

國立臺灣大學公共衛生學院健康政策與管理研究所



碩士論文

Institute of Health Policy and Management

College of Public Health

National Taiwan University

Master Thesis

區域醫療資源與非緊急急診利用之相關性探討

The Association between Regional Medical Resources and  
Non-urgent Emergency Department Use

林佩萱

Pei-Hsuan Lin

指導教授：楊銘欽 博士

Advisor: Ming-Chin Yang, Dr.PH

中華民國 106 年 6 月

June 2017

國立臺灣大學碩士學位論文  
口試委員會審定書

區域醫療資源與非緊急急診利用之相關性探討

The Association between Regional Medical  
Resources and Non-urgent Emergency Department  
Use

本論文係林佩萱君 (R04848007) 在國立臺灣大學健康  
政策與管理研究所完成之碩士學位論文，於民國 106 年 06  
月 01 日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明

口試委員：

翁深薰

---

楊銘欽

---

葉鈺琪

---

---

---

---

## 誌謝



兩年的碩士生活即將畫下句點，由衷感謝一路走來幫助我的所有人。

這本論文能順利完成，首先要感謝指導教授楊銘欽老師。老師總是鼓勵我們多看文獻、提出自己的想法，遇到困難時，老師也很願意花時間與我們討論，引導我們找到解決方法。謝謝老師平日對於學業、生活與職涯規劃上的叮嚀與建議。能夠成為老師的指導學生是我的榮幸，謝謝老師！

謝謝湯澡薰老師和董鈺琪老師撥空擔任口試委員，給予許多寶貴的建議，讓我的論文更加完整。謝謝所上每一位老師的教導，特別感謝鄭守夏老師在大學期間的指導與照顧，啟發我對於健康政策領域的興趣。謝謝林宜靜老師，加入 619 團隊讓我有許多練習統計分析和整理文獻的機會，幫助我在之後撰寫論文時更加順利。

這段時間也要感謝家惠學姐、育庭學姐、周易學長的經驗傳承，謝謝所辦姐們提供行政事務上的協助。謝謝小楊老師家的慧嫻學姐、伊婷學姐、東峻、Roger，在每次的 meeting 中分享實務經驗，提供不同的觀點；感謝好夥伴若萱和映捷，很幸運能與你們一起討論研究、一起度過口試前的焦慮不安，meeting 後的晚餐是碩二最期待的歡樂時光。謝謝陪我走過研究生生活的 R04 同學們，讓碩研室總是充滿歡笑。謝謝 B00 的大家：祐辰、則穎、翊豪、咪咪、品慈、鼎恩、金叡，謝謝你們不時來探班、陪我聊天紓壓。另外，我要特別感謝即將遠嫁國外的昀汝，謝謝妳總是即時出現提供統計諮詢；還有在美國打拼的若辰，謝謝妳在繁重的課業壓力下仍不忘關心我的論文進度和生活。

最後要感謝爸爸媽媽，謝謝你們從小到大的栽培，在身邊支持我、鼓勵我，讓我能夠順利完成學業。論文完成的同時代表求學生涯暫告一段落，希望即將進入職場的我也能懷抱初衷，虛心學習。

林佩萱 謹誌 2017.06

## 中文摘要



**目的：**本研究旨在了解國內非緊急急診利用情形，並探討病患個人特質及區域醫療資源與非緊急急診利用的相關性。

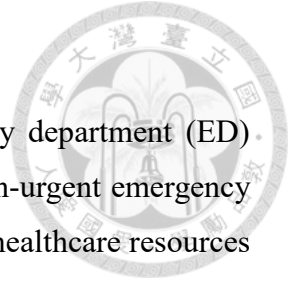
**方法：**使用全民健保研究資料庫 2010 年承保抽樣歸人檔，以 2013 年非外傷急診就醫紀錄 110,338 人次，歸戶後共 67,224 位成年人為研究對象。本研究將臺灣急診檢傷與急迫度分級量表第四級、第五級之個案定義為非緊急急診，分別以廣義估計方程式(GEE)和二部模型(two-part model)進行分析。

**結果：**非緊急急診比率為 18.3%，居住地基層醫師占率較高者，有非緊急急診利用的機率顯著較低(OR=0.70)；年齡、收入、共病症、門診照護連續性及是否為假日就醫是非緊急急診利用的相關因素。

**結論：**研究結果顯示，區域醫療資源與非緊急急診利用相關。建議衛生主管機關未來在制定相關政策時，應考量基層醫療資源配置，同時提供充分就醫場所資訊供民眾參考，以提高醫療資源使用效率。

**關鍵字：**急診、非緊急急診、基層醫療資源、二部模型、全民健保研究資料庫

## Abstract



**Objectives:** Policymakers have increasingly focused on emergency department (ED) utilization for non-urgent conditions. This study aims to explore non-urgent emergency department use in Taiwan and to determine the association between healthcare resources and presentation to ED with non-urgent conditions.

**Method:** This study included 110,338 ED visits in 2013 made by 67,224 adult ED patients selected from National Health Insurance Research Database. ED visits triaged as level 4 or level 5 based on Taiwan Triage and Acuity Scale (TTAS) were defined as non-urgent ED use. Generalized estimating equation (GEE) and two-part model were performed to identify the factors associated with non-urgent ED use.

**Result:** 18.3% of total ED visits were non-urgent in 2013. People from areas with higher proportion of primary care physicians are less likely to present to EDs for non-urgent conditions (OR=0.70). Characteristics such as age, income, comorbidities, continuity of ambulatory care and seeking care on holidays are associated with non-urgent ED use.

**Conclusion:** The results indicated that access to primary care providers was associated with non-urgent ED use. To improve the efficiency of healthcare resource utilization, primary care resource allocation should be considered.

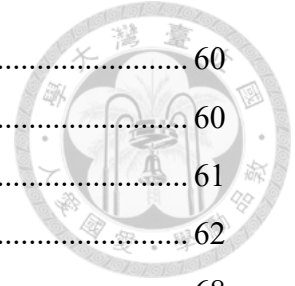
**Keywords:** emergency department, non-urgent emergency department use, primary care access, two-part model, National Health Insurance Research Database

# 目錄



口試委員會審定書 .....	i
誌謝 .....	ii
中文摘要 .....	iii
Abstract.....	iv
目錄 .....	v
表目錄 .....	vii
圖目錄 .....	viii
第一章 緒論 .....	1
第一節 研究背景 .....	1
第二節 研究目的 .....	2
第三節 研究重要性 .....	2
第二章 文獻探討 .....	3
第一節 非緊急急診之定義與概況 .....	3
第二節 醫療服務利用行為模式 .....	9
第三節 二部模型(Two-part Model) .....	11
第四節 非緊急急診利用之實證研究 .....	14
第五節 文獻綜合討論 .....	23
第三章 研究材料與方法 .....	24
第一節 研究架構與研究假說 .....	24
第二節 資料來源與研究對象 .....	26
第三節 研究變項與操作型定義 .....	28
第四節 資料處理與統計分析 .....	32
第四章 研究結果 .....	35
第一節 單次急診之描述性統計 .....	35
第二節 單次急診之推論性統計 .....	40
第三節 歸戶後樣本之描述性統計 .....	45
第四節 歸戶後樣本之推論性統計 .....	47
第五章 討論 .....	53
第一節 重要研究結果之討論 .....	53
第二節 假說驗證 .....	58
第三節 研究限制 .....	59

第六章 結論與建議.....	60
第一節 結論.....	60
第二節 建議.....	61
參考文獻.....	62
附錄.....	68



## 表目錄



表 2-1 臺灣急診檢傷與急迫度分級量表.....	4
表 2-2 各國非緊急急診概況.....	8
表 2-3 非緊急急診利用之相關研究.....	19
表 2-4 非緊急病人至急診就醫原因整理.....	22
表 3-1 全民健保研究資料庫使用欄位.....	26
表 3-2 研究變項操作型定義.....	30
表 4-1 單次急診檢傷分級之描述性統計.....	36
表 4-2 非緊急急診病人常見主診斷(依人次排列).....	36
表 4-3 單次急診病人特性之描述性統計.....	38
表 4-4 單次急診是否為非緊急急診之病人特性比較.....	41
表 4-5 單次急診是否為非緊急急診之 GEE 迴歸分析.....	44
表 4-6 歸戶後樣本特性之描述性統計.....	46
表 4-7 有無非緊急急診利用者之病人特性比較.....	48
表 4-8 有無非緊急急診與其相關因素之羅吉斯迴歸分析.....	50
表 4-9 非緊急急診利用次數與其相關因素之負二項迴歸分析.....	52



## 圖目錄



圖 2-1 NEW YORK UNIVERSITY EMERGENCY DEPARTMENT CLASSIFICATION ALGORITHM .....	5
圖 2-2 ANDERSEN 醫療服務利用模式 .....	9
圖 3-1 單次急診之研究架構 .....	24
圖 3-2 歸戶後之研究架構 .....	25
圖 3-3 選樣流程圖 .....	33
圖 4-1 非緊急急診利用者次數分布圖 .....	45

# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景



近年來，各國急診人次成長，許多國家皆面臨急診過度擁擠(overcrowding)的問題(Durand et al., 2012; 江旺財, 李衛華, & 廖芝倩, 2015)。根據衛福部統計，臺灣急診人次從 2003 年 657 萬人次上升至 2013 年 710 萬人次。急診人次過多可能帶來負面影響，如：延遲治療影響照護結果、病人因等待時間延長而情緒不滿，並增加急診醫護人員的工作負荷(Hoot & Aronsky, 2008; Trzeciak & Rivers, 2003)。

雖然多數的急診病人確實需要緊急診斷與處置，然而一篇系統性回顧研究發現美國有 8%到 62%的急診人次為非緊急(Uscher-Pines, Pines, Kellermann, Gillen, & Mehrotra, 2013)，可以在急診室以外的醫療場所獲得適當的照護。我國於 2010 年 1 月開始實施臺灣急診檢傷與急迫度分級量表(Taiwan Triage and Acuity Scale, TTAS)，將急診病患依據病情急迫程度分為第一級(最緊急)至第五級(非緊急)。根據健保署 2010 年 4 月至 2011 年 3 月之統計，全國急救責任醫院檢傷分類第四級及第五級約占全部急診人次之 25% (行政院衛生福利部, 2012)，顯示急診室中確實存在部分可避免或可由基層診所照護的非緊急病患。

急診室可以提供及時完善的檢驗檢查，對於病人來說或許是最方便的選擇。尤其國內的醫療照護體系缺乏家庭醫師以及明確的轉診制度，民眾可以自由選擇就醫場所(Rachel Lu & Chiang, 2011)，確實可能導致非緊急病人為了便利省時而選擇至急診就醫。然而，非緊急病人與真正需要緊急處置的病人競爭有限的醫療人力與資源，將影響急診資源的使用效率。非緊急病患至急診就醫，可能會增加不必要的檢驗檢查及整體醫療成本(Baker & Baker, 1994)，也不利於建立基層醫療提供者與病人之間的關係，故從病患、醫療服務提供者及政策制定者的觀點，皆應盡量避免過度的急診利用。

## 第二節 研究目的

國外研究發現，病人需求和醫療服務供給皆會影響非緊急急診利用。然而，過去多數研究僅針對個人社會人口學特質，如年齡、收入、有無保險等需求因素，較少探討醫療資源等環境因素的影響，且國內亦缺乏相關研究。因此，本研究使用全民健保研究資料庫，並以次醫療區為單位衡量醫療資源，進行次級資料分析，藉此了解病患個人特質、區域醫療資源與非緊急急診利用之間的關係。

本研究主要研究目的如下：

- 一、了解國內非緊急急診利用情形
- 二、了解非緊急急診利用之病人特質
- 三、探討區域醫療資源是否會影響非緊急急診利用

## 第三節 研究重要性

政府與醫界亟欲尋求紓解急診人潮的方法，當中包含相關措施是以減少輕症急診為目的，例如提高未經轉診的急診部分負擔等。限制輕症急診可能會影響部分民眾的就醫權益，因此，規劃相關政策前應先了解國內民眾非緊急急診利用之相關因素。

雖然急診醫療利用的議題在國內漸受重視，目前仍只有少數文獻探討影響非緊急急診之相關因子。本研究欲彌補過去研究之不足，使用全民健保研究資料庫進行分析，分別探討病患個人特質及區域醫療資源與非緊急急診利用的相關性。期望能提供未來相關政策之依據，提升國內急診醫療資源的使用效率。

## 第二章 文獻探討

本章共分五節進行與本研究相關之文獻探討，第一節為非緊急急診之定義與概況；第二節為醫療服務利用行為模式；第三節為二部模型；第四節為非緊急急診利用之實證研究；第五節為文獻綜合討論。



### 第一節 非緊急急診之定義與概況

#### 一、非緊急急診定義

近年來，國外有多篇探討非緊急急診之相關實證研究，但對於非緊急急診(non-urgent emergency department use)尚無一致的定義(Durand et al., 2011)。過去文獻較常使用的分類方法有急診檢傷與急迫度分類量表(Triage and Acuity Scale)和急診疾病分類演算法(Emergency Department Classification Algorithm)，亦有研究以自行就醫或離院、是否有接受後續檢查治療等作為急迫度的判斷依據。

#### (一)急診檢傷與急迫度分類量表

急診檢傷與急迫度分類是由檢傷人員評估病人主訴及生命徵象等指標，依據病人病情急迫程度進行分級。美國 Yale-New Haven Hospital 於 1963 年成立最早的急診檢傷系統，經醫師評估將病患分為緊急(emergent)、危急(urgent)和不急(non-urgent)三類。在急診人數不斷成長下，原本的分類已經不足以分辨真正嚴重且緊急的病人，逐漸發展出四級和五級的分類系統。澳洲於 1994 年開始實施澳洲檢傷分級(Australian Triage Scale, ATS)，成為最早使用五級檢傷分類的國家。之後加拿大、英、美各國的醫院急診亦相繼改為五級分類系統，各國研究皆顯示此分類系統具有良好的信效度，能有效預測後續住院或死亡的風險(Beveridge, Ducharme, Janes, Beaulieu, & Walter, 1999; Elshove-Bolk, Mencl, van Rijswijk, Simons, & van Vugt, 2007; Jelinek & Little, 1996; Ng et al., 2010)。

衛生福利部委託臺灣急診醫學會參考加拿大急診檢傷分類量表(Canadian Triage and Acuity Scale, CTAS)之架構，建立臺灣急診檢傷與急迫度分級量表(Taiwan Triage and Acuity Scale, TTAS)，並於 2010 年正式公告實施。此系統依成人、兒童的病患主訴分類，由檢傷人員綜合評估病患主訴、生命徵象、疼痛程度等，同時評估病況之穩定性，將急診病患分為五級，決定診療優先順序。

其中，第四級(次緊急)的情況包含慢性疾病的急性發作或某些疾病的合併症，常見症狀包含局部蜂窩性組織炎、泌尿道症狀、急性咳嗽、輕度燒傷(<5%)等，建議於 60 分鐘內進行處置，避免惡化；第五級(非緊急)病況可能為急性但非緊急，或是慢性病的急性發作，可以延遲診斷處置或轉介至其他部門，常見表現為：感冒症狀、輕微下背痛、輕微嘔吐腹瀉、慢性眼部不適等，等候再評估時間為 120 分鐘(Ng et al., 2010; 中華民國急重症護理學會, 2009)。

過去使用此分類方法的研究經常合併第四級、第五級定義為非緊急急診(Northington, Brice, & Zou, 2005; Parry, Ullah, Raftos, & Willis, 2016; 梁亞文, 陳文意, & 張曉鳳, 2016)，本研究亦將採用此定義。

表 2-1 臺灣急診檢傷與急迫度分級量表 (中華民國急重症護理學會, 2009)

檢傷分級	病情輕重	定義	等候再評估時間
第一級	復甦急救	病況危急，生命或肢體需立即處置	立即
第二級	危急	潛在性危急生命、肢體及器官功能狀況，需快速控制與處置	10 分鐘
第三級	緊急	病況可能持續惡化，需要急診處置，病人可能伴隨明顯不適的症狀，影響日常活動	30 分鐘
第四級	次緊急	病況可能是慢性疾病的急性發作，或某些疾病之合併症相關，需要在 1-2 小時內進行處置，以求恢復、避免惡化	60 分鐘
第五級	非緊急	病況為非緊急狀況，需做一些鑑別性的診斷或轉介門診，以避免後續之惡化	120 分鐘



## (二)急診疾病分類演算法

美國紐約大學發展出一套急診分類演算法(New York University Emergency Department Classification Algorithm)，依據 ICD-9 疾病分類代碼將病人醫療需求分為非緊急(Non-emergent)、緊急但基層醫療可處理(Emergent/Primary care treatable)、需急診但可預防(Emergent- ED care needed, preventable/avoidable)、需急診且無法預防(Emergent- ED care needed, not preventable/avoidable)(圖 2-1)。

此演算法並非直接將當次急診分為四類，而是依據疾病分類代碼評估該次急診屬於緊急或非緊急的機率，給予一個估計值，例如：背痛(ICD-9-CM：724.5)為需急診且無法預防的機率為 11%，屬於緊急但基層醫療可處理或非緊急的機率分別為 15%及 74%。在此分類標準下，非緊急的病人可等候處置時間超過 12 小時，常見疾病包含腸胃炎、慢性鼻炎等(Billings, Parikh, & Mijanovich, 2000)。此演算法經過效度驗證，能夠依照住院需求和死亡風險輔助分辨急診病人的急迫度(Ballard et al., 2010)。

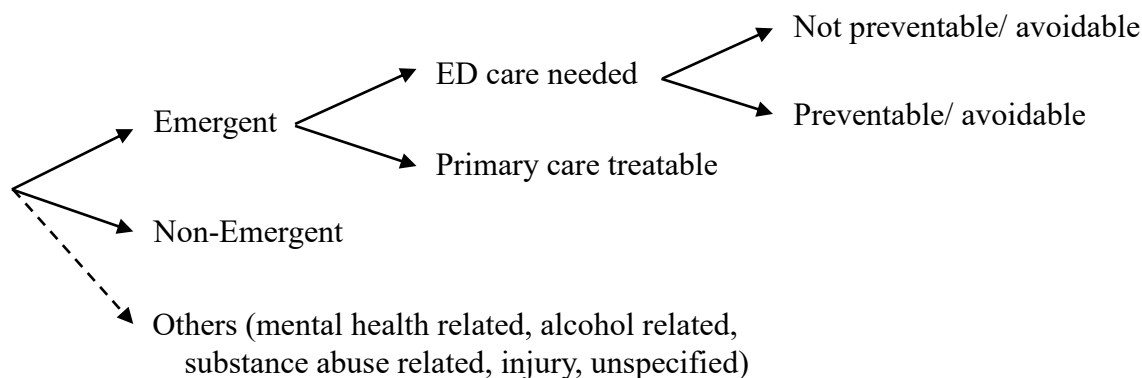


圖 2-1 New York University Emergency Department Classification Algorithm



### (三)其他

除了上述系統性的評估標準外，過去亦有研究以病患自行就醫、症狀輕微或新發症狀、未接受後續檢驗檢查、不需住院或追蹤、處置項目為例行檢查或拿藥等條件定義非緊急急診(Bianco, Pileggi, & Angelillo, 2003; McHale et al., 2013; Sarver, Cydulka, & Baker, 2002; Vedovetto, Soriani, Merlo, & Gregori, 2014)。

## 二、各國非緊急急診利用概況

國外研究中，非緊急急診比率因研究對象與分類標準不同而有極大差異。Hsia 等人以美國 18-64 歲成人為研究對象，分析 59,293 人在 2009 至 2011 年間的急診就醫紀錄，將加拿大急診檢傷與急迫度分類第五級定義為非緊急急診，發現有 7.5% 的急診人次屬於非緊急急診(Hsia, Friedman, & Niedzwiecki, 2016)。Dinh 等人則以澳洲 New South Wales 市全人口在 2010 至 2014 年共 1,070 萬筆急診就醫紀錄，定義澳洲急診檢傷與急迫度分類第四、五級為非緊急急診，指出約有 45% 的急診人次屬於非緊急情況(Dinh et al., 2016)。

