

# 老人醫療利用的價格效果— 以 921 震災的自然實驗為例

蔡偉德 \*

中央大學產業經濟系

陳芝嘉

東華大學經濟系

余清祥

政治大學統計系

**關鍵詞：**921 震災、老人醫療利用、醫療價格彈性、就醫免部份負擔、非線性差異中之差異估計模型。

**JEL 分類代號：**

---

\* 聯繫作者：蔡偉德，中央大學產業經濟系，桃園縣中壢市中大路 300 號。

## 摘要

本文利用民國 88 年 921 震災後，政府對災民發放 921 震災卡之免部分負擔的優惠為一自然實驗，以災區（南投縣及台中縣）原本即享有就醫免部分負擔的榮民榮譽、並具有災民身份者為控制組，同時以非災區（彰化及雲林縣）的榮民榮譽但非災民者、以及災區領有 921 震災健保卡之災民為兩個實驗組。將差異中之差異分析方法應用於非線性模型（負二項分配迴歸模型及二部模型），分析 65 歲以上老人之健保醫療利用的價格彈性。在控制時間趨勢與族群差異後，本文研究發現：在相同的震災處置效果下，921 震災健保卡之價格補貼顯著提升災民的門診醫療利用 3.24 次（男性樣本則為 3.50 次），門診價格彈性為-0.05（男性樣本為-0.06），但對住院醫療利用卻無明顯地影響，政府的免部分負擔政策期滿終止後，災民的門診醫療利用不再明顯地增加。在控制價格補貼的處置效果下，震災傷害提高老人門診醫療利用 4.63 次（男性樣本為 4.55 次），災後第一年的住院機率增加 10.37%（男性樣本為 12.58%），災後第二年增幅降為 2.66%（男性樣本為 3.29%），災後第三年則無顯著的變化，顯然震災傷害對老人醫療利用的影響大於價格補貼的效果。本文對老人醫療利用的估計結果，可提供政府對天然災害醫療救助補貼及控制老人醫療支出政策參考依據。

## 1. 前言

本研究藉由 1999 年實施「921 震災健保卡」就醫免部分負擔的政策，分析 65 歲以上老人的醫療利用及價格彈性。在醫療費用隨所得成長與人口老化趨勢而不斷攀升的年代中，管控醫療費用的成長率變成政策規劃者必須面對的問題，而醫療需求的價格彈性更是調整醫療價格以抑制醫療費用成長率的參考依據。然而若研究者利用商業醫療保險資料為樣本時，樣本中的被保險者往往選購符合自己醫療利用期待之給付保單，醫療自付價格將因被保險者自我選擇而產生內生性問題，造成醫療需求價格彈性的估計有嚴重的偏誤。為避免保險自我選擇問題，有些研究採用隨機實驗（randomized experiment），探討醫療保險下醫療利用的成本分擔如何影響醫療利用與支出，最著名的研究是 1971 年美國聯邦政府委託 RAND Corporation 進行的健康保險實驗（Health Insurance Experiment，以下簡稱 HIE）。<sup>1</sup>HIE 隨機分配參與實驗者於不同部分負擔比率（coinsurance rate）與醫療支出上限的多個保險方案，有效解決了被保險人自我選擇的內生性問題。研究結果發現門診與住院醫療為互補的關係，醫療支出的價格彈性為-0.2，顯示部份負擔費率對參與者的醫療利用有顯著負向的影響（Manning *et al.*, 1987）。

老年人因生理機能退化，醫療需求往往高於其他年齡族群，且其醫療需求也相對的較無價格彈性。過去的研究顯示影響老人醫療利用的重要經濟因素包括所得與是否有私人醫療保險（Hurd and McGarry, 1997；Buchmueller *et al.*, 2004），而且醫療保險中的成本分擔設計（如自付額（deductible）、部分負擔比例）亦會影響老人醫利用的多寡（Schellhorn, 2001；Van Vliet, 2004），因為被保險人必須隨自付額或部分負擔的改變，

---

<sup>1</sup> RAND 為執行此計畫，於 1974-1981 年之間選取美國六個地區約 2,000 個家庭（共約 5,800 多人）為研究對象，隨機性分配參與實驗的家庭至 14 種不同的論量計酬的健康保險計畫，並且實驗設計多個“成本分擔”方案，包括 0%、25%、50% 及 95% 各類不同的醫療部份負擔費率，及依參與家庭而設計的 5%、10%、與 15% 家庭所得上限之最高醫療花費（maximum dollar expenditures）等，藉由觀察參與者在不同的成本分擔方案下，醫療利用的差異來推算醫療需求價格彈性及保險對健康的影響。

而調整其醫療照護的內容與密度。Chandra *et al.* (2010) 使用 2000-2003 年加州公職人員退休基金 (California Public Employee Retirement System, CalPERs) 資料庫內的醫療利用資料,分析美國 65 歲以上老年人自願性投保的補充性保險 (supplementary insurance) 提高處方藥及門診部分負擔的政策變化,如何影響其醫療利用的行為。其研究結果發現老人的門診服務與藥品使用的醫療價格彈性分別為-0.08 與-0.15,提高部分負擔會減少醫療利用量的結果與 HIE 的研究結果一致;但是補充性保險提高門診與藥品部分負擔之後反而增加 Medicare 住院的醫療利用,顯示門診與住院醫療兩者之間有替代性的效果,此與 Manning *et al.*(1987)研究 HIE 發現門診和住院服務之間是互補性關係的結論不同。又如 Kondo (2009) 以日本政府自 2001 年起補貼 65 歲以上老年人施打流感疫苗的政策為例,估計老人醫療利用的價格彈性。其研究發現,全國或居住在城市的 65 歲以上老年人的價格彈性幾乎為 0,但居住於農村地區的老年人價格彈性則為-1.07,顯示政府實行補貼政策的成效取決於老年人的價格彈性。

台灣於 1995 年 3 月實施全民健康保險後,大幅降低民眾就醫的財務障礙,民眾僅需支付部分負擔,其餘醫療費用皆由健保局給付。因此,「部分負擔」成為民眾健保醫療利用的主要價格,調整部分負擔如同調整民眾健保就醫的價格。由於台灣缺乏全民健保實施前,排除於公、農、勞保等社會保險納保人之醫療利用的資料,研究者無法藉由觀察那些無社會保險者由「完全自費」轉而只支付「健保部分負擔」之價格變化,來估計醫療需求價格彈性。另外,近年來健保局為擷節日益增加的健保醫療支出,多次針對部份負擔金額進行修訂(請參考附錄附表 1),國內學者亦不乏分析受政策影響之民眾,在調整部分負擔之前、之後的醫療利用量的差異,籍此估計價格需求彈性。例如韓幸紋與連賢明(2008)以 2002 年台北市 6 歲以下兒童免部份負擔補助計畫為例,並以台北縣同年齡兒童為控制組,以差異中之差異分析方法 (difference-in-difference, 以下簡稱

DID 法)，探討免部份負擔補助對兒童醫療利用的影響。其研究顯示減免部份負擔平均增加兒童門診醫療利用次數 1.6 次，價格彈性為-0.08。許績天等（2011）以 2005 年健保局提高醫院層級門診部分負擔金額為例，估計部分負擔調高後對民眾就醫機率與次數的影響。然而許績天等（2011）的研究缺乏不受政策影響之參照組，易使醫療利用量的跨時變化受時間趨勢或缺失變數（omitted variables）等系統性因素的影響，而使價格效果的估算失真。

過去李承華等（2000）曾以 921 震災為例，採用 DID 分析方法，設定領取 921 震災卡之災民為實驗組，同地區非災民為參照組，探討災民與非災民在不同層級醫院別與不同科別之醫療服務次數及金額上的差異。作者的研究發現實施免部份負擔期間（88 年 9 月 30 日至 89 年 9 月 30 日止），災民在西醫門診、牙醫門診、中醫門診及住院次數上，分別有 25.8%、26.7%、50.51%以及 15.3%的利用率上升。然而，李承華等（2000）的研究結果無法將災民的醫療利用變化完全歸責於免除部分負擔的價格效果，因為災民只所以成為“災民”，是因其被認定為受 921 地震傷害的民眾，其醫療利用的變化很可能同時融合震災傷害與災民卡醫療補貼的雙重影響，絕非單純來自豁免就醫部分負擔的價格效果。

延續李承華（2000）的研究，本文利用「921 震災健保卡」就醫免部分負擔的政策為一自然實驗（natural experiment），並以民國 87-93 年全民健保資料庫中部四縣市（南投縣、台中縣、彰化縣與雲林縣）居民、年齡在 65 歲以上之高齡民眾為分析樣本，利用非線性的差異中的差異方法（nonlinear difference-in-difference），實證分析就醫價格的變化如何影響老人的醫療利用。然而不同於李承華（2000）的研究，我們聚焦於 65 歲以上老人的醫療利用及需求彈性，此族群的人口數在 1998 年時佔全國人口的比例約有 8.25%，但其健保門、住診的醫療利用費用卻占當時全國健保給付約 29.36%；至 2011

年為止 65 歲以上人口比例增加為 11.15%，而其在健保給付占率已高達 42.79%；由兩個時點增幅的比較，我們可發現老年人口每增加 1%，其在健保給付占率將增加 4.63%，<sup>2</sup> 隨著人口老化與壽命延長的趨勢，老年人口的比例及其醫療利用在健保支出的占率勢必不斷加速攀升，形成健保財務的龐大負擔。因此，了解 65 歲以上人口之醫療利用及其對就醫價格變化的反應，將有助於健保局規劃醫療資源有效利用與抑制醫療費用成長之政策的重要依據。

其次，本文利用 DID 研究方法，藉由政府政策補貼時點的變化，比較不同身份別之族群（災前即享有免部分負擔優惠之榮民榮譽、震災災民與非災民們），在震災前後醫療利用的差異，區隔老人的醫療利用的變化是源自地震傷害或是價格補貼。於估計獲得老人對於價格補貼的醫療利用變動量（即價格效果），我們進一步計算老人的醫療需求價格彈性。

最後，以往運用 DID 方法於分析事件或政策效果的文獻，大多採用線性迴歸模型的設定，其隱含實驗組與控制組之間的差異是不隨時間改變之系統性因素，藉由比較兩者差異在跨期之間的變化可去除系統性因素、突顯實驗組的處置效果（**treatment effect**），此即是線性迴歸模型中實驗組與政策時間點之交叉相乘項係數代表之意義。但是，醫療利用次數是典型的計次資料（**count data**），其值大於或等於 0、且為間斷型的整數（**discrete integer**），其機率分配並非對稱性的常態分配，而是呈現高度偏斜如波瓦松（**Poisson**）或負二項分配（**negative binomial distribution**）的型態，因而醫療利用次數並不適合利用常態分配假設下的線性迴歸模型如最小平方法（以下簡稱 **OLS**）去估計。李承華（2000）

---

<sup>2</sup> 請參考衛生署衛生統計網站：全民健康保險醫療統計年報  
[http://www.doh.gov.tw/CHT2006/DM/DM2\\_2.aspx?now\\_fod\\_list\\_no=9513&class\\_no=440&level\\_no=1](http://www.doh.gov.tw/CHT2006/DM/DM2_2.aspx?now_fod_list_no=9513&class_no=440&level_no=1)；  
[http://www.doh.gov.tw/CHT2006/DM/DM2\\_p01.aspx?class\\_no=25&now\\_fod\\_list\\_no=12046&level\\_no=2&oc\\_no=84113](http://www.doh.gov.tw/CHT2006/DM/DM2_p01.aspx?class_no=25&now_fod_list_no=12046&level_no=2&oc_no=84113)；<http://www.doh.gov.tw/ufile/doc/NHE%202011.pdf>。

及韓幸紋與連賢明(2008)等國內應用 DID 方法於估計政策變化對醫療利用影響的文獻，皆忽略醫療利用次數為計次資料的型態，而以 OLS 估計處置效果，其估計結果勢必有偏誤與產生變異數不一致的問題 (King, 1988; Cameron and Trivedi, 2013)。為順應醫療利用資料的特殊性，我們以非線性的負二項分配迴歸模型及二部模型 (two-part model, Duan et al., 1983) 為 DID 研究設計下的迴歸估計式，分別估計老人的門診利用次數及住院醫療利用。因迴歸模型並非線性的型態，震災傷害或價格補貼的處置效果是否存在，不能直接由 DID 中交叉相乘項的係數大小及顯著性來判定，而是需經由機率函數或應變數條件期望值函數的轉換 (Mullahy, 1999; Athey and Imbens, 2006; Ai and Norton, 2003)。此外，為檢定經非線性函數轉換過之處置效果是否存在，我們佐以 Bootstrap 方法估計處置效果估計值的實證分配及標準差，藉此檢定震災傷害及醫療價格補貼對醫療利用的影響是否達到統計上的顯著性。為突顯使用非線性的負二項分配迴歸模型於計次資料與線性 OLS 估計方法的差別，我們亦比較線性 DID 與非線性 DID 在門診次數之估計結果的差異。

本研究發現在控制震災的影響後，政府免除災民（一年的門診及兩年的住診）就醫免部分負擔的政策，使老人的平均門診次數增 3.24 次（男性老人則為 3.50 次），但住院機率及住院天數則不受價格補貼的影響，門診的價格彈性為 -0.05（男性老人為-0.06）；政府的醫療補貼政策結束後，災民的門診利用次數除時間趨勢與族群差別之外，價格處置效果亦隨之消失。另外，在控制價格補貼之影響後，我們發現 921 震災傷害使災民的平均門診次數增加 4.63 次（男性老人則為 4.55 次），災後第一年住院機率增加 10.37%（男性老人則為 12.58%），第二年增加 2.66%（男性老人則為 3.29%），但不論是男女合計的樣本或僅男性樣本，與震災前相比，災後 1-3 年災民平均住院天數雖然有消長，但皆未達統計上的顯著性。在比較線性與非線性 DID 門診次數估計結果的差異後，我們發

現兩者的估計值在價格處置結果上較為一致，但在震災結果上則有較明顯的差別；同時非線性 DID 對門診次數的估計有較佳的資料配適度，在模型選擇上非線性 DID 優於線性 DID。

本文的研究架構如下：第二節為 921 震災傷亡情形與政府對災民醫療補貼政策的背景說明；第三節為實證資料、樣本分割與變數定義的相關敘述；第四節為實證估計模型介紹與處置效果計算說明；實證結果分析及結論與研究限制分別呈現於第五節及第六節。

## 2. 921 震災災民醫療補貼政策與研究設計背景說明

民國 88 年 9 月 21 日的集集大地震（以下簡稱 921 震災）是台灣近年來死傷最為慘重的強烈地震（芮氏規模 7.3）。根據內政部消防署的統計，921 震災共造成全台 2,415 人死亡（含失蹤），1,441 人重傷，財物損失估計約新台幣 2,920 億元（92 億美元）。全台各縣市的死傷及房屋財產損害，以南投縣、台中縣受損程度最為嚴重，幾乎占全台累計死傷及財損的 75% 以上；鄰近的彰化縣及雲林縣亦有災情，但嚴重程度遠低於南投及台中兩縣（請參考表 1）。而在全台震災死亡人數中，60 歲以上者即占 35.02%，超過 1/3（Liang *et al.*, 2001），顯示老人是受天災傷害影響甚鉅的族群。

震災發生後政府為加強災區民眾之醫療照顧，減低災民之負擔，於民國 88 年 10 月 16 日訂定「921 地震災害受災民眾全民健康保險就醫優惠方案」，凡被保險人及其依附納保眷屬中，有任何一人因震災導致死亡、重傷或所居住之房屋發生全倒、半倒之情事，並依內政部所訂標準領有慰助金者，由中央健康保險局核發「921 震災健保卡」，享有醫



