

# 2008年至2013年臺灣氣喘住院病患醫療費用之研究

黃翊庭 廖建通 陳思勉\*

輔仁大學數學系

Email: samantha0214@gmail.com; ljt@math.fju.edu.tw;  
smchen@math.fju.edu.tw

## 摘要

本研究主要透過2008年至2013年臺灣全民健康保險資料庫 (National Health Insurance Research Databank) 中之百萬歸人檔探討影響氣喘住院病患之醫療費用之因子。全文著重在討論醫療費用超過五個不同基準值之機率的羅吉斯迴歸模型。研究結果顯示病患的年齡、住院日數、有無手術、共病數量等四個變數是影響氣喘病患住院醫療費用重要因子。

關鍵詞: 氣喘, 羅吉斯迴歸模型

## 1. 前言

氣喘在早期主要與遺傳或個人生活習慣有關，但近年來因空氣品質惡化，導致氣喘病因越驅複雜病況也越嚴重，此種現象全球皆然。根據中華公共衛生雜誌對氣喘 (Asthma) 的篩檢定義與診斷，氣喘源自於希臘字”panting”，意思是正在喘息，是一種相當古老的疾病，其定義五花八門，在古埃及，希伯來，古印度的書籍都有類似氣喘描述的醫學文章，在閩南語也有叫”嘔龜”，一直到近代，包括 Ciba 基金會，美國胸腔學會，世界衛生組織，美國衛生部等，都曾對氣喘下定義；如根據美國胸腔學會的定義 (1962) 氣喘是一種疾病，起因是呼吸道對各種刺激的反應性增加而導致呼吸道管腔變窄。後於 1987 年增加定義為臨床症候群，症狀是陣發性呼吸困難、哮鳴以及咳嗽。由諸多定義中，其中有三個要素較可被認可：(1) 慢性氣道發炎；(2) 可逆性氣流阻塞；(3) 支氣管加強反應，這是主要的病理生理變化，也導致臨床症狀表現，如哮喘 (wheeze)，呼吸困難，胸緊，咳嗽及痰的分泌 (葛應欽, 1998)。

Kevin B. Weiss 等人 (1992) 研究由美國國家衛生統計中心 (National Center for Health Statistics, NCHS) 所提供的 1983 至 1992 年依國際疾病分類第九版 (International Classification of Diseases, Ninth/ICD-9) 疾病代碼為 493.XX 的病患資料，評估氣喘疾病對美國經濟的影響。Kevin B. Weis, Sean D. Sullivan (2000) 使用國家醫療門診調查 (National Ambulatory Medical Care Survey, NAMCS) 和急診 (ED) 以及國民健康訪問調查 (National Health Interview Survey, NHIS)，分析 1985 年到 1994 年之間美國氣喘患者門診醫療花費。Green RJ. 等 (2006) 研究南非治療氣喘的成本效益。Sven-Aren Jansson 等 (2007) 研究瑞典成年氣喘患者與經濟的相關性。Yo-Han Lee 等 (2011) 對於韓國氣喘疾病對於經濟的影響進行討論。Marianne Doz 等 (2013) 研究法國和西班牙氣喘患者是否接受控制與醫療花費和生活品質的相關性。Patrick W. Sullivan 等 (2014) 使用了 Medical Expenditure Panel Survey (MEPS) 的資料探討美國氣喘對於經濟的影響。Laleh Sharifi, Zahra Pourpak 等 (2015) 分析 2007 至 2010 年德黑蘭 (Tehran, Iran) 18 歲以上的氣喘患者所導致國家所須負擔之經濟成本。

自1995年3月起中華民國正式啟動全民健保制度，經過21年來的收集，健保資料逾臻完整。國內利用由國家衛生研究院所整理的全民健保資料庫所做的研究如雨後春筍。陳招式(2002)分析1997-1999年全民健保資料庫門診(CD)檔中急性呼吸道感染與氣喘這兩種疾病與醫療資源耗用的關係。指出門診部分每人次醫療資源耗用呈現逐年增加的情形，醫療資源耗用隨著年齡和醫院層級的提高而增加。林谷峯(2004)由1996年到2001年的資料，根據氣喘患者屬單次就醫或三個月療程討論了性別、年齡、低收入戶、免部分負擔、慢性病、重大傷病、就醫季節、就醫醫院特約類別、就醫醫院權屬別、就醫科別、就醫地區之健保分局等變項對氣喘病患所耗費之醫療資源的影響。陳渼雅(2005)使用2000年到2003年的全民健保資料庫資料，對過敏性鼻炎門診、住院患者進行醫療費用的分析Hai-Lun Sun.等(2008)發表了台灣成年氣喘病患對於醫療利用的影響，戴志江(2008)則分析2004年全民健保資料庫之門診(CD)檔中，指出年齡介於1到18歲之間的氣喘病患，氣喘相關併發症的確會造成氣喘患者醫療費用的增加。此外林維安(2009)分析1998-2002年全民健保資料庫後，發現雖然氣喘病患總醫療花費(含門診、住院、急診)逐年增加，但是盛行率卻逐年降低。蔡美卿(2010)透過2008年全民健保資料庫之住院(DD)檔，發現合併症指標對於氣喘住院患者的醫療費用有解釋力，但不是非常顯著，但若合併症以類別方式存在模型當中，則對於醫療費用之預測表現較好。黃家達(2012)使用2010年全民健保資料庫內未成年氣喘病患之資料，研究醫療資源耗用與醫師特質及醫療院所特質的相關性。張偉斌、游漢欽、尤鐘賢等(2014)分析1997到2008年健保資料庫。以中位數為基準點，討論病患醫療費用會高於這12年的醫療費用的中位數之機率。

本文將透過羅吉斯迴歸模型討論影響氣喘住院病患之醫療費用之因子，希望能提供相關單位更多醫療費用之資訊。第二節資料描述；第三節探討單元羅吉斯迴歸模型；第四節是有關多元羅吉斯迴歸模型；第五節討論平均醫療費用最高的兩個年齡層的情形；第六節為結論。有關資料分析主要以SAS 9.4軟體輔助以進行統計分析。

## 2. 資料描述

本研究所使用之資料來源為2008-2013年全民健康保險資料庫中之百萬歸人檔。在進行正式分析前，首先篩選有關於住院醫療費用清單明細檔(DD)的資料，即從住院醫療費用清單明細檔中取出主診斷代碼中前三碼為493者(之後所稱之DD檔表僅含此類患者之資料)，共計3833筆。接著對DD檔進行性別(如不詳與遺漏值)和年齡(如遺漏值)除錯。此外因為某些住院患者於2007年底入住，但其健保申報日為2008年，為求資料之準確性乃將此等資料去除。在除錯過程中我們發現有5筆氣喘住院病患使用慢性病房，其他筆資料皆為急性病房，此處我們將之合併討論。此外因住院期間若跨月或住院日數超過30天，該人次資料將會被分為兩筆申報。此類個案將依轉歸代碼處理，若同一人次住院資料轉歸代碼為2者，將其就醫紀錄合併同一次就醫資料成一筆。病患若為低收入戶者，其管灌膳食費將會另外申報。為避免造成總費用有誤，將案件分類代碼為DZ之單筆住院記錄，依據id及住院日期合併相關住院費用做為該人次之醫療費用。最後將相關費用合併。經由綜合整理後得到實際百萬歸人檔中氣喘病患住院總共有3672人次。而各分年之住院人次按年度順序分別為506、573、649、667、672、605人次。另一方面，因本文討論之變項包含就醫特約類別，而該類別是登錄在醫事機構基本資料檔(HOSB)；又因需要縣市區碼以計算都市化程度( 介宇, 2006 )，以及承保資料檔(ID)中的投保薪資，故透過HOSB檔之hosp\_id變項、ID檔之id變項與DD檔串聯。有關各變項之定義及對照組資訊參表一。

根據此百萬歸人檔中住院患者之資料得知，總住院平均費用是每人次51625.06元，而醫療費用超過此平均值的住院人次為187,034人次。從健保資料庫住院(DD)檔中可以發現，根據ICD-9，這6年住院病患之病因分屬3971種不同類別，而與氣喘相關的疾病(493.XX)就佔了11類(0.28%)。這11類的住院人次中，費用超過總平均費用的住院人次為287人次(0.154%)。主診斷屬493.XX住院病患在百萬歸人檔的總比例:=(氣喘住院病患人次)/(住院檔人次)=3672/735427=0.5%。這類病患又以44-63歲(26.56%)以及64歲以上(50.66%)的年齡層所耗用之醫療資源在所有住院總

費用中所佔的比例最高。

張偉斌等 (2014) 以 1997 年至 2008 年共 12 年的合併資料，取氣喘住院患者之醫療費用的中位數為基準值，討論病患醫療費用會高於該中位數之機率與年齡、就醫層級、都市化程度、就醫科別、就醫季節、共病數、手術處置、察爾森共病症指標、投保薪資、低收入戶、重大傷病以及其他相關疾病等 18 種因子的關係。然而其他相關疾病變數除肥胖類之外其餘皆屬察爾森指標的考慮範圍，且該文指出肥胖這項疾病對於醫療費用的影響並無顯著，故本研究將不考慮此二變數，但以下的討論將再加上性別與住院日數兩個變數。有關變數之間的線性相關程度依解釋變數為連續型變數、名目尺度變數、順序尺度變數三種類型分別透過皮爾森相關係數 (Pearson's correlation coefficient)、卡方 (Chi-square) 檢定、斯皮爾曼等級相關係數 (Spearman Correlation Coefficient) 討論，結果發現就醫科別分別與性別和就醫季節有高度相關性。

