

計劃編號：DOH98-NH-1009

行政院衛生署 98 年度委託研究計劃

全民健保部分負擔制度之研究

成果報告

計畫委託機關：中央健康保險局

計畫執行機構：國立政治大學

計畫主持人：連賢明

協同主持人：許績天、陳素秋

研究員：何怡澄、羅光達、韓幸紋

研究助理：陳宗梧、巫婉萍

執行期間：98 年 6 月 9 日至 98 年 12 月 31 日

本研究報告僅供參考，不代表本署意見

計劃編號：DOH98-NH-1009

行政院衛生署 98 年度委託研究計劃

全民健保部分負擔制度之研究

成 果 報 告

計 畫 委 託 機 關 ： 中央健康保險局
計 畫 執 行 機 構 ： 國立政治大學
計 畫 主 持 人 ： 連賢明
協 同 主 持 人 ： 許績天、陳素秋
研 究 員 ： 何怡澄、羅光達、韓幸紋
研 究 助 理 ： 陳宗梧、巫婉萍
執 行 期 間 ： 98 年 6 月 9 日 至 98 年 12 月 31 日

中文摘要

自全民健保開辦以來，健保局為了維持健保的財務穩健，過去十多年來曾多次調整部分負擔的費用金額。以醫學中心為例，一般門診部分負擔由 100 元逐次上升至 360 元，調整幅度之大，可見一斑。透過提高民眾的部分負擔，健保局一方面可以增加健保收入，一方面則希望經由部分負擔的調整來抑制被保險人不當的醫療使用（亦即健康保險中的「道德風險」問題）。但提高部分負擔也引起外界許多批評，尤其是擔心降低民眾（特別是弱勢族群）就醫的需求，對就醫公平性及可近性皆造成更大傷害。

究竟調整部分負擔僅是抑制醫療利用或是造成就醫的不公平？為了清楚瞭解部分負擔對醫療利用效果，我們採兩個方法進行估計。首先，由於台灣部分負擔並非等比例調整，而是依醫院層級有明顯差異，政策影響有可能因民眾居住地區而有不同，我們因而將民眾依其居住鄉鎮中使用診所比例分組，以區分政策效果。其次，由於全民健保下所有政策調整一體適用，僅能就部分負擔政策變動前後相對應的醫療利用變化來推估效果。這類分析由於僅利用「實驗組」，而缺乏「對照組」的比較，造成可能估計偏誤。因此，本計畫以免部分負擔民眾為控制組，透過控制組的醫療利用趨勢，採用「差異中的差異法」(difference-in-difference, DID) 加以估計，來降低可能偏誤。

我們使用 2005 年百萬人健保歸人檔，比較 2005 年 7 月前後半年、一年的醫療次數，來分析最近一次部分負擔政策調整效果。根據診所利用比例，我們將病患居住地區劃分為 65% 以下，65-75%，75% 以上三組，並分別以這些分組內鄉鎮免部分負擔樣本，當控制組進行 DID 估計。研究結果發現：(1) 居住鄉鎮中醫院利用比例越高者，受政策影響越大；(2) 若沒有納入控制組，部分負擔政策效果會高估；(3) 部分負擔調整後，短期醫院門診使用次數下降約 0.15 次，但病患使用醫院機率上升 1.5-1.9%，顯示這個政策增加了原先較少利用醫院之病患其使用醫院的可能；(4) 由於免部分負擔樣本和一般民眾有所差距，我們另外以使用配對估計法 (propensity score matching, PSM) 挑選控制組和實驗組相似樣本來比較政策效果，但估計結果沒有顯著差異。

Abstract

To maintain the financial stability of National Health Insurance (NHI), Bureau of National Health Insurance (BNHI) has raised the amount of co-payment for outpatient visits several times since NHI's inception. For instance, the co-payment for visits in medical centers more than tripled, from NT100 to NT360. BNHI hopes the increase in outpatient co-payment not only adds more revenues for NHI, but also helps control for unneeded medical use (namely "moral hazard" problem). Nonetheless, such the policy change raised concerns as to whether the indigent groups no longer can afford health care use, and subsequently damages the fairness and accessibility of NHI.

Does the change in co-payment policy merely contain health care use or jeopardize the accessibility of health care? In this report we adopt two methods to uncover the policy effect. First, BNHI increases the outpatient co-payment based on the providers' accreditations; the higher the accreditations, the larger increase in their outpatient co-payment. Consequently, residents living in the proximity of hospitals are most likely to be affected by the policy. We examine this hypothesis by separating residents into three groups: 65-%, 65-75%, 75+%, according to their percentage of use of clinics in the health care to sort out the policy effect. To avoid that such the policy effect is contaminated by other confounding factors, in each group we use patients exempted from outpatient co-payment as the control sample, and utilize difference-in-difference method (DID) to uncover the policy effect.

Our data are derived from medical records of 2005 NHIS sample (one million residents). We compare the 6 months (short-term) and 12 months (long-term) health use prior and after July, 2005, the latest increase of co-payment policy, to analyze the policy effect. Our results show: (1) patients residing in towns with higher percentage outpatient use in hospitals are affected more by the change of copayment policy (2) Without using those exempted from outpatient copayment as the control sample, the policy effect is overstated. (3) The increase in outpatient copayment reduces the use of outpatient use in hospitals by 0.15 visits, but increases its chance by 1.5-1.9%, showing that the policy increases the chance of hospital use for those who previously less likely to visit doctors in hospitals (4) Because the severity of patients exempted from copayment might be different from that of the average patient, we use propensity score matching (PSM) method to select the control sample similar to the treatment sample, and conduct analysis based on the selected sample. Our results are robust to the selected sample.

目錄

| | |
|--|-----|
| 第一章 前言 | 1 |
| 1.1 計畫緣起 | 1 |
| 1.2 部分負擔制度的變革與現行規定 | 7 |
| 1.3 計畫目的 | 9 |
| 1.4 研究架構 | 10 |
| 第二章 制度介紹及文獻探討 | 12 |
| 2.1 各國部分負擔制度 | 12 |
| 2.2 部分負擔文獻 | 15 |
| 2.2.1 國外文獻 | 15 |
| 2.2.2 國內文獻 | 18 |
| 第三章 研究資料與敘述統計 | 23 |
| 3.1 研究資料 | 23 |
| 3.2 樣本說明 | 23 |
| 3.3 敘述統計 | 25 |
| 3.3.1 西醫門診之就醫次數與醫療費用 | 25 |
| 3.3.2 急診之就醫次數與醫療費用 | 33 |
| 3.3.3 大醫院及急診之就醫 | 35 |
| 第四章 實證模型 | 37 |
| 4.1 基本實證模型 | 37 |
| 4.2 資料與樣本處理方法 | 39 |
| 4.3 傾向分數配對法 | 43 |
| 4.4 巢式 logit 模型 | 52 |
| 第五章 估計結果 | 56 |
| 5.1 基本估計結果 | 56 |
| 5.1.1 政策效果之趨勢模型估計 | 56 |
| 5.1.2 政策效果之差異中的差異模型 (DID) 估計結果 | 58 |
| 5.1.3 不同年紀下之政策效果 - 差異中的差異模型 (DID) 估計結果 | 61 |
| 5.1.4 急診之政策效果 - 差異中的差異模型 (DID) 估計結果 | 62 |
| 5.2 考慮年紀固定效果之差異模型 (DID) 估計結果 | 63 |
| 5.3 兩階段負二項迴歸模型之差異模型 (DID) 估計結果 | 63 |
| 5.4 傾向分數配對法之差異模型 (DID) 估計結果 | 66 |
| 5.5 巢式 logit 之差異模型 (DID) 估計結果 | 67 |
| 5.6 論病計酬之政策效果分析 | 69 |
| 第六章 結論 | 71 |
| 6.1 研究發現與政策建議 | 71 |
| 6.2 研究限制 | 73 |
| 參考文獻 | 75 |
| 附表一 | 115 |
| 附表二 | 116 |
| 附表三 | 119 |
| 附表四 | 125 |

表圖目錄

| | |
|--|-----|
| 表 1-A：各國部分負擔制度彙整..... | 79 |
| 表 1-B：樣本特性..... | 84 |
| 表 2-A：樣本特性—一般民眾..... | 85 |
| 表 2-B：樣本特性—免部分負擔民眾..... | 86 |
| 表 3-A：各醫療層級之平均就醫次數—西醫門診..... | 87 |
| 表 3-B：各醫療層級之平均就醫次數—西醫門診（依性別分）..... | 88 |
| 表 3-C：各醫療層級之平均就醫次數—西醫門診（依年紀分）..... | 89 |
| 表 3-D：各醫療層級之平均就醫次數—西醫門診（依健保分局分）..... | 90 |
| 表 3-D：各醫療層級之平均就醫次數—西醫門診（依健保分局分）（續）..... | 91 |
| 表 4-A：各醫療層級之平均醫療費用—西醫門診..... | 92 |
| 表 4-B：各醫療層級之平均醫療費用—西醫門診（依性別分）..... | 93 |
| 表 4-C：各醫療層級之平均醫療費用—西醫門診（依年紀分）..... | 94 |
| 表 4-D：各醫療層級之平均醫療費用—西醫門診（依健保分局分）..... | 95 |
| 表 4-D：各醫療層級之平均醫療費用—西醫門診（依健保分局分）（續）..... | 96 |
| 表 5-A：歷年急診平均就醫次數與醫療費用（依性別分）..... | 97 |
| 表 5-B：歷年急診平均就醫次數與醫療費用（依健保分局分）..... | 98 |
| 表 5-B：歷年急診平均就醫次數與醫療費用（依健保分局分）（續）..... | 99 |
| 表 6：歷年大醫院及急診之就醫比例..... | 100 |
| 表 7：部分負擔制度改變之短期趨勢效果 ^{a,b,c} | 101 |
| 表 8：部分負擔制度改變之長期趨勢效果 ^{a,b,c} | 102 |
| 表 9：部分負擔政策之政策效果估計—短期 DID 分析 ^{a,b,c} | 103 |
| 表 10：部分負擔政策之政策效果估計—長期 DID 分析 ^{a,b,c} | 104 |
| 表 11：不同年齡分組下之部分負擔政策效果估計—短期 DID 分析 ^{a,b,c} | 105 |
| 表 12：急診交叉效果 ^{a,b,c} | 106 |
| 表 13：模型強韌性檢驗—考慮所有年紀分組之固定效果 ^{a,b,c} | 107 |
| 表 14：模型檢驗—兩階段負二項迴歸模型結果 ^{a,b,d} | 108 |
| 表 15：模型檢驗—PSM 結果 ^{a,b,c} | 109 |
| 表 16：實驗—短期 nested logit model 估計結果..... | 110 |
| 表 17：論病計酬分析..... | 111 |
| 圖 1：西醫門診之 Logit 模型 DID 邊際效果估計..... | 112 |
| 圖 2：西醫門診之 Logit 模型 DID 邊際效果 Z 值..... | 112 |
| 圖 3：醫院就醫之 Logit 模型 DID 邊際效果估計..... | 113 |
| 圖 4：醫院就醫之 Logit 模型 DID 邊際效果 Z 值..... | 113 |
| 圖 5：區域醫院以上就醫之 Logit 模型 DID 邊際效果估計..... | 114 |
| 圖 6：區域醫院以上就醫之 Logit 模型 DID 邊際效果 Z 值..... | 114 |

