

# 應用全民健康保險研究資料庫比較不同合併症指標對中風病患的醫療費用之預測表現

林縈縈<sup>1</sup> 翁瑄甫<sup>2,3</sup> 楊哲銘<sup>4</sup>  
楊長興<sup>5</sup> 黃國哲<sup>4,\*</sup>

**目標：**比較不同合併症指標對中風病患的醫療費用之預測表現。**方法：**全民健康保險研究資料庫2005年承保抽樣歸入檔(LHID2005)為主要資料來源，以首次中風住院患者為研究對象，比較四種合併症指標[Deyo-Charlson comorbidity index(CCI)、Romano-CCI、D'Hoore-CCI及Elixhauser方法]對患者出院後一年產生高醫療費用情形之預測力。本研究的基本模式包含病患年齡、性別、首次中風住院有無手術及首次中風住院天數變項，並且擷取2005年及2008年兩個不同年度之樣本資料進行比較分析。最後使用邏輯斯蒂迴歸分析(logistic regression analysis)的c值(c-statistics)，以檢定增加不同合併症指標後對模式預測力的表現差異。**結果：**四種合併症指標對於基本模式的預測力均有增進效果，其中又以Romano-CCI表現最佳的預測力(c值：0.710-0.746)。**結論：**本研究的研究結果顯示，合併症指標為中風住院病患出院後的醫療費用之重要預測因素，而Romano-CCI的預測力表現則最佳。建議衛生主管機關在擬定有關中風病患的醫療費用等相關給付制度時，應考量病患因合併症所造成之醫療照護負擔，而採取不同程度的調整。(台灣衛誌 2016；35(4)：430-445)

**關鍵詞：**合併症指標、中風病患、醫療費用、全民健康保險研究資料庫

## 前 言

依據世界衛生組織(World Health Organization; WHO)的2014年5月最新統計結果，中風在2012年的全球十大死因中高居第二位(僅次於缺血性心臟病)，共有670萬人

死亡[1]。而依據衛生福利部公佈之2014年死因統計結果，腦中風在我國則是國人十大死因之第三名(標準化死亡率：每十萬人口50.1人)，僅次於惡性腫瘤(197.0人)及心臟疾病(82.9人)[2]。另一方面，因腦中風而衍生的財務負擔亦是相當沉重。衛生福利部中央健保署所公佈的2014年全民健康保險醫療費用前二十大疾病之統計結果顯示，腦出血疾病排名第十名(第一名為慢性腎衰竭)，共申報11,781.6/百萬點值(約106億元)，佔2014年全民健康保險醫療費用的1.9%[3]。

由於中風為影響人們健康以及造成家庭和政府財務負擔的重大疾病，因此探討中風醫療費用的相關研究眾多。綜觀國內外探討中風患者的醫療資源耗用或費用的相關研究，絕大多數會於研究設計中會納入一些控制變項，以取得校正後的分析結果，而合併

<sup>1</sup> 臺北醫學大學附設醫院秘書室

<sup>2</sup> 臺北醫學大學附設醫院內科部內分泌新陳代謝科

<sup>3</sup> 臺北醫學大學醫學院醫學系內科學科新陳代謝科

<sup>4</sup> 臺北醫學大學管理學院醫務管理學系

<sup>5</sup> 臺北護理健康大學健康事業管理系

\* 通訊作者：黃國哲

地址：臺北市信義區吳興街250號

E-mail: kchuang@tmu.edu.tw

投稿日期：2015年12月11日

接受日期：2016年5月24日

DOI:10.6288/TJPH201635104112



症指標(comorbidity indices; CI)便為常見的校正因子之一。合併症為病患在入院前的既有慢性疾病，亦稱為共病或既有疾病。合併症雖非病患該次住院的主要診斷，卻可能是影響醫療資源耗用、手術成果及治療成效的重要因素，因此學者在進行醫療資源耗用及醫療成效的相關研究時，病患的合併症情形常被納入評估[4-8]。

將病患的合併症情形以單一指標方式呈現，以便用於校正研究結果的做法，最先是由Charlson等人[9]於1987年所提出之查爾森合併症指數(Charlson comorbidity index; CCI)。Charlson等人係針對19種相對危險(relative risk)大於1.2倍的疾病，依其相對危險性的不同予以不同權重，並將其分為4類：(1)相對危險值為大於或等於1.2及小於1.5之間，權重為1，包括心肌梗塞(myocardial infarction)等10種疾病；(2)相對危險值為大於或等於1.5及小於2.5之間，權重為2，包括偏癱(hemiplegia)等6種疾病；(3)相對危險值為大於或等於2.5及小於3.5之間，權重為3，僅有中度或重度肝臟疾病(moderate or severe liver disease)；及(4)最後2種共病的相對危險值大於或等於6，權重設定為6，包括轉移性腫瘤(metastatic solid tumor)及後天免疫缺乏症候群(AIDS)。前述共病權重的分類結果，Charlson等人並進一步以685位乳癌病患的十年存活情形予以驗證其效度[9]。之後，Charlson等人所提出的CCI被研究者廣泛地使用於各種疾病的照護結果之分析[4-7]。

但由於Charlson等人[9]的論文中對於各類合併症及病患群組的定義僅以文字描述，若欲將CCI應用於次級資料庫會較不精準，因此之後遂有學者將Charlson等人所定義的19種合併症疾病轉譯為國際疾病分類碼第九版(The International Classification of Diseases, Ninth Revision, Clinical Modification; ICD-9-CM)對照碼等診斷或處置編碼系統。例如，Deyo等人[10]係將Charlson等人所提出的CCI項目對應到ICD-9-CM診斷編碼系統，並將原始CCI合併症類別中的「惡性腫瘤」、「白血病」及「淋巴瘤」等三類合併為「惡

性腫瘤，包括白血病與淋巴瘤」一類，因此共提出17類合併症。Deyo等人在考慮權重後計算出臨床合併症指標分數(clinical comorbidity index score)，分數愈高者表示病患的合併症愈多。

此外，Romano等人[11]及D'Hoore等人[12]同樣以ICD-9-CM定義Charlson等人所發展之合併症指標，並與Deyo等人[10]一樣提出17類合併症。D'Hoore-CCI僅採用ICD-9CM前三碼，因此不包含處置碼，為這三者中最簡單的版本。另外一種在使用次級申報資料的相關文獻中常見的合併症指標，則是Elixhauser等人運用病患當次住院所屬的診斷關聯群(Diagnosis-related groups; DRGs)所提出的方法[13]。Elixhauser方法與前述三種CCI方法最大的差異在於因為Elixhauser等人係使用DRGs進行篩選，因此在僅使用病患當次住院資料的情況下便能夠判斷一些症狀為合併症，因而能增加前述三種合併症指標沒有包含的合併症類別，故共有30類。Elixhauser方法的另一個不同處在於Elixhauser等人沒有計算權重，而是將每一類合併症以類別變項的方式納入模式進行分析。而相關研究結果則顯示，Elixhauser方法對於預測病患的住院死亡率等照護結果之表現顯著地優於Charlson等人所提出的CCI[5,6,14]。

至於不同合併症指標的預測力比較之實證研究部份，Cleves等人[15]曾使用Deyo-CCI及Romano-CCI來預測因中風等六種疾病住院病人出院後30天、90天及180天的死亡情形，結果顯示二種合併症指標的預測力無顯著性的差異。Southern等人[16]則分析加拿大於1995年-2001年因急性心肌梗塞住院的4,833名病患之院內死亡情形，結果顯示Elixhauser方法較Deyo-CCI表現為佳。而Yan等人[17]則比較使用Deyo-CCI、Romano-CCI及Elixhauser方法來預測因心房顫動(atrial fibrillation)而住院的病患其出院後死亡情形之表現差異，結果顯示三種合併症指標均會顯著地增加模式的預測力，其中以Romano-CCI表現最佳。另一方面，朱育增等人[8]則比較D'Hoore-CCI、Deyo-CCI、