Weiss 等人則針對 203 位 12-21 歲急診病患進行問卷調查，並以美國的檢傷分類標準 Emergency Severity Index (ESI)區分急迫度，當中有 40% 的青少年屬於非緊急(ESI 為 4 或 5) (Weiss, D'Angelo, & Rucker, 2014)。Mathison 等人分析兒童急診共 148,314 筆就醫紀錄，根據紐約大學急診分類演算法，有 35.1% 人次為非緊急急診(Mathison et al., 2013)。

McHale 等人分析英國全國急診資料庫 2010 年 4 月至 2011 年 3 月間共 15,056,095 筆就醫紀錄，以自行就醫、未接受治療、出院後不追蹤等條件判斷是否為非緊急急診，結果顯示約有 11.7% 的病患屬於非緊急急診(McHale et al., 2013)。Behnamed 等人以比利時 12 家醫院 15 歲以下兒童急診病患為研究對象，排除有檢驗檢查、需要手術或住院、由醫師轉診、救護車送達、死亡的病患，其餘則視為非緊急急診，比率約為 39.9%(Benahmed et al., 2012)。Bianco 的研究針對 541 位 15 歲以上急診病患進行訪談，並參考醫護人員的病歷紀錄，若症狀為新發且輕微或處置項目只有需要檢查或領藥，則定義為非緊急急診，共 19.6% 的受訪者為非緊急(Bianco et al., 2003)。

國內研究方面，蔡等人以國內某區域教學醫院急診共 759 位病人為研究對象，合併加拿大急診檢傷與急迫度分類量表之第四級與第五級定義為非緊急急診，發現非緊急急診比率高達 52.0%(Tsai, Liang, & Pearson, 2010)。Tsai 分析 2002 年的健保資料庫，以紐約大學急診分類演算法為標準，43,384 急診人次當中有 13.95% 為非緊急急診，另有 20.22% 屬於緊急但可在門診處理的情況(Tsai, Chen, & Liang, 2011)。Chan 等人的研究分析 2005-2010 年的健保資料庫，同樣使用紐約大學急診分類演算法之定義，經合併分組後，結果顯示 749,584 急診人次中有 53.04% 為非緊急情況(Chan, Lin, Yang, & Huang, 2013)。



表 2-2 各國非緊急急診概況

作者/年份	國家	研究材料	非緊急急診定義	比率
Hsia (2016)	美國	59,293 位 18-64 歲成人就醫紀錄	Canadian Triage and Acuity Scale (Level 5)	7.5% 人次
Weiss (2014)	美國	針對 203 位 12-21 歲急診病患之問卷調查	Emergency Severity Index (Score 4 or 5)	40%
Mathison (2013)	美國	兒童急診 148,314 筆就醫紀錄	New York University Emergency Department Algorithm (Non-emergent)	35.1% 人次
Dinh (2016)	澳洲	New South Wales 市全人口共 1,070 萬筆急診就醫紀錄	Australian Triage and Acuity Scale (Level 4 or 5)	45% 人次
McHale (2013)	英國	全國急診資料庫共 15,056,095 筆就醫紀錄	自行就醫、未接受治療即自行離院、離院後不需後續追蹤治療	11.7% 人次
梁亞文 (2016)	臺灣	健保資料庫 21,732 位 65 歲以上高齡者	臺灣急診檢傷分類量表(第四級、第五級)	7.2%
Chan (2013)	臺灣	健保資料庫 749,584 筆急診就醫紀錄	New York University Emergency Department Algorithm	53.04% 人次
Tsai (2010)	臺灣	針對 759 位區域醫院急診病患之問卷調查	Canadian Triage and Acuity Scale (Level 4 or 5)	51.97%
Tsai (2011)	臺灣	健保資料庫 43,384 筆急診就醫紀錄	New York University Emergency Department Algorithm (Non-emergent)	13.95% 人次

## 第二節 醫療服務利用行為模式

Ronald M. Andersen 於 1968 年提出醫療服務利用行為模式(Behavioral Model of Health Services Utilization)，之後經由多次擴充與修正，涵蓋的面向更加完整，是目前探討醫療服務利用時廣泛被使用的理論模型(Andersen, 1995)。

最初的模型是用於了解家庭使用醫療服務的原因，但由於家庭成員的異質性太大，難以測量，又改以個人為單位分析醫療利用之相關因素。此理論模型將影響醫療服務利用的因素歸納為三大部分：傾向因素、使能因素及需要因素。

1. 傾向因素(Predisposing factors)：包括人口學特徵(如：年齡、性別)、社會結構特徵(如：種族、教育程度、職業)、健康信念(如：對健康及醫療服務的態度、觀念及知識)。
2. 使能因素(Enabling factors)：指獲得醫療服務的能力，包括收入、有無醫療保險、有無固定就醫場所、就醫時間成本。
3. 需要因素(Need factors)：指個人對於醫療服務的需求，包括主觀感受(如：自評健康、身體功能)及臨床疾病診斷。

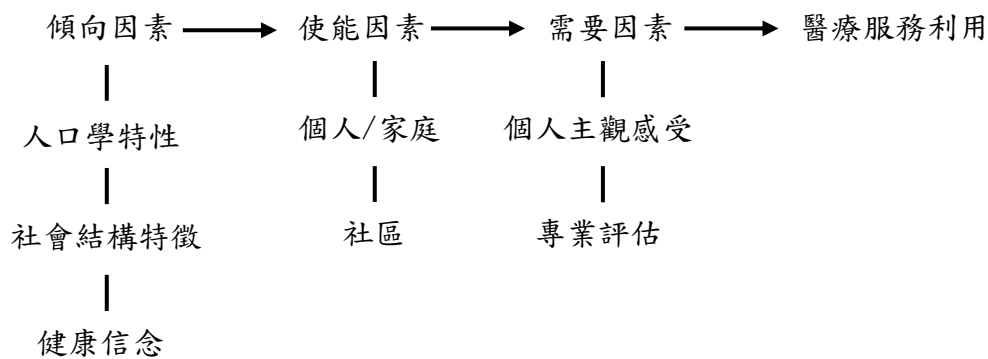



圖 2-2 Andersen 醫療服務利用模式



1970 年代第二階段的修改加入健康照護體系(政策、醫事資源及組織)對於醫療服務利用的影響，並增加病人滿意度作為健康結果指標。1980 年代第三階段的修改再加入外在環境因素(物理環境、政治經濟環境)與個人健康行為(飲食、運動、自我照護)等因子，並指出人口學特性、健康照護體系、外在環境會影響個人健康行為與醫療服務利用，間接影響健康結果(包含主觀的自評健康與客觀評估的健康狀態)。1990 年代第四階段的醫療服務利用模型則強調因素之間互項影響的動態過程，認為醫療服務利用會影響健康結果，健康結果會循環影響傾向因素、始能因素及需要因素。

2008 年 Andersen 提出第五階段的模型，認為探討醫療服務利用時，需同時考慮脈絡特性(contextual characteristics)和個體特性(individual characteristics)的影響。其中，脈絡特性是以群體層次測量，包含健康照護組織、健康照護提供者以及社區特性等因素，脈絡特性同樣可分為傾向因素(如：社區年齡結構)、使能因素(如：醫事人力與機構資源)及需要因素(如：死亡率、罹病率)。此階段的模型在健康行為中增加照護過程(process of medical care)，指的是健康照護提供者與病患的互動行為(Andersen, 2008)。

### 第三節 二部模型(Two-part Model)

健康經濟學研究中，依變項的分布經常呈現偏態(skewness)，如住院費用、住院天數及門診次數等。醫療利用的資料通常具有以下特性：(1)觀察值沒有負值；(2)有些人沒有使用醫療服務、無任何醫療支出，數值為零是有意義的；(3)多數醫療服務使用者的醫療利用次數或費用不高，但仍有極少數高度使用者，資料呈現極度右偏。具備這些特性的資料若使用傳統的最小平方法(Ordinary Least Squares, OLS)估計容易產生偏誤。為了正確估計醫療利用情形，美國 RAND study 的研究團隊發展出二部模型。模型分為兩階段：第一階段的依變項為使用醫療服務的機率，第二階段則檢視有使用醫療服務者的使用次數或費用。統計方法方面，第一階段使用羅吉斯迴歸，第二階段則較常使用廣義線性模型(Generalized Linear Model, GLM)(Buntin & Zaslavsky, 2004; Manning & Mullahy, 2001; Mullahy, 1998)。

李丞華等人使用健保資料庫探討全民健保中醫門診利用率及其影響因素，以二部模型進行分析，第一階段使用 Logit Model 分析民眾有無使用中醫門診的影響因素，第二階段則對於有使用中醫門診的民眾，將門診次數進行對數轉換後，利用線性複迴歸分析各變項對於中醫門診利用的影響，結果發現不同地區中醫門診利用率差異大，且個人特質、疾病狀態及地區中醫資源皆會影響民眾中醫門診利用情形(李丞華, 周穎政, 陳龍生, & 張鴻仁, 2004)。

朱慧凡等人使用二部模型探討國內六十五歲以上榮民住院之相關因素，第一階段使用羅吉斯迴歸分析榮民是否住院的影響因子，第二階段針對有住院者利用刪零負二項迴歸模型(Zero-truncated Negative Binomial Model)分析影響住院次數的因素，研究結果顯示有重大傷病、投保類別為第五類、低教育程度、退伍軍階較低與未婚的榮民住院使用率及住院費用較低(朱慧凡 & 吳肖琪, 2004)。

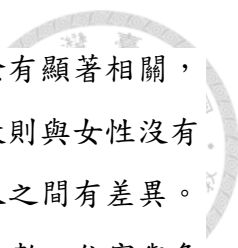
Lin 等人的研究串聯 2001 年國民身心健康調查資料與健保資料庫，探討都市化程度與門診利用之相關性。研究依變項為劉介宇等人所定義的都市化程度(劉介宇 et al., 2006)，此分類方法綜合考慮人口密度、農業人口比率、醫師人口比等指標將台灣鄉鎮市區分為七大類。由於「是否使用門診服務」和「使用次數」不是同時決定的，故研究使用二部模型進行分析。第一階段以羅吉斯迴歸檢驗都市化程度等因素與有無門診利用的相關性，第二階段則使用負二項迴歸模型探討都市

化程度是否會影響門診就醫次數。研究結果指出，控制地理區域、個人社經地位、健康行為、健康狀況及醫療服務可近性等因素後，居住地都市化程度較低者較不會使用門診服務，且使用次數較少(Lin, Tian, & Chen, 2011)。

Andrade 等人探討糖尿病人內分泌專科門診利用的相關因素，研究依變項為內分泌專科門診次數。由於樣本分布右偏，且初次就醫主要由病人決定，回診頻率則由醫病雙方共同決定，決策過程彼此獨立，故適用二部模型。模型第一階段使用二項迴歸模型，第二階段則使用廣義線性迴歸模型(GLM)。65,633 位樣本中，共 7,251 位(11%)有一次以上內分泌專科門診。女性、已婚者、收入高使用內分泌專科門診的可能性較高，但婚姻狀況與收入和後續就醫次數無顯著相關。居住地區內分泌專科醫師密度與使用門診機率和就醫次數皆呈現正相關，就醫距離越遠的人使用門診機率和就醫次數也較低(Andrade, Rapp, & Sevilla-Dedieu, 2016)。

Villani 等人探討醫病互動品質和固定就醫場所可近性與非緊急急診利用的關係，研究使用 Hurdle Model 分析美國 Medical Expenditure Panel Survey 資料。樣本排除曾有緊急急診的病人，有固定照護場所者共 27,972 人，當中共 1,353 人有至少一次非緊急急診，其他人則未使用非緊急急診。第一階段使用羅吉斯複迴歸分析有無非緊急急診的影響因素，第二階段使用刪零負二項迴歸檢驗各因素與非緊急急診次數的相關性。研究發現，女性、非裔、小於 45 歲、健康狀況較差者容易有非緊急急診且次數較多，收入對於有無非緊急急診有顯著影響，與非緊急急診次數則沒有顯著相關，就醫交通時間超過一小時者非緊急急診次數較多，醫病溝通滿意度與非緊急急診利用的有無及次數皆沒有顯著相關(Villani & Mortensen, 2013)。

Moineddin 等人使用不同統計分析模型探討影響急診服務需求的因素。研究依變項為受訪後一年內的急診次數，排除未處置者、經過轉院者和孕婦後，依照 Canadian Triage and Acuity(CTAS)將急診分為緊急(Level 1-3)和非緊急(Level 4-5)兩類。經過 Vuong test，研究發現 Hurdle Negative Binomial Model 配適度最高。結果指出，20 至 44 歲、低收入、低教育程度、自評健康不佳、沒有固定照護醫師、有慢性病、居住地都市化程度低者非緊急急診利用的風險較高(Moineddin, Meaney, Agha, Zagorski, & Glazier, 2011)。



此研究發現，部分變項只在未依急迫度分層時與急診利用風險有顯著相關，例如男性有急診利用的風險較高，但非緊急急診利用的風險和次數則與女性沒有顯著差異，結論指出影響急診服務利用的因素在緊急與非緊急病人之間有差異。此外，作者也建議未來研究可考慮環境因素(如：居住地基層醫師人數、住家與急診醫院距離)和就診時間(如：是否為週末或夜間)的影響。

#### 第四節 非緊急急診利用之實證研究




Shah 等人選擇科威特六家醫院急診病患為研究對象，分別由醫師填寫臨床診斷及處置，再由病患填寫個人基本資料、自評病情急迫度以及選擇急診的原因，研究共納入 2,011 位病患。根據醫師診斷，當中有 61%屬於非緊急情況，而僅有 23%的病患自評為非緊急。此研究根據 Andersen 醫療服務利用行為模式的三大因素將自變項分類：傾向因素包含年齡、性別、婚姻狀態、國籍、教育程度、對急診與基層照護場所的偏好，使能因素包括家戶收入、是否有固定的基層照護場所，需要因素則為自評病情緊急程度。研究結果指出，年輕(25 歲以下)、高教育程度者容易有非緊急急診，自覺急迫度低的病患非緊急急診的風險為自覺非常緊急的病患的 3.81 倍(Shah, Shah, & Behbehani, 1996)。

Afilalo 的研究以加拿大 Quebec 省五家醫院 18 歲以上的急診病患共 1,804 位為研究樣本，探討非緊急急診利用的相關因素。作者依照 Andersen 醫療服務利用行為模式的三大因素歸納病患特徵，傾向因素包含年齡、性別、教育程度、居住安排、是否為移民；使能因素包括看診時間為週末或非門診服務時間、由救護車送醫、由基層照護醫師追蹤、由專科醫師追蹤；需要因素則包含自評急病嚴重度、自評健康、日常活動功能、疾病數、過去三年住院次數。多變項羅吉斯迴歸結果顯示，相較於緊急或次緊急病患，非緊急病患較年輕、非獨居、較少共病症且多在門診服務時間就醫，兩者在性別、教育程度以及就診日是否為週末等因素則無顯著差異。阻礙病患選擇基層照護的主要因素為「可近性不佳」(32.1%)和「自覺病情需要」(22.1%)(Afilalo et al., 2004)。

上述兩篇研究皆使用 Andersen 醫療服務利用模式發展問卷，評估不同構面因素對於醫療服務利用的影響。研究結果顯示傾向因素、使能因素、需要因素皆與非緊急急診利用相關，故本研究也將以此模式為基礎建立研究架構。

Lang 等人在法國兩家醫院分別納入 594 位和 614 位 15 歲以上的急診患者作為研究樣本，於看診前進行問卷訪談。若病患症狀輕微或非新發症狀，則視為非緊急，兩家醫院非緊急急診比率各為 34.6%及 28.8%。經過羅吉斯迴歸分析，結果指出年輕、無家可歸、沒有基層照護醫師(general practitioner)、非本國籍的人較容易有非緊急急診，有慢性病者非緊急急診利用風險較低(Lang et al., 1996)。




Petersen 等人以美國市區五家教學醫院急診病人為研究對象，納入主訴為腹痛、胸痛或氣喘的病患共 1,696 人。經過護理人員進行檢傷分類，有 14% 為非緊急病人。使用羅吉斯迴歸分析，控制社會人口學變項、共病症與自評健康後，結果顯示缺乏固定醫師與非緊急急診利用有顯著相關(OR=1.6)。女性非緊急急診的風險高於男性(OR=1.3)，相較於 60 歲以上的病患，16 到 30 歲及 31 到 40 歲病患非緊急急診的勝算比分別為 4.8 和 5.6。此研究僅針對具有特定症狀的患者進行分析，結果無法外推至所有急診病人(Petersen, Burstin, O'Neil, Orav, & Brennan, 1998)。

Bianco 等人針對義大利一家區域醫院 15 歲以上急診病患進行訪談，541 位受訪者中有 19.6% 屬於非緊急的病人。多變項迴歸分析結果發現，非緊急急診病患多為年輕、女性且未經轉診。病患的教育程度、有無慢性病、住家與醫院距離則與非緊急急診風險無顯著相關。作者在討論中指出，各國因為健康照護系統的差異，對於非緊急急診的定義分歧，故各國研究得到的非緊急急診比率無法比較(Bianco et al., 2003)。

國內研究方面，梁亞文以一家區域教學醫院急診病人為研究對象，探討非緊急急診病人特性，分析 758 人的病歷資料並進行訪談。多變項羅吉斯迴歸的結果指出，就診日為週日及週一(OR=5.44)、認為病情不需要急診的病人為非緊急情況的可能性較高，非緊急病患與緊急病患在性別、婚姻狀況、教育程度、收入、有無慢性病、就診時段等變項上無顯著差異(梁亞文, 蔡哲宏, & 陳文意, 2011)。Tsai 等人的研究分析相同樣本，結果顯示非緊急急診多發生在門診服務時間(8:00-18:00)(OR=1.93)，未婚(OR=1.55)、就醫交通時間少於 15 分鐘者(OR=1.46)比較容易發生非緊急急診(Tsai et al., 2010)。

過去非緊急急診利用相關因素的研究大多以問卷調查為主，著重於病患個人特質及主觀感受。研究者可以透過問卷了解病患自評的可近性、對於醫療服務的態度和病患選擇急診的實際原因，期限制為研究樣本數較小，且經常侷限於單一地區或醫院，外推性不足。此外，多數研究採取便利抽樣，可能受到選樣偏差(selection bias)影響，且急診室的病患緊急程度不同，容易有無回覆偏差(non-response bias)，間接影響研究結果。



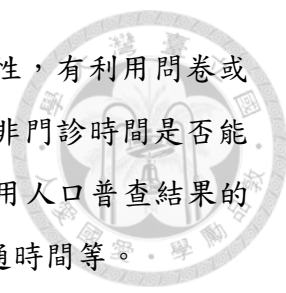


國外亦有數篇研究採用質性訪談或混合式方法(mixed method)了解非緊急病患選擇急診的原因。Northington 等人針對美國一家大學醫院急診的非緊急病患進行訪談，同意受訪的 279 位病患中有 56.3%有專責的基層照護醫師(primary care provider)，然而當中只有 43.7%的人平常會尋求基層照護醫師協助，27%則依賴急診處理所有醫療需求。68.5%的病患具有醫療保險，其中 35.8%投保私人保險。非緊急病患選擇至急診的主要原因為：「相信自己在急診可以獲得更好的照護」、「認為病情緊急」以及「可以立即看診」(Northington et al., 2005)。

Durand 等人的研究對 87 位非緊急急診病患和 34 位醫療專業人員進行半結構式訪談，目的為了解病患與醫師對於非緊急急診的觀點。非緊急病患選擇急診的主要原因大致可歸類為：滿足健康照護需求、尋求基層照護有困難和急診環境具有優勢。對病情的焦慮感、基層照護醫師難預約、基層照護提供者缺乏設備、急診的便利性皆會導致病患求助急診。醫療專業人員則認為缺乏基層照護可近性和財務考量是影響病患選擇急診的重要因素(Durand et al., 2012)。

一個英國的研究探討非緊急急診病患在有其他醫療服務的情況下仍選擇急診的原因。以 North Wales 市的急診病患為研究對象，共回收 806 份有效問卷。研究指出非緊急病患急診前不選擇其他醫療服務的主要理由為認為可能需要照放射影像(46%)、不認為基層醫師(general practitioner)有能力解決問題(29%)、無法聯繫基層醫師(19%)(Atenstaedt et al., 2015)。