第一章 前言

1.1 計畫緣起

1995年3月開辦的全民健保，它整合了我國原有各項的健康保險，將投保對象擴大至農、勞保眷屬和地區投保者，成為全民的社會醫療保險體系。雖說健保實施後，有效減少民眾的就醫障礙，並提升了醫療的可近性（鄭文輝，2000），但健保仍需面對醫療保健支出持續不斷上升的問題。依全民健保的財務收支趨勢加以分析，估計未來平均每年保險成本的成長率約為4.11%，而同時間之下的保費平均成長率僅為2.21%，顯示在現行費率下，保險收入已無法支應保險成本之成長，在保險收入成長有限，保險成本與保險收入缺口逐漸擴大情形下，健保財務問題日益嚴重。（全民健康保險費率精算報告，2008）

為了維持健保財務穩健，健保局過去十多年間提出各種財務調整方案。在針對醫療院所部分，包含了總額預算（1998年牙醫總額、2000年中醫總額、2001年西醫基層總額、2002年醫院總額）、支付標準或給付項目的調整、以及藥價調查等等；而在民眾部分，則包含調整費率、擴大費基、以及提高部分負擔等等。由於費率調整影響甚廣，民眾反彈甚大，健保局於2002年9月1日將4.25%調整為4.55%後，便無法進一步調整。擴大費基則因為調整對象有限，而且無法明顯對健保財務問題有相當大的改善，因此部分負擔的調整便成為健保局在針對民眾方面最常使用的政策工具，這可從自健保開辦後，健保局前後共有八次調整部分負擔看出。以醫學中心為例，一般門診部分負擔金額由100元、150元、210元，逐次上升至360元；另外，健保局也於1999年8月新增藥品、復健、高診次部分負擔。更於91年9月加收檢驗項目部分負擔（有關歷次部分負擔調整及沿革，下節說明）。

選擇部分負擔做為最常用的政策工具有幾個重要原因，其中最重要應是希望透過調整部分負擔來抑制被保險人不當醫療使用。由於實施健康保險後，民眾的就醫價格下降，在面對較低價格時，消費者不免有過度使用醫療資源的可能，這即是健康保險中所強調的「道德風險」問題（Arrow，1963；Pauly，1968；Brandt

et al., 1980; 林淑萱、鄭清風、陳幼華, 1983; 藍忠孚等, 1991)¹。因此, 健康保險通常保留相當程度的部分負擔, 從需求面來抑制使用過多的醫療資源。其次, 由於台灣病患通常傾向選擇大型醫院就診, 不願意去一般診所就診, 這種作法使國內醫療缺乏國外透過轉診制度來把關, 不免造成醫療資源無效率使用, 使得健保局調整部分負擔時, 將部分負擔依醫院層級做區隔, 越高層級醫院收取越高額部分負擔, 以抑制民眾對醫院就診的需求。最後, 由於保費調整引發許多民眾反彈, 提高部分負擔可說是變相漲價, 間接可增加健保收入。

但是提高部分負擔並非完全無負面效果。首先, 部分負擔的增加會降低民眾就醫的需求, 對弱勢族群可能造成傷害。健保部分負擔的金額調整, 加重了至醫院就醫的自付價格, 目前民眾至醫學中心及區域醫院就醫, 掛號費加上門診及藥品部分負擔已超過 500 元, 對就醫公平性及可近性皆造成影響。除此之外, 由於醫療市場具有訊息的不對稱性, 醫師通常協助決定病人醫療需求, 形成醫病間特殊而複雜的代理關係 (agency relationship): 醫師一方面需照顧病人福祉, 另一方面則需考量自身利益。在這個特殊情況下, 部分負擔的增加有可能僅提高了病人的自費水準, 但對抑制醫療需求並不見得會有實質的影響。

究竟調整部分負擔僅是抑制醫療利用, 或是造成就醫的不公平? 這個答案取決於就醫時的價格彈性 (price elasticity)。由於醫療使用的價格彈性, 反映出健康保險中因「道德風險」(moral hazard) 所引發的過多醫療使用, 影響層面相當廣泛, 一直是醫療經濟中一個重要議題²。然而, 在估計價格彈性時卻常遭遇許多實際困難。以美國為例, 由於民眾各自選擇醫療保險, 許多受保人會根據自身健康狀況選擇最有利的醫療保險, 這種自我選擇的行為 (self-selection) 容易造成估計保險價格彈性的內生性偏誤, 導致早期文獻中所估計的保險價格彈性從

¹ 必須強調的是, 道德風險所引發價格效果, 需拆成兩個部分: 所得效果和替代效果。所得效果所引發的醫療增加並非道德風險, 並且能增加消費者福利; 但替代效果會導致消費者過度使用醫療服務, 對社會福利造成損失。至於道德風險對社會福利的好壞, 則要看哪個效果大。這個論點在 Cutler and Zeckhauser (2000) 中有清楚說明。事實上, 假設道德風險真的只增加社會福利, 那文獻中似乎不需要討論所謂的 Optimal risk sharing。這點在 Åke Blomqvist (2001) 亦有清楚說明, 茲將全文引用如下: 「Nyman's paper addresses the issues of what would happen if conventional approaches would be applied to the problem of estimating the net gains from insurance against the alternative of no insurance at all. Most of the recent literature in this area, in contrast, has concerned a question at the margin: For a given degree of insurance protection, would consumers be better off with a somewhat higher (or lower) degree of insurance? By extension, what is the optimal degree of insurance protection?」。

² 有關道德風險如何增加醫療浪費以及對社會福利的影響, 相關討論詳見 Cutler and Zeckhauser (2000)。

-0.1 到 -2.56³，大小相差超過二十倍 (Cutler and Zeckhauser, 2000)。為了瞭解正確的價格彈性，妥善設計健康保險中自負金額，美國政府於 1974 年，花費五年時間，投入 8000 萬美元經費，進行健康保險實驗 (Rand Health Insurance Experiment, HIE)⁴。這個實驗將參與者「隨機」納入自負比例從 0% 到 95% 各類不同負擔程度的保險，透過隨機分配方式，來排除價格內生性所衍生的問題。根據 HIE 的估計結果，當保險自負比例從 95% 降低到 0% 時，每人平均醫療費用增加約 45%，而一般門診的價格彈性介於 -0.1~-0.2 之間 (Manning et al., 1987)，顯示部分負擔的效果相當有限。

相較於國外研究，在實施全民健保前，台灣相關研究主要利用不同醫療保險 (例如公、勞、農保) 和無健康保險者間的部分負擔差異，來分析部分負擔對醫療使用的影響 (陳炫碩, 1990; 李卓倫等, 1995)。由於當時台灣醫療保險的取得絕大多數是以職業別為基礎，若和無醫療保險者醫療利用相較，除保險價格外，還會受到有無就業、職業身份 (投保類別) 等因素影響，也因為如此，早期文獻所估計出的價格彈性有所差異。自 1995 年實施全民健保後，所有人均納入醫療保險中，雖然杜絕了投保人自行選擇醫療保險所造成的價格內生性，然而全民健保所有政策調整通常一體適用，僅能利用政策變動前後相對應的醫療利用變化來推估價格效果。然而這類分析僅利用了「實驗組」，缺乏「對照組」的比較，因此估計出的結果依舊相距甚大 (陳聽安等, 1998; 劉文玉, 2000)。為了解決「控制組」這個問題，後續研究利用重大傷病、低收入戶、榮民、九二一震災災民等享有免部分負擔群體作為「控制組」(李丞華與周穎政, 2000; 李丞華與周穎政, 2002; 薛亞聖, 2003; 陳昕等, 2007)。但這些控制組多為高醫療利用群體，與一般民眾的醫療利用趨勢及影響因子可能有所不同，造成控制組和實驗組特性相去甚遠，直接衝擊估計結果可靠性。

為了解決控制組和實驗組差異甚大的問題，近來研究將注意力轉於找尋一個「未一體適用」的政策，其中北市兒童醫療補助計劃受到相當多的重視 (胡登淵等, 2002; 許君強等, 2006; 韓幸紋、連賢明, 2008)。由於北市兒童醫療補助計劃僅限於北市設籍並居住六歲以下兒童，其他縣市並無相同政策，因此這個未

³ 有關過去文獻對保險價格彈性的估算結果，見 Cutler and Zeckhauser (2000) 中表 3 的討論。

⁴ 有關 HIE 的實驗設計、費用、抽樣方式，以及研究結果，詳見 Newhouse et al. (1981) 與 Manning et al. (1987)。

一體適用政策，提供了一個解決控制組和實驗組差異甚大的方法。韓幸紋、連賢明（2008）利用台北市的兒童醫療補助計畫於 1998 年 10 月將補助對象自 3 歲以下北市兒童，擴張至 6 歲以下北市兒童。由於這個補助政策的擴張，有清楚的實施時間（1998 年 10 月）與實施對象（4-6 歲設籍北市兒童），因此可清楚界定「實驗組」。其次，這個補助政策的擴張，僅限於 4-6 歲北市兒童，而鄰近台北縣同年齡兒童並沒有類似補助，而這也提供了一個建立「控制組」的良好機會。在使用 1997 年至 2000 年健保資料庫，他們透過比較北市和北縣 4-6 歲兒童在醫療使用上是否有差距，了解部分負擔對兒童醫療利用的影響。結果顯示補助政策的確增加了北市兒童門診利用，就平均而言，減免部分負擔平均增加了兒童一般門診次數 1.58 次（西醫），佔全年醫療利用 7.8%；若以減免部分負擔金額佔平均就診費用比例估算，所得出的醫療價格彈性為 -0.077。