Romano-CCI及Elixhauser方法，以及另一種以藥物處方情形而發展的chronic disease score(CDS)等五種合併症測量方法，用於預測2002年時因慢性腎臟疾病或肺炎而住院的病患其住院及出院後一年內死亡情形之表現差異，結果顯示使用類別模式時以Romano-CCI及Elixhauser方法的表現較佳，而在使用權重模式時則以Romano-CCI的表現最佳。

此外，經由相關文獻評析後可得知，前述不同合併症指標在應用於次級資料分析時，尚可能受到計算合併症指標時的不同資料期間(例如當次住院、前次住院或前次門診)，以及不同之就醫紀錄來源(例如住院或門診)，而造成不同合併症指標的相對表現有所差異[8,11,17-23]。

中風係影響家庭和政府醫療照護體系重大財務負擔的一種疾病，然而先前學者對於不同合併症指標的相對表現之研究大多探討中風病患的死亡率，對於其醫療費用的分析相對較少[4,5]。因此，本研究便旨在比較學者常用的幾種合併症指標對中風住院病患的醫療費用之相對預測表現，以及分析影響合併症指標預測力之因素，研究結果可作為未來研究者或醫療政策實務規劃人員選用合併症指標時之參考。

## 材料與方法

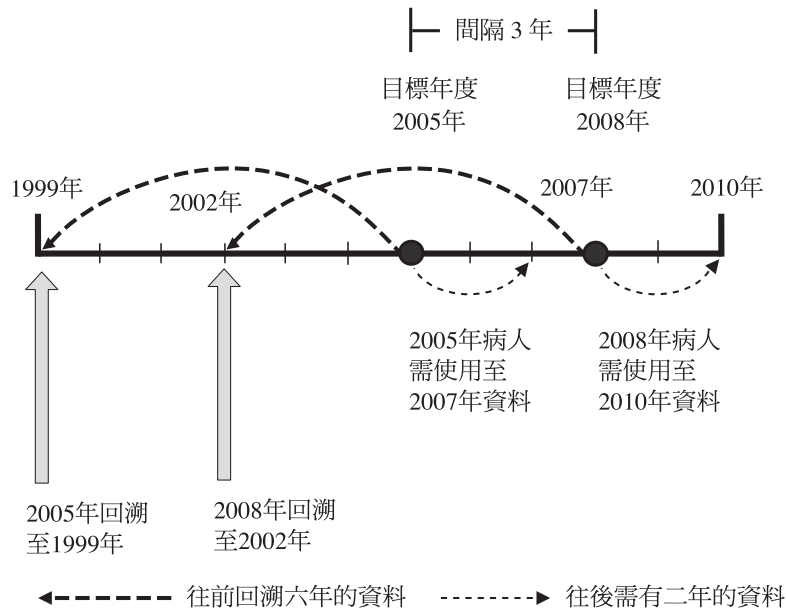
### 一、資料來源及研究對象

本研究採回溯性世代研究法(a retrospective cohort study design)，使用國家衛生研究院所發行的「100萬人之承保抽樣歸人檔(LHID2005)」，以及該百萬抽樣對象從1996年至2010年共計15年的「住院醫療費用清單明細檔(DD)」及「門診處方及治療明細檔(CD)」，予以串檔再進行歸戶，以取得樣本的性別、年齡、住院及出院日期、當次住院主診斷及次診斷、門診主診斷及次診斷、住院與門診手術處置及醫療費用變項之數據。本研究參考相關文獻之定義[24,25]，以「住院醫療費用清單明細檔(DD)」中當次住院主診斷代碼ICD-9-CM為430.xx-438.xx者，視為本研究的中風住院病患樣本。

由於國內外已有實證研究指出，合併症指標預測力的表現會受到不同資料期間(例如當次住院、前次住院或前次門診)的影響[8,18-20,23]，因此本研究除了考量當次住院等不同資料期間之外，更進一步擷取不同年度之樣本資料，以期能夠針對時間因素對於合併症指標預測力的影響此議題能有更全面的分析。在選擇目標年度方面，本研究首先假設有病患可能會在該目標年度的最後一天(12/31)入院，且預設中風病患最長之住院天數為365天，而出院後尚須有365天的資料以用於計算其就醫的醫療費用，因此每個目標年度往後必須有至少兩年期的資料。另一方面，為確保樣本為首次中風住院的病患，因此本研究以該病患於該年度的第一次中風住院日期為基準(部分病患同一年度會有多次中風住院的記錄)，往前回溯其六年的門診及住院申報資料，藉以排除主診斷與次診斷代碼ICD-9-CM的前三碼曾出現430-438者。選擇回溯六年資料的原因是本研究根據現有資料的初步統計分析結果發現，病患在回溯資料期間曾重複出現過本研究定義之中風診斷碼(ICD-9-CM 430.xx-438.xx)的人數於五年後呈現逐漸趨緩的情形，因此本研究遂決定往前回溯六年的資料。由於本研究係使用「100萬人之承保抽樣歸人檔(LHID2005)」，意即所有樣本皆是2005年當年納保之存活者，2005年以前死亡者已被排除在外，因此在參酌資料的可利用性以及挑選各目標年度原則的一致性之考量下，本研究最後選擇2005年及2008年為目標年度，凡於該兩個目標年度期間因為中風而首次住院的病患，即為本研究最初欲篩選出之研究對象；目標年度的篩選流程如圖一所示。

依照前述做法，兩個目標年度初步篩選出首次中風而住院的病患人數分別為2005年有1,437人，以及2008年有1,582人。在排除性別(ID\_SEX)不詳，出生年月日不詳(ID\_BIRTHDAY)，年紀小於18歲，住院與出院日轉歸代碼(TRAN\_CODE)為「繼續住院(2)」、「死亡(4)」、「潛逃(8)」、「自殺(9)」、「其他(0)」及「病危自動出院(A)」者之後，各目標年度最後納入分析的首次





圖一 不同目標年度的篩選流程

因中風而住院之病患人數分別為2005年有1,389人，以及2008年有1,454人。

## 二、研究變項

### (一) 依變項

本研究的依變項為中風住院病患出院後一年的總醫療費用，亦即前述2005年以及2008年兩個目標年度的首次中風住院病患，以其當年度首次中風住院日期視為「當次住院」，再加總出院後一年的門診與住院等醫療費用。考量合併症指標原發展的目的多以測量病患長期之醫療結果，因此本研究遂計算中風住院病患出院後一年的總醫療費用（不侷限於和中風有關的醫療費用）。「醫療費用起日」為病患的「住院醫療費用清單明細檔(DD)」中當次住院之「出院年月日(OUT\_DATE)欄位」，將其加上365天則為「醫療費用迄日」。

本研究接著將各目標年度中風病患出院後一年的總醫療費用由連續變項轉換為類別變項，亦即區分為「高醫療費用」及「低醫療費用」二組，以便進行邏輯斯迴歸分析(logistic regression analysis)。在界定高低

醫療費用的閾值方面，國內外相關研究因國家醫療保險制度、列入給付的項目、中風病患的疾病嚴重度及各國消費水準等變項內涵的不同而有不同的閾值，難以歸納出界定高低醫療費用的單一閾值。因此，本研究在參考相關文獻[26,27]，以及考量醫療費用數據呈現偏態分佈(skewed distribution)後，對於界定高低醫療費用的閾值之做法係將中風病患出院後一年的總醫療費用先進行對數轉換(logarithmic transformations)，再將對數值取四分位數(quartile)後的第三四分位數( $Q_3$ )，做為區分高低醫療費用之閾值。換言之，各目標年度的病患若出院後一年的總醫療費用多寡為所有病患的前25%者便屬於「高醫療費用」組別，反之則屬於「低醫療費用」組別。