Hefner 等人探討醫療保險與病人自評基層照護可近性的相關性，研究對象為美國一家醫學中心的非緊急急診病患，以開放式問卷進行訪談，共回收 859 份有效問卷。問卷包含五大構面：個人特性、基層照護組織因素、急診照護組織因素、基層照護滿意度與急診滿意度。研究結果指出，非緊急病患至基層照護就醫的阻礙因素以個人特性和基層照護組織因素為主，包含沒有保險(22.1%)、收入與費用(12.9%)、基層照護等候時間(22.4%)、基層照護服務時段(13.2%)等。研究者認為基層醫療的可近性是影響民眾就醫選擇的重要因子，政策上可以透過增加基層醫療提供者的數量及延長服務時段減少非緊急急診利用(Hefner, Wexler, & McAlearney, 2015)。



過去相關研究使用不同的指標衡量基層醫療照護服務可近性，有利用問卷或訪談測得的主觀指標，如：病患自評預約困難度、候診時間、非門診時間是否能聯繫醫師、是否能在家看診等，也有以地理資訊系統輔助或使用人口普查結果的客觀指標，如：地區醫師人口數比、最鄰近醫院距離、就醫交通時間等。

Mathison 的研究以美國華盛頓市立兒童醫院急診病患為研究對象，分析 2003 至 2006 年間共 148,314 筆就醫紀錄。研究結果顯示，女性、非裔及拉丁裔、投保社會保險的人有非緊急急診的風險較高。研究使用地理資訊系統(GIS)計算病患居住地方圓 3 哩內每十萬兒童人口與基層門診醫師人數比，發現基層醫師密度每增加一單位，區域非緊急急診比率減少 9%。線性迴歸分析結果則指出，居住地所得中位數高(40,000 美元以上)、離最鄰近醫院較遠的地區，地區非緊急急診比率較高。該研究使用 ArcGIS 進行分析，著重於基層醫療提供者的地理可近性(geographical accessibility)與非緊急急診的相關性(Mathison et al., 2013)。

一個澳洲的研究同樣以兒童急診患者為研究對象，分析醫院兒童急診共 25,520 筆就醫紀錄。研究依據病患居住地郵遞區碼劃分，計算各地區每位基層醫師(general practitioner)服務人口數、非緊急急診比率、兒童使用急診前先至基層醫師就醫的比例，並計算相對社會弱勢指標(Index of relative social disadvantage)衡量社經地位。羅吉斯迴歸結果顯示，離急診醫院距離較遠者非緊急急診的風險較低。研究也發現，基層醫師人口比與兒童使用非緊急急診比率有顯著相關，每位基層醫師服務人口數越多，即基層照護資源越貧乏，利用非緊急急診的風險越高(Parry et al., 2016)。

為了克服外推性不足及樣本數小的缺點，過去也有研究採用次級資料分析，使用官方統計資料或保險人就醫資料等作為研究資料來源。Sarver 等人使用美國 Medical Expenditure Panel Survey 的資料，發現年輕(45 歲以下)、女性、自評健康不佳、家戶收入低者非緊急急診的相對風險較高。研究以門診預約困難度、電話聯繫醫師困難度及預約門診等候時間作為測量可近性(accessibility)的指標，使用多變項羅吉斯迴歸分析，控制人口學變項後的結果顯示，自覺可近性不佳或對於日常照護(usual source of care)不滿意的人較容易有非緊急急診(Sarver et al., 2002)。

Dinh 等人利用澳洲新南斯威爾市 2010 至 2014 年間全市人口共約 1,080 萬筆

急診就醫紀錄，描述性統計結果發現，非緊急急診病患多為 40 歲以下，占全部急診人次的 67.7%。廣義估計式迴歸分析(GEE)結果顯示，非緊急急診多發生在門診服務時間(8:00-17:59)及週末。作者建議未來的研究可以納入其他潛在影響因子，如：國籍、在家使用的語言，也可以納入每千人口 GP 人數，了解基層照護在減少非緊急急診比率是否扮演重要角色(Dinh et al., 2016)。

國內有兩篇研究利用全民健保資料庫探討醫療可近性和照護連續性與非緊急急診的相關性。Chan 分析 2005 至 2010 年的健保資料庫，以三個指標測量門診醫療服務可取得性(availability)，使用累計羅吉斯迴歸(cumulative logistic regression)發現就診日為假日、就診日提供門診服務院所數與該縣市所有門診院所數比例較低者發生非緊急急診的風險較高，門診醫師人口比對於非緊急急診利用則沒有顯著影響。此研究以紐約大學急診分類演算法判斷是否為非緊急急診，此方法需使用疾病分類代碼，且排除外傷、心理疾病及物質濫用造成的傷害，約排除 40%的急診紀錄。值得注意的是，研究發現在就醫可近性高的地區仍有相當比例的非緊急急診，作者認為提高基層照護的可取得性可以減少非緊急急診的發生，然而對於醫療資源密度中等偏高的地區效果有限。另外，此研究以投保地作為居住地，也可能影響研究結果(Chan et al., 2013)。

梁等人的研究以 65 歲以上的高齡者為研究對象，使用健保資料庫計算 21,732 人在 2008 至 2009 年門診照護連續性指標(Continuity of care index, COCI)與 2010 年急診醫療利用，控制人口學變項進行羅吉斯迴歸後發現，高照護連續性的高齡者(COCI>0.28)非緊急急診利用的風險較低照護連續性者(COCI<0.15)為低(OR=0.81)。此研究以高齡者為研究對象，使用投保地代替居住地可能與真實情況不符，作者亦建議未來可朝向居住地的醫療資源配置進行空間分析，以提升高齡者照護連續性(梁亞文 et al., 2016)。

另一篇針對非緊急急診利用的系統性回顧分析 1990 年後發表的 26 篇期刊論文並指出，當中並無任何兩篇有完全相同的非緊急急診定義。總結目前的研究結果發現年輕、急診的相對便利性、由其他醫療服務提供者轉診以及病患對於急診以外照護場所的負面感受是影響非緊急急診利用的重要因子，而其他因素與非緊急急診的相關性則尚無一致的結論，值得未來的研究者進一步探討(Uscher-Pines et al., 2013)。



表 2-3 非緊急急診利用之相關研究

作者/年份	國家	研究樣本	非緊急急診定義	研究結果
梁 (2011)	臺灣	一家醫院急診病人 (n=758)	加拿大檢傷分類系統 (CTAS)第四級、第五級	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 週日、週一非緊急急診比率較高</li> <li>2. 自評是否需要急診、檢傷人員判定疼痛程度、病人期望是預測非緊急急診的重要因子</li> </ol>
梁 (2016)	臺灣	全民健保資料庫 65 歲以上高齡者 (n=21,732)	臺灣急診檢傷與急迫度分類量表(TTAS)第四級、第五級	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 投保地區為台東分區、高診次、兩種慢性病以上者較容易有非緊急急診</li> <li>2. 照護連續性越高，非緊急急診風險越低 (AOR=0.81)</li> </ol>
Tsai (2010)	臺灣	一家醫院急診病人 (n=759)	臺灣急診檢傷與急迫度分類量表(TTAS)第四級、第五級	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 未婚、日間(8:00-18:00)、到急診交通時間少於 15 分鐘者較容易有非緊急急診</li> </ol>
Tsai (2011)	臺灣	全民健保資料庫 (n=24,798)	New York University ED Classification Algorithm (non-emergent) *此演算法排除外傷、酒精相關疾病、精神疾病等急診案件	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 女性、15 歲以下、沒有重大傷病、投保地區為台北分區、非低收入戶者較容易有非緊急急診</li> </ol>
Chan (2013)	臺灣	全民健保資料庫 (749,584 急診人次)	New York University ED Classification Algorithm (non-emergent 的機率 >75%)	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 慢性病少、照護連續性低、假日就醫者非緊急急診的機率較高</li> <li>2. 就醫當天投保縣市醫療院所開診比例越高者，非緊急急診的機率較低</li> </ol>



表 2-3 非緊急急診利用之相關研究(續)

作者/年份	國家	研究樣本	非緊急急診定義	研究結果
Mathison (2013)	美國	一家兒童醫院急診病患 (148,314 人次)	New York University ED Classification Algorithm (non-emergent)	1. 女性、非裔及拉丁裔、投保社會保險者較容易有非緊急急診 2. 基層醫師密度低、居民所得中位數低的地區非緊急急診的比率較高
Sarver (2002)	美國	Medical Expenditure Panel Survey 18 歲以上成人 (n=9,146)	排除轉住院、需要檢驗檢查或手術及意外傷害就醫，其他視為非緊急急診	1. 女性、年輕(45 歲以下)、自評健康不佳、低收入者較容易有非緊急急診 2. 對基層照護醫師不滿意度高、自覺基層照護醫師可近性低者，有非緊急急診的機率較高
Petersen (1998)	美國	5 家醫院急診中主訴為腹痛、胸痛或氣喘的病人 (n=1,696)	未接受醫師處置自行離院的急診病人	1. 女性、年輕(40 歲以下)、沒有共病症者較容易有非緊急急診 2. 缺乏固定照護場所的人非緊急急診的風險較高
Chen (2015)	美國	全市急診就醫紀錄 (6,592,501 人次)	New York University ED Classification Algorithm (non-emergent)	1. 女性、年輕、非裔較容易有非緊急急診 2. 投保商業保險者，住家離急診醫院越近，非緊急急診的風險越高



表 2-3 非緊急急診利用之相關研究(續)

作者/年份	國家	研究樣本	非緊急急診定義	研究結果
Weiss (2014)	美國	醫院 12-21 歲急診病人 (n=203)	Emergency Severity Index (ESI) score 4 or 5	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 自覺病情緊急程度是非緊急急診的預測因子</li> <li>2. 投保社會保險或沒醫療保險的青少年較容易有非緊急急診</li> </ol>
Parry (2015)	澳洲	一家醫院兒童急診部就醫紀錄 (25,520 人次)	Australian Triage Scale level 4 or 5	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 居住地距離醫院近者較容易有非緊急急診</li> <li>2. 居住地每位基層醫師服務兒童人口數較多多者有非緊急急診的機率越高</li> </ol>
Afilalo (2004)	加拿大	5 家醫院 18 歲以上急診病人 (n=1,783)	加拿大檢傷分類系統 (CTAS) 第五級	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 年輕、非獨居者較容易有非緊急急診</li> <li>2. 急診可近性高、熟悉急診環境、認為病情需要為非緊急病人選擇急診的理由</li> </ol>
Lang (1996)	法國	2 家醫院 15 歲以上急診病人 (n=594, 614)	非新發症狀或症狀輕微者	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 年輕、沒有共病症、無固定住所、非本國籍者較容易有非緊急急診利用</li> <li>2. 沒有基層照護醫師者發生非緊急急診的機率較高</li> </ol>
Shah (1996)	科威特	6 家醫院急診病人 (n=2,184)	由醫師判定	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 年輕(25 歲以下)、教育程度高者較容易有非緊急急診</li> <li>2. 沒有固定基層照護醫師者發生非緊急急診的機率較高(OR=1.17)</li> </ol>



表 2-4 非緊急病人至急診就醫原因整理

作者/年份	研究目的	研究樣本	研究方法	非緊急急診利用原因
Alyasin (2014)	了解非緊急急診利用的原因及病患自覺緊急程度	成年急診病患 (n=350)	問卷調查	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 沒有固定照護場所(regular care provider)</li> <li>2. 急診不需要預約也能當天看診</li> <li>3. 急診室提供 24 小時服務</li> </ol>
Atensteadt (2014)	調查非緊急病人在可接受其他醫療服務的情況下選擇急診的原因	North Wales 市一家醫院急診病人 (n=806)	問卷調查	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 覺得自己需要檢驗檢查(如：X 光)，診所無法提供</li> <li>2. 家庭醫師無法提供即時諮詢</li> <li>3. 不認為家庭醫師有能力做診斷處置</li> </ol>
D'Avolio (2013)	了解高齡者非緊急急診的原因及基層照護就醫經驗	高齡非緊急病患 (n=62)	問卷調查及深度訪談	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 缺少可立即提供諮詢的基層照護醫師</li> <li>2. 門診等候時間長</li> </ol>
Durand (2012)	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. 探討非緊急病人選擇急診的決策過程</li> <li>2. 探討急診醫護人員對於非緊急急診的看法</li> <li>3. 調查醫護人員提出的解決辦法</li> </ol>	10 家醫院急診病人(n=87)、急診科醫師(n=34)	半結構式訪談	<p><u>病人觀點</u></p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. 對症狀感到焦慮</li> <li>2. 基層照護醫師可近性低(約診延遲、設備不足)</li> <li>3. 急診便利性高</li> </ol> <p><u>醫師觀點</u></p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. 基層照護醫師可近性低</li> <li>2. 財務考量</li> </ol>

## 第五節 文獻綜合討論

國內外研究對於非緊急急診缺乏一致的定義，常見的判斷標準有急診檢傷與急迫度分類量表、急診疾病分類演算法和門診可處理狀況。雖然各國的非緊急急診比率因為定義與研究對象的不同而有極大差異，但皆證實急診室中存在病情非緊急的病患。

過去多數研究以問卷調查為主，樣本數較少，僅局限於單一地區或醫院，缺乏外推性，且填答容易受到選樣偏差或病人自述的主觀性等因素影響，而造成結果偏差。使用問卷調查的研究多著重於非緊急急診病患的個人特質，過去文獻指出女性、年輕的人較容易有非緊急急診，低收入、沒有醫療保險、缺少固定照護場所的人非緊急急診利用的風險較高。病人自評病情嚴重度與疼痛程度也是非緊急急診利用的預測因子。歸納病患選擇急診的原因，主要為病患自覺基層照護可近性低(如：等候時間長、難預約、無法配合門診時間)、認為基層診所無法處理(如：缺乏儀器設備)和急診便利性高。

目前僅有少數研究探討區域醫療資源對於非緊急急診的影響，且不同研究測量區域醫療資源的指標亦有極大差異，包含病患主觀評估的預約門診困難度、候診時間、就醫交通時間等，以及客觀測量的醫師人口比、單位面積醫師人數、最鄰近醫院距離、是否在假日或非門診服務時間就醫等。然而，區域醫療資源與非緊急急診是否相關仍無一致的結論。



### 第三章 研究材料與方法



本章將說明本研究之研究材料與方法，依次分為四小節：研究架構與研究假說、資料來源與研究對象、研究變項與操作型定義、資料處理與統計分析，詳細內容如後。

#### 第一節 研究架構與研究假說

本研究旨在探討區域醫療資源及個人特質與非緊急急診利用的相關性。研究架構如圖 3-1 及圖 3-2 所示。

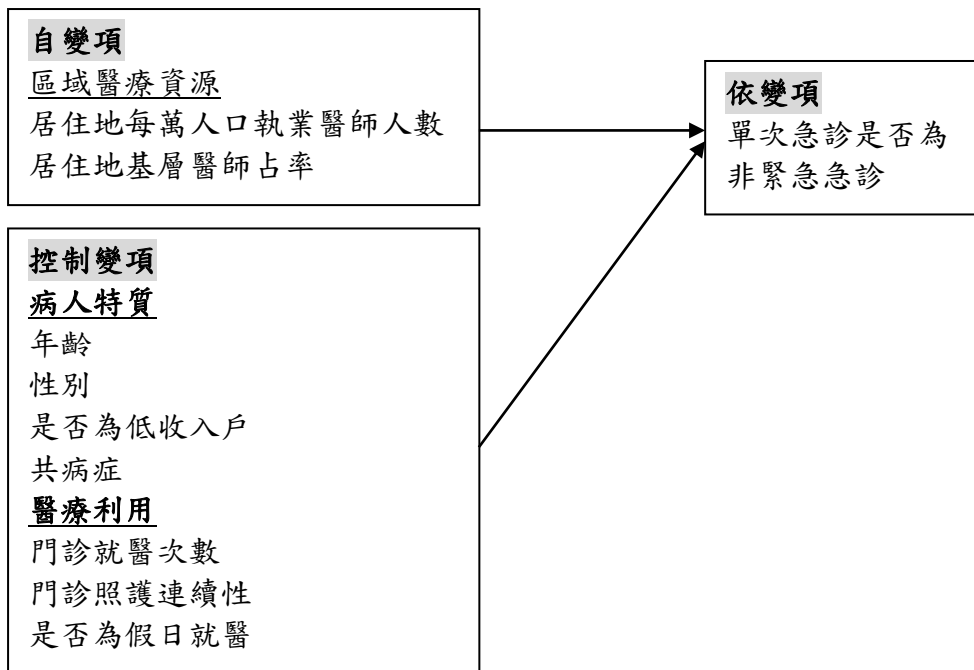


圖 3-1 單次急診之研究架構

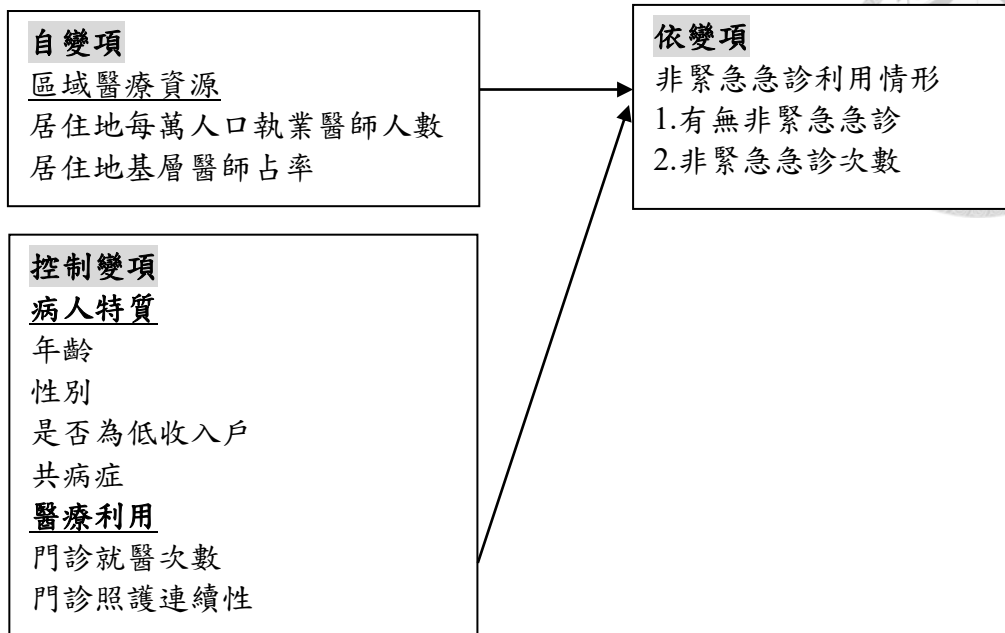


圖 3-2 歸戶後之研究架構

依據相關文獻及研究架構，提出研究假說如下：

假說一：非緊急急診利用情形會因病人特質不同而有差異。

假說二：非緊急急診利用情形會因醫療利用情形不同而有差異。

假說三：控制病人特質及醫療利用後，非緊急急診利用情形會因為居住地醫療資源多寡而有差異。

3-1 居住地每萬人口執業醫師人數較少者，非緊急急診利用機率較高。

3-2 居住地基層醫師占率較低者，非緊急急診利用的機率較高。

## 第二節 資料來源與研究對象



### 一、資料來源

本研究使用全民健保研究資料庫「2010年承保抽樣歸人檔」之資料，此資料庫以2010年臺灣全民健康保險之被保險人為母群體，隨機抽樣100萬人，每4萬人為一組。使用資料為2013年之門診處方及治療明細檔(CD)、住院醫療費用清單明細檔(DD)、住院醫療費用醫令清單明細檔(DO)、承保資料檔(ID)及醫事機構基本資料檔(HOSB)，使用欄位整理於表3-1。