除了部分負擔對整體醫療利用的影響外，另一個重點在於部分負擔是否改變了民眾的就醫選擇。由於健保局部分負擔調整的設計，民眾的部分負擔金額會依就醫層級不同而有差別，這種調整方式，造成不同層級院所的部份負擔變動不同，增加了估計的複雜度。若直接考慮制度變動對醫療利用的影響，等於把所有醫療院所視為相同層級，並沒有考量到赴不同層級院所就診的差異性。因此一些研究將醫療利用依據不同層級進行分析，觀察醫療使用頻率是否因為不同的部分負擔而有所改變（Cherkin et al, 1989；江君毅等，2002；張意誼，2008；陳文意，2008）。然而，這種作法並未考量民眾在就醫時，同時考量所有醫療提供者的事實，因而可能會造成估計的偏誤。

針對上述研究重點，本研究在研究資料和研究方法特別加以選擇。在研究資料上，我們主要採用健保資料庫中的健保歸人檔分析。歸人檔目前有 120 萬人資料，可使我們針對不同醫療服務、不同年齡民眾來分析觀察。歸人檔涵蓋同一個人超過 10 年，跨越了多次支付制度改變（論量計酬、論病例計酬、總額支付制度），可提供我們比較不同支付制度下的政策成效。此外在研究方法方面，以前的研究皆直接比較部分負擔實施前後醫療利用的差別，但這樣的研究方法無法排除共同因子的影響。而近期研究則採取「差異中之差異法」進行分析，納入控制組的考量來改善前述缺失，不過這些研究使用多以「免部分負擔」樣本（如重大傷病，921 受災戶）作為控制組，實際上與實驗組的樣本在特性上相去甚遠，而

且有價格內生性的可能疑慮。

根據上述的說明，為了能夠真正了解部分負擔對民眾在醫療使用上的影響，本研究首先利用「差異中的差異」(difference in difference, DID) 估計法來評估 2005 年 7 月部分負擔調整的政策效果。差異中的差異估計僅為本研究計畫的基礎估計方式，而在進行差異中的差異分析中，我們亦將樣本依據其平常至診所就醫的比例區分組別，將全部樣本區分為三個比例等級的實驗組，其中第一實驗組是指病患所屬市場之鄉鎮市區，其至診所就醫之比率低於 65%，第二組則介於 65% 至 80% 之間，第三組則是平常就醫基本上以診所為主 (80%)。分組的邏輯在於部分負擔的調整基本上皆以調整較高層級的醫療院所 (醫院) 為主，而基層診所於歷年的調整中，其部分負擔的費用均未改變。換言之，如果我們可以找到某群民眾，其所在市場僅有診所 (因此他們僅可以選擇診所作為其醫療供給者)，則這些民眾受到政策的影響應會較低。置言之，我們預期三組的設計基本上以第一組受到政策的影響較大，其次為第二組，第三組則影響最小。我們希望先透過三個組別的分組，再進行差異中的差異比較，以瞭解並確認估計結果之正確性與一致性。

再者，我們以線性估計模型進行差異中的差異分析時，我們更將分析方法進一步改進，以期將可能的計量偏誤減至最低。首先，考量到本研究最主要的研究變數，醫療利用 (機率與次數) 的特性，我們利用兩階段線性迴歸模型分析民眾就醫的機率，以及給定在醫療利用為正之下醫療次數的估計模型。置言之，我們將兩階段線性模型與差異中的差異估計方法加以結合，並據此分析部分負擔調整之政策效果。另外，我們考量到歸人檔資料中，其先以同一年的承保檔之被保人抽樣，其後追蹤此一病患歷年醫療資料，因此隨著時間的演進，本研究最主要的研究變數 (醫療利用：機率與次數) 將存在明顯的人為時間趨勢。因此我們將模型考量所有年齡分組之年紀固定效果，並觀察在控制了所有詳細的年紀分組效果後，原先之政策效果 (機率與次數上) 是否仍舊成立。其四，由於醫療利用變數為次數變數 (count variable)，因此我們進一步將前述的兩階段模型以兩階段負二項迴歸模型進行分析。我們先以 logit 模型分析民眾之就醫機率 (西醫門診就醫機率，醫院就醫機率，大醫院就醫機率) 在政策前後於實驗組與控制組之間的差別，其後給定醫療利用為正，利用截斷式負二項迴歸模型 (truncated negative

binomial regression) 分析民眾之就醫次數的 DID 效果分析。

其五，為了進一步瞭解部分負擔抑制醫療利用的真實效果，並改善上述問題，估計上我們使用差異中差異分析方法，但對控制組的選擇上，則採配對估計法 (propensity score matching, PSM)⁵ 來挑選與政策實施對象相近的控制組，以排除價格內生性的影響，以求估計結果之精確性。最後，為了考量部分負擔包含了不同醫院層級間不同金額的垂直調整，我們也使用機率模型 (logit model) 來估計到醫院就診的機率，或是以巢狀邏輯特性模型 (nested logit model) 來涵蓋不同醫院層級的選擇，以納入不同層級醫院之間，部分負擔費用不同的影響因素。

根據我們的估計結果，本研究發現：(1) 整體而言，當部分負擔的調整呈現非比例調整 (non proportional) 之時，民眾至西醫門診就醫機率下降，顯示部分負擔調整對整體醫療使用有些許降低的效果。(2) 政策施行後，民眾利用醫院，以及大醫院 (區域醫院以上) 之就醫比例 (就醫機率) 則提高。然而 (3) 西醫門診中醫院，以及大醫院之就診次數，在部分負擔調整之後，民眾的就醫次數反而相對下降。(4) 而此估計結果本身意涵，醫療院所可能存在規模限制 (capacity constraint)，因此當部分負擔調整後，雖然讓原先就診之民眾的就醫比例下降，但是由於空出規模空間可以容納原先的潛在等候名單，進而讓整體就醫機率下降，但較大規模醫院之就醫機率提高，以及就醫次數卻是相對下降。相較於傳統文獻，一般在部分負擔的分析中，大都著重於就醫次數受到政策的影響，而本研究則進一步發現，部分負擔調整之後，民眾的就醫機率在較大規模之醫院產生提高的現象。(5) 急診之醫療利用受到此一政策的影響不大。(6) 短期下，前述就醫機率的改變與就醫次數的減少，其效果主要來自於身體較健康之民眾 (65 歲以下樣本)，相對的，65 歲以上的民眾在制度調整前，其就醫的機率與次數相對較高，但在政策調整後，其實對這群民眾並沒有造成太大的衝擊。(7) 根據我們將實驗組分組的結果，政策的衝擊對於附近醫院家數相對較少之區域，影響相對較低；換言之，部分負擔的調整，對於都市 (一般醫院位置) 的民眾之醫療利用衝擊相對較大。最後，我們雖然在分析上將時間區分為短期與長期的政策評估，然而長

⁵ 多數研究是透過蒐集實際發生的資料進行分析，此情況下取得的樣本通常並非具有隨機性，進而產生樣本選擇偏誤的問題。為了排除樣本選擇偏誤，我們透過 PSM 進行分析。根據實驗組某些特性，挑選出與其特性最為相似的控制組樣本，以降低樣本選擇偏誤，縮小實驗組與控制組間的差距，使兩者特性分配極為相似，排除內生性問題的影響。

期的政策結果需要更進一步的資料以確認效果。

1.2 部分負擔制度的變革與現行規定

部分負擔制度實施的主要目的在於抑制保險對象過度或不當的醫療需求，特別是肇因於健康保險所誘發的「道德危險」行為。所謂部分負擔係指保險對象至健保特約醫療院所就醫時，必須負擔一部份的醫療費用。過去公、勞、農保等各類相關的健康保險項目係實施免費醫療，未實施醫療費用部分負擔制度，造成醫療資源嚴重的浪費，而且各類保險也因此發生鉅額虧損。有鑑於此，我國全民健保規劃之初，便極為重視部分負擔制度的設計。全民健保法第 33~38 條即是規範此類事項，冀望藉由部分負擔制度的實施，提高保險對象的成本觀念，防杜醫療資源的浪費。另一方面，部分負擔制度尚有挹注保險財務的次要目的，亦即在實施或調高部分負擔後，在名目保險費總收入未因而相對調降的情況之下，等同提高實質保險費，藉以減輕健保財務壓力。

我國自 1995 年 3 月實施全民健保以來，醫療費用的成長率遠超過保險收入成長率，財務危機的隱憂早已浮出檯面，1998 年起即發生財務收支赤字的情況。往後的數年間，健保局即實施許多有關開源與節流的相關措施，就開源的措施方面，諸如 1999 年 12 月 1 日起規定政府應提撥公益彩券盈餘之一定比例（目前規定的提撥率為 5%）作為全民健保安全準備。2002 年起開徵菸品健康福利捐，該項菸品健康福利捐其中一部份應用於全民健康保險安全準備；同年 9 月 1 日起調高健保保險費率增幅 0.5 個百分點。而在節流的在部分負擔方面，1999 年 8 月起實施部分負擔新制，分別調高西醫藥品自 101 元到 500 元之 20% 定率部分負擔、以及高診次患者、中醫傷科療程、西醫復健療程之定額部分負擔；自 2001 年 7 月起也分別調整藥品費用及門診高診次利用之部分負擔金額。而 1999 年 3 月、2000 年 1 月以及 2001 年 1 月則調整了保險對象住院醫療費用自行負擔的金額上限。

自健保開辦至今，陸陸續續調整與修正了多次部分負擔的內容（請見附表一），最近的一次調整是健保局為了配合落實轉診制度及依照健保法有關門診部分負擔之規定，於 2005 年 7 月 15 日調整地區以上醫院之門診基本部分負擔。目前我國現行健保中有關部分負擔的相關金額與內容可簡述說明如下。