### (二) 自變項

本研究的自變項為四種均採用ICD-9-CM疾病編碼系統的合併症指標(Deyo-CCI、Romano-CCI、D'Hoore-CCI及Elixhauser方法)，以比較其對中風病人出院後一年產生高醫療費用情形之預測力差異。Deyo-CCI及Romano-CCI的合併症指標當中，糖

尿病、肝臟疾病及癌症三種疾病皆區分為兩種程度的疾病嚴重度，因此為了避免重複計算，若發現病患有一同種疾病同時存在兩類嚴重度時，僅取「嚴重」該類。而Elixhauser方法中糖尿病及實體癌兩種疾病亦區分為兩類嚴重度，同樣地為了避免重複計算，若發現病患有一同種疾病同時存在兩類嚴重度時，僅取「嚴重」該類。另一方面，在使用Elixhauser方法時，按照Elixhauser等人[13]當初所提出的做法，必須以病患當次住院的DRGs來篩選合併症或併發症。因此，本研究遂對應衛生福利部中央健保署所公告之「全民健康保險住院診斷關聯群TW-DRG分類手冊」[28]，予以區分合併症或併發症。最後，由於合併症為主診斷以外之其它疾病，因此必須排除和主診斷屬於同類之合併症。由於本研究係針對中風病患，遂排除與腦血管疾病(ICD-9-CM codes: 430-438)相關之合併症。

### (三) 控制變項

依據相關文獻回顧結果以及考量本研究的研究問題及樣本屬性後，本研究納入病患年齡、性別、首次中風住院有無手術及首次中風住院天數變項做為控制變項[8,29]。在分析不同合併症指標對中風住院病患的醫療費用之相對預測表現時，則將僅包含控制變項之模式視為「基本模式」[8,29]。

### 三、納入合併症指標計算之資料來源與資料期間

本研究判斷合併症之資料來源為病患的「住院醫療費用清單明細檔(DD)」及「門診處方及治療明細檔(CD)」，而資料期間則包括「當次住院」及「前一年就醫」的就醫記錄。當次住院即以病患首次中風住院當次的「次診斷碼」判斷合併症的種類，而前一年就醫則包含住院及門診的就醫紀錄。在前一年住院方面，係以病患首次中風的住院日為基準日(the index date)，往前回溯365天，在該期間每次住院紀錄之主診斷、次診斷與處置碼資料，以判斷是否有合併症的產生。而在前一年門診部份，亦依據前述做法，依據該期間病患的門診就醫紀錄，以判斷是否

有合併症的產生。然而，由於門診之就醫紀錄，其主診斷及次診斷可能包含尚未確診之診斷，為了避免高估病患的合併症情形，故在判斷來自門診就醫紀錄之合併症時，同一診斷必須最少有2次不同的就醫日期，且需相隔30天以上才會列入計算[19]。

最後，本研究將資料來源與資料期間搭配形成四種組合，各別為「當次住院」、「當次住院併前一年住院」、「當次住院併前一年門診」及「當次住院併前一年住院及門診」的就醫資料。舉例而言，「當次住院」表示僅使用病患當次住院的資料以判斷合併症情形；而「當次住院併前一年住院及門診」則意指同時使用病患當次住院、前一年住院及前一年門診的資料以判斷合併症情形。

### 四、資料處理及統計分析方法

本研究使用SAS 9.3版套裝軟體先進行資料檔的擷取、串檔及歸戶，再進一步進行統計分析。首先，以邏輯斯蒂迴歸分析(logistic regression analysis)進行概似比檢定(likelihood ratio test; LRT)，以檢測「基本模式」(包含病患年齡、性別、首次中風住院有無手術及首次中風住院天數變項)在加入不同條件下的合併症指標後，其模式的配適度(goodness of fit)是否顯著地較原基本模型為佳[8,16,29]。其次，針對不同合併症指標在不同的資料來源(門診及住院)、資料期間(當次住院及合併前一年的門診與住院資料)及目標年度(2005年及2008年)的相對預測力之比較分析，則以邏輯斯蒂迴歸分析計算ROC曲線(receiver operating characteristic curve; ROC curve)下方面積(亦即c值)來呈現。C值(concordance-statistics; c-statistics)常用於測量模型之預測力表現以及比較不同模型之區辨力(the discriminative ability)，其數值介於0.5-1.0之間；0.5代表預測能力最差，0.7- < 0.8表示預測力在可接受範圍，0.8- < 0.9表示有傑出的預測力，而1.0則代表該模式有最佳的預測力[21,30-32]。最後，兩個模式間c值的差異是否達統計上的顯著意義，係採用DeLong等人[33]所提出之無母數

配對方法(the nonparametric paired method)，計算相關 $U$ 統計量(correlated  $U$  statistics)；而兩個目標年度間 $c$ 值的差異是否達統計上的顯著意義，則採用Gonen[34]所提出之檢定方法。

## 五、研究倫理考量

本研究經台北醫學大學暨附屬醫院聯合人體研究倫理委員會審查通過，審查通過編號為TMU-JIRB No. 201305034。

## 結 果

### 一、研究樣本基本屬性的描述性統計結果

資料檔在經過除錯與歸人之後，本研究篩選出2005年及2008年兩個目標年度的首次因中風而住院之病患人數分別為1,389人及1,454人。兩個目標年度的樣本平均年齡分別為65.50歲(標準差14.06歲)及65.77歲(標準差13.69歲)。在性別方面，兩個目標年度均以男性較多，佔該年度的總病患人數比例分別為58.10%(807人)及58.50%(844人)。兩個目標年度均以沒有進行手術的比例較高，分別為2005年89.49%及2008年90.30%。在當次住院天數方面，2005年為12.02天(標準差14.04天)，而2008年則為12.21天(標準差14.92天)，呈現些微增加的趨勢。另一方面，在病患出院後一年的總醫療費用部份，2005年及2008年的平均總醫療費用分別為13.55萬元(標準差22.54萬元；中位數5.44萬)及15.40萬元(標準差25.87萬元；中位數6.10萬)。最後，如前所述，因總醫療費用數據呈現偏態分佈，因此本研究對於總醫療費用進行對數轉換，再將log值取四分位數後的第三四分位數( $Q_3$ )，當作區分高低醫療費用之閾值。經由上述的做法後，得到2005年及2008年的閾值各別為11.87及12.01(表一)。

### 二、各合併症指標與基本模式的預測力比較

本研究的基本模式包含病患的性別、年齡、當次住院有無接受手術及當次中風住院天數等變項，而應變項則是病患出院後一年產生高醫療費用的可能性。分析結果

顯示，不論以何種合併症資料來源與期間予以計算，基本模式在增加Deyo-CCI等四種合併症指標後，2005年及2008年兩個目標年度的 $c$ 值均有增加的情形，分別由基本模式的0.687及0.687增加最高至0.727及0.746。進一步以DeLong等人[33]所提出之無母數配對方法，計算相關 $U$ 統計量，以檢定不同 $c$ 值間的差異。而分析結果則顯示，增加Deyo-CCI等四種合併症指標後的預測力與基本模式的預測力相比較，所增加的 $c$ 值大多數達統計上的顯著意義，而此結果尤其以2008年更為明顯。整體而言，四種合併症指標模式的預測力以Romano-CCI表現較佳( $c$ 值：0.660-0.746)(表二)。

### 三、各合併症指標在同一合併症資料來源與期間的情形下之預測力比較

有關各合併症指標在同一合併症資料來源與期間的情形下，預測中風住院病患出院後一年產生高醫療費用的可能性之表現差異部份，分析結果顯示，2005年時預測力表現的優劣順序為Romano-CCI(0.710-0.727) > D`Hoore-CCI(0.707-0.719) > Deyo-CCI(0.704-0.714) > Elixhauser方法(0.696-0.710)(表二)。進一步將各合併症指標互相進行預測力比較，結果顯示除了以「當次住院併前1年門診」為資料來源與期間時，Romano-CCI的表現優於Elixhauser方法外( $p < 0.05$ )，其餘比較結果均未達統計上的顯著意義(表三)。此外，2008年時預測力表現的優劣順序則為Romano-CCI(0.730-0.746) > D`Hoore-CCI(0.727-0.736) > Deyo-CCI(0.711-0.745) > Elixhauser方法(0.706-0.727)；和2005年的順序相同(表二)。接著將各合併症指標互相進行預測力比較，結果顯示多數的顯著差異發生於Romano-CCI和Elixhauser方法與其它的合併症指標之間(表三)。

