區如西醫師數 24.03-41.80 與 ≥ 41.80 的居住者 (HR=0.82-0.91) 較西醫師數最少 < 16.53 的地區的病患發生再中風的風險較低。

(二)、模式二：中風針灸次數與中風西醫門診次數 (見表 4-15)

本模式分析的結果與中風中醫門診次數與中風西醫門診次數模式分析的結果

影響風險因子相同，內容不再贅述。



四、死亡

(一)、模式一：中風中醫門診次數與中風西醫門診次數（見表 4-16）

就醫療利用傾向而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，另外五組皆可降低死亡事件發生的風險。就性別差異而言，男性會增加死亡風險的發生（HR=1.04, 95% C.I.=1.01–1.07, $p=0.0109$ ）。就發生年份而言，相對於 2003 年，除 2004 年外，2005-2010 年發生中風的患者死亡發生機率較低（HR=0.84-0.93）。年齡也有影響，每增加十歲死亡發生的風險也會增加（HR=1.80, 95% C.I.=1.77–1.83, $p<0.0001$ ）。中風的類型也有影響，出血型中風與缺血型中風相對於混合型中風死亡發生的風險均較低。

在 Elixhauser 共病症中，充血性心臟衰竭（HR=1.32, 95% C.I.=1.25–1.39, $p<0.0001$ ）、心律不整（HR=1.09, 95% C.I.=1.04–1.13, $p=0.0002$ ）、心瓣膜疾病（HR=1.09, 95% C.I.=1.02–1.16, $p=0.0084$ ）、麻痺（HR=1.13, 95% C.I.=1.01–1.26, $p=0.0286$ ）、其他神經系統疾病（HR=1.13, 95% C.I.=1.07–1.19, $p<0.0001$ ）、慢性肺部疾病（HR=1.07, 95% C.I.=1.04–1.11, $p=0.0001$ ）、糖尿病（HR=1.37, 95% C.I.=1.33–1.42, $p<0.0001$ ）、腎衰竭（HR=1.58, 95% C.I.=1.51–1.66, $p<0.0001$ ）、轉移性癌（HR=3.50, 95% C.I.=3.16–3.88, $p<0.0001$ ）、未轉移的實體癌（HR=1.45, 95% C.I.=1.37–1.53, $p<0.0001$ ）、凝血性病變（HR=1.53, 95% C.I.=1.33–1.77, $p<0.0001$ ）、體重下降（HR=1.48, 95% C.I.=1.28–1.72, $p<0.0001$ ）、體液與電解質紊亂（HR=1.22, 95% C.I.=1.13–1.33, $p<0.0001$ ）、缺乏性貧血（HR=1.22, 95% C.I.=1.13–1.33, $p<0.0001$ ）、酒精濫用（HR=1.42, 95% C.I.=1.15–1.77, $p=0.0014$ ）及嚴重精神病（HR=1.13, 95% C.I.=1.02–1.26, $p=0.0252$ ）易增加中風患者發生死亡的風險；而無併發症高血壓（HR=0.87, 95% C.I.=0.85–0.90, $p<0.0001$ ）、有併發症高血壓



(HR=0.76, 95% C.I.=0.72–0.80, $p < 0.0001$)、血管病 (HR=0.93, 95% C.I.=0.90–0.97, $p < 0.0001$) 及憂鬱症 (HR=0.88, 95% C.I.=0.84–0.921, $p < 0.0001$) 則會減少中風患者發生死亡的風險。


中風當次住院天數增加 (HR=1.01, 95% C.I.=1.01–1.01, $p < 0.0001$) 與當次 ICU 天數增加 (HR=1.04, 95% C.I.=1.03–1.04, $p < 0.0001$) 也會略微增加死亡發生的風險。若前一年中醫門診使用 ≤ 6 次 (HR=0.83, 95% C.I.=0.80–0.87, $p < 0.0001$) 或 > 6 次 (HR=0.87, 95% C.I.=0.81–0.93, $p < 0.0001$) 的病患相對於前一年均無使用中醫門診的患者也會降低死亡發生的風險。重大傷病 (HR=1.45, 95% C.I.=1.41–1.50, $p < 0.0001$) 與低收入 (HR=1.27, 95% C.I.=1.17–1.37, $p < 0.0001$) 的患者均會增加死亡發生的風險。就中風一年後的用藥來看，抗凝血藥物的使用 (HR=1.10, 95% C.I.=1.05–1.16, $p < 0.0001$) 會增加死亡發生的風險；而使用抗血小板藥物 (HR=0.76, 95% C.I.=0.72–0.80, $p < 0.0001$)、Statin (HR=0.64, 95% C.I.=0.62–0.67, $p < 0.0001$) 及 Fibrates (HR=0.55, 95% C.I.=0.51–0.60, $p < 0.0001$) 則均會降低死亡發生的風險。就都市化程度而言，相對於居住偏遠的鄉村 (都市化程度=7)，居住於愈都市化集中的程度 (=1,2,3) 均可降低死亡發生的風險。就醫療資源而言，居住於中醫師數 ≥ 3 的地區相對於中醫師數 < 1 的地區病患死亡的風險增加 (HR=1.08, 95% C.I.=1.01–1.16, $p = 0.0360$)。西醫師數較多的地區如西醫師數 24.03-41.80 (HR=0.93, 95% C.I.=0.89–0.98, $p = 0.0026$) 與 ≥ 41.80 (HR=0.77, 95% C.I.=0.73–0.81, $p < 0.0001$) 的居住者較西醫師數最少 < 16.53 的地區的病患發生死亡的風險較低。

(二)、模式二：中風針灸次數與中風西醫門診次數 (見表 4-17)

本模式分析的結果與中風中醫門診次數與中風西醫門診次數模式分析的結果影響風險因子相同，內容不再贅述。

五、任一事件

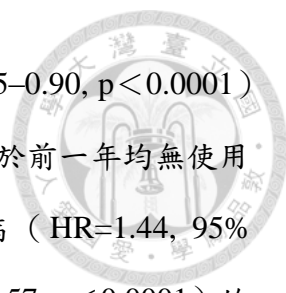
(一)、模式一：中風中醫門診次數與中風西醫門診次數 (見表 4-18)



就醫療利用傾向而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，另外五組皆可降低任一事件發生的風險。就性別差異而言，男性會增加任一事件風險的發生(HR=1.12, 95% C.I.=1.10–1.14, $p < 0.0001$)。就發生年份而言，相對於 2003 年，除 2009 年(HR=0.96, 95% C.I.=0.92–0.99, $p = 0.0223$)外發生中風的患者任一事件發生機率較低，2004-2010 年均無影響。年齡也有影響，每增加十歲任一事件發生的風險也會增加(HR=1.33, 95% C.I.=1.32–1.34, $p < 0.0001$)。中風的類型也有影響，缺血型中風與出血型中風相對於混合型中風發生任一事件發生的風險較低。

在 Elixhauser 共病症中，充血性心臟衰竭(HR=1.20, 95% C.I.=1.16–1.25, $p < 0.0001$)、心律不整(HR=1.11, 95% C.I.=1.08–1.14, $p < 0.0001$)、麻痺(HR=1.21, 95% C.I.=1.13–1.30, $p < 0.0001$)、其他神經系統疾病(HR=1.33, 95% C.I.=1.29–1.38, $p < 0.0001$)、慢性肺部疾病(HR=1.14, 95% C.I.=1.11–1.16, $p < 0.0001$)、糖尿病(HR=1.23, 95% C.I.=1.20–1.25, $p < 0.0001$)、腎衰竭(HR=1.24, 95% C.I.=1.20–1.28, $p < 0.0001$)、未出血的消化性潰瘍(HR=1.03, 95% C.I.=1.01–1.06, $p = 0.0170$)、轉移性癌(HR=2.16, 95% C.I.=1.98–2.36, $p < 0.0001$)、未轉移的實體癌(HR=1.18, 95% C.I.=1.14–1.23, $p < 0.0001$)、凝血性病變(HR=1.20, 95% C.I.=1.08–1.34, $p = 0.0007$)、體重下降(HR=1.48, 95% C.I.=1.32–1.66, $p < 0.0001$)、體液與電解質紊亂(HR=1.26, 95% C.I.=1.21–1.32, $p < 0.0001$)、缺乏性貧血(HR=1.12, 95% C.I.=1.06–1.19, $p < 0.0001$)、酒精濫用(HR=1.47, 95% C.I.=1.31–1.65, $p < 0.0001$)及嚴重精神病(HR=1.14, 95% C.I.=1.07–1.231, $p = 0.0002$)易增加中風患者發生任一事件的風險；而無併發症高血壓(HR=0.94, 95% C.I.=0.93–0.96, $p < 0.0001$)、有併發症高血壓(HR=0.85, 95% C.I.=0.82–0.89, $p < 0.0001$)、血管病(HR=0.97, 95% C.I.=0.94–1.00, $p = 0.0333$)及憂鬱症(HR=0.94, 95% C.I.=0.92–0.976, $p < 0.0001$)則會減少中風患者發生任一事件的風險。

中風當次住院天數增加(HR=1.01, 95% C.I.=1.01–1.01, $p < 0.0001$)與當次 ICU 天數增加(HR=1.04, 95% C.I.=1.04–1.04, $p < 0.0001$)也會略微增加任一事件發生



的風險。若前一年中醫門診使用 ≤ 6 次 (HR=0.87, 95% C.I.=0.85–0.90, $p < 0.0001$) 或 > 6 次 (HR=0.91, 95% C.I.=0.87–0.94, $p < 0.0001$) 的病患相對於前一年均無使用中醫門診的患者也會降低任一事件發生的風險。重大傷病 (HR=1.44, 95% C.I.=1.41–1.48, $p < 0.0001$) 與低收入 (HR=1.50, 95% C.I.=1.44–1.57, $p < 0.0001$) 的患者均會增加任一事件發生的風險。就中風一年後的用藥來看，抗凝血藥物的使用 (HR=1.28, 95% C.I.=1.23–1.32, $p < 0.0001$) 會增加任一事件發生的風險；而使用抗血小板藥物 (HR=0.79, 95% C.I.=0.77–0.82, $p < 0.0001$)、Statin (HR=0.74, 95% C.I.=0.72–0.76, $p < 0.0001$) 及 Fibrates (HR=0.75, 95% C.I.=0.72–0.78, $p < 0.0001$) 則均會降低任一事件發生的風險。

就都市化程度而言，相對於居住偏遠的鄉村 (都市化程度=7)，居住於愈都市化集中的程度 (=1,2,3,4,6) 可降低任一事件發生的風險；只有都市化較不集中 (=5) 者並不產生影響。就醫療資源而言，居住地的每十萬人口中醫師數 1-2 者 (HR=0.92, 95% C.I.=0.88–0.96, $p = 0.0001$) 相對於居住地的每十萬人口中醫師數 < 1 的居住者會降低任一事件發生的風險，而居住地的每十萬人口中醫師數 2-3 及 ≥ 3 的居住者與相對於居住地的每十萬人口中醫師數 < 1 的居住者其對任一事件發生的風險則並不產生影響。但就居住地的西醫師數而言，居住於西醫師數較多的地區如西醫師數 24.03-41.80 (HR=0.96, 95% C.I.=0.93–0.99, $p = 0.0044$) 與 ≥ 41.80 (HR=0.81, 95% C.I.=0.78–0.83, $p < 0.0001$) 的居住者較西醫師數最少 < 16.53 的地區的病患發生任一事件的風險較低。

(二)、模式二：中風針灸次數與中風西醫門診次數 (見表 4-19)

本模式分析的結果與中風中醫門診次數與中風西醫門診次數模式分析的結果影響風險因子相同，內容不再贅述。

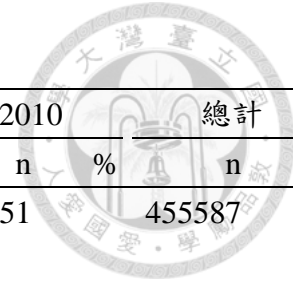


表 4-1 2003-2010 中風盛行人口分佈表

	2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010		總計		
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	
個案數	62892		66297		66549		67577		67333		67483		67102		67151		455587		
性別																			
男性	36681	58.32	38885	58.65	39530	59.40	40249	59.56	39941	59.32	39917	59.15	39963	59.56	40222	59.90	267815	58.78	
女性	26211	41.68	27412	41.35	27019	40.60	27328	40.44	27392	40.68	27566	40.85	27139	40.44	26929	40.10	187772	41.22	
年齡																			
<20	67	0.11	66	0.10	55	0.08	56	0.08	58	0.09	41	0.06	52	0.08	56	0.08	437	0.10	
20-29	556	0.88	559	0.84	570	0.86	526	0.78	532	0.79	536	0.79	490	0.73	506	0.75	4005	0.88	
30-39	1408	2.24	1424	2.15	1447	2.17	1376	2.04	1495	2.22	1429	2.12	1458	2.17	1545	2.30	10683	2.34	
40-49	4796	7.63	5121	7.72	4975	7.48	4968	7.35	4934	7.33	4938	7.32	4883	7.28	4702	7.00	35669	7.83	
50-59	9000	14.31	9757	14.72	10135	15.23	10897	16.13	11122	16.52	11161	16.54	11457	17.07	11247	16.75	73853	16.21	
60-69	15115	24.03	15298	23.07	15282	22.96	14926	22.09	14310	21.25	14264	21.14	14007	20.87	13926	20.74	100258	22.01	
70-79	20868	33.18	21724	32.77	21405	32.16	21327	31.56	20780	30.86	20229	29.98	19518	29.09	18999	28.29	138830	30.47	
≥80	11082	17.62	12348	18.63	12680	19.05	13501	19.98	14102	20.94	14885	22.06	15237	22.71	16170	24.08	91852	20.16	



表 4-2 2003-2010 中風新發人口分佈表

	2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010		總計	
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
個案數	43707		45544		45157		44965		44269		44281		43892		43529		355344	
性別																		
男性	25113	57.46	26303	57.75	26363	58.38	26373	58.65	25712	58.08	25727	58.10	25653	58.45	25652	58.93	206896	58.22
女性	18594	42.54	19241	42.25	18794	41.62	18592	41.35	18557	41.92	18554	41.90	18239	41.55	17877	41.07	148448	41.78
年齡																		
<20	51	0.12	49	0.11	42	0.09	40	0.09	44	0.10	35	0.08	44	0.10	49	0.11	354	0.10
20-29	457	1.05	473	1.04	478	1.06	417	0.93	403	0.91	438	0.99	398	0.91	404	0.93	3468	0.98
30-39	1142	2.61	1150	2.53	1161	2.57	1142	2.54	1197	2.70	1145	2.59	1149	2.62	1174	2.70	9260	2.61
40-49	3791	8.67	4034	8.86	3817	8.45	3817	8.49	3776	8.53	3789	8.56	3730	8.50	3523	8.09	30277	8.52
50-59	6504	14.88	7049	15.48	7232	16.02	7782	17.31	7861	17.76	7878	17.79	8084	18.42	7838	18.01	60228	16.95
60-69	10451	23.91	10474	23.00	10417	23.07	9973	22.18	9294	20.99	9252	20.89	9075	20.68	9022	20.73	77958	21.94
70-79	13737	31.43	14097	30.95	13665	30.26	13205	29.37	12852	29.03	12501	28.23	11994	27.33	11655	26.78	103706	29.18
≥80	7574	17.33	8218	18.04	8345	18.48	8589	19.10	8842	19.97	9243	20.87	9418	21.46	9864	22.66	70093	19.73

表 4-3 研究對象基本特質分佈表

	中醫利用傾向						p-value
	無中風中醫		低中風中醫		高中風中醫		
	n	%	n	%	n	%	
樣本數	195698		18241		16538		
性別							<.0001
男	113769	58.13	11300	61.95	10226	61.83	
女	81929	41.87	6941	38.05	6312	38.17	
年齡(平均值, 標準差)	67.29	12.95	62.81	12.38	61.72	12.80	<.0001
中位數	69		64		62		
<20	121	0.06	15	0.08	11	0.07	<.0001
20-29	1184	0.61	103	0.56	150	0.91	
30-39	3985	2.04	532	2.92	635	3.84	
40-49	15011	7.67	2053	11.25	2156	13.04	
50-59	33137	16.93	4461	24.46	4110	24.85	
60-69	44878	22.93	5039	27.62	4378	26.47	
70-79	59663	30.49	4536	24.87	3850	23.28	
≥80	37719	19.27	1502	8.23	1248	7.55	
中風年份							<.0001
2003	23852	12.19	2059	11.29	1254	7.58	
2004	24836	12.69	2242	12.29	1398	8.45	
2005	25191	12.87	2323	12.74	1437	8.69	
2006	25325	12.94	2280	12.50	1894	11.45	
2007	24592	12.57	2222	12.18	2051	12.40	
2008	24394	12.47	2318	12.71	2510	15.18	
2009	23905	12.22	2516	13.79	2797	16.91	
2010	23603	12.06	2281	12.50	3197	19.33	
中風類型							<.0001
缺血性中風	155175	79.29	13696	75.08	11129	67.29	
出血性中風	38665	19.76	4363	23.92	5194	31.41	
混合型(IS+HS)	1858	0.95	182	1.00	215	1.30	
Elixhauser 共病症							
充血性心臟衰竭	49352	25.22	4033	22.11	3355	20.29	<.0001
心律不整	19891	10.16	1536	8.42	1356	8.20	<.0001
心瓣膜疾病	7783	3.98	604	3.31	553	3.34	<.0001
肺部循環疾病	775	0.40	66	0.36	48	0.29	0.0937
周邊血管疾病	7554	3.86	631	3.46	463	2.80	<.0001

表 4-3 研究對象基本特質(續)