本研究主要經由一個描述氣喘住院病患之醫療費用會超過某基準值之機率的羅吉斯迴歸模型探討醫療費用與影響因子之間的關係。有關於本研究中基準值的設定，就 2008 年至 2013 年的健保百萬歸人檔而言，氣喘住院病患所耗費之醫療費用的分佈並非對稱；把 148 筆落在離第三個四分位數  $Q_3$  (third quartile) 3 倍四分位距 (interquartile range) 以外的數據去除後剩餘資料之分布形仍顯示非對稱性；又因衆數 (mode) 相當接近第一個四分位數  $Q_1$  (9555 元)，因此除中位數 ( $Q_2$ : 15281 元) 之外，我們亦討論以  $Q_1$  為基準值的情形。因為樣本平均數 (sample mean: 22727.7 元) 易受極端值的影響，故此處改以穩健統計量截尾平均數 (Trimmed Mean: 18224.6 元) 及溫賽平均數 (Winsorized Mean: 15281 元) 為基準值；其中截尾平均數 (Trimmed Mean) 為將醫療費用最高的 5% (共計 148 筆) 去除後取剩下的 3524 筆數據之平均數；溫賽平均數 (Winsorized Mean) 則為將最高的 148 筆離群值 (outlier) 去除後，以剩餘值之最大值取代該 148 筆資料後，新的 3672 筆數據之平均數。為求完整性第三個四分位數 ( $Q_3$ : 24641.5 元) 亦列入討論。

透過 Cochran-Atmitage Trend Test 評估年齡、投保薪資、都市化程度、共病數、就醫層級 (特約類別) 等五個順序尺度變項與住院總費用會高於某基準值的機率之相關性 (association)，發現基準值為  $Q_1$ 、 $Q_2$ 、TM、WM 時，就醫機構特約類別及重大傷病標記等均未達到統計的顯著性；而基準值為  $Q_3$  時，則為重大傷病標記和就醫季節未達統計顯著。

依研究資料顯示，從 2008 年到 2013 年間總住院人次為 735,427 人次 (分屬 280,514 人)，而因主診斷為氣喘而住院的病患共計 3672 人次 (分屬 2,462 人)；其中男性為 1653 人次 (45.02%)，女性為 2019 人次 (54.98%)，女性所佔比例高於男性。氣喘病患住院人次佔百萬歸人檔住院人次比例為  $\frac{3672}{735427} = 0.499\%$ ；人數比例為  $\frac{2462}{280514} = 0.878\%$ ；

平均年齡方面男性約為 54.84 歲 (標準差為 26.31 歲)，女性約為 40.03 歲 (標準差為 30.20 歲)，整體平均年齡約為 48.17 歲 (標準差為 29.07 歲)。若專以女性病患而言 14 歲以下佔 14.3%、44 歲 (含) 以上佔 71.23%；而男性氣喘病患中 14 歲以下佔 35.64%、44 歲 (含) 以上佔 50.45%；15~23 歲的氣喘病患在比例上和其他年齡層差異頗大，此年齡層為青少年，身體狀況較好，故比例偏低屬正常現象。

百萬歸人檔中所有氣喘病患共病種類高達 837 種之多。但依各人次之共病數來看，男女比例差異不大。平均每人次有 1.62 個共病，其中有 78.24% 的氣喘住院患者有一個以上的共病。依氣喘住院患者之就醫科別來看，以內科最多 (佔所有女性氣喘住院患者 81.52%、佔所有男性氣喘住院患者 61.04%、佔整體氣喘住院患者 72.3%)；依醫療機構特約類別來看，至區域醫院看診之比例最高 (佔所有女性氣喘患者 56.07%、佔所有男性氣喘患者 50.57%、佔整體氣喘患者 53.59%)。有 26.25% 的氣喘住院患者接受手術治療，性別差異不大。

6 年來因主診斷為氣喘而住院的患者其醫療費用總平均為每人次 22,727.70 元；最低費用為 1,362 元，此個案發生在 2012 年；最高費用為 437,451 元，個案發生在 2013 年秋季都市化最高的區域，此

病患為 79 歲之女性，至區域醫院以內科就診並接受手術治療，共住院 54 天，為單次住院日數最多者，其共病數量為四，察爾森指標大於 1 分。這 6 年當中以 2010 年的平均醫療費用為最高，其次為 2012 年現。6 年中每人次平均住院日數為 6.3 天（標準差為 5.27 天），以住院 3 至 4 天的比例最高。

### 3. 單元羅吉斯迴歸模型

當  $Y$  表住院醫療費用， $X$  表解釋變數（可能的影響因子）時，依單一解釋變數之水準將群體分成  $A_0, A_1, \dots, A_k$  共  $k+1$  群。令

$$\pi_{\text{cp}}(I_1 I_2 \cdots I_k) = P(Y \geq \text{cp} | I_{A_1} = I_1, I_{A_2} = I_2, \dots, I_{A_k} = I_k)$$

其中， $\text{cp} \in \{Q_1, Q_2, Q_3, TW, WM\}$  表各基準值， $I_1, I_2, \dots, I_k \in \{0, 1\}$

且  $I_{A_j} = \begin{cases} 1, & X = A_j \\ 0, & X \neq A_j \end{cases} \quad j = 1, 2, \dots, k$  表指標函數。則單元羅吉斯迴歸模型可表為

$$\text{logit}[\pi(I_1 I_2 \cdots I_k)] = c_0 + c_1 * I_1 + c_2 * I_2 + \cdots + c_k * I_k$$

若以  $I_1 = I_2 = \cdots = I_k = 0$  為  $A_0$  群當做參考組，則各群的勝算比（odds ratio）為

$$e^{c_j} = \frac{\frac{\pi(0 \cdots 010 \cdots 0)}{1 - \pi(0 \cdots 010 \cdots 0)}}{\frac{\pi(00 \cdots 0)}{1 - \pi(00 \cdots 0)}} = \frac{\pi(0 \cdots 010 \cdots 0)}{1 - \pi(0 \cdots 010 \cdots 0)} e^{c_0}, \quad j = 1, 2, \dots, k$$

而  $j_1$  群與  $j_2$  群的勝算比（odds ratio）為  $\frac{e^{c_{j_2}}}{e^{c_{j_1}}}$  其中  $j_1 \neq j_2 \in \{1, 2, \dots, k\}$ 。在實務上若勝算比  $\geq 3$  或  $\leq 0.3333$ ，則定義兩群體院醫療費用會高於基準值的勝算（odds）達顯著差異。

此外令  $\pi_{Q_i}$  代表住院醫療費用高於  $Q_i$  之機率， $i = 1, 2, 3$ ； $\pi_{TM}$  代表住院醫療費用高於截尾平均數之機率、 $\pi_{WM}$  代表住院醫療費用高於溫賽平均數之機率。

表二所列為各可能因子的單元羅吉斯迴歸模型，此外各因子水準的影響效果（勝算 odds 及 住院總費用會高於基準值的機率）亦呈現在表中。由各模型首先可看出當基準值為  $Q_1$  時，性別、重大傷病、有無手術、察爾森指標、年齡、就醫科別、共病數量、住院日數等變數對於住院總費用會高於基準值的機率有顯著的影響（odds ratio  $\geq 3$ ）；當基準值為  $Q_2$  時，有顯著影響的變數為重大傷病、有無手術、察爾森指標、年齡、共病數量、住院日數；當基準值為  $TM$  時，有顯著影響的變數為年齡、共病數量；當基準值為  $WM$  時則為有無手術、年齡、共病數量；而當基準值為  $Q_3$  時，重大傷病、有無手術、年齡、就醫科別、共病數量等變數對於機率有顯著的影響。

另一方面女性的氣喘住院總費用高於  $Q_1$  之勝算（Odds）約為男性的 4 倍；有重大傷病標記的病患住院總費用高於  $Q_1$  之勝算是無標記的 5.59 倍；接受手術治療的病患住院總費用高於  $Q_1$  之勝算是無手術的 3.262 倍；察爾森指標為 1 分以上時住院總費用高於  $Q_1$  之勝算會是 1 分的 3.886 倍；年齡層  $(15, 23), (24, 43), (44, 63), (64, \infty)$  的病患其住院費用高於  $Q_1$  之勝算分別為 0 至 14 歲年齡層的 1.616 倍、4.802 倍、7.251 倍及 7.981 倍；外科之氣喘住院總費用高於  $Q_1$  之勝算為內科的 2.4468 倍；共病數量為 4 時氣喘住院總費用高於  $Q_1$  之勝算為無共病時的 11.237 倍；住院日數每增加一天則氣喘住院費用高於  $Q_1$  之勝算會上升 4.71 倍。

有重大傷病標記的病患住院總費用高於  $Q_2$  之勝算是無標記的 2.801 倍；接受手術治療的住院總費用高於  $Q_2$  之勝算是無手術的 3.455 倍；察爾森指標為 1 分以上時住院總費用高於  $Q_2$  之勝算會是 1 分的 3.242 倍；年齡在 15 至 23 歲、24 至 43 歲、44 至 63 歲、64 歲以上的病患住院費用高於  $Q_2$  之勝算分別為 0 至 14 歲的 1.712 倍、5.45 倍、10.04 倍以及 12.693 倍；共病數量為 4 時氣喘住院總費用

高於  $Q_2$  之勝算為無共病時的 13.183 倍；住院日數每增加一天則氣喘住院費用高於基準值之勝算會上升 3.145 倍。

年齡在 15 至 23 歲、24 至 43 歲、44 至 63 歲、64 歲以上的病患住院費用高於 TM 之勝算分別為 0 至 14 歲的 2.004 倍、5.473 倍、11.474 倍、14.943 倍；共病數量為 4 時氣喘住院總費用高於 TM 之勝算為無共病時的 15.046 倍。