1.門診基本部分負擔

| 類型 | 基本部分負擔 | | | | |
|------|--------|-------|-------|------|------|
| | 西醫門診 | | 急診 | 牙醫 | 中醫 |
| | 經轉診 | 未經轉診 | | | |
| 醫學中心 | 210 元 | 360 元 | 450 元 | 50 元 | 50 元 |
| 區域醫院 | 140 元 | 240 元 | 300 元 | 50 元 | 50 元 |
| 地區醫院 | 50 元 | 80 元 | 150 元 | 50 元 | 50 元 |
| 診所 | 50 元 | 50 元 | 150 元 | 50 元 | 50 元 |

全民健康保險法及其施行細則對於門診費用部分負擔，原則上規定採定率方式繳納，惟為了方便施行，目前門診費用部分負擔金額，改以定額方式收取。目前門診基本部分負擔，基本上分別依「逕赴就醫」或「轉診」二類方式計收。其中門診與急診之部分負擔依法或依規定免收或減收的情形為符合全民健康保險法第 36 條各款情形之一者，如重大傷病、分娩、預防保健、至山地離島地區院所就醫者；榮民、低收入戶及三歲以下兒童等已由相關單位支付者。身心障礙人士一律以基層院所基本部分負擔 50 元計收。

2.門診藥品部分負擔

| 藥費 | 部分負擔費用 |
|------------|--------|
| 100 元以下 | 0 元 |
| 101~200 元 | 20 元 |
| 201~300 元 | 40 元 |
| 301~400 元 | 60 元 |
| 401~500 元 | 80 元 |
| 501~600 元 | 100 元 |
| 601~700 元 | 120 元 |
| 701~800 元 | 140 元 |
| 801~900 元 | 160 元 |
| 901~1000 元 | 180 元 |

| | |
|----------|-------|
| 1001 元以上 | 200 元 |
|----------|-------|

3.門診復健（含中醫傷科）部分負擔

如果在門診進行復健物理治療或中醫傷科治療，同一療程自第 2 次起，每次只須自行負擔 50 元。

4.住院部分負擔

在健保特約醫院住院，須自行負擔的住院費用如下：

| 病房別 | 部分負擔比率 | | | |
|------|--------|---------|----------|---------|
| | 5% | 10% | 20% | 30% |
| 急性病房 | -- | 30 日內 | 31-60 日 | 61 日以上 |
| 慢性病房 | 30 日內 | 31-90 日 | 91-180 日 | 181 日以上 |

如果是因為同一疾病，在急性病房住院 30 天之內，或在慢性病房住院 180 天之內，所支付的部分負擔有上限規定。上限額度每年公告一次，例如自 1998 年 1 月 1 日至同年 12 月 31 日期間，因同一疾病在急性病房住院 30 天之內，或在慢性病房住院 180 天之內，每次住院的部分負擔上限為 28,000 元，全年住院的部分負擔上限為 47,000 元。超過全年上限部分，可於次年申請核退。

1.3 計畫目的

本計畫研究目的主要針對現行的全民健康保險部分負擔制度進行評估。我們將研究區分為下列：

(1) 不同國家部分負擔制度比較。

針對不同國家在部分負擔制度的比較上，由於歐洲已開發國家的醫療服務多已引進成本分擔的概念。許多歐洲國家的藥品費用，成人的牙醫等皆有部分負擔。因此本研究在這部分的比較中，將針對該制度的施行，在醫療成本與品質上的差異，並以歐洲主要國家為比較基礎點，說明制度差異並比較兩者在醫療成本與品質上的差別。

(2) 完成台灣現行全民健康保險之部分負擔制度的效果評估。

此部分主要分析現有部分負擔制度針對健保財務和民眾就醫權益上衝擊。由於這兩者高度取決於民眾在施行部分負擔後的醫療利用之衝擊。本研究將依下面的不同面向進行評估。

- 部分負擔制度的施行，對於民眾在不同醫療服務（一般西醫與急診）之醫療利用（就醫機率與就醫次數）的衝擊。

利用計量模型，包括兩階段線性估計模型，兩階段負二項迴歸模型 傾向分數配對之估計法，以及差異中的差異等技巧，觀察實施部分負擔是否減少民眾的醫療利用。評估過程中，我們將區分一般西醫的醫療使用以及急診。分析過程中，我們同時估計就醫機率，至醫院之就醫機率，以及大醫院（區域醫院）之就醫機率的衝擊，以及分析這些相關醫療層級之就醫次數的影響，以圖更全面性的瞭解部分負擔政策的影響衝擊。

(3) 完成針對台灣的部分負擔制度之政策建議。

根據前述之不同國家的比較，同時根據我們在第二部份，在不同醫療服務，以及不同病患特性上有關部分負擔之政策評估結果，我們據此推論部分負擔提高或減少之幅度（如改變 1% 或一個標準差），使得醫療利用大幅減低之比例（或變動之標準差）。同時根據此效果的評估，配合台灣現有的制度，以及參考各國的政策差異，提出政策建議。

1.4 研究架構

本節說明本研究計畫報告之架構。首先我們於第一章簡述研究前言，並說明計畫緣起，介紹台灣部分負擔制度的變革，並說明研究目的。其後第二章中，我們比較各國的部分負擔制度，同時進行部分負擔相關文獻回顧與探討。第三章則說明本研究所用研究資料與其敘述性統計。在該章中，我們首先介紹研究資料，其後說明樣本，包括整體樣本特性，以及各類不同特性下支樣本說明，並於第三小節中，說明西醫與急診的就醫次數與醫療費用於歷年間的變化。我們希望透過樣本的基本趨勢可以獲取大致的景象，並由此瞭解估計之方向與正確性。第四章說明本研究計畫所使用的估計模型，我們先介紹本研究的基本實證模型，並說明資料與樣本取樣原則，資料區分方法與邏輯，並介紹兩階段負二項迴歸模型，以及傾向分數配對估計法，以及巢式 logit 模型。最後我們於第五章說明估計結果，

我們第 5.1 節中說明基本估計結果，在基本結果中，我們先分析趨勢估計模型結果，其後說明線性模型之差異中的差異估計結果，並探討不同年紀下的政策效果，分析上區分為急診與一般西醫門診之醫療利用的政策效果衝宜。第 5.2 節中，我們考慮年紀固定效果，分析政策改變後的就醫機率與次數之影響。第 5.3 節中，則利用兩階段負二項迴歸模型同時以 DID 估計技巧進行政策評估。另外第 5.4 節中，則利用傾向分數配對法以解決實驗組與控制組之間可能存在的自我選擇內生性問題，所帶來的計量偏誤。最後則於第 5.4 節中加入巢式 logit 模型估計結果。最後第六章為計畫的結論與發現並說明研究限制。

第二章 制度介紹及文獻探討

2.1. 各國部分負擔制度

以下介紹各國（歐美為主）部分負擔制度。為了方便起見，說明中以各國於門診，住院，以及藥劑等三部分進行說明與介紹（Social security programs throughout the world, 2008）。首先介紹美國和加拿大。就美國而言，其部分負擔施行主要包含在門、住診及藥劑費用的醫療行為上。就門診而言，病患的自負額為 100 美元，超過部分則病患負擔 80%。而當病患住院時，住院六十天內必須負擔 992 美元（每年調整），超過六十天，但於 90 天內者，每天自己負擔費用的四分之一，超過九十天，則必須每天自付一半。藥劑費用部分，每年的基本費用為 265 美元（可抵稅）；花費 2400 美元以下者，與保險共同分攤，2400 美元到 3850 美元者，由被保險人支付，而花費在 3850 美元以上者，由被保險人支付 5%，醫療保險計畫支付 95%。除了在門、住診及藥劑費用的自付額及部分負擔外，在其他的醫療服務（包括每年醫生服務費，門診治療與物理治療，檢驗，器材與交通費用），其自負額為 131 美元，超過此上限者，則部分負擔的定率則為 80%。相對的，同於北美的加拿大，其於門診與住院，乃至於藥劑上皆有施行部分負擔，然其部分負擔的比率則由各省政府決定。

在歐洲各國方面，我們首先介紹英國。由於英國施行公醫制度。就門診與住院，只要是該國全民健康服務簽約的醫生和牙醫，公立醫療院所負責提供的醫療照護，原則上不需要支付部分負擔（不論門診或住院），不過在牙醫的部分，部分的牙醫病患必須負擔最高達 194 英鎊。在藥劑費用上，病患則每一處方必需支付 6.85 英鎊。簡單來說，在某些項目上，英國要求病患支付某些比率的部分負擔，但就低收入和特定族群（孕婦）而言，這些費用全免。

荷蘭與愛爾蘭皆和英國相似。荷蘭由疾病基金直接支付所有相關費用。在荷蘭，不論門診治療，或藥劑費用，皆為與疾病基金訂有合約的醫生或醫院，以及藥房所提供的直接醫療服務，費用由該疾病基金直接支付，病患不需要支付部分負擔。但在住診部分，則為每天 3.6 歐元。此外，對於長期住院，整型外科，義肢，以及交通費的部分特殊費用，病患則必須支付部分負擔（當然，倘若為低收入戶病患，則這部分的部分負擔亦是全免）。而在愛爾蘭，只要是 Medical-card

的持有者(未滿 70 歲者須通過經濟調查)，在公立診所及醫院病房接受的服務完全免費。對於未持卡人，門診診療亦免費，惟第一次的意外狀況或急診，需負擔 66 歐元；住診部分，每晚 66 歐元，上限為連續 12 個月內不得超過 660 歐元。

在德國與法國，病患則必需支付一定的費用。在德國不論門診，住院，乃至於藥劑等醫療服務，皆由與疾病保險基金的醫生，醫院，和藥劑師直接為病人提供相關醫療服務，門診的專科及非專科服務均免部分負擔；住院一天 8.7 歐元，最多可達 14 天；藥劑分為 4.1、4.6 與 5.1 歐元三種；對處於弱勢或貧窮個人或家戶則不需要支付這些費用。在法國則是由被保險人先行支付醫療費用，再向當地的疾病基金收取償還部分的醫療費用。專科及非專科的門診醫療服務定率為 30%，其中公立醫院的專科服務定律 20%。病理服務則定率 40%。住院定率負擔為 20%，上限 30 天(殘障孩童、戰爭受害者、工作意外受益人免付)。此外，藥劑費用則有 35%至 65%的部分負擔定率。在瑞士，門診醫療服務每年有 230 法郎的基本額度，當病患的門診費用超過此一基本額度時，則必須負擔醫療診治與藥劑 10 的%之費用。在住院醫療服務中，在瑞士則是採用定額負擔(10 法郎)的方法。而比利時亦同，依照被保險人的所得及身分，收取不同的部分負擔。