### 四、各合併症指標在不同合併症資料來源與期間的情形下之預測力比較

有關各合併症指標在不同合併症資料來源與期間的情形下之預測力比較，係檢定增

表一 研究樣本基本屬性的描述性統計

變項	2005年 (N = 1,389)	2008年 (N = 1,454)
年齡(歲)：平均值±標準差	65.50±14.06	65.77±13.69
性別：人數(百分比)		
男性	807 (58.10)	844 (58.50)
女性	582 (41.90)	610 (41.95)
有無手術：人數(百分比)		
有手術	146 (10.51)	141 (9.70)
無手術	1,243 (89.49)	1,313 (90.30)
當次住院天數：平均值±標準差	12.02±14.04	12.21±14.92
出院一年總醫療費用(萬元)		
平均值±標準差	13.55±22.54	15.40±25.87
中位數(四分位距)	5.44 (13.63- 2.62)	6.10 (16.33- 2.74)
log <sup>a</sup> 平均值±標準差	11.04±1.35	11.12±1.33
log <sup>a</sup> 中位數(四分位距)	10.97 (11.87-10.32)	11.03 (12.01-10.26)
閾值 <sup>b</sup>	11.87	12.01

註：<sup>a</sup>log係指取對數值。

<sup>b</sup>將總醫療費用的對數值之第三四分位數(Q<sub>3</sub>)做為區分高低醫療費用之閾值。

加不同的合併症資料來源與期間所得到的 $c$ 值與僅以「當次住院」為資料來源與期間時所得到的 $c$ 值之差異。分析結果顯示，2005年時各合併症指標模式的 $c$ 值均有提升的情形，以「當次住院併前1年門住診」為資料來源與期間時的 $c$ 值增進幅度最多(1.43%-2.41%)，其中又以Romano-CCI的表現最佳，也只有Romano-CCI的 $c$ 值與僅以「當次住院」為資料來源與期間時所得到的 $c$ 值之差異達統計上的顯著意義( $p < 0.05$ )。另一方面，2008年時各合併症指標模式的 $c$ 值亦均有提升的情形，也是以「當次住院併前1年門住診」為資料來源與期間時的 $c$ 值增加幅度最大(0.87%-4.80%)，而以Deyo-CCI的表現最佳(4.80%)。另一方面，也只有Deyo-CCI在不同合併症資料來源與期間的情形下，其 $c$ 值的改變均達統計上的顯著意義( $p < 0.01$ 或 $p < 0.001$ )(表四)。

#### 五、各合併症指標模式在不同目標年度間之預測力比較

至於各合併症指標模式在不同目標年度間之預測力比較的結果部份，分析結果顯

示，在同一合併症資料來源與期間的情形下，隨著年度的增加各合併症指標模式的預測力( $c$ 值)亦有增加的趨勢(表二)。具體而言，2005年與2008年間各合併症指標模式的 $c$ 值增加幅度為1.0%-4.3%，然而 $c$ 值差異均未達統計上的顯著意義(表五)。茲將本研究的研究結果以表六彙整呈現。

## 討 論

全民健康保險研究資料庫已成為近年來國內學者進行醫療照護相關研究的重要資料來源，而許多學者則會於研究設計時將合併症指標當作校正因子之一。如何依據所欲探討的醫療照護結果(例如：死亡率或醫療費用)，選用較適宜的合併症指標以進行最佳化的校正，是研究設計時的一項重要考量。先前國內學者雖有針對不同合併症指標預測某些疾病患者死亡率之相對表現進行評估[8,29]，然而針對患者醫療費用的預測力表現之實證研究尚屬闕如。民眾因中風而失能所衍生的家庭及政府之財務負荷較全世界第一大死因的心臟病更為沉重[1]，因此瞭解各種合併症指標對於中風患者醫療費用的



表二 各合併症指標模式預測中風病患出院後一年產生高醫療費用情形之 $c$ 值比較

模式	2005年	2008年
	(N = 1,389)	(N = 1,454)
	$c$ 值(95% CI)	$c$ 值(95% CI)
基本模式(B) <sup>a</sup>	0.687 (0.652-0.722)	0.687 (0.653-0.722)
當次住院		
B+Deyo-CCI	0.704 (0.671-0.737)	0.711 (0.678-0.743) <sup>*</sup>
B+Romano-CCI	0.710 (0.677-0.742) <sup>b*</sup>	0.730 (0.698-0.762) <sup>b***</sup>
B+D`Hoore-CCI	0.707 (0.674-0.740) <sup>*</sup>	0.727 (0.695-0.759) <sup>**</sup>
B+Elixhauser方法	0.696 (0.662-0.729)	0.706 (0.672-0.739) <sup>*</sup>
當次住院併前1年住院		
B+Deyo-CCI	0.711 (0.678-0.744) <sup>*</sup>	0.728 (0.696-0.760) <sup>***</sup>
B+Romano-CCI	0.717 (0.685-0.750) <sup>b**</sup>	0.744 (0.712-0.775) <sup>b***</sup>
B+D`Hoore-CCI	0.713 (0.681-0.746) <sup>*</sup>	0.736 (0.705-0.767) <sup>c***</sup>
B+Elixhauser方法	0.704 (0.671-0.737)	0.725 (0.692-0.757) <sup>**</sup>
當次住院併前1年門診		
B+Deyo-CCI	0.713 (0.682-0.746) <sup>*</sup>	0.739 (0.708-0.770) <sup>***</sup>
B+Romano-CCI	0.724 (0.692-0.756) <sup>b**</sup>	0.741 (0.710-0.773) <sup>b***</sup>
B+D`Hoore-CCI	0.715 (0.683-0.747) <sup>*</sup>	0.727 (0.696-0.759) <sup>**</sup>
B+Elixhauser方法	0.704 (0.671-0.737)	0.716 (0.684-0.748) <sup>**</sup>
當次住院併前1年門住診		
B+Deyo-CCI	0.714 (0.682-0.747) <sup>c*</sup>	0.745 (0.714-0.776) <sup>c***</sup>
B+Romano-CCI	0.727 (0.695-0.758) <sup>bc**</sup>	0.746 (0.715-0.777) <sup>bc***</sup>
B+D`Hoore-CCI	0.719 (0.687-0.751) <sup>c*</sup>	0.734 (0.703-0.765) <sup>***</sup>
B+Elixhauser方法	0.710 (0.678-0.743) <sup>c</sup>	0.727 (0.695-0.758) <sup>c**</sup>

註：表中基本模式之外的各模式之 $c$ 值均與基本模式的 $c$ 值進行比較，以檢定兩個模式間 $c$ 值的差異是否達統計上的顯著意義。採用DeLong等人[33]所提出之無母數配對方法，計算相關 $U$ 統計量(correlated  $U$  statistics)。

<sup>a</sup>基本模式(basic model；簡稱B)的變項包括年齡、性別、是否手術及住院天數。

<sup>b</sup>表示四種不同合併症指標在同一資料來源與期間的計算方法中 $c$ 值最大者。

<sup>c</sup>表示同一合併症指標在四種不同資料來源與期間的計算方法中 $c$ 值最大者。

<sup>\*</sup>  $p < 0.05$ ; <sup>\*\*</sup>  $p < 0.01$ ; <sup>\*\*\*</sup>  $p < 0.001$