接受手術治療的住院總費用高於 WM 之勝算是無手術的 3.477 倍；年齡在 15 至 23 歲、24 至 43 歲、44 至 63 歲、64 歲以上的病患住院費用高於 WM 之勝算為 0 至 14 歲的 2.553 倍、6.415 倍、13.215 倍、18.703 倍；共病數量為 4 時氣喘住院總費用高於 WM 之勝算為無共病時的 8.221 倍。

有重大傷病標記的病患住院總費用高於  $Q_3$  之勝算是無標記的 3.019 倍；接受手術治療的住院總費用高於  $Q_3$  之勝算是無手術的 3.713 倍；年齡在 15 至 23 歲、24 至 43 歲、44 至 63 歲、64 歲以上的病患住院費用高於  $Q_3$  之勝算分別為 0 至 14 歲的 3.722 倍、6.62 倍、14.941 倍、22.154 倍；其他科別就診之氣喘住院總費用高於  $Q_3$  之勝算為內科 4.153 倍；共病數量為 4 時氣喘住院總費用高於  $Q_3$  之勝算為無共病時的 23.604 倍。

另一點值得注意的是由模型中水準係數之正負號，神經科的效果在基準值為  $Q_1$  及  $Q_2$ ，區域醫院、新興市鎮、冬季的效果在基準值為  $Q_1$ ，中度都市化的效果在基準值為  $Q_3$  對病患住院總費用高於基準值之勝算均小於 1。因為  $\pi$  為水準係數  $\beta$  之遞增函數， $\pi = \frac{e^\beta}{1+e^\beta}$  可知透過係數的正負值亦可知該變項影響醫療費用高於某基準值的機率的變化。

整體而言，依 “性別” 或 “有無低收入標記” 或 “醫院區別” 或 “都市化” 或 “季節” 分割群體在 5 種基準值 無顯著差異；也即，若根據性別，男女醫療費用大於基準值機率無差異。有無重大傷病標記，除了在 TM 基準值 的勝算比為 2.84，其餘 4 種基準值的勝算比值接近 3，尤其在  $Q_1$  有明顯差異。有無手術，除了在 TM 基準值的勝算比為 2.8227 接近 3，其餘 4 種基準值的勝算比值大於 3。察爾森指標是否大於 1 分，在  $Q_1, Q_2$  基準值的勝算比大於 3，其餘 3 種基準值的勝算比值接近 3。依投保薪資 分割群體，除了群體  $I_{\text{投保薪資}20000-39999}$  與群體  $I_{\text{投保薪資}\geq 40000}$  在  $Q_1$  基準值的勝算比有顯著差異，其他 4 種基準值 無顯著差異。就年齡層而言，0 至 14 歲與 15 至 23 歲 的病患住院費用高於  $Q_3$  的勝算有顯著差異；0 至 14 歲分別與 24 至 43 歲、43 至 63 歲、64 歲以上等群體在 5 種基準值 的勝算有顯著差異；15 至 23 歲 與 24 至 43 歲 在  $Q_1, Q_2, TM$  基準值的勝算有顯著差異；15 至 23 歲 分別與 43 至 63 歲、64 歲以上 等群體在 5 種基準值的勝算有顯著差異；24 至 43 歲 與 43 至 63 歲 在 5 種基準值 的勝算皆無顯著差異；24 至 43 歲 與 64 歲以上 在  $Q_1, Q_2, TM, WM$  的勝算無顯著差異；43 至 63 歲 與 64 歲以上 在 5 種基準值 的勝算皆無顯著差異。而就醫科別方面，小兒科分別與內科、家醫科、外科、神經科、其他科別等群體在 5 種基準值的勝算比有顯著差異；內科分別與家醫科、外科、神經科、其他科別等群體在 5 種基準值的勝算比皆無顯著差異，除了與其他科別在  $Q_3$  有顯著差異；家醫科與外科在  $Q_1, Q_2, TM$  有顯著差異，WM 勝算比接近 3，與神經科在 5 種基準值的勝算比皆無顯著差異。與其他科別在 WM、 $Q_3$  有顯著差異；外科：與神經科除了在 TM 有顯著差異，其餘 4 種基準值無顯著差異，與其他科別在  $Q_1, Q_3$  有顯著差異；神經科與其他科別在 WM、 $Q_3$  有顯著差異。從以上單元模型之分析，得知住院日數、年齡、有無手術、察爾森指標、共病數量等五個解釋變數對於上述五種基準值時影響氣喘住院費用大於基準值的機率較顯著 (i.e. 勝算比  $> 3$  或 回歸係數大於 0.6931)。

## 4. 多元羅吉斯迴歸模型

首先 透過不同的模型變數選取方式 (如 forward selection 及 backward elimination) 取得較佳之交互作用多元模型及主效果多元模型。其次經卡方檢定、Akaike's information criterion (AIC)、Hosmer-

Lemeshow 檢定做配適度檢定 (Goodness of Fit)。最後透過比較離差 (Deviance) 和 adjusted  $R^2$  以及 Receiver operating characteristic curve (ROC 曲線) 決定一個最佳模型。在分析過程中，我們也探討把在單元模型有顯著影響之變項置入模型中後所得之交互作用多元模型，結果除了  $Q_3$  之外，其它四種基準值之下的結論皆與直接透過模型選取所得之多元模型一致。根據百萬歸人檔，描述氣喘住院病患醫療費用與影響因子關係之最佳羅吉斯迴歸模型如下：

$$\text{logit}[\pi_{Q_1}] = -6.5771 + 0.3205 * (\text{性別代碼}) + 0.8852 * (\text{手術代碼}) + 0.7729 * (\text{年齡代碼}) - 0.3069 * (\text{都市化程度代碼}) + 0.1923 * (\text{共病數量}) + 1.9058 * (\text{住院日數}) - 0.1523 * (\text{年齡代碼} * \text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{Q_2}] = -6.5987 + 0.9794 * (\text{手術代碼}) + 0.2393 * (\text{年齡代碼}) - 0.315 * (\text{都市化程度代碼}) + 0.2841 * (\text{共病數量}) + 1.1047 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{TM}] = -6.7171 + 0.8043 * (\text{手術代碼}) + 0.2271 * (\text{年齡代碼}) - 0.258 * (\text{都市化程度代碼}) + 0.2905 * (\text{共病數量}) + 0.9093 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{WM}] = -7.3013 + 1.851 * (\text{手術代碼}) + 0.3218 * (\text{年齡代碼}) - 0.2426 * (\text{都市化程度代碼}) + 0.1693 * (\text{共病數量}) + 0.9083 * (\text{住院日數}) - 0.1518 * I_{(\text{住院日數} * \text{手術代碼})}$$

$$\text{logit}[\pi_{Q_3}] = -7.4135 + 0.451 * (\text{性別代碼}) + 0.9991 * (\text{手術代碼}) + 0.3068 * (\text{年齡代碼}) - 0.601 * (\text{就醫機構特約類別}) + 0.303 * (\text{共病數量}) + 0.6847 * (\text{住院日數})$$

觀察上述各羅吉斯迴歸模型發現，有無手術、年齡、共病數量、住院日數為主要之影響因子。住院日數的主效果對於費用高於基準值的機率原具有正向影響，但與年齡或有無手術產生交互作用後則呈現負向影響；整體看來，同一個解釋變數在不同基準值的情況下其迴歸係數值差異介於 0.07 到 1.22 之間，但影響方向一致。當其他解釋變數固定時，年齡、共病數量、住院日數等單一解釋變數每增加一單位氣喘住院費用高於  $Q_1$  之勝算 (Odds) 會分別上升 2.17、1.21、6.72 倍；男性氣喘病患住院費用高於  $Q_1$  之勝算為女性之 1.38 倍；有手術的住院總費用高於  $Q_1$  之勝算是無手術的 2.42 倍。其餘基準值與  $Q_1$  的情形類似，然而當基準值為  $Q_3$  時，就醫機構特約類別每下降一個層級時氣喘住院總費用高於  $Q_3$  之勝算下降 55%。

住院費用會高於基準值的機率可透過羅吉斯迴歸模型得到。舉例來說，一位 55 歲的男性氣喘病患至中度都市化程度的區域型醫療機構就診，住院 3 天且接受手術治療；若其共病數量為 3，則該名患者當次住院費用會高於  $Q_1$  的機率為

$$\frac{\exp[-6.5771+0.3205(1)+0.8852(1)+0.7729(3)-0.3069(1)+0.1923(3)+1.9058(3)-0.1523(3*3)]}{\{1+\exp[-6.5771+0.3205(1)+0.8852(1)+0.7729(3)-0.3069(1)+0.1923(3)+1.9058(3)-0.1523(3*3)]\}} = 0.82$$