表 1 中部四縣市 921 震災傷亡及房屋損害統計

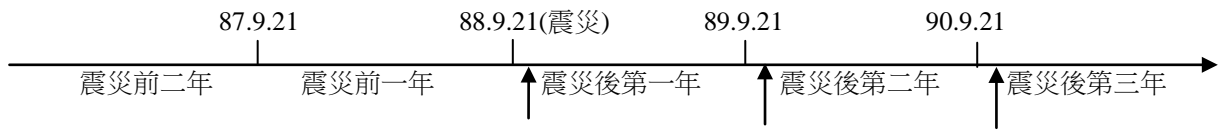
縣市別	死亡(含失蹤)		重傷		房屋全倒		房屋半倒	
	人數	(%)	人數	(%)	戶數	(%)	戶數	(%)
南投縣	886	(36.69%)	678	(47.05%)	23,127	(52.16%)	16,792	(40.33%)
台中縣	1,154	(47.78%)	411	(28.52%)	16,861	(38.02%)	12,341	(29.64%)
彰化縣	28	(1.16%)	11	(0.76%)	1,048	(2.36%)	3,054	(7.34%)
雲林縣	85	(3.52%)	60	(4.16%)	916	(2.07%)	321	(0.77%)
其它縣市	262	(10.85%)	281	(19.50%)	2,386	(5.38%)	9,125	(21.92%)
全台合計	2,415	(100%)	1,441	(100%)	44,338	(100%)	41,633	(100%)

資料來源：本文整理自行政院勞委會於 88 年 10 月 18 日發佈之「921 震災勞動情勢分析新聞稿」(網址 <http://statdb.cla.gov.tw/html/com/h0934.htm>)。

療費用、部分負擔費用及住院膳食費用之優惠，期限至 89 年 9 月 30 日止(衛署健保字第 88065453 號)。之後，健保局賡續辦理就醫之優惠展延措施，住院醫療時免繳住院部分負擔費用(住院膳食費須自付)，另補助重傷者之門診部分負擔費用，期限至 90 年 9 月 30 日止(衛署健保字第 0900009170 號)。換言之，健保局核發的「921 震災健保卡」讓災民自震災起至少享有 1 年的門診、2 年住院醫療的免部分負擔優惠，政府醫療補貼政策的實施及取消時點如圖 1。根據行政院衛生署在 88 年 12 月初的統計，政府總共在災區發放約 35.44 萬張「921 震災健保卡」，其中南投縣與台中縣實際「921 震災健保卡」發放張數分別是 163,061 張(占率 46.1%)及 85,773 張(占率 24.20%)，二縣市 65 歲以上老人領有災民卡的人數估計至少分別為 16,686 人與 5,889 人。<sup>3</sup>震災發生後第一年政府

<sup>3</sup> 政府在南投縣與台中縣發放的震災健保卡張數，分別占該地區人口比例的 30% (163,059/544,038 ×100%) 與 5.67% (83,973/1,481,407 ×100%)。若按內政部在民國 88 年各縣各年齡層人口數統計資料，南投縣與台中縣 65 歲以上人口數分別是 55,621 人與 103,885 人，我們根據二縣人口請領災民卡的比例，預估南投縣與台中縣 65 歲以上老年人領有震災健保卡的人數，應該至少有 16,686 人(55,621×30%)與 5,889 人(103,885×5.67%)。

圖 1 震災前後期間與醫療補貼政策實施時點對照圖



對災民的門住診各項醫療費用(包含部分負擔及膳食費的補貼等)合計高達 48.67 億元。<sup>4</sup>

本文以政府對災民發放「921 震災健保卡」的政策為一個天然實驗，實證分析免除健保部分負擔如何影響 65 歲以上老年人的門、住診醫療利用。首先，由於造成大規模死傷的 921 震災是一個重大且事先無法預知的天然災害，政府對災民發放「921 震災健保卡」完全憑藉震災對健康及財產的傷害達一定程度的條件，沒有地域性及災民其它身份背景的限制，且中部居民自我選擇成為災民（家人傷亡或房屋倒塌），以領取「921 震災健保卡」的可能性極低，因此評量災民醫療利用變化時，「921 震災健保卡」的發放可以視為一個外生的“處置”（treatment）；同理於 921 震災的發生，「震災傷害」對個人醫療利用的影響亦屬於外生處置的概念。

第二，中部四縣市地理位置相鄰，人口結構與風土民情接近，各縣之間民眾醫療利用的行為同質性較高。921 震災主要發生在南投縣與台中縣，彰化縣與雲林縣受到的影響相對較低；因此藉由四縣市跨期、跨區的相互比較，我們可以控制該區域一些系統性或無法觀察之複雜因素（confounding factors），以突顯震災與醫療價格補貼的效果。

第三，在中部四縣市中，921 震災發生前即有一群民眾（榮民及榮眷）享有健保就醫免部分負擔的優惠；而 921 震災發生後，榮民及榮眷成為災民者，亦可領取 921 震災

<sup>4</sup> 「921 震災健保卡」在各縣市發放張數，及政府對災民的門住診各項醫療費用補貼金額，請參考行政院衛生署「921 震災災區醫療資源供需調查報告」，  
[http://www.doh.gov.tw/CHT2006/DM/DM2\\_p01.aspx?class\\_no=79&now\\_fod\\_list\\_no=2404&level\\_no=3&doc\\_no=10335](http://www.doh.gov.tw/CHT2006/DM/DM2_p01.aspx?class_no=79&now_fod_list_no=2404&level_no=3&doc_no=10335)。

健保卡。因中部四縣市居民在災後的醫療利用綜合震災傷害及醫療補貼政策之效果，我們利用下列 4 項條件，區隔震災傷害及價格補貼對醫療利用的處置效果：(1) 在震災前後是否為榮民及榮眷，享有健保就醫免部分負擔的優惠；(2) 震災發生後，是否為領取 921 震災健保卡的災民，享有免部分負擔的就醫補貼；(3) 921 震災健保卡就醫免部分負擔補貼的實施及取消之時間變化；(4) 震災災區（南投縣及台中縣）及非災區（彰化及雲林縣）的居民因震災而產生之醫療利用的差異。此 4 項條件的交互使用，可以幫助我們有效控制震災引發醫療利用的干擾，單獨突顯價格補貼對老人醫療利用的效果。

最後，由於榮民及榮眷是一群身份特殊之族群，而且幾乎全是男性，我們亦針對其被應用於 DID 方法中的控制組的適當性進行討論，我們將比較 65 歲以上之榮民及榮眷與一般老人在醫療利用與死亡率，隨時間趨勢變化的上異同，論述在 DID 方法中榮民榮眷與一般老人的可比較性。

### 3. 資料說明、樣本與變數定義

本研究的資料擷取自國家衛生研究院管理之全民健保資料庫，主要樣本為在民國 87 年全年至 88 年 921 震災前在南投縣、台中縣、彰化縣及雲林縣之醫療院所有任何就診記錄之 65 歲以上的所有老人（約 36.6 萬人，相當接近於內政部依戶籍資料公佈之 65 歲以上老人常住人口數的 36.2 萬），<sup>5</sup>追縱此群民眾的加退保及就醫記錄至民國 93 年年底。由於健保資料庫中除了病患的性別及出生日期之外，我們無法觀察到病患的居住地，只能藉由震災發生的投保地與就診記錄認定民眾的居住縣市。我們以病患輕微疾病的就醫

---

<sup>5</sup> 請參考內政統計年報(<http://sowf.moi.gov.tw/stat/year/list.htm#>) 二、戶政，民國 88 年人口年齡分配－區域別表格中，中部 4 縣 65 歲以上老人人數加總。

地推測病患的居住縣市，而無法經由此條件判定者，則以投保地取代。<sup>6</sup>由於觀察值皆是 65 歲以上高齡者，因輕微疾病遠距離就醫者的可能性不高，再加上多數觀察值已屆工作退休年齡，超過半數的投保職業類別為農民、水利會會員及地區性人口，其居住地與投保地一致的比例相當高。<sup>7</sup>

另外，本文為了完整區分震災前後醫療利用的變化，讓每個觀察值至少含蓋震災前一年、震災後一至三年的觀察期間，我們排除 87 年初至 90 年底四縣市可能死亡的觀察值 54,057 人，以及在地震中因重大傷害死亡者、重大傷病樣本、震災後二週內重傷住院者、低收入戶以及高醫療利用的極端值等。<sup>8</sup>這些被剔除觀察值的醫療利用或許跟震災與疾病有關，但很可能與震災卡的價格補貼導致高醫療利用無關。

在介紹本研究實證分析之前，我們以下先說明及定義相關的使用樣本。第一，我們先自樣本中篩選在震災前後（87/9/21~91/9/21）就享有就醫免部分負擔之 65 歲以上的族群。我們利用承保檔（ID 檔）中的「單位保險類別（UNIT\_INS\_TYPE）」中屬性代號、「身分別（INS\_ID\_TYPE）」與「部份負擔代號」，篩選觀察值符合榮民、榮民遺眷之家

---

<sup>6</sup> 本文認定老人居住地有下列幾個條件：(1)有「居家照護」與「精神社區復健」的就診紀錄者，直接以照護院所所在縣認定居住地；(2)老人在震災前依輕微疾病就醫之基層院所所在縣的出現頻率排序，就醫場所集中於特定縣之比率  $\geq 50\%$  者，認定老人居住在該縣，輕微疾病包括感冒、牙齒定期檢查、皮膚或眼科等疾病；(3)若就醫場所太分散而無法判斷者（只佔樣本觀察值總數的 4.83%），則直接以投保地認定居住地。

<sup>7</sup> 在未確認災民、榮民身份以及剔除不適合之觀察值之前，觀察值投保地與居住地一致的比例為南投縣 77.44%、台中縣 72.15%、彰化縣 86.52% 以及雲林縣 85.99%。若是剔除地震中重大傷亡者、重大傷病者、低收入戶以及高醫療利用的極端值等觀察值，並將觀察值依災民身份與榮民榮眷區分，則投保地與居住地一致的比例，在南投與台中縣災民樣本為 86.26%，彰化與雲林縣非災民的樣本為 88.37%，四縣榮民榮眷則為 100%。

<sup>8</sup> 民國 90 年底以前死亡樣本認定方式為：(1)住院醫療費用清單明細檔中之轉歸代碼註記為“死亡”；(2)有重大傷病就診紀錄，並且在最後一筆就診紀錄之後 2 個月內退保，後續追蹤至 93 年 12 月 31 日皆無就診紀錄與加保計錄；(3)在 87 年 1/1 ~ 90 年 12/31 間有就診紀錄(且為最後一筆就診紀錄)，後續追蹤至 93 年 12 月 31 日皆無就診紀錄與加保計錄，並且在最後一筆就診紀錄之後 2 個月內退保者。至 90 年底以前老人死亡樣本數在南投縣有 9,942 人，台中縣 16,187 人，彰化縣 17,413 人，雲林縣 9,883 人，共 54,057 人。另外，本文亦排除震災後二週內重傷住院者（605 人）、重大傷病患者（41,614 人），低收入戶（4,328 人）、高醫療利用者（一年內門診就診次數超過 120 次者，共 3,760 人），1 年住院天數超過 60 天（3,008 人）。

戶代表，<sup>9</sup>根據健保局的規定此族群就醫享有免部分負擔的優惠。倘若此群觀察值並非 921 地震災民（參考以下說明），則其被定義為D1樣本，共有 15,414 人，南投、台中兩縣有 10,873 人（70.54%），彰化、雲林兩縣有 4,541 人（29.46%）。

二，我們自樣本中認定“災民”身分，健保資料庫在 921 震災後新增「給付類別」與「部份負擔代號」的項目。健保資料庫的門診處方及治療明細檔（CD 檔）與住院醫療費用清單明細檔（DD 檔）中，若病患持 921 震災卡就醫者，則應可由下列二條件加以認定：一是「申報類別(APPL\_TYPE)」為 1（送核）或 2（補報）；其次，醫療「給付類別(GIVE-KIND)」註記為“8”（天然災害）；最後，我們輔以「部份負擔代號(PART\_NO)」註記為“009”（921 震災免部分負擔）做進一步確認。<sup>10</sup>因此，藉由上述條件，我們可以區分中部四縣市的震災災民與非災民。若觀察值符合災民資格、但不符合榮民榮眷身份者，則我們定義此族群為D2樣本，觀察值個數共有 29,391 人，其中 95.25%的災民集中於南投、台中兩縣（共有 26,091 人），只有不到 5%的災民居位於彰化及雲林縣（1,300 人）。

第三，若觀察值“同時”符合上述榮民榮眷及災民身份條件時，則我們定義此族群為D12的樣本。由於此群老人具有榮民或榮眷的資格，其在震災前後皆享有健保就醫皆免部分負擔的優惠，其就醫的價格完全不受 921 震災健保卡實施與取消的影響。此群同是

---

<sup>9</sup> 榮民、榮民遺眷之家戶代表的認定方式是：(1) 承保檔「單位保險類別」中符合安置於社會福利機構或由鄉鎮市區公所投保之榮民榮眷（代號 61）；(2) 符合鄉鎮市區投公所投保之地區性人口與身分別為“榮民、榮民遺眷之家戶代表”(代號 62)。

<sup>10</sup> 在民國 88~89 年期間，台灣唯一的重大天然災害為 921 震災，所以排除其它天然災害適用「給付類別(GIVE-KIND)」註記為"8"的可能性。由於 921 震災發生後一、二月，許多災民尚未領取震災卡，而一旦領取震災卡，可憑震災卡申請之前就醫費用補報或退費（申報類別（APPL\_TYPE）」為 2（補報）。我們曾致電詢問健保局負責給付業務之行政人員，確認上述兩項條件為領有 921 震災健保卡之災民。另外，根據行政院衛生署於 88 年 10 月 16 日之公告「921 地震災害受災民眾全民健保就醫優惠方案」，自震災日起至 88 年 10 月 31 日止，於主要震災地區（其他地區就醫之災民由各特約醫療院所認定）民眾赴健保特約醫療院所就診，無論是否持有健保卡，均免部分負擔外，必需之醫療費用及住院膳食費，一律由健保局先行全額支付(健保資料庫部分負擔註記為“009”)。

榮民、榮眷又是災民的老人共有 1,889 人，在南投、台中縣者有 1,860 人(占 98.46%)，彰化及雲林縣則僅有 29 人。<sup>11</sup>

第四，在中部四縣市的 65 歲以上居民中，若既不是災民、又不具有榮民或榮眷資格者，我們定義其為  $D3$  樣本，共有 244,377 人，其中南投縣與台中縣有 96,668 人(39.56%)，彰化縣與雲林縣 147,709 人(60.44%)。

第五、考量震災主要發生在南投縣與台中縣，而且為明確區隔震災與價格補貼對醫療利用的影響，我們進一步將四縣市中南投縣與台中縣定義為「災區」，以下標  $NT$  代表 ( $N$  為南投縣、 $T$  為台中縣)；將彰化縣與雲林縣定義為「非災區」，以下標  $CY$  代表 ( $C$  為彰化縣、 $Y$  為雲林縣)。 $D1$ 、 $D2$ 、 $D12$  及  $D3$  樣本的分類關係與其在災區( $NT$ )及非災區( $CY$ )之樣本數呈現於附錄附圖 1。

我們假設同樣居住於災區且具災民身份者，不論其身份別，受到震災傷害的影響服從同樣的機率分配，在這些災區災民之中，我們比較榮民榮眷 ( $D12_{NT}$ ) 與領有震災健保卡民眾 ( $D2_{NT}$ ) 在震災前後醫療利用的差異，可突顯價格補貼效果。另外，在同樣是具有榮民榮眷、享就醫免部分負擔優惠者之中，比較居住於災區之災民者 ( $D12_{NT}$ ) 與居住於非災區者 ( $D1_{CY}$ ) 之震災前後醫療利用的差異，則可突顯震災傷害的影響。<sup>12</sup> 而若比較災區災民的  $D2_{NT}$  與非災區非災民之一般民眾 ( $D3_{CY}$ )，則我們理應可以觀察到震