相對預測表現，對於衛生主管機關在擬定有關中風患者醫療費用的相關給付制度時應有所助益。

綜而言之，本研究分析結果顯示基本模式在增加四種合併症指標的任何一種指標後，其模式的配適度均有顯著的增加效果。具體而言，預測力以Romano-CCI表現最佳( $c$ 值：0.710-0.746)，而各合併症指標模式預測力的優劣順序為Romano-CCI > D`Hoore-CCI > Deyo-CCI > Elixhauser方法(表二)。前述三種使用CCI的合併症指標預測力之表現部分，本研究的結果與Yurkovich等人[6]、朱育增等人[8]及Yan等人[17]的研究結果相

符，但與Schneeweiss等人[35]的研究發現略有不同。例如，Yurkovich等人針對76篇有關合併症指標的學術論文進行系統性評析(systematic review)，結果發現雖然Deyo-CCI是最被普遍使用的合併症指標，然而卻以Romano-CCI的預測力表現最好，特別是用於預測住院病患的死亡情形。另一方面，Schneeweiss等人[35]以加拿大及美國三個州的老年人口為研究對象，比較Romano-CCI、D`Hoore-CCI與Deyo-CCI(以及其它三種合併症指標)在使用加權值進行分析時的預測力表現，其結果顯示預測力的優劣順序為Romano-CCI > Deyo-CCI > D`Hoore-



表三 不同合併症指標模式在同一合併症資料來源與期間的情形下之c值比較

比較之合併症指標模式 <sup>a</sup>	合併症資料來源與期間			
	當次住院	當次住院併 前1年住院	當次住院併 前1年門診	當次住院併 前1年門住診
	$\Delta c$	$\Delta c$	$\Delta c$	$\Delta c$
2005年				
Deyo vs. Romano	0.0054	0.0065	0.0100	0.0124
Deyo vs. D'Hoore	0.0029	0.0023	0.0013	0.0045
Deyo vs. Elixhauser	-0.0086	-0.0070	-0.0104	-0.0041
Romano vs. D'Hoore	-0.0025	-0.0042	-0.0087	-0.0079
Romano vs. Elixhauser	-0.0140 <sup>b</sup>	-0.0135 <sup>b</sup>	-0.0204 <sup>b*</sup>	-0.0165 <sup>b</sup>
D'Hoore vs. Elixhauser	-0.0115	-0.0093	-0.0117	-0.0086
2008年				
Deyo vs. Romano	0.0194 <sup>*</sup>	0.0157	0.0021	0.0010
Deyo vs. D'Hoore	0.0166	0.0081	-0.0017	-0.0112
Deyo vs. Elixhauser	-0.0052	-0.0031	-0.0233 <sup>*</sup>	-0.0180
Romano vs. D'Hoore	-0.0028	-0.0076	-0.0138	-0.0122
Romano vs. Elixhauser	-0.0246 <sup>b*</sup>	-0.0188 <sup>b</sup>	-0.0254 <sup>b**</sup>	-0.0190 <sup>b*</sup>
D'Hoore vs. Elixhauser	-0.0218 <sup>*</sup>	-0.0112	-0.0116	-0.0068

註：<sup>a</sup>不同合併症指標模式的c值差異( $\Delta c$ )係指同一年度同一資料來源與期間的情形下，各合併症指標模式的c值彼此相減。例如，「Deyo vs. Romano」即為Romano-CCI指標模式的c值減去Deyo-CCI指標模式的c值；以此類推。

<sup>b</sup>不同合併症指標模式的c值差異之絕對值(| $\Delta c$ |)最大者。兩個模式的c值差異是否達統計上的顯著意義，係採用DeLong等人[33]所提出之無母數配對方法，計算相關U統計量(correlated U statistics)。

\*  $p < 0.05$ ; \*\*  $p < 0.01$ ; \*\*\*  $p < 0.001$

CCI。本研究的結果與Schneeweiss等人之研究發現略有不同的可能原因是D'Hoore-CCI僅採用ICD-9-CM的前三碼來定義病患的既有疾病，而Deyo-CCI則大多定義至ICD-9-CM的4至5位碼。因此，倘若醫院的申報資料未包含ICD-9-CM的前三碼之後的細碼，會造成雖然病患具有某些既有疾病，但使用Deyo-CCI時便不會判斷為共病，使得D'Hoore-CCI判斷病患合併症情形的程度會較高。換言之，D'Hoore-CCI的預測表現有時會優於Deyo-CCI，但其結果也較不嚴謹。綜而言之，由於Charlson等人[9]在發展CCI時即依死亡的相對風險性給予疾病加權值，而Romano-CCI則為三種使用CCI的合併症指標當中，其疾病碼的定義較能反應CCI的各類既有疾病者，而且包含了較多的處置碼，更能反應出病患的既有疾病狀況，因此建議研究者在分析合併症指標資料時，應選用Romano-CCI做為校正工具[8,35]。

而各合併症指標在同一合併症資料來源與期間的情形下之預測力比較結果部份，整體而言，預測力以Romano-CCI及Elixhauser方法的表現最好(表三)。至於各合併症指標在不同合併症資料來源與期間的情形下之預測力表現優劣方面，本研究的結果顯示，c值增加的幅度大致為：當次住院併前1年門住診 > 當次住院併前1年門診 > 當次住院併前1年住院 > 當次住院(表四)。然而，前述以「當次住院併前1年門住診」為資料來源與期間時的c值增加幅度最大之研究發現不同於朱育增等人[8]及Radley等人[18]的研究結果。朱育增等人指出利用「當次併前一年住院」資料的表現最佳，而Radley等人的研究結果則顯示增加不同合併症資料來源與期間的預測力並未顯著高於僅使用「當次住院」資料。上述研究結果差異的可能原因是朱育增等人的研究係探討慢性腎臟病及肺炎住院病患的院內死亡及住院一年內死亡情

表四 各合併症指標模式在不同合併症資料來源與期間的情形下之 $c$ 值差異

資料來源與期間	各合併症指標模式的 $c$ 值差異 <sup>a</sup>			
	Deyo-CCI	Romano-CCI	D'Hoore-CCI	Elixhauser 方法
	$\Delta c(\%)$	$\Delta c(\%)$	$\Delta c(\%)$	$\Delta c(\%)$
2005年				
當次住院	-	-	-	-
當次住院併前1年住院	0.0068 (0.97)	0.0079 (1.11)	0.0062 (0.88)	0.0084 (1.21)
當次住院併前1年門診	0.0099 (1.41)	0.0145 (2.04)	0.0083 (1.17)	0.0081 (1.16)
當次住院併前1年門住診	0.0101 (1.43) <sup>b</sup>	0.0171 (2.41) <sup>b*</sup>	0.0117 (1.65) <sup>b</sup>	0.0146 (2.10) <sup>b</sup>
2008年				
當次住院	-	-	-	-
當次住院併前1年住院	0.0172 (2.42) <sup>**</sup>	0.0135 (1.85) <sup>*</sup>	0.0087 (1.20) <sup>b*</sup>	0.0193 (2.74) <sup>**</sup>
當次住院併前1年門診	0.0285 (4.01) <sup>***</sup>	0.0112 (1.53)	0.0002 (0.03)	0.0104 (1.47)
當次住院併前1年門住診	0.0341 (4.80) <sup>b***</sup>	0.0157 (2.15) <sup>b*</sup>	0.0063 (0.87)	0.0213 (3.02) <sup>b*</sup>

註：<sup>a</sup>同一合併症指標模式在不同資料來源與期間的 $c$ 值差異( $\Delta c$ )係指各個不同資料來源與期間的 $c$ 值與「當次住院」的 $c$ 值相減。例如，「2005年Deyo-CCI當次住院併前1年住院 $\Delta c$ 」即為Deyo-CCI在「當次住院併前1年住院」的 $c$ 值減掉Deyo-CCI在「當次住院」的 $c$ 值；以此類推。 $\%$ 表示增加之 $c$ 值佔「當次住院 $c$ 值」的百分比。