而該名患者當次住院費用會高於  $Q_2$ 、TM、WM、 $Q_3$  的機率分別為 0.26、0.15、0.13、0.06。

一般而言，當影響因子之個數不大時，可進一步了解各個因子水準對費用高於基準值的機率的影響；將以上羅吉斯迴歸模型加入宣告類別 (class) 後得如下模型：

$$\begin{aligned} \text{logit}[\pi_{Q_1}] = & -7.2341 + 0.3387 * I_{(\text{男性病患})} + 0.8834 * I_{(\text{進行手術})} + 1.6253 * I_{(15 \sim 23 \text{ 歲})} + \\ & 3.1442 * I_{(24 \sim 43 \text{ 歲})} + 3.098 * I_{(44 \sim 63 \text{ 歲})} + 3.1634 * I_{(64 \text{ 歲以上})} + 0.0109 * I_{(\text{中度都市化})} - \\ & 0.3439 * I_{(\text{新興市鎮})} - 0.8778 * I_{(\text{一般鄉鎮})} - 0.9649 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})} + 0.252 * I_{(\text{共病數量1})} + \\ & 0.1718 * I_{(\text{共病數量2})} + 0.689 * I_{(\text{共病數量3})} + 0.9059 * I_{(\text{共病數量4})} + 2.0564 * I_{(\text{住院日數})} - \end{aligned}$$

$$0.4796 * I_{(15\sim23歲*\text{住院日數})} - 0.7572 * I_{(24\sim43歲*\text{住院日數})} - 0.6713 * I_{(44\sim63歲*\text{住院日數})} - \\ 0.6675 * I_{(64歲以上*\text{住院日數})}$$

$$\text{logit}[\pi_{Q2}] = -6.7478 - 0.0999 * I_{(15\sim23歲)} + 0.1474 * I_{(24\sim43歲)} + 0.5713 * I_{(44\sim63歲)} + 0.9149 * \\ I_{(64歲以上)} + 1.1207 * I_{(\text{住院日數})} + 1.0012 * I_{(\text{進行手術})} + 0.5021 * I_{(\text{共病數量1})} + 0.7172 * \\ I_{(\text{共病數量2})} + 0.8522 * I_{(\text{共病數量3})} + 1.2585 * I_{(\text{共病數量4})} - 0.2247 * I_{(\text{中度都市化})} - \\ 0.3231 * I_{(\text{新興市鎮})} - 1.0324 * I_{(\text{一般鄉鎮})} - 0.9881 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})}$$

$$\text{logit}[\pi_{TM}] = -7.0905 + 0.8402 * I_{(\text{進行手術})} + 0.079 * I_{(15\sim23歲)} - 0.0526 * I_{(24\sim43歲)} + 0.46 * \\ I_{(44\sim63歲)} + 0.8097 * I_{(64歲以上)} - 0.0556 * I_{(\text{中度都市化})} - 0.0956 * I_{(\text{新興市鎮})} - 0.7053 * \\ I_{(\text{一般鄉鎮})} - 1.0305 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})} + 0.7247 * I_{(\text{共病數量1})} + 1.0288 * I_{(\text{共病數量2})} + 1.0547 * \\ I_{(\text{共病數量3})} + 1.4087 * I_{(\text{共病數量4})} + 0.9269 * I_{(\text{住院日數})}$$

$$\text{logit}[\pi_{WM}] = \\ -7.1862 + 1.9739 * I_{(\text{進行手術})} + 0.3087 * I_{(15\sim23歲)} + 0.0228 * I_{(24\sim43歲)} + 0.5193 * \\ I_{(44\sim63歲)} + 1.1272 * I_{(64歲以上)} - 0.2622 * I_{(\text{中度都市化})} - 0.1053 * I_{(\text{新興市鎮})} - 0.6908 * \\ I_{(\text{一般鄉鎮})} - 1.3436 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})} + 0.1555 * I_{(\text{共病數量1})} + 0.3058 * I_{(\text{共病數量2})} + 0.3816 * \\ I_{(\text{共病數量3})} + 0.6953 * I_{(\text{共病數量4})} + 0.9358 * I_{(\text{住院日數})} - 0.1626 * I_{(\text{住院日數*有無手術})}$$

$$\text{logit}[\pi_{Q3}] = -7.7058 + 0.426 * I_{(\text{男性病患})} + 1.026 * I_{(\text{進行手術})} + 1.1147 * I_{(15\sim23歲)} - 0.008 * \\ I_{(24\sim43歲)} + 0.5763 * I_{(44\sim63歲)} + 1.0637 * I_{(64歲以上)} - 0.6356 * I_{(\text{區域醫院})} - 1.1955 * \\ I_{(\text{地區醫院及其他})} + 0.8443 * I_{(\text{共病數量1})} + 1.2009 * I_{(\text{共病數量2})} + 1.2993 * I_{(\text{共病數量3})} + \\ 1.6102 * I_{(\text{共病數量4})} + 0.6999 * I_{(\text{住院日數})}$$

由上述模型了解病患年齡、住院日數、共病數量，在2008~2013年之間皆是影響氣喘病患住院醫療費用超過基準值的機率之重要因子。

當基準值為  $Q_1$  時，討論交互作用項，若住院日數為一固定日數，則包含24~43歲的變項之迴歸係數相較於其他年齡低，而共病數量為4、中度都市化時，迴歸係數為各自類別中最高；基準值為  $Q_2$ 、TM、WM、Q3時，64歲以上之病患、共病數量為4之迴歸係數在各自類別中為最高，而偏遠鄉鎮迴歸係數為都市化程度中最低。

討論勝算比大於2的變項，基準值為  $Q_1$  時，有手術以及共病數量為4；基準值為  $Q_2$  時，64歲以上、住院日數每增加一單位、有手術、共病數量為2和3以及4；基準值為 TM 時，64歲以上、住院日數每增加一單位、有手術、共病數量為4；基準值為 WM 時，64歲以上、共病數量為4；基準值為  $Q_3$  時，64歲以上、住院日數每增加一單位、有手術、共病數量為非0。

由此可知，病患年齡、住院日數、有無手術、共病數量，在2008~2013年之間皆是影響氣喘病患住院醫療費用超過基準值的機率之重要因子。

討論勝算比大於3的變項，基準值為  $Q_2$  時，住院日數每增加一單位、共病數量為4；基準值為 TM 時，共病數量為4；基準值為 WM 時，64歲以上；基準值為  $Q_3$  時，共病數量為2和3以及4。

## 5. 44歲以上年齡層影響醫療費用高低的因素

根據本研究所購得之百萬歸人檔，由前面討論所得用以描述2008至2013這六年之住院總費用之多元羅吉斯迴歸模型中發現，在五種基準值的情況下，氣喘病患住院醫療費用超過基準值的機率皆受年齡變項影響，且年齡在64歲以上的病患（1392人次）其氣喘住院總費用和住院日數都是最高

的,其次為44~63歲(880人次),這與文獻中有關年長者之醫療費用或醫療利用皆具有一定程度的影響的結論一致。而這兩個年齡層在臺灣目前邁入高齡化社會之際所佔的比例偏高,對於健保制度及政府所推動的長照政策有實足的影響力,因此針對此二年齡層以同樣的分析方式分別得到如下之最佳模型:

(一)44~63歲年齡層之最佳模型:

$$\text{logit}[\pi_{Q_1}] = -4.2807 + 1.4888 * (\text{手術代碼}) + 0.8187 * I_{(\text{察爾森指標})} - 0.7561 * (\text{就醫機構特約類別代碼}) + 1.1786 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{Q_2}] = -5.4525 + 0.6735 * (\text{手術代碼}) - 0.6233 * (\text{就醫機構特約類別代碼}) + 0.3211 * (\text{共病數量}) + 0.839 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{TM}] = -5.6891 + 0.8209 * (\text{手術代碼}) - 0.5513 * I_{(\text{就醫機構特約類別代碼})} + 0.2687 * (\text{共病數量}) + 0.6414 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{WM}] = -5.4797 + 0.8471 * (\text{手術代碼}) - 0.5309 * I_{(\text{就醫機構特約類別代碼})} + 0.2687 * (\text{共病數量}) + 0.6414 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{Q_3}] = -5.867 + 0.9471 * (\text{手術代碼}) - 0.5329 * I_{(\text{就醫機構特約類別代碼})} + 0.2835 * (\text{共病數量}) + 0.5371 * (\text{住院日數})$$

由以上模型發現,除了 $Q_1$ 之外,有無手術、就醫機構特約類別、共病數量、住院日數等四個變數對於年齡介在44~63歲的氣喘病患住院費用會超過其他四個基準值來說影響甚巨。尤其根據就醫機構特約類別的迴歸係數為負值看出當就醫機構為非醫學中心時住院費用超過基準值的勝算約以50%的速度下降。以基準值 $Q_2$ 為例,在其他解釋變數固定的情況之下,共病數量、住院日數每增加一單位則氣喘住院費用高於 $Q_2$ 之勝算(Odds)會分別上升1.38、2.31倍;接受手術治療的患者其住院總費用高於 $Q_2$ 之勝算是未接受手術的患者的1.96倍;而就醫機構特約類別每下降一個層級氣喘住院費用高於 $Q_2$ 之勝算會降低54%。

舉例來說,假如有一位55歲男性氣喘住院病患,至中度都市化程度下的區域型醫療機構就醫,住院3天並接受開刀治療且共病數量為3,察爾森指標為1分以上;則這位患者此次住院費用會高於 $Q_1$ 、 $Q_2$ 、TM、WM、 $Q_3$ 的機率分別為0.56、0.13、0.09、0.088、0.05。以 $Q_2$ 為例:

$$\frac{\exp[-5.4525+0.839(3)-0.6233(1)+0.6735(1)+0.3211(3)]}{\{1+\exp[-5.4525+0.839(3)-0.6233(1)+0.6735(1)+0.3211(3)]\}} = 0.13$$