	中醫傾向						p-value
	無中風中醫		低中風中醫		高中風中醫		
	n	%	n	%	n	%	
肺部循環疾病	775	0.40	66	0.36	48	0.29	0.0937
周邊血管疾病	7554	3.86	631	3.46	463	2.80	<.0001
無併發症高血壓	98337	50.25	8769	48.07	7532	45.54	<.0001
併發症高血壓	43309	22.13	3692	20.24	3050	18.44	<.0001
麻痺	3001	1.53	323	1.77	228	1.38	0.0096
其他神經系統疾病	10469	5.35	543	2.98	453	2.74	<.0001
慢性肺部疾病	33070	16.90	2379	13.04	1970	11.91	<.0001
糖尿病	56388	28.81	5105	27.99	4149	25.09	<.0001
甲狀腺機能低下	2151	1.10	178	0.98	175	1.06	0.2874
腎衰竭	10662	5.45	617	3.38	513	3.10	<.0001
肝臟疾病	19418	9.92	1835	10.06	1641	9.92	0.8378
未出血的消化性潰瘍	30294	15.48	2365	12.97	2013	12.17	<.0001
淋巴癌	243	0.12	20	0.11	20	0.12	0.8641
轉移性癌	943	0.48	45	0.25	42	0.25	<.0001
未轉移的實體癌	9027	4.61	657	3.60	571	3.45	<.0001
血管病	35284	18.03	3368	18.46	3028	18.31	0.2551
凝血性病變	954	0.49	83	0.46	70	0.42	0.4537
肥胖症	472	0.24	57	0.31	55	0.33	0.0205
體重下降	659	0.34	19	0.10	21	0.13	<.0001
體液與電解質紊亂	7239	3.70	356	1.95	251	1.52	<.0001
缺乏性貧血	3307	1.69	172	0.94	160	0.97	<.0001
酒精濫用	921	0.47	80	0.44	52	0.31	0.0156
藥物濫用	1366	0.70	150	0.82	131	0.79	0.0764
嚴重精神病	2586	1.32	145	0.79	103	0.62	<.0001
憂鬱症	25043	12.80	1950	10.69	1662	10.05	<.0001
中風後一年內用藥							
抗凝血藥物	15262	7.80	1752	9.60	1646	9.95	<.0001
抗血小板藥物	161040	82.29	14827	81.28	12160	73.53	<.0001
Statin	57414	29.34	6446	35.34	5804	35.09	<.0001
Fibrates	15322	7.83	1804	9.89	1434	8.67	<.0001
重大傷病	130213	66.54	14231	78.02	13323	80.56	<.0001
低收入戶	7227	3.69	614	3.37	607	3.67	0.08

表 4-3 研究對象基本特質(續)

	中醫傾向						p-value
	無中風中醫		低中風中醫		高中風中醫		
	n	%	n	%	n	%	
前一年中醫門診次數(mean, SD)	1.34	4.47	2.26	6.17	2.72	6.93	<.0001
中位數	0		0		0		
0	149749	76.52	11955	65.54	10752	65.01	<.0001
≤6	34102	17.43	4439	24.34	3763	22.75	
>6	11847	6.05	1847	10.13	2023	12.23	
中風當次住院天數(mean, SD)	13.49	16.32	16.63	17.21	26.00	25.03	<.0001
中風當次 ICU 天數(mean, SD)	0.98	2.32	1.15	2.17	1.85	2.83	<.0001
都市化程度*							<.0001
1	60150	30.74	6189	33.93	6574	39.75	
2	87171	44.54	8116	44.49	6926	41.88	
3	13249	6.77	1099	6.02	905	5.47	
4							
5	30569	15.62	2582	14.15	1955	11.82	
6	2097	1.07	101	0.55	94	0.57	
7	2462	1.26	154	0.84	84	0.51	
每十萬人口中醫師數(mean, SD)	2.86	1.48	3.14	1.65	3.43	1.83	<.0001
<1	11461	5.86	693	3.80	523	3.16	<.0001
1-2	50150	25.63	3962	21.72	3034	18.35	
2-3	52121	26.63	4670	25.60	3700	22.37	
≥3	81966	41.88	8916	48.88	9281	56.12	
每十萬人口西醫師數(mean, SD)	35.11	31.81	37.35	32.25	42.34	35.38	<.0001
<16.53	51228	26.18	3723	20.41	2554	15.44	
16.53-24.03	49151	25.12	4733	25.95	3860	23.34	
24.03-41.80	48140	24.60	4756	26.07	4440	26.85	
≥41.80	47179	24.11	5029	27.57	5684	34.37	

*：因都市化程度第五級人數過少，受保密規定限制，無法攜出，故合併在第四級共同呈現

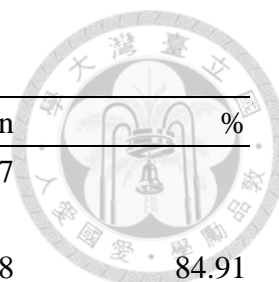


表 4-4 研究對象各類醫療服務高低利用分佈狀態

	n	%
樣本數	230477	
中風中醫(切分點：median=5)		
無	195698	84.91
低	18241	7.91
高	16538	7.18
中風針灸(切分點：12)		
無	195698	84.91
低	26090	11.32
高	8689	3.77
中風西醫(切分點：median=12)		
低	121101	52.54
高	109376	47.46

註：中風針灸以 ≤ 12 次為低利用組及 > 12 次為高利用組；其餘各類分組皆以” \leq 中位數”作為低利用組，” $>$ 中位數”作為高利用組

表 4-5 研究對象各類利用交互作用分佈狀態

	n	%
樣本數	230477	
中風中醫*中風西醫		
無中風中醫、低中風西醫	110306	47.86
無中風中醫、高中風西醫	85392	37.05
低中風中醫、低中風西醫	6605	2.87
高中風中醫、低中風西醫	4190	1.82
低中風中醫、高中風西醫	11636	5.05
高中風中醫、高中風西醫	12348	5.36
中風針灸*中風西醫		
無中風中醫、低中風西醫	110306	47.86
無中風中醫、高中風西醫	85392	37.05
低中風針灸、低中風西醫	9112	3.95
高中風針灸、低中風西醫	1683	0.73
低中風針灸、高中風西醫	16978	7.37
高中風針灸、高中風西醫	7006	3.04

表 4-6 研究對象追蹤一年各類預後事件發生次數

	n	%	中風至事件發生時間(月)		
			平均值	標準差	中位數
樣本數	230477				
癱瘓					
有	10252	4.45	4.69	3.63	4.07
無	220225	95.55			
肺炎					
有	17074	7.41	5.56	3.33	5.13
無	213403	92.59			
再中風					
有	12052	5.23	7.17	2.66	6.97
無	218425	94.77			
死亡					
有	18639	8.09	6.11	3.32	5.93
無	211838	91.91			
任一事件					
有	45713	19.83	5.59	3.37	5.23
無	184764	80.17			

表 4-7 研究對象追蹤一年各類醫療利用預後事件發生次數

	中風中醫						p-value
	無中風中醫 N=195698		低中風中醫 N=18241		高中風中醫 N=16538		
	n	%	n	%	n	%	
癲癇							<.0001
有	8657	4.42	776	4.25	819	4.95	
無	187041	95.58	17465	95.75	15719	95.05	
肺炎							<.0001
有	15759	8.05	740	4.06	575	3.48	
無	179939	91.95	17501	95.94	15963	96.52	
再中風							<.0001
有	10391	5.31	983	5.39	678	4.10	
無	185307	94.69	17258	94.61	15860	95.90	
死亡							<.0001
有	17595	8.99	691	3.79	353	2.13	
無	178103	91.01	17550	96.21	16185	97.87	
任一事件							<.0001
有	41012	20.96	2649	14.52	2052	12.41	
無	154686	79.04	15592	85.48	14486	87.59	

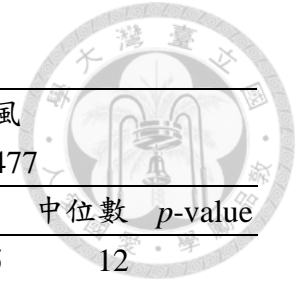


表 4-8 中醫醫療服務高低利用分組之研究對象預後事件發生追蹤時間與分佈

	癲癇 n=230477				肺炎 n=230477				再中風 n=230477			
	平均數(月)	標準差	中位數	p-value	平均數(月)	標準差	中位數	p-value	平均數(月)	標準差	中位數	p-value
中風中醫	11.22	2.43	12	<.0001	11.19	2.44	12	<.0001	11.30	2.15	12	<.0001
無	11.15	2.54	12		11.10	2.56	12		11.24	2.25	12	
低	11.55	1.80	12		11.60	1.72	12		11.55	1.70	12	
高	11.69	1.37	12		11.75	1.26	12		11.73	1.24	12	

表 4-8 中醫醫療服務高低利用分組之研究對象預後事件發生追蹤時間與分佈(續)

	一年內死亡 n=230477				任一事件 n=230477			
	平均數(月)	標準差	中位數	p-value	平均數(月)	標準差	中位數	p-value
中風中醫	11.52	1.86	12	<.0001	10.73	2.96	12	<.0001
無	11.47	1.97	12		10.63	3.08	12	
低	11.79	1.22	12		11.16	2.37	12	
高	11.91	0.76	12		11.41	1.86	12	

表 4-9 所有中風研究對象 Cox 迴歸校正結果

	癲癇		肺炎		再中風	
	校正後 HR (95% CI)	p value	校正後 HR (95% CI)	p value	校正後 HR (95% CI)	p value
中風中醫(參考組=無中風中醫、低中風西醫)						
無中風中醫、高中風西醫	0.26 (0.24-0.27)	<.0001	0.28 (0.27-0.29)	<.0001	0.31 (0.29-0.32)	<.0001
低中風中醫、低中風西醫	1.00 (0.91-1.10)	0.9888	0.85 (0.77-0.92)	0.0002	1.09 (1.00-1.19)	0.0496
高中風中醫、低中風西醫	0.83 (0.74-0.93)	0.0010	0.58 (0.52-0.65)	<.0001	0.92 (0.82-1.03)	0.1470
低中風中醫、高中風西醫	0.36 (0.32-0.40)	<.0001	0.20 (0.18-0.23)	<.0001	0.41 (0.37-0.45)	<.0001
高中風中醫、高中風西醫	0.42 (0.38-0.47)	<.0001	0.19 (0.17-0.22)	<.0001	0.35 (0.31-0.38)	<.0001
中風針灸(參考組=無中風針灸、低中風西醫)						
無中風針灸、高中風西醫	0.26 (0.24-0.27)	<.0001	0.28 (0.27-0.29)	<.0001	0.31 (0.29-0.32)	<.0001
低中風針灸、低中風西醫	0.93 (0.86-1.01)	0.0848	0.73 (0.67-0.79)	<.0001	1.02 (0.95-1.11)	0.5599
高中風針灸、低中風西醫	0.88 (0.74-1.04)	0.1257	0.72 (0.61-0.86)	0.0002	1.03 (0.87-1.22)	0.7520
低中風針灸、高中風西醫	0.38 (0.35-0.41)	<.0001	0.20 (0.18-0.22)	<.0001	0.39 (0.36-0.43)	<.0001
高中風針灸、高中風西醫	0.43 (0.38-0.49)	<.0001	0.20 (0.17-0.24)	<.0001	0.34 (0.29-0.39)	<.0001

表 4-9 所有中風研究對象 Cox 迴歸校正結果(續)

	一年內死亡		任一事件	
	校正後 HR (95% CI)	p value	校正後 HR (95% CI)	p value
中風中醫(參考組=無中風中醫、低中風西醫)				
無中風中醫、高中風西醫	0.21 (0.20-0.22)	<.0001	0.24 (0.24-0.25)	<.0001
低中風中醫、低中風西醫	0.72 (0.65-0.78)	<.0001	0.91 (0.86-0.95)	0.0001
高中風中醫、低中風西醫	0.40 (0.35-0.46)	<.0001	0.67 (0.63-0.72)	<.0001
低中風中醫、高中風西醫	0.16 (0.14-0.19)	<.0001	0.27 (0.25-0.29)	<.0001
高中風中醫、高中風西醫	0.10 (0.08-0.12)	<.0001	0.25 (0.23-0.26)	<.0001
中風針灸(參考組=無中風針灸、低中風西醫)				
無中風針灸、高中風西醫	0.21 (0.20-0.22)	<.0001	0.24 (0.24-0.25)	<.0001
低中風針灸、低中風西醫	0.60 (0.55-0.65)	<.0001	0.82 (0.78-0.86)	<.0001
高中風針灸、低中風西醫	0.48 (0.39-0.59)	<.0001	0.74 (0.67-0.81)	<.0001
低中風針灸、高中風西醫	0.14 (0.12-0.16)	<.0001	0.26 (0.25-0.28)	<.0001
高中風針灸、高中風西醫	0.10 (0.08-0.13)	<.0001	0.25 (0.23-0.27)	<.0001

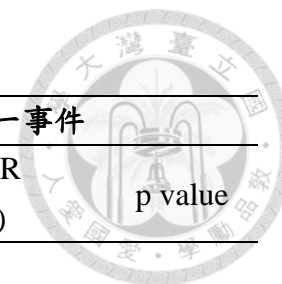


表 4-10 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對癲癇 Cox 迴歸校正結果

	參考組	HR	95%CI	p-value
醫療利用傾向	無中風中醫、低中風西醫			
無中風中醫、高中風西醫		0.26	(0.24-0.27)	<.0001
低中風中醫、低中風西醫		1.00	(0.91-1.10)	0.9888
高中風中醫、低中風西醫		0.83	(0.74-0.93)	0.0010
低中風中醫、高中風西醫		0.36	(0.32-0.40)	<.0001
高中風中醫、高中風西醫		0.42	(0.38-0.47)	<.0001
性別	女	1.02	(0.98-1.06)	0.3931
中風年份	2003			
2004		0.97	(0.89-1.05)	0.4341
2005		1.08	(1.00-1.17)	0.0525
2006		1.03	(0.95-1.11)	0.5066
2007		1.06	(0.98-1.15)	0.1623
2008		1.00	(0.92-1.08)	0.9664
2009		1.01	(0.93-1.09)	0.8814
2010		1.04	(0.96-1.13)	0.3542
年齡(每增加 10 歲)		0.90	(0.88-0.91)	<.0001
中風類型	混合性(IS+HS)			
缺血性中風		0.55	(0.48-0.63)	<.0001
出血性中風		0.82	(0.71-0.94)	0.0049
Elixhauser 共病症				
充血性心臟衰竭	無	1.05	(0.96-1.15)	0.2464
心律不整	無	1.26	(1.17-1.35)	<.0001
心瓣膜疾病	無	1.10	(1.00-1.22)	0.0628
肺部循環疾病	無	1.08	(0.82-1.43)	0.5687
周邊血管疾病	無	1.00	(0.90-1.12)	0.9822
無併發症高血壓	無	0.92	(0.88-0.96)	<.0001
併發症高血壓	無	0.97	(0.89-1.06)	0.5120
麻痺	無	1.10	(0.95-1.28)	0.2145
其他神經系統疾病	無	1.75	(1.63-1.88)	<.0001
慢性肺部疾病	無	1.03	(0.97-1.09)	0.3297
糖尿病	無	0.91	(0.87-0.96)	0.0004
甲狀腺機能低下	無	0.88	(0.72-1.06)	0.1806
腎衰竭	無	0.96	(0.87-1.05)	0.3285
肝臟疾病	無	1.07	(1.01-1.14)	0.0283

表 4-10 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對癲癇 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
未出血的消化性潰瘍	無	1.05	(0.99-1.11)	0.1055
淋巴瘤	無	1.36	(0.84-2.19)	0.2082
轉移性癌	無	1.05	(0.78-1.40)	0.7585
未轉移的實體癌	無	0.99	(0.89-1.09)	0.7625
血管病	無	0.98	(0.93-1.03)	0.3934
凝血性病變	無	0.88	(0.68-1.14)	0.3367
肥胖症	無	0.95	(0.62-1.44)	0.7933
體重下降	無	1.40	(1.05-1.87)	0.0223
體液與電解質紊亂	無	1.16	(1.05-1.28)	0.0039
缺乏性貧血	無	1.00	(0.86-1.16)	0.9986
酒精濫用	無	1.85	(1.57-2.19)	<.0001
藥物濫用	無	0.89	(0.72-1.09)	0.2630
嚴重精神病	無	1.09	(0.94-1.26)	0.2594
憂鬱症	無	1.00	(0.94-1.06)	0.8960
前一年中醫門診	0			
≤6		0.93	(0.88-0.98)	0.0042
>6		0.97	(0.90-1.05)	0.4794
中風當次住院天數		1.01	(1.01-1.01)	<.0001
中風當次 ICU 天數		1.04	(1.03-1.04)	<.0001
重大傷病	無	1.12	(1.07-1.17)	<.0001
低收入戶	無	1.44	(1.34-1.56)	<.0001
中風後一年內用藥				
抗凝血藥物	無	1.27	(1.17-1.37)	<.0001
抗血小板藥物	無	0.60	(0.57-0.64)	<.0001
Statin	無	0.61	(0.58-0.65)	<.0001
Fibrates	無	0.62	(0.56-0.69)	<.0001
都市化程度	7			
1		0.74	(0.63-0.88)	0.0006
2		0.71	(0.60-0.84)	<.0001
3		0.78	(0.66-0.93)	0.0065
4		0.73	(0.62-0.87)	0.0003
5		0.50	(0.18-1.36)	0.1733
6		0.79	(0.62-1.01)	0.0620
每十萬人口中醫師數	<1			
1-2		1.01	(0.92-1.11)	0.8204
2-3		0.98	(0.89-1.08)	0.6863

表 4-10 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對癲癇 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
每十萬人口西醫師數				
≥ 3		0.93	(0.85-1.03)	0.1681
<16.53				
16.53-24.03		0.95	(0.89-1.01)	0.0852
24.03-41.80		1.06	(1.00-1.12)	0.0673
≥ 41.80		0.87	(0.82-0.93)	<.0001