表 3-1 全民健保研究資料庫使用欄位

檔案名稱	代號	欄位名稱
醫事機構基本資料檔	HOSB	醫事機構代號、特約類別、縣市區碼
門診處方及治療明細檔	CD	費用年月、申報類別、醫事機構代號、申報日期、案件分類、流水號、就醫日期、身分證統一編號、部分負擔代號、國際疾病分類號一至三、診察費項目代號
住院醫療費用清單明細檔	DD	費用年月、申報類別、醫事機構代號、申報日期、案件分類、流水號、身分證統一編號、入院年月日、部分負擔代號、國際疾病分類號一至三
住院醫療費用醫令清單明細檔	DO	費用年月、申報類別、醫事機構代號、申報日期、案件分類、流水號、醫令代碼
承保資料檔	ID	個人身分證號、出生年月、性別、單位屬性、異動別、退保日期

區域醫療資源指標則參考衛福部統計處102年度「醫療機構現況及醫院醫療服務量統計」及中華民國醫師公會全國聯合會2013年度統計資料。本研究以衛生福利部定義之次醫療區劃分，故先取得各鄉鎮市區之統計數據再進行合併，得到50個次醫療區(附錄二)之區域醫療資源指標。



## 二、研究對象

研究對象為 2013 年 1 月 1 日至 2013 年 12 月 31 日期間曾有西醫急診就醫紀錄者，年齡為 20 歲以上，且於 2013 年整年在保者，選樣流程如下：

### (一) 納入條件

1. 西醫急診個案：由 2013 年門診處方及治療明細檔(CD)篩選出案件分類為西醫急診之案件(CASE\_TYPE=02)。急診後住院者若由同一位醫師治療，將於入院 48 小時後合併住院費用進行申報，故再由住院醫療費用醫令清單明細檔(DO)篩選出申報急診診察費的住院案件。將兩者合併後，排除主診斷為損傷或中毒者(ICD-9-CM：800-999)及其他補充原因(ICD-9-CM: 'V'字頭)進行歸戶得到總急診人數。
2. 年齡 20 歲(含)以上之成年人。

### (二) 排除條件

1. 承保資料檔(ID)欄位不完整者。
2. 2013 年 12 月 31 日前退保者及 2013 年間有停保或復保紀錄者。
3. 無法從急診診察費判斷檢傷分級者，如：精神科急診、舊制分級代碼、遺漏。
4. 為推估居住地，排除 2013 年未曾有呼吸道疾病(ICD-9-CM：460-466、480-487)或牙科疾病(ICD-9-CM：521.0, 522.0)門診者。
5. 金門縣及連江縣未劃分次級醫療區，無法計算區域醫療資源指標，故排除此兩地區居民。
6. 一年內門診次數少於 3 次者，因無法計算照護連續性指標，故予以排除。

本研究經臺大醫院研究倫理審查委員會於 2017 年 2 月 23 日審查同意免審，案件編號：201702023W。(附錄一)

### 第三節 研究變項與操作型定義



#### 一、自變項

由於資料庫限制，研究者無法得知研究對象真實的居住地，本研究參考林民浩等人的研究(林民浩, 楊安琪, & 溫在弘, 2011)，以研究對象呼吸道感染(ICD-9-CM：460-466、480-487)及牙科疾病(ICD-9-CM：521.0、522.0)最常就醫的區域推估其實際居住地。自變項為研究對象居住地之區域醫療資源，包含兩個變項，皆以次醫療區為單位計算數值，再將各變項依第 33 及 66 百分位分為低、中、高三組，作為序位變項進行分析。各變項定義分述如下：

- (1) 居住地每萬人口執業醫師人數：參考中華民國醫師公會 102 年度統計資料，其定義為執業西醫師總人數除以總人口數再乘以 10,000。
- (2) 居住地基層醫師占率：參考中華民國醫師公會 102 年度統計資料，將基層診所及行政機構執業醫師人數加總後除以總執業醫師人數得之。

#### 二、依變項

本研究根據衛生福利部於 2010 年公告實施的急診五級檢傷與急迫度分級量表，由診察費代碼判斷檢傷分級，將第四級與第五級合併定義為非緊急急診，分析樣本於 2013 年間之非緊急急診利用情形。單次急診分析之依變項為類別變項「單次是否為非緊急急診」；歸戶後分析之依變項分別為類別變項「是否有非緊急急診」及連續變項「非緊急急診次數」。

#### 三、控制變項

控制變項包含病人特質(年齡、性別、收入、共病症)與醫療利用(門診就醫次數、門診照護連續性、假日就醫)，分述如下：

- (1) 性別：依照 ID 檔之性別(ID\_SEX)欄位判斷。
- (2) 年齡：研究對象於急診就醫時之年齡。使用 CD 檔第一筆西醫急診之就醫日期(FUNC\_DATE)、DD 檔之入院日期(IN\_DATE)及 ID 檔之出生日期(ID\_BIRTHDAY)欄位，取其差值後，除以 365.25，並無條件捨去小數點後數值，取得足歲年齡。
- (3) 是否為低收入戶：使用 CD 檔部分負擔代號(PART\_NO)及 ID 檔之單位屬性代號(UNIT\_INS\_TYPE)，判斷研究對象區分是否屬於低收入戶。

- (4) 共病症分數(CCI): 依照 Charlson Comorbidity Index 所定義的 17 類共病症(Deyo, Cherkin, & Ciol, 1992; Quan et al., 2005; 朱育增 & 吳肖琪, 2010), 將當年度門診就醫兩次以上或住院一次以上定義為患有此疾病, 依照 CD 檔之主次診斷疾病代碼 (ACODE\_ICD\_1-ACODE\_ICD\_3) 計算研究對象之共病症分數。
- (5) 門診就醫次數: 研究對象 2013 年的門診次數。門診就醫紀錄僅納入案件分類 (CASE\_TYPE) 為 01(西醫一般門診)、04(西醫慢性病, 不含結核病)、08(慢性病連續處方調劑)、09(西醫其他專案)、E1(支付制度試辦計畫), 不包含牙醫、中醫或居家照護等特殊項目。
- (6) 門診照護連續性(COCI): 以 CD 檔之西醫門診就醫紀錄計算 Bice 等人於 1977 年提出之離散性照護連續性指標(Continuity of care index, COCI)(Bice & Boxerman, 1977), 計算公式為: 
$$COCI = \frac{\sum_{i=1}^M n_i^2 - N}{N(N-1)}$$
 N 為總就醫次數,  $n_i$  為在醫師 i 的就醫次數, M 為就診醫師數。數值介於 0 到 1, 越接近 1 照護連續性越佳。門診就醫紀錄僅納入案件分類(CASE\_TYPE)為 01(西醫一般門診)、04(西醫慢性病, 不含結核病)、08(慢性病連續處方調劑)、09(西醫其他專案)、E1(支付制度試辦計畫), 不包含牙醫、中醫或居家照護等特殊項目。過去研究指出, 就醫次數過少可能會造成數值偏差, 故排除當年門診次數少於 3 次的研究對象(Cheng, Chen, & Hou, 2010)。
- (7) 是否為假日就醫: 依據 CD 檔之就醫日期(FUNC\_DATE)與 DO 檔之入院日期(IN\_DATE)判斷單次急診就醫當日是否為多數醫事機構門診休診之週六、週日或例假日。2013 年之國定假日包含開國紀念日(1/1)、春節除夕至初三(2/9-2/12)、二二八和平紀念日(2/28)、清明節(4/4、4/5)、端午節(6/12)、中秋節(9/19)、國慶日(10/10), 另有一天為災防假(7/13), 共計 10 天。



表 3-2 研究變項操作型定義

研究變項	屬性	變項說明	操作型定義
<b>自變項</b>			
居住地每萬人口 執業醫師人數	序位	$\frac{\text{執業醫師人數}}{\text{總人口數}} \times 10,000$	0=低 1=中 2=高
居住地基層醫師 占率	序位	$\frac{\text{基層診所執業醫師人數}}{\text{總執業醫師人數}}$	0=低 1=中 2=高
<b>依變項</b>			
單次急診是否為 非緊急急診	類別	非緊急急診定義如下： (1) CD 檔診察費代碼(TREAT_CODE)= '00204B'或'00225B' (2) DO 檔醫令代碼(ORDER_CODE)= '00204B'或'00225B'	0=否 1=是
是否有非緊急急 診	類別	研究對象在 2013 年間是否有非緊急急診 利用，非緊急急診定義如上述	0=否 1=是
非緊急急診次數	連續	依據上述定義計算研究對象於 2013 年間 非緊急急診次數	單位：次數

表 3-2 研究變項與操作型定義(續)

研究變項	屬性	變項說明	操作型定義
<b>控制變項</b>			
性別	類別	ID 檔之性別(ID_SEX)	0=男 1=女
年齡	序位	就醫日期(FUNC_DATE)或住院日期(IN_DATE)減去出生日期(ID_BIRTHDAY)再除以 365.25，無條件捨去小數點後數值，分為六組	0=20-29 歲 1=30-39 歲 2=40-49 歲 3=50-59 歲 4=60-69 歲 5=70 歲以上
是否為低收入戶	類別	符合以下任一條件者屬於低收入戶： (1) ID 檔單位屬性(UNIT_INS_TYPE)=51 或 52 (2) CD 檔部分負擔代號(PART_NO)=003	0=否 1=是
共病症分數(CCI)	序位	依照 CD 檔及 DD 檔之國際疾病分類代碼及 Charlson Comorbidity Index 之共病症資料計算分數，分為三組	0=0 分 1=1-2 分 2=3 分以上
門診就醫次數	序位	CD 檔 2013 年西醫門診之就醫次數，依第 33 及 66 百分位數等分為三組	0=低 1=中 2=高
門診照護連續性(COCI)	序位	依 CD 檔之西醫門診就醫紀錄，根據前述公式計算離散型照護連續性指標(Continuity of care index, COCI)，依第 33 及 66 百分位數等分為三組	0=低 1=中 2=高
是否為假日就醫	類別	CD 檔之就醫日期(FUNC_DATE)與 DO 檔之入院日期(IN_DATE)是否為週六、週日或國定假日	0=否 1=是



## 第四節 資料處理與統計分析



### 一、選樣流程

以 2013 年門診處方及治療明細檔(CD)篩選出案件分類為西醫急診(CASE\_TYPE=02)，且「診察費(TREAT\_CODE)」符合新制五級檢傷分類標準代碼 00201B、00202B、00203B、00204B、00225B 及限地區醫院及基層診所申報、未經檢傷分類之代碼 01015C 之個案。另從住院醫療費用醫令清單明細檔(DO)檔依上述診察費代碼篩選出合併住院費用申報之急診案件，將兩者合併後，排除主診斷為損傷或中毒(ICD-9-CM：800-999)及其他補充原因(ICD-9-CM：‘V’字頭)之案件，進行歸戶。為確保完整追蹤個案一年的醫療利用情形，串聯承保資料檔(ID)，依「異動別(TX\_CODE)」排除 2013 年 12 月 31 前退保者及 2013 年間有停保或復保紀錄者。由於未成年人之就醫行為受家人影響之程度較大，影響就醫之相關因素可能與成年人略有差異，故本研究排除 20 歲以下之未成年人。

因健保研究資料庫之投保地不代表實際居住地，故研究使用呼吸道感染或牙科就醫地作為替代指標。本研究使用符合條件個案之門診處方及治療明細檔(CD)篩選出 2013 年曾有呼吸道感染(ICD-9-CM：460-466、480-487)或牙科疾病(ICD-9-CM：521.0、522.0)之個案，計算個案因上述疾病至不同醫事機構之門診就醫次數，以醫事機構代碼(HOSP\_ID)串聯醫事機構基本資料檔(HOSB)之「縣市區碼(AREA\_NO\_HOSP)」，合併計算個案在不同次醫療區的就診次數，取個案門診就醫次數最多之次醫療區作為其居住地；若個案當年度沒有相關就醫紀錄，則予以排除。選樣流程如圖 3-3。

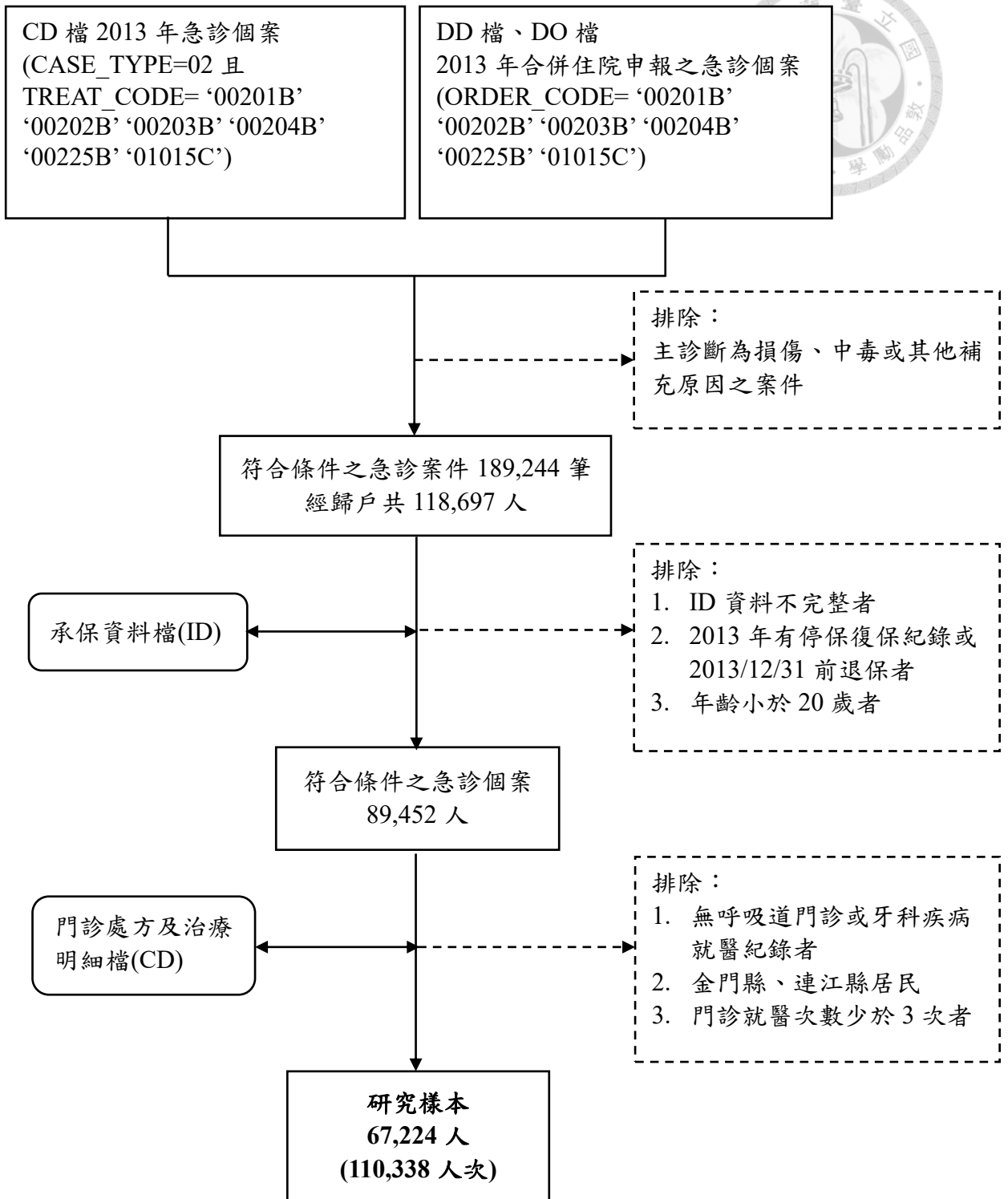


圖 3-3 選樣流程圖



## 二、統計分析方法

本研究使用 SAS 9.4 版統計軟體進行資料整理與分析，方法分述如下：

### (一) 描述性統計

本研究先以「人次」為單位，計算樣本在各變項之次數分配及百分比，包含檢傷分級、當次急診之主診斷、個人特質(年齡、性別、收入、共病症分數)、醫療利用(門診就醫次數、門診照護連續性、是否為假日就醫)及區域醫療資源(居住地每萬人口執業醫師人數、基層醫師占率)。其次，以「個人」為單位，分析歸戶後樣本在個人特質、醫療利用及區域醫療資源變項之次數分配及百分比。

### (二) 推論性統計

#### 1. 雙變項分析

(1) 以「人次」為單位：使用卡方檢定(Chi-square  $t$  test)檢驗單次急診個案在個人特質、醫療利用與區域醫療資源、就醫日是否為假日、就醫機構層級別等變項是否有統計上的顯著差異( $p$ -value $<0.05$ )。

(2) 以「個人」為單位：使用卡方檢定檢驗有至少一次非緊急急診之患者與無非緊急急診患者在個人特質、醫療利用與區域醫療資源等各變項是否有統計上的顯著差異。

#### 2. 多變項分析

(1) 以「人次」為單位：使用廣義估計方程式(Generalized estimating equation, GEE)進行迴歸分析，控制病患個人特質及醫療利用後，分析區域醫療資源與單次急診是否為非緊急之相關性。

(2) 以「個人」為單位：使用二部模型(Two-part model)進行分析。第一階段使用羅吉斯複迴歸(Multiple logistic regression)，計算 OR 值與 95%信賴區間，檢驗有無非緊急急診利用之相關因素。第二階段針對有至少一次非緊急急診的病人，使用負二項迴歸模型(Negative binomial model)，計算迴歸係數與 95%信賴區間，進一步分析影響非緊急急診次數的相關因素。

## 第四章 研究結果

本章分為四節，第一節為單次急診之描述性統計，總結 2013 年急診人次之檢傷分級分布情形與非緊急急診病人之常見主診斷，並呈現單次急診之病人特性分布情形，包含病人特質、醫療利用、居住地醫療資源、假日就醫、就醫機構層級別；第二節為單次急診之推論性統計，檢驗各變項與單次急診是否為非緊急之相關性；第三節為歸戶後樣本之描述性統計，呈現樣本在各變項之分布情形；第四節為歸戶後樣本之推論性統計，分析影響有無非緊急急診利用與非緊急急診次數的相關因素。

本研究利用全民健康保險研究資料庫 2010 年承保抽樣百萬歸人檔進行次級資料分析，篩選出 2013 年符合條件之就醫紀錄共 110,338 急診人次，歸戶後共 67,224 人納入分析。

### 第一節 單次急診之描述性統計

#### 一、急診檢傷分級分布情形

110,338 急診人次中，第三級(緊急)占最多數，共 70,548 人次，占有急診人次的 63.9%；第四級與第五級則分別有 18,874 位及 1,338 位，合併占全部急診人次的 18.3%。急診診察費申報代碼‘01015C’為未經檢傷分級之急診案件，僅限地區醫院及基層診所申報，因 2013 年之診察費支付點數為 478 點，在五級分類標準中較接近第三級 509 點(自 2014 年起調升為 606 點)，故後續分析將其視為緊急急診。此類案件共 5,581 件，占全年急診案件的 5.1%(表 4-1)。

#### 二、常見的非緊急急診主診斷

研究於選樣流程中已排除主診斷為損傷與中毒(ICD-9-CM：800-999)及其他補充原因(ICD-9-CM：‘V’字頭)之急診案件。其餘案件中，非緊急急診病患最常見的主診斷為腹痛(5.8%)、眩暈(5.7%)及發燒(5.4%)(表 4-2)。

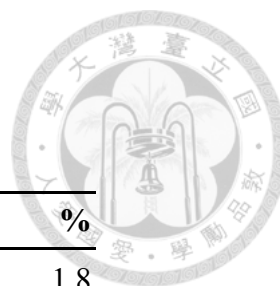


表 4-1 單次急診檢傷分級之描述性統計

診察費代碼	檢傷分級	人次	%
00201B	第一級	1,989	1.8
00202B	第二級	12,008	10.9
00203B	第三級	70,548	63.9
00204B	第四級	18,874	17.1
00225B	第五級	1,338	1.2
01015C	未分級*	5,581	5.1

\* 01015C 之診察費與檢傷分級第三級相近，故後續分析視為第三級

表 4-2 非緊急急診病人常見主診斷(依人次排列)