欲知各變數類別(category)對反應變數的影響可參考下列模型:

$$\text{logit}[\pi_{Q_1}] = -4.2807 + 1.4862 * I_{(\text{手術})} + 0.8119 * (\text{察爾森指標}) - 0.4957 * I_{(\text{區域醫院})} - 1.4072 * I_{(\text{地區醫院及其他})} + 1.1786 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{Q_2}] = -5.6894 + 0.6945 * I_{(\text{手術})} - 0.4399 * I_{(\text{區域醫院})} - 1.1964 * I_{(\text{地區醫院及其他})} + 0.4052 * I_{(\text{共病數量1})} + 0.8729 * I_{(\text{共病數量2})} + 1.1346 * (\text{共病數量3}) + 1.3253 * I_{(\text{共病數量4})} + 0.839 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{TM}] = -5.5126 + 0.832 * I_{(\text{手術})} - 0.6337 * I_{(\text{區域醫院})} - 1.1458 * I_{(\text{地區醫院及其他})} - 0.0704 * I_{(\text{共病數量1})} + 0.6674 * I_{(\text{共病數量2})} + 0.7023 * I_{(\text{共病數量3})} + 1.0108 * I_{(\text{共病數量4})} + 0.7412 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{WM}] = -5.3771 + 0.8789 * I_{(\text{手術})} - 0.6858 * I_{(\text{區域醫院})} - 1.1405 * I_{(\text{地區醫院及其他})} -$$

$$0.2562 * I_{(\text{共病數量1})} + 0.9532 * I_{(\text{共病數量2})} + 0.9284 * I_{(\text{共病數量3})} + 0.8758 * I_{(\text{共病數量4})} + \\ 0.6437 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{Q_3}] = -5.9291 + 1.0077 * I_{(\text{手術})} - 0.3787 * I_{(\text{區域醫院})} - 1.067 * I_{(\text{地區醫院及其他})} - \\ 0.5921 * I_{(\text{共病數量1})} + 0.9431 * I_{(\text{共病數量2})} + 1.057 * I_{(\text{共病數量3})} + 1.8645 * I_{(\text{共病數量4})} + \\ 0.5374 * (\text{住院日數})$$

(二)64歲以上最佳之模型:

$$\text{logit}[\pi_{Q_1}] = -4.7177 + 1.0638 * (\text{手術代碼}) - 0.4069 * I_{(\text{就醫機構特約類別代碼})} - \\ 0.241 * (\text{都市化程度代碼}) + 0.4227 * (\text{共病數量}) + 1.1102 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{Q_2}] = \\ -6.1484 + 1.1274 * (\text{重大傷病標記}) + 0.8906 * (\text{手術代碼}) - 0.4069 * I_{(\text{就醫機構特約類別代碼})} - \\ 0.2311 * (\text{都市化程度代碼}) + 0.3338 * (\text{共病數量}) + 0.8831 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{TM}] = -6.3172 + 0.94 * (\text{重大傷病標記}) + 0.821 * (\text{手術代碼}) - 0.3302 * \\ (\text{都市化程度代碼}) + 0.4467 * (\text{共病數量}) + 0.7422 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{WM}] = -7.1807 + 1.1432 * (\text{重大傷病標記}) + 0.848 * (\text{手術代碼}) - 0.3302 * \\ (\text{都市化程度代碼}) + 0.4467 * (\text{共病數量}) + 0.6848 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{Q_3}] = -7.7706 + 1.6368 * (\text{重大傷病標記}) + 0.858 * (\text{手術代碼}) - 0.3274 * \\ (\text{都市化程度代碼}) + 0.3593 * (\text{共病數量}) + 0.6529 * (\text{住院日數})$$

與44~63歲的模型不同之處在於都市化程度變項對64歲以上年齡層患者之住院費用有顯著的影響，可能原因在於年長者之就醫習慣；且除了Q1之外重大傷病標記亦出現在其他四種基準值的模型中，此乃因年長者相較其他年齡層較易具有重大傷病的可能性。而住院日數、有無手術、共病數量、都市化程度這四個變項在五個不同的基準值皆出現，因此皆可視為64歲以上氣喘病患住院費用會超過某基準值的機率之重要影響因素。

由勝算比 (Odds Ratio) 的角度切入解釋，由於情況皆類似，以基準值 Q2 為例，在其他解釋變數固定的情況之下，住院日數、共病數量每增加一單位則氣喘住院費用高於 Q2 之勝算 (Odds) 會分別上升 2.42、1.4 倍；有手術的住院總費用高於 Q2 之勝算是無手術的 2.44 倍；有重大傷病標記的病患住院總費用高於 Q2 之勝算是無標記的 3.09 倍；而就醫機構特約類別與都市化程度每下降一個層級氣喘住院費用高於 Q2 之勝算 (Odds) 會降低 67%、80%。

以六年內耗用最高費用之個案為例，病患為 79 歲之女性，至區域醫院就診且接受手術治療，共住院 54 天，其共病數量為四，就醫地區屬於都市化最高的區域且無重大傷病標記，此位患者此次住院費用會高於 Q1、Q2、TM、WM、Q3 的機率皆為 1。

$$\frac{\exp[-7.1807+0.6848(54)+1.1432(0)+0.848(1)+0.4467(4)-0.3302(0)]}{\{1+\exp[-7.1807+0.6848(54)+1.1432(0)+0.848(1)+0.4467(4)-0.3302(0)]\}} = 1$$

上述最佳模型使用宣告類別 (class) 時得以下模型：

$$\text{logit}[\pi_{Q_1}] = -4.9777 + 1.0336 * I_{(\text{手術})} - 0.4894 * I_{(\text{區域醫院})} - 0.9101 * I_{(\text{地區醫院及其他})} + \\ 0.1329 * I_{(\text{中度都市化})} + 0.0404 * I_{(\text{新興市鎮})} - 0.4839 * I_{(\text{一般鄉鎮})} - 0.8282 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})} + \\ 0.2618 * I_{(\text{共病數量1})} + 1.1217 * I_{(\text{共病數量2})} + 0.7314 * I_{(\text{共病數量3})} + 1.785 * I_{(\text{共病數量4})} + \\ 1.1409 * (\text{住院日數})$$

$$\text{logit}[\pi_{Q_2}] = -6.7695 + 1.1896 * I_{(\text{重大傷病標記})} + 0.9055 * I_{(\text{手術})} - 0.3641 * I_{(\text{區域醫院})} - \\ 0.7928 * I_{(\text{地區醫院及其他})} - 0.1159 * I_{(\text{中度都市化})} - 0.2923 * I_{(\text{新興市鎮})} - 0.7446 *$$

$$I_{(\text{一般鄉鎮})} - 0.7636 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})} + 1.1275 * I_{(\text{共病數量1})} + 1.2425 * I_{(\text{共病數量2})} + 1.085 * I_{(\text{共病數量3})} + 1.9152 * I_{(\text{共病數量4})} + 0.8928 * (\text{住院日數})$$

$$\logit[\pi_{TM}] = -6.4494 + 0.9635 * I_{(\text{重大傷病標記})} + 0.8371 * I_{(\text{手術})} - 0.3479 * I_{(\text{中度都市化})} - 0.3843 * I_{(\text{新興市鎮})} - 1.0968 * I_{(\text{一般鄉鎮})} - 1.1647 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})} + 0.6658 * I_{(\text{共病數量1})} + 0.6337 * I_{(\text{共病數量2})} + 0.5903 * I_{(\text{共病數量3})} + 1.294 * I_{(\text{共病數量4})} + 0.7504 * (\text{住院日數})$$

$$\logit[\pi_{WM}] = -7.2562 + 1.1981 * I_{(\text{重大傷病標記})} + 0.8593 * I_{(\text{手術})} - 0.0636 * I_{(\text{中度都市化})} - 0.0437 * I_{(\text{新興市鎮})} - 0.9495 * I_{(\text{一般鄉鎮})} - 1.3038 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})} + 0.4634 * I_{(\text{共病數量1})} + 0.6554 * I_{(\text{共病數量2})} + 0.931 * I_{(\text{共病數量3})} + 1.67 * I_{(\text{共病數量4})} + 0.6955 * (\text{住院日數})$$

$$\logit[\pi_{Q_3}] = -7.5450 + 1.7402 * I_{(\text{重大傷病標記})} + 0.8685 * I_{(\text{手術})} + 0.0231 * I_{(\text{中度都市化})} - 0.2447 * I_{(\text{新興市鎮})} - 0.9251 * I_{(\text{一般鄉鎮})} - 1.2089 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})} - 0.5393 * I_{(\text{共病數量1})} + 0.3847 * I_{(\text{共病數量2})} + 0.28 * I_{(\text{共病數量3})} + 0.9379 * I_{(\text{共病數量4})} + 0.6661 * (\text{住院日數})$$

與無宣告類別的模型相比對，其中變數類別 (category) 對反應變數的影響，地區醫院及其他之迴歸係數在各自類別中為最低；共病數量為4時迴歸係數為類別中最高，除基準值為 TM 之外，都式化程度為偏遠鄉鎮之迴歸係數為類別中最低。

討論勝算比大於2的變項，基準值為  $Q_1$  時，住院日數每增加一單位、有手術、共病數量為2和3以及4；基準為  $Q_2$  時，住院日數每增加一單位、有重大傷病標記、有手術、共病數量為1和2和3以及4；基準值為 TM 時，住院日數每增加一單位、有重大傷病標記、有手術、共病數量為4；基準值為 WM 時，住院日數每增加一單位、有重大傷病標記、有手術、共病數量為3和4；基準值為  $Q_3$  時，有重大傷病標記、有手術、共病數量為4。

故由此節可看出，住院日數、有無手術、共病數量皆是影響44歲以上氣喘病患住院醫療費用超過基準值的機率之重要因素，尤其64歲以上之氣喘住院病患更要注意是否有重大傷病標記。

## 6. 結論

綜上所述，以文中五個基準值為例，無論所選擇的基準點為何，住院日數、醫院權數別、有無手術、共病數量、都市化程度等五個變數在羅吉斯迴歸模型中具有相當的影響力，然而以這5個解釋變數所得之主效果羅吉斯迴歸模型並非最佳模型，交互項的確有其存在的必要性。此外透過交叉比對發現有部分變項在單元羅吉斯迴歸模型中對氣喘病患住院醫療費用超過基準值的機率有顯著影響，然而在多元模型中卻不顯著，原因之一可能反應變數與解釋變數之間存在非線性關係，這部份將留待後續研究。

表1. 研究變項定義 ( DD=住院檔, ID=承保資料檔, HOSB=醫事資料檔 )