---

<sup>11</sup> 本文經由健保資料庫篩選的南投、台中縣的 65 歲以上災民共有 27,951 人 (26,091+1,860)，相當接近於按老年人口比例推估領取 921 震災健保卡的人數的下限 22,575 人(南投縣 16,686 人與台中縣 5,889 人，請參考附註 3)。

<sup>12</sup> 我們將樣本再細分為災區( $NT$ )與非災區( $CY$ ) 的原因，是為避免在比對震災傷害或價格補貼處置時，出現概念上的混淆；例如，倘若比對同樣居住在南投台中縣重災區之榮民榮眷之中，有領震災健保卡者 ( $D12_{NT}$ ) 與沒有領者( $D1_{NT}$ )的醫療利用差異，雖然震災健保卡的持有可確認受震災處置的影響，但兩者同樣居住於發生芮氏規模 7.3 級強烈地震之重災區，我們很難排除未持有震災健保卡者( $D1_{NT}$ )，其醫療利用完全不受震災的影響。但若比較同是榮民榮眷中領有震災健保卡者 $D12_{NT}$ 與彰化雲林縣未領者  $D1_{CY}$ ，則因彰化雲林縣的震災災情相對輕微許多，震災影響醫療利用的效果較清楚明快地被比對出來。

災發生後，兩個族群的醫療利用差異不止有價格補貼的差異，應還融合震災傷害導致醫療利用增加的效果。樣本之間的族群結構與衡量處置效果之對比關係請參考圖 2。

我們進一步自樣本  $D1_{CY}$ 、 $D12_{NT}$ 、 $D2_{NT}$  及  $D3_{CY}$  樣本觀察值中，建構各相關特性變數與醫療利用的變數—門診次數、住院機率與住院天數。資料擷取期間為震災前 1 年與震災後 1~3 年（視醫療項目補貼長短而定），變數的定義如表 2，個人特性（性別、年齡、投保金額、投保職業類別等）之統計分析呈現於表 3，而各樣本在災前、災後各期間內的醫療利用之年平均值與標準差等統計量則陳列於表 4。

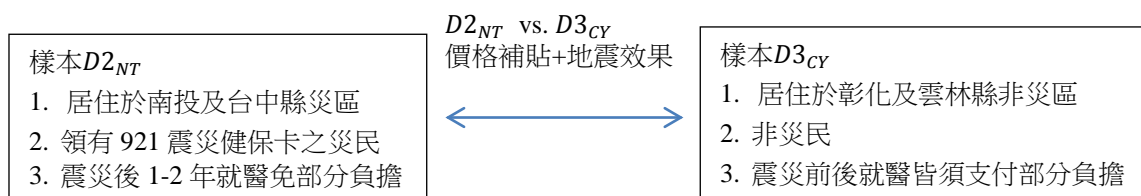
由表 3 可得知屬於榮民榮譽樣本之  $D1_{CY}$  與  $D12_{NT}$  的平均年齡分別為 72.9 歲與 73.06 歲，超過 9 成為男性；榮民榮譽的投保類別被歸類為地區性人口，又因政府補貼無職榮民 70% 保費的緣故，故其投保金額全集中於最低等級的 910~1078 元。 $D2_{NT}$  與  $D3_{CY}$  的樣本之平均年齡分別為 72.25 歲與 72.29 歲，稍低於上述榮民榮譽樣本之平均年齡，但男性比例則只有約 47%（ $D2_{NT}$ ）及 43%（ $D3_{CY}$ ）；而這群 65 歲以上的老人，絕大部分的投保類別為水利、農漁會會員（至少 7 成），投保金額大多集中於 19,200 元。

另一方面，由表 4 各樣本在各期間的醫療利用的平均值可看出，921 震災發生後一年內南投縣與台中縣災民（ $D12_{NT}$  與  $D2_{NT}$ ）的門診次數明顯增加，但彰化縣與雲林縣非

圖 2 樣本結構與衡量處置效果之對比關係



同理於我們...，不比對  $D12_{NT}$  與彰化雲林縣災民  $D2_{CY}$ ，而是比對  $D12_{NT}$  與南投台中縣災民  $D2_{NT}$  的醫療利用差異，就是為控制觀察值在相同震災傷害的環境條件下，分析醫療利用是否對應就醫價格的變化。



註:  $D1$ 、 $D2$ 、 $D12$ 及 $D3$ 樣本的下標代表各縣居民： $N$ 代表南投縣、 $T$ 代表台中縣、 $C$ 代表彰化縣、 $Y$ 代表雲林縣。

災民 ( $D1_{CY}$ 與 $D3_{CY}$ ) 的門診利用次數下降，下降的原因可能健保局在民國 88-89 年調整門診部分負擔的政策 (參考附錄附表 1)，其中新增高診次部分負擔、藥品部分負擔及慢性病連續處方箋調劑的調整方案，皆可能使老人的門診次數下降；<sup>13</sup>震災後第二年各樣本門診次數雖與震災前一年相比，變化幅度不大，但與震災後一年相比，卻明顯增加，此可能與民國 90 年間桃芝與納莉風災重創中部地區有關。在表 4 內我們亦呈現各樣本在區域級醫院以上 (含醫學中心) 及基層院所 (地區醫院及診所) 的平均就診次數。政

表 2 變數定義

變數名稱	定義
<b>應變數</b>	
門診就診次數	各觀察期間的年門診就診次數總和(次)。
住院記錄	各觀察期間內若曾住院者為 1；其餘為 0。
住院天數	各觀察期間內曾住院者，住院天數總和(天)。
<b>自變數</b>	

<sup>13</sup>民國 88 年 8 月 1 日實施之「門診藥品部份負擔」調整方案包含下列二項措施：(1)門診藥品費用 100 元以下，藥品部份負擔為零；100 元以上每增加 100 元須自行負擔 20 元的藥品部分負擔，負擔上限為 100 元。(2)持慢性病連續處方箋 (開藥 28 天以上；給藥日數最多 90 日，一般是分 3 次領藥，每次可拿 28~30 天份) 調劑者，免支付藥品部分負擔。一般有慢性病的老人有誘因持連續處方箋調劑，以降低醫療花費。榮民榮眷享有完全免支付所有 (包括藥品) 部分負擔的優惠，不受「門診藥品部份負擔」政策的影響，但是其亦有誘因持連續處方箋調劑，因為不僅可減少奔波醫療院所舟車勞頓的辛苦，而且也可以減少支付就診掛號費。雖然一般老人與榮民榮眷持連續處方箋調劑之誘因的強度不同，但皆可能因藥品使用天數的延長而降低門診的次數。



T0 (參照組)	= 1, 921 震災前一年(1998/9/21~1999/9/20); = 0, 其它。
T1	= 1, 921 震災後一年(1999/9/21 ~2000/9/30); = 0, 其它。
T2	= 1, 921 震災後二年(2000/10/01 ~2001/9/30); = 0, 其它。
T3	= 1, 921 震災後三年(2001/10/01 ~2002/9/30); = 0, 其它。
D12 <sub>NT</sub> (參照組)	= 1, 南投縣與台中縣之災民、且為榮民榮譽者; = 0, 其它。
D1 <sub>CY</sub>	= 1, 彰化縣與雲林縣之非災民、但為榮民榮譽者; = 0, 其它。
D2 <sub>NT</sub>	= 1, 南投縣與台中縣之災民、但非榮民榮譽者; = 0, 其它。
D3 <sub>CY</sub>	= 1, 彰化縣與雲林縣之非災民、也非榮民榮譽者; = 0, 其它。
性別	男性 = 1; 女性 = 0。
年齡	老人的實際年齡。
年齡平方	老人的實際年齡的平方。
投保金額類別*	
Ins_amt1 (參照組)	= 1, 若投保金額為 1910 元~ 1078 元; = 0, 其它。
Ins_amt2	= 1, 若投保金額為 14010 元~ 18300 元; = 0, 其它。
Ins_amt3	= 1, 若投保金額為 19200 元; = 0, 其它。
Ins_amt4	= 1, 若投保金額為 20100 元~ 38200 元; = 0, 其它。
Ins_amt5	= 1, 若投保金額為 40100 元; = 0, 其它。
投保職業類別	
Ins_Type1	= 1, 若被保險人為公教人員事業者= 1; = 0, 其它。
Ins_Type2	= 1, 若被保險人為公營(非公務員)或民營企業一般受雇者; = 0, 其它。
Ins_Type3	= 1, 若被保險人為職業工會會員; = 0, 其它。
Ins_Type4	= 1, 若被保險人為農民、水利會會員、漁會會員; = 0, 其它。
Ins_Type5 (參照組)	= 1, 若被保險人為地區性人口= 1 (包含在卹遺眷,無依軍眷,軍校軍費生,義務役軍人); = 0, 其它。

\* 健保承保資料檔中投保金額, 若為眷屬資料則以保險人資料代替。

表 3 各樣本相關變數之統計分析

		南投縣與台中縣災民		彰化縣與雲林縣非災民	
		D12 <sub>NT</sub> 榮民榮譽	D2 <sub>NT</sub> 災後享 免部份負擔	D1 <sub>CY</sub> 榮民榮譽	D3 <sub>CY</sub> 災前、災後皆須 支付部分負擔
		n = 1,860	n = 26,091	n = 4,541	n = 147,709
		平均值	標準差	平均值	標準差

性別

男性	0.93	(0.25)	0.47	(0.50)	0.96	(0.21)	0.43	(0.50)
年齡	72.90	(4.26)	72.25	(5.75)	73.06	(4.65)	72.29	5.90
投保金額類別								
910~1078	1.00	(-)	0.123	(0.329)	1.00	(-)	0.096	(0.294)
14,010~18,300	-	(-)	0.041	(0.198)	-	(-)	0.044	(0.204)
19,200	-	(-)	0.728	(0.445)	-	(-)	0.758	(0.428)
20,100~38,200	-	(-)	0.051	(0.220)	-	(-)	0.046	(0.210)
40,100~87,600	-	(-)	0.056	(0.231)	-	(-)	0.056	(0.230)
投保職業類別								
公教人員	-	(-)	0.064	(0.245)	-	(-)	0.063	(0.244)
一般受雇者	-	(-)	0.108	(0.311)	-	(-)	0.119	(0.323)
職業工會會員	-	(-)	0.053	(0.224)	-	(-)	0.052	(0.221)
水利、農漁會會員	-	(-)	0.698	(0.459)	-	(-)	0.720	(0.449)
地區性人口	1.00	(-)	0.077	(0.267)	1.00	(-)	0.046	(0.209)

表 4 各樣本於震災前一年、醫療補助期間及補助結束後之各期間醫療利用統計分析

南投縣與台中縣災民		彰化縣與雲林縣非災民	
$D12_{NT}$	$D2_{NT}$	$D1_{CY}$	$D3_{CY}$
榮民榮譽	災後享免部分負擔	榮民榮譽	災前、災後皆須支付部分負擔
$n = 1,860$	$n = 26,091$	$n = 4,541$	$n = 147,709$
平均數 (標準差)	平均數 (標準差)	平均數 (標準差)	平均數 (標準差)

總門診次數

震災前一年(T0)	39.31	(23.48)	29.61	(22.34)	31.31	(21.72)	26.84	(21.39)
震災後一年(T1)	41.06	(22.71)	34.65	(23.34)	27.44	(19.01)	21.90	(17.18)
震災後二年(T2)	39.32	(23.48)	29.58	(20.72)	34.52	(23.55)	26.25	(20.45)
醫學中心與區域醫院門診次數								
震災前一年(T0)	9.78	(12.93)	2.51	(5.93)	8.34	(12.40)	4.01	(7.35)
震災後一年(T1)	10.84	(13.53)	3.48	(7.13)	7.89	(10.71)	4.09	(6.76)
震災後二年(T2)	11.00	(13.68)	3.39	(6.93)	10.09	(13.51)	5.35	(8.54)
地區醫院與基層診所門診次數								
震災前一年(T0)	29.53	(21.86)	27.10	(21.45)	22.97	(20.10)	22.83	(20.17)
震災後一年(T1)	30.22	(21.16)	31.17	(22.50)	19.55	(17.84)	17.81	(15.96)
震災後二年(T2)	28.32	(21.64)	26.19	(19.81)	24.43	(21.55)	20.90	(18.69)
住院比例 (%)								
震災前一年(T0)	24.62	(43.09)	15.40	(36.10)	25.57	(43.63)	14.21	(34.91)
震災後一年(T1)	31.13	(46.31)	20.92	(40.67)	25.66	(43.68)	14.89	(35.60)
震災後二年(T2)	29.78	(45.74)	20.31	(40.23)	28.36	(45.08)	17.12	(37.67)
震災後三年(T3)	32.37	(46.80)	22.00	(41.43)	29.51	(45.61)	19.33	(39.49)
有住院者住院天數								
震災前一年(T0)	10.92	(11.80)	9.53	(10.39)	10.69	(12.23)	9.45	(10.76)
震災後一年(T1)	12.26	(13.89)	11.18	(12.39)	12.73	(14.55)	9.75	(11.16)
震災後二年(T2)	13.39	(15.81)	11.43	(12.96)	14.08	(15.90)	10.72	(12.51)
震災後三年(T3)	13.26	(15.94)	12.78	(15.03)	15.00	(16.92)	12.87	(15.01)
有住院者 觀察值個數	602		5,741		1,340		28,552	

註：由於使用住院醫療利用的人次不高，因此住院的醫療利用僅考慮震災前後至少有一次住院記錄者。  
另灰色網底的區塊為政府對災民醫療利用補助期間。

府的免部分負擔補貼政策，可能促使災民改變醫療院所利用的組合，多利用醫學中心及區域醫院（當時部分負擔金額各為 150 及 100 元），少利用地區醫院與地方診所（部分負擔金額為 50 元）。由表 4 可看出，災前、災後中部 4 縣的居民於基層院所的平均門診次數占總就診次數的比例相當高（至少 75%），利用區域級以上之醫院的門診次數雖較

少，但大致呈現逐年增加的趨勢，即使在災後第二年政府取消門診免部分負擔，非榮民的災民在高層級醫院的門診利用也未明顯地下降；同時，中部 4 縣高層級醫院極少，交通成本的因素可能是阻礙受補貼災民多利用高層級醫院的重要原因。<sup>14</sup>因此，就醫資料顯示災民並沒有因政府免部分負擔的補貼，而大幅增加越級就醫的行為！老人逐年增加對區域醫院及醫學中心門診的需求，很可能是因健康逐年惡化而需要較複雜醫療的緣故，與政府的補貼政策似乎沒有太大關聯。

住院醫療利用方面，921 震災後一年南投縣與台中縣災民（ $D12_{NT}$ 與 $D2_{NT}$ ）的住院比例與住院天數皆明顯增加，可能是源自於震災立即性的傷害，彰化縣與雲林縣非災民（ $D1_{CY}$ 與 $D3_{CY}$ ）的住院比例與震災前一年相比差異不大，住院天數則是略微增加。921 震災後二至三年有幾個重大風災來襲，以及老年人年歲漸長，各樣本老年人的住院比例有逐年增加的趨勢，但仍可看出災民的住院機率高過非災民，隱含 921 震災對老年人身體健康的傷害可能持續數年。

由於榮民榮眷族群本身絕大部分為男性，僅有極少數為女性。文獻上普遍認為醫療利用存在性別的差異，是因為女性懷孕與生育及平均壽命較長的關係（Cameron *et al.*, 1998）。然而對生理機能逐漸退化的 65 歲以上老人而言，生育子女的因素早已不存在，配偶照護能取代市場醫療利用的程度有限，更遑論未婚（如榮民）、喪偶或婚姻關係解離者亦不乏少數，性別在解釋老人醫療利用不均等的重要性，遠遠不如經濟資源的多寡、慢性病的存在或健康狀況的差異等（Bird *et al.*, 2002；Liu *et al.*, 2012）。由於健保資料並