<sup>b</sup>表示各合併症指標模式在該年度的不同資料來源之 $c$ 值差異絕對值( $|\Delta c|$ )為最大者。兩個模式的 $c$ 值差異是否達統計上的顯著意義，係採用DeLong等人[33]所提出之無母數配對方法，計算相關 $U$ 統計量(correlated  $U$  statistics)。

<sup>\*</sup>  $p < 0.05$ ; <sup>\*\*</sup>  $p < 0.01$ ; <sup>\*\*\*</sup>  $p < 0.001$

形，而Radley等人的研究焦點則是髖骨骨折病患住院一年內死亡情形，反觀本研究分析的是首次中風住院病患出院後一年產生高醫療費用情形。由於本研究所探討的各合併症指標所定義之既有疾病包含糖尿病(diabetes)、慢性肺部疾病(chronic pulmonary disease)及高血壓(hypertension)等慢性疾病，亦即病患必須長期回診接受持續的診斷與治療，因此相較探討死亡情形而言，門診資料來源對於醫療費用的影響力較大。

此外，各合併症指標以不同資料來源與期間進行計算時，對於首次中風住院病患出院後一年產生高醫療費用之預測力與僅以當次住院(亦即基本模式)計算時予以比較，整體而言 $c$ 值均有提升的情形，但 $c$ 值變化達統計上的顯著意義則主要發生在Deyo-CCI及改編自同一系統的Romano-CCI(表四)，與相關研究的結果相似[8,18,23]。Deyo等人[10]及Romano等人[11]在以ICD-9-CM之診斷或處置碼定義原始CCI之疾病類別時，曾考量當某些診斷出現在當次住院之次診斷時，無

法判斷其為合併症或是併發症；因此，為了避免將住院後才產生之併發症列入計算，倘若診斷碼出現在當次住院之次診斷時遂不予以列入計算，而是必須在當次住院之前出現才列入計算。換言之，相較於僅使用當次住院資料而言，納入之前的門住診資料能夠反應病患的既有疾病情形，進而促使Deyo-CCI及Romano-CCI的預測力較佳。

值得一提的是，Radley等人[18]的研究結果顯示增加不同合併症資料來源與期間的預測力並未顯著高於僅使用「當次住院」資料，但Stukenborg等人[23]的研究結果雖然顯示使用「當次住院併前次住院」資料時，Deyo-CCI及Elixhauser方法預測病患住院死亡的表現最佳，但預測力的改善程度其實相當有限。而本研究的研究結果也顯示，雖然採用較多的資料來源及較長的資料期間以判定病患的既有疾病情形時，對於合併症指標預測力的提升有所助益，但提升的效果均相當有限，卻有增加不同合併症資料來源或期間後計算的困難度也會隨之增加的缺點。因

此，建議研究者將來在決定採用合併症指標的既有疾病資料來源與期間時，應視資料的易取得性、研究樣本的合併症分佈特性(例如本研究之研究對象的既有疾病大多屬於必須在門診接受長期追蹤治療的共病，因此在選擇計算合併症指標資料來源時宜納入病患的門診就醫紀錄)及欲探討之醫療照護結果(例如死亡情形或醫療費用)，而選擇較合適的合併症資料來源與期間。

最後，本研究應為國內首次針對各合併症指標模式在不同目標年度間之預測力進行比較的論文。整體而言，本研究分析結果顯示，隨著年度的增加各合併症指標模式的預測力也呈現增加的趨勢(表二)，而且以Romano-CCI及Deyo-CCI的 $c$ 值增加幅度最大，雖然 $c$ 值差異均未達統計上的顯著意義(表五)。Gili等人[36]曾探討西班牙的5,275位急性心肌梗塞病患的合併症對於住院中死

亡率的影響，研究期間為2003年至2009年，而分析的合併症指標則為Charlson的CCI及Elixhauser方法兩種，其研究結果顯示兩種合併症指標的預測力均隨著年度的增加而有提升之趨勢，和本研究的研究發現相似(Gili等人的研究並沒有分析Romano-CCI及Deyo-CCI)。各合併症指標模式的預測力會隨著年度之增加而提升的可能原因如下：(1)隨著目標年度的增加納入分析的樣本數也增加，因而增進合併症指標模式的預測力。(2)由於中央健保署日益嚴格的健保給付規範及醫療費用審核刪減標準，因此國內各醫療院所對於提升其醫師及疾病分類人員針對疾病診斷碼判定的精確度與完整性，有經濟面的強烈誘因，也可能因而提升採用次診斷碼計算的合併症指標之預測力。建議後續研究者可再針對不同的年度、合併症指標種類、研究對象及醫療照護結果，做更進一步的探討與

表五 各合併症指標模式在2005年與2008年兩個目標年度間的 $c$ 值差異

模式	$\Delta c(\%)^a$
當次住院	
B <sup>b</sup> +Deyo-CCI	0.007 (1.0)
B <sup>b</sup> +Romano-CCI	0.020 (2.8)
B <sup>b</sup> +D <sup>b</sup> Hoore-CCI	0.020 (2.8)
B <sup>b</sup> +Elixhauser方法	0.010 (1.4)
當次住院併前1年住院	
B <sup>b</sup> +Deyo-CCI	0.017 (2.4)
B <sup>b</sup> +Romano-CCI	0.027 (3.8)
B <sup>b</sup> +D <sup>b</sup> Hoore-CCI	0.023 (3.2)
B <sup>b</sup> +Elixhauser方法	0.021 (3.0)
當次住院併前1年門診	
B <sup>b</sup> +Deyo-CCI	0.025 (3.5)
B <sup>b</sup> +Romano-CCI	0.017 (2.3)
B <sup>b</sup> +D <sup>b</sup> Hoore-CCI	0.013 (1.8)
B <sup>b</sup> +Elixhauser方法	0.012 (1.7)
當次住院併前1年門診併	
B <sup>b</sup> +Deyo-CCI	0.031 (4.3)
B <sup>b</sup> +Romano-CCI	0.019 (2.6)
B <sup>b</sup> +D <sup>b</sup> Hoore-CCI	0.015 (2.1)
B <sup>b</sup> +Elixhauser方法	0.017 (2.4)

註：<sup>a</sup>  $\Delta c$ 為2005年與2008年兩個目標年度間的 $c$ 值差異，係以2008年的 $c$ 值減掉2005年的 $c$ 值。 $\%$ 表示 $\Delta c$ 佔2005年的 $c$ 值之百分比。兩個目標年度間的 $c$ 值差異是否達統計上的顯著意義則採用Gonen[34]所提出之檢定方法。所有的 $c$ 值差異均未達統計上的顯著意義。

<sup>b</sup> 基本模式(basic model；簡稱B)的變項包括年齡、性別、是否手術及住院天數。



表六 各合併症指標模式對中風病患的醫療費用之預測表現力的研究結果彙整

	Deyo-CCI	Romano-CCI	D'Hoore-CCI	Elixhauser 方法
同一合併症資料來源與期間				
2005年				
當次住院		✓		
當次住院併前1年住院		✓		
當次住院併前1年門診		✓		
當次住院併前1年門住診		✓		
2008年				
當次住院		✓		
當次住院併前1年住院		✓		
當次住院併前1年門診		✓		
當次住院併前1年門住診		✓		
不同合併症資料來源與期間				
2005年				
當次住院	-	-	-	-
當次住院併前1年住院				✓
當次住院併前1年門診		✓		
當次住院併前1年門住診		✓		
2008年				
當次住院	-	-	-	-
當次住院併前1年住院				✓
當次住院併前1年門診	✓			
當次住院併前1年門住診	✓			

註：✓表示預測表現力最佳者。此外，研究結果雖顯示隨著年度的增加，各合併症指標模式的預測力(c值)亦有增加的趨勢，但因所有的c值差異均未達統計上的顯著意義，因此各合併症指標模式在不同目標年度間之預測力比較結果未在此表呈現。