反應變項	變項名	變項定義	變項類型
	住院總費用 (med_amt)	單次住院所有費用總和	連續
解釋變項			
性別 (gender)		M=男=1,F=女=0(對照組)	類別
年齡 (age)		住院年 - 出生年 0=0-14歲 (對照組)、1=15-23歲、 2=24-43歲、3=44-63歲、4=64歲以上。	類別
就醫特約類別 (hosp_cont_type)		HOSB 檔中當次就醫之特約類別分類 0=醫學中心 (對照組)、1=區域醫院、2=地區醫院及其他	類別
住院日數 (e_bed_day)		DD 檔中當次就醫之住院日數	連續
有無手術 (icd_op_code)		DD 檔中當次就醫之手術代碼, 有手術代碼=1、無手術代碼=0(對照組)。	類別
都式化程度 (area_no_h)		依照國家衛生研究院生物統計與生物資訊 研究組 (劉介宇,2006) 研究, 將台灣鄉鎮市區依 照發展程度區分成不同等級。 0=高度都市化 (對照組)、1=中度都市化、 2=新興市鎮、3=一般鄉鎮、4=偏遠鄉鎮。	類別
共病數 (icd9cm_codeD)		DD 檔中當次就醫之次診斷數 (僅包含與氣喘相 0=無共病 (對照組)、1=一個共病、2=二個共病、 3=三個共病、4=四個共病。	類別
就醫科別 (func_type)		DD 檔中當次就醫之就醫科別 1=家醫科、2=內科、3=外科、 4=小兒科、12=神經科、0=其他 (對照組)。	類別
低收入戶 (part_mark)		部分負擔代碼為 003 者,0=否 (對照組)、1=是。	類別
重大傷病 (part_mark)		部分負擔代碼為 001 者,0=否 (對照組)、1=是。	類別
投保薪資 (ins_amt)		依照 ID 檔中的投保薪資 0= $\leq$ 19999(對照組) 、1=20000-39999、2= $\geq$ 40000。	類別
就醫季節 (season)		DD 檔中當次就醫之住院月份 0=春 (3、4、5 月)(對照組)、1=夏 (6、7、8 月)、 2=秋 (9、10、11 月)、3=冬 (12、1、2 月)。	類別
察爾森指標 (charlson_index)		由於指標加權病症 (共 19 種) 中慢性阻塞性肺部 疾病及相關病況此類包含 ICD-9code 493.X(氣喘) 因此我們所有病患都至少有一分以上。 0=1 分 (對照組)、1=大於 1 分。	類別

表二. 單元羅吉斯迴歸模型

Variable: X	Cutoff	Model : $\text{logit}[\pi] = c_0 + c_1 * I_1$	$e^{c_0} = \frac{\pi(0)}{1-\pi(0)}$	$e^{c_1}$ $\pi(1)$
性別	Q1	$\text{logit}[\pi_{Q1}]$ = $1.3763 - 0.5722 * I_{(\text{男性病患})}$	3.9602 0.7984	0.5643 0.6909
	Q2	$\text{logit}[\pi_{Q2}]$ = $0.2741 - 0.6100 * I_{(\text{男性病患})}$	1.3153 0.5681	0.5434 0.4168
	TM	$\text{logit}[\pi_{TM}]$ = $-0.2213 - 0.6269 * I_{(\text{男性病患})}$	0.8015 0.4449	0.5342 0.2998
	WM	$\text{logit}[\pi_{WM}]$ = $-0.3923 - 0.5071 * I_{(\text{男性病患})}$	0.6755 0.4032	0.6022 0.2892
	Q3	$\text{logit}[\pi_{Q3}]$ = $-0.9281 - 0.4099 * I_{(\text{男性病患})}$	0.3953 0.2833	0.6637 0.2078
有重大傷病標記	Q1	$\text{logit}[\pi_{Q1}]$ = $1.0594 + 1.7209 * I_{(\text{有重大傷病標記})}$	2.8846 0.7426	5.5896 0.9416
	Q2	$\text{logit}[\pi_{Q2}]$ = $-0.0356 + 1.0299 * I_{(\text{有重大傷病標記})}$	0.9650 0.4911	2.8008 0.7299
	TM	$\text{logit}[\pi_{TM}]$ = $-0.515 + 0.7213 * I_{(\text{有重大傷病標記})}$	0.5975 0.3740	2.0571 0.5514
	WM	$\text{logit}[\pi_{WM}]$ = $-0.6544 + 1.0836 * I_{(\text{有重大傷病標記})}$	0.5198 0.3420	2.9553 0.6057
	Q3	$\text{logit}[\pi_{Q3}]$ = $-1.1487 + 1.1048 * I_{(\text{有重大傷病標記})}$	0.3170 0.2407	3.0186 0.4890
有低收入戶標記	Q1	$\text{logit}[\pi_{Q1}]$ = $1.0884 + 0.245 * I_{(\text{有低收入戶標記})}$	2.9695 0.7481	1.2776 0.7914
	Q2	$\text{logit}[\pi_{Q2}]$ = $-0.004 + 0.0899 * I_{(\text{有低收入戶標記})}$	0.9960 0.4990	1.0941 0.5215
	TM	$\text{logit}[\pi_{TM}]$ = $-0.4923 + 0.006 * I_{(\text{有低收入戶標記})}$	0.6112 0.3794	1.006 0.3808
	WM	$\text{logit}[\pi_{WM}]$ = $-0.6142 + 0.0745 * I_{(\text{有低收入戶標記})}$	0.5411 0.3511	1.0773 0.3683
	Q3	$\text{logit}[\pi_{Q3}]$ = $-1.1081 + 0.2047 * I_{(\text{有低收入戶標記})}$	0.3302 0.2482	1.2272 0.2884
有手術	Q1	$\text{logit}[\pi_{Q1}]$ = $0.8568 + 1.1823 * I_{(\text{有手術})}$	2.3556 0.7020	3.2619 0.8848
	Q2	$\text{logit}[\pi_{Q2}]$ = $-0.3112 + 1.2399 * I_{(\text{有手術})}$	0.7326 0.4228	3.4553 0.7168
	TM	$\text{logit}[\pi_{TM}]$ = $-0.759 + 1.0377 * I_{(\text{有手術})}$	0.4681 0.3189	2.8227 0.5692
	WM	$\text{logit}[\pi_{WM}]$ = $-0.9707 + 1.2463 * I_{(\text{有手術})}$	0.3788 0.2747	3.4775 0.5685
	Q3	$\text{logit}[\pi_{Q3}]$ = $-1.52 + 1.3117 * I_{(\text{有手術})}$	0.2187 0.1795	3.7125 0.4481
察爾森指標大於1分	Q1	$\text{logit}[\pi_{Q1}]$ = $0.8372 + 1.3573 * I_{(\text{察爾森指標大於1分})}$	2.3099 0.6979	3.8857 0.8998
	Q2	$\text{logit}[\pi_{Q2}]$ = $-0.2913 + 1.1761 * I_{(\text{察爾森指標大於1分})}$	0.7473 0.4277	3.2417 0.7078
	TM	$\text{logit}[\pi_{TM}]$ = $-0.7707 + 1.0503 * I_{(\text{察爾森指標大於1分})}$	0.4627 0.3163	2.8585 0.5694
	WM	$\text{logit}[\pi_{WM}]$ = $-0.915 + 1.0797 * I_{(\text{察爾森指標大於1分})}$	0.4005 0.2860	2.9438 0.5411
	Q3	$\text{logit}[\pi_{Q3}]$ = $-1.3997 + 0.9933 * I_{(\text{察爾森指標大於1分})}$	0.2467 0.1979	2.7001 0.3998

Variable: X	Cutoff	Model: $\text{logit}[\pi] = c_0 + c_1 * I_1 + c_2 * I_2$	$e^{c_0} = \frac{\pi(00)}{1-\pi(00)}$	$e^{c_1} = \frac{\pi(10)}{\pi(00)}$	$e^{c_2} = \frac{\pi(01)}{\pi(10)}$
		$\text{logit}[\pi_{Q1}]$	2.4784	1.9225	0.6261
		$= 0.9076 + 0.6874 * I_{(\text{投保薪資}20000\sim39999)}$ $- 0.4683 * I_{(\text{投保薪資}\geq40000)}$	0.7125	0.8313	0.6081
		$\text{logit}[\pi_{Q2}]$	0.8142	1.9096	1.7545
		$= -0.2056 + 0.6469 * I_{(\text{投保薪資}20000\sim39999)}$ $+ 0.5622 * I_{(\text{投保薪資}\geq40000)}$	0.4488	0.6086	0.5882
投保薪資		$\text{logit}[\pi_{TM}]$	0.5171	1.6535	1.6387
		$= -0.6595 + 0.5029 * I_{(\text{投保薪資}20000\sim39999)}$ $+ 0.4939 * I_{(\text{投保薪資}\geq40000)}$	0.3409	0.4609	0.4587
		$\text{logit}[\pi_{WM}]$	0.4606	1.5927	1.9300
		$= -0.7753 + 0.4654 * I_{(\text{投保薪資}20000\sim39999)}$ $+ 0.6576 * I_{(\text{投保薪資}\geq40000)}$	0.3153	0.4231	0.4706
		$\text{logit}[\pi_{Q3}]$	0.2930	1.4440	1.5400
		$= -1.2275 + 0.3674 * I_{(\text{投保薪資}20000\sim39999)}$ $+ 0.4318 * I_{(\text{投保薪資}\geq40000)}$	0.2266	0.2973	0.3109
醫院區別		$\text{logit}[\pi_{Q1}]$	2.9946	1.0323	0.9446
		$= 1.0968 + 0.0318 * I_{(\text{區域醫院})} - 0.057 * I_{(\text{地區醫院及其他})}$	0.7497	0.7556	0.7388
		$\text{logit}[\pi_{Q2}]$	1.0754	0.9242	0.8901
		$= 0.0727 - 0.0788 * I_{(\text{區域醫院})} - 0.1164 * I_{(\text{地區醫院及其他})}$	0.5182	0.4985	0.4891
		$\text{logit}[\pi_{TM}]$	0.6343	0.9747	0.9161
		$= -0.4553 - 0.0256 * I_{(\text{區域醫院})} - 0.0876 * I_{(\text{地區醫院及其他})}$	0.3881	0.3820	0.3675
		$\text{logit}[\pi_{WM}]$	0.5842	0.9262	0.8828
		$= -0.5375 - 0.0767 * I_{(\text{區域醫院})} - 0.1246 * I_{(\text{地區醫院及其他})}$	0.3688	0.3511	0.3403
		$\text{logit}[\pi_{Q3}]$	0.3734	0.9048	0.7905
		$= -0.9851 - 0.1 * I_{(\text{區域醫院})} - 0.2351 * I_{(\text{地區醫院及其他})}$	0.2719	0.2525	0.2279