---

<sup>14</sup>以醫學中心的可近性為例，在921震災發生前，中部4縣內完全沒有任何一家醫學中心等級的醫院（台中榮民總醫院雖是醫學中心，但其地理位置不在中部4縣內）；震災發生後，民國89年5月8日彰化基督教醫院（簡稱彰基）經衛生署評鑑為醫學中心。另外，民國88年時中部4縣內共有7家區域醫院，分別位於南投縣（1家）、台中縣（5家）及彰化縣（1家）。彰基及台中榮總二家醫學中心距離921震災重災區的鄉鎮市仍有一段距離，而重災區南投縣的區域醫院只有1家（其為精神專科醫院），交通成本因素未必使災民會因免部分負擔的補貼而多加利用醫學中心或區域醫院。

無法完整確認老人的健康照護需求、經濟條件及家庭結構，但為避免榮民榮眷與一般老人之間性別比例分配的巨大差異，干擾震災或價格處置效果的估計，我們在進行實證分析時，將同時依不分性別之樣本及男性樣本進行迴歸分析。

另外，Meyer（1995）指出利用 DID 法於評量政策或事件衝擊的一個重要的考量為實驗組與參照組是否可以比較（comparability）。在本研究中，屬於榮民榮眷且又是災民的  $D12_{NT}$  被認定為不受價格補貼政策影響的參照組，對比於領有 921 震災健保卡之災民（ $D2_{NT}$ ）的實驗組；同時， $D12_{NT}$  亦可被認定為接受地震傷害處置之參照組，對比於不受地震影響之非災區榮民榮眷（ $D1_{CY}$ ）的實驗組。由於榮民榮眷除了絕大部分為男性之外，亦是一群身份特殊的族群，在健保資料庫中的“榮民”是指「領有行政院國軍退除役官兵輔導委員會核發的中華民國榮譽國民證或義士證者。」（行政院衛生署中央健康保險局），榮眷則是榮民眷屬或遺眷。由於軍人通常是一群經過健康狀況篩檢的族群，其受天然災害衝擊後健康復原的能力及醫療利用的狀況，可能異於一般民眾，因而在醫療利用的分析中，軍人並非是好的參照組。然而，本文的樣本集中於 65 歲以上的老人，並非是青壯人口的樣本，不論是否單純為男性樣本或兩性樣本的比較，我們認為榮民族群未必不能成為 DID 醫療利用分析中的參照組或實驗組，理由如下。

第一，由於台灣在民國 38 年國民政府撤退來台之前是沒有自己的軍隊，因此在 87 年當時 65 歲以上的榮民應絕大部分是民國 38-41 年之間跟隨國民政府撤退來台的外省籍軍人，這群外省籍軍人在 38 年撤退來台時至少皆已 25 歲以上，國民政府在大陸歷經數年的抗日戰爭與國共內戰，兵源嚴重不足，軍人的徵召應是需求遠大於供給，軍人是否個個皆經過嚴格的體能篩檢是令人存疑的。另外，在國軍退除役官兵輔導委員會榮民文化網頁中，刊載數十位隨國民軍來台之榮民的口述歷史，由榮民口述其從軍背景的記錄中可發現，當時國民政府軍隊招募制度上並不完善，有志從軍者經過報名、簡單考試

即可編入軍隊；另有不少人是無故被抓去從軍，而為順利來台，冒名頂替、虛報軍人身份或學生從軍的個案亦不乏少數，例如：一批山東流亡的學生當時被商定來台的辦法是，凡身高符合防衛司令部所訂的高度者條件者，不論年齡皆編入防衛司令部。<sup>15</sup>這些史料可以佐證當時隨國民政府來台的軍人未必經過健康狀況的篩選。

第二，65歲以上的老人若能歷經戰亂及數十年多次疾病、天災等物競天擇的考驗而存活下來，其健康差異的離散程度應已逐漸縮小；而老人因重大震災而導致健康狀態及醫療利用的變化中，是否具有榮民身份，不應是解釋震災反應差異的關鍵因素，因為震災傷害會集中於特殊身份之族群的可能性極低，而且政府對災民的醫療補助亦無身份類別之差別待遇；同理於「性別」在震災影響的重要性不大，雖然榮民相對於一般老人有極高比例為男性，目前並沒有任何文獻或研究顯示天災對個人健康與醫療利用的影響有性別上的差異。為檢驗65歲以上榮民與非榮民健康上的可比較性，我們檢視民國87-92年中四縣市65歲以上榮民與非榮民男性樣本的平均粗死亡率及標準化死亡率<sup>16</sup>

(standardized mortality rate, SMR) 的差異，<sup>17</sup>在5年的檢視期間，榮民與一般男性的粗死亡率互有高低，但標準化死率卻相當接近，我們以t分配檢定榮民與一般男性老人的標準化死率平均值是否不同，亦未發現兩者有明顯差異。因此，我們的樣本中沒有足夠

---

<sup>15</sup> 國軍退役官兵輔導委員會榮民文化網(網址為 <http://lov.vac.gov.tw/Oralhistory/List.aspx?c=1>)，及林桶法(2009)，《1949大撤退》，台北：聯經出版公司。

<sup>16</sup> 榮民死亡的認定方式與其他樣本相同(參考附註7)。以“退保”來推論榮民死亡應是相當可信的，因為不論榮民是否長住台灣或赴大陸定居，政府負擔每一個榮民眾多福利政策的支出(包括保費支出、就醫優惠與每年17萬多的就養金)，直到榮民死亡為止，而榮民大多高齡需密集醫療照護，其又不需繳交保費，除非死亡，榮民完全無自動退保的誘因；而且若榮民死亡，政府當然不再支付榮民的相關費用，行政程序必然退保。

<sup>17</sup> 考量榮民榮眷與其它全部樣本之間有很大的性別比例差異，一般女性老人的死亡率低於男性老人，為避免性別比例差異造成死亡率比較的偏誤，我們在此只比較男性老人樣本的死亡率。此外，考量榮民與非榮民族群人口年齡結構的不同，我們進一步計算年齡標準化死亡率：我們使用2000年百萬人次抽樣檔中的全國65歲以上男性族群五齡組死亡率作為標準母體(擷取方式與本研究之四縣市樣本擷取方式一致)，每一個族群藉由與標準母體(全國男性民眾)死亡比來比較。標準化死亡比的計算方式是  $SMR = D^j / (\sum_x n m_x^s \cdot n P_x^j)$ ，其中  $D^j$  為榮民(一般民眾)死亡人數， $n P_x^j$  為榮民(一般民眾)到  $x + n$  歲的人數， $n m_x^s$  為標準母體  $x$  到  $x + n$  歲的死亡率。

的證據可以證明 65 歲以上的男性中，榮民的健康（死亡率）是優於一般非榮民者，既然兩者健康狀態無明顯差異，榮民對震災傷害的醫療利用反應不應該異於一般非榮民者。

第三，我們藉由檢視各類樣本在 87-93 年之間醫療利用的趨勢變化，來檢驗實驗組與參照組的可比較性。倘若實驗組與參照組在接受處置之前，或暫時性的處置（如震災及價格補貼）結束後，其醫療利用的時間趨勢仍維持穩定的差異，或是面對其它共同的政策或環境變化（如颱風災害及 SARS 事件等），實驗組與參照組的醫療利用仍有相似的反應，代表並無一些不可觀察因素，促使兩個組別的醫療利用有不同的時間趨勢發展，干擾處置結果衡量的正確性。換言之，實驗組與參照組在未接受處置的狀態下，兩者的醫療利用差異具有時間趨勢上的穩定性，則實驗組與參照組是可比較的 (Meyer, 1995)。

圖 3 顯示  $D1_{CY}$ 、 $D12_{NT}$ 、 $D2_{NT}$  及  $D3_{CY}$  樣本在 87-93 年之間，其門診次數、住院比例及住院者住院天數平均值的季節趨勢，其中左半邊與右半邊的圖形各為兩性樣本與男性樣本各群組的比較。由圖 3 可看出災前災後享有就醫免部分負擔之榮民榮眷 ( $D12_{NT}$  與  $D1_{CY}$ ) 在觀察期間一直是高醫療利用的族群。在門診醫療利用方面，圖 3(a) 顯示自 921 震災發生起一年內，領有震災健保卡的災民之中，榮民榮眷  $D12_{NT}$  與一般民眾  $D2_{NT}$  的門診次數

5：民國 87 年至 92 年中部四縣 65 歲以上榮民與一般男性平均死亡率的比較

		樣本觀察值 個數	粗死亡率	<i>SMR</i> 死亡率	假設檢定
			(1/1000)	平均值	$H_0: (1) = (2)$
			平均值 (標準誤)	平均值 (標準誤)	<i>t</i> 值
民國 87 年	(1) 榮民	24,244	34.15(1.17)	0.797(0.027)	-0.49
	(2) 一般民眾	131,347	37.46(0.52)	0.895(0.013)	
民國 88 年	(1) 榮民	23,416	36.86(1.23)	1.259 (0.038)	0.34
	(2) 一般民眾	126,427	35.78(0.52)	1.179(0.016)	
民國 88 年 921 震災 之前	(1) 榮民	23,416	25.07(1.02)	1.179(0.045)	0.26
	(2) 一般民眾	127,431	24.70(0.44)	1.114(0.019)	

民國 88 年 921 震災 之後	(1) 榮民	22,829	12.09(0.72)	1.537(0.089)	
	(2) 一般民眾	123,304	11.35(0.30)	1.417(0.040)	0.34
民國 89 年	(1) 榮民	22,553	34.81(1.22)	1.334(0.045)	
	(2) 一般民眾	121,904	32.71(.051)	1.290(0.019)	0.17
民國 90 年	(1) 榮民	21,768	34.87(1.24)	1.008(0.035)	
	(2) 一般民眾	117,917	33.08(0.52)	1.004(0.015)	0.17
民國 91 年	(1) 榮民	21,009	38.94(1.33)	1.024(0.035)	
	(2) 一般民眾	114,016	38.41(0.57)	1.045(0.015)	-0.09
民國 92 年	(1) 榮民	20,191	37.00(1.33)	0.879(0.031)	
	(2) 一般民眾	109,637	35.46(0.56)	0.919(0.014)	-0.19

\*、\*\*、\*\*\* 分別代表統計上 10%、5% 及 1% 的顯著性。

皆大幅增加，其中在震災發生後的 4-6 個月內，榮民榮眷  $D12_{NT}$  的就醫次數已回復到震災前的水準，但  $D2_{NT}$  的門診次數卻仍持續攀升，甚至超越非災區非災民的榮民榮眷  $D1_{CY}$  的門診次數。89 年 10 月政府對災民門診醫療補貼期滿後， $D2_{NT}$  的門診次數隨即大幅下降。另外，除政府對災民補貼期間之外，87-93 年間隨數個襲擊台灣中部的風災、<sup>18</sup>民國 91 年 9 月門診部分負擔調整政策<sup>19</sup>及 92 年 SARS 事件，各類別樣本的門診平均次數高低起伏趨勢大致呈現平行的狀況；若只限男性樣本，各類別樣本均值平行發展的狀態更加明顯。

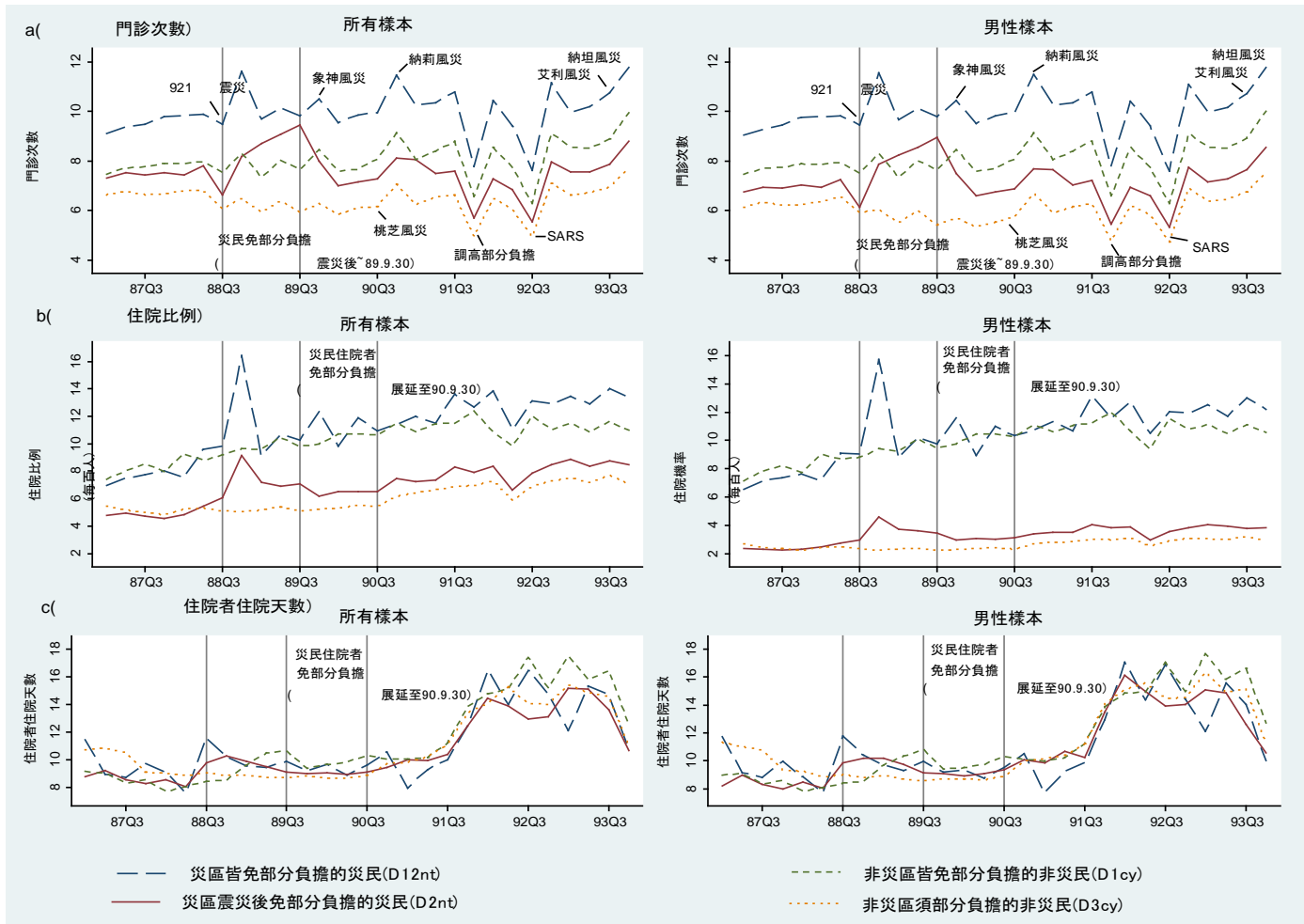
<sup>18</sup> 桃芝風災（90 年 7 月 30 日）與納莉風災（90 年 9 月 30 日）是繼 921 震災之後最重大的天然災害。風災在中部山區帶來豪雨，造成南投多處河川溢堤以及土石流，對 921 震災重創之地區再次造成重大的災情。民間單位財團法人 921 震災重建基金會成立「921 震災重建區桃芝颱風災害救助及安置專案」，補助對象為 921 震災重建區因受桃芝颱風致死、失蹤、房屋倒塌者（請參考 <http://www.taiwan921.lib.ntu.edu.tw/921pdf/FL9006.html>）。圖 3(a)91 年第一季  $D12_{NT}$  的降幅與其他樣本不一致的現象亦反映出 921 震災災民再次遭逢巨大的天然災害之後的復原期要比其他民眾長。

<sup>19</sup> 請參考附表 1。榮民不受門診部分負擔調整的影響，但免除門診檢驗檢查須自負 20% 部份負擔的優惠則是限在榮民醫療體系就醫者，若在非榮民醫療體系就醫，則醫療費用與一般須支付部分負擔之民眾相同（請參考 [www.vac.gov.tw/files/榮民權益表\\_1010412%20.doc](http://www.vac.gov.tw/files/榮民權益表_1010412%20.doc)）。