西班牙某些專科及慢性疾病，每個項目需部分負擔 10%，上限為 2.64 歐元。藥劑的部分，直接由國家健康管理協會、自主性地方健康服務或與之簽約的醫生與醫院提供。根據規定，病患通常負擔 40%。領退休金者免藥劑部分負擔。此外，停止保險者，根據最後一年的保費貢獻及家庭地位，可自停止日起享最多 52 星期的保險優惠。而在葡萄牙，醫療服務直接由健康中心與醫院提供，其中的某些項目需要部分負擔。

北歐國家中，芬蘭住院採用定額負擔的作法，而在門診治療中，私人醫生的定率負擔為 40%，私人牙醫的定率為 40%(規定的檢查與治療超過 13.46 歐元時負擔 25%)，門診治療每天 22 歐元。住院治療定額每天負擔 21 歐元，與所得連動。藥劑費用病患須部分負擔 58%。對於嚴重和長期疾病的患者而言，定率的負擔則比一般人低，接於 0%至 28%之間(共同負擔 3 歐元)，超過 643.14 歐元的規定中藥物 0%(共同負擔 1.5 歐元)。除此之外，在芬蘭，交通費亦訂有自付額(9.25 歐元)，超過部分亦是全額歸還；倘若每年可扣除費用超過 157 歐元，則全數歸還；生產期間在醫療中心的照護免費。

挪威的病患門診服務，每次看病必須自行支付 130 克朗，但是公立醫院所提供的免費服務。對於藥劑費用，在該國則訂有定率 36% 的負擔，然而此藥劑費用的負擔則訂有負擔上限（510 克朗）。在藥品的費用上，瑞典提供免費的胰島素治療，除此之外，其他的藥品則於一年之內訂有 900 克朗的上限，之後需要負擔費用每年以 1800 克朗為上限。除了這些門住診，以及藥品的費用外，在瑞典如果未滿 18 歲的子女，則可獲得免費的牙齒治療，對於預防性的牙科照護則有定額補助。不論瑞典和挪威，住院均為免費。

同樣位於北歐的冰島，可免費於公立醫院住院。對於門診治療，則是採用支付醫師出診的最低費用的方法。在藥品費用上，慢性疾病的醫藥免費，但其他藥劑則必需支付最低的費用。除此之外，在產房的生產免費。X 光與交通費，病人必需支付最低的費用。

澳大利亞所施行的方法，在門診治療中，定率負擔 15%，或支付 50.1 澳元（兩者選擇最低之一），而此金額會隨物價指數而調整。在住院中，公立醫院提供免費的一般病房的住診以及一般的治療。之於在藥品費用上，每一處方最多收取 29.5 澳元，年金領取者，領取救助給付者，以及低收入者，則此一金額降為 4.7 澳元，藥劑費用則由至府支付。

最後，與台灣同屬亞洲的臨近國家，以日本、中國、南韓和新加坡為例。日本有國家健康保險與勞工健康保險兩大體系。其門、住診及藥劑部分，學齡前兒童部分負擔 20%，69 歲以下者負擔 30%，70 歲以上者，依其所得狀況，負擔 10% 或 30% 不等。此外，住診部分，需依家庭所得負擔餐點與其他費用。至於中國，社會保險基金對醫療利益的償還從當地每年平均工資的 10%-400% 不等。愈高層級醫院的醫療治療，獲得的補貼愈少；反之亦然。（接受補貼超過 400% 者，必定有參與其他醫療照護計畫）。而鄉村合作醫療照護計畫和都市無薪資所得者的醫療照護計畫中，補貼上限依各省規定的不同而不同。在南韓，醫療服務由與 NHIC 簽約的醫生、診所、醫院和藥商提供。依身分不同，被保險人負擔 30%~50% 門診費用、20% 的住院費用。最後，新加坡有一特別的帳戶，是為全國醫療儲蓄帳戶計畫，讓新加坡人將其一部分的收入存入保健儲蓄帳戶中，以供未來的自己或直系親屬使用。每次的花費將從保健儲蓄帳戶中扣除。扣除的額度設有上限，醫院每天最多收取 450 元新加坡幣。

為了讓讀者對於各國的部分負擔制度可以有更清楚與瞭解與方便比較，我們針對門診，住院，以及藥劑費用等三面向將上述各國制度列表於表 1-A。

2.2. 部分負擔文獻

2.2.1 國外文獻

自 1970 年起，保險價格彈性的​​大小一直是一個研究的熱門議題。早期有關價格彈性研究大都使用美國個體資料，這些研究多半發現當部分負擔越低時，醫療利用會有顯著的增加 (Rosett and Huang, 1973; Phelps and Newhouse, 1974)。然而，由於在美國醫療保險並非強制納保，民眾多半根據自己健康狀況，選擇對自己最有利的保險計畫，這種自我選擇 (self-selection) 的問題，衍生出保險價格的內生性。例如自知健康狀況差者，在預期醫療利用較高的情況下，多半傾向於加入部分負擔低的保險；相反的，健康狀況較好的可能選擇加入部分負擔高的保險。若是直接觀察部分負擔對醫療利用的影響，基於兩者互為因果關係，很難釐清其關係。

為了克服這個問題，有研究嘗試利用工具變數 (instrumental variable, IV) 來解決部分負擔的內生性 (Newhouse and Phelps, 1974)；但使用工具變數後，部分負擔對醫療利用的影響卻變成不顯著。其他研究利用部分負擔制度調整，以自然實驗方式估計價格彈性。Scitovsky and Snyder (1972) 利用史丹佛大學員工保險於 1967 年 4 月部分負擔率由 0% 上升至 25%，推估出門診價格彈性為 -0.14；Phelps and Newhouse (1974) 使用康州藍十字保險將住院部分負擔由 31% 降為 0%，發現住院人次和天數均增加約 12%⁶。但自然實驗多半需遷就政策變動，先天上有「可遇不可求」的問題；此外，即便自然實驗能解決內生性的問題，但由於缺乏同時間的控制組，無法控制共同因子 (common shock) 的影響，造成不同文獻間估計的價格彈性仍存在相當大的差異 (價格彈性值介於 -0.1~ -2.56)⁷。這個價格彈性估計的顯著差異最後導致了健康保險實驗 (HIE) 的出現。

⁶ 類似文獻還包括 Scheffer (1984) 利用 1977 年聯合礦工 (the United Mine Workers) 健康保險中門診部分負擔由 0% 調整為 40%，住院自負額調整為美金 250 元，比較此政策改變前後 5 個月的資料，發現門診次數減少 28%，住院率減少三分之一。Beck (1974) 則是觀察加拿大 Saskatchewan 省在 1968 年引入部分負擔制度，利用 1963 年至 1968 年間的資料，發現門診量減少 6% 左右，其中低收入者減少的幅度高達 18%。

⁷ 相關討論可見 Cutler and Zeckhauser (2000) 以及 Zweifel and Manning (2000)。

為了解決價格的內生性所衍生出估計結果的爭議，美國政府於 1974 年委託蘭德智庫 (Rand Corporation)，耗費五年時間，花費高達八千萬美金，進行健康保險實驗。這個實驗將不同地區居民，隨機分配到不同部分負擔比率與自負額的保險組別⁸。由於是隨機分配方式，解決了民眾因選擇保險而產生的內生性，釐清部分負擔與醫療利用間的因果關係。根據 HIE 估計結果，醫療的價格彈性約在-0.1~-0.2 之間 (Newhouse et al., 1981; Manning et al., 1987); 在不同年齡民眾上，0-4 歲兒童門診就醫機率較於 5-13 歲影響較小 (Leibowitz et al., 1985); 在不同所得上，部分負擔對對低所得者影響較大 (Newhouse et al., 1981; Manning et al., 1987; Lohr et al., 1986)。此外，部分負擔不僅對門診利用有所影響，對急、住診亦有其效果，只是對住診影響程度較門診小 (O'Grady et al., 1985; Manning et al., 1987)。

此外，尚有文獻探討藥品部分負擔的政策效果。Wong et al. (2001) 則是探討部分負擔對於重症病患的用藥及健康狀況之影響。研究結果發現部分負擔明顯減少了重症病患的醫療利用，但是對於健康狀態卻無顯著的改變。Blais et al. (2003) 認為藥品部分負擔對於不同種類的藥物使用，其影響程度有所差異。不僅如此，藥品部分負擔對於不同所得者的影響亦有所差異。例如 Reuveni et al. (2002) 則發現低所得家庭的兒童，往往因為財務負擔過重，而未完成抗生素全部療程，因此藥品部分負擔對於低所得者有不利的負面影響。Chernew et al. (2008) 結果顯示，藥品部分負擔對於低所得者用藥行為影響高所得者較敏感。

Geetesh et al. (2000) 利用美國加州 PBGH Health Plan Value Check Survey 的資料，研究不同的部分負擔制度 (copayment and coinsurance) 對不同預防保健醫療使用的影響⁹。他們的研究結果顯示，部分負擔比例的調高確實會降低民眾對上述預防保健服務的醫療使用率，其中又以 preventive counseling 的影響最大，但對 blood pressure screening 的影響較不明顯。Selden et al. (2009) 也曾探討部分負擔的調整對美國 Medicaid 與 Children's Health Insurance Program (CHIP) 計畫中，對低所得家庭的影響。他們發現部分負擔的調漲確實會增加低收入戶家庭

⁸ HIE 將樣本家庭依劃分部分負擔率 (0%、25%、50%、95%) 和自負額最高上限 (家庭所得的 5%、10% 或 15%，最高限為 1,000 美元)，將參與家庭隨機分配至 14 個不同組。

⁹ 他們在文章中討論的四種不同預防保健醫療包括了 mammography screening, cervical cancer screening, blood pressure screening, and preventive counseling.