分析，以釐清時間趨勢對於合併症指標預測中風病患產生高醫療費用的影響力。

本研究雖力求嚴謹及完善，但仍面臨以下的研究限制：(1)本研究係探討以疾病診斷碼為基礎的四種合併症指標，因此診斷碼編碼的精確度亦會影響合併症指標的準確性。例如，醫師為了健保費用申報所需或進行臨床檢查時開立醫囑的需要，而給予病人“疑似疾病”的診斷碼，因此造成使用全民健康保險研究資料庫予以計算病人的既有疾病時，可能會有高估病患具有該合併症指標所定義之既有疾病的情形。本研究雖然在使用門診資料來源時，對於門診既有疾病之診斷碼篩選採取病患過去一年的門診資料中最少出現兩次該疾病，而且就醫日期必須間隔一個月以上時該診斷碼才予以納入計算的嚴格

篩選做法，但高估病患的合併症之可能性無法完全排除。(2)本研究無法由全民健康保險研究資料庫取得一些可能會影響病患的醫療資源耗用及醫療費用的相關數據，例如病患中風後的殘疾程度、病患的教育程度及經濟狀況以及家中是否有主要照顧者等資訊。(3)本研究僅使用2005年承保抽樣歸人檔(LHID2005)，並未能和「專科醫師證書主檔(DOC檔)」進行串檔，因此研究僅使用病患性別、年齡、首次中風住院有無手術及首次中風住院天數四個變項而組成基本模式，並未能納入醫院及醫師特質以進行更廣泛的校正。此外，本研究係參考先前學者的做法[8,29]，在考量研究樣本及研究問題等因素後，僅把病患性別、年齡、首次中風住院有

無手術及首次中風住院天數四個變項納入基本模式，並未分析可能影響中風患者出院後的醫療費用之其它重要因素(例如個案居住區域的醫療資源多寡)，乃本論文的一項研究限制。上述未能於本研究納入分析的可能影響因素，則尚待後續研究者的進一步探討。(4)本研究的分析結果顯示，在使用Elixhauser方法時有一些合併症診斷碼(例如肥胖症、體重下降、酒精濫用及藥物濫用等)在各目標年度的病患人數均未超過5位。因此，過少的樣本數可能是造成該合併症指標模式的預測力下降，甚至不如國外研究指出的預測力表現之原因。

綜而言之，本研究的研究結果顯示合併症指標對於中風病患出院後產生高醫療費用的可能性具有預測力，其中又以Romano-CCI表現最佳的預測力。茲依據本論文的研究發現，對於學者及衛生主管機關提出下列建議：(1)學者未來在進行類似研究時宜納入合併症指標，以做為風險校正因子之一。然而，本研究發現增加不同資料來源與期間後對模式預測力的增進效果相當有限，因此建議研究者在決定採用合併症指標的既有疾病資料來源與期間時，可視資料的易取得性、研究樣本的合併症分佈特性及欲探討之醫療照護結果，而選擇較合適的合併症資料來源與期間。(2)建議衛生主管機關在擬定有關中風病患的醫療費用等相關給付制度時，應考量病患因合併症所造成之醫療照護負擔，而採取不同程度的調整。

### 參考文獻

1. WHO. The top 10 causes of death. Available at: <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs310/en/>. Accessed October 5, 2015.
2. 衛生福利部：103年國人死因統計結果。http://www.mohw.gov.tw/news/531349778。引用2015/10/05。  
Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). 2013 statistics of causes of death. Available at: <http://www.mohw.gov.tw/news/531349778>. Accessed October 5, 2015. [In Chinese]
3. 衛生福利部中央健康保險署：2014年全民健康保險醫療費用前二十大疾病。http://www.nhi.gov.tw。引用2015/10/05。  
National Health Insurance Administration, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). Top 20 reimbursements of major illnesses/injuries in 2014. Available at: <http://www.nhi.gov.tw>. Accessed October 5, 2015. [In Chinese]
4. Schmidt M, Jacobsen JB, Johnsen SP, Bøtker HE, Sørensen HT. Eighteen-year trends in stroke mortality and the prognostic influence of comorbidity. *Neurology* 2014;**82**:340-50. doi:10.1212/WNL.0000000000000062.
5. Jiménez Caballero PE, López Espuela F, Portilla Cuenca JC, Ramírez Moreno JM, Pedrera Zamorano JD, Casado Naranjo I. Charlson comorbidity index in ischemic stroke and intracerebral hemorrhage as predictor of mortality and functional outcome after 6 months. *J Stroke Cerebrovasc Dis* 2013;**22**:e214-8. doi:10.1016/j.jstrokecerebrovasdis.2012.11.014.
6. Yurkovich M, Avina-Zubieta JA, Thomas J, Gorenchtein M, Lacaille D. A systematic review identifies valid comorbidity indices derived from administrative health data. *J Clin Epidemiol* 2015;**68**:3-14. doi:10.1016/j.jclinepi.2014.09.010.
7. Sharabiani MT, Aylin P, Bottle A. Systematic review of comorbidity indices for administrative data. *Med Care* 2012;**50**:1109-18. doi:10.1097/MLR.0b013e31825f64d0.
8. 朱育增、吳肖琪、李玉春、賴美淑、譚醒朝：探討共病測量方法於健保次級資料之應用。台灣衛誌2010；**29**：191-200。doi:10.6288/TJPH2010-29-03-01。  
Chu YT, Wu SC, Lee YC, Lai MS, Tam SC. Assessing measures of comorbidity using National Health Insurance Databases. *Taiwan J Public Health* 2010;**29**:191-200. doi:10.6288/TJPH2010-29-03-01. [In Chinese: English abstract]
9. Charlson ME, Pompei P, Ales KL, MacKenzie CR. A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. *J Chronic Dis* 1987;**40**:373-83. doi:10.1016/0021-9681(87)90171-8.
10. Deyo RA, Cherkin DC, Ciol MA. Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative databases. *J Clin Epidemiol* 1992;**45**:613-9. doi:10.1016/0895-4356(92)90133-8.
11. Romano PS, Roos LL, Jollis JG. Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative data: differing perspectives. *J Clin Epidemiol* 1993;**46**:1075-9; discussion 1081-90. doi:10.1016/0895-4356(93)90103-8.