圖 3(b) 與圖 3(c)各自為每百人平均住院人次與住院者住院天數，圖中亦顯示榮民榮眷明顯有較高的住院比率，921 震災發生後的第一季，災區災民 ( $D12_{NT}$ 及 $D2_{NT}$ ) 的住院比例大幅躍升，此很可能與震災傷害有關，之後住院比例下降，隨時間經過各類樣本的住院比例緩步成長，即使在 90 年 10 月之後政府取消住院醫療的補貼，住院比例的成長趨勢仍然明顯，主要原因應是老人年紀漸長住院需求漸增的緣故。值得注意的是非榮民之災民 ( $D2_{NT}$ ) 在震災過後，仍然比非災民 ( $D3_{CY}$ ) 有較高比例的住院比例，此隱含震災對災民健康傷害可能持續數年之久。另外，若就男性樣本比較(圖 3 右半邊圖形)，榮民住院比例的成長率似乎略高於非榮民的住院比例，由於樣本中住院比例相對偏低，榮民與非榮民的差異在扣除時間趨勢後是否仍有顯著差異，需進一步檢定。圖 3(c)為住院者住院天數，其在各樣本之間並未呈現明顯差距，但不論是全部樣本或男性樣本的比較皆可看出，921 震災使住院的災民住院天數增加，而在民國 91 年第 3 季後，各樣本皆一致地顯示住院者的平均住院天數大幅增加，此可能反應住院老人因年紀漸長健康惡化，依賴住院醫療的程度愈深(在 91 年年底時老人年齡至少 70 歲上，平均年齡約 75.43 歲)。整體而言，圖 3 顯示榮民榮眷與其它一般民眾在醫療利用上的差異，具有時間上的穩定性，控制時間趨勢上的差異後，應可突顯震災或價格補貼的處置效果。

圖 3 各類樣本門診次數、住院比例與住院者住院天數之醫療利用趨勢圖



## 4.1 實證模型設定

為考量醫療利用分配的特殊性，我們以負二項迴歸模型估計老人的門診醫療利用次數；而住院醫療則參考 Duan et al.(1983)的二部模型，先以 logit 模型估計老人的住院機率，再以最小平方法估計老人住院後的累計住院天數(取自然對數)。我們假設老人的醫療利用需求為時間趨勢、受醫療補助條件及個人特性變數的函數。實證估計模型的設定如下：

- I. 比較各樣本在 921 震災前 1 年、震災後 1 年之間的門診次數差異。在負二項迴歸模型中，我們假設門診醫療次數 ( $Med_{it}$ ) 遵從平均值為  $\mu_{it}$ 、變異數為  $\omega$  之負二項分配，門診醫療次數平均值取自然對數後設定如下：

$$\begin{aligned} \ln(\mu_{it}) = & \beta_0^M + \beta^M X_{it} + \alpha_{T1}^M T1_t + \alpha_{D1CY}^M D1_{CYi} + \alpha_{D2NT}^M D2_{NTi} \\ & + \alpha_{T1 \times D1CY}^M T1_t \times D1_{CYi} + \alpha_{T1 \times D2NT}^M T1_t \times D2_{NTi} \end{aligned} \quad (1)$$

- II. 我們利用二部模型分析老人的住院醫療利用：先以 Logit 模型估計住院機率，再針對住院者估計其住院天數。各樣本在 921 震災前 1 年、震災後第 1 年與震災後第 2 年的比較。住院利用的機率以 Logit 模型估計：

$$\begin{aligned} \text{Prob}(\text{hosp}_{it} = 1) &= \text{Prob}(y_{it}^* \geq 0) \\ y_{it}^* &= \beta_0^H + \beta^H X_{it} + \alpha_{T1}^H T1_t + \alpha_{D1CY}^H D1_{CYi} + \alpha_{D2NT}^H D2_{NTi} \\ &+ \alpha_{T1 \times D1CY}^H T1_t \times D1_{CYi} + \alpha_{T1 \times D2NT}^H T1_t \times D2_{NTi} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

住院者，住院天數取自然對數，以最小平方法估計之：

$$\begin{aligned} \ln(\text{day}_{it} | \text{hosp}_{it} = 1) &= \beta_0^{HD} + \beta^{HD} X_{it} + \alpha_{T1}^{HD} T1_t + \alpha_{D1CY}^{HD} D1_{CYi} + \alpha_{D2NT}^{HD} D2_{NTi} \\ &+ \alpha_{T1 \times D1CY}^{HD} T1_t \times D1_{CYi} + \alpha_{T1 \times D2NT}^{HD} T1_t \times D2_{NTi} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

由於政府對災民住院醫療利用的補助延續至震災後第二年(90年9月30日),若是比較震災前一年與震災後第二年的差異,則(2)式與(3)式中的 $T1$ 改為 $T2$ ,其它變數除依對照時間的不同而更動外,估計式與估計方法不變。在(1)~(3)式中,上標 $M$ 、 $H$ 與 $HD$ 分別代表門診利用、住院及住院天數,下標 $i$ 與 $t$ 分別代表個別觀察值與時間,下標 $NT$ 與 $CY$ 分別標示觀察值的居住地為災區(南投及台中縣)及非災區(彰化與雲林縣);應變數 $\mu$ 、 $Hosp$ 與 $day$ 分別代表門診醫療利用次數平均值、住院與否、及住院後的住院天數, $X$ 為一向量變數,代表觀察值的其它特性變數(如性別、年齡、年齡平方、投保金額、投保職業類別等), $T1$ 為虛擬變數,其值為1(0),代表震災發生後(前)一年內;而 $D1_{CY}$ 與 $D2_{NT}$ 皆為虛擬變數,分別代表代表觀察值是否為非災區且非災民之榮民榮眷及災區災民。(1)~(3)式中的參照組為 $D12_{NT}$ ,即災區災民之榮民榮眷; $\alpha_s$ 與 $\beta_s$ 為待估計參數。(1)~(3)式的設定為典型的DID分析方法,藉由控制不同族群之間的平均差異及跨期間的趨勢變化,估計係數可允許我們可探究不同族群接受不同"處置"(地震傷害與價格補貼)後之醫療利用的變化。

由於政策的補貼只是暫時的,當補貼政策取消後,我們應可觀察到受到921震災健保卡補貼處置之非榮民榮眷的災民,其震災後第2年(門診價格補貼取消)與震災前第1年的門診醫療利用平均水準的差異,除反映時間趨勢或殘留之震災影響之外,應再無任何價格反映;同理於震災後第3年,災民的住院醫療補貼取消後,震災前第1年與震災後第3年的住診醫療利用的平均差異,應只有時間趨勢與族群差異,而無價格補貼的影響。我們分別延長資料觀察期間至震災後第2年及第3年,延續(1)~(3)式的估計式設定,我們將(1)式中的 $T1$ 改為 $T2$ ,以比較震災前一年與震災後第2年的門診次數差異;我們將(2)與(3)式中的 $T1$ 改為 $T3$ ,以比較震災前一年與震災後第3年的住院醫療利用的

差異，其它變數的衡量除對應時間點有差異之外，定義方式與前述相同，不再贅述。我們預期政府對災民的價格補貼政策取消後，所有價格相關之醫療利用的效果應消失。

上述的估計式共包含四縣內震災前後不同年份之樣本醫療利用資料，由於四縣內各鄉鎮市人口密度、經濟行為與醫療資源地域分佈並不平均，同一居住地內老人的醫療利用可能彼此有關聯，而且震災後老人醫療利用的變異性擴大，為避免異質性變異數的干擾，增加推論的準確性，所有估計模型皆依觀察值在不同年份之居住鄉鎮別群集

(township-by-year clustering) 而調整標準差 (Cameron et al., 2006)。所有的估計流程依男女性合計樣本及男性樣本分開進行。

上述的設定是以災區榮民榮眷之災民 $D12_{NT}$ 樣本為參照組，分別比對 $D2_{NT}$ 與 $D1_{CY}$ 的醫療利用變化，以估計價格補貼與震災傷害之處置效果。為驗證上述估計設定的堅韌性 (robustness)，我們採用上述(1) ~ (3)式 DID 相同設定的模式，另行估計非災區非災民 $D3_{CY}$  (設定其為參照組) 與災區災民之 $D2_{NT}$  (設定其為實驗組) 的醫療利用變化。由於 $D3_{CY}$ 為居住於彰化及雲林之一般民眾，其既未經歷嚴重之地震傷害、災後亦無就醫優惠身份。此族群相對於災區災民享就醫優惠的 $D2_{NT}$ 而言，其災後的醫療利用應有較低的水準，且 $D2_{NT}$ 與 $D3_{CY}$ 醫療利用的差距，應同時融合震災與價格補貼的總效果；在補貼政策期滿後， $D2_{NT}$ 與 $D3_{CY}$ 的醫療利用差距應只有族群差異及時間趨勢的影響。 $D2_{NT}$ 與 $D3_{CY}$ 比對獲得的總效果可用於比較於先前以榮民榮眷 $D12_{NT}$ 為參照組，估計獲得之價格效果及震災效果的總和是否一致。

最後，常見醫療利用研究使用線性方法 (OLS) 估計計次資料的門診醫療次數，我們亦分析比較老人的門診次數以非線性 DID 與線性 DID 估計結果的異同。

## 4.2 非線性 DID 處置效果之衡量

在一般的線性迴歸模型中，DID 的處置效果可由交叉相乘項的估計係數即可確認，然而在負二項分配模型與 Logit 模型的估計方程式設定皆為非線性，處置效果並不能直接由交叉相乘項的係數代表之 (Mullahy, 1999; Ai and Norton, 2003; Athey and Imbens, 2006)；換言之，在 (1) 及 (2) 式中， $\hat{\alpha}_{T1 \times D2_{NT}}$  的正負值與顯著與否，並無法完全用於推論政府的醫療價格補貼是否提升老人的醫療利用。依 Mullahy (1999) 的研究，log 相關 (log-link) 估計函數如 (1) 式之型態，價格補貼的平均處置效果應為

$$\begin{aligned} \widehat{TE^M} &= \frac{\Delta^2 E(\text{Med}|X)}{\Delta T1 \Delta D2_{NT}} = \frac{\Delta^2 (\mu|X)}{\Delta T1 \Delta D2_{NT}} \\ &= \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\gamma}' \bar{X}') \times [\exp(\hat{\alpha}_{T1}^M + \hat{\alpha}_{D2_{NT}}^M + \hat{\alpha}_{T1 \times D2_{NT}}^M) - \exp(\hat{\alpha}_{T1}^M) - \exp(\hat{\alpha}_{D2_{NT}}^M) + 1] \end{aligned} \quad (4)$$

而用於估計住院機率的 logit 模型中，我們依 Ai and Norton (2003) 計算價格補貼的平均處置效果應為：

$$\begin{aligned} \widehat{TE^H} &= \frac{\Delta^2 E(\text{Hosp}|T1 = 1, D2_{NT} = 1, \bar{X}')}{\Delta T1 \Delta D2_{NT}} \\ &= E(\text{Hosp}|T1 = 1, D2_{NT} = 1, \bar{X}') - E(\text{Hosp}|T1 = 0, D2_{NT} = 1, \bar{X}') \\ &\quad - E(\text{Hosp}|T1 = 1, D2_{NT} = 0, \bar{X}') + E(\text{Hosp}|T1 = 0, D2_{NT} = 0, \bar{X}') \\ &= G(\hat{\alpha}_{T1}^H + \hat{\alpha}_{D2_{NT}}^H + \hat{\alpha}_{T1 \times D2_{NT}}^H + \hat{\beta}_0^H + \hat{\gamma}^H \bar{X}') - G(\hat{\alpha}_{D2_{NT}}^H + \hat{\beta}_0^H + \hat{\gamma}^H \bar{X}') \\ &\quad - G(\hat{\alpha}_{T1}^H + \hat{\beta}_0^H + \hat{\gamma}^H \bar{X}') + G(\hat{\beta}_0^H + \hat{\gamma}^H \bar{X}') \end{aligned} \quad (5)$$

其中  $G(\cdot)$  為 logistic 分配的機率函數。而用於估計住院者住院天數變動率之線性迴歸模型中，價格補貼的平均處置效果應為

$$\begin{aligned}\frac{\Delta^2 E(\ln(\text{day})|T1=1, D2_{NT}=1, \bar{X}', HOSP=1)}{\Delta T1 \Delta D2_{NT}} &= \hat{\alpha}_{T1 \times D2_{NT}}^{HD} \\ \widehat{TE}^{HD} &= \frac{\Delta^2 E(\text{day}|T1=1, D2_{NT}=1, \bar{X}', HOSP=1)}{\Delta T1 \Delta D2_{NT}} \\ &= E\left(\exp\left(\frac{\hat{\sigma}^2}{2}\right) \times \exp(\ln(\widehat{DAY}))\right) \times \hat{\alpha}_{T1 \times D2_{NT}}^{HD}\end{aligned}\quad (6)$$

上述(4)~(6)式中， $X'$ 為原先 $X$ 變量及其它虛擬變項之向量組合， $\hat{\gamma}$ 為對應的估計係數。在(4)式中，即使交叉相乘項的估計係數 $\hat{\alpha}_{T1 \times D2_{NT}} = 0$ ，並不能代表門診價格補貼的處置效果 $\widehat{TE}^M = 0$ ；同理，(5)式為住院機率的價格補貼處置效果，若交乘項的係數 $\hat{\alpha}_{T1 \times D2_{NT}}^H = 0$ ，並不能推論 $\widehat{TE}^H = 0$ ，而是必須檢定(5)式是否顯著異於0，才能確認住院機率的價格補貼效果是否存在。至於住院者住院天數的變動率估計，因其是以線性迴歸模型估計之，價格補貼的處置效果直接就是交叉相乘項的係數 $\hat{\alpha}_{T1 \times D2_{NT}}^{HD}$ 再乘上住院天數的期望值 $\exp(\hat{\sigma}^2/2) \exp(\ln(\widehat{DAY}))$ ，<sup>20</sup>因住院天數的期望值不可能為0，因此由 $t$ 檢定 $H_0: \hat{\alpha}_{T1 \times D2_{NT}}^{HD} = 0$ ，直接可判定政府的醫療價格補貼是否增加住院天數。值得注意的是，(4)~(6)式價格處置效果的衡量除交乘項係數或其函數之外，尚需考量估計模型中其它變量的平均值（ $\bar{X}'$ ，包含 $\bar{X}$ 、 $\overline{D1}_{CY}$ 及 $\overline{T1 \times D1}_{CY}$ ）及其它係數（ $\hat{\alpha}_{T1}$ 、 $\hat{\alpha}_{D2_{NT}}$ 、 $\hat{\beta}_0^H$ 及 $\hat{\gamma}^H$ ），此與線性模型的處置效果由關鍵的交乘項係數大小與顯著性來決定的模式大大不同。

地震傷害致使醫療利用增加的震災處置效果的計算方式亦同，只是將(4)~(6)式中的樣本指標 $D2_{NT}$ 改為 $D1_{CY}$ 、以及以 $\overline{D2}_{NT}$ 及 $\overline{T1 \times D1}_{NT}$ 取代 $\bar{X}'$ 中的 $\overline{D1}_{CY}$ 及 $\overline{T1 \times D1}_{CY}$ 即可。為檢定依(4)~(6)式計算所得的價格或震災處置效果是否具統計上之顯著性，我們以Bootstrap方法，藉由對估計樣本設定500次重覆抽樣（re-sampling），獲得處置效果統

<sup>20</sup> Log-level 的線性迴歸模型如 $\ln(y) = \beta X + \varepsilon$ 者， $y$ 的條件期望值應為 $E(y|X) = \exp(\hat{\sigma}^2/2) \exp(\ln(\widehat{y})) \neq \exp(\ln(\widehat{y}))$ ， $\hat{\sigma}^2$ 為誤差項的變異數估計值。參考 Wooldridge (2013)，Chapter 6。