表 4-11 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對癲癇 Cox 迴歸校正結果

	參考組	HR	95%CI	p-value
醫療利用傾向	無中風中醫、低中風西醫			
無中風中醫、高中風西醫		0.26	(0.24-0.27)	<.0001
低中風針灸、低中風西醫		0.93	(0.86-1.01)	0.0848
高中風針灸、低中風西醫		0.88	(0.74-1.04)	0.1257
低中風針灸、高中風西醫		0.38	(0.35-0.41)	<.0001
高中風針灸、高中風西醫		0.43	(0.38-0.49)	<.0001
性別	女	1.02	(0.98-1.06)	0.4006
中風年份	2003			
2004		0.97	(0.90-1.05)	0.4542
2005		1.08	(1.00-1.17)	0.0518
2006		1.03	(0.95-1.11)	0.5146
2007		1.06	(0.98-1.14)	0.1847
2008		1.00	(0.92-1.08)	0.9007
2009		1.00	(0.93-1.09)	0.9487
2010		1.04	(0.96-1.12)	0.3920
年齡(每增加 10 歲)		0.90	(0.88-0.91)	<.0001
中風類型	混合性(IS+HS)			
缺血性中風		0.55	(0.48-0.64)	<.0001
出血性中風		0.82	(0.71-0.94)	0.0055
Elixhauser 共病症				
充血性心臟衰竭	無	1.05	(0.97-1.15)	0.2420
心律不整	無	1.26	(1.17-1.35)	<.0001
心瓣膜疾病	無	1.10	(0.99-1.21)	0.0642
肺部循環疾病	無	1.09	(0.82-1.43)	0.5627
周邊血管疾病	無	1.00	(0.90-1.12)	0.9623
無併發症高血壓	無	0.92	(0.88-0.96)	<.0001
併發症高血壓	無	0.97	(0.89-1.06)	0.5125
麻痺	無	1.10	(0.95-1.29)	0.2101
其他神經系統疾病	無	1.75	(1.63-1.89)	<.0001
慢性肺部疾病	無	1.03	(0.97-1.09)	0.3536
糖尿病	無	0.91	(0.87-0.96)	0.0003
甲狀腺機能低下	無	0.87	(0.72-1.06)	0.1660
腎衰竭	無	0.96	(0.87-1.05)	0.3255
肝臟疾病	無	1.07	(1.01-1.14)	0.0282

表 4-11 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對癲癇 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
未出血的消化性潰瘍	無	1.05	(0.99-1.11)	0.1061
淋巴瘤	無	1.36	(0.84-2.19)	0.2059
轉移性癌	無	1.04	(0.78-1.39)	0.7683
未轉移的實體癌	無	0.99	(0.89-1.09)	0.7748
血管病	無	0.98	(0.93-1.03)	0.3915
凝血性病變	無	0.88	(0.68-1.15)	0.3490
肥胖症	無	0.95	(0.62-1.44)	0.7941
體重下降	無	1.40	(1.05-1.87)	0.0225
體液與電解質紊亂	無	1.16	(1.05-1.28)	0.0037
缺乏性貧血	無	1.00	(0.86-1.16)	0.9970
酒精濫用	無	1.85	(1.57-2.19)	<.0001
藥物濫用	無	0.89	(0.72-1.09)	0.2610
嚴重精神病	無	1.09	(0.94-1.26)	0.2542
憂鬱症	無	1.00	(0.94-1.06)	0.9025
前一年中醫門診	0			
≤6		0.93	(0.88-0.98)	0.0047
>6		0.97	(0.90-1.05)	0.4806
中風當次住院天數		1.01	(1.01-1.01)	<.0001
中風當次 ICU 天數		1.04	(1.03-1.04)	<.0001
重大傷病	無	1.12	(1.07-1.17)	<.0001
低收入戶	無	1.44	(1.34-1.56)	<.0001
中風後一年內用藥				
抗凝血藥物	無	1.27	(1.17-1.37)	<.0001
抗血小板藥物	無	0.60	(0.57-0.64)	<.0001
Statin	無	0.61	(0.58-0.65)	<.0001
Fibrates	無	0.62	(0.56-0.69)	<.0001
都市化程度	7			
1		0.74	(0.63-0.88)	0.0006
2		0.71	(0.60-0.84)	<.0001
3		0.78	(0.66-0.93)	0.0065
4		0.73	(0.62-0.87)	0.0003
5		0.50	(0.19-1.36)	0.1738
6		0.79	(0.62-1.01)	0.0614
每十萬人口中醫師數	<1			
1-2		1.01	(0.92-1.11)	0.8154
2-3		0.98	(0.89-1.08)	0.6877

表 4-11 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對癲癇 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
每十萬人口西醫師數	≥ 3	0.93	(0.85-1.03)	0.1735
	<16.53			
	16.53-24.03	0.95	(0.89-1.01)	0.0895
	24.03-41.80	1.06	(1.00-1.12)	0.0652
	≥ 41.80	0.87	(0.82-0.93)	<.0001

表 4-12 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對肺炎 Cox 迴歸校正結果

	參考組	HR	95%CI	p-value
醫療利用傾向	無中風中醫、低中風西醫			
無中風中醫、高中風西醫		0.28 (0.27-0.29)		<.0001
低中風中醫、低中風西醫		0.85 (0.77-0.92)		0.0002
高中風中醫、低中風西醫		0.20 (0.18-0.23)		<.0001
低中風中醫、高中風西醫		0.58 (0.52-0.65)		<.0001
高中風中醫、高中風西醫		0.19 (0.17-0.22)		<.0001
性別	女	1.43 (1.39-1.48)		<.0001
中風年份	2003			
2004		1.10 (1.03-1.17)		0.0055
2005		1.10 (1.03-1.17)		0.0051
2006		1.14 (1.07-1.22)		<.0001
2007		1.17 (1.10-1.25)		<.0001
2008		1.21 (1.13-1.29)		<.0001
2009		1.14 (1.07-1.22)		<.0001
2010		1.30 (1.22-1.38)		<.0001
年齡(每增加 10 歲)		1.84 (1.81-1.87)		<.0001
中風類型	混合性(IS+HS)			
缺血性中風		0.80 (0.70-0.91)		0.0009
出血性中風		0.85 (0.74-0.98)		0.0213
Elixhauser 共病症				
充血性心臟衰竭	無	1.20 (1.13-1.27)		<.0001
心律不整	無	1.07 (1.02-1.12)		0.0044
心瓣膜疾病	無	1.03 (0.96-1.10)		0.3927
肺部循環疾病	無	0.96 (0.80-1.15)		0.6564
周邊血管疾病	無	0.97 (0.90-1.04)		0.4306
無併發症高血壓	無	0.94 (0.91-0.97)		<.0001
併發症高血壓	無	0.84 (0.80-0.89)		<.0001
麻痺	無	1.44 (1.30-1.60)		<.0001
其他神經系統疾病	無	1.30 (1.23-1.37)		<.0001
慢性肺部疾病	無	1.28 (1.24-1.33)		<.0001
糖尿病	無	1.29 (1.24-1.33)		<.0001
甲狀腺機能低下	無	1.04 (0.90-1.20)		0.5970
腎衰竭	無	1.27 (1.20-1.34)		<.0001
肝臟疾病	無	0.97 (0.93-1.03)		0.3185

表 4-12 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對肺炎 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
未出血的消化性潰瘍	無	1.02	(0.98-1.07)	0.2701
淋巴瘤	無	1.41	(1.05-1.89)	0.0233
轉移性癌	無	1.92	(1.65-2.23)	<.0001
未轉移的實體癌	無	1.12	(1.05-1.19)	0.0004
血管病	無	0.99	(0.95-1.03)	0.6455
凝血性病變	無	1.19	(1.01-1.40)	0.0438
肥胖症	無	0.92	(0.61-1.39)	0.6951
體重下降	無	1.54	(1.31-1.80)	<.0001
體液與電解質紊亂	無	1.45	(1.37-1.54)	<.0001
缺乏性貧血	無	1.14	(1.04-1.25)	0.0051
酒精濫用	無	1.13	(0.89-1.43)	0.3080
藥物濫用	無	1.07	(0.89-1.29)	0.4518
嚴重精神病	無	1.34	(1.21-1.49)	<.0001
憂鬱症	無	0.95	(0.91-0.99)	0.0390
前一年中醫門診	0			
≤6		0.80	(0.77-0.84)	<.0001
>6		0.86	(0.80-0.92)	<.0001
中風當次住院天數		1.01	(1.01-1.01)	<.0001
中風當次 ICU 天數		1.05	(1.04-1.05)	<.0001
重大傷病	無	1.47	(1.42-1.52)	<.0001
低收入戶	無	1.82	(1.70-1.96)	<.0001
中風後一年內用藥				
抗凝血藥物	無	1.16	(1.10-1.23)	<.0001
抗血小板藥物	無	0.80	(0.76-0.84)	<.0001
Statin	無	0.64	(0.62-0.67)	<.0001
Fibrates	無	0.64	(0.59-0.69)	<.0001
都市化程度	7			
1		0.78	(0.68-0.89)	0.0002
2		0.80	(0.70-0.92)	0.0010
3		0.83	(0.72-0.96)	0.0092
4		0.94	(0.83-1.08)	0.3831
5		1.31	(0.86-1.99)	0.2025
6		1.02	(0.85-1.22)	0.8434
每十萬人口中醫師數	<1			
1-2		0.89	(0.83-0.96)	0.0018
2-3		0.94	(0.87-1.01)	0.1103

表 4-12 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對肺炎 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
每十萬人口西醫師數	≥ 3	1.05	(0.97-1.13)	0.2182
	<16.53	1.00	(0.95-1.05)	0.9519
	16.53-24.03	0.95	(0.90-0.99)	0.0210
	24.03-41.80	0.76	(0.72-0.80)	<.0001
	≥ 41.80			

表 4-13 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對肺炎 Cox 迴歸校正結果

	參考組	HR	95%CI	p-value
醫療利用傾向	無中風中醫、低中風西醫			
無中風中醫、高中風西醫		0.28	(0.27-0.29)	<.0001
低中風針灸、低中風西醫		0.73	(0.67-0.79)	<.0001
高中風針灸、低中風西醫		0.72	(0.61-0.86)	0.0002
低中風針灸、高中風西醫		0.20	(0.18-0.22)	<.0001
高中風針灸、高中風西醫		0.20	(0.17-0.24)	<.0001
性別	女	1.43	(1.39-1.48)	<.0001
中風年份	2003			
2004		1.10	(1.03-1.17)	0.0051
2005		1.10	(1.03-1.17)	0.0047
2006		1.14	(1.07-1.22)	<.0001
2007		1.17	(1.10-1.25)	<.0001
2008		1.20	(1.13-1.28)	<.0001
2009		1.13	(1.06-1.21)	0.0001
2010		1.29	(1.21-1.38)	<.0001
年齡(每增加 10 歲)		1.84	(1.81-1.87)	<.0001
中風類型	混合性(IS+HS)			
缺血性中風		0.80	(0.70-0.92)	0.0014
出血性中風		0.86	(0.75-0.99)	0.0302
Elixhauser 共病症				
充血性心臟衰竭	無	1.20	(1.13-1.27)	<.0001
心律不整	無	1.07	(1.02-1.12)	0.0033
心瓣膜疾病	無	1.03	(0.96-1.10)	0.4262
肺部循環疾病	無	0.96	(0.80-1.15)	0.6559
周邊血管疾病	無	0.98	(0.91-1.05)	0.4858
無併發症高血壓	無	0.94	(0.91-0.97)	<.0001
併發症高血壓	無	0.84	(0.80-0.90)	<.0001
麻痺	無	1.44	(1.30-1.60)	<.0001
其他神經系統疾病	無	1.30	(1.23-1.37)	<.0001
慢性肺部疾病	無	1.28	(1.24-1.33)	<.0001
糖尿病	無	1.29	(1.24-1.33)	<.0001
甲狀腺機能低下	無	1.03	(0.89-1.18)	0.7039
腎衰竭	無	1.27	(1.20-1.34)	<.0001
肝臟疾病	無	0.97	(0.93-1.03)	0.3072

表 4-13 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對肺炎 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
未出血的消化性潰瘍	無	1.02	(0.98-1.07)	0.2799
淋巴瘤	無	1.41	(1.05-1.89)	0.0231
轉移性癌	無	1.92	(1.65-2.23)	<.0001
未轉移的實體癌	無	1.12	(1.05-1.19)	0.0004
血管病	無	0.99	(0.95-1.03)	0.6555
凝血性病變	無	1.19	(1.01-1.41)	0.0416
肥胖症	無	0.92	(0.61-1.39)	0.6992
體重下降	無	1.54	(1.31-1.80)	<.0001
體液與電解質紊亂	無	1.45	(1.37-1.54)	<.0001
缺乏性貧血	無	1.14	(1.04-1.25)	0.0047
酒精濫用	無	1.13	(0.89-1.43)	0.3063
藥物濫用	無	1.07	(0.90-1.29)	0.4396
嚴重精神病	無	1.35	(1.21-1.49)	<.0001
憂鬱症	無	0.95	(0.91-1.00)	0.0373
前一年中醫門診	0			
≤6		0.81	(0.77-0.84)	<.0001
>6		0.86	(0.80-0.92)	<.0001
中風當次住院天數		1.01	(1.01-1.01)	<.0001
中風當次 ICU 天數		1.05	(1.04-1.05)	<.0001
重大傷病	無	1.47	(1.42-1.52)	<.0001
低收入戶	無	1.83	(1.70-1.96)	<.0001
中風後一年內用藥				
抗凝血藥物	無	1.16	(1.10-1.23)	<.0001
抗血小板藥物	無	0.80	(0.76-0.84)	<.0001
Statin	無	0.64	(0.62-0.67)	<.0001
Fibrates	無	0.64	(0.59-0.69)	<.0001
都市化程度	7			
1		0.78	(0.68-0.89)	0.0002
2		0.80	(0.71-0.92)	0.0011
3		0.83	(0.72-0.96)	0.0090
4		0.94	(0.83-1.08)	0.3868
5		1.32	(0.87-2.00)	0.1979
6		1.02	(0.85-1.22)	0.8637
每十萬人口中醫師數	<1			
1-2		0.89	(0.83-0.96)	0.0016
2-3		0.94	(0.87-1.01)	0.0959

表 4-13 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對肺炎 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
≥3		1.05	(0.97-1.13)	0.2308
每十萬人口西醫師數	<16.53			
16.53-24.03		1.00	(0.96-1.05)	0.9670
24.03-41.80		0.95	(0.90-0.99)	0.0194
≥41.80		0.76	(0.72-0.80)	<.0001

表 4-14 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對再中風 Cox 迴歸校正結果

	參考組	HR	95%CI	p-value
醫療利用傾向	無中風中醫、低中風西醫			
無中風中醫、高中風西醫		0.31	(0.29-0.32)	<.0001
低中風中醫、低中風西醫		1.09	(1.00-1.19)	0.0496
高中風中醫、低中風西醫		0.92	(0.82-1.03)	0.1470
低中風中醫、高中風西醫		0.41	(0.37-0.45)	<.0001
高中風中醫、高中風西醫		0.35	(0.31-0.38)	<.0001
性別	女	1.14	(1.10-1.19)	<.0001
中風年份	2003			
2004		1.04	(0.97-1.11)	0.3120
2005		1.02	(0.95-1.10)	0.5521
2006		0.95	(0.88-1.02)	0.1434
2007		0.91	(0.85-0.98)	0.0138
2008		0.91	(0.84-0.98)	0.0082
2009		0.88	(0.82-0.95)	0.0008
2010		0.94	(0.87-1.01)	0.0860
年齡(每增加 10 歲)		1.13	(1.11-1.15)	<.0001
中風類型	混合性(IS+HS)			
缺血性中風		0.60	(0.51-0.71)	<.0001
出血性中風		0.81	(0.69-0.95)	0.0107
Elixhauser 共病症				
充血性心臟衰竭	無	1.06	(0.98-1.14)	0.1624
心律不整	無	1.08	(1.02-1.14)	0.0112
心瓣膜疾病	無	0.98	(0.89-1.07)	0.5735
肺部循環疾病	無	1.03	(0.80-1.34)	0.8022
周邊血管疾病	無	1.02	(0.93-1.11)	0.7332
無併發症高血壓	無	1.13	(1.09-1.17)	<.0001
併發症高血壓	無	1.05	(0.97-1.13)	0.2175
麻痺	無	1.03	(0.90-1.19)	0.6432
其他神經系統疾病	無	1.22	(1.13-1.31)	<.0001
慢性肺部疾病	無	0.99	(0.94-1.04)	0.5870
糖尿病	無	1.29	(1.24-1.35)	<.0001
甲狀腺機能低下	無	1.21	(1.04-1.41)	0.0165
腎衰竭	無	1.01	(0.94-1.09)	0.8391
肝臟疾病	無	0.99	(0.93-1.05)	0.7652