ICD-9-CM	主診斷	人次	%
78900	腹痛	6,436	5.8
7804	眩暈	6,312	5.7
7806	發燒	5,981	5.4
5589	非傳染性胃腸炎及大腸炎	5,409	4.9
5990	泌尿道感染	3,229	2.9
78650	胸痛	2,954	2.7
7840	頭痛	2,686	2.4
4659	急性上呼吸道感染	2,335	2.1
78906	上腹痛	2,234	2.0
486	肺炎	2,136	1.9

### 三、單次急診之病人特性分布

本研究共篩選出 110,338 非外傷急診人次。區域醫療資源方面，本研究將居住地每萬人口執業醫師人數依照平均數分為高中低三組，居住地每萬人口執業醫師人數較高者共占 55.7%；本研究亦將居住地基層醫師占所有執業醫師數的佔率區分為高中低三組，而居住地基層醫師占率低者則有 42.6% 人次。這些非外傷急診人次中，女性多於男性，占總人次的 55.1%；年齡分布上，70 歲以上者最多，占 25.4%；收入方面，有 3.9% 人次屬於低收入戶。CCI 分數方面，沒有共病症者最多，占 49.2%，CCI 分數為 1 或 2 分的病患占 33.2%，CCI 分數大於 3 分者占 17.6%。醫療利用方面，門診就醫次數依樣本第 33、66 百分位等分為三組，門診次數高(超過 28 次)者有 46,318 人次為最多，占 42.0%。門診照護連續性指標(COCI)依樣本第 33、66 百分位等分為三組，照護連續性低(COCI<0.13)者共 38,435 人次為最多，占 34.8%。當次就醫日期方面，68,507 人次發生在非週末或假日，占 62.1%；若分為一週七天，星期日急診人次數最多，占 19.6%。就醫機構層級別分布上，以區域醫院最多，共 57,776 人次，占 52.4%(表 4-3)。

表 4-3 單次急診病人特性之描述性統計

變項	人次	%
居住地每萬人口 執業醫師人數		
低	17,306	15.7
中	31,698	28.7
高	61,334	55.6
居住地基層醫師 占率		
低	46,954	42.6
中	37,738	34.2
高	25,646	23.2
性別		
男	49,498	44.9
女	60,840	55.1
年齡(歲)		
20-29	15,243	13.8
30-39	18,720	17.0
40-49	15,331	13.9
50-59	17,943	16.3
60-69	15,115	13.7
$\geq 70$	27,986	25.4
是否為低收入戶		
否	106,030	96.1
是	4,308	3.9
CCI		
0	54,280	49.2
1-2	36,667	33.2
$\geq 3$	19,391	17.6
門診就醫次數		
低(<12)	29,629	26.9
中(12-28)	34,391	31.2
高(>28)	46,318	42.0
COCI		
低(<0.13)	38,435	34.8
中(0.13-0.24)	37,120	33.6
高(>0.24)	34,783	31.5

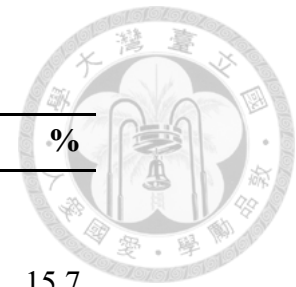
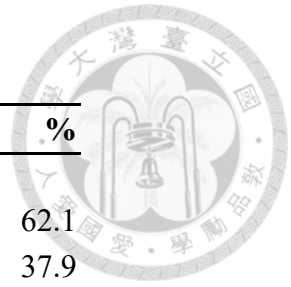


表 4-3 單次急診病人特性之描述性統計(續)

變項	人次	%
是否為假日就醫		
否	68,507	62.1
是	41,831	37.9
星期		
日	21,618	19.6
一	15,329	13.9
二	14,473	13.1
三	14,171	12.8
四	14,079	12.8
五	14,154	12.8
六	16,514	15.0
就醫機構層級別		
醫學中心	28,284	25.6
區域醫院	57,776	52.4
地區醫院	23,767	21.5
基層診所	511	0.5





## 第二節 單次急診之推論性統計

本研究雙變項分析使用卡方檢定檢驗自變項及控制變項與單次急診是否為非緊急急診之相關性。多變項分析採廣義估計方程式(GEE)分析自變項對單次急診是否為非緊急急診的影響。結果分述如下：

### 一、雙變項分析

由表 4-4 可知，全部 110,338 急診人次中，有 20,212 人次屬於非緊急急診。區域醫療資源方面，居住地每萬人口執業醫師人數多者，非緊急急診比例為 20.2%，高於中、低兩組；居住低基層醫師占率低者中，有 20.1% 人次為非緊急急診，比例為三組最高。

女性非緊急急診比例為 18.7%，顯著高於男性。年齡方面，20-29 歲者有 23.7% 人次為非緊急，比例為各年齡層中最高，且年齡越大，非緊急急診的比例越低。低收入戶中非緊急急診人次占 24.6%，顯著高於非低收入戶。共病症方面，沒有共病症者有 21.1% 人次為非緊急急診，高於 CCI 分數為 1 到 2 分和大於 3 分者。

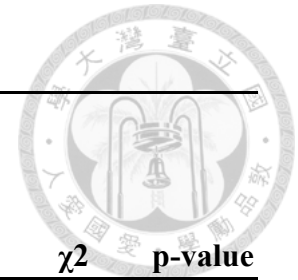
醫療利用部分，門診就醫次數低(少於 12 次)者有 20.9% 人次為非緊急，比例高於門診次數中、高兩組；門診照護連續性低(COCCI<0.13)者有 19.4% 人次屬於非緊急急診，比例也高於照護連續性中、高兩組。就醫日期方面，週末或假日有 20.7% 人次為非緊急急診，顯著高於非假日；若分為一週七天，週日非緊急急診人次占 21.6% 最高，其次為週六 19.5% 人次。就醫機構層級別分布上，地區醫院有 21.3% 人次為非緊急急診，比例高於區域醫院(19.6%)及醫學中心(13.6%)。

表 4-4 單次急診是否為非緊急急診之病人特性比較

變項	是否為非緊急急診				$\chi^2$	p-value
	否 (n=90,126)		是 (n=20,212)			
	n	%	n	%		
居住地每萬人口 執業醫師人數					343.68	<.001
低	14,697	84.9	2,609	15.1		
中	26,490	83.6	5,208	16.4		
高	48,939	79.8	12,395	20.2		
居住地基層醫師 占率					352.85	<.001
低	37,529	79.9	9,425	20.1		
中	30,666	81.3	7,072	18.7		
高	21,931	85.5	3,715	14.5		
性別					16.20	<.001
男	40,688	82.2	8,810	17.8		
女	49,438	81.3	11,402	18.7		
年齡(歲)					950.32	<.001
20-29	11,629	76.3	3,614	23.7		
30-39	14,723	78.6	3,997	21.4		
40-49	12,110	79.0	3,221	21.0		
50-59	14,771	82.3	3,172	17.7		
60-69	12,773	84.5	2,342	15.5		
≥70	24,120	86.2	3,866	13.8		
是否為低收入戶					119.31	<.001
否	86,879	81.9	19,151	18.1		
是	3,247	75.4	1,061	24.6		
CCI					576.96	<.001
0	42,852	78.9	11,428	21.1		
1-2	30,637	83.6	6,030	16.4		
≥3	16,637	85.8	2,754	14.2		
門診就醫次數					200.52	<.001
低(<12)	23,430	79.1	6,199	20.9		
中(12-28)	28,196	82.0	6,195	18.0		
高(>28)	38,500	83.1	7,818	16.9		
COCI					52.35	<.001
低(<0.13)	30,966	80.6	7,469	19.4		
中(0.13-0.24)	30,446	82.0	6,674	18.0		
高(>0.24)	28,714	82.6	6,069	17.4		
是否為假日就醫					216.40	<.001
否	59,878	82.9	12,328	17.1		
是	30,248	79.3	7,884	20.7		

表 4-4 單次急診是否為非緊急急診之病人特性比較(續)

變項	是否為非緊急急診				$\chi^2$	p-value
	否 (n=90,126)		是 (n=20,212)			
	n	%	n	%		
星期					249.89	<.001
	日	16,956	78.4	4,662	21.6	
	一	12,715	82.9	2,614	17.1	
	二	11,928	82.4	2,545	17.6	
	三	11,848	83.6	2,323	16.4	
	四	11,664	82.8	2,415	17.2	
	五	11,723	82.8	2,431	17.2	
	六	13,292	80.5	3,222	19.5	
就醫機構層級別					740.56	<.001
	醫學中心	24,449	86.4	3,835	13.6	
	區域醫院	46,463	80.4	11,313	19.6	
	地區醫院	18,705	78.7	5,062	21.3	
	基層診所	509	99.6	2	0.4	





## 二、GEE 迴歸分析結果

本研究多變項分析以「單次急診是否為非緊急急診」為依變項，使用廣義估計方程式(GEE)，並以個人作為重複測量之單位。在控制病人特性、醫療利用等變項後，分析居住地區域醫療資源對於單次急診是否為非緊急之影響(表 4-5)。

### (一)居住地區域醫療資源

控制其他變項之下，居住地醫療資源(每萬人口執業醫師人數、基層醫師占率)與單次急診是否為非緊急的風險皆有相關。居住地每萬人口執業醫師人數中組單次非緊急急診風險為低組的 0.92 倍( $p=0.03$ )，達統計上的顯著；高組的風險為低組的 1.06 倍( $p=0.2$ )，未達顯著相關。居住地醫師占率中組單次非緊急急診風險為低組的 0.92 倍( $p<.001$ )，高組的風險則為低組的 0.72 倍( $p<.001$ )，皆達統計上的顯著。

### (二)病人特質

分析結果顯示性別與單次是否為非緊急急診的機率無顯著相關 ( $p=0.223$ )。年齡方面，以 20-29 為對照組，30-39 歲者單次非緊急急診的風險為 0.88 倍( $p<.001$ )，40-49 歲者為 0.85 倍( $p<.001$ )，50-59 歲者為 0.79 倍( $p<.001$ )，60-69 歲者為 0.66 倍( $p<.001$ )，70 歲以上者為 0.58 倍( $p<.001$ )，顯示年齡愈高，單次急診屬於非緊急的機率愈低，且達統計上的顯著差異。低收入戶單次急診為非緊急的機率顯著高於非低收入戶，勝算比為 1.23( $p<.001$ )。共病症方面，相較於沒有共病症者，CCI 分數為 1-2 分者及 3 分以上者單次急診為非緊急的勝算比分別為 0.83( $p<.001$ )及 0.72 ( $p<.001$ )，即共病症分數愈高，單次急診為非緊急的機率愈低。

### (三)醫療利用

門診就醫次數與單次非緊急急診的風險無顯著相關。門診就醫次數介於 12 至 28 次者的單次非緊急急診的機率為門診少於 12 次者的 0.97 倍( $p=0.14$ )；門診就醫次數大於 28 次者的風險則為門診少於 12 次者的 1.02 倍( $p=0.46$ )，皆無統計上的顯著差異。門診照護連續性方面，照護連續性中組單次非緊急急診的風險為低組的 0.98 倍( $p=0.45$ )，但未達統計上的顯著；照護連續性高組的風險則為低組的 0.92 倍( $p<0.01$ )，顯著較低。控制其他變項後，就醫日是否為假日與單次非緊急急診風險達顯著相關。假日就醫者單次非緊急急診風險是非假日就醫者的 1.25 倍( $p<.001$ )。

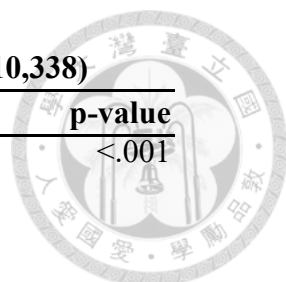


表 4-5 單次急診是否為非緊急急診之 GEE 迴歸分析 (N=110,338)

變項	$\beta$	OR	95%CI	p-value
截距項	-1.129			<.001
居住地每萬人口 執業醫師人數				
低 (參考組)				
中	-0.080	0.92	(0.86-0.99)	0.029
高	0.054	1.06	(0.97-1.15)	0.198
居住地基層醫師 占率				
低 (參考組)				
中	-0.082	0.92	(0.88-0.96)	<.001
高	-0.331	0.72	(0.67-0.77)	<.001
性別				
男 (參考組)				
女	-0.023	0.98	(0.94-1.01)	0.223
年齡(歲)				
20-29 (參考組)				
30-39	-0.132	0.88	(0.83-0.93)	<.001
40-49	-0.163	0.85	(0.80-0.90)	<.001
50-59	-0.235	0.79	(0.74-0.84)	<.001
60-69	-0.415	0.66	(0.61-0.71)	<.001
$\geq 70$	-0.548	0.58	(0.54-0.62)	<.001
是否為低收入戶				
否 (參考組)				
是	0.209	1.23	(1.12-1.36)	<.001
CCI				
0 (參考組)				
1-2	-0.183	0.83	(0.80-0.87)	<.001
$\geq 3$	-0.332	0.72	(0.67-0.77)	<.001
門診就醫次數				
低(<12) (參考組)				
中(12-28)	-0.034	0.97	(0.92-1.01)	0.139
高(>28)	0.020	1.02	(0.97-1.07)	0.462
COCI				
低(<0.13) (參考組)				
中(0.13-0.24)	-0.017	0.98	(0.94-1.03)	0.447
高(>0.24)	-0.082	0.92	(0.88-0.96)	<.001
是否為假日就醫				
否 (參考組)				
是	0.225	1.25	(1.21-1.29)	<.001

### 第三節 歸戶後樣本之描述性統計



本研究篩選出 110,338 急診人次經歸戶後得到樣本共 67,224 人。區域醫療資源方面，居住地每萬人口執業醫師人數多者占 56.3% 為最多；居住地基層醫師占率低者占 56.3% 為最多。其中，女性多於男性，占 57.4%；年齡分布上，以 70 歲以上者最多，占 20.7%，60-69 歲者最少，占 13.5%。樣本多數為非低收入戶，占 97.3%。共病症方面，CCI 分數為 0 者占 57.3% 為最多，CCI 分數 1-2 分者次之，占 30.6%。醫療利用方面，由於門診就醫次數及門診照護連續性分數皆依樣本第 33、66 百分位等分為三組，各組約占 33.3% (表 4-6)。

67,224 位急診病人中，有 15,491 人曾有一次以上的非緊急急診利用。85.5% 的病人只有一次非緊急急診，9.9% 有兩次，4.4% 有三次或以上的非緊急急診利用，次數最高者為 87 次 (圖 4-1)。

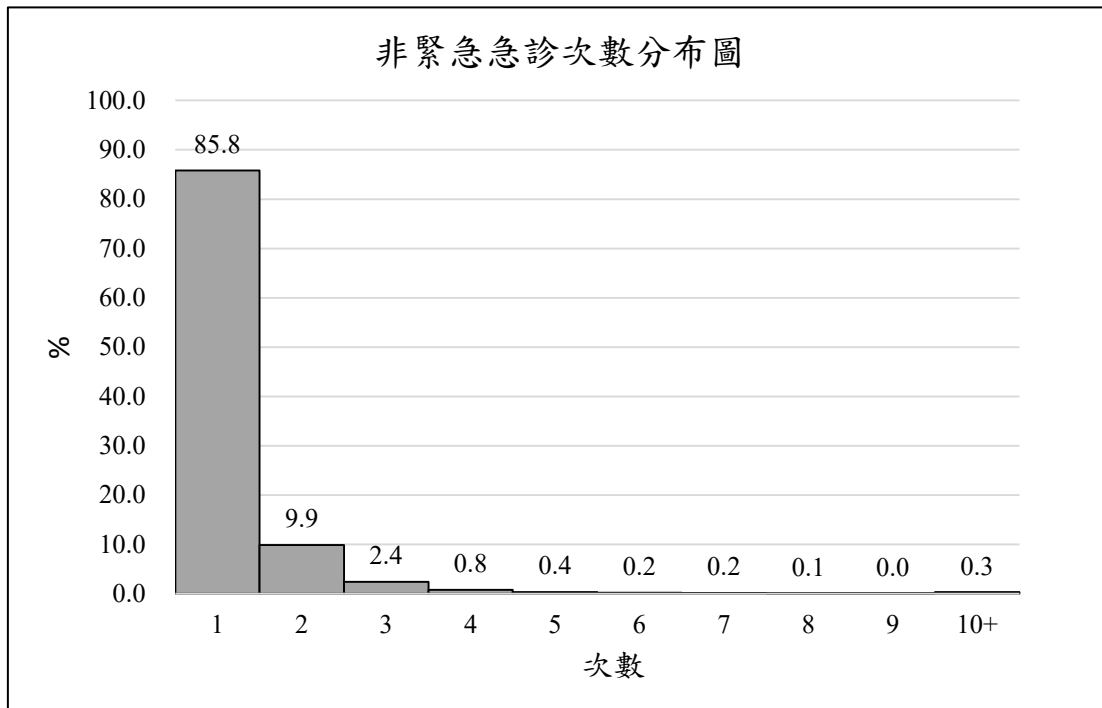


圖 4-1 非緊急急診利用者次數分布圖

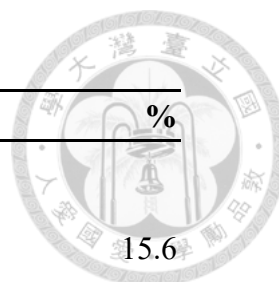


表 4-6 歸戶後樣本特性之描述性統計 (n=67,224)

變項	n	%
居住地每萬人口 執業醫師人數		
低	10,503	15.6
中	18,871	28.1
高	37,850	56.3
居住地基層醫師 占率		
低	28,719	42.7
中	22,623	33.7
高	15,882	23.6
性別		
男	28,626	42.6
女	38,598	57.4
年齡(歲)		
20-29	10,513	15.6
30-39	12,673	18.9
40-49	9,678	14.4
50-59	11,389	16.9
60-69	9,078	13.5
≥70	13,893	20.7
低收入戶		
否	65,429	97.3
是	1,795	2.7
CCI		
0	38,503	57.3
1-2	20,582	30.6
≥3	8,139	12.1
門診就醫次數		
低(<12)	22,461	33.4
中(12-28)	22,247	33.1
高(>28)	22,516	33.5
COCI		
低(<0.13)	22,399	33.3
中(0.13-0.24)	22,424	33.4
高(>0.24)	22,401	33.3

#### 第四節 歸戶後樣本之推論性統計

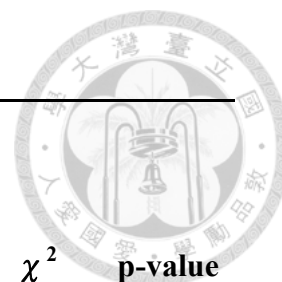
歸戶後的樣本首先以卡方檢定比較有無非緊急急診之病人特性，再使用二部模型進行多變項分析。第一階段以羅吉斯迴歸分析有無非緊急急診利用之因素；第二階段使用負二項迴歸針對有非緊急急診利用者 15,941 人進行分析，結果分述如下：

##### 一、雙變項分析結果

由表 4-7 可知，除了性別之外，居住地每萬人口執業醫師人數、居住地基層醫師比率、年齡、是否為低收入戶、共病症、門診就醫次數及門診照護連續性與有無非緊急急診利用的比例皆有相關，且達統計上的顯著差異。區域醫療資源方面，居住地每萬人口執業醫師人數多(25.6%)、基層醫師比率低(25.7%)的人，有較高的比例有非緊急急診利用。病人特質分布上，20-29 歲(29.0%)、低收入戶(31.0%)、沒有共病症(25.1%)者，有較高的百分比有非緊急急診利用，性別分布上則沒有顯著差異( $p=0.51$ )。醫療利用方面，門診就醫次數低(24.5%)、門診照護連續性低(26.2%)者，有非緊急急診利用的比例較高。



表 4-7 有無非緊急急診利用者之病人特性比較 (n=67,224)