計量之實證分配，其允許我們檢定處置效果是否具有統計上顯著性。若政府對災民的醫療價格補貼，有效提升門、住診的醫療利用，則透過平均處置效果以及補助前後價格的變動，我們可以進一步計算醫療需求的價格彈性；同時，我們亦可檢驗在補貼結束後，價格效果是否消失。男性樣本的價格、震災處置效果的估計與檢定方式亦同，不再贅述。實證結果將於下一節說明。

## 5.1 實證結果說明

為節省篇幅，我們只截錄非線性DID估計結果的關鍵變數，並呈現於表6（全部樣本）及表7（男性樣本）。首先就表6而言，在政府醫療價格補貼期間，門診及住院機率的估計結果皆顯示：震災或價格補貼政策前後、醫療利用族群差異的交叉相乘項係數皆達到預期的符號，例如，在門診利用次數上， $T1 \times D2_{NT}$ 的估計係數達顯著地正值（隱含災民中，接受價格補貼者比原先就享價格優惠的榮民勞眷增加較多的門診利用次數），而 $T1 \times D1_{CY}$ 的估計係數為顯著地負值（隱含榮民榮眷中，非災民比災民有較低的門診利用次數）；然而如之前的說明，實驗組與政策時間之交叉相乘項達統計上的顯著性，不必然代表處置效果有效，而是端賴其它估計係數與變數的均值而定。我們利用Bootstrap方法，按照(4)~(6)式估計各期間處置結果的平均值、及經由實證分配檢定處置效果是否為0（由Z值判斷），估計結果若陳列於表6下方。在控制觀察值的年齡、性別及特性變數後，表6顯示921震災發生後，政府免除災民醫療利用部分負擔的價格效果為：第一年增加的平均門診次數為3.24次，但連續二年的住診免部分負擔優惠並未影響災民住院機率或住院後的住院天數，隱含政府對住診的價格補貼不必然會增加老人住院的醫療利用。而當政府取消門、住診部分負擔補貼後，門診次數上的價格處置結果隨即變得不顯著，住診的機率



與日數亦然。我們進一步利用弧彈性的概念計算老人的門診需求價格彈性， $D2_{NT}$ 的老人在震災前平均醫療利用次數為29.61次，平均部分負擔的總額為1,653元，<sup>21</sup>災後補貼期間增為34.65次，部分負擔金額為0，因此弧彈性約為-0.05。

其次，在921震災傷害導致醫療利用增加的部分，由於參照組 $D12_{NT}$ 和實驗組的 $D1_{CY}$ 同是榮民榮眷，但前者是災民，後者不是，因此震災傷害處置效果的負向估計值應解讀為非災民比災民有較低的醫療利用。由震災處置效果的Bootstrap估計值及其顯著性，我們可發現與震災前一年的醫療利用相比較，災震災傷害導致災民災後第一年增加的平均門診次數約為4.63次，住院機率增加10.37%，災後第二年因震災而住院的機率仍顯著地較震災前增加，但增加的幅度降為2.66%，災後第三年震災增加災民住院機率5.53%，但未達統計上的顯著性。震災傷害的處置效果對住院災民的平均住院天數皆沒有明顯的影響。值得一提的是，在震災後第二年，非災民的榮民（ $D1_{CY}$ ）比榮民災民（ $D12_{NT}$ ）多增加門診次數2.48次（只有10%的顯著性），此可能是震災使榮民災民增加災後第二年的住院機率，而使其門診的利用相對較非災民的榮民少的緣故。

由於DID中的榮民榮眷參照組多為男性，我們在迴歸模型的應變數中已包含性別控制變項，且實證結果亦顯示醫療利用具有性別上的差異，<sup>22</sup>為避免參照組與實驗組之間性別比例的巨大差異干擾處置效果的估計，我們將實證樣本限定為男性老人，估計結果截錄於表7。基本上，表7重要變數的估計結果與表6十分雷同，而災後第一年醫療補貼的價格處置效果為增加門診平均次數3.50次，略高於利用兩性樣本估算的3.24次，醫療需求價格

---

<sup>21</sup>我們以價格處置效果的 3.24 為次數變動量，計算弧彈性為 $(\frac{3.24}{29.61+34.65})/(\frac{0-1653}{0+1653}) = -0.0504 \cong -0.05$ 。

<sup>22</sup>在兩性樣本中，完整的實證估計結果一致地顯示：在各觀察期間內，相較於男性，女性會利用較多的門診醫療、有較低的住院機率，但是一旦住院，女性住院的平均天數較長，這些差異皆有達統計上的顯著性。而表 6（男女合計樣本）及表 7（男性樣本）的處置結果估計差異並不大，隱含在男女合計的樣本中，性別變數已解釋絕大部分性別在醫療利用上的差異，以致以男性樣本為主的處置結果與兩性樣本的结果差別不大。

彈性為-0.06；<sup>23</sup>價格處置效果的顯著性隨政府災後第二年取消門診補貼政策而消失；而男性老人的住診醫療（不論是住院機率或住院天數）在災後三年的觀察期間，皆不受政府是否補貼住診部分負擔的影響。在震災處置方面，與921震災前一年相比較，震災傷害使男性災民在災後一年內顯著增加4.55次門診平均次數，12.58%的住院機率，災後第二年住院機率的增幅降為3.29%且達統計上的顯著性，災後第三年住院機率雖再提升為6.97%，但勉強只達10%的顯著水準。

綜合上述的估計結果，我們歸納幾個重點：第一，政府對災民門、住診免部分負擔的補貼政策只提升老人對門診的醫療利用，不影響住診的需求。而且，在災後第二年政府取消門診、但維持住院免部分負擔的政策時，有可能致使老人有降低門診利用、增加住院醫療的誘因，但此門、住診不對稱的補貼政策，仍不影響老人的住院醫療利用，此隱含老人的健保住院需求價格彈性幾近於零，其與健保門診利用之間並不存在經濟意義上的替代或互補的關係。第二，震災傷害表現在老人利用門診或住院機率的處置效果，皆大於價格補貼的處置效果，且住院機率隨震災過後時間經過而遞延與遞減，此彰顯重大天災對老人的健康的傷害非短時間能復原。第三，若將老人的門診利用的兩個處置效果相加約為 7.87 次（3.24 次+4.63 次），佔震災前樣本平均門診次數 29.61 次的 26.57%，相當接近於李承華與周穎政（2000）估算中部四縣市一般災民在災後一年門診利用增加

---

<sup>23</sup>  $D2_{NT}$ 的男性老人在震災前平均醫療利用次數為 27.45 次，平均部分負擔的總額為 1,476 元；震災後補貼期間醫療利用次數上升為 32.73 次，部分負擔為 0 元，以價格處置效果的 3.46 為變動量，計算弧彈性為  $\frac{3.46}{(27.45+32.73)} \bigg/ \frac{0-1476}{0+1476} \cong -0.0582 \cong -0.06$ 。

表6 老人醫療利用估計結果 ( $D1_{NT}$ ,  $D1_{CY}$ , &  $D2_{NT}$ 全部樣本)—震災前一年、醫療補助期間與醫療補助結束後之比較

(參照組為 $D12_{NT}$ )	震災前一年 vs. 醫療補助期間					震災前一年 vs. 醫療補助結束		
	門診次數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院機率 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	門診次數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	住院機率 ( $T0$ vs. $T3$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T3$ ) <sup>§</sup>
	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)
$T1(T2、T3)$	0.036 (1.249)	0.282** (2.437)	0.067 (0.829)	0.101 (0.713)	0.051 (0.926)	0.002 (0.077)	0.282** (2.066)	0.059 (0.973)
$D1_{CY}$	-0.222*** (-8.412)	0.043 (0.273)	-0.043 (-0.737)	0.019 (0.118)	-0.037 (-0.616)	-0.224*** (-8.302)	0.010 (0.061)	-0.041 (-0.750)
$T1(T2、T3) \times D1_{CY}$	-0.176*** (-3.660)	-0.322 (-1.465)	0.076 (0.749)	-0.088 (-0.368)	0.073 (0.754)	0.095** (2.103)	-0.167 (-0.692)	0.137 (1.231)
$D2_{NT}$	-0.266*** (-8.552)	-0.239*** (-3.077)	-0.094** (-2.210)	-0.326*** (-3.939)	-0.035 (-0.793)	-0.254*** (-8.039)	-0.308*** (-3.779)	-0.018 (-0.448)
$T1(T2、T3) \times D2_{NT}$	0.114*** (3.339)	0.049 (0.469)	0.034 (0.427)	0.077 (0.561)	-0.012 (-0.233)	-0.007 (-0.197)	0.023 (0.174)	0.016 (0.294)
常數項	-3.243*** (-7.083)	-9.378*** (-7.288)	-1.588 (-1.555)	-9.788*** (-7.052)	-1.291 (-1.184)	-3.775*** (-7.799)	-8.992*** (-6.773)	-1.014 (-0.877)
處置效果Bootstrap估計								
價格處置效果	3.24*** ( $z = 2.81$ )	-0.18% ( $z = -0.04$ )	0.37 ( $z = 0.41$ )	1.39% ( $z = 0.27$ )	-0.12 ( $z = -0.21$ )	-0.22 ( $z = -0.30$ )	-1.66% ( $z = -0.31$ )	0.17 ( $z = 0.27$ )
震災處置效果	-4.63*** ( $z = -3.09$ )	-10.37%*** ( $z = -3.31$ )	0.82 ( $z = 0.68$ )	-2.66%* ( $z = -1.76$ )	0.75 ( $z = 0.70$ )	2.48* ( $z = 1.82$ )	-5.53% ( $z = -0.70$ )	1.48 ( $z = 1.17$ )
觀察值個數	64,984	64,984	12,839	62,996	11,613	60,996	60,800	11,768

<sup>§</sup> $T0$ 、 $T1$ 、 $T2$  與  $T3$  分別代表震災前一年、震災後一年、震災後二年與震災後三年；\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

表7 老人醫療利用估計結果 ( $D1_{NT}$ ,  $D1_{CY}$ , &  $D2_{NT}$  男性樣本) – 震災前一年、醫療補助期間與醫療補助結束後之比較

	震災前一年 vs. 醫療補助期間				震災前一年 vs. 醫療補助結束			
	門診次數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院機率 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院機率 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	門診次數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	住院機率 ( $T0$ vs. $T3$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T3$ ) <sup>§</sup>
(參照組為 $D12_{NT}$ )	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)
$T1(T2、T3)$	0.035 (1.258)	0.308*** (3.559)	0.059 (0.698)	0.108 (0.736)	0.027 (0.460)	0.002 (0.077)	0.296** (2.091)	0.052 (0.774)
$D1_{CY}$	-0.224*** (-8.860)	0.073 (0.447)	-0.046 (-0.754)	0.048 (0.290)	-0.038 (-0.613)	-0.224*** (-8.302)	0.046 (0.275)	-0.037 (-0.629)
$T1(T2、T3) \times D1_{CY}$	-0.176*** (-3.783)	-0.353 (-3.545)	0.081 (0.783)	-0.099 (-0.407)	0.095 (0.979)	0.095** (2.103)	-0.195 (-0.798)	0.140 (1.262)
$D2_{NT}$	-0.269*** (-8.711)	-0.236** (-3.025)	-0.151*** (-2.744)	-0.286*** (-3.071)	-0.045 (-0.804)	-0.254*** (-8.039)	-0.252** (-2.409)	-0.040 (-0.856)
$T1(T2、T3) \times D2_{NT}$	0.130*** (4.026)	0.041 (0.196)	0.067 (0.767)	0.054 (0.364)	0.020 (0.348)	-0.007 (-0.197)	-0.026 (-0.184)	0.066 (0.951)
常數項	-2.915*** (-3.870)	-10.084*** (-5.864)	-1.614 (-1.110)	-10.283*** (-5.470)	-1.504 (-0.932)	-3.775*** (-7.799)	-10.640*** (-6.955)	-1.804 (-1.011)
處置效果Bootstrap估計								
價格處置效果	3.50*** ( $z = 4.74$ )	-0.51% ( $z = -0.16$ )	0.73 ( $z = 0.99$ )	0.88% ( $z = 0.32$ )	0.19 ( $z = 0.44$ )	0.16 ( $z = 0.20$ )	-3.05% ( $z = -0.85$ )	0.73 ( $z = 0.95$ )
震災處置效果	-4.55*** ( $z = -5.94$ )	-12.58%*** ( $z = -2.90$ )	0.89 ( $z = 1.11$ )	-3.29%** ( $z = -2.13$ )	1.00 ( $z = 1.25$ )	2.56* ( $z = 1.90$ )	-6.97%* ( $z = -1.68$ )	1.56 ( $z = 1.58$ )
觀察值個數	36,452	36,452	7,872	35,212	7,124	35,212	33,786	7,161

<sup>§</sup> $T0$ 、 $T1$ 、 $T2$  與  $T3$  分別代表震災前一年、震災後一年、震災後二年與震災後三年；\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

率的結果。<sup>24</sup>最後，相較於兩性樣本處置效果的平均值，男性樣本老人的門診醫療價格彈性略高，而且其對震災傷害的住院醫療利用反應較大，遞延效果更明顯。

## 5.2 實證結果的堅韌性(Robustness)

上述表 6 及表 7 的實證結果是以災區災民之榮民榮譽者 ( $D12_{NT}$ ) 為參照組，分別對比領有 921 震災卡之災民 ( $D2_{NT}$ ) 與同是榮民榮譽但並非災民者 ( $D1_{CY}$ )，以估算政府醫療價格補貼與震災傷害的處置效果。為確認所估算之處置效果的合理性，我們在相同之非線性 DID 設定下，轉換參照組為彰化縣、雲林縣不受震災影響、且非榮民榮譽之一般民眾 ( $D3_{CY}$ )，對比實驗組為災區災民之一般民眾 ( $D2_{NT}$ )，由於  $D2_{NT}$  同時是災民及接受政府醫療利用補貼者， $D2_{NT}$  與  $D3_{CY}$  兩者在震災前後醫療利用的差異，應該融合震災傷害及政府價格補貼的綜合處置效果。表 8 及表 9 分別呈現兩性樣本與男性樣本的估計結果。由表 8 及表 9 下方的處置效果估計值，我們可發現藉由比對不受天災傷害及政策影響之  $D3_{CY}$ ，災民災後一年醫療利用顯著增加 9.95 次 (男性樣本為 9.85 次)，住院機率增加 9.52% (男性樣本為 11.05%)，皆達至少 1% 的顯著水準，而住院者的住院天數則增加約 1.05 天，顯著性達 5% 的水準 (男性樣本亦顯著地增加 1.30 天)，災後第二年及第三年，災民的住院機率仍顯著增加 3.44% 及 3.28% (男性樣本為 3.57% 及 2.40%，但後

---

<sup>24</sup>李承華與周穎政 (2000) 發現災後一年的補貼期間，一般災民在西醫門診、牙醫門診、及中醫門診次數上，分別增加 25.8%、26.7%、50.51% 的利用率。在本文的資料中，並未區分門診類別為西醫、牙醫或中醫，但老人利用中醫門診的次數不多 (年平均不及 2 次)，其在老人總門診次數的占率相對低。洪錦墩等 (2010) 指出 65 歲以上老人的中醫門診次數每年約只有 1.26 次。因此，中醫計不計入老人門診次數增加率，不影響本文研究結果與李承華與周穎政 (2000) 文中西醫、牙醫門診成長率的比較。李承華與周穎政 (2000) 另衡量住院次數增加率為 5.3%，本文衡量住院機率與住院天數，不同衡量基礎，無法與之類比。