在醫療費用的增加，所以有些家庭會因此而減少醫療利用，甚至會退出原本的醫療保險計畫。

韓國在 1986 年之前，其部分負擔採取定率制度，而在 1986 年之後則針對門診與牙醫每次就診收取定額的部分負擔費用，且其金額逐年提高。Jung (1998) 就以韓國 Employee Insurance Program 的資料，以兩部份模型 (two-part model) 估計韓國在上述部分負擔制度的改變下對民眾就醫行為的影響程度為何。他發現在每次就醫要部分負擔制度實施之後，民眾在西醫門診與牙醫的利用均有明顯地下降，但每次就診的照護強度 (service intensity) 顯著增加。因此他認為，雖然部分負擔的實施造成醫療利用顯著的下降，但因為就診照護強度的提高，所以對總醫療費用的減少卻無顯著的影響效果。

Wright et al. (2005) 利用 Oregon Health Plan (OHP) 在其部分負擔比例幾次的調整之下，探討民眾在投保選擇、就診決策與醫療使用上是否會受到部分負擔調整的影響。他們的研究結果發現，部分負擔的調高，確實是造成 OHP 投保人數減少的主要原因，尤其是對低所得者的影響更大。根據他們的調查發現有將近一半 (44%) 的 OHP 成員因為部分負擔的提高而會退出該保險計畫，而更重要的是，他們進一步發現，有大約 82% 的民眾在離開該保險後未加入其他相關的保險計畫。他們同時也指出那些因為部分負擔的調高而不再參加 OHP 計畫的民眾，會比因為其他理由而離開 OHP 計畫的民眾較少使用醫療資源，減少就診次數，但在急診的使用上卻是相對較高。

Ku (2003) 曾指出雖然調高部分負擔可能會在短期減緩醫療保險的財務壓力，但就整體和長期來說，部分負擔的調高所造成的負面影響可能比其所帶來的短期利益還大。舉例來說，他認為因為部分負擔的調高雖然可能導致就醫次數的減少，但卻也容易造成未來疾病惡化與緊急照護狀況的增加。因此部分負擔調高所得到的經費，反而有可能將被其他醫療支出所取代。例如魁北克的一項研究結果指出調高藥品部分負擔所節省的經費，反而被增加的急診病房服務、住院醫療照護所抵銷。同時他也指出由於逆選擇的存在可能，實際上的總醫療支出甚至更為擴大。

2.2.2 國內文獻

相較於國外研究，台灣早期研究保險價格彈性多半比較有醫療保險（如勞、公、農保）和沒有醫療保險民眾的醫療利用差距¹⁰。由於台灣醫療保險的取得絕大多數是以職業別為基礎，若和無醫療保險者醫療利用相較，除保險價格外，還會受到有無就業、職業身份（投保類別）等因素影響，也因為如此，早期文獻所估計出的價格彈性有所差異¹¹（陳炫碩，1990；李卓倫等，1995）。

自實施全民健保後，所有人均納入醫療保險中。雖然杜絕了投保人自行選擇醫療保險所造成的價格內生性；然而，全民健保所有政策調整通常一體適用，僅能利用政策變動前後相對應的醫療利用變化來推估價格效果。但這類分析僅利用「實驗組」，缺乏「對照組」的比較，所估計出的結果依舊相距甚大，介於-0.05~-0.82 之間（陳聽安等，1998；劉文玉，2001）。為了解決「控制組」這個問題，後續研究利用重大傷病、低收入戶、榮民、九二一震災災民等享有免部分負擔群體作為「控制組」（李丞華與周穎政，2000；李丞華與周穎政，2002；陳昕等，2007）。但這些控制組多為高醫療利用群體，與一般民眾的醫療利用趨勢及影響因子可能有所不同，造成控制組和實驗組特性相去甚遠，直接衝擊估計結果可靠性。

其他國內相關文獻尚有特別針對部分負擔對兒童醫療利用影響進行研究：胡登淵等（2002）以六歲以下兒童享有醫療補助的台北市與澎湖縣為實驗組，其他縣市為控制組，針對牙科門診需求進行觀察，結果顯示部分負擔對於六歲以下兒童的輕微病情就醫行為抑制效果較為顯著。許君強等（2006）利用北市 2001 年 2 月取消六歲以下兒童門診補助，以北市兒童為實驗組，其他縣市兒童為控制組，也採取 DID 法進行分析，發現取消門診補助後，門診次數明顯減少，但急診反倒增加。但不論是胡登淵等（2002）或許君強等（2006）均採用其他縣市兒童作為控制組。由於北市兒童特性和其他縣市相去頗多，且不同縣市的醫療和居住環

¹⁰ 我國社會保險源自於職域保險體系。除了公、勞、農保之外，尚有軍、民、低收入戶保險，其中勞、農、公保本人、退休人員與私立學校教職員保險，並無部分負擔規定；但公保眷保、退休公務人員及配偶保險、私立退休教職員及配偶保險、及私立教職員眷保，被保險人需自行負擔門診藥費的 10%。相關規定詳見全民健保法入門（張鴻仁等，1994）。

¹¹ 陳炫碩（1990）試圖以工具變數試圖解決價格內生性，所估計出的價格彈性為-0.1~-0.2。李卓倫等（1995）以中醫門診患者為樣本，將樣本依有無保險及有無使用西醫門診區分為四類，所估計出的價格彈性介於-0.1~-0.293。

境在研究期間可能會有所變動，以其他縣市作為控制組能否有效控制其他因素，仍有待商榷。韓幸紋、連賢明（2008）修正上述缺點，以北縣同年齡兒童為控制組，採用「差異中的差異」（difference in difference）法進行分析。實證結果顯示減免部分負擔平均增加兒童門診次數 1.6 次，佔全年醫療利用 7.8%，所估計的價格彈性為 -0.08。此外，低所得家庭兒童的價格彈性較大。

還有針對 1999 年健保局新增藥品、復健、高診次收取部分負擔的政策效果，薛亞聖等（2003）主要探討全民健保門診新制（新增高利用、藥品及復健部分負擔）部分負擔制度對不同就醫群體（包括慢性病患）醫療利用及費用之影響。以免部分負擔者為對照組，結果發現藥品部分負擔短期明顯降低門診次數效果，但長期則不顯著。高診次部分負擔則無明顯成效，復健部分負擔則難以斷定其效果。另有李丞華、周穎政（2002）其研究結果發現，新制部分負擔對於中西醫醫療利用皆有微幅抑制效果。就分項效應來看，與薛亞聖等（2003）的結果相反，此研究得出藥品部分負擔並無明顯抑制成效。

除此之外，部分負擔對於公平性的影響亦受到相當注意。鄭文輝等（2002）發現，低所得組部分負擔佔所得的比率，遠較於高所得組高。且 1999 年新增高診次部分負擔使得低所得組負擔更加沈重；蔡貞慧（2005）以 2002 年 10 月至 2003 年 9 月為政策調整後的觀察時點，結果發現，高所得者所增加的部分負擔金額雖然高於低所得者，但是就部分負擔佔所得比例卻低於低所得者，但是分配累退性並未明顯惡化。

再者，僅有相當少數研究探討部分負擔對於民眾就醫層級的影響，2005 年健保局再度調整部分負擔金額，尤其是大幅增加醫學中心及區域醫院部分負擔金額，希望透過部分負擔的調整，有利於轉診制度。張意宜（2008）以急性上呼吸道疾病為例進行分析，探討對門診醫療利用的整體影響，及對各醫療機構層級的門診次數之影響，以及對保險對象習慣性就醫層級院所分布的改變。研究結果發現部分負擔新制實施後，整體門診醫療服務的利用呈現下降趨勢，較高層級院所的醫療服務利用下降，以保險對象習慣就醫層級探討病人醫院層級就醫轉移的情形，發現原習慣在醫院層級就醫的人數及次數下降，也就是說，對輕症疾病有從較高層級轉移至基層醫療院所就醫的效應。陳文意等（2009）在於探討我國全民健保部分負擔政策對民眾就醫層級選擇的影響，藉此計算出病患的願付價格。結

果發現，保費尚有調高的空間。

林慧修(2002)利用 921 地震後政府對災民先給予免部分負擔之補助，但隨後又於 89 年取消該項措施的政策改變，以瞭解部分負擔對醫療利用的影響。作者利用差異中的差異法，探討部分負擔是否會對民眾在不同醫院層級及不同科別之醫療服務次數及金額有所影響。研究結果顯示免部分負擔措施取消後，災民在西醫門診醫療利用率下降。而在醫療院所層級別中，醫療服務利用率則以基層診所之下降的反應最大，醫學中心反應最小。在科別的影響部分，醫療服務利用次數下降大於 20% 之科別有復健科、皮膚科、家醫科、骨科、外科及不分科；而醫療費用方面，下降大於 20% 之科別有皮膚科、復健科、不分科、耳鼻喉科、家醫科及骨科。因此作者認為部分負擔的增加確實會減少醫療服務利用率。同時作者也指出，由於部分負擔之影響以基層診所之反應最大，醫學中心反應最小，因此若政府要以部分負擔促使轉診制度落實，恐將無法達到預期的效益。周穎政(2002)也曾利用 921 地震「自然實驗」的研究設計去估計門診免部分負擔措施取消前後，民眾對醫療利用率的改變。他同時針對不同的西醫科別，以及在不同的年齡、性別、居住地區和社經地位之下，估計其價格彈性。研究結果顯示，部分負擔的增加確實會減少醫療服務的利用率，但是卻無法指出所減少的醫療服務是否適切。

羅英瑛(2001)探討於 1999 年 8 月 1 日起實施的「高門診次部分負擔」制度的有效性及對不同就醫族群的醫療服務利用與費用的影響，並特別探討在此制度下民眾在醫療服務的就醫次數、費用與費用結構之間的變化。其研究結果的主要發現認為「高門診次部分負擔」制度的實施對就醫民眾的「門診利用度」有顯著影響，亦即每次就醫時需支付高門診次部分負擔 50 元的「高利用度」的群組民眾以及需支付 100 元的「強利用度」群組民眾的就醫人次與比例均有顯著減少的現象，而且此制度對不同性別的族群亦分別有影響。另一方面，在每次就醫時的給藥日份則有顯著增加；而雖然藥費顯著增加，但每人每次每日藥費卻顯著減少，可知藥費的增加主要來自於給藥日數的增加。作者也指出，高門診次部分負擔的實施對「6-14 歲少年」、「15-24 歲青年」及「25-44 歲壯年」等年齡層的民眾在醫療服務利用與費用上幾乎沒有影響，但在「45-64 歲中年」及「65 歲以上老年」等二組的影響顯著，尤其是「65 歲以上老年」最顯著。總言之，作者認為高門診次部分負擔制度的實施會減少民眾醫療服務的利用，而增加每人每次的門診費用