變項	非緊急急診利用				$\chi^2$	p-value
	無 (n=51,283)		有 (n=15,941)			
	n	%	n	%		
居住地每萬人口 執業醫師人數					177.30	<.001
低	8,358	79.6	2,145	20.4		
中	14,765	78.2	4,106	21.8		
高	28,160	74.4	9,690	25.6		
居住地基層醫師 占率					220.79	<.001
低	21,330	74.3	7,389	25.7		
中	17,171	75.9	5,452	24.1		
高	12,782	80.5	3,100	19.5		
性別						
男	21,874	76.4	6,752	23.6		
女	29,409	76.2	9,189	23.8		
年齡(歲)					348.32	<.001
20-29	7,468	71.0	3,045	29.0		
30-39	9,419	74.3	3,254	25.7		
40-49	7,308	75.5	2,370	24.5		
50-59	8,761	76.9	2,628	23.1		
60-69	7,235	79.7	1,843	20.3		
≥70	11,092	79.8	2,801	20.2		
低收入戶					54.59	<.001
否	50,045	76.5	15,384	23.5		
是	1,238	69.0	557	31.0		
CCI					99.02	<.001
0	28,830	74.9	9,673	25.1		
1-2	16,098	78.2	4,484	21.8		
≥3	6,355	78.1	1,784	21.9		
門診就醫次數					14.57	<.001
低(<12)	16,962	75.5	5,499	24.5		
中(12-28)	17,142	77.1	5,105	22.9		
高(>28)	17,179	76.3	5,337	23.7		
COCI					137.26	<.001
低(<0.13)	16,535	73.8	5,864	26.2		
中(0.13-0.24)	17,161	76.5	5,263	23.5		
高(>0.24)	17,587	78.5	4,814	21.5		



## 二、二部模型—羅吉斯迴歸分析結果

研究結果發現，控制病人特質與醫療利用後，居住地醫療資源與非緊急急診風險有顯著相關。居住地每萬人口執業醫師人數低者非緊急急診的風險最高，與高組無顯著差異(OR=0.98,  $p=0.274$ )；中組有非緊急急診的風險則顯著低於低組(OR=0.89,  $p<.001$ )。居住地基層醫師占率高者非緊急急診的風險顯著較低，中組與高組的風險分別為低組的 0.92 倍和 0.70 倍。

病人特質方面，女性有非緊急急診的勝算比略小於男性(OR=0.95,  $p=0.01$ )；年齡方面，非緊急急診之風險最高為 20-29 歲者，且與年齡呈負相關，70 歲以上者最少發生非緊急急診(OR=0.60,  $p<.001$ )。相較於非低收入戶，低收入戶非緊急急診風險顯著較高(OR=1.38,  $p<.001$ )。共病症方面，沒有共病症者非緊急急診的風險最高，其次為 CCI 分數大於 3 者，兩者無顯著差異(OR=0.92,  $p=0.214$ )，CCI 分數為 1 或 2 分者非緊急急診的風險則顯著低於沒有共病症者(OR=0.91,  $p=0.023$ )。

醫療利用部分，門診就醫次數愈高，非緊急急診利用的風險也愈高，中組與高組的風險分別為低組的 1.07 倍和 1.27 倍，皆達統計上的顯著差異；門診照護連續性高者非緊急急診的風險顯著低於照護連續性低者(OR=0.83,  $p<.001$ )，中組的與低組風險則沒有顯著差異(OR=0.91,  $p=0.87$ ) (表 4-8)。

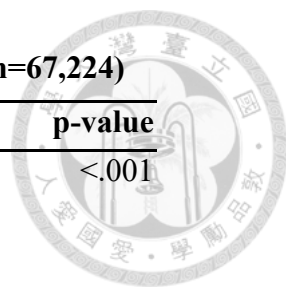


表 4-8 有無非緊急急診與其相關因素之羅吉斯迴歸分析 (n=67,224)

變項	$\beta$	OR	(95%CI)	p-value
截距項	-1.085			<.001
居住地每萬人口 執業醫師人數				
低	(參考組)			
中	-0.068	0.89	(0.83-0.96)	<.001
高	0.022	0.98	(0.90-1.06)	0.274
居住地基層醫師 占率				
低	(參考組)			
中	0.068	0.92	(0.89-0.96)	<.001
高	-0.216	0.70	(0.64-0.75)	<.001
性別				
男	(參考組)			
女	-0.024	0.95	(0.92-0.99)	0.010
年齡(歲)				
20-29	(參考組)			
30-39	0.126	0.85	(0.80-0.90)	<.001
40-49	0.053	0.79	(0.74-0.84)	0.015
50-59	-0.024	0.73	(0.69-0.78)	0.244
60-69	-0.211	0.61	(0.56-0.65)	<.001
$\geq 70$	-0.232	0.60	(0.55-0.64)	<.001
是否為低收入戶				
否	(參考組)			
是	0.159	1.38	(1.24-1.52)	<.001
CCI				
0	(參考組)			
1-2	-0.035	0.91	(0.87-0.95)	0.023
$\geq 3$	-0.026	0.92	(0.86-0.98)	0.214
門診就醫次數				
低(<12)	(參考組)			
中(12-28)	-0.038	1.07	(1.02-1.12)	0.004
高(>28)	0.138	1.27	(1.20-1.34)	<.001
COCI				
低(<0.13)	(參考組)			
中(0.13-0.24)	0.002	0.91	(0.87-0.95)	0.875
高(>0.24)	-0.096	0.83	(0.79-0.87)	<.001



### 三、二部模型—負二項迴歸分析結果

迴歸分析結果顯示，控制病人特質與醫療利用變項後，居住地每萬人口執業醫師人數與非緊急急診次數沒有顯著相關。居住地基層醫師占率中組與低組的非緊急急診次數並無顯著差異，但居住地基層醫師占率高者非緊急急診次數比低組少了 8% $((0.92-1)*100\%)$ ，且達統計上的顯著。

67,224 位急診病人中，共 15,941 位曾有過非緊急急診利用。病人特質方面，女性非緊急急診次數顯著少於男性( $p=0.03$ )。年齡愈大，非緊急急診次數愈低，50 歲以上者非緊急急診次數皆顯著低於 20-29 歲，30-39 歲及 40-49 歲者與 20-29 歲之非緊急急診次數沒有顯著差異。低收入戶非緊急急診次數較非低收入戶高出 44% $((1.44-1)*100\%)$ 。共病症分數愈高，非緊急急診次數也愈多，CCI 分數介於 1 到 2 分者和 3 分以上者非緊急急診次數分別比無共病症者高 8% $((1.08-1)*100\%)$ 和 19% $((1.19-1)*100\%)$ 。

醫療利用方面，門診就醫次數愈多者，非緊急急診次數也愈多，達統計上的顯著。門診就醫次數落在中組者非緊急急診次數比門診次數低者高出 8% $((1.08-1)*100\%)$ ，門診次數高者則比門診次數低者高出 26% $((1.26-1)*100\%)$ 。門診照護連續性則與非緊急急診次數沒有顯著相關(表 4-9)。

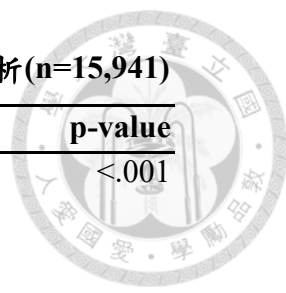


表 4-9 非緊急急診利用次數與其相關因素之負二項迴歸分析(n=15,941)

變項	$\beta$	$e^{\beta}$ (95%CI)	p-value
截距項	0.158		<.001
居住地每萬人口 執業醫師人數			
低	(參考組)		
中	-0.005	0.99 (0.93-1.06)	0.873
高	-0.016	0.98 (0.91-1.06)	0.671
居住地基層醫師 占率			
低	(參考組)		
中	0.010	1.01 (0.98-1.04)	0.557
高	-0.080	0.92 (0.87-0.98)	0.015
性別			
男	(參考組)		
女	-0.032	0.97 (0.94-1.00)	0.030
年齡(歲)			
20-29	(參考組)		
30-39	0.003	1.00 (0.96-1.05)	0.894
40-49	0.041	1.04 (0.99-1.10)	0.109
50-59	-0.103	0.90 (0.86-0.95)	<.001
60-69	-0.104	0.90 (0.85-0.96)	<.001
≥70	-0.068	0.93 (0.88-0.99)	0.017
是否為低收入戶			
否	(參考組)		
是	0.366	1.44 (1.35-1.54)	<.001
CCI			
0	(參考組)		
1-2	0.074	1.08 (1.04-1.12)	<.001
≥3	0.177	1.19 (1.13-1.26)	<.001
門診就醫次數			
低(<12)	(參考組)		
中(12-28)	0.075	1.08 (1.04-1.12)	<.001
高(>28)	0.230	1.26 (1.21-1.31)	<.001
COCI			
低(<0.13)	(參考組)		
中(0.13-0.24)	-0.028	0.97 (0.94-1.01)	0.115
高(>0.24)	-0.004	1.00 (0.96-1.03)	0.836

## 第五章 討論

本章針對研究結果進行討論，分為三節，第一節討論本研究之結果與過去文獻之比較；第二節討論本研究提出之假說是否成立；第三節討論本研究之限制。



### 第一節 重要研究結果之討論

本節分為四部分，依序討論國內非緊急急診之利用情形、區域醫療資源與非緊急急診利用之相關性、其他因素與非緊急急診利用之相關性，以及非緊急急診之政策意涵。

#### 一、國內非緊急急診利用情形

本研究使用全民健保研究資料庫 2010 年承保抽樣歸人檔，一百萬人中於研究期間 2013 年內共有 189,244 筆非外傷(非損傷或中毒或其他外因)急診案件，以全國粗估總人口兩千三百四十萬人推算，研究期間約有 4,428,310 筆急診案件，與衛福部統計處之年度報告統計 4,663,277 筆，誤差在 5%左右，故樣本應足以做為參考並推估全國急診利用情形。

急診檢傷與急迫度分級分布方面，研究對象非緊急急診(第四級與第五級)人次約占總急診人次的 18.3%，與衛福部專案報告的統計結果 25%有些微差距(許銘能, 2013)，可能是因為本研究排除非緊急急診比率較高的嬰幼兒族群(Dinh et al., 2016)，且排除主診斷為損傷或中毒或其他外因的急診利用。

此結果與國內文獻也有所差異，Tsai 及 Chan 的研究同樣使用全民健保資料庫進行分析，其結果顯示國內非緊急急診比率分別為 13.95%及 53.04%(Chan et al., 2013; Tsai et al., 2011)，推論此差異可能是選樣條件及非緊急急診之定義不同所致，此兩篇研究皆使用紐約大學的急診疾病演算法作為非緊急急診的判斷標準。

#### 二、區域醫療資源與非緊急急診利用之相關性討論

本研究發現，在控制病人特性及醫療利用後，區域醫療資源與非緊急急診利用有關。居住地每萬人口執業醫師人數為中間組的非緊急急診機率顯著低於高組和低組，非緊急急診次數三組沒有顯著差異。推測此結果可能是因為國內醫師密

度較高的地區，醫師大多集中在醫院執業，提供的基層醫療服務與中間組差異不大，但此推論尚待證實。居住地基層醫師占率高者非緊急急診利用的機率顯著較低，高組非緊急急診次數顯著低於低組，但與中間組沒有差異。Litaker 的研究探討醫療可近性與門診、急診及住院醫療利用的相關性，結果顯示，相較於醫師人口比，實際投入基層醫療的人力才是重要關鍵(Litaker, Koroukian, & Love, 2005)，與本研究得到的結論一致。

過去研究指出，醫師人力供給與非緊急急診利用相關。Guttman 以兒童急診病人為研究對象，發現居住地基層醫師人口比越低者，發生非緊急急診的機率越高(Guttman, Shipman, Lam, Goodman, & Stukel, 2010)。Parry 的研究指出，居住地每位家庭醫師服務人口數越多的兒童，有非緊急急診的機率較高(Parry et al., 2016)。Mathison 等人以區域非緊急急診比率為依變項也得到相同結論，證明基層照護醫師人口比與非緊急急診利用相關(Mathison et al., 2013)。

Fishman 等人指出，非緊急急診的機率與地區基層醫師密度沒有顯著相關，但居住地附近公立診所密度較高的人，非緊急急診的機率較低(Fishman, McLafferty, & Galanter, 2016)。然而，上述研究中的「基層醫師」多指家庭醫學科、一般內科及一般兒科醫師，非以執業場所區分，與本研究所定義在基層診所服務的醫師不同，研究結果缺乏可比較性。雖無法提供充分佐證，上述研究仍證實基層醫療服務與非緊急急診利用相關。

過去也有研究者採用問卷調查或訪談，以不同變項衡量基層醫療可近性。歸納研究結果可以發現，門診等候時間長、認為診所無法提供完整檢查或處置、無法於非門診服務時間進行諮詢、無法當天預約看診等，皆為非緊急病人選擇至急診就醫的常見理由(Alyasin & Douglas, 2014; Atenstaedt et al., 2015; Durand et al., 2012; Guttman, Zimmerman, & Nelson, 2003)。由此可知，除了基層醫療人力多寡與分布，基層醫療服務的品質也可能會影響民眾選擇就醫場所。

雖然研究證實基層醫療的數量及品質在醫療照護體系中扮演重要角色，加強基層醫療服務對於減少非緊急急診利用的效果仍無定論(Ismail, Gibbons, & Gnani, 2013)。多篇研究指出提高基層醫療可近性有助於減少急診利用(Lowe et al., 2005; van den Berg, van Loenen, & Westert, 2016)。Cowling 的研究發現，基層醫師人口比與急診利用沒有顯著相關，但能即時聯繫基層醫師(如：能在兩天內預約看診)與較

少的急診利用相關(Cowling et al., 2013)。地區基層醫師占率及醫師密度與地區居民急診比率呈負相關(Kravet et al., 2008)。相反地，一篇美國研究指出，增設診所或緊急醫療中心(urgent care center)無法顯著減少該地區的非緊急急診利用(Corwin, Parker, & Brown, 2016)。

### 三、其他因素與非緊急急診利用的相關性討論

本研究結果顯示，病人特性及醫療利用與非緊急急診利用有關。病人特性方面，男性較容易有非緊急急診且次數顯著高於女性。此結果雖與 Backman 和 McHale 的研究結果相符(Backman, Blomqvist, Lagerlund, & Adami, 2010; McHale et al., 2013)，但過去也有許多文獻指出女性非緊急急診利用的機率較高(Bianco et al., 2003; Chen, Cheng, Bennett, & Hibbert, 2015; Fishman et al., 2016; Tsai et al., 2011; Villani & Mortensen, 2013)。Usher-Pines 的一篇系統性回顧則指出非緊急急診利用的性別差異尚無一致的結論(Uscher-Pines et al., 2013)。

年齡分布上，不論是單次急診或歸人後的研究結果皆顯示，年齡越低者非緊急急診利用越多，與國內外文獻的結果相同(Bianco et al., 2003; Chen et al., 2015; Dinh et al., 2016; Moineddin et al., 2011; Unwin, Kinsman, & Rigby, 2016)。雖然過去研究的年齡分層不同，但結果皆指出年輕人相較於老年人更容易有非緊急急診利用。

相較於非低收入戶，低收入戶發生非緊急急診的機率與次數皆較高，與過去研究結果相符(Hefner et al., 2015; Moineddin et al., 2011; Sarver et al., 2002; Villani & Mortensen, 2013)。美國也有研究顯示，投保 Medicaid 或沒有醫療保險的人較容易有非緊急急診利用，醫療費用是影響低收入民眾就醫選擇的重要因子之一(Pukurdpol, Wiler, Hsia, & Ginde, 2014)。國內超過九成九的民眾投保全民健康保險，且低收入戶就醫可免除部分負擔，低收入戶與非低收入戶在非緊急急診利用上仍有顯著差異，值得特別關注。對於低收入戶而言，就醫障礙除了醫療費用外，可能也代表教育或生活環境的弱勢；但受限於次級資料，本研究無法證明此推論是否屬實。

本研究發現，沒有共病症的人較容易有非緊急急診，與 Petersen 等人的研究結果相符(Petersen et al., 1998)。二部模型分析發現，CCI 分數為 3 分以上者非緊急急



診次數與沒有共病者沒有顯著差異。推測這個結果可能是因為 CCI 分數超過 3 分者的總急診次數較多，非緊急急診次數也相對較多。過去也有文獻以有無重大傷病或慢性病個數作為病人健康狀況的替代指標。Tsai 的研究指出，非緊急急診病人多數沒有重大傷病(Tsai et al., 2011)；Lang 等人則發現有慢性病者非緊急急診的風險為沒有慢性病人的 0.62 倍(Lang et al., 1996)。

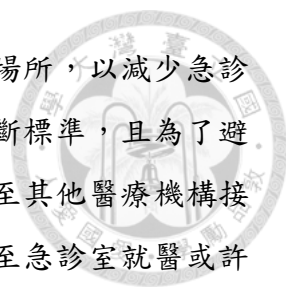
醫療利用方面，門診次數越多，非緊急急診的風險越高，且次數也越多。梁等人以 65 歲以上高齡者為研究對象，結果顯示高診次的老年人非緊急急診的風險為低診次者的 1.17 倍(梁亞文 et al., 2016)，與本研究結果相符。黃等人的研究指出，經常利用急診醫療服務者，較有可能高度利用醫院門診及基層門診服務，作者認為，急診高利用者並非將急診視為基層醫療的替代服務。此結果也顯示病人使用急診醫療服務並不一定是缺乏基層醫療照護，民眾可能會受到其他因素，如就醫經驗或滿意度的影響，而選擇至急診就醫(黃金安, 賴其勛, & 胡哲生, 2006)。

研究結果也指出，門診照護連續性越高，非緊急急診的機率愈低，與兩篇國內研究的結果相符(Chan et al., 2013; 梁亞文 et al., 2016)。國外研究多採用問卷調查，探討是否有固定照護醫師或場所與非緊急急診利用之間的關係；結果發現，相較於缺乏固定照護場所的人，有固定照護場所的人發生非緊急急診的機率較低(Backman et al., 2010; Carret, Fassa, & Domingues, 2009; Shah et al., 1996)。

單次急診的迴歸分析結果顯示，假日就醫者屬於非緊急急診的機率較高，與國內外研究結果一致(Chan et al., 2013; McHale et al., 2013; Pukurdpol et al., 2014)。此結果反映出週末及國定假日因多數診所休診，民眾假日的醫療需求無法被滿足。過去也有文獻指出，增加非診所服務時間(after-hours)的醫療可近性可能有助於減少急診人次(O'Malley, 2013)。

#### 四、非緊急急診之政策意涵

在國內，當基層醫師及醫院門診未提供服務時，急診室是一般民眾即時獲得醫療照護的場所之一，因此，限制非緊急病人至急診就醫並不恰當。全民健保制度下，急診與門診部分負擔差異不大，民眾可自由選擇就醫場所，考量便利性、候診時間、個人偏好及對基層診所信心不足，確實可能導致部分民眾捨棄基層診所轉而至急診就醫。



過去有學者提出將非緊急病人依緊急程度分流至其他就醫場所，以減少急診室人潮，然而，國內外研究對於「非緊急急診」沒有共同的判斷標準，且為了避免錯誤分類影響病患權益，實務上幾乎無法將非緊急病人轉介至其他醫療機構接受照護。此外，藉由提高部分負擔等措施限制非緊急急診病人至急診室就醫或許能降低急診人數，卻有可能影響民眾就醫權益，甚至造成不良的照護結果，反而產生額外的社會成本(Uscher-Pines et al., 2013)。

回顧過去文獻可以發現，「非緊急急診」(nonurgent ED use)與「不當急診」(inappropriate ED use)經常被研究者混用以描述不正確使用急診資源的情形。事實上，兩者的概念不完全相同，「非緊急」是以當次急診病情嚴重或危急的程度為判定，所謂的非緊急急診，是指病患主訴沒有立即的生命危險，稍微延後處理也不致惡化(Booker, Shaw, & Purdy, 2015)。

相反地，「不當」的判定標準較廣，除了病患主訴外，就醫時間、病人的心理因素等皆納入考量，也帶有社會價值判斷的成份(Durand et al., 2011)。本研究使用臺灣急診檢傷與急迫度分類量表，僅就當次急診的病情急迫度為唯一參考標準，不評論其適當性，建議未來研究也應加以釐清「非緊急急診」與「不當急診」之間的差異。