Variable: X	Cutoff	Model: $\text{logit}[\pi] = c_0 + c_1 * I_1 + c_2 * I_2 + c_3 * I_3$	$e^{c_0} = \frac{\pi(000)}{1-\pi(000)}$	$e^{c_1} = \frac{\pi(000)}{\pi(000)}$	$e^{c_2} = \pi(010)$	$e^{c_3} = \pi(001)$
		$\text{logit}[\pi_{Q1}]$	2.9003	1.2560	0.8825	1.0794
	Q1	$= 1.0648 + 0.2279 * I_{(\text{夏})} - 0.125 * I_{(\text{秋})}$ $+ 0.0764 * I_{(\text{冬})}$	0.7436	0.7846	0.7191	0.7579
		$\text{logit}[\pi_{Q2}]$	1.0198	1.1635	0.8674	0.9482
	Q2	$= 0.0196 + 0.1514 * I_{(\text{夏})} - 0.1423 * I_{(\text{秋})}$ $- 0.0532 * I_{(\text{冬})}$	0.5049	0.5426	0.4694	0.4916
		$\text{logit}[\pi_{TM}]$	0.6644	1.0713	0.7622	0.8878
季節	TM	$= -0.4089 + 0.0689 * I_{(\text{夏})} - 0.2716 * I_{(\text{秋})}$ $- 0.119 * I_{(\text{冬})}$	0.3992	0.4158	0.3361	0.3710
		$\text{logit}[\pi_{WM}]$	0.5906	1.0963	0.7559	0.8753
	WM	$= -0.5266 + 0.0919 * I_{(\text{夏})} - 0.2798 * I_{(\text{秋})}$ $- 0.1332 * I_{(\text{冬})}$	0.3713	0.3930	0.3087	0.3408
		$\text{logit}[\pi_{Q3}]$	0.3412	1.1460	0.8473	0.9551
	Q3	$= -1.0752 + 0.1363 * I_{(\text{夏})} - 0.1657 * I_{(\text{秋})}$ $- 0.0459 * I_{(\text{冬})}$	0.2544	0.2811	0.2243	0.2458

Variable: X	Cutoff	Model: $\text{logit}[\pi] = c_0 + c_1 * I_1 + c_2 * I_2 + c_3 * I_3 + c_4 * I_4$	$e^{c_0} = \frac{\pi(0000)}{1 - \pi(0000)}$	$\pi(1000)$	$e^{c_1}$	$\pi(0100)$	$e^{c_2}$	$\pi(0010)$	$e^{c_3}$	$\pi(0001)$	$e^{c_4}$
年齡	Q1	$\text{logit}[\pi_{Q1}]$ = $-0.1827 + 0.48 * I_{(\text{年齡}15\sim23)} + 1.569 * I_{(\text{年齡}24\sim43)}$ $+ 1.9811 * I_{(\text{年齡}44\sim63)} + 2.0771 * I_{(\text{年齡}\geq 64)}$	0.8330 0.4545	1.6161 0.5728	4.8018 0.8000	7.2507 0.8580	7.9813 0.8693				
		$\text{logit}[\pi_{Q2}]$ = $-1.7958 + 0.5377 * I_{(\text{年齡}15\sim23)} + 1.6957 * I_{(\text{年齡}24\sim43)}$ $+ 2.3066 * I_{(\text{年齡}44\sim63)} + 2.5411 * I_{(\text{年齡}\geq 64)}$	0.1660 0.1424	1.7121 0.2213	5.4505 0.4750	10.0402 0.6250	12.6936 0.6782				
	TM	$\text{logit}[\pi_{TM}]$ = $-2.3991 + 0.6548 * I_{(\text{年齡}15\sim23)} + 1.6439 * I_{(\text{年齡}24\sim43)}$ $+ 2.3683 * I_{(\text{年齡}44\sim63)} + 2.5854 * I_{(\text{年齡}\geq 64)}$	0.0908 0.0832	1.9248 0.1488	5.1753 0.3197	10.6792 0.4923	13.2686 0.5464				
		$\text{logit}[\pi_{WM}]$ = $-2.828 + 0.9372 * I_{(\text{年齡}15\sim23)} + 1.8586 * I_{(\text{年齡}24\sim43)}$ $+ 2.5813 * I_{(\text{年齡}44\sim63)} + 2.9287 * I_{(\text{年齡}\geq 64)}$	0.0591 0.0558	2.5528 0.1312	6.4147 0.2750	13.2143 0.4386	18.7033 0.5252				
	Q3	$\text{logit}[\pi_{Q3}]$ = $-3.5299 + 1.3143 * I_{(\text{年齡}15\sim23)} + 1.8901 * I_{(\text{年齡}24\sim43)}$ $+ 2.7041 * I_{(\text{年齡}44\sim63)} + 3.098 * I_{(\text{年齡}\geq 64)}$	0.0293 0.0285	3.7221 0.0984	6.6200 0.1625	14.9409 0.3045	22.1536 0.3937				
		$\text{logit}[\pi_{Q1}]$ = $0.9946 + 0.3014 * I_{(\text{中度都市化})} + 0.0763 * I_{(\text{新興市鎮})}$ $- 0.0498 * I_{(\text{一般鄉鎮})} - 0.4562 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})}$	2.7036 0.7300	1.3517 0.7852	1.0793 0.7448	0.9514 0.7201	1.5781 0.8101				
都市化	Q2	$\text{logit}[\pi_{Q2}]$ = $-0.0406 + 0.1964 * I_{(\text{中度都市化})} - 0.0995 * I_{(\text{新興市鎮})}$ $- 0.1359 * I_{(\text{一般鄉鎮})} - 0.3502 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})}$	0.9602 0.4899	1.2170 0.5389	0.9053 0.4650	0.8729 0.4560	0.7045 0.4035				
		$\text{logit}[\pi_{TM}]$ = $-0.5811 + 0.2521 * I_{(\text{中度都市化})} - 0.0278 * I_{(\text{新興市鎮})}$ $- 0.0569 * I_{(\text{一般鄉鎮})} - 0.3561 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})}$	0.5593 0.3587	1.2867 0.4185	0.9726 0.3523	0.9447 0.3457	0.7004 0.2815				
	WM	$\text{logit}[\pi_{WM}]$ = $-0.5926 + 0.1074 * I_{(\text{中度都市化})} - 0.1695 * I_{(\text{新興市鎮})}$ $- 0.1795 * I_{(\text{一般鄉鎮})} - 0.529 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})}$	0.5529 0.3560	1.1134 0.3810	0.8441 0.3182	0.8357 0.3160	0.5892 0.2457				
		$\text{logit}[\pi_{Q3}]$ = $-0.9825 - 0.0271 * I_{(\text{中度都市化})} - 0.2413 * I_{(\text{新興市鎮})}$ $- 0.3384 * I_{(\text{一般鄉鎮})} - 0.6061 * I_{(\text{偏遠鄉鎮})}$	0.3744 0.2724	0.9973 0.2719	0.7856 0.2273	0.7129 0.2107	0.5455 0.1696				

Variable: x	Cutoff	Model:	$logit[\pi] = c_0 + c_1 * I_1 + c_2 * I_2 + c_3 * I_3 + c_4 * I_4 + c_5 * I_5$	$e^{c_0} = \frac{\pi(00000)}{1-\pi(00000)}$	$\pi(00000)$	$e^{c_1}$	$\pi(01000)$	$e^{c_2}$	$\pi(00100)$	$e^{c_3}$	$\pi(00010)$	$e^{c_4}$	$\pi(000010)$	$e^{c_5}$	$\pi(000001)$
Q1		$logit[\pi_Q]$	$= 1.7442 - 0.7273 * I_{(\text{家醫科})} + 0.8948 * I_{(\text{外科})}$ $- 1.9624 * I_{(\text{小兒科})} + 0.3352 * I_{(\text{神經科})}$ $- 0.4915 * I_{(\text{其他科別})}$	5.7213 0.8512	0.4832 0.7344	2.4468 0.9333	0.1405 0.4457	1.3982 0.8889	0.6117 0.7778						
		$logit[\pi_{Q2}]$	$= 0.491 - 0.6162 * I_{(\text{家醫科})} + 0.8953 * I_{(\text{外科})}$ $- 2.3274 * I_{(\text{小兒科})} + 0.0396 * I_{(\text{神經科})}$ $+ 0.02022 * I_{(\text{其他科別})}$	1.6339 0.6203	0.5400 0.4687	2.4481 0.8000	0.0975 0.1375	1.0404 0.6296	1.2241 0.6667						
Q2	TM	$logit[\pi_{TM}]$	$= -0.0636 - 0.2618 * I_{(\text{家醫科})} + 0.5336 * I_{(\text{外科})}$ $- 2.3649 * I_{(\text{小兒科})} - 0.5724 * I_{(\text{神經科})}$ $+ 0.0636 * I_{(\text{其他科別})}$	0.9384 0.4841	0.7697 0.4194	1.7051 0.6154	0.0940 0.0810	0.5642 0.3462	1.0657 0.5000						
		$logit[\pi_{WM}]$	$= -0.1988 - 0.3793 * I_{(\text{家醫科})} + 0.6042 * I_{(\text{外科})}$ $- 2.6795 * I_{(\text{小兒科})} - 0.3319 * I_{(\text{神經科})}$ $+ 0.8919 * I_{(\text{其他科別})}$	0.8197 0.4505	0.6843 0.3594	1.8298 0.6000	0.0686 0.0532	0.7176 0.3704	2.4398 0.6667						
Q3		$logit[\pi_{Q3}]$	$= -0.7307 - 0.8417 * I_{(\text{家醫科})} + 0.0375 * I_{(\text{外科})}$ $- 2.7866 * I_{(\text{小兒科})} - 0.3191 * I_{(\text{神經科})}$ $+ 1.4238 * I_{(\text{其他科別})}$	0.4816 0.3250	0.4310 0.1719	1.0382 0.3333	0.0616 0.0288	0.7268 0.2593	4.1529 0.6667						