者不顯著)，但是住院天數則完全無明顯差別。而不論是兩性樣本或男性樣本，災民的門診次數在災後第二年已無明顯地增加。

我們比較表 6 與表 8 的結果可發現：首先，門診次數方面，以  $D3_{CY}$  為參照組時，突顯災民在災後第一年的門診醫療利用增加 9.95 次，大於以  $D12_{NT}$  為參照組時的門診增加的 7.87 次（3.24 次+4.63 次），中間的差距約為 2.08。我們認為此差距很可能因  $D3_{CY}$  是受到 921 震災前一個月（88 年 8 月 1 日）健保局調整部分負擔的影響（請參考附表 1），該次健保局同時調整高診次、藥品、及復建、中醫同一療程的部分負擔，此調整措施對醫療需求頻繁的老人而言應有相當的衝擊，致使  $D3_{CY}$  在震災後一年平均的門診醫療次數下降（請參考表 4 中  $D3_{CY}$  各期間的平均門診次數比較），而 921 震災健保卡或榮民榮譽則不受健保局調整政策的影響。 $D3_{CY}$  在震災後門診醫療的下降，更加擴大其與  $D2_{NT}$  災民門診次數的差距，使得以  $D3_{CY}$  為參照組時獲得較大的總處置效果。在政府取消對災民門診部分負擔補貼後，災民  $D2_{NT}$  的門診醫療利用則和  $D3_{CY}$  一樣，皆受高診次和藥品等調整部分負擔的限制，兩者在災前災後門診利用的差異已不復見。

其次，在住院機率上，表 6 以  $D12_{NT}$  為參照組時，呈現震災災民住院機率為災後第一年增加 10.37%，災後第二年遞減增幅為 2.66%，災後第三年則未明顯增加。表 8 以  $D3_{CY}$  為參照組時，災民住院機率為災後第一年增加 9.92%，第二年遞減增幅為 3.44%，且平均住院天數增加 1 天，第三年為 3.28%，皆達到統計上的顯著性。兩組估計結果除了災後第三年有顯著性差異外，住院率的數值及隨時間變化的模式頗為接近，當然兩個數值的差距很可能因非線性模型之處置效果的計算加計各樣本觀察值其它特性平均值的緣故，而顯著性則與樣本大小有絕對的關係，因為表 8 的觀察值個數高達為 347,600 人，而表 6 僅有 64,984 人。另外，從圖 3b（住院比例）中亦可發現， $D12_{NT}$  與  $D3_{CY}$  的住院

比例在震災前相當接近，但震災後災民 $D12_{NT}$ 則明顯比 $D3_{CY}$ 有較高的住院機率，兩者保持一定的差距且持續數年，即使在政府住診補助政策結束後，差距仍然存在，此說明了住院利用的處置效果主要來自震災傷害，而非價格補貼。

在男性樣本部分，因表7與表9中處置效果的異同與上述兩性樣本之比較結果雷同，不再贅述。綜合估計結果堅韌性的檢測，我們以 $D3_{CY}$ 為參照組時獲得之總處置結果，與以 $D12_{NT}$ 為參照組時獲得之價格與震災處置加總的結果相當一致，顯見以榮民榮譽 $D12_{NT}$ 為參照組時，仍可獲得相當值得信賴之估計結果。

表8 老人醫療利用估計結果 ( $D12_{NT}$  vs.  $D3_{CY}$ 全部樣本)－震災前一年、醫療補助期間與醫療補助結束後之比較

	震災前一年 vs.醫療補助期間					震災前一年 vs.醫療補助結束		
	門診次數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院機率 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	門診次數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	住院機率 ( $T0$ vs. $T3$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T3$ ) <sup>§</sup>
	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ -值)
(參照組為 $D3_{CY}$ )								
$T1(T2、T3)$	-0.212 <sup>***</sup> (-6.806)	0.012 (0.292)	-0.006 (-0.373)	0.063 (1.507)	-0.004 (-0.222)	-0.030 (-0.981)	0.219 <sup>***</sup> (5.000)	0.122 <sup>***</sup> (8.784)
$D2_{NT}$	0.102 <sup>***</sup> (3.480)	0.085 <sup>**</sup> (2.030)	0.038 (1.651)	0.076 <sup>*</sup> (1.806)	0.038 <sup>*</sup> (1.676)	0.099 <sup>***</sup> (3.335)	0.076 <sup>*</sup> (1.790)	0.042 <sup>*</sup> (1.867)
$T1(T2、T3) \times D2_{NT}$	0.363 <sup>***</sup> (8.583)	0.322 <sup>***</sup> (4.822)	0.108 <sup>***</sup> (3.252)	0.121 <sup>**</sup> (1.960)	0.046 (1.440)	0.028 (0.654)	0.092 (1.414)	-0.045 (-1.443)
常數項	-5.719 <sup>***</sup> (-22.612)	-9.065 <sup>***</sup> (-15.713)	-0.845 <sup>*</sup> (-1.885)	-9.626 <sup>***</sup> (-15.790)	-1.019 <sup>*</sup> (-1.963)	-5.986 <sup>***</sup> (-23.448)	-8.410 <sup>***</sup> (-6.406)	-1.072 <sup>**</sup> (-2.153)
處置效果Bootstrap估計								
價格+震災處置效果	9.95 <sup>***</sup> ( $z=8.70$ )	9.52% <sup>***</sup> ( $z=5.18$ )	1.05 <sup>***</sup> ( $z=3.15$ )	3.44% <sup>**</sup> ( $z=2.19$ )	0.44 ( $z=1.37$ )	0.74 ( $z=0.62$ )	3.28% <sup>*</sup> ( $z=1.76$ )	-0.47 ( $z=-1.45$ )
觀察值個數	347,600	347,600	52,454	338,248	50,683	338,248	327,342	52,186

<sup>§</sup> $T0$ 、 $T1$ 、 $T2$  與 $T3$ 分別代表震災前一年、震災後一年、震災後二年與震災後三年；\*  $p<0.1$ ，\*\*  $p<0.05$ ，\*\*\*  $p<0.01$ 。



表9 老人醫療利用估計結果 ( $D12_{NT}$  vs.  $D3_{CY}$ ，男性樣本)－震災前一年、醫療補助期間與醫療補助結束後之比較

	震災前一年 vs. 醫療補助期間					震災前一年 vs. 醫療補助結束		
	門診次數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院機率 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>	住院機率 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	門診次數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	住院機率 ( $T0$ vs. $T3$ ) <sup>§</sup>	住院者， 住院天數 ( $T0$ vs. $T3$ ) <sup>§</sup>
(參照組為 $D3_{CYT}$ )	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ 值)	估計係數 ( $t$ 值)	估計係數 ( $t$ 值)	估計係數 ( $t$ 值)	估計係數 ( $t$ -值)	估計係數 ( $t$ 值)	估計係數 ( $t$ 值)
$T1(T2、T3)$	-0.219*** (-7.290)	-0.005 (-0.130)	-0.006 (-0.281)	0.050 (1.200)	-0.006 (-0.245)	-0.035 (-1.168)	0.224*** (4.883)	0.150*** (7.245)
$D2_{NT}$	0.097*** (3.329)	0.067 (1.373)	0.025 (0.795)	0.063 (1.264)	0.028 (0.943)	0.094*** (3.166)	0.071 (1.383)	0.037 (1.298)
$T1(T2、T3) \times D2_{NT}$	0.383*** (9.335)	0.359*** (5.182)	0.135*** (3.152)	0.122* (1.771)	0.059 (1.351)	0.038 (0.896)	0.062 (0.820)	-0.022 (-0.511)
常數項	-5.300*** (-17.347)	-9.007*** (-10.539)	-0.889 (-1.172)	-10.050*** (-11.645)	-0.752 (-0.882)	-5.629*** (-17.940)	-8.590*** (-5.717)	-0.135 (-0.156)
處置效果Bootstrap估計								
價格+震災處置效果	9.85*** ( $z = 9.60$ )	11.05%*** ( $z = 5.60$ )	1.30*** ( $z = 3.16$ )	3.57%* ( $z = 1.93$ )	0.56 ( $z = 1.32$ )	0.95 ( $z = 0.81$ )	2.40% ( $z = 1.03$ )	-0.24 ( $z = -0.49$ )
觀察值個數	151,522	151,522	23,986	146,832	23,000	146,832	141,332	23,698

<sup>§</sup> $T0$ 、 $T1$ 、 $T2$  與  $T3$  分別代表震災前一年、震災後一年、震災後二年與震災後三年；\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

### 5.3 門診次數線性 DID 與非線性 DID 估計結果比較

由於門診次數是典型的計次（整數）資料，具有非負數、間斷及高度偏斜分配的資料，這樣的資料原則上不適合以OLS方式估計。然而在高計次數值（均值遠離零）的情況下，依據中央極限定理及大樣本理論，計次資料的分配與常態分配接近，OLS的估計方法或許尚可適用。本研究的老人門診次數的年平均值約30次，屬於高計次數值，而且樣本觀察值超過10,000人，我們嘗試用OLS方法估計老人的門診次數，並以估計係數、顯著性及樣本配適度等指標，比較線性與非線性DID模型估計結果的差異。其中，線性DID的價格、震災或兩者的處置效果，皆直接以受影響族群之虛擬變數與時間交叉相乘項衡量之，用於衡量顯著性之 $t$ 值的標準誤亦比照非線性DID模型進行異質性的調整。分析結果呈現於表10。

由表10可發現線性DID與非線性DID的估計結果看起來頗為一致。例如，以  $D12_{NT}$ ,  $D1_{CY}$ , &  $D2_{NT}$  之全部與男性為估計樣本時，在比較震災發生前後一年門診利用的差異時，價格處置效果在兩個設定模型下皆非常顯著，估計值與 $t$ 值亦非常接近；但是在震災效果方面，線性DID的（5.61次）明顯較非線性DID估計值（4.63次）大，相差近1次（21.17%的誤差），男性樣本的估計結果亦如此（5.63次vs. 4.55次）。另外，在政府補助結束後，非災民的榮民（ $D1_{CY}$ ）比災民的榮民（ $D12_{NT}$ ）多增加門診次數（此可能是因震災使榮民災民增加災後第二年的住院機率，而使其門診的利用相對較非災民的榮民少），線性DID震災效果的估計值仍比非線性DID的值大約0.5次，雖然估計值皆只達10%的顯著性。而在表格下方 $D2_{NT}$  vs.  $D3_{CY}$ （全部觀察值高達34.7萬人，男性則約有15萬人），線性DID與非線性DID的估計值及 $t$ 值皆非常一致。我們再進一步比較兩個模型估計結果之AIC（Akaike's Information Criteria）與BIC（Bayesian Information Criteria），

作為模型配適度 (goodness of fit) 的比較。<sup>25</sup>由表10可得知，在各樣本與各期間對比的估計結果中，與線性DID相比，非線性DID的log-likelihood函數值皆較大，AIC與BIC的值皆較小（值愈小代表模型配適度愈好），顯示非線性DID對計次資料的配適度表現比線性DID較佳。

綜合線性與非線性DID估計結果的比較，除了地震效果的估計值有較明顯的差別外，兩者的估計結果大體上相當一致，但是在模型配適度上仍以非線性的DID為較佳的模型選擇。雖然線性與非線性DID估計結果具某種程度的一致性，但值得注意的是這樣的結果有可能是在特殊狀況（高計次值與大樣本）下所獲得之偶然的幸運，是不是一體適用於大樣本、高計次數值的狀況，則需要更多的模擬分析。然而文獻上的確是針對以OLS估計計次資料的不適當性有許多討論（King, 1988；Cameron and Trivedi, 2013）。倘若計次平均值小（如年輕人或較罕見疾病的門診次數）或觀察值個數少，則線性與非線性估計結果可能會有很大的差別；除此之外，以OLS估計計次資料會有模型設定錯誤的問題，產生估計偏誤、無效率與預測值出現負數的現象（請詳見King（1988），頁 845-846的說明）。為避免因錯誤設定而出現的估計問題，建議計次資料的估計方法仍應以Poisson或負二項分配相關的模型為主，所獲得的估計結果會較為可靠。

---

<sup>25</sup>  $AIC = -2 \times \log(\text{likelihood}) + 2 \times k$ ， $BIC = -2 \times \log(\text{likelihood}) + \ln(N) \times k$ （其中 $k$ 是自由度， $N$ 是樣本觀察值），在本文中因為線性與非線性 DID 估計模型的 $k$ 與 $N$ 皆相同，二者的差別主要來自 log-likelihood 函數值的差異。

表 10 門診次數非線性 DID 與線性 DID 實證結果比較

	$D12_{NT}, D1_{CY}, \& D2_{NT}$ 全部樣本				$D12_{NT}, D1_{CY}, \& D2_{NT}$ 男性樣本			
	門診次數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>		門診次數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>		門診次數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>		門診次數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	
	非線性 DID	線性 DID	非線性 DID	線性 DID	非線性 DID	線性 DID	非線性 DID	線性 DID
價格處置效果	3.24*** (z = 2.81)	3.25*** (t = 2.64)	-0.22 (z = -0.18)	-0.43 (t = -0.65)	3.46*** (z = 3.44)	3.41*** (t = 2.98)	0.16 (z = 0.20)	-0.12 (t = -0.10)
震災處置效果	-4.63*** (z = -3.09)	-5.61*** (t = -3.52)	2.48* (z = 1.82)	3.02* (t = 1.85)	-4.55*** (z = -3.17)	-5.63*** (t = -3.66)	2.56* (z = 1.90)	3.14* (t = 1.92)
Log likelihood	-285021.8	-294225.0	-274457.7	-283048.6	-158652.3	-164316.6	-152907.7	-158138.5
AIC	570057.7	588464.1	548929.4	566113.1	317318.5	328647.2	305829.5	316290.9
BIC	570121.2	588527.6	548992.7	566185.5	317378.1	328706.7	305888.7	316350.2
觀察值個數	64,984	64,984	62,996	62,996	36,452	36,452	35,212	35,212

	$D2_{NT}$ vs. $D3_{CY}$ 全部樣本				$D2_{NT}$ vs. $D3_{CY}$ 男性樣本			
	門診次數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>		門診次數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>		門診次數 ( $T0$ vs. $T1$ ) <sup>§</sup>		門診次數 ( $T0$ vs. $T2$ ) <sup>§</sup>	
	非線性 DID	線性 DID	非線性 DID	線性 DID	非線性 DID	線性 DID	非線性 DID	線性 DID
價格+震災處置效果	9.95*** (z = 8.70)	9.98** (t = 8.72)	0.74 (z = 0.62)	0.74 (t = 0.61)	9.85*** (z = 9.60)	9.92*** (t = 9.60)	0.95 (z = 0.81)	1.00 (t = 0.90)
Log likelihood	-1463559.5	-1531263.72	-1446671.9	-1507255.3	-630277.16	-665784.5	-620345.2	-652546.9
AIC	2927137	3062541	2893358	3014525	1260570	1331583	1240708	1305108
BIC	2927234	3062617	2893433	3014600	1260650	1331652	1240797	1305177
觀察值個數	347,600	347,600	338,248	338,248	151,522	151,522	146,832	146,832

<sup>§</sup>T0、T1 與 T2 分別代表震災前一年、震災後一年與震災後二年；\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01。

## 6. 結論與研究限制

本研究利用 921 震災後政府對災民發放 921 震災健保卡之免部分負擔的優惠為一自然實驗，配合非線性模型差異中之差異分析方法，分析 65 歲以上民眾之健保醫療利用價格彈性。為區分 921 震災災區民眾的醫療利用變化是受到震災傷害、還是價格補貼的影響，我們以災區中同時具有榮民榮譽且為災民身份者為參照組，對比於二個實驗組，一是災區領有 921 災民卡之災民，另一是非災區非災民卻有榮民榮譽身份者。經由比對不同組別在災前、災後醫療利用的變化，可以區分價格補貼及震傷害處置效果。我們的研究發現：在控制震災傷害後，政府的免部分負擔補貼只會影響老人門診醫療利用，而不影響住診的機率或住院天數，老人的平均門診次數提高 3.24 次（男性樣本則為 3.50 次），價格彈性約為-0.05（男性樣本為-0.06）。另外，在控制就診免部分負擔的影響後，震災引發老人醫療利用增加 4.63 次門診（男性樣本則為 4.55 次），住院機率在震災後一年與二年各自較震災前增加 10.37% 及 2.66%（男性樣本則為 12.58% 及 3.29%）。為確保估計的正確性與可信賴，我們將災區具災民身份之一般民眾與非災區非災民之一般民眾相比較，發現災民與非災民在災後醫療利用的差異，與上述價格與震災效果的總合相當一致，顯示本文的實證結果具有堅韌性與可信賴度。