與藥費等的費用，尤其是針對原本利用度較高的女性、年齡 45 歲以上以及門診利用度屬於高、強程度者的影響比其他族群要大。

陳俊全等人（2000）利用兩部份模型（two-part model）評估 1999 年 8 月新制的門診部分負擔實施後，對有所得的保險對象在門診醫療利用之影響。他們發現在控制了其他重要的因素後，有所得的保險對象其就醫機率並未隨新制部分負擔的實施而降低，甚至略有升高的現象；但在門診的就醫次數上則呈現下降趨勢。同時他們也指出，低所得者、65 歲以上的人口以及慢性病患者，受新制部分負擔的實施影響較大。不過，由於他們的研究樣本只針對所得申報戶之保險對象，並不能代表全民健保的全體保險對象，因此僅能保守地推論新制部分負擔對有所得的保險對象有著短期效果，但就長期效果與對全部保險對象的影響效果為何，尚未能有所結論。

許碩芬等人（2005）曾對我國健保門診部份負擔新制的實施後對於醫療費用所造成的衝擊進行評估，研究結果發現門診部份負擔新制，對於醫療費用成長率並無顯著影響。他們認為在西醫藥品部分負擔的藥費雖自 101 元到 500 元有 20% 定率部分負擔，但最多不超過 100 元，所以可能由於調整的幅度不大且民眾是否需要較多的藥品或檢查，醫師握有決定權，反而與病患較無直接關係；另一方面，高診次患者必須在就診次數分別達到 49 次和 157 次才會多收取 50 元和 100 元的部分負擔，而因為高診次患者人數有限，因此短期來說，對整體的醫療費用較看不出有顯著的影響。

陳昕等人（2007）則以 2005 年部分負擔調整的變動，利用自然實驗之方式，將實驗與控制組皆鎖定 65 歲以上的老人，但以受到此政策影響的老人作為實驗組，而原來就享有免部分負擔的 65 歲以上的榮民、榮眷作為控制組，比較對照組與觀察組之醫療利用，並估算各層級醫院之價格彈性，他們的研究設計主要是要避免實驗組與控制組差異太大的問題。他們發現從醫院利用量的變化情形，可以看出因為受到部分負擔調漲的影響，觀察組整體的醫療利用次數皆呈現下降的趨勢；而醫學中心、區域醫院、地區醫院的價格彈性則分別為-0.13、-0.24、-0.07，換言之，醫學中心及區域醫院之價格彈性相對於地區醫院較大。

江君毅等人（2002）為了解影響民眾選擇就醫層級的因素，利用在台北都會區取得的問卷調查資料，應用巢式 logit（nested logit）計量模型進行實證分析，

希望藉此能了解民眾就醫層級的選擇模式及其影響因素。他們的實證結果發現部分負擔呈現顯著的負向影響，表示部分負擔越高，民眾越不願意前往該醫療層級就醫。因此他們認為若政府能夠在各個層級間，分別訂定出適當的部分負擔水準，將可以減少民眾到該醫療層級就診，而擴大不同層級部分負擔的差距，亦有助於分級醫療的推行。另一方面，他們也發現就醫距離亦為負向的影響，表示就醫距離越遠，民眾越不願意前往該醫療層級就醫。而一般說來，大型醫院的就醫可近性較不高，因此若能加強基層醫療院所的就醫可近性，將有助於減少大型醫院的門診量。

第三章 研究資料與敘述統計

3.1. 研究資料

分析部分負擔政策效果需要醫療利用、病患個人及就醫院所特性。由於健保資料庫記錄了所有保險對象的醫療利用，且使用一致性的病人及醫院代碼，可供串連保險對象個人以及就醫院所特性，本文因而使用國家衛生研究院所發行之健保資料庫進行分析。該資料庫每年由健保局將前一年的健保資料選取可供研究使用的檔案匯出，將身分欄位加密後，交由國衛院製作成研究用資料庫。

若以全國民眾為研究對象，資料過於龐大，故我們選擇使用抽樣歸人檔分析。該資料庫是以承保資料檔為抽樣母體，採簡單隨機抽樣後，得到樣本的身份證字號，然後擷取每人各年所有就醫申報資料（包括門診、住院及特約藥局），製成承保抽樣歸人檔。抽樣歸人檔從兩千年開始製作，以每五年為一個世代抽樣一次，2000年共抽20萬人，以五萬人為一組發行；2005年共抽100萬人，以四萬人為一組發行。在抽樣檔的代表性方面，統計抽樣檔之年齡、性別分布，以及平均投保金額，與母體間均無顯著差異。我們以2005年抽樣歸人檔為主要分析資料檔。本文資料期間為1998至2006年。

在醫療利用上，我們使用所有樣本的門診處方及治療明細檔（以下簡稱CD檔），裡面記錄了保險對象的門診資料。這個檔案可精確計算資料期間內西醫門診就醫次數，以及就醫費用。而在院所特性上，我們使用醫事機構基本資料檔（以下簡稱HOSB檔）取得院所所在鄉鎮，權屬別（公立、私立、法人），以及醫院層級（醫學中心、區域醫院、地區醫院、基層診所）等重要變數。此外，承保檔中記錄了個人性別，出生日期、稱謂代號、投保人代碼、投保金額、投保類目，以及加退保日期等變數。前面兩個變數為病患本身資訊，後面四個相關變數則為投保人資訊，當中的稱謂代號記錄了病患與投保人之間的關係。

3.2. 樣本說明

為了清楚掌握樣本基本特性及醫療利用歷年變化及趨勢，在趨勢說明時，主要以1998-2006年的相關數據來呈現。但由前述部分負擔制度歷年變革說明及文獻探討可知，2005年部分負擔調整無論是絕對金額或變化幅度皆為歷年之最，

且目前國內外文獻少以該次調整進行分析，因此，本研究進行實證分析時，主要以 2005 年該次政策調整為主。

3.2.1 整體樣本特性說明

根據前述的使用資料說明，為了先讓讀者對於本研究計畫所使用的資料能有一個全面性的輪廓，表 1-B 首先列出 1998 至 2006 年間歸人檔資料特性。整體而言，我們所使用的歸人檔資料，男性樣本比率略低於女性（男性比率為 47.55%），而此比率每年之間並沒有太大的變動。樣本的平均年齡為 33.74 歲。由於歸人檔係根據 2005 年的病患，抽樣 100 萬人，其後追蹤這些使用健保資源之病患歷年資料，因此可以預期的是我們使用的樣本年紀，每年遞減一歲。同樣的道理，如果將年紀依據不同年齡層來看，讀者應當亦可預期，年齡較高組別之比例會隨時間而逐漸增加。不過，整體而言，在我們使用的歸人檔資料中，20 歲以下者約佔三成（30.74%），20 歲至 35 歲者約佔四分之一（24.32%），46 歲至 65 歲約佔五分之一（20.20%），其餘則分別為 36-45 歲佔 16.16%，超過 65 歲者則佔不到一成（8.58%）。而這些病患之就診區域主要以臺北地區為主（佔約三成，32.55%），其次為中部地區（19.78%），高屏地區則佔 15.82%，南區與北區分別佔有 14.79%與 14.82%，剩下的 2.25%則於東區就診。雖然歷年於各地區就診之比例於每年略有不同，不過其所維持之比率大致相同，變化不大。

3.2.2 不同特性之樣本說明

再者，由於以下的分析，在某些比較中，我們將分析依據一般民眾以及免部分負擔民眾進行分析。為了讓讀者得以能先對這兩類不同群體之特性有一初步瞭解，我們於表 2-A 與表 2-B 列出這兩組病患之基本特性。在表 2-A 中，我們先依據性別，年紀與就診區域列出一般民眾的歷年特性。根據該表，一般民眾在性別，年紀，以及就診區域的分佈上，與整體樣本的特性非常接近，簡單來說，樣本中女性比例稍高（53.07%），平均年齡為 33.44 歲，其中 30.28%為 20 歲以下，25.38%為 20 歲至 35 歲，16.71%則為 36-45 歲民眾，46-65 歲者則佔據五分之一（20.45%），其餘 7.19%則為高於 65 歲者。同樣的，由於歸人檔屬於同一批病患的歷年資料檔案，因此平均年齡隨時間增加一歲，而年輕族群比率亦隨時間增加而減少，當然，比例上，年紀較大者之比率亦相對提高。再者，民眾就診的區域之分佈，依序為臺北地區（32.54%），中區（19.94%），高屏地區（15.82%），北區（14.8

%) 與南區 (14.71%)，以及東部地區 (2.11%)。

相對的，就免部分負擔族群而言，其特性與一般民眾有些許不同 (表 2-B)。首先根據表 2-B，我們可以看到相對於一般民眾的特性，免部分負擔民眾之性別比例與男性居多 (55.26%)。平均年紀亦高於一般民眾 (歷年平均為 37.39 歲)。當然，由於資料亦屬歸人性質，因此這類病患之平均年紀亦為隨時間而增加一歲，且隨時間增加，年紀較長之比率亦較為提高。不過，如果觀察各年齡層的比例，相對於一般民眾，免部分負擔民眾之高年齡層比例相對較高，其中高於 65 歲之比例高達四分之一 (相對於一般民眾，此部分病患僅佔據 7.19%)，顯示整體而言，這部分民眾的年紀大於一般民眾。而就就診區域來看，這類民眾的分佈仍舊以臺北地區較多 (32.63%)，其次為中部地區 (17.76%)，高屏地區 (15.81%)，南區 (15.74%)，以及北部地區 (14.14%)，其餘約 4% (3.93%) 者則於東部地區就診。而就診區域來看，雖然各地區就診比例與一般民眾略有出入，不過整體並不存在太大的不同。