12. D'Hoore W, Sicotte C, Tilquin C. Risk adjustment in outcome assessment: the Charlson comorbidity index. *Methods Inf Med* 1993;**32**:382-7.
13. Elixhauser A, Steiner C, Harris DR, Coffey RM. Comorbidity measures for use with administrative data. *Med Care* 1998;**36**:8-27. doi:10.1097/00005650-199801000-00004.
14. Menendez ME, Ring D, Harris MB, Cha TD. Predicting in-hospital mortality in elderly patients with cervical spine fractures: a comparison of the Charlson and elixhauser comorbidity measures. *Spine* 2015;**40**:809-15. doi:10.1097/BRS.0000000000000892.
15. Cleves MA, Sanchez N, Draheim M. Evaluation of two competing methods for calculating Charlson's comorbidity index when analyzing short-term mortality using administrative data. *J Clin Epidemiol* 1997;**50**:903-8. doi:10.1016/S0895-4356(97)00091-7.
16. Southern DA, Quan H, Ghali WA. Comparison of the Elixhauser and Charlson/Deyo methods of comorbidity measurement in administrative data. *Med Care* 2004;**42**:355-60. doi:10.1097/01.mlr.0000118861.56848.ee.
17. Yan Y, Birman-Deych E, Radford MJ, Nilasena DS, Gage BF. Comorbidity indices to predict mortality from Medicare data: results from the national registry of atrial fibrillation. *Med Care* 2005;**43**:1073-7. doi:10.1097/01.mlr.0000182477.29129.86.
18. Radley DC, Gottlieb DJ, Fisher ES, Tosteson AN. Comorbidity risk-adjustment strategies are comparable among persons with hip fracture. *J Clin Epidemiol* 2008;**61**:580-7. doi:10.1016/j.jclinepi.2007.08.001.
19. Baldwin LM, Klabunde CN, Green P, Barlow W, Wright G. In search of the perfect comorbidity measure for use with administrative claims data: does it exist? *Med Care* 2006;**44**:745-53. doi:10.1097/01.mlr.0000223475.70440.07.
20. 吳肖琪、簡麗年、吳義勇：探討術前合併症指標與醫療利用及手術結果之關聯性－以全股(髖)關節置換健保申報資料為例。台灣衛誌 2004；**23**：121-9。doi:10.6288/TJPH2004-23-02-04。  
Wu SC, Chien LN, Ng YY. Using comorbidity index to evaluate medical utilization and outcome of total hip replacement by analyzing National Insurance claimed data. *Taiwan J Public Health* 2004;**23**:121-9. doi:10.6288/TJPH2004-23-02-04. [In Chinese: English abstract]
21. Schneeweiss S, Wang PS, Avorn J, Glynn RJ. Improved comorbidity adjustment for predicting mortality in Medicare populations. *Health Serv Res* 2003;**38**:1103-20. doi:10.1111/1475-6773.00165.
22. Schneeweiss S, Seeger JD, Maclure M, Wang PS, Avorn J, Glynn RJ. Performance of comorbidity scores to control for confounding in epidemiologic studies using claims data. *Am J Epidemiol* 2001;**154**:854-64. doi:10.1093/aje/154.9.854.
23. Stukenborg GJ, Wagner DP, Connors AF Jr. Comparison of the performance of two comorbidity measures, with and without information from prior hospitalizations. *Med Care* 2001;**39**:727-39. doi:10.1097/00005650-200107000-00009.
24. 吳冠穎、吳肖琪、洪燕妮、吳君誠、林麗嬋、胡漢華：台灣腦中風病人急性後期照護需要之探討。台灣衛誌 2012；**31**：251-62。doi:10.6288/TJPH2012-31-03-05。  
Wu KY, Wu SC, Hung YN, Wu CC, Lin LC, Hu HH. The need for post-acute care for stroke patients in Taiwan. *Taiwan J Public Health* 2012;**31**:251-62. doi:10.6288/TJPH2012-31-03-05. [In Chinese: English abstract]
25. Ottenbacher KJ, Graham JE, Ottenbacher AJ, et al. Hospital readmission in persons with stroke following postacute inpatient rehabilitation. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2012;**67**:875-81. doi:10.1093/gerona/ glr247.
26. Derogar M, Sadr-Azodi O, Johar A, Lagergren P, Lagergren J. Hospital and surgeon volume in relation to survival after esophageal cancer surgery in a population-based study. *J Clin Oncol* 2013;**31**:551-7. doi:10.1200/JCO.2012.46.1517.
27. Kadlec AO, Ellimoottil C, Guo R, Trinh QD, Sun M, Turk TM. Contemporary volume-outcome relationships for percutaneous nephrolithotomy: results from the Nationwide Inpatient Sample. *J Endourol* 2013;**27**:1107-13. doi:10.1089/end.2013.0172.
28. 衛生福利部中央健康保險署：全民健康保險住院診斷關聯群TW-DRG分類手冊。http://www.nhi.gov.tw。引用2015/11/04。  
National Health Insurance Administration, Ministry of Health and Welfare, R.O.C. (Taiwan). The TW-DRGs (Taiwan version of Diagnosis Related Groups) classification manual. Available at: http://www.nhi.gov.tw. Accessed November 4, 2015. [In Chinese]
29. Chu YT, Ng YY, Wu SC. Comparison of different comorbidity measures for use with administrative data in predicting short- and long-term mortality. *BMC Health Serv Res* 2010;**10**:140. doi:10.1186/1472-6963-10-140.



30. Pencina MJ, D'Agostino RB Sr. Evaluating discrimination of risk prediction models: the c statistic. *JAMA* 2015;**314**:1063-4. doi:10.1001/jama.2015.11082.
31. Uno H, Cai T, Pencina MJ, D'Agostino RB Sr, Wei LJ. On the C-statistics for evaluating overall adequacy of risk prediction procedures with censored survival data. *Stat Med* 2011;**30**:1105-17. doi:10.1002/sim.4154.
32. Hosmer DW, Lemeshow S. *Applied Logistic Regression*. 2nd ed., New York: John Wiley & Sons, Inc., 2000; 160-4.
33. DeLong ER, DeLong DM, Clarke-Pearson DL. Comparing the areas under two or more correlated receiver operating characteristic curves: a nonparametric approach. *Biometrics* 1988;**44**:837-45. doi:10.2307/2531595.
34. Gonen M. *Analyzing Receiver Operating Characteristic Curve with SAS*. 1st ed., Cary, NC: SAS Institute Inc., 2007; 37-42.
35. Schneeweiss S, Wang PS, Avorn J, Maclure M, Levin R, Glynn RJ. Consistency of performance ranking of comorbidity adjustment scores in Canadian and U.S. utilization data. *J Gen Intern Med* 2004;**19**:444-50. doi:10.1111/j.1525-1497.2004.30109.x.
36. Gili M, Sala J, López J, et al. Impact of comorbidities on in-hospital mortality from acute myocardial infarction, 2003-2009. *Rev Esp Cardiol* 2011;**64**:1130-7. doi:10.1016/j.rec.2011.07.009.

# Comparison of different comorbidity measures in predicting the medical expenditures of stroke patients by utilizing the National Health Insurance Research Database

YING-YING LIN<sup>1</sup>, SHUEN-FU WENG<sup>2,3</sup>, CHE-MING YANG<sup>4</sup>,  
CHIANG-HSING YANG<sup>5</sup>, KUO-CHERH HUANG<sup>4,\*</sup>

**Objectives:** This study compared the performance of different co-morbidity measures in predicting medical expenditures of stroke patients. **Methods:** Data were sourced from the Longitudinal Health Insurance Database 2005 (LHID2005), and the study population comprised all patients who were hospitalized due to stroke for the first time. Four co-morbidity measures were compared regarding the performance of predicting medical expenditures of subjects within 1 year after discharge: the Deyo-Charlson comorbidity index (CCI); Romano-CCI; D'Hoore-CCI; and Elixhauser method. The baseline model included patient age and gender, whether or not surgery was undertaken when hospitalized, and the length of stay. Two target years (2005 and 2008) of data were compared. The discriminatory power of the co-morbidity measures was assessed using the *c*-statistics derived from multiple logistic regression models. **Results:** All four co-morbidity measures significantly improved the predictive capacity of the baseline model. Furthermore, the Romano-CCI performed best in predicting medical expenditures of subjects within 1 year after discharge (*c*: 0.710-0.746). **Conclusions:** This study suggested that co-morbidity measures are significant predictors of medical expenditures of stroke patients, and the Romano-CCI performed best among the four co-morbidity measures in the research. When designing the payment schemes for stroke patients, the Taiwanese health authority ought to make adjustments in accordance with the burden of health care caused by co-morbidities. (*Taiwan J Public Health*. 2016;**35**(4):430-445)

**Key Words:** *comorbidity indices, stroke patients, medical expenditures, National Health Insurance Research Database*

<sup>1</sup> Secretary Department, Taipei Medical University Hospital, Taipei, Taiwan, R.O.C.

<sup>2</sup> Division of Endocrinology and Metabolism, Department of Internal Medicine, Taipei Medical University Hospital, Taipei, Taiwan, R.O.C.

<sup>3</sup> Division of Endocrinology and Metabolism, Department of Internal Medicine, School of Medicine, College of Medicine, Taipei Medical University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

<sup>4</sup> School of Health Care Administration, College of Management, Taipei Medical University, No. 250, Wu-Xing St., Xinyi Dist., Taipei, Taiwan, R.O.C.

<sup>5</sup> Department of Health Care Management, National Taipei University of Nursing and Health Sciences, Taipei, Taiwan, R.O.C.

\* Correspondence author. E-mail: kchuang@tmu.edu.tw

Received: Dec 11, 2015 Accepted: May 24, 2016

DOI:10.6288/TJPH201635104112