Variable: x	Cutoff	Model: $\text{logit}[\pi] = c_0 + c_1 * I_1 + c_2 * I_2 + c_3 * I_3 + c_4 * I_4$	$e^{c_0} = \frac{\pi(0000)}{1 - \pi(0000)}$	$\pi(1000)$	$e^{c_1}$	$\pi(0100)$	$e^{c_2}$	$\pi(0010)$	$e^{c_3}$	$\pi(0001)$	$e^{c_4}$
		$\text{logit}[\pi_{Q1}]$									
	Q1	$= 0.0759 + 0.4375 * I_{(1\text{個共病})} + 0.9941 * I_{(2\text{個共病})}$ $+ 1.8951 * I_{(3\text{個共病})} + 2.4192 * I_{(4\text{個共病})}$	0.0789 0.5190	1.5488 0.6256	2.7023 0.7446	6.6532 0.8777	11.2369 0.9238				
	Q2	$= -1.3863 + 0.5715 * I_{(1\text{個共病})} + 1.3372 * I_{(2\text{個共病})}$ $+ 2.0049 * I_{(3\text{個共病})} + 2.579 * I_{(4\text{個共病})}$	0.2507 0.2004	1.7709 0.3074	3.8084 0.4884	7.4254 0.6505	13.1839 0.7677				
共病數	TM	$\text{logit}[\pi_{TM}]$									
	WM	$= -1.4575 + 0.5188 * I_{(1\text{個共病})} + 1.2871 * I_{(2\text{個共病})}$ $+ 1.6853 * I_{(3\text{個共病})} + 2.2581 * I_{(4\text{個共病})}$	0.2328 0.1888	1.6800 0.2812	3.6223 0.4575	5.3941 0.5567	9.5649 0.6901				
Q3	TM	$\text{logit}[\pi_{TM}]$									
	WM	$= -1.6199 + 0.5058 * I_{(1\text{個共病})} + 1.33 * I_{(2\text{個共病})}$ $+ 1.7639 * I_{(3\text{個共病})} + 2.1067 * I_{(4\text{個共病})}$	0.1979 0.1652	1.6583 0.2471	3.7810 0.4280	5.8352 0.5359	8.2211 0.6194				
		$\text{logit}[\pi_{Q3}]$									
		$= -3.2324 + 1.0299 * I_{(1\text{個共病})} + 1.8853 * I_{(2\text{個共病})}$ $+ 2.599 * I_{(3\text{個共病})} + 3.1614 * I_{(4\text{個共病})}$	0.0395 0.0380	2.8008 0.0995	6.5883 0.2063	13.4503 0.3467	23.6036 0.4823				

Variable: x	Cutoff	Model: $\text{logit}[\pi] = c_0 + c_1 * x$	$e^{c_1}$
		$\text{logit}[\pi_{O1}]$	
	Q1	$= -4.7077 + 1.5497 * I_{(\text{住院日數})}$	4.7101
	Q2	$= -5.8256 + 1.1459 * I_{(\text{住院日數})}$	3.1453
住院日數	TM	$\text{logit}[\pi_{TM}]$	2.6272
	WM	$= -5.909 + 0.9659 * I_{(\text{住院日數})}$	2.5113
	Q3	$\text{logit}[\pi_{Q3}]$	2.0658

致謝詞  
輔仁大學理工計畫編號 A0403004

參考文獻

1. 葛應欽: 氣喘 (Asthma) 的篩檢定義與診斷。中華衛誌 (1998),17(3):185-190。
2. B.Weiss Kevin,MD,J.Gergen Peter,MD,MPH,A.Hodgson Thomas,PhD. An economic evaluation of asthma in the United States. THE NEW ENGLAND JOURNAL OF MEDICINE(1992);vol.326, no.13.
3. B.Weiss Kevin,MD,D.Sullivan Sean,PhD,S.Lytle Christopher,MS. Trends in the cost of illness for asthma in the United States,1985-1994. J ALLERGY CLIN IMMUNOL SEPTEMBER(2000)
4. Green RJ,MBBCH,DCH,FCPaed,DTM&H,MMed,FCCP,PhD,Dip Allerg(SA). Cost-effectiveness of asthma therapy. SA Fam Pract(2006);48(2).
5. Jansson Sven-Arne, Rönmark Eva, Forsberg Bertil, Löfgren Curt, Lindberg Anne, Lundbäck Bo. The econnmic consequences of asthma among adults in Sweden. Respiratroy Medicine(2007)101,2263-2270.
6. Lee Yo-Han,MD,MPH, Yoon Seok-Jun,MD,PhD, Kim Eun-Jung,PhD, Kim Young-Ae,MPH, Seo Hye-Young ,BA, In-Hwan Oh,MD,PhD. Economic burden of asthma in Korea. Allergy Asthma Proc 32:e35-e40,(2011);doi:10.2500/aap.2011.32.3479.
7. Doz Marianne, Chouaid Christos, Com-Ruelle Laure, Calvo Eduardo, Brosa Max, Robert Julien, Decuyper Laurent, Pribil Celine, Huerta Alicia, Detournay Bruno. The association between asthma control, health care cost, and quality of life in France and Spain. BMC Pulmonary Medicine(2013), 13:15.
8. W.Sullivan Patrick,PhD, F.Slejko Julia,PhD, H.Ghushchyan Vahram,PhD, Sucher Brandon,PhD, R.Globe Denise,PhD, Lin Shao-Lee,MD,PhD, Globe Gary,PhD,MBA. The relationship between asthma, asthma control and economic outcome in the United States. J Asthma, (2014);51(7):769-778.
9. Sharifi Laleh, Pourpak Zahra, Fazlollahi Mohammad Reza, Bokaie Saied, Moezzi Hamid Reza, Kazemnejad Anoushirvan, Moin Mostafa. Asthma economic costs in adult asthmatic patients in Tehran, Iran. Iran J Public Health, vol.44, no.9, Sep (2015), pp.1212-1218.
10. Agresti,Alan. An Introduction To Categorical Data Analysis. second edition(2007), John Wiley&Sons,Inc.,Hoboken, New Jersey. Published in Canada.
11. 張偉斌、游漢欽、尤鐘賢、林綉玲、彭慧美、吳忠敏: 氣喘住院病患特性及醫療費用影響因子。北市醫學雜誌 (2014);11(2):146-160。
12. 陳昭式: 門診急性呼吸道感染及氣喘病患醫療資源耗用分析。高雄醫大公共衛生研究所 (2002)。
13. 林谷峯: 以全民健保 1996-2001 承保抽樣歸人檔分析氣喘病人之醫療利用。國立台灣大學公共衛生學院 (2004)。
14. 林渼雅: 以全民健保 2000-2003 年承保抽樣歸人檔分析過敏性鼻炎患者之醫療利用情形及其相關因素。國立台灣大學公共衛生學院 (2005)。
15. Hai-Lun Sun,MD,PhD, Ko-Huang Lue,MD,PhD. Health care utilization and costs of adult asthma in Taiwan. Allergy and Asthma Proceedings, March(2008), vol.29, no.2.
16. 戴志江: 兒童氣喘與醫療資源利用。國立中山大學醫務管理研究所 (2008)。
17. 林維安: 台灣地區氣喘病人醫療資耗用分析及藥物流行病學之研究。國防醫學院生命科學研究所 (2009)。
18. 蔡美卿: 比較合併症指標對於氣喘住院醫療費用之預測表現。嘉南藥理科技大學 (2010)。
19. 黃家達: 醫療院所特質與醫師特值對未成年氣喘患者醫療資源耗用的影響。台北醫學大學 (2012)。

# A study on the medical expenses for inpatients with asthma based on data in Taiwan from year 2008 to 2013

Yi-Ting Huang Jian-Tong Liao Sy-Mien Chen \*

Department of Mathematics, Fu-Jen Catholic University

New Taipei City, Taiwan, R.O.C. 24205

Email:samantha0214@gmail.com; ljt@math.fju.edu.tw; smchen@math.fju.edu.tw

## Abstract

In this research, we study the relation between the inpatient spending and some possible factors. Via the logistic regression model of the probability that inpatient spending is higher than a cutoff point, it is found that age, number of days stay in the hospital, surgery and number of illness are important factors of the spending.

Keywords: Asthma, logistic regression model.