表 4-14 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對再中風 Cox 迴歸校正結果 (續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
未出血的消化性潰瘍	無	1.06	(1.01-1.11)	0.0305
淋巴瘤	無	0.94	(0.57-1.54)	0.8040
轉移性癌	無	1.26	(0.97-1.64)	0.0857
未轉移的實體癌	無	0.93	(0.85-1.02)	0.1139
血管病	無	1.01	(0.97-1.06)	0.6368
凝血性病變	無	1.07	(0.84-1.37)	0.5890
肥胖症	無	1.32	(0.98-1.78)	0.0721
體重下降	無	1.12	(0.83-1.51)	0.4773
體液與電解質紊亂	無	0.95	(0.86-1.04)	0.2700
缺乏性貧血	無	1.01	(0.88-1.16)	0.8462
酒精濫用	無	1.22	(0.96-1.56)	0.1046
藥物濫用	無	1.04	(0.85-1.28)	0.7080
嚴重精神病	無	0.84	(0.71-1.00)	0.0512
憂鬱症	無	0.95	(0.90-1.01)	0.0902
前一年中醫門診	0			
≤ 6		0.99	(0.94-1.03)	0.5255
> 6		1.02	(0.94-1.09)	0.6880
中風當次住院天數		0.99	(0.99-1.00)	<.0001
中風當次 ICU 天數		0.99	(0.98-1.00)	0.0179
重大傷病	無	2.01	(1.92-2.10)	<.0001
低收入戶	無	1.30	(1.19-1.43)	<.0001
中風後一年內用藥				
抗凝血藥物	無	1.81	(1.71-1.92)	<.0001
抗血小板藥物	無	1.95	(1.81-2.10)	<.0001
Statin	無	1.12	(1.08-1.17)	<.0001
Fibrates	無	1.10	(1.03-1.17)	0.0027
都市化程度	7			
1		0.77	(0.66-0.91)	0.0019
2		0.74	(0.63-0.87)	0.0003
3		0.84	(0.71-1.00)	0.0434
4		0.85	(0.72-1.00)	0.0511
5		0.46	(0.15-1.43)	0.1793
6		0.75	(0.59-0.95)	0.0161
每十萬人口中醫師數	<1			
1-2		0.86	(0.79-0.94)	0.0005

表 4-14 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對再中風 Cox 迴歸校正結果 (續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
2-3		0.87	(0.79-0.95)	0.0015
≥3		0.87	(0.79-0.95)	0.0018
每十萬人口西醫師數	<16.53			
16.53-24.03		0.95	(0.90-1.01)	0.0816
24.03-41.80		0.91	(0.86-0.96)	0.0009
≥41.80		0.82	(0.77-0.87)	<.0001

表 4-15 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對再中風 Cox 迴歸校正結果

	參考組	HR	95%CI	p-value
醫療利用傾向	無中風中醫、低中風西醫			
無中風中醫、高中風西醫		0.31	(0.29-0.32)	<.0001
低中風針灸、低中風西醫		1.02	(0.95-1.11)	0.5599
高中風針灸、低中風西醫		1.03	(0.87-1.22)	0.7520
低中風針灸、高中風西醫		0.39	(0.36-0.43)	<.0001
高中風針灸、高中風西醫		0.34	(0.29-0.39)	<.0001
性別	女	1.14	(1.10-1.19)	<.0001
中風年份	2003			
2004		1.04	(0.97-1.11)	0.3167
2005		1.02	(0.95-1.10)	0.5593
2006		0.95	(0.88-1.02)	0.1399
2007		0.91	(0.85-0.98)	0.0134
2008		0.91	(0.84-0.97)	0.0078
2009		0.88	(0.82-0.95)	0.0007
2010		0.93	(0.87-1.01)	0.0732
年齡(每增加 10 歲)		1.13	(1.11-1.15)	<.0001
中風類型	混合性(IS+HS)			
缺血性中風		0.60	(0.51-0.71)	<.0001
出血性中風		0.81	(0.69-0.95)	0.0109
Elixhauser 共病症				
充血性心臟衰竭	無	1.05	(0.98-1.14)	0.1633
心律不整	無	1.08	(1.02-1.15)	0.0108
心瓣膜疾病	無	0.98	(0.89-1.07)	0.5707
肺部循環疾病	無	1.03	(0.80-1.34)	0.8017
周邊血管疾病	無	1.02	(0.93-1.11)	0.7210
無併發症高血壓	無	1.13	(1.09-1.17)	<.0001
併發症高血壓	無	1.05	(0.97-1.13)	0.2154
麻痺	無	1.04	(0.90-1.19)	0.6331
其他神經系統疾病	無	1.22	(1.13-1.31)	<.0001
慢性肺部疾病	無	0.99	(0.94-1.04)	0.5835
糖尿病	無	1.29	(1.24-1.35)	<.0001
甲狀腺機能低下	無	1.21	(1.04-1.41)	0.0164
腎衰竭	無	1.01	(0.94-1.09)	0.8350
肝臟疾病	無	0.99	(0.93-1.05)	0.7634

表 4-15 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對再中風 Cox 迴歸校正結果 (續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
未出血的消化性潰瘍	無	1.06	(1.01-1.11)	0.0315
淋巴癌	無	0.94	(0.57-1.53)	0.7986
轉移性癌	無	1.26	(0.97-1.64)	0.0867
未轉移的實體癌	無	0.93	(0.86-1.02)	0.1161
血管病	無	1.01	(0.97-1.06)	0.6361
凝血性病變	無	1.07	(0.84-1.37)	0.5851
肥胖症	無	1.32	(0.98-1.78)	0.0722
體重下降	無	1.11	(0.82-1.50)	0.4855
體液與電解質紊亂	無	0.95	(0.86-1.04)	0.2727
缺乏性貧血	無	1.01	(0.88-1.16)	0.8493
酒精濫用	無	1.22	(0.96-1.56)	0.1027
藥物濫用	無	1.04	(0.85-1.28)	0.7052
嚴重精神病	無	0.85	(0.71-1.00)	0.0528
憂鬱症	無	0.95	(0.90-1.01)	0.0904
前一年中醫門診	0			
≤6		0.99	(0.94-1.03)	0.5315
>6		1.01	(0.94-1.09)	0.7326
中風當次住院天數		1.00	(1.00-1.00)	<.0001
中風當次 ICU 天數		0.99	(0.98-1.00)	0.0168
重大傷病	無	2.01	(1.92-2.10)	<.0001
低收入戶	無	1.30	(1.19-1.43)	<.0001
中風後一年內用藥				
抗凝血藥物	無	1.81	(1.71-1.92)	<.0001
抗血小板藥物	無	1.95	(1.82-2.10)	<.0001
Statin	無	1.12	(1.08-1.17)	<.0001
Fibrates	無	1.10	(1.03-1.17)	0.0026
都市化程度	7			
1		0.77	(0.65-0.91)	0.0019
2		0.74	(0.63-0.87)	0.0003
3		0.84	(0.71-1.00)	0.0437
4		0.85	(0.72-1.00)	0.0519
5		0.46	(0.15-1.44)	0.1796
6		0.75	(0.59-0.95)	0.0161
每十萬人口中醫師數	<1			
1-2		0.86	(0.79-0.94)	0.0005

表 4-15 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對再中風 Cox 迴歸校正結果 (續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
2-3		0.87	(0.79-0.95)	0.0016
≥3		0.87	(0.79-0.95)	0.0017
每十萬人口西醫師數	<16.53			
16.53-24.03		0.95	(0.90-1.01)	0.0814
24.03-41.80		0.91	(0.86-0.96)	0.0009
≥41.80		0.82	(0.77-0.87)	<.0001

表 4-16 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對死亡 Cox 迴歸校正結果

	參考組	HR	95%CI	p-value
醫療利用傾向	無中風中醫、低中風西醫			
無中風中醫、高中風西醫		0.21	(0.20-0.22)	<.0001
低中風中醫、低中風西醫		0.72	(0.65-0.78)	<.0001
高中風中醫、低中風西醫		0.40	(0.35-0.46)	<.0001
低中風中醫、高中風西醫		0.16	(0.14-0.19)	<.0001
高中風中醫、高中風西醫		0.10	(0.08-0.12)	<.0001
性別	女	1.04	(1.01-1.07)	0.0109
中風年份	2003			
2004		0.99	(0.93-1.04)	0.5904
2005		0.90	(0.85-0.95)	0.0003
2006		0.93	(0.88-0.98)	0.0098
2007		0.89	(0.84-0.95)	0.0001
2008		0.87	(0.82-0.92)	<.0001
2009		0.84	(0.79-0.89)	<.0001
2010		0.91	(0.85-0.96)	0.0008
年齡(每增加 10 歲)		1.80	(1.77-1.83)	<.0001
中風類型	混合性(IS+HS)			
缺血性中風		0.87	(0.77-0.99)	0.0383
出血性中風		0.70	(0.61-0.80)	<.0001
Elixhauser 共病症				
充血性心臟衰竭	無	1.32	(1.25-1.39)	<.0001
心律不整	無	1.09	(1.04-1.13)	0.0002
心瓣膜疾病	無	1.09	(1.02-1.16)	0.0084
肺部循環疾病	無	1.09	(0.92-1.28)	0.3315
周邊血管疾病	無	1.00	(0.94-1.07)	0.9709
無併發症高血壓	無	0.87	(0.85-0.90)	<.0001
併發症高血壓	無	0.76	(0.72-0.80)	<.0001
麻痺	無	1.13	(1.01-1.26)	0.0286
其他神經系統疾病	無	1.13	(1.07-1.19)	<.0001
慢性肺部疾病	無	1.07	(1.04-1.11)	0.0001
糖尿病	無	1.37	(1.33-1.42)	<.0001
甲狀腺機能低下	無	0.92	(0.80-1.06)	0.2265
腎衰竭	無	1.58	(1.51-1.66)	<.0001
肝臟疾病	無	1.02	(0.97-1.07)	0.4181

表 4-16 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對死亡 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
未出血的消化性潰瘍	無	1.02	(0.98-1.06)	0.3457
淋巴瘤	無	1.23	(0.94-1.60)	0.1327
轉移性癌	無	3.50	(3.16-3.88)	<.0001
未轉移的實體癌	無	1.45	(1.37-1.53)	<.0001
血管病	無	0.93	(0.90-0.97)	0.0002
凝血性病變	無	1.53	(1.33-1.77)	<.0001
肥胖症	無	0.67	(0.43-1.05)	0.0789
體重下降	無	1.48	(1.28-1.72)	<.0001
體液與電解質紊亂	無	1.22	(1.15-1.29)	<.0001
缺乏性貧血	無	1.22	(1.13-1.33)	<.0001
酒精濫用	無	1.42	(1.15-1.77)	0.0014
藥物濫用	無	1.02	(0.84-1.23)	0.8761
嚴重精神病	無	1.13	(1.02-1.26)	0.0252
憂鬱症	無	0.88	(0.84-0.92)	<.0001
前一年中醫門診	0			
≤6		0.83	(0.80-0.87)	<.0001
>6		0.87	(0.81-0.93)	<.0001
中風當次住院天數		1.01	(1.01-1.01)	<.0001
中風當次 ICU 天數		1.04	(1.03-1.04)	<.0001
重大傷病	無	1.45	(1.41-1.50)	<.0001
低收入戶	無	1.27	(1.17-1.37)	<.0001
中風後一年內用藥				
抗凝血藥物	無	1.10	(1.05-1.16)	0.0003
抗血小板藥物	無	0.76	(0.72-0.80)	<.0001
Statin	無	0.64	(0.62-0.67)	<.0001
Fibrates	無	0.55	(0.51-0.60)	<.0001
都市化程度	7			
1		0.76	(0.68-0.86)	<.0001
2		0.78	(0.69-0.88)	<.0001
3		0.85	(0.75-0.96)	0.0116
4		0.93	(0.82-1.05)	0.2321
5		0.89	(0.56-1.40)	0.6022
6		0.91	(0.76-1.08)	0.2719
每十萬人口中醫師數	<1			
1-2		0.95	(0.89-1.02)	0.1509
2-3		1.06	(0.99-1.14)	0.1206

表 4-16 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對死亡 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
≥ 3		1.08	(1.01-1.16)	0.0360
每十萬人口西醫師數	<16.53			
16.53-24.03		0.98	(0.94-1.03)	0.3939
24.03-41.80		0.93	(0.89-0.98)	0.0026
≥ 41.80		0.77	(0.73-0.81)	<.0001

表 4-17 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對死亡 Cox 迴歸校正結果

	參考組	HR	95%CI	p-value
醫療利用傾向	無中風中醫、低中風西醫			
無中風中醫、高中風西醫		0.21	(0.20-0.22)	<.0001
低中風針灸、低中風西醫		0.60	(0.55-0.65)	<.0001
高中風針灸、低中風西醫		0.48	(0.39-0.59)	<.0001
低中風針灸、高中風西醫		0.14	(0.12-0.16)	<.0001
高中風針灸、高中風西醫		0.10	(0.08-0.13)	<.0001
性別	女	1.04	(1.01-1.07)	0.0110
中風年份	2003			
2004		0.99	(0.93-1.04)	0.5972
2005		0.90	(0.85-0.95)	0.0003
2006		0.93	(0.88-0.98)	0.0089
2007		0.89	(0.84-0.94)	<.0001
2008		0.87	(0.82-0.92)	<.0001
2009		0.84	(0.79-0.89)	<.0001
2010		0.90	(0.85-0.96)	0.0005
年齡(每增加 10 歲)		1.80	(1.77-1.83)	<.0001
中風類型	混合性(IS+HS)			
缺血性中風		0.88	(0.77-1.00)	0.0440
出血性中風		0.70	(0.62-0.80)	<.0001
Elixhauser 共病症				
充血性心臟衰竭	無	1.32	(1.25-1.39)	<.0001
心律不整	無	1.09	(1.04-1.14)	0.0001
心瓣膜疾病	無	1.09	(1.02-1.16)	0.0100
肺部循環疾病	無	1.09	(0.92-1.28)	0.3361
周邊血管疾病	無	1.00	(0.94-1.08)	0.9045
無併發症高血壓	無	0.87	(0.85-0.90)	<.0001
併發症高血壓	無	0.76	(0.72-0.80)	<.0001
麻痺	無	1.13	(1.01-1.26)	0.0281
其他神經系統疾病	無	1.13	(1.07-1.19)	<.0001
慢性肺部疾病	無	1.07	(1.03-1.11)	0.0002
糖尿病	無	1.37	(1.33-1.42)	<.0001
甲狀腺機能低下	無	0.91	(0.79-1.05)	0.1987
腎衰竭	無	1.58	(1.51-1.66)	<.0001
肝臟疾病	無	1.02	(0.97-1.07)	0.4324

表 4-17 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對死亡 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
未出血的消化性潰瘍	無	1.02	(0.98-1.06)	0.3580
淋巴瘤	無	1.23	(0.94-1.60)	0.1343
轉移性癌	無	3.50	(3.16-3.88)	<.0001
未轉移的實體癌	無	1.45	(1.37-1.53)	<.0001
血管病	無	0.93	(0.90-0.97)	0.0002
凝血性病變	無	1.54	(1.34-1.78)	<.0001
肥胖症	無	0.67	(0.43-1.05)	0.0782
體重下降	無	1.48	(1.27-1.71)	<.0001
體液與電解質紊亂	無	1.22	(1.15-1.29)	<.0001
缺乏性貧血	無	1.22	(1.13-1.33)	<.0001
酒精濫用	無	1.42	(1.15-1.77)	0.0014
藥物濫用	無	1.02	(0.84-1.23)	0.8570
嚴重精神病	無	1.13	(1.02-1.26)	0.0233
憂鬱症	無	0.88	(0.84-0.92)	<.0001
前一年中醫門診	0			
≤6		0.83	(0.80-0.87)	<.0001
>6		0.87	(0.81-0.93)	<.0001
中風當次住院天數		1.01	(1.01-1.01)	<.0001
中風當次 ICU 天數		1.04	(1.03-1.04)	<.0001
重大傷病	無	1.45	(1.41-1.50)	<.0001
低收入戶	無	1.27	(1.17-1.37)	<.0001
中風後一年內用藥				
抗凝血藥物	無	1.10	(1.05-1.16)	0.0003
抗血小板藥物	無	0.76	(0.72-0.80)	<.0001
Statin	無	0.64	(0.62-0.67)	<.0001
Fibrates	無	0.55	(0.51-0.60)	<.0001
都市化程度	7			
1		0.76	(0.68-0.86)	<.0001
2		0.78	(0.69-0.88)	<.0001
3		0.85	(0.74-0.96)	0.0112
4		0.93	(0.82-1.05)	0.2309
5		0.89	(0.56-1.41)	0.6182
6		0.90	(0.76-1.08)	0.2590
每十萬人口中醫師數	<1			
1-2		0.95	(0.89-1.02)	0.1418
2-3		1.06	(0.98-1.14)	0.1367

表 4-17 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對死亡 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
≥3		1.08	(1.00-1.16)	0.0398
每十萬人口西醫師數	<16.53			
16.53-24.03		0.98	(0.94-1.03)	0.4030
24.03-41.80		0.93	(0.89-0.98)	0.0023
≥41.80		0.77	(0.73-0.80)	<.0001

表 4-18 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對任一事件 Cox 迴歸校正結果

	參考組	HR	95%CI	p-value
醫療利用傾向	無中風中醫、低中風西醫			
無中風中醫、高中風西醫		0.24	(0.24-0.25)	<.0001
低中風中醫、低中風西醫		0.91	(0.86-0.95)	0.0001
高中風中醫、低中風西醫		0.67	(0.63-0.72)	<.0001
低中風中醫、高中風西醫		0.27	(0.25-0.29)	<.0001
高中風中醫、高中風西醫		0.25	(0.23-0.26)	<.0001
性別	女	1.12	(1.10-1.14)	<.0001
中風年份	2003			
2004		1.01	(0.97-1.05)	0.6824
2005		1.01	(0.97-1.05)	0.6897
2006		0.99	(0.96-1.03)	0.7674
2007		0.99	(0.96-1.03)	0.7434
2008		0.98	(0.94-1.01)	0.2161
2009		0.96	(0.92-0.99)	0.0223
2010		1.02	(0.99-1.06)	0.2252
年齡(每增加 10 歲)		1.33	(1.32-1.34)	<.0001
中風類型	混合性(IS+HS)			
缺血性中風		0.76	(0.70-0.82)	<.0001
出血性中風		0.81	(0.75-0.88)	<.0001
Elixhauser 共病症				
充血性心臟衰竭	無	1.20	(1.16-1.25)	<.0001
心律不整	無	1.11	(1.08-1.14)	<.0001
心瓣膜疾病	無	1.02	(0.98-1.07)	0.3365
肺部循環疾病	無	1.07	(0.95-1.20)	0.2863
周邊血管疾病	無	0.99	(0.95-1.04)	0.7231
無併發症高血壓	無	0.94	(0.93-0.96)	<.0001
併發症高血壓	無	0.85	(0.82-0.89)	<.0001
麻痺	無	1.21	(1.13-1.30)	<.0001
其他神經系統疾病	無	1.33	(1.29-1.38)	<.0001
慢性肺部疾病	無	1.14	(1.11-1.16)	<.0001
糖尿病	無	1.23	(1.20-1.25)	<.0001
甲狀腺機能低下	無	0.96	(0.88-1.04)	0.3261
腎衰竭	無	1.24	(1.20-1.28)	<.0001
肝臟疾病	無	0.99	(0.96-1.02)	0.3217