在健保已給付大範圍的醫療服務、及部分負擔金額/比例偏低的情形下，老人的健保門、住診價格彈性原本就很低，部分負擔價格變動影響其醫療利用的效果相當有限，因此欲藉由小額調整部分負擔而節制老人醫療利用成本的目的可能未必可以奏效。由於老人身體各方面機能退化，經常在多個科別之間輪流求診，政府應針對老人的醫療利用模

式，研議如何整合老人相關之各科醫療會診，以提升門診醫療的效率與品質，降低重覆就診、開藥、檢驗或處置等醫療浪費。

受限於健保資料內容的完整性與外在因素的干擾，讀者在解讀本文實證結果時需留意下列的研究限制：第一，921 震災剛發生後的一兩個月內，一些宗教財團法人醫院或醫療團體（如慈濟、醫師公會全國聯合會等），在災區成立數個義診醫療站，救治受傷災民，由於健保資料並不登錄災民利用義診醫療的記錄，因此災民真正的醫療利用次數可能大於健保登錄的次數。第二，本文的主旨為分析老人的醫療需求對價格的反應，為減少震災傷害干擾老人的醫療利用對價格的反應，本文的實證資料去除因震災而重傷住院或治療數月後死亡的觀察值，雖然這些觀察值占率很低（小於 1%），但其高密度的醫療利用很可能對震災傷害的處置結果貢獻很大，去除這些觀察值有可能致使震災傷害的效果被低估。第三，921 震災很可能造成災民的財產及所得的損失，理論上災民的財損完全不會影響健保醫療利用的權益，而且政府及民間有諸多補貼及資源移轉的措施，可彌補一部分災民的財損；然而財損的所得效果會影響災民自費醫療的利用，若所得效果很大時，有可能促使災民完全以健保醫療取代自費醫療，此與沒有重大財損的情況相比，有可能造成價格補貼效果被高估。

第四，民國 88 年 8 月 1 日健保局實施多項門診及藥品部分負擔調整措施，同年 9 月 21 日發生 921 震災，雖然災民在補貼期間及榮民榮眷皆不受部分負擔調整的影響，但不可否認地，震災發生前一個多月的調整政策有可能已發揮一些壓抑門診次數的效果，致使災民在災前一年的門診平均次數稍稍下降，干擾門診價格補貼效果的估計。另外，政府對災民門、住診補貼期滿後，災民隨即適用災前新制的門診部分負擔調整措施，對災民的門診利用是負向的影響；而同一時間（震災後第二年），多個颱風（象神、桃芝與納莉）在中部山區造成嚴重災情，有可能會增加台中南投災民及榮民榮眷在門、住診

醫療利用的需求。這些複雜的因素交錯影響，皆會干擾 921 震災後第二年價格補貼與震災傷害效果的確認。最後，本文只針對台灣中部四縣市的 65 歲以上老人進行研究，四縣市中僅台中縣的平均家戶所得較接近於全台家戶所得的平均值，其它三縣市則是屬於經濟較弱勢的縣市，雖然此四縣市的老人未必代表台灣老人的平均樣本，但本文的研究結果對政府促進經濟弱勢區域之老人健康與天然災害醫療救治有正面的參考價值。

## 參考文獻

### 中文部份

李丞華、周穎政 (2000) ,「九二一地震對醫療服務利用率的影響」,《中央健康保險局計畫編號: DOH89-NH-052 》, 行政院衛生署。

洪錦墩、郭慈安、李卓倫、陳文意、黃光華、施雅文 (2010) , 「老年人於全民健康保險中醫門診醫療服務之利用分析」, 《台灣老人保健學刊》, 6, 136-157。

許績天、韓幸紋、連賢明、羅光達 (2011) ,「部分負擔調整對醫療利用的衝擊: 以 2005 年政策調整為例」, 《台灣衛誌》, 30, 326-335。

韓幸紋、連賢明 (2008) ,「降低部分負擔對幼兒醫療利用的影響: 以北市兒童補助計畫為例」, 《經濟論文叢刊》, 36, 589-623。

### 英文部份

Ai, C. and Norton, E C. (2003), “Interaction terms in logit and probit models,” *Economics Letters*, 80, 123–129.

Athey, S. and Guido, W. I. (2006), “Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models,” *Econometrica*, 74(2) , 431-497.

Bird, C E., Shugarman, L.R. and Lynn, J. (2002), “Age and Gender Differences in Health Care Utilization and Spending for Medicare Beneficiaries in Their Last Years of Life”, *Journal of Palliative Medicine*, 5, 705-712.

Buchmueller, T. C., Couffinhal, A., Grignon, M. and Perronnin, M. (2004), “Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France,” *Health Economics*, 13, 667-687.

Cameron, A. C., Gelbach J. B. and Moller, D. L.(2006), “Robust Inference with Multi-Way



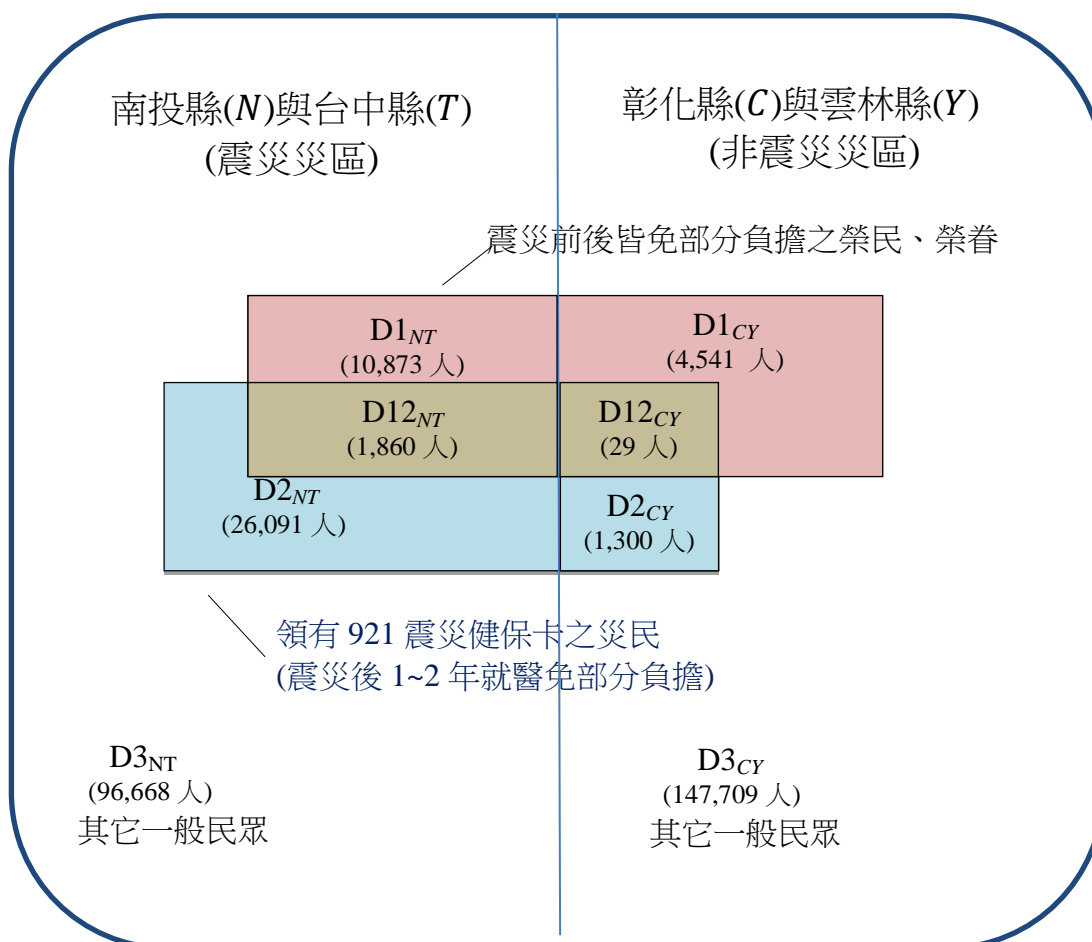
- Clustering,” *NBER Technical Working Paper*, 327, <http://www.nber.org/papers/T0327>.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2013), *Regression Analysis of Count Data*, 2<sup>nd</sup> ed.,  
Econometric Society Monograph No.53 : Cambridge University Press, 1998 (566  
pages.)
- Cameron, A. M., Patricia, K., Anita, K. and Teresa, M. (1998), “Sex Differences in the Use of  
Health Care Services,” *New England Journal of Medicine*, 338,1678-1683, DOI:  
10.1056/NEJM199806043382307.
- Amitabh, C., Jonathan, G. and Robin, M. (2010), “Patient Cost-Sharing and Hospitalization  
Offsets in the Elderly”, *American Economic Review*, 100(1), 193-213.
- Duan, N., Manning, W. G., Morris, C. N. and Newhouse, J. P. (1983), “A Comparison of  
Alternative Models for the Demand for Medical Care”, *Journal of Business & Economic  
Statistics*, 115-126.
- Hurd, M.D. and McGarry, K. (1997), “Medical Insurance and Use of Health Care Services by  
the Elderly,” *Journal of Health Economics*, 16, 129-154.
- King, G.(1988), “Statistical models for political science event counts: Bias in conventional  
procedures and evidence for the exponential Poisson Regression model,” *American  
Journal of Political Science*, 32(3), 838-863.
- Liang, N. J., Sjin Y. T., Shin, F. Y., et al. (2001), “Disaster Epidemiology and Medical  
Response in the Chi-Chi Earthquake in Taiwan”, *Annals of emergency medicine*,  
38,549-555.
- Manning, W.G., Newhouse, J.P., Duan, N., et al. (1987), “Health Insurance and the Demand  
for Medical Care: Evidence from Randomized Experiment”, *American Economic Review*,  
77(3), 251-277.

- Meyer, B. D. (1995), “Natural and Quasi-Experiments in Economics”, *Journal of Business & Economic Statistics*; 13(2), 151-161.
- Kondo, M., Hoshi, S.L. and Okubo, I. (2009), “Does subsidy work? Price elasticity of demand for influenza vaccination among the elderly in Japan,” *Health Policy*, 91(3),269-76.
- Liu, L.F., Tian, W.Hua. and Yao, H.P. (2012), “Utilization of health care services by elderly people with National Health Insurance in Taiwan: The heterogeneous health profile approach,” *Health Policy*, 108, 246–255.
- Mullahy, J. (1999), “Interaction Effects and Difference-in-difference Estimation in loglinear Models, *NBER Technical Working Paper* ,245, <http://www.nber.org/papers/T0245>.
- Schellhorn, M. (2001), “The effect of variable health insurance deductibles on the demand for physician visits,”*Health Economics*, 10 (5), 441-456.
- Van, L. and Renè, C.J.A. (2004), “Deductibles and health care expenditures: empirical estimates of price sensitivity based on administrative data,” *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 4, 283-305.
- Wooldridge, J. M. (2013), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5th edition, South-Western Cengage learning.

附錄 1 附表 1 健保局歷年針對部份負擔金額的修正項目

日期	修正內容
1 86 年 5 月 1 日	調整醫學中心門診部分負擔金額為 150 元(衛署健保字第 86012472 號)。
2. 88 年 8 月 1 日	實施全民健保「高門診利用率部份負擔」、「復健治療及中醫傷科門診同一療程部份負擔」、「門診藥品部份負擔」調整方案(衛署健保字第 88031765 號)。
3. 90 年 7 月 1 日	調整門診藥費每次就醫部份負擔金額上限,由 100 元調至 200 元(衛署健保字第 0900038957 號)。
4. 90 年 7 月 11 日	針對 65 歲以上保險對象門診高利用率之部分負擔,放寬自第 49 次起才收取(原為自第 25 次)。
5. 91 年 9 月 1 日	調整區域醫院門診部分負擔金額為 140 元,醫學中心門診部分負擔金額為 210 元;醫學中心及區域醫院之門診檢驗檢查須自負 20% 部份負擔,上限為 300 元(衛署健保字第 0910049115 號)。
6. 93 年 1 月 1 日	調整同一疾病每次住院部分負擔上限為二萬元,每年住院部分負擔上限為四萬元;取消門診高利用者應自行負擔之費用及醫學中心暨區域醫院門診檢驗、檢查應自行負擔之費用(衛署健保字第 0922600307 號)。
7. 94 年 7 月 15 日	調整西醫門診逕赴醫院之部份負擔費用,地區醫院門診部分負擔金額由 50 元調至 80 元,區域醫院門診部分負擔金額由 140 調至 240 元,醫學中心門診部分負擔金額由 210 調至 360 元;急診應自行負擔之費用,醫學中心為 450 元,區域醫院為 300 元,地區醫院及基層醫療單位均為 150 元(衛署健保字第 0942600244 號)。

附錄 2 附圖 1 四縣市榮民榮譽、震災災民與一般民眾之樣本關係圖



註:

1. 樣本擷取條件是居住在中部四縣，排除震災後 2 週內重傷住院、重大傷病、高醫療利用者，以及限制至 90 年仍存活的 65 歲以上高齡民眾。
2. D1 樣本為非 921 震災災民、但震災前後皆免部分負擔之榮民榮譽；  
D2 樣本為 921 震災災民、但非免部分負擔之榮民榮譽；  
D12 樣本為 921 震災災民且同時為震災前後皆免部分負擔之榮民榮譽；  
D3 樣本為非災民、非榮民榮譽之一般民眾；  
下標代表各縣居民：N 代表南投縣、T 代表台中縣、C 代表彰化縣、Y 代表雲林縣。

The Price Effect of Medical Care Utilization for the Elderly —  
A Natural Experiment of 921 Chi-Chi Earthquake

Wei-Der Tsai\*  
National Central University

Chih-Chia Chen  
National Dong Hwa University

Jack C. Yue  
National Chengchi University

Keywords: 921 earthquake, medical care utilization of elderly, price elasticity of medical care demand, copayment exemption, nonlinear difference-in-difference.

---

\*聯繫作者：蔡偉德，中央大學產業經濟系，桃園縣中壢市中大路 300 號。

## **Abstract**

This study aims to analyze the effect of price change on the medical care utilization of the elderly aged 65 and above. The 921 Chi-Chi earthquake occurred at September 21, 1999, and caused severe damages to the central part of Taiwan, Nantao County and Taichung County were mainly the affected area. Immediately followed the earthquake, Taiwan's government enacted medical aids to the victims via waiving the NHI copayments of ambulatory care for one year and of inpatient care for two years. We use the 921 earthquake as a natural experiment to investigate how the elderly react to the copayment exemption. By using the difference-in-difference in nonlinear regression specification, on one hand, we compare a group of veterans, who are victims and lived in the affected areas, with the nonveteran victims, to identify the effect of price subsidization. On the other hand, we compared the victim veterans living the affected area with the non-victim veterans living in the unaffected area to identify the impact of earthquake damage on the medical care utilization. Our empirical results show that the government copayment exemption policy increases 3.24 (3.5 for male sample) outpatient visits and has no effect on inpatient care either in the probability of hospitalization or length of stay after hospitalization. The earthquake resulted in an increase of 4.63 (4.55 for male sample) outpatient care visits, and roughly 10.37% and 2.66% likelihood of hospitalization (12.58% and 3.29% for male sample), respectively, at first year and second year following the earthquake. The price elasticity of outpatient care for the elderly is about -0.05 for all observations and -0.06 for male sample. Our empirical results could provide some policy implications regarding the control of the growth of medical costs for the elderly.