## 第二節 假說驗證



**假說一：**非緊急急診利用情形會因病人特性不同而有差異。

單次急診迴歸分析結果顯示，控制其他變項後，年輕、低收入戶、沒有共病症者為非緊急急診的機率較大，但在性別上沒有顯著差異。二部模型之分析結果則發現，控制其他變項後，男性、年輕、低收入戶、沒有共病症者非緊急急診利用的機率較高，次數也較多。故假說一獲得部分驗證。

**假說二：**非緊急急診利用情形會因醫療利用情形不同而有差異。

由單次急診迴歸分析結果可知，控制其他變項後，門診照護連續性高、假日就醫的人為非緊急急診的機率較低，但門診次數與單次非緊急急診機率沒有顯著相關。二部模型的分析結果顯示，控制其他變項後，門診次數越高，有非緊急急診利用的機率越大，且次數也越多；門診照護連續性較高的人，發生非緊急急診利用的機率低於照護連續性低的人，但次數則沒有顯著差異。故假說二獲得部分驗證。

**假說三：**控制病人特質及醫療利用後，非緊急急診利用情形會因為居住地醫療資源多寡而有差異。

單次急診迴歸分析結果顯示，控制其他變項後，居住地基層醫師占率較高的人為非緊急急診的機率較低，但居住地每萬人口醫師人數與是否為非緊急急診的機率無顯著相關。二部模型的分析結果顯示，控制其他變項後，居住地基層醫師占率高者有非緊急急診利用的風險較低，基層醫師占率最高的組非緊急急診次數顯著高於最低的組，與中組沒有顯著差異。居住地每萬人口醫師人數與非緊急急診利用的機率及次數皆無顯著相關。故假說三獲得部分驗證。

### 第三節 研究限制



- 一、本研究採用次級資料分析，受限於健保資料庫提供之變項，無法將病患就醫時段、教育程度、實際收入等可能影響醫療利用的因素納入討論，亦無法得知非緊急病人選擇至急診就醫的原因。
- 二、國內外研究對於非緊急急診尚無一致定義，本研究以臺灣急診檢傷與急迫度分類量表定義非緊急急診，研究結果難以比較。此外，本研究將地區醫院及基層診所未經檢傷的急診人次併入第三級，可能低估非緊急急診比率。
- 三、本研究雖然參考過去研究的方法，將輕症就醫地做為病患居住地，此作法可能仍有誤差，且無法辨識是否有跨區就醫之情形。
- 四、本研究之依變項區域醫療資源僅以醫師人口比及基層醫師占率為指標，未考量地理因素與交通距離，無法完全反映醫療資源可近性。
- 五、本研究屬於橫斷性研究，僅使用單一年度之急診就醫紀錄進行分析，故無法推論因果關係。

## 第六章 結論與建議

本章分為兩節，第一節總結本研究之重要結果；第二節針對衛生主管機關及後續研究者提出建議。



### 第一節 結論

本研究的目的是為了解國內非緊急急診利用情形，並探討非緊急急診利用的相關因素，包含區域醫療資源、病人特性及醫療利用及等。本研究使用全民健保研究資料庫進行分析，研究納入 2013 年 110,883 急診人次，歸戶後共 67,224 位成年病患作為樣本。

研究結果發現，2013 年國內非外傷急診人次中約有 18.3% 屬於非緊急急診。區域醫療資源方面，居住地基層醫師占率較低的人非緊急急診的機率較高，次數較多。病人特性及醫療利用也與非緊急急診利用相關；病人特性方面，男性、年輕、低收入戶、沒有共病症者發生非緊急急診的機率較高，次數也較多；醫療利用方面，門診照護連續性較低、假日就醫者較容易有非緊急急診。

由此結果可知，提升基層醫療可近性，例如鼓勵基層診所假日開診、增加基層醫療人力供給等，或許能減少非緊急急診利用。另外，本研究也發現，提高門診照護連續性，強化醫病之間的連結，可能可以改變民眾的就醫習慣，避免因非緊急情況至急診就醫。

## 第二節 建議



### 一、對衛生主管機關之建議

國內醫療人力及資源普遍集中於大型醫院，且分級轉診制度尚未落實，部分民眾就醫時可能優先選擇大型醫院。建議衛生主管機關未來制定政策時，應考量區域基層醫療資源供給，加強落實分級轉診制度。此外，週末假日多數醫療院所門診休診，也可能導致急診室的非緊急急診病人比例增加。因此，衛生主管機關除了主動提供假日就醫場所資訊供民眾參考，也可加強教育民眾正確的使用醫療資源，以提升國內緊急醫療資源正確使用效率。

### 二、對未來研究者之建議

本研究利用全民健保研究資料庫進行分析，受限於次級資料，無法將影響醫療服務使用的重要因子如教育程度、就醫時間等納入討論範圍，故建議後續研究者除了使用資料庫外，可搭配問卷或訪談，深入了解非緊急病患至急診就醫之原因。研究設計方面，本研究僅以次醫療區之醫師人口比和基層醫師占率作為衡量區域醫療資源指標，未考慮實際就醫距離及交通因素，建議未來的研究可以使用地理資訊系統，綜合更多變數更精確的評估醫療可近性。

## 參考文獻

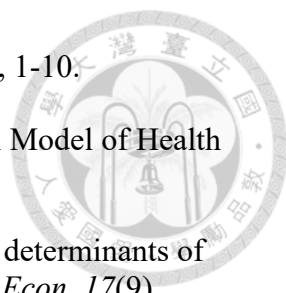


### 中文文獻

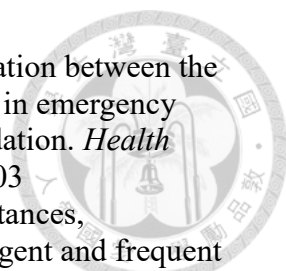
- 中華民國急重症護理學會 (2009)。臺灣急診檢傷與急迫度分級量表。取自 [http://www.taccn.org.tw/upload/site\\_content\\_article/74/TTAS98121801.pdf](http://www.taccn.org.tw/upload/site_content_article/74/TTAS98121801.pdf)
- 朱育增、吳肖琪 (2010)。回顧與探討次級資料適用之共病測量方法[A Review of claims-based Comorbidity Measures]。台灣公共衛生雜誌, 29(1), 頁 8-21。doi: 10.6288/tjph2010-29-01-02
- 朱慧凡、吳肖琪 (2004)。臺灣六十五歲以上榮民住院之相關因素分析[An Analysis of Factors Associated with Hospital Utilization for Senior Veterans in Taiwan]。台灣公共衛生雜誌, 23(4), 頁 297-304。doi: 10.6288/tjph2004-23-04-05
- 江旺財、李衛華、廖芝倩 (2015)。臺灣急診室壅塞的初探。輔仁醫學期刊, 13(4), 頁 223-231。doi: 10.3966/181020932015121304007
- 行政院衛生福利部 (2009)。急診五級檢傷分類基準。
- 行政院衛生福利部 (2012)。挽救生命的第一線 讓急診醫療用在緊急重症病患。全民健康保險雙月刊, 98。
- 李丞華、周穎政、陳龍生、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]。台灣公共衛生雜誌, 23(2), 頁 100-107。doi: 10.6288/tjph2004-23-02-02
- 林民浩、楊安琪、溫在弘 (2011)。利用地區差異與人口學特徵評估全民健保人口居住地變項之推估原則。臺灣公共衛生雜誌, 30(4), 頁 347-360。
- 梁亞文、陳文意、張曉鳳 (2016)。照護連續性對高齡者急診與非緊急急診之影響探討。臺灣公共衛生雜誌, 35(2), 頁 152-163。doi: 10.6288/TJPH201635104084
- 梁亞文、蔡哲宏、陳文意 (2011)。非緊急急診病人特性及其相關因素探討。臺灣公共衛生雜誌, 30(5), 頁 505-516。doi: 10.6288/TJPH2011-30-05-10
- 許銘能 (2013)。衛生福利部「急診壅塞分析及對策專案報告」。
- 黃金安、賴其勛、胡哲生 (2006)。急診醫療服務與其它醫療服務之類別間關係。臺灣公共衛生雜誌, 25(5), 頁 384-393。doi: 10.6288/TJPH2006-25-05-07
- 劉介宇、洪永泰、莊義利、陳怡如、翁文舜、劉季鑫等人 (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), 頁 1-22。

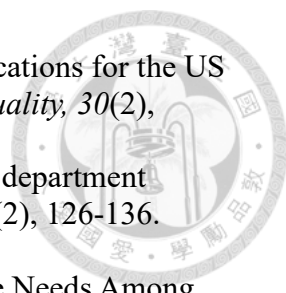
### 英文文獻

- Afilalo, J., Marinovich, A., Afilalo, M., Colacone, A., Leger, R., Unger, B., et al. (2004). Nonurgent emergency department patient characteristics and barriers to primary care. *Academic Emergency Medicine*, 11(12), 1302-1310. doi:10.1197/j.aem.2004.08.032
- Alyasin, A., & Douglas, C. (2014). Reasons for non-urgent presentations to the emergency department in Saudi Arabia. *International Emergency Nursing*, 22(4), 220-225. doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.ienj.2014.03.001
- Andersen, R. M. (1995). Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care:

- 
- Does it Matter? *Journal of Health and Social Behavior*, 36(1), 1-10.  
doi:10.2307/2137284
- Andersen, R. M. (2008). National Health Surveys and the Behavioral Model of Health Services Use. *Medical care*, 46(7), 647-653.  
doi:10.1097/MLR.0b013e31817a835d
- Andrade, L. F., Rapp, T., & Sevilla-Dedieu, C. (2016). Exploring the determinants of endocrinologist visits by patients with diabetes. *Eur J Health Econ*, 17(9), 1173-1184. doi:10.1007/s10198-016-0794-1
- Atenstaedt, R., Gregory, J., Price-Jones, C., Newman, J., Roberts, L., & Turner, J. (2015). Why do patients with nonurgent conditions present to the Emergency Department despite the availability of alternative services? *European Journal of Emergency Medicine*, 22(5), 370-373. doi:10.1097/Mej.0000000000000224
- Backman, A. S., Blomqvist, P., Lagerlund, M., & Adami, J. (2010). Physician assessment of appropriate healthcare level among nonurgent patients. *Am J Manag Care*, 16(5), 361-368. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/20469956>
- Baker, L. C., & Baker, L. S. (1994). Excess cost of emergency department visits for nonurgent care. *Health Aff (Millwood)*, 13(5), 162-171.
- Ballard, D. W., Price, M., Fung, V., Brand, R., Reed, M. E., Fireman, B., et al. (2010). Validation of an Algorithm for Categorizing the Severity of Hospital Emergency Department Visits. *Medical care*, 48(1), 10.1097/MLR.1090b1013e3181bd1049ad.  
doi:10.1097/MLR.0b013e3181bd49ad
- Benahmed, N., Laokri, S., Zhang, W. H., Verhaeghe, N., Trybou, J., Cohen, L., et al. (2012). Determinants of nonurgent use of the emergency department for pediatric patients in 12 hospitals in Belgium. *Eur J Pediatr*, 171(12), 1829-1837. doi:10.1007/s00431-012-1853-y
- Beveridge, R., Ducharme, J., Janes, L., Beaulieu, S., & Walter, S. (1999). Reliability of the Canadian Emergency Department Triage and Acuity Scale: Interrater Agreement. *Ann Emerg Med*, 34(2), 155-159.  
doi:http://dx.doi.org/10.1016/S0196-0644(99)70223-4
- Bianco, A., Pileggi, C., & Angelillo, I. F. (2003). Non-urgent visits to a hospital emergency department in Italy. *Public Health*, 117(4), 250-255.  
doi:10.1016/s0033-3506(03)00069-6
- Bice, T. W., & Boxerman, S. B. (1977). A Quantitative Measure of Continuity of Care. *Medical care*, 15(4), 347-349. Retrieved from [http://journals.lww.com/lww-medicalcare/Fulltext/1977/04000/A\\_Quantitative\\_Measure\\_of\\_Continuity\\_of\\_Care\\_.10.aspx](http://journals.lww.com/lww-medicalcare/Fulltext/1977/04000/A_Quantitative_Measure_of_Continuity_of_Care_.10.aspx)
- Billings, J., Parikh, N., & Mijanovich, T. (2000). Emergency department use: the New York Story. *Issue Brief (Commonw Fund)*(434), 1-12.
- Booker, M. J., Shaw, A. R. G., & Purdy, S. (2015). Why do patients with 'primary care sensitive' problems access ambulance services? A systematic mapping review of the literature. *BMJ Open*, 5(5). doi:10.1136/bmjopen-2015-007726
- Buntin, M. B., & Zaslavsky, A. M. (2004). Too much ado about two-part models and transformation?: Comparing methods of modeling Medicare expenditures. *J Health Econ*, 23(3), 525-542.  
doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.jhealeco.2003.10.005
- Carret, M. L., Fassa, A. C., & Domingues, M. R. (2009). Inappropriate use of emergency services: a systematic review of prevalence and associated factors. *Cad Saude Publica*, 25(1), 7-28.

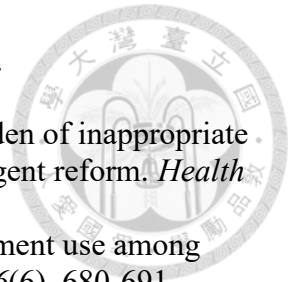


- 
- Chan, C. L., Lin, W., Yang, N. P., & Huang, H. T. (2013). The association between the availability of ambulatory care and non-emergency treatment in emergency medicine departments: a comprehensive and nationwide validation. *Health Policy, 110*(2-3), 271-279. doi:10.1016/j.healthpol.2012.12.003
- Chen, B. K., Cheng, X., Bennett, K., & Hibbert, J. (2015). Travel distances, socioeconomic characteristics, and health disparities in nonurgent and frequent use of Hospital Emergency Departments in South Carolina: a population-based observational study. *BMC Health Serv Res, 15*, 203. doi:10.1186/s12913-015-0864-6
- Cheng, S., Chen, C., & Hou, Y. (2010). A longitudinal examination of continuity of care and avoidable hospitalization: Evidence from a universal coverage health care system. *Archives of Internal Medicine, 170*(18), 1671-1677. doi:10.1001/archinternmed.2010.340
- Corwin, G. S., Parker, D. M., & Brown, J. R. (2016). Site of Treatment for Non-Urgent Conditions by Medicare Beneficiaries: Is There a Role for Urgent Care Centers? *Am J Med, 129*(9), 966-973. doi:10.1016/j.amjmed.2016.03.013
- Cowling, T. E., Cecil, E. V., Soljak, M. A., Lee, J. T., Millett, C., Majeed, A., et al. (2013). Access to primary care and visits to emergency departments in England: a cross-sectional, population-based study. *PLoS One, 8*(6), e66699. doi:10.1371/journal.pone.0066699
- Deyo, R. A., Cherkin, D. C., & Ciol, M. A. (1992). Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative databases. *J Clin Epidemiol, 45*(6), 613-619.
- Dinh, M. M., Berendsen Russell, S., Bein, K. J., Chalkley, D. R., Muscatello, D., Paoloni, R., et al. (2016). Statewide retrospective study of low acuity emergency presentations in New South Wales, Australia: who, what, where and why? *BMJ Open, 6*(5), e010964. doi:10.1136/bmjopen-2015-010964
- Durand, A. C., Gentile, S., Devictor, B., Palazzolo, S., Vignally, P., Gerbeaux, P., et al. (2011). ED patients: how nonurgent are they? Systematic review of the emergency medicine literature. *Am J Emerg Med, 29*(3), 333-345. doi:10.1016/j.ajem.2010.01.003
- Durand, A. C., Palazzolo, S., Tanti-Hardouin, N., Gerbeaux, P., Sambuc, R., & Gentile, S. (2012). Nonurgent patients in emergency departments: rational or irresponsible consumers? Perceptions of professionals and patients. *BMC Res Notes, 5*, 525. doi:10.1186/1756-0500-5-525
- Elshove-Bolk, J., Mencl, F., van Rijswijk, B. T. F., Simons, M. P., & van Vugt, A. B. (2007). Validation of the Emergency Severity Index (ESI) in self-referred patients in a European emergency department. *Emergency Medicine Journal, 24*(3), 170-174. doi:10.1136/emj.2006.039883
- Fishman, J., McLafferty, S., & Galanter, W. (2016). Does Spatial Access to Primary Care Affect Emergency Department Utilization for Nonemergent Conditions? *Health Services Research, n/a-n/a*. doi:10.1111/1475-6773.12617
- Guttman, N., Zimmerman, D. R., & Nelson, M. S. (2003). The many faces of access: reasons for medically nonurgent emergency department visits. *J Health Polit Policy Law, 28*(6), 1089-1120.
- Guttman, A., Shipman, S. A., Lam, K., Goodman, D. C., & Stukel, T. A. (2010). Primary care physician supply and children's health care use, access, and outcomes: findings from Canada. *Pediatrics, 125*(6), 1119-1126. doi:10.1542/peds.2009-2821
- Hefner, J. L., Wexler, R., & McAlearney, A. S. (2015). Primary Care Access Barriers as

- 
- Reported by Nonurgent Emergency Department Users: Implications for the US Primary Care Infrastructure. *American Journal of Medical Quality*, 30(2), 135-140. doi:10.1177/1062860614521278
- Hoot, N. R., & Aronsky, D. (2008). Systematic review of emergency department crowding: causes, effects, and solutions. *Ann Emerg Med*, 52(2), 126-136. doi:10.1016/j.annemergmed.2008.03.014
- Hsia, R. Y., Friedman, A. B., & Niedzwiecki, M. (2016). Urgent Care Needs Among Nonurgent Visits to the Emergency Department. *Jama Internal Medicine*, 176(6), 852-854. doi:10.1001/jamainternmed.2016.0878
- Ismail, S. A., Gibbons, D. C., & Gnani, S. (2013). Reducing inappropriate accident and emergency department attendances: a systematic review of primary care service interventions. *Br J Gen Pract*, 63(617), e813-820. doi:10.3399/bjgp13X675395
- Jelinek, G. A., & Little, M. (1996). Inter-rater reliability of the National Triage Scale over 11,500 simulated occasions of triage. *Emergency Medicine*, 8(4), 226-230. doi:10.1111/j.1442-2026.1996.tb00277.x
- Kravet, S. J., Shore, A. D., Miller, R., Green, G. B., Kolodner, K., & Wright, S. M. (2008). Health care utilization and the proportion of primary care physicians. *Am J Med*, 121(2), 142-148. doi:10.1016/j.amjmed.2007.10.021
- Lang, T., Davido, A., Diakité, B., Agay, E., Viel, J. F., & Flicoteaux, B. (1996). Non-urgent care in the hospital medical emergency department in France: how much and which health needs does it reflect? *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(4), 456-462. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1060319/>
- Lin, Y.-J., Tian, W.-H., & Chen, C.-C. (2011). Urbanization and the utilization of outpatient services under National Health Insurance in Taiwan. *Health Policy*, 103(2-3), 236-243. doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.healthpol.2011.08.007
- Litaker, D., Koroukian, S. M., & Love, T. E. (2005). Context and healthcare access: looking beyond the individual. *Med Care*, 43(6), 531-540.
- Lowe, R. A., Localio, A. R., Schwarz, D. F., Williams, S., Tuton, L. W., Maroney, S., et al. (2005). Association between primary care practice characteristics and emergency department use in a medicaid managed care organization. *Med Care*, 43(8), 792-800.
- Manning, W. G., & Mullahy, J. (2001). Estimating log models: to transform or not to transform? *J Health Econ*, 20(4), 461-494.
- Mathison, D. J., Chamberlain, J. M., Cowan, N. M., Engstrom, R. N., Fu, L. Y., Shoo, A., et al. (2013). Primary care spatial density and nonurgent emergency department utilization: a new methodology for evaluating access to care. *Acad Pediatr*, 13(3), 278-285. doi:10.1016/j.acap.2013.02.006
- McHale, P., Wood, S., Hughes, K., Bellis, M. A., Demnitz, U., & Wyke, S. (2013). Who uses emergency departments inappropriately and when - a national cross-sectional study using a monitoring data system. *BMC Med*, 11, 258. doi:10.1186/1741-7015-11-258
- Moineddin, R., Meaney, C., Agha, M., Zagorski, B., & Glazier, R. H. (2011). Modeling factors influencing the demand for emergency department services in Ontario: a comparison of methods. *BMC Emerg Med*, 11, 13. doi:10.1186/1471-227x-11-13
- Mullahy, J. (1998). Much ado about two: reconsidering retransformation and the two-part model in health econometrics. *J Health Econ*, 17(3), 247-281. doi:http://dx.doi.org/10.1016/S0167-6296(98)00030-7
- Ng, C. J., Yen, Z. S., Tsai, J. C. H., Chen, L. C., Lin, S. J., Sang, Y. Y., et al. (2010). Validation of the Taiwan triage and acuity scale: a new computerised five-level