表 4-18 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對任一事件 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
未出血的消化性潰瘍	無	1.03	(1.01-1.06)	0.0170
淋巴癌	無	1.18	(0.96-1.43)	0.1132
轉移性癌	無	2.16	(1.98-2.36)	<.0001
未轉移的實體癌	無	1.18	(1.14-1.23)	<.0001
血管病	無	0.97	(0.95-1.00)	0.0333
凝血性病變	無	1.20	(1.08-1.34)	0.0007
肥胖症	無	1.05	(0.85-1.28)	0.6676
體重下降	無	1.48	(1.32-1.66)	<.0001
體液與電解質紊亂	無	1.26	(1.21-1.32)	<.0001
缺乏性貧血	無	1.12	(1.06-1.19)	0.0001
酒精濫用	無	1.47	(1.31-1.65)	<.0001
藥物濫用	無	1.00	(0.90-1.12)	0.9949
嚴重精神病	無	1.14	(1.07-1.23)	0.0002
憂鬱症	無	0.94	(0.92-0.97)	<.0001
前一年中醫門診	0			
≤6		0.87	(0.85-0.90)	<.0001
>6		0.91	(0.87-0.94)	<.0001
中風當次住院天數		1.01	(1.01-1.01)	<.0001
中風當次 ICU 天數		1.04	(1.04-1.04)	<.0001
重大傷病	無	1.44	(1.41-1.48)	<.0001
低收入戶	無	1.50	(1.44-1.57)	<.0001
中風後一年內用藥				
抗凝血藥物	無	1.28	(1.23-1.32)	<.0001
抗血小板藥物	無	0.79	(0.77-0.82)	<.0001
Statin	無	0.74	(0.72-0.76)	<.0001
Fibrates	無	0.75	(0.72-0.78)	<.0001
都市化程度	7			
1		0.77	(0.71-0.84)	<.0001
2		0.77	(0.71-0.84)	<.0001
3		0.85	(0.78-0.92)	0.0001
4		0.87	(0.80-0.94)	0.0008
5		1.12	(0.81-1.55)	0.4943
6		0.86	(0.77-0.97)	0.0118
每十萬人口中醫師數	<1			
1-2		0.92	(0.88-0.96)	0.0001

表 4-18 中風中醫門診次數與中風西醫門診次數分組對任一事件 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
2-3		0.96	(0.92-1.01)	0.1221
≥3		0.97	(0.93-1.02)	0.2163
每十萬人口西醫師數	<16.53			
16.53-24.03		0.98	(0.95-1.01)	0.1468
24.03-41.80		0.96	(0.93-0.99)	0.0044
≥41.80		0.81	(0.78-0.83)	<.0001

表 4-19 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對任一事件 Cox 迴歸校正結果

	參考組	HR	95%CI	p-value
醫療利用傾向	無中風中醫、低中風西醫			
無中風中醫、高中風西醫		0.24	(0.24-0.25)	<.0001
低中風針灸、低中風西醫		0.82	(0.78-0.86)	<.0001
高中風針灸、低中風西醫		0.74	(0.67-0.81)	<.0001
低中風針灸、高中風西醫		0.26	(0.25-0.28)	<.0001
高中風針灸、高中風西醫		0.25	(0.23-0.27)	<.0001
性別	女	1.12	(1.10-1.14)	<.0001
中風年份	2003			
2004		1.01	(0.97-1.05)	0.6626
2005		1.01	(0.97-1.05)	0.6781
2006		0.99	(0.96-1.03)	0.7436
2007		0.99	(0.96-1.03)	0.6858
2008		0.98	(0.94-1.01)	0.1887
2009		0.95	(0.92-0.99)	0.0149
2010		1.02	(0.98-1.06)	0.2889
年齡(每增加 10 歲)		1.33	(1.32-1.34)	<.0001
中風類型	混合性(IS+HS)			
缺血性中風		0.76	(0.70-0.82)	<.0001
出血性中風		0.82	(0.75-0.89)	<.0001
Elixhauser 共病症				
充血性心臟衰竭	無	1.20	(1.16-1.25)	<.0001
心律不整	無	1.11	(1.08-1.14)	<.0001
心瓣膜疾病	無	1.02	(0.98-1.07)	0.3597
肺部循環疾病	無	1.07	(0.95-1.20)	0.2740
周邊血管疾病	無	0.99	(0.95-1.04)	0.7789
無併發症高血壓	無	0.94	(0.93-0.96)	<.0001
併發症高血壓	無	0.86	(0.82-0.89)	<.0001
麻痺	無	1.22	(1.14-1.30)	<.0001
其他神經系統疾病	無	1.33	(1.29-1.38)	<.0001
慢性肺部疾病	無	1.13	(1.11-1.16)	<.0001
糖尿病	無	1.22	(1.20-1.25)	<.0001
甲狀腺機能低下	無	0.95	(0.87-1.04)	0.2575
腎衰竭	無	1.24	(1.20-1.28)	<.0001
肝臟疾病	無	0.98	(0.95-1.02)	0.3098

表 4-19 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對任一事件 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
未出血的消化性潰瘍	無	1.03	(1.01-1.06)	0.0184
淋巴癌	無	1.18	(0.96-1.44)	0.1104
轉移性癌	無	2.16	(1.98-2.36)	<.0001
未轉移的實體癌	無	1.18	(1.14-1.23)	<.0001
血管病	無	0.97	(0.95-1.00)	0.0333
凝血性病變	無	1.21	(1.09-1.35)	0.0006
肥胖症	無	1.05	(0.85-1.28)	0.6710
體重下降	無	1.48	(1.32-1.65)	<.0001
體液與電解質紊亂	無	1.27	(1.22-1.32)	<.0001
缺乏性貧血	無	1.12	(1.06-1.19)	0.0001
酒精濫用	無	1.47	(1.31-1.65)	<.0001
藥物濫用	無	1.00	(0.90-1.12)	0.9823
嚴重精神病	無	1.14	(1.07-1.23)	0.0002
憂鬱症	無	0.94	(0.91-0.97)	<.0001
前一年中醫門診	0			
≤6		0.87	(0.85-0.90)	<.0001
>6		0.90	(0.87-0.94)	<.0001
中風當次住院天數		1.01	(1.01-1.01)	<.0001
中風當次 ICU 天數		1.04	(1.04-1.04)	<.0001
重大傷病	無	1.44	(1.41-1.48)	<.0001
低收入戶	無	1.50	(1.44-1.57)	<.0001
中風後一年內用藥				
抗凝血藥物	無	1.28	(1.23-1.32)	<.0001
抗血小板藥物	無	0.80	(0.77-0.82)	<.0001
Statin	無	0.74	(0.72-0.76)	<.0001
Fibrates	無	0.75	(0.72-0.78)	<.0001
都市化程度	7			
1		0.77	(0.71-0.84)	<.0001
2		0.77	(0.71-0.84)	<.0001
3		0.85	(0.78-0.92)	0.0001
4		0.87	(0.80-0.94)	0.0008
5		1.12	(0.81-1.55)	0.4877
6		0.86	(0.77-0.97)	0.0112
每十萬人口中醫師數	<1			
1-2		0.92	(0.88-0.96)	0.0001

表 4-19 中風針灸門診次數與中風西醫門診次數分組對任一事件 Cox 迴歸校正結果(續)

	參考組	HR	95%CI	p-value
2-3		0.96	(0.92-1.01)	0.1159
≥3		0.97	(0.93-1.02)	0.2119
每十萬人口西醫師數	<16.53			
16.53-24.03		0.98	(0.95-1.01)	0.1486
24.03-41.80		0.96	(0.93-0.99)	0.0039
≥41.80		0.80	(0.78-0.83)	<.0001

第五章 討論



第一節 研究方法討論

一、研究主題與研究樣本

(一)、研究樣本選擇較嚴謹


本研究在研究樣本的選擇是以較嚴謹的定義作為篩選的條件。首先我們利用健保資料庫排除前一年有中風相關門診利用作為新發中風病人的初步篩選條件，因為我們的研究預後的結果有再中風與與死亡的相關研究，所以又排除了三個月內再中風（23,800 人）以及中風當次即死亡（32,616 人）的研究對象，避免影響研究結果的精確性。同時我們又排除了中風後沒有中風相關醫療利用，這類的研究對象一共有 66,673 人，避免了健保資料庫研究容易因醫療人員誤選或編碼所產生的錯誤，仔細的篩選出研究對象。大部分的相關健保資料庫中風與中醫研究並無此排除步驟，容易影響研究對象的選擇與納入。

(二)、「再中風」的定義較為趨近於真實

在結果與預後的項目之一「再中風」的定義上，本研究是以再次住院的主次診斷為中風，且住院前後 7 天內有做 CT/MRI 檢查，並以再次中風住院之入院日期 (IN_DATE) 視為再中風日期；如此的目的乃是避免單純以 ICD-9-CM 的編碼即再次認為研究對象發生再中風，有加做 CT/MRI 檢查的處置，代表醫療人員有懷疑或再確定的可能性且付諸行動，雖不能完全代表研究對象的真實發生狀況，但最少加此動作更可能趨近於事實。

(三)、共病測量方法較適用於心血管疾病(含中風)

由於國內健保資料庫的研究在疾病嚴重度的差異上常無法呈現，如何運用健保申報資料來選擇適用於次級資料之共病測量方法，以加強研究的內在效度，校正病人基本健康狀況之差異是一需注意的研究方法主題。國內常用以診斷為基礎之



方法中，三種是由原先應用於臨床資料之Charlson Comorbidity Index (簡稱CCI)發展出來，分別為Deyo等、Romano等及D'Hoore等；另一種則為Elixhauser等直接利用申報資料之診斷碼發展。本研究採用Elixhauser's Comorbidity Measure乃因本研究之研究樣本數龐大與資料處理技術不成問題，採用類別變項之分析方法能瞭解各共病對照護結果之影響；同時Elixhauser增加了原有CCI所沒有包含的一些疾病類別，例如肥胖、體重下降、酒精濫用等較易對心血管疾病(含中風)產生影響之變項，是相對於Deyo較佳的選擇(朱育增 & 吳肖琪, 2010; 朱育增, 吳肖琪, 李玉春, 賴美淑, & 譚醒朝, 2010)。

(四)、中醫利用傾向的定義

本研究中醫門診醫療利用與中醫門診針灸利用的定義與近幾年發表相關中醫健保資料庫利用研究的定義略有差異。過去的中醫相關研究，中醫門診醫療利用過去通常是被定義成有/無，且這些有/無使用時間年限可能從二年至十年(Chang et al., 2016; Fang, Tsai, Lai, Yeh, & Wu, 2012; Fleischer et al., 2016; H. C. Lin, Yang, & Lee, 2008; K. S. Tsai et al., 2015; Y. T. Tsai, Lai, & Wu, 2014)；另有人則是定義中醫藥有用超過30天才算是有中醫藥利用，但並無交代是否為連續還是累積(Lee et al., 2014; T. Y. Tsai et al., 2016)。但本研究之中醫醫療利用則是定義成 Index date 往後至預後事件發生的中風中醫利用次數，其時間不會超過一年，且依中位數分為低度使用、高度使用。同樣的，過去中醫針灸利用的定義常是事件發生後一年內至少接受針灸二個療程(12次)以上(Shih et al., 2014; Shih et al., 2013)；也有定義成至少接受連續6次針灸治療，但並未交代於事件發生後多久內給予治療，但其追蹤針灸所產生的效果則是從2000年至2009年(Shih et al., 2015)。而本研究針灸的定義 Index date 往後至事件發生中風針灸次數，且以12次為切點，分為低度使用、高度使用，且其利用及追蹤時間不會超過一年，較易看到一年內之短期效果。而整個預後事件發生的追蹤時間均為中風事件發生後一年內，且預後事件的定義是癱瘓、肺炎、再中風

及死亡等事件之發生，而任一事件發生之定義則以最早發生之事件日期作為任一事件日期，其預後結果之追蹤則較顯而易見。



二、資料來源與資料品質

本研究以全國性之全民健康保險研究資料庫，所利用年份為2002-2011年，共十年資料進行分析；以2003至2010年新發中風個案，且須接受住院治療的患者納入研究對象。其中刪除2003年以前及2010年後新發中風之樣本、性別為遺漏值、第一次中風住院後三個月內即再中風、中風當次住院死亡、中風住院後至事件發生前均無中風門診利用者，主要目的是嚴謹定義研究對象及提升研究品質。由於是屬於健保資料庫的次級資料，無法從其中獲得中風嚴重度的實際資料，但本研究用抗凝血藥物、抗血小板藥物、降血脂藥（含Statin及Fibrate）、Elixhauser共病症分數等變項間接測量病人的病情狀態。



第二節 研究結果的討論

一、癲癇

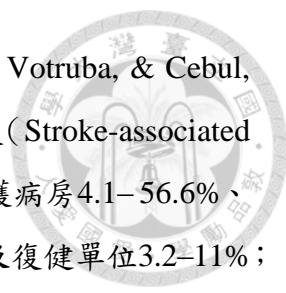
本研究發現中風一年後之癲癇發生率約4.45%。曾有研究報告指出病人中風五年內發生癲癇的機率有11.5% (Burn et al., 1997)；也有一份有關華人的急性期中風追蹤研究指出，在急性中風期後一年內有3.4%的病患發生癲癇，其中男性及皮質部位中風是主要的危險因子 (Cheung, Tsoi, Au-Yeung, & Tang, 2003)。另有報告指出隨著年紀的增加會增加癲癇發生的機率，年紀大於75歲以上男性的發生率是4.7%，而女性則為3.4%(Hauser, Annegers, & Kurland, 1993)。本研究之中風一年後之癲癇發生率與各研究的結果差異不大。

本研究發現相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，不管是高中風中醫利用與低中風西醫利用組 (HR=0.83)、低中風中醫利用與高中風西醫利用組 (HR=0.36)與高中風中醫利用與高中風西醫利用組(HR=0.42)均能降低癲癇的風險。曾有論文回顧出23種中藥可能成為治療癲癇的潛在可能性(Xiao, Yan, Chen, & Zhou, 2015)，但目前均無相關的中醫藥臨床研究證實確可減少中風後之癲癇發生，本研究結果值得中醫藥臨床研究者投入繼續研究相關藥物的發展。

另本研究結果發現，相對於無中風針灸利用與低中風西醫利用組，不管是高中風針灸利用與低中風西醫利用組 (HR=0.88)、低中風針灸利用與高中風西醫利用組 (HR=0.38) 與高中風針灸利用與低中風西醫利用組 (HR=0.43) 均有幫助降低癲癇的風險。曾有中醫藥健保資料庫研究指出，針灸可降低腦外傷病人中風的風險(Shih et al., 2014)，而2014年的Cochrane的初步結論則是目前並無足夠證據認為針灸對癲癇有幫助(Cheuk & Wong, 2014)；如此本研究結果值得針灸對中風病人癲癇的效益重新審視。

二、肺炎

肺炎是常見中風的併發症。曾有研究以1991-1997的病歷紀錄探討中風後肺炎

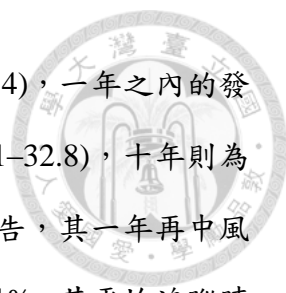


的發生率，發現肺炎的發生率是5.6% (Katzan, Dawson, Thomas, Votruba, & Cebul, 2007)。也有研究以PubMed 所發表的論文來研究中風相關的肺炎(Stroke-associated pneumonia, SAP)發生率，發現各種病房的發生率如下：神經加護病房4.1–56.6%、內科加護病房17–50%、中風病房 3.9–44%、混合單位3.9–23.8%及復健單位3.2–11%；而短期因中風相關肺炎的死亡率約10.1%至37.3% (Hannawi, Hannawi, Rao, Suarez, & Bershad, 2013)。也有加拿大的研究，一共收集8251位缺血性中風病人，發現其肺炎發生率是7.1%。而本研究則全國中風病人的肺炎發現是7.41%，與上述研究差異不大。

本研究結果發現，不管是中醫使用或是針灸使用的二種分類比較，相對於無中醫利用與低西醫利用組，中醫的加入或高使用都會降低肺炎的發生風險。有研究報告指出，中風病人肺炎與病人吞嚥功能失常有關，吞嚥功能失常易造成中風病人缺水、營養不良進而容易造成肺炎；估計約有43-54%的中風病人曾有因吞嚥問題而造成噎到的經驗，約有37%噎到的病人會產生肺炎，而有3.8%的肺炎病人最後會導致死亡(Doggett et al., 2001)；所以避免中風病人因吞嚥困難而產生肺炎甚至死亡是一重要的課題。目前有最新的研究指出針灸配合吞嚥訓練可降低因中風所引起的吞嚥功能失常(Feng et al., 2016; Mao et al., 2016; Xia, Zheng, Zhu, & Tang, 2016)；但在2008年的Cochrane的結論則是目前並無足夠證據認為針灸對中風後的吞嚥功能失常有幫助(Xie, Wang, He, & Wu, 2008)，2012年另有一篇Meta-analysis的文章也持較保留的看法(Long & Wu, 2012)。或許本研究的發現可促使中醫藥或針灸另以高品質的臨床試驗重新檢視它們對中風後肺炎的預防效果。

三、再中風

再中風目前各國的發生率並不一致，若是第一次發生中風過，其再度發生中風的風險是相同年紀與性別而未中風者的六倍(Hardie, Hankey, Jamrozik, Broadhurst, & Anderson, 2004)；有研究報告整理出一年再中風的發生率有里斯本(葡萄牙)7.0%、南京(中國)20.6%；五年再中風的發生率有南倫敦(英國)16.2%、福岡的久山町(日本)35.3%；十年再中風的發生率有羅馬(義大利)14%、福岡的久山町(日本)51.3%；



其計算整體累積再中風發生率，30天之內為3.1% (95% CI, 1.7–4.4)，一年之內的發生率為11.1% (95% CI, 9.0 –13.3)，五年則為26.4% (95% CI, 20.1–32.8)，十年則為39.2% (95% CI, 27.2–51.2) (Mohan et al., 2011)。也有西班牙的報告，其一年再中風發生率是12%(Egido, 2005)。而本研究一年內的再中風率只有5.31%，其平均追蹤時間是11.30個月，整體是相對偏低，可能是與我們採用除了有中風住院的編碼之外，還加上住院前後7天之內必須有CT/MRI的處置較為嚴謹有關。

本研究發現，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，低中風中醫利用與高中風西醫利用組(HR=0.41)與高中風中醫利用與高中風西醫利用組(HR=0.35)均可幫助降低再中風發生的風險；同樣的中風針灸類之分組也有類似的表現；代表再中風降低發生風險的因子主要是在於西醫之利用率而中醫藥或針灸只是輔助效應。2015年施純全醫師等發表針灸可降低缺血性中風的再中風風險12%，而與沒有針灸和藥物服用組的病人相比較，藥物組、針灸組與針灸和藥物服用兩者皆有組其再中風的風險分別為0.42 (95% C.I. 0.38–0.46)、 0.50 (95% C.I. 0.43–0.57)與0.39 (95% C.I. 0.35–0.43)，顯示出針灸的加成輔助效應(Shih et al., 2015)。

四、死亡

本研究的中風後一年之內死亡率為 8.99% (17595 人)，但排除了當次中風即死亡的病例 32616 人。台灣亞東醫院曾回溯分析該醫院從 1991 年至 2008 年 18 歲以上之中風病人，其中出血性中風病人 3678 人、缺血型中風 16010 人，發現一年之後的存活率分別為 71%與 84%，所以一年死亡率分別為 29%與 16%(Chen, Li, Lee, Kwok, & Chu, 2014)。也有沙烏地阿拉伯的醫院報告指出，該醫院一年內整體的死亡率為 26.9%(Almekhlafi, 2016)。所以本研究的一年內之死亡率應在合理的推估之內。

本研究結果發現，不管是中醫使用、針灸使用或是全中醫使用的三種分類比較，相對於無中醫利用與低西醫利用組，中醫的加入或高使用都會降低一年內死亡的

發生風險。在 2016 年張家綺與李育臣醫師等的研究(Chang et al., 2016)中，以 2001-2009 年百萬歸人檔找出新發中風患者 23,816 人，利用至少使用一次中醫紀錄，將其分為有中醫使用與無中醫使用者，研究結果發現使用中醫可降低所有中風 56%、缺血性中風 50%與出血型中風 75%的死亡風險，與本研究結果頗有相互呼應之處。



第三節 研究限制

受限研究資料的可取得性，以及研究設計、分析方法，本研究有以下限制：

一、研究設計與樣本定義


本研究以全民健康保險資料庫中主、次診斷作為中風及相關合併症、預後事件之認定，而非以臨床醫師診斷，可能受到資料庫限制(門診限制三個疾病碼、住院限制五個疾病碼)的影響，而有低估的情形；然而目前台灣全民健康保險涵蓋近 97% 的人口，包括門、急、住診與用藥處置所有就醫資料，本研究採世代追蹤研究，並以住院診斷做為病人篩選條件，追蹤病人自診斷為中風後所有就醫資料，故雖有低估之虞，但推估遺漏的個案數應不多。

二、次級資料庫限制

本研究使用之健保資料庫資料為行政申報資料，無法取得病人教育程度、對醫療行為之認知、自覺健康程度、醫病溝通、醫療組織服務之方便性及等待時間等，此為本研究之限制。另本研究以全民健保所提供之中醫門診為主，若研究對象使用自費中醫療法，則無法知道其醫療利用情形。而健保資料庫僅能提供被保險人投保地區資料，但投保地區可能與實際居住地產生差異，居於中風此類疾病特性，時間與病程較為緊迫，而台灣於 2004 年始進行推廣急性腦中風的血栓溶解治療(Chung & Hu, 2010)，病人會送往較鄰近的地區住院，所以本研究假設病患當次中風住院醫療院所所在地為病人居住地，因此可能對於醫療資源之分佈與都市化程度產生影響，但預期差異不大。

三、健保申報與疾病編碼的正確性

台灣之健保制度由醫師或醫療行政申報單位對於住院或門診提供申報編碼，但曾有研究報告指出台灣糖尿病之疾病編碼準確性只達 74.6%(C. C. Lin, Lai, Syu, Chang, & Tseng, 2005)。但也有人研究若使用 ICD9-CM 的五碼編碼來辨認急性缺



血性中風，其陽性預測值高達 88.4% (95% CI: 86.8-89.8%)，而敏感度 97.3% (95% CI: 96.4-98.1%)(Hsieh, Chen, Li, & Lai, 2015)；而在美國的類似 COPD (慢性阻塞性肺炎) 研究其陽性預測值也達 87.6% (95% CI: 80.9%-92.6%)(Kern et al., 2015)。本研究則為提升資料準確性，排除了中風後至預後事件無任何中風利用的案件；如肺炎是以住院肺炎相關診斷代碼為主；另外是再中風的診斷，除了住院編碼外，再加上住院前後 7 天內有做 CT/MRI 檢查來增加研究資料的正確性。

第六章 結論與建議



第一節 結論

本研究以 2003-2010 年新發中風的研究對象，探討其中風一年內中西醫門診利用的差異對其中風急性期後一年預後事件發生的影響，其結論如下：


一、本研究共納入 230,477 人納入為研究對象。依照其中風後一年內的中醫門診利用之有無及使用次數之中位數（低 \leq 5,高 $>$ 5）可將之分為三組：無中醫利用 195,698 人（84.32%）、低中風中醫利用 18,241（7.91%）人及高中風中醫利用 16,538（7.18%）人；若按照其中風後一年內的中醫針灸利用之有無及使用次數高低（低 \leq 12,高 $>$ 12）可將其分為三組：無針灸利用 195,698 人（84.32%）、低中風針灸利用 26,090 人（11.32%）及高中風針灸利用 8,689 人（3.77%）；若依照中風西醫門診次數之高低，利用西醫門診次數中位數（12 次）可將其分為二組：低中風西醫利用 121,101 人（52.54%）及高中風西醫利用 109376 人（47.46%）。

二、一年的追蹤，發生癲癇的人數 10,252 人（4.45%）；肺炎的人數有 17,074 人（7.41%）；再中風事件則有 12,252 人（5.23%）；發生死亡事件的人數有 18,639 人（8.09%）；而發生任一事件則有 46,713 人（19.83%）。

三、若按照中醫門診利用有無及高低之分組（無中風中醫、低中風中醫、高中風中醫）來追蹤一年內預後事件（癲癇、肺炎、再中風、死亡與任一事件）發生的頻率與時間，發現除癲癇之發生頻率外，其餘均發現中醫醫療利用較少的那一組所發生的頻率次數較高與追蹤發生之平均時間較短，且呈現顯著差異。

四、利用 Cox proportional hazard model 分析中風後中西醫門診利用分組對中風後一年預後事件之影響

（一）就癲癇而言，以中醫利用有無及利用高低來看，相對於無中風中醫與低



中風西醫組，除低中風中醫與低中風西醫組無影響外，其餘各組均可降低發生的風險。若以針灸利用的有無及高低來看，相對於無中風中醫與低中風西醫組，低中風針灸與低中風西醫組和高中風針灸與低中風西醫兩組對發生風險無影響外，其餘各組均可降低癱瘓發生的風險。

- (二) 就肺炎而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，不管是中醫利用或針灸利用搭配各種西醫利用高低的各組均可降低肺炎發生的風險。
- (三) 就再中風而言，以中醫利用有無及利用高低來看，相對於無中風中醫與低中風西醫組，除高中風中醫與低中風西醫組無影響外，而低中風中醫與低中風西醫則略增再中風之風險外，其餘各組均可降低發生的風險。若以針灸利用的有無及高低來看，相對於無中風中醫與低中風西醫組，低中風針灸與低中風西醫組和高中風針灸與低中風西醫組兩組對發生風險無影響外，其餘各組均可降低再中風發生的風險。
- (四) 就一年內死亡而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，不管是中醫利用或針灸利用搭配各種西醫利用高低的其餘各組均可降低中風後一年內死亡發生的風險。
- (五) 就任一事件而言，相對於無中風中醫利用與低中風西醫利用組，不管是中醫利用或針灸利用搭配各種西醫利用高低的其餘各組均可降低中風後一年內任一事件發生的風險。



第二節 建議

一、對主管機關的建議

由於本研究的發現，高度中醫門診利用有助於降低中風病人預後事件發生風險，雖然台灣全民健康保險目前已在中醫總額內建構「腦血管疾病後遺症中醫門診照護試辦計畫」，但我們仍建議政府衛生主管機關應儘速建構一個含有中醫治療的完整中風急性期後之中西醫合作照護模式，以輔助西醫對中風的治療，使中風患者能接受最佳的醫療照護。

二、對未來研究的建議

(一)、長期追蹤研究之中醫介入研究

由於本研究只探討中醫門診利用的差異對中風一年內急性期後病人預後之影響，建議未來研究可進行更長期的追蹤，了解長期中醫介入對於中風病人長期預後與死亡之影響。

(二)、中醫介入類型與密度不同之研究

本研究參考過去研究以針灸次數平均值 12 次定義高度與低度中風針灸介入，另以中位數定義中風相關中醫與西醫介入高低，建議未來研究可進一步探討中醫治療方式介入類型差異與不同密度對中風病人預後之影響。

(三)、臨床研究

由於本研究發現高中醫利用對肺炎及一年內死亡有顯著降低發生風險的輔助效果；另外針灸及中醫藥對癲癇與再中風也有部分助益。建議中醫界應設計高品質、前瞻性、隨機對照的臨床研究，以釐清針灸及中醫藥對中風病人的臨床療效。

參考文獻



中文部分

- 丁志音(2003)。誰使用了非西醫的補充與另類療法？社會人口特質的無區隔性與健康需求的作用 [Who Uses Non-Biomedical, Complementary and Alternative Health Care? Sociodemographic Undifferentiation and the Effects of Health Needs]。台灣公共衛生雜誌，22(3)，155-166. doi: 10.6288/tjph2003-22-03-02
- 中央健康保險局(1995)。全民健康保險統計-84年。台北：中央健康保險局。
- 中央健康保險局會計室(2012)。中華民國100年全民健康保險統計。台北：行政院衛生署中央健康保險局。
- 中風後癱瘓治療指引撰寫小組(2015)。中風後癱瘓治療指引。取自：
http://www.stroke.org.tw/download/guideline/guideline_004.pdf
- 內政部社會司(2008)。低收入戶生活狀況調查摘要分析。台北：內政部。
- 王廷輔(1990)。台中地區居民中西醫療行為取向之研究。公共衛生，17(1)，21-33。
- 朱育增、吳肖琪(2010)。回顧與探討次級資料適用之共病測量方法。[A Review of claims-based Comorbidity Measures]。台灣公共衛生雜誌，29(1)，8-21. doi: 10.6288/tjph2010-29-01-02
- 朱育增、吳肖琪、李玉春、賴美淑、譚醒朝(2010)。探討共病測量方法於健保次級資料之應用 [Assessing Measures of Comorbidity Using National Health Insurance Databases]。台灣公共衛生雜誌，29(3)，191-200。doi: 10.6288/tjph2010-29-03-01
- 吳肖琪(1991)。健康保險與醫療網區域資源對醫療利用之影響(博士)，國立台灣大學，台北市。取自：<http://ndltd.ncl.edu.tw/cgi-bin/gs32/gsweb.cgi?o=dnclcdr&s=id=%22079NTU02058003%22.&searchmode=basic>
- 吳佳蓁(2007)。全民健康保險第五類被保險人醫療利用之探討(碩士)，亞洲大學。
- 李丞華、周穎政、陳龍生與張鴻仁(2004)。全民健保中醫門診利用率及其影響因素 [Utilization of Ambulatory Chinese Medical Services under the National Health Insurance in Taiwan]。臺灣公共衛生雜誌，23(2)，100-107。
- 李妙純、沈茂庭(2008)。全民健保下不同所得群體醫療利用不均因素分析。 [Decomposition of income-related Inequality in Health Care Utilization under National Health Insurance in Taiwan]。臺灣公共衛生雜誌，27(3)，223-231。
- 李卓倫(1987)。民眾尋求與利用健康服務的行為模式。公共衛生季刊，14(1)，42-60。
- 李卓倫(2004)。中醫醫療利用率及其影響因素探討-2004年度委託研究計畫成果報告。台北：行政院衛生署中醫藥委員會。
- 李卓倫、紀駿輝、賴俊雄(1994)。1981-1994年中醫政策研究之回顧。公共衛生，



- 21(2), 97-107。
- 李宗霖(2012)。不同收入重大傷病病患其醫療利用是否相同-以全民健保資料庫為例(碩士)，義守大學，高雄。
- 李金鳳(1990)。中西醫門診病患對傳統醫療認知情意與行為意向之調查研究(碩士)，陽明大學，台北。
- 林美珠、李玉春(2003)。全民健保中醫門診總額支付制度實施前醫療服務品質之研究。臺灣公共衛生雜誌，22(3)，204-216。
- 林寬佳、陳美麗、葉美玲、許中華、陳逸倫與周碧瑟(2009)。輔助與替代療法之使用及其相關因素之全國性調查。[Prevalence, Pattern, and Predictors of Use of Complementary and Alternative Medicine in Taiwan]。臺灣公共衛生雜誌，28(1)，53-68. doi: 10.6288/tjph2009-28-01-06
- 邱弘毅(2008)。腦中風之現況與流行病學特徵。腦中風會訊，15(3)，2-4。
- 施純全(2011)。台灣中醫醫療利用之研究：醫療資源、人口地理社經因子及健康行為之影響(博士)，中國醫藥大學，台中。
- 胡漢華等(2008)。台灣腦中風防治指引2008。取自：<http://www.stroke.org.tw/guideline/file/台灣腦中風防治指引2008.pdf>
- 翁瑞宏(2000)。全民健康保險中醫門診醫療利用之研究(碩士)，中國醫藥大學，台中。
- 翁瑞宏、郝宏恕、黃金安、黃靖媛與羅萱(2004)。健保中醫門診醫療服務之市場區隔變數分析。[Analysis of Variables Segmenting the Chinese Medicine Market under National Health Insurance in Taiwan]。醫務管理期刊，5(2)，171-186。
- 康健壽(1991)。中醫門診病人求診教學醫院中醫部或一般中醫診所的相關因素之探討(碩士)，臺灣大學，台北。
- 康翠秀、陳介甫、周碧瑟(1998)。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。[The Knowledge, Belief, and Behavioral Intention of Traditional Chinese Medicine in Peitou District, Taipei]。中華公共衛生雜誌，17(2)，80-92。
- 張育嘉(2001)。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(碩士)，國立陽明大學，台北市。取自：<http://ndltd.ncl.edu.tw/cgi-bin/g32/gswweb.cgi?o=dnclcdr&s=id=%22089YM000528006%22.&searchmode=basic>
- 梁淑勤(2003)。全民健保中醫門診利用之研究(碩士)，中國醫藥學院，台中市。取自：<http://ndltd.ncl.edu.tw/cgi-bin/g32/gswweb.cgi?o=dnclcdr&s=id=%22091CMCH0520001%22.&searchmode=basic>
- 章美英、劉介宇、朱美綺、吳宗懋、陳美麗、朱梅綾(2013)。國人使用輔助與替代醫療現況及其相關因素：2011年全國性調查分析[Conditions for the Use of Complementary and Alternative Medicine in Taiwan: A Nationwide Survey