- triage system. *Emergency Medicine Journal*, 28(12), 1026-1031. doi:10.1136/emj.2010.094185
- Northington, W. E., Brice, J. H., & Zou, B. (2005). Use of an emergency department by nonurgent patients. *The American Journal of Emergency Medicine*, 23(2), 131-137. doi:10.1016/j.ajem.2004.05.006
- O'Malley, A. S. (2013). After-Hours Access To Primary Care Practices Linked With Lower Emergency Department Use And Less Unmet Medical Need. *Health Affairs*, 32(1), 175-183. doi:10.1377/hlthaff.2012.0494
- Parry, Y. K., Ullah, S., Raftos, J., & Willis, E. (2016). Deprivation and its impact on non-urgent Paediatric Emergency Department use: are Nurse Practitioners the answer? *J Adv Nurs*, 72(1), 99-106. doi:10.1111/jan.12810
- Petersen, L. A., Burstin, H. R., O'Neil, A. C., Orav, E. J., & Brennan, T. A. (1998). Nonurgent Emergency Department Visits: The Effect of Having a Regular Doctor. *Medical care*, 36(8), 1249-1255. Retrieved from [http://journals.lww.com/lww-medicalcare/Fulltext/1998/08000/Nonurgent\\_Emergency\\_Department\\_Visits\\_The\\_Effect.12.aspx](http://journals.lww.com/lww-medicalcare/Fulltext/1998/08000/Nonurgent_Emergency_Department_Visits_The_Effect.12.aspx)
- Pukurdpol, P., Wiler, J. L., Hsia, R. Y., & Ginde, A. A. (2014). Association of Medicare and Medicaid insurance with increasing primary care-treatable emergency department visits in the United States. *Academic Emergency Medicine*, 21(10), 1135-1142. doi:10.1111/acem.12490
- Quan, H., Sundararajan, V., Halfon, P., Fong, A., Burnand, B., Luthi, J. C., et al. (2005). Coding algorithms for defining comorbidities in ICD-9-CM and ICD-10 administrative data. *Med Care*, 43(11), 1130-1139.
- Rachel Lu, J. F., & Chiang, T. L. (2011). Evolution of Taiwan's health care system. *Health Econ Policy Law*, 6(1), 85-107. doi:10.1017/s1744133109990351
- Sarver, J. H., Cydulka, R. K., & Baker, D. W. (2002). Usual source of care and nonurgent emergency department use. *Academic Emergency Medicine*, 9(9), 916-923. doi:DOI 10.1111/j.1553-2712.2002.tb02193.x
- Shah, N. M., Shah, M. A., & Behbehani, J. (1996). Predictors of non-urgent utilization of hospital emergency services in Kuwait. *Soc Sci Med*, 42(9), 1313-1323.
- Trzeciak, S., & Rivers, E. (2003). Emergency department overcrowding in the United States: an emerging threat to patient safety and public health. *Emergency Medicine Journal : EMJ*, 20(5), 402-405. doi:10.1136/emj.20.5.402
- Tsai, J. C.-H., Chen, W.-Y., & Liang, Y.-W. (2011). Nonemergent emergency department visits under the National Health Insurance in Taiwan. *Health Policy*, 100(2-3), 189-195. doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.healthpol.2010.10.007
- Tsai, J. C., Liang, Y. W., & Pearson, W. S. (2010). Utilization of emergency department in patients with non-urgent medical problems: patient preference and emergency department convenience. *J Formos Med Assoc*, 109(7), 533-542. doi:10.1016/S0929-6646(10)60088-5
- Unwin, M., Kinsman, L., & Rigby, S. (2016). Why are we waiting? Patients' perspectives for accessing emergency department services with non-urgent complaints. *International Emergency Nursing*, 29, 3-8. doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.ienj.2016.09.003
- Uscher-Pines, L., Pines, J., Kellermann, A., Gillen, E., & Mehrotra, A. (2013). Emergency department visits for nonurgent conditions: systematic literature review. *Am J Manag Care*, 19(1), 47-59. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/23379744>
- van den Berg, M. J., van Loenen, T., & Westert, G. P. (2016). Accessible and continuous primary care may help reduce rates of emergency department use. An

- international survey in 34 countries. *Fam Pract*, 33(1), 42-50.  
doi:10.1093/fampra/cmz082
- Vedovetto, A., Soriani, N., Merlo, E., & Gregori, D. (2014). The burden of inappropriate emergency department pediatric visits: why Italy needs an urgent reform. *Health Serv Res*, 49(4), 1290-1305. doi:10.1111/1475-6773.12161
- Villani, J., & Mortensen, K. (2013). Nonemergent emergency department use among patients with a usual source of care. *J Am Board Fam Med*, 26(6), 680-691.  
doi:10.3122/jabfm.2013.06.120327
- Weiss, A. L., D'Angelo, L. J., & Rucker, A. C. (2014). Adolescent Use of the Emergency Department Instead of the Primary Care Provider: Who, Why, and How Urgent? *Journal of Adolescent Health*, 54(4), 416-420.  
doi:10.1016/j.jadohealth.2013.09.009



## 附錄

### 附錄一、臺大醫院研究倫理委員會同意免審證明



## 國立臺灣大學醫學院附設醫院D研究倫理委員會

Research Ethics Committee D  
National Taiwan University Hospital  
7, Chung-Shan South Road, Taipei, Taiwan 100, R.O.C  
Phone: 2312-3456 Fax: 23951950

### 免審證明

許可日期：2017年2月23日

倫委會案號：201702023W

計畫名稱：區域醫療資源與非緊急急診利用之相關性探討

試驗機構：國立臺灣大學

部門/計畫主持人：健康政策與管理研究所 楊銘欽教授

文件版本日期：【計畫書：2017年1月16日；中文摘要：2017年1月16日】

上述計畫業經本院D研究倫理委員會審查，符合政府相關法律規範之免審範圍。本委員會的運作符合優良臨床試驗準則及政府相關法律規章。計畫主持人須依本院規定通報非預期問題。

主任委員

蔡甫昌

### Certificate of Exempt Review

Date of certificate: Feb 23, 2017

NTUH-REC No.:201702023W

Title of protocol : The Association between Regional Medical Resources and Non-urgent Emergency Department Use.

Trial/Research Institution: National Taiwan University

Department/ Principal Investigator : Institute of Health Policy and Management /  
Professor. Ming-Chin Yang

Version date of documents : 【Protocol: 2017/1/16; Chinese protocol synopsis: 2017/1/16】

The protocol has been reviewed by the Research Ethics Committee D of the National Taiwan University Hospital and comply the categories of exempt in accordance with the governmental laws and regulations. The committee is organized under, and operates in accordance with, the Good Clinical Practice guidelines and governmental laws and regulations.

The investigator is required to report Unanticipated Problems in accordance with the NTUH requirements.

Daniel Fu-Chang Tsai, M.D.

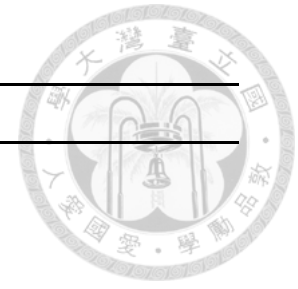
Chairman

Research Ethics Committee D


Daniel Fu-Chang Tsai

## 附錄二、衛生福利部次醫療區劃分

次醫療區域	行政區名稱
1 北區	北投、士林、石門、三芝、淡水
2 西北區	三重、蘆洲、八里、五股、林口、泰山
3 中區	中正、中山、萬華、大同、永和
4 西區	板橋、新莊、樹林、土城、三峽、鶯歌
5 南區	文山、新店、中和、烏來、深坑、石碇、坪林、平溪
6 東區	大安、信義、松山、內湖、南港、汐止
7 不分區	基隆市、金山、萬里、瑞芳、雙溪、貢寮
8 宜蘭	宜蘭、頭城、礁溪、壯圍、員山、大同
9 羅東	羅東、五結、蘇澳、南澳、冬山、三星
10 桃園	大園、蘆竹、桃園、八德、大溪、復興、龜山
11 中壢	觀音、中壢、新屋、楊梅、平鎮、龍潭
12 新竹	新竹市
13 竹北	竹北、新豐、湖口、新埔
14 竹東	竹東、寶山、北埔、峨眉、芎林、橫山、關西、尖石、五峰
15 海線	後龍、西湖、通霄、苑裡
16 苗栗	苗栗、公館、銅鑼、三義、頭屋、獅潭、大湖、泰安、卓蘭
17 中港	竹南、頭份、三灣、南庄、造橋
18 山線	北屯、北區、豐原、石岡、新社、和平、東勢、潭子、后里、神岡
19 海線	西屯、西區、清水、沙鹿、梧棲、龍井、大肚、大甲、外埔、大安、大雅
20 屯區	中區、南區、南屯、東區、霧峰、大里、太平、烏日
21 北彰化	和美、秀水、花壇、芬園、彰化、伸港、線西、鹿港、福興、埔鹽、員林、大村、埔心、永靖、社頭、溪湖
22 南彰化	芳苑、二林、埤頭、竹塘、大城、田中、二水、田尾、北斗、溪州
23 埔里	埔里、仁愛、魚池
24 草屯	國姓、草屯
25 南投	南投、名間、中寮
26 竹山	竹山、鹿谷、集集、水里、信義
27 北港	口湖、北港、水林、元長、四湖
28 虎尾	虎尾、大埤、土庫、西螺、二崙、崙背、褒忠、臺西、東勢、麥寮
29 斗六	斗六、林內、蔴荳、古坑、斗南
30 嘉義	嘉義市、水上
31 阿里山	民雄、竹崎、番路、中埔、阿里山、大埔、梅山、大林、溪口、新港
32 太保	朴子、六腳、東石、布袋、太保、鹿草、義竹
33 新營	白河、後壁、東山、柳營、六甲、鹽水、新營、下營、大內、官田、麻豆、佳里、學甲、北門、將軍、七股
34 永康	安南、楠西、玉井、左鎮、南化、新化、善化、安定、新市、山上、西港、永康
35 臺南	東區、中西區、北區、安平、南區、仁德、歸仁、關廟、龍崎



(續)



次醫療區域	行政區名稱
36 岡山	楠梓、左營、岡山、橋頭、燕巢、田寮、阿蓮、路竹、永安、彌陀、梓官、茄萣、湖內、仁武、大社
37 高雄	三民、小港、前金、前鎮、苓雅、新興、鼓山、旗津、鹽埕、鳳山、大樹、鳥松、林園、大寮
38 旗山	旗山、美濃、六龜、甲仙、杉林、內門、茂林、桃源、那瑪夏
39 屏東	屏東、萬丹、長治、麟洛、九如、里港、鹽埔、三地門、霧臺、瑪家、高樹、萬巒、竹田、泰武、內埔
40 東港	東港、新園、林邊、南州、佳冬、琉球、崁頂、新埤、潮州、來義
41 枋寮	枋寮、春日、枋山、獅子
42 恆春	恆春、車城、滿州、牡丹
43 不分區	馬公、湖西、白沙、西嶼、望安、七美
44 臺東	臺東、卑南、綠島、蘭嶼
45 關山	關山、池上、海端、鹿野、延平
46 成功	成功、長濱、東河
47 大武	大武、達仁、金峰、太麻里
48 花蓮	秀林、新城、花蓮、吉安、壽豐
49 鳳林	萬榮、鳳林、光復、豐濱
50 玉里	玉里、富里、卓溪、瑞穗

附錄三、Charlson Comorbidity Index(CCI) ICD-9 碼清單 (Quan, 2005)

Comorbidities	ICD-9-CM Codes
Myocardial infarction	410.x, 412.x
Congestive heart failure	398.91, 402.01, 402.11, 402.91, 404.01, 404.03, 404.11, 404.13, 404.91, 404.93, 425.4–425.9, 428.x
Peripheral vascular disease	093.0, 437.3, 440.x, 441.x, 443.1–443.9, 47.1, 557.1, 557.9, V43.4
Cerebrovascular disease	362.34, 430.x–438.x
Dementia	290.x, 294.1, 331.2
Chronic pulmonary disease	416.8, 416.9, 490.x–505.x, 506.4, 508.1, 508.8
Rheumatic disease	446.5, 710.0–710.4, 714.0–714.2, 714.8, 725.x
Peptic ulcer disease	531.x–534.x
Mild liver disease	070.22, 070.23, 070.32, 070.33, 070.44, 070.54, 070.6, 070.9, 570.x, 571.x, 573.3, 573.4, 573.8, 573.9, V42.7
Diabetes without chronic complication	250.0–250.3, 250.8, 250.9
Diabetes with chronic complication	250.4–250.7
Hemiplegia or paraplegia	334.1, 342.x, 343.x, 344.0–344.6, 344.9
Renal disease	403.01, 403.11, 403.91, 404.02, 404.03, 404.12, 404.13, 404.92, 404.93, 582.x, 583.0–583.7, 585.x, 586.x, 588.0, V42.0, V45.1, V56.x
Any malignancy, including lymphoma and leukemia, except malignant neoplasm of skin	140.x–172.x, 174.x–195.8, 200.x–208.x, 238.6
Moderate or severe liver disease	456.0–456.2, 572.2–572.8
Metastatic solid tumor	196.x–199.x
AIDS/HIV	042.x–044.x



附錄表 4-1 有無非緊急急診與其相關因素之羅吉斯迴歸分析結果

變項	模型一			模型二			模型三		
	OR	95%CI	p-value	OR	95%CI	p-value	OR	95%CI	p-value
<b>居住地每萬人口執業醫師人數</b>									
	低 (參考組)			--	--	--			
	1.09	(1.03, 1.16)	0.009	--	--	--	0.89	(0.83, 0.96)	<.001
	1.34	(1.27, 1.41)	<.001	--	--	--	0.98	(0.90, 1.06)	0.278
<b>居住地基層醫師占率</b>									
	低			--	--	--			
	--	--	--	0.91	(0.88, 0.95)	<.001	0.92	(0.89, 0.96)	<.001
	--	--	--	0.69	(0.66, 0.73)	<.001	0.69	(0.64, 0.75)	<.001
<b>性別</b>									
	男 (參考組)								
	0.95	(0.92, 0.99)	0.007	0.95	(0.92, 0.99)	0.006	0.95	(0.92, 0.99)	0.006
<b>年齡(歲)</b>									
	20-29 (參考組)								
	0.85	(0.80, 0.90)	<.001	0.85	(0.81, 0.91)	<.001	0.85	(0.80, 0.90)	<.001
	0.80	(0.75, 0.85)	0.016	0.79	(0.74, 0.85)	0.018	0.80	(0.75, 0.85)	0.017
	0.74	(0.69, 0.79)	0.258	0.74	(0.69, 0.79)	0.251	0.74	(0.69, 0.79)	0.271
	0.62	(0.57, 0.66)	<.001	0.61	(0.57, 0.66)	<.001	0.61	(0.57, 0.66)	<.001
	0.61	(0.57, 0.65)	<.001	0.60	(0.56, 0.65)	<.001	0.60	(0.56, 0.65)	<.001
<b>是否為低收入戶</b>									
	否 (參考組)								
	1.39	(1.25, 1.54)	<.001	1.38	(1.24, 1.52)	<.001	1.38	(1.24, 1.53)	<.0001
<b>CCI</b>									
	0 (參考組)								
	0.89	(0.85, 0.94)	0.007	0.89	(0.85, 0.94)	0.006	0.89	(0.85, 0.94)	0.007
	0.90	(0.84, 0.96)	0.088	0.90	(0.84, 0.96)	0.085	0.90	(0.84, 0.96)	0.079
<b>門診就醫次數</b>									
	低(<12) (參考組)								
	1.07	(1.02, 1.12)	0.004	1.07	(1.02, 1.12)	0.005	1.07	(1.02, 1.12)	0.005
	1.28	(1.21, 1.35)	<.001	1.28	(1.21, 1.35)	<.001	1.28	(1.21, 1.35)	<.001
<b>COCI</b>									
	低(<0.13) (參考組)								
	0.91	(0.87, 0.95)	0.912	0.91	(0.87, 0.95)	0.897	0.91	(0.87, 0.95)	0.863
	0.83	(0.79, 0.87)	<.001	0.83	(0.79, 0.87)	<.0001	0.83	(0.79, 0.87)	<.001
AIC	72952.1			72882.8			72865.3		
-2 Log L	72920.1			72850.8			72829.3		

附錄表 4-2 非緊急急診次數與其相關因素之負二項迴歸分析結果

變項	模型一			模型二			模型三		
	e <sup>β</sup>	95%CI	p-value	e <sup>β</sup>	95%CI	p-value	e <sup>β</sup>	95%CI	p-value
<b>居住地每萬人口執業醫師人數</b>									
低 (參考組)				--	--	--			
中	1.06	(1.01, 1.11)	0.027	--	--	--	1.00	(0.93, 1.06)	0.893
高	1.07	(1.02, 1.11)	0.004	--	--	--	0.99	(0.92, 1.06)	0.697
<b>居住地基層醫師占率</b>									
低	--	--	--	(參考組)					
中	--	--	--	1.01	(0.98, 1.04)	0.511	1.01	(0.98, 1.04)	0.564
高	--	--	--	0.93	(0.90, 0.97)	0.001	0.92	(0.87, 0.99)	0.017
<b>性別</b>									
男 (參考組)									
女	0.97	(0.94, 1.00)	0.061	0.97	(0.94, 1.00)	0.061	0.97	(0.94, 1.00)	0.061
<b>年齡(歲)</b>									
20-29 (參考組)									
30-39	1.00	(0.96, 1.05)	0.961	1.00	(0.96, 1.05)	0.950	1.00	(0.96, 1.05)	0.950
40-49	1.04	(0.99, 1.09)	0.139	1.04	(0.99, 1.09)	0.151	1.04	(0.99, 1.09)	0.155
50-59	0.90	(0.85, 0.94)	<.001	0.90	(0.85, 0.94)	<.001	0.90	(0.85, 0.94)	<.001
60-69	0.89	(0.84, 0.95)	<.001	0.89	(0.84, 0.95)	<.001	0.89	(0.84, 0.95)	<.001
≥70	0.92	(0.87, 0.97)	0.003	0.92	(0.87, 0.97)	0.003	0.92	(0.87, 0.97)	0.003
<b>是否為低收入戶</b>									
否 (參考組)									
是	1.44	(1.35, 1.54)	<.001	1.44	(1.35, 1.54)	<.001	1.44	(1.35, 1.54)	<.001
<b>CCI</b>									
0 (參考組)									
1-2	1.08	(1.04, 1.12)	<.001	1.08	(1.04, 1.12)	<.001	1.08	(1.04, 1.12)	<.001
≥3	1.24	(1.18, 1.30)	<.001	1.24	(1.18, 1.30)	<.001	1.24	(1.18, 1.30)	<.001
<b>門診就醫次數</b>									
低(<12) (參考組)									
中(12-28)	1.07	(1.03, 1.11)	<.001	1.07	(1.03, 1.11)	<.001	1.07	(1.03, 1.11)	<.001
高(>28)	1.24	(1.19, 1.30)	<.001	1.24	(1.19, 1.30)	<.001	1.24	(1.19, 1.30)	<.001
<b>COCI</b>									
低(<0.13) (參考組)									
中(0.13-0.24)	0.97	(0.94, 1.01)	0.125	0.97	(0.94, 1.01)	0.127	0.97	(0.94, 1.01)	0.128
高(>0.24)	1.00	(0.96, 1.03)	0.956	1.00	(0.96, 1.03)	0.932	1.00	(0.96, 1.03)	0.936
AIC	40682.1			40674.8			40678.5		
BIC	40812.6			40805.3			40824.4		