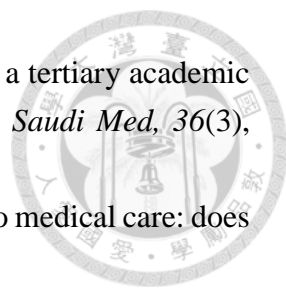
- Analysis for 2011]。台灣公共衛生雜誌，32(1)，85-99。doi: 10.6288/tjph2013-32-01-11
- 郭巧儀(2004)。多醫就診者之醫療利用及其影響因素(碩士)，國立陽明大學，台北市。取自：<http://ndltd.ncl.edu.tw/cgi-bin/g32/gweb.cgi?o=dnclcdr&s=id=%22092YM005528021%22.&searchmode=basic>
- 陳永興(1997)。台灣醫療發展史。台北：月旦出版社。
- 陳珮青、楊銘欽、江東亮、鄭守夏(2003)。病人跨區住院與醫療區資源分佈之探討 [A Study of Cross-Region Admission and the Distribution of Regional Inpatient Care Resources]。臺灣公共衛生雜誌，22(1)，27-32。
- 陳雅惠(2003)。以存活分析方法探討中醫醫療利用率(碩士)，中國醫藥學院，台中市。取自：<http://ndltd.ncl.edu.tw/cgi-bin/g32/gweb.cgi?o=dnclcdr&s=id=%22091CMCH0528003%22.&searchmode=basic>
- 黃芬芬(1999)。從醫院服務量來看誘發性需求之研究(碩士)，國立臺灣大學，台北市。取自：<http://ndltd.ncl.edu.tw/cgi-bin/g32/gweb.cgi?o=dnclcdr&s=id=%22087NTU01529012%22.&searchmode=basic>
- 黃瑞雄(1990)。腦中風之預防與治療。當代醫學，(201)。
- 黃瑞雄(1998a)。出血性腦中風之治療。當代醫學，(294)，263-265。
- 黃瑞雄(1998b)。缺血性腦中風之治療。當代醫學，(292)，91-96。
- 董麗美(2006)。自評健康狀態對中醫門診利用率的影響。網路社會學通訊期刊，57。
- 廖建彰，李采娟，林瑞雄，& 宋鴻樟。(2006)。2000年台灣腦中風發生率與盛行率的城鄉差異。 [Urban and Rural Difference in Prevalence and Incidence of Stroke in 2000 in Taiwan]。台灣公共衛生雜誌，25(3)，223-230。doi: 10.6288/tjph2006-25-03-06
- 廖繼鎡(1997)。我國中老年醫療使用及對全民健保醫療費用影響之探討(碩士)，國立中正大學，嘉義。
- 劉介宇、洪永泰、莊義利、陳怡如、翁文舜、劉季鑫、梁賡義(2006)。台灣地區鄉鎮市區發展類型應用於大型健康調查抽樣設計之研究 [Incorporating Development Stratification of Taiwan Townships into Sampling Design of Large Scale Health Interview Survey]。健康管理學刊，4(1)，1-22。
- 蔡文正、龔佩珍、廖凱平(2004)。The Impact of Physician Supply on the Utilization of Ambulatory Care under the National Health Insurance[全民健保下醫師數增加對西醫門診醫療利用之影響]。Mid-Taiwan Journal of Medicine, 9(1), 27-37.
- 蔡文正、龔佩珍(2001)。中醫醫療利用成長與醫師數增加之關係 [Relationship Between Chinese Medical Utilization and Growth of Physicians]。臺灣公共衛生雜誌，20(6)，463-474。
- 蔡文全(1994)。公保各類保險被保險人中醫醫療利用之研究(碩士)，臺灣大學，台



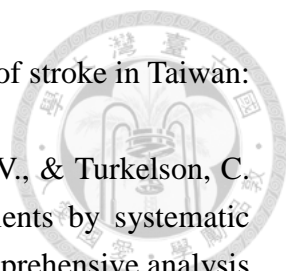
- 北。
- 蔡淑貞(2002)。低收入戶全民健康保險資源耗用分析(碩士)，國防醫學院，台北。
- 衛生署(2000)。中醫門診總額支付制度之推動過程。中醫報導(Ed.)，Vol. 2(2)：34-37。台北：中醫師公會全國聯合會。
- 衛生福利部統計署(2014)。Health statistics. 取自：
http://www.mohw.gov.tw/cht/DOS/Statistic.aspx?f_list_no=312.
- 鄧振華(2002)。台灣地區中醫醫療資源及民眾特質對中醫醫療服務利用之研究(碩士)，中國醫藥學院，台中市。取自：<http://ndltd.ncl.edu.tw/cgi-bin/gs32/gsweb.cgi?o=dnclcdr&s=id=%22090CMCH0528022%22.&searchmode=basic>
- 賴芳足(1996)。全民健保實施後民眾醫療利用影響因素之研究(碩士)，中國醫藥學院，台中市。取自：<http://ndltd.ncl.edu.tw/cgi-bin/gs32/gsweb.cgi?o=dnclcdr&s=id=%22084CMCH0528003%22.&searchmode=basic>
- 鍾其祥、賴錦皇、邱柏舜、白璐、簡戎鑑(2010)。台灣 2006-07 年不同經濟狀況民眾事故傷害住院分析。台灣家庭醫學雜誌，20(4)，153-167。
- 藍忠孚(1981)。尋求醫療服務過程之障礙—兼論醫療資源的分配與利用三民主義研究所叢刊 10-第二次社會指標研討會(pp. 223-245)。台北南港：中央研究院三民主義研究所。
- 藍祚運、林雪如與黃信忠(1998)。全民健保各類目保險對象使用醫療費用之探討。台北：中央健康保險局。
- 顧漢凌(2006)。全民健保體系下醫療資源分佈對個人醫療使用的影響(碩士)，國立東華大學，花蓮縣。取自：<http://ndltd.ncl.edu.tw/cgi-bin/gs32/gsweb.cgi?o=dnclcdr&s=id=%22094NDHU5324016%22.&searchmode=basic>

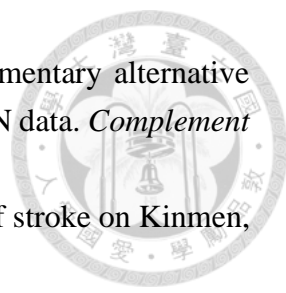
英文部分

- Access to Medical Care: Dose it Matter? *Journal of Health and Social Behavior Behavior*, 36, 1-10.
- Aday, L. A., & Andersen, R. (1974). A framework for the study of access to medical care. *Health Serv Res*, 9(3), 208-220.
- Agabiti, N., Pirani, M., Schifano, P., Cesaroni, G., Davoli, M., Bisanti, L., Perucci, C. A. (2009). Income level and chronic ambulatory care sensitive conditions in adults: a multicity population-based study in Italy. *BMC Public Health*, 9, 457. doi: 10.1186/1471-2458-9-457
- Albert, J. F., Sanderman, R. , Eimers, J. M. , & Heuvel, V.D. (1997). Socioeconomic Inequity in Health Care: A Study of Services Utilization in Curacao. . *Social Science & Medicine*, 45(2), 213-220.

- 
- Almekhlafi, M. A. (2016). Trends in one-year mortality for stroke in a tertiary academic center in Saudi Arabia: a 5-year retrospective analysis. *Ann Saudi Med*, 36(3), 197-202. doi: 10.5144/0256-4947.2016.197
- Andersen, R. M. (1995). Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter?. *Journal of health and social behavior*, 1-10.
- Andersen, R. M., & Davidson, P. L. (2007). *Improving Access to Care in America - Individual and Contextual Indicators Changing the U.S. Health Care System: Key Issues in Health Services Policy and Management* (3 ed.). San Francisco: Jossey-Bass.
- Andersen, R., & Aday, L. A. (1978). Access to medical care in the US: Realized and potential. *Medical Care*, 16(7), 533-546.
- Anderson, C., Ni Mhurchu, C., Brown, P. M., & Carter, K. (2002). Stroke rehabilitation services to accelerate hospital discharge and provide home-based care: an overview and cost analysis. *Pharmacoeconomics*, 20(8), 537-552.
- Arcury, T. A., Gesler, W. M., Preisser, J. S., Sherman, J., Spencer, J., & Perin, J. (2005). The effects of geography and spatial behavior on health care utilization among the residents of a rural region. *Health Serv Res*, 40(1), 135-155. doi: 10.1111/j.1475-6773.2005.00346.x
- Arnao, V., Acciarresi, M., Cittadini, E., & Caso, V. (2016). Stroke incidence, prevalence and mortality in women worldwide. *Int J Stroke*, 11(3), 287-301. doi: 10.1177/1747493016632245
- Balsa, Ana I., Rossi, Máximo, & Triunfo, Patricia. (2009). Horizontal Inequity in Access to Health Care in Four South American Cities. *ECINEQ 2009-131*, 42.
- Burn, J., Dennis, M., Bamford, J., Sandercock, P., Wade, D., & Warlow, C. (1997). Epileptic seizures after a first stroke: the Oxfordshire Community Stroke Project. *BMJ*, 315(7122), 1582-1587.
- Campbell, N. C., Elliott, A. M., Sharp, L., Ritchie, L. D., Cassidy, J., & Little, J. (2000). Rural factors and survival from cancer: analysis of Scottish cancer registrations. *Br J Cancer*, 82(11), 1863-1866. doi: 10.1054/bjoc.1999.1079
- Chang, C. C., Chen, T. L., Chiu, H. E., Hu, C. J., Yeh, C. C., Tsai, C. C.,...and Shih, C. C. (2016). Outcomes after stroke in patients receiving adjuvant therapy with traditional Chinese medicine: A nationwide matched interventional cohort study. *J Ethnopharmacol*, 177, 46-52. doi: 10.1016/j.jep.2015.11.028
- Chang, C. C., Lee, Y. C., Lin, C. C., Chang, C. H., Chiu, C. D., Chou, L. W.,...and Yen, H. R. (2016). Characteristics of traditional Chinese medicine usage in patients with stroke in Taiwan: A nationwide population-based study. *J Ethnopharmacol*, 186, 311-321. doi: 10.1016/j.jep.2016.04.018
- Chang, K. C., & Tseng, M. C. (2003). Costs of acute care of first-ever ischemic stroke in

- Taiwan. *Stroke*, 34(11), e219-221. doi: 10.1161/01.str.0000095565.12945.18
- Chang, LC, Huang, N, Chou, YJ, CH, Lee, FY, Kao, & YT, Huang. (2008). Utilization patterns of Chinese medicine and Western medicine under the National Health Insurance Program in Taiwan, a population-based study from 1997 to 2003. *BMC Health Serv Res.* , 8, 170.
- Chen, F. P., Chen, T. J., Kung, Y. Y., Chen, Y. C., Chou, L. F., Chen, F. J., & Hwang, S. J. (2007). Use frequency of traditional Chinese medicine in Taiwan. *BMC Health Serv Res*, 7, 26. doi: 10.1186/1472-6963-7-26
- Chen, F. P., Jong, M. S., Chen, Y. C., Kung, Y. Y., Chen, T. J., Chen, F. J., & Hwang, S. J. (2011). Prescriptions of Chinese Herbal Medicines for Insomnia in Taiwan during 2002. *Evid Based Complement Alternat Med*, 2011, 236341. doi: 10.1093/ecam/nep018
- Chen, F. P., Kung, Y. Y., Chen, T. J., & Hwang, S. J. (2006). Demographics and patterns of acupuncture use in the Chinese population: the Taiwan experience. *J Altern Complement Med*, 12(4), 379-387. doi: 10.1089/acm.2006.12.379
- Chen, F. P., Kung, Y. Y., Chen, Y. C., Jong, M. S., Chen, T. J., Chen, F. J., & Hwang, S. J. (2008). Frequency and pattern of Chinese herbal medicine prescriptions for chronic hepatitis in Taiwan. *J Ethnopharmacol*, 117(1), 84-91. doi: 10.1016/j.jep.2008.01.018
- Chen, H. F., Li, C. Y., Lee, S. P., Kwok, Y. T., & Chu, Y. T. (2014). Improving the one-year mortality of stroke patients: an 18-year observation in a teaching hospital. *Tohoku J Exp Med*, 232(1), 47-54.
- Cheuk, D. K., & Wong, V. (2014). Acupuncture for epilepsy. *Cochrane Database Syst Rev*(5), CD005062. doi: 10.1002/14651858.CD005062.pub4
- Cheung, C. M., Tsoi, T. H., Au-Yeung, M., & Tang, A. S. (2003). Epileptic seizure after stroke in Chinese patients. *J Neurol*, 250(7), 839-843. doi: 10.1007/s00415-003-1091-3
- Chiu, H. C., Lee, L. J., Hsieh, H. M., & Mau, L. W. (2003). Inappropriate hospital utilization for long-stay patients in southern Taiwan. *Kaohsiung J Med Sci*, 19(5), 225-232. doi: 10.1016/s1607-551x(09)70428-0
- Chiu, H. E., Hung, Y. C., Chang, K. C., Shih, C. C., Hung, J. W., Liu, C. W.,...and Huang, C. C. (2014). Favorable circulatory system outcomes as adjuvant traditional Chinese medicine (TCM) treatment for cerebrovascular diseases in Taiwan. *PLoS One*, 9(1), e86351. doi: 10.1371/journal.pone.0086351
- Chuang, C. H., Chang, P. J., Hsieh, W. S., Tsai, Y. J., Lin, S. J., & Chen, P. C. (2009). Chinese herbal medicine use in Taiwan during pregnancy and the postpartum period: a population-based cohort study. *Int J Nurs Stud*, 46(6), 787-795. doi: 10.1016/j.ijnurstu.2008.12.015

- 
- Chung, C. P., & Hu, H. H. (2010). [Acute management and research of stroke in Taiwan: an update]. *Rinsho Shinkeigaku*, 50(11), 828-829.
- Doggett, D. L., Tappe, K. A., Mitchell, M. D., Chapell, R., Coates, V., & Turkelson, C. M. (2001). Prevention of pneumonia in elderly stroke patients by systematic diagnosis and treatment of dysphagia: an evidence-based comprehensive analysis of the literature. *Dysphagia*, 16(4), 279-295. doi: 10.1007/s00455-001-0087-3
- Egido, J. A. (2005). Benefits of modifying the predictive factors of stroke recurrence. *Cerebrovasc Dis*, 20 Suppl 2, 84-90. doi: 10.1159/000089360
- Eisenberg, D. M., Davis, R. B., Ettner, S. L., Appel, S., Wilkey, S., Van Rompay, M., & Kessler, R. C. (1998). Trends in alternative medicine use in the United States, 1990-1997: results of a follow-up national survey. *JAMA*, 280(18), 1569-1575.
- Eisenberg, D. M., Kessler, R. C., Foster, C., Norlock, F. E., Calkins, D. R., & Delbanco, T. L. (1993). Unconventional medicine in the United States. Prevalence, costs, and patterns of use. *N Engl J Med*, 328(4), 246-252. doi: 10.1056/nejm199301283280406
- Engelman, K. K., Hawley, D. B., Gazaway, R., Mosier, M. C., Ahluwalia, J. S., & Ellerbeck, E. F. (2002). Impact of geographic barriers on the utilization of mammograms by older rural women. *J Am Geriatr Soc*, 50(1), 62-68.
- Esenwa, C., & Gutierrez, J. (2015). Secondary stroke prevention: challenges and solutions. *Vasc Health Risk Manag*, 11, 437-450. doi: 10.2147/vhrm.s63791
- Evers, S. M., Struijs, J. N., Ament, A. J., van Genugten, M. L., Jager, J. H., & van den Bos, G. A. (2004). International comparison of stroke cost studies. *Stroke*, 35(5), 1209-1215. doi: 10.1161/01.str.0000125860.48180.48
- Fang, R. C., Tsai, Y. T., Lai, J. N., Yeh, C. H., & Wu, C. T. (2012). The traditional chinese medicine prescription pattern of endometriosis patients in taiwan: a population-based study. *Evid Based Complement Alternat Med*, 2012, 591391. doi: 10.1155/2012/591391
- Feng, S., Cao, S., Du, S., Yin, T., Mai, F., Chen, X., & Su, X. (2016). [Acupuncture combined with swallowing training for post-stroke dysphagia: a randomized controlled trial]. *Zhongguo Zhen Jiu*, 36(4), 347-350.
- Finlayson, O., Kapral, M., Hall, R., Asllani, E., Selchen, D., & Saposnik, G. (2011). Risk factors, inpatient care, and outcomes of pneumonia after ischemic stroke. *Neurology*, 77(14), 1338-1345. doi: 10.1212/WNL.0b013e31823152b1
- Fleischer, T., Chang, T. T., Chiang, J. H., Hsieh, C. Y., Sun, M. F., & Yen, H. R. (2016). Integration of Chinese Herbal Medicine Therapy Improves Survival of Patients With Chronic Lymphocytic Leukemia: A Nationwide Population-Based Cohort Study. *Medicine (Baltimore)*, 95(21), e3788. doi: 10.1097/md.00000000000003788

- 
- Fox, P., Coughlan, B., Butler, M., & Kelleher, C. (2010). Complementary alternative medicine (CAM) use in Ireland: a secondary analysis of SLAN data. *Complement Ther Med*, 18(2), 95-103. doi: 10.1016/j.ctim.2010.02.001
- Fuh, J. L., Wang, S. J., Liu, H. C., & Shyu, H. Y. (2000). Incidence of stroke on Kinmen, Taiwan. *Neuroepidemiology*, 19(5), 258-264. doi: 26263
- Geeganage, C., Beavan, J., Ellender, S., & Bath, P. M. (2012). Interventions for dysphagia and nutritional support in acute and subacute stroke. *Cochrane Database Syst Rev*, 10, CD000323. doi: 10.1002/14651858.CD000323.pub2
- Gilad, R. (2012). Management of seizures following a stroke: what are the options? *Drugs Aging*, 29(7), 533-538. doi: 10.2165/11631540-000000000-00000
- Hannawi, Y., Hannawi, B., Rao, C. P., Suarez, J. I., & Bershad, E. M. (2013). Stroke-associated pneumonia: major advances and obstacles. *Cerebrovasc Dis*, 35(5), 430-443. doi: 10.1159/000350199
- Hardie, K., Hankey, G. J., Jamrozik, K., Broadhurst, R. J., & Anderson, C. (2004). Ten-year risk of first recurrent stroke and disability after first-ever stroke in the Perth Community Stroke Study. *Stroke*, 35(3), 731-735. doi: 10.1161/01.str.0000116183.50167.d9
- Harris, P. E., Cooper, K. L., Relton, C., & Thomas, K. J. (2012). Prevalence of complementary and alternative medicine (CAM) use by the general population: a systematic review and update. *Int J Clin Pract*, 66(10), 924-939. doi: 10.1111/j.1742-1241.2012.02945.x
- Hata, J., Ninomiya, T., Hirakawa, Y., Nagata, M., Mukai, N., Gotoh, S., Kiyohara, Y. (2013). Secular trends in cardiovascular disease and its risk factors in Japanese: half-century data from the Hisayama Study (1961-2009). *Circulation*, 128(11), 1198-1205. doi: 10.1161/circulationaha.113.002424
- Hauser, W. A., Annegers, J. F., & Kurland, L. T. (1993). Incidence of epilepsy and unprovoked seizures in Rochester, Minnesota: 1935-1984. *Epilepsia*, 34(3), 453-468.
- Hsieh, C. Y., Chen, C. H., Li, C. Y., & Lai, M. L. (2015). Validating the diagnosis of acute ischemic stroke in a National Health Insurance claims database. *J Formos Med Assoc*, 114(3), 254-259. doi: 10.1016/j.jfma.2013.09.009
- Hsieh, F. I., & Chiou, H. Y. (2014). Stroke: morbidity, risk factors, and care in taiwan. *J Stroke*, 16(2), 59-64. doi: 10.5853/jos.2014.16.2.59
- Hu, H. H., Chu, F. L., Chiang, B. N., Lan, C. F., Sheng, W. Y., Lo, Y. K., Luk, Y. O. (1989). Prevalence of stroke in Taiwan. *Stroke*, 20(7), 858-863.
- Hu, H. H., Sheng, W. Y., Chu, F. L., Lan, C. F., & Chiang, B. N. (1992). Incidence of stroke in Taiwan. *Stroke*, 23(9), 1237-1241.
- Huang, Z. S., Chiang, T. L., & Lee, T. K. (1997). Stroke prevalence in Taiwan. Findings

- from the 1994 National Health Interview Survey. *Stroke*, 28(8), 1579-1584.
- Hung, I. L., Hung, Y. C., Wang, L. Y., Hsu, S. F., Chen, H. J., Tseng, Y. J.,...and Li, T. C. (2015). Chinese Herbal Products for Ischemic Stroke. *Am J Chin Med*, 43(7), 1365-1379. doi: 10.1142/s0192415x15500779
- Hunt, B. R., Deot, D., & Whitman, S. (2014). Stroke mortality rates vary in local communities in a metropolitan area: racial and spatial disparities and correlates. *Stroke*, 45(7), 2059-2065. doi: 10.1161/strokeaha.114.005431
- Ingeman, A., Andersen, G., Hundborg, H. H., Svendsen, M. L., & Johnsen, S. P. (2011). In-Hospital Medical Complications, Length of Stay, and Mortality Among Stroke Unit Patients. *Stroke*, 42(11), 3214-U3454. doi: 10.1161/Strokeaha.110.610881
- Jackson, M. C., Davis, W. W., Waldron, W., McNeel, T. S., Pfeiffer, R., & Breen, N. (2009). Impact of geography on mammography use in California. *Cancer Causes Control*, 20(8), 1339-1353. doi: 10.1007/s10552-009-9355-6
- Ji, R., Wang, D., Shen, H., Pan, Y., Liu, G., Wang, P., China National Stroke Registry, Investigators. (2013). Interrelationship among common medical complications after acute stroke: pneumonia plays an important role. *Stroke*, 44(12), 3436-3444. doi: 10.1161/STROKEAHA.113.001931
- Jungehulsing, G. J., Muller-Nordhorn, J., Nolte, C. H., Roll, S., Rosnagel, K., Reich, A., Villringer, A. (2008). Prevalence of stroke and stroke symptoms: a population-based survey of 28,090 participants. *Neuroepidemiology*, 30(1), 51-57. doi: 10.1159/000115750
- Katzan, I. L., Dawson, N. V., Thomas, C. L., Votruba, M. E., & Cebul, R. D. (2007). The cost of pneumonia after acute stroke. *Neurology*, 68(22), 1938-1943. doi: 10.1212/01.wnl.0000263187.08969.45
- Katzenellenbogen, J. M., Knuiman, M. W., Sanfilippo, F. M., Hobbs, M. S., & Thompson, S. C. (2014). Prevalence of stroke and coexistent conditions: disparities between indigenous and nonindigenous Western Australians. *Int J Stroke*, 9 Suppl A100, 61-68. doi: 10.1111/ijvs.12278
- Kaur, P., Kwatra, G., Kaur, R., & Pandian, J. D. (2014). Cost of stroke in low and middle income countries: a systematic review. *Int J Stroke*, 9(6), 678-682. doi: 10.1111/ijvs.12322
- Kern, D. M., Davis, J., Williams, S. A., Tunceli, O., Wu, B., Hollis, S.,...and Trudo, F. (2015). Validation of an administrative claims-based diagnostic code for pneumonia in a US-based commercially insured COPD population. *Int J Chron Obstruct Pulmon Dis*, 10, 1417-1425. doi: 10.2147/copd.s83135
- Kolominsky-Rabas, P. L., Heuschmann, P. U., Marschall, D., Emmert, M., Baltzer, N., Neundorfer, B., . . . Krobot, K. J. (2006). Lifetime cost of ischemic stroke in Germany: results and national projections from a population-based stroke registry:

- the Erlangen Stroke Project. *Stroke*, 37(5), 1179-1183. doi: 10.1161/01.str.0000217450.21310.90
- Kung, Y. Y., Chen, Y. C., Hwang, S. J., Chen, T. J., & Chen, F. P. (2006). The prescriptions frequencies and patterns of Chinese herbal medicine for allergic rhinitis in Taiwan. *Allergy*, 61(11), 1316-1318. doi: 10.1111/j.1398-9995.2006.01152.x
- Langhorne, P., Stott, D. J., Robertson, L., MacDonald, J., Jones, L., McAlpine, C., Murray, G. (2000). Medical complications after stroke: a multicenter study. *Stroke*, 31(6), 1223-1229.
- Lee, Y. W., Chen, T. L., Shih, Y. R., Tsai, C. L., Chang, C. C., Liang, H. H., . . . Wang, C. C. (2014). Adjunctive traditional Chinese medicine therapy improves survival in patients with advanced breast cancer: a population-based study. *Cancer*, 120(9), 1338-1344. doi: 10.1002/cncr.28579
- Liao, C. C., Lin, J. G., Tsai, C. C., Lane, H. L., Su, T. C., Wang, H. H., . . . Shih, C. C. (2012). An investigation of the use of traditional chinese medicine in stroke patients in taiwan. *Evid Based Complement Alternat Med*, 2012, 387164. doi: 10.1155/2012/387164
- Lin, C. C., Lai, M. S., Syu, C. Y., Chang, S. C., & Tseng, F. Y. (2005). Accuracy of diabetes diagnosis in health insurance claims data in Taiwan. *J Formos Med Assoc*, 104(3), 157-163.
- Lin, H. C., Yang, W. C., & Lee, H. C. (2008). Traditional Chinese medicine usage among schizophrenia patients. *Complement Ther Med*, 16(6), 336-342. doi: 10.1016/j.ctim.2007.11.001
- Litaker, D., & Cebul, R. D. (2003). Managed care penetration, insurance status, and access to health care. *Med Care*, 41(9), 1086-1095. doi: 10.1097/01.mlr.0000083741.80192.e0
- Liu, M., Chino, N., & Takahashi, H. (2000). Current status of rehabilitation, especially in patients with stroke, in Japan. *Scand J Rehabil Med*, 32(4), 148-158.
- Long, Y. B., & Wu, X. P. (2012). A meta-analysis of the efficacy of acupuncture in treating dysphagia in patients with a stroke. *Acupunct Med*, 30(4), 291-297. doi: 10.1136/acupmed-2012-010155
- Mao, L. Y., Li, L. L., Mao, Z. N., Han, Y. P., Zhang, X. L., Yao, J. X., & Li, M. (2016). Therapeutic effect of acupuncture combining standard swallowing training for post-stroke dysphagia: A prospective cohort study. *Chin J Integr Med*, 22(7), 525-531. doi: 10.1007/s11655-016-2457-6
- Marmot, Michael. (2005). Social determinants of health inequalities. *Lancet*, 365(9464), 1099-1104.
- Mechanic, D. (1979). Correlates of physician utilization : Why do major multivariate studies of physician utilization find trivial psychosocial and organization effects ? .

- Journal of health and social behavior*, 20, 387-396.
- Mohan, K. M., Wolfe, C. D., Rudd, A. G., Heuschmann, P. U., Kolominsky-Rabas, P. L., & Grieve, A. P. (2011). Risk and cumulative risk of stroke recurrence: a systematic review and meta-analysis. *Stroke*, 42(5), 1489-1494. doi: 10.1161/strokeaha.110.602615
- Myint, P. K., Staufenberg, E. F., & Sabanathan, K. (2006). Post-stroke seizure and post-stroke epilepsy. *Postgrad Med J*, 82(971), 568-572. doi: 10.1136/pgmj.2005.041426
- Nagata, K., & Suzuki, K. (2013). [Update on stroke epidemiology]. *Brain Nerve*, 65(7), 857-870.
- NCCAM. (2002). *What is CAM?* American: National Center of Complementary and Alternative Medicine Retrieved from <http://nccam.nih.gov/health/whatiscam>.
- Nishi, N. (2008). Baseline cardiovascular risk factors and stroke mortality by municipality population size in a 19-year follow-up study-NIPPON DATA80. *J Epidemiol*, 18(4), 135-143.
- Payne, K. A., Huybrechts, K. F., Caro, J. J., Craig Green, T. J., & Klittich, W. S. (2002). Long term cost-of-illness in stroke: an international review. *Pharmacoeconomics*, 20(12), 813-825.
- Posadzki, P., Watson, L. K., Alotaibi, A., & Ernst, E. (2013). Prevalence of use of complementary and alternative medicine (CAM) by patients/consumers in the UK: systematic review of surveys. *Clin Med (Lond)*, 13(2), 126-131. doi: 10.7861/clinmedicine.13-2-126
- Rice, N., & Smith, P. C. (2001). Ethics and geographical equity in health care. *J Med Ethics*, 27(4), 256-261.
- Rosenstock, I M. (1974). Historical Origins of the Health Belief Model. *Health Educ Behav*, 2, 328-335. doi: 10.1177/109019817400200403
- Rothwell, P. M., Algra, A., & Amarenco, P. (2011). Medical treatment in acute and long-term secondary prevention after transient ischaemic attack and ischaemic stroke. *Lancet*, 377(9778), 1681-1692. doi: 10.1016/s0140-6736(11)60516-3
- Sarti, C., Rastenyte, D., Cepaitis, Z., & Tuomilehto, J. (2000). International trends in mortality from stroke, 1968 to 1994. *Stroke*, 31(7), 1588-1601.
- Shih, C. C., Hsu, Y. T., Wang, H. H., Chen, T. L., Tsai, C. C., Lane, H. L., . . . Liao, C. C. (2014). Decreased risk of stroke in patients with traumatic brain injury receiving acupuncture treatment: a population-based retrospective cohort study. *PLoS One*, 9(2), e89208. doi: 10.1371/journal.pone.0089208
- Shih, C. C., Lee, H. H., Chen, T. L., Tsai, C. C., Lane, H. L., Chiu, W. T., & Liao, C. C. (2013). Reduced use of emergency care and hospitalization in patients with traumatic brain injury receiving acupuncture treatment. *Evid Based Complement*

- Alternat Med*, 2013, 262039. doi: 10.1155/2013/262039
- Shih, C. C., Liao, C. C., Su, Y. C., Tsai, C. C., & Lin, J. G. (2012). Gender differences in traditional Chinese medicine use among adults in Taiwan. *PLoS One*, 7(4), e32540. doi: 10.1371/journal.pone.0032540 [pii]
- Shih, C. C., Liao, C. C., Su, Y. C., Yeh, T. F., & Lin, J. G. (2012). The association between socioeconomic status and traditional Chinese medicine use among children in Taiwan. *BMC Health Serv Res*, 12, 27. doi: 1472-6963-12-27 [pii]10.1186/1472-6963-12-27
- Shih, C. C., Liao, C. C., Sun, M. F., Su, Y. C., Wen, C. P., Morisky, D. E.,...and Lin, J. G. (2015). A Retrospective Cohort Study Comparing Stroke Recurrence Rate in Ischemic Stroke Patients With and Without Acupuncture Treatment. *Medicine (Baltimore)*, 94(39), e1572. doi: 10.1097/md.0000000000001572
- Shih, C. C., Lin, J. G., Liao, C. C., & Su, Y. C. (2009). The utilization of traditional Chinese medicine and associated factors in Taiwan in 2002. *Chin Med J (Engl)*, 122(13), 1544-1548.
- Shih, C. C., Su, Y. C., Liao, C. C., & Lin, J. G. (2010). Patterns of medical pluralism among adults: results from the 2001 National Health Interview Survey in Taiwan. *BMC Health Serv Res*, 10, 191. doi: 1472-6963-10-191 [pii]10.1186/1472-6963-10-191
- Sibley, L. M., & Weiner, J. P. (2011). An evaluation of access to health care services along the rural-urban continuum in Canada. *BMC Health Serv Res*, 11, 20. doi: 10.1186/1472-6963-11-20
- Smith, K. B., Humphreys, J. S., & Wilson, M. G. (2008). Addressing the health disadvantage of rural populations: how does epidemiological evidence inform rural health policies and research? *Aust J Rural Health*, 16(2), 56-66. doi: 10.1111/j.1440-1584.2008.00953.x
- Suchman, E. A. (1965). Stages of Illness and Medical Care. *Journal of Health and Social Behavior*, 6, 114-128.
- Suwanwela, N. C. (2014). Stroke epidemiology in Thailand. *J Stroke*, 16(1), 1-7. doi: 10.5853/jos.2014.16.1.1
- Sykes, L., Wood, E., & Kwan, J. (2014). Antiepileptic drugs for the primary and secondary prevention of seizures after stroke. *Cochrane Database Syst Rev*(1), CD005398. doi: 10.1002/14651858.CD005398.pub3
- Tindle, H. A., Davis, R. B., Phillips, R. S., & Eisenberg, D. M. (2005). Trends in use of complementary and alternative medicine by US adults: 1997-2002. *Altern Ther Health Med*, 11(1), 42-49.
- Tsai, K. S., Yen, C. S., Wu, P. Y., Chiang, J. H., Shen, J. L., Yang, C. H., . . . Chen, W. C. (2015). Traditional Chinese Medicine Decreases the Stroke Risk of Systemic

- Corticosteroid Treatment in Dermatitis: A Nationwide Population-Based Study. *Evid Based Complement Alternat Med*, 2015, 543517. doi: 10.1155/2015/543517
- Tsai, T. Y., Li, C. Y., Livneh, H., Lin, I. H., Lu, M. C., & Yeh, C. C. (2016). Decreased risk of stroke in patients receiving traditional Chinese medicine for vertigo: A population-based cohort study. *J Ethnopharmacol*, 184, 138-143. doi: 10.1016/j.jep.2016.03.008
- Tsai, Y. T., Lai, J. N., & Wu, C. T. (2014). The use of Chinese herbal products and its influence on tamoxifen induced endometrial cancer risk among female breast cancer patients: a population-based study. *J Ethnopharmacol*, 155(2), 1256-1262. doi: 10.1016/j.jep.2014.07.008
- Upchurch, D. M., & Chyu, L. (2005). Use of complementary and alternative medicine among American women. *Womens Health Issues*, 15(1), 5-13. doi: 10.1016/j.whi.2004.08.010
- van Doorslaer, E., Masseria, C., & Koolman, X; . (2006). Inequalities in access to medical care by income in developed countries. *CMAJ*, 174(2), 177-183.
- van Wijk, I., Kappelle, L. J., van Gijn, J., Koudstaal, P. J., Franke, C. L., Vermeulen, M.,...and Algra, A. (2005). Long-term survival and vascular event risk after transient ischaemic attack or minor ischaemic stroke: a cohort study. *Stroke*, 36(12), 3333-3338. doi: 10.1161/01.STRK.0000178110.28852.94
- Vasiliadis, A. V., & Zikic, M. (2014). Current status of stroke epidemiology in Greece: a panorama. *Neurol Neurochir Pol*, 48(6), 449-457. doi: 10.1016/j.pjnns.2014.11.001
- Wetzel, M. S., Eisenberg, D. M., & Kaptchuk, T. J. (1998). Courses involving complementary and alternative medicine at US medical schools. *JAMA*, 280(9), 784-787.
- Wheeler, R. C., & Rundall, T. G. (1980). Secondary preventive health behavior. *Health Education Quarterly*, 4, 243-262.
- WHO. (2002). WHO Traditional Medicine Strategy 2002–2005.
- Woolhandler, S., & Himmelstein, D. U. (1988). Reverse targeting of preventive care due to lack of health insurance. *JAMA*, 259, 2872-2874.
- Wu, X., Zhu, B., Fu, L., Wang, H., Zhou, B., Zou, S., & Shi, J. (2013). Prevalence, incidence, and mortality of stroke in the Chinese island populations: a systematic review. *PLoS One*, 8(11), e78629. doi: 10.1371/journal.pone.0078629
- Xia, W., Zheng, C., Zhu, S., & Tang, Z. (2016). Does the addition of specific acupuncture to standard swallowing training improve outcomes in patients with dysphagia after stroke? a randomized controlled trial. *Clin Rehabil*, 30(3), 237-246. doi: 10.1177/0269215515578698
- Xiao, F., Yan, B., Chen, L., & Zhou, D. (2015). Review of the use of botanicals for epilepsy in complementary medical systems--Traditional Chinese Medicine. *Evid Based Complement Alternat Med*, 2015, 543517. doi: 10.1155/2015/543517

- 
- Epilepsy Behav*, 52(Pt B), 281-289. doi: 10.1016/j.yebeh.2015.04.050
- Xie, Y., Wang, L., He, J., & Wu, T. (2008). Acupuncture for dysphagia in acute stroke. *Cochrane Database Syst Rev*(3), CD006076. doi: 10.1002/14651858.CD006076.pub2
- Yeh, S. H., Lin, L. W., & Lo, S. K. (2003). A longitudinal evaluation of nursing home care quality in Taiwan. *J Nurs Care Qual*, 18(3), 209-216.
- Zhao, D., Liu, J., Wang, W., Zeng, Z., Cheng, J., Liu, J.,...and Wu, Z. (2008). Epidemiological transition of stroke in China: twenty-one-year observational study from the Sino-MONICA-Beijing Project. *Stroke*, 39(6), 1668-1674. doi: 10.1161/strokeaha.107.502807