3.3. 敘述統計

3.3.1 西醫門診之就醫次數與醫療費用

為了瞭解部分負擔制度的施行，對於台灣現有醫療市場的影響，我們以下針對不同醫療服務 (西醫門診，中醫，牙醫，以及急診)，其在醫療使用 (就診次數)，以及醫療費用上之歷年變化趨勢進行觀察分析。其後針對觀察部分負擔制度，對於民眾前往「大醫院」就診之行為，是否趨勢上產生改變。此外，為了進一步瞭解上述的部分負擔在各類醫療服務的趨勢影響，我們進一步將樣本依據不同特性 (如性別，年紀與就診區域) 進行分析。

3.3.1.1 就醫次數

(1) 全部樣本

部分負擔制度之所以被採用為政策工具，其重要原因之一在於透過部分負擔的調整，使得被保險人 (醫療照護的主要需求者) 之不當醫療得以被抑制，透過改變部分負擔，使得各類醫療照護之間的相對價格發生改變，進而改進原先在沒有施行相關政策之前，由於價格過低所致使之道德危害 (moral hazard) 問題 (Arrow, 1963; Pauly, 1968; Brandt et al., 1980; 林淑萱、鄭清風、陳幼華，

1983；藍忠孚等，1991)。因此觀察部分負擔制度的施行，對於台灣各類醫療照護之衝擊的最直接面向，即在於在政策施行前後，各類醫療照護之使用率改變趨勢。針對這部分，我們首先以西醫門診為觀察對象進行分析，我們首先將全部樣本區分為一般民眾，以及免部分負擔民眾兩大族群，並觀察這兩族群於歷年之到各層級醫療院所就診（西醫門診）之平均就診次數。結果列於表 3-A。表 3-A 上半部呈現一般民眾之歷年西醫門診平均就診次數趨勢，表之下半部則呈現免部分負擔民眾結果。之所以同時呈現兩族群之趨勢，其原因在於前者的行為受到部分負擔影響，因此觀察其行為整體性的改變，可提供我們瞭解政策施行對於醫療利用趨勢之變化的影響。但是除了政策本身外，醫療利用趨勢本身受到許多因素的影響，如果僅觀察這些受影響之被保險人的行為將使得分析有所偏誤，因此，我們以免部分負擔者作為比較基準。這類被保險人，由於免部分負擔，因此行為相對不受政策影響。

再者，由於一般門診的部分負擔政策之施行（參見附表一）可以分成五個時間點。第一時間點在於 1997 年 5 月 1 日，醫學中心之部分負擔金額由原先之 100 元提高至 150 元，相對的其他層級醫療院所則為有改變。但限囿於健保資料庫之收集時間，此次並不在分析重點內。再者，1999 年 8 月 1 日，健保局再度針對（不分層級）各醫療院所之部分負擔，增加藥品，復健，高診次部分負擔。而在 2001 年 7 月 1 日時，再度將藥品部分負擔調整至 500 元，高診次部分負擔 65 歲以上老人由 25 次調整為 49 次。這兩次的調整不分層級，因此在比較上我們以全面性的分析為主。不過 2002 年 9 月 1 日，健保局則局部調整醫學中心（150 元提高至 210 元）以及區域醫院（100 元調高至 140 元）之部分負擔，但其他層級院所未有改變，而 2005 年 7 月 15 日則再度調高醫學中心（210 元提高至 360 元），區域醫院（140 提高至 240 元），以及地區醫院（50 元提高至 80 元），但基層診所則沒有調整。因此後面兩次施行點的改變，則不進在於部分負擔之改變，同時透過不同層級之部分負擔額度之改變，而改變了不同層級就醫之相對價格。因此我們的觀察重點在於各類層級院所之就診改變趨勢。

我們首先觀察 1999 年 8 月之政策調整，由於其為全面性的調整，因此我們比較整體（兩群體）之平均就診次數趨勢的變化。整體而言，1998 年平均就診 13.08 次（一人），而此次數則於 2000 年（政策施行後一年）降到 12.69 次（平

均減少 0.39 次)。相較於免部分負擔民眾，其餘 1998 年平均就醫（西醫）次數為一人 18.87 次，但政策之後一年（2000 年）則為 19.67 次（平均增加 0.8 次）。而這兩者之間的差距則為 1.19 次。顯示在部分負擔施行前後各一年之間的平均就診次數趨勢確實存在改變¹²。相同的比較，我們可以進一步瞭解 2001 年 7 月的政策調整，同時比較兩群體於 2000 年（政策前一年）與 2002 年（政策後一年）之平均就診次數差距。根據表 3-A 的表列結果，兩者差距為 2.13 次¹³。因此就此二次部分負擔政策的改變，在西醫門診就診次數趨勢上，確實可以觀察到平均一人一年之就診次數減少之關聯性。

如果我們進一步觀察 2002 年以及 2005 年，分別針對不同層級院所進行調整之部分負擔政策改變。同樣的，我們利用同樣方法來觀察。我們可以發現，以整體的平均就診次數（不分醫療院所層級）來看，這兩次的調整在整體上，亦呈現就診次數減少的趨勢，其中 2002 年的政策改變，使得一般民眾在整體的平均就診次數，由 2001 年的一年 12.46 次減少為 2003 年的 11.85 次。而免部分負擔民眾在 2001 年（政策前一年）與 2003 年（政策後一年）的平均就診次數則亦呈現些微減少（20.24 次減低至 20.14 次），不過兩類樣本的減少幅度，很明顯的，在較容易受政策影響的一般民眾上，其減少幅度遠高於較不受政策影響之免部分負擔民眾上。同樣的，在 2005 年的政策改變上，一般民眾的就醫次數，平均一年由 2004 年的 12.64 次減少為 2006 年的 12.04 次，而在免部分負擔民眾上，其就診次數則由 2004 年的 22.19 改變為 22.27。兩者之差距亦明顯為前者（一般民眾）高於免部分負擔者。而此兩點之觀察可以發現，在 2002 年與 2005 年的不同層級部分負擔變化政策上，確實可以發現使得整體就診次數產生些微減少。

不過 2002 年的政策，其提高醫學中心與區域醫院的部分負擔，但其他層級院所則不變，原先此一改變，主要希望透過相對價格改變，使得被保險人可以減少較高層級的過度使用。不過，如果觀察此一政策前後各一年，各不同醫療層級之就診次數變化來看，醫學中心與區域醫院之就診次數雖然由 2001 年的 1.19（以及 1.24）改變為 2003 年之 1.02（以及 1.26）。然而如果將此改變與免部分負擔族

¹² 以差異中的差異（difference-in-difference, DID）的角度來看。一般民眾於政策前後之差距扣掉免部分負擔民眾於政策前後之差距，如果在政策施行時間點下，該政策為為一的外生變動，那前述兩者差異中的差距即剛好刻畫出政策的效果，亦即 1999 年政策改變對於就醫次數的影響。

¹³ 一般民眾於 2002 年之平均次數（12.06）與 2000 年之平均次數（12.69）的差距為 -0.63，將此數值扣掉免部分負擔於此兩年之差距（21.17-19.67）即為 2.13 次。

群加以比較，我們可以發現，這兩層級院所之就診次數相對較高。顯示 2002 年的部分負擔政策，在改變民眾就醫層級看病趨勢的效果上，並不明顯¹⁴。然而，同樣的在 2005 年，健保局進一步大幅提高較高層級之部分負擔，則我們可以發現，相對於免部分負擔（較不受影響族群）民眾，一般民眾於此一政策前後各一年之間，於較高層級院所就醫之平均一年次數，明顯減低¹⁵。

為了進一步觀察不同性別在歷年政策改變中，其西醫門診次數之變化是否存在差距，以瞭解不同特性之被保險人在政策施行過程中之衝擊差距。我們於表 3-B 中列出歷年男性與女性，其於西醫門診之平均一年就醫次數。首先就整體的門診次數（不分醫療層級）來觀察，根據該表結果，不論男性或女性在 1999 年施行部分負擔政策變動，以及 2001 年之部分負擔調整，男性與女性之整體就診次數均明顯下降（男性由 1998 年之平均一年 11.83 次減低至 2000 年之 11.46 次，其後 2002 年則進一步減少為 10.76 次。相對的，女性則由 1998 年之 14.18 次減少至 2000 年之 13.79 次，其後於 2002 年則在減少為 13.21 次）。事實上，即使我們將醫療院所依據其層級進行區分，其後觀察性別之就診次數趨勢於不同政策施行點之改變，根據表 3-B 結果，我們可以發現兩者並沒有太大的差別，顯示不同性別之被保險人對於部分負擔政策的施行之衝擊並沒有存在顯著差別。

（2）性別與年紀

另一觀察重點在於不同年紀層之被保險人，於不同政策施行時間點下之西醫門診次數變化趨勢。表 3-C 中，我們將歸人檔中之病患依據年齡，區分為 20 歲以下，20-65 歲，以及 65 歲以上者。如果以整體的西醫門診就醫次數來觀察，我們可以發現年紀較輕組別（20 歲以下，及 20-65 歲）其於 1999 年及 2001 年兩次部分負擔制度所帶來的影響一致，皆在政策施行後，相對於政策施行前，就醫次數些微減少（如 20-65 歲之被保險人之西醫門診就醫次數，由 1998 年的平均一年 12.34 次減少至 2000 年的 11.62 次，在減少至 2002 年之 11.22 次）。與這兩組

¹⁴ 透過簡易的差異中的差異方法進行計算，如果我們以 2003 年的次數做為政策後，2001 年做為政策前，則 2002 年的政策，在不同層級院所的差距（兩族群差距）為除了診所外，其餘皆為正數。顯示政策施行後，就醫次數不降反升。

¹⁵ 透過上述的差異中差異法進行計算，以 2006 及 2004 做為政策之施行前與後，進行比較，可以發現較高層級院所（醫學中心，區域醫院，以及地區醫院）的差異中差異數值為負數，說明政策後之效果確實使得較高層級院所之就醫次數減低。當然這樣的推論必須假設在觀察時間下，此政策為唯一的外生改變。

被保險人的行為趨勢較為不同的在於年長者。事實上，年紀較輕者，其每年平均之西醫門診次數約在 10-13 次。然而年長者則一年平均就診次數皆遠高於前兩組較為年輕組，其平均一年就診次數介於 24-27 次之間。再者，不過雖然 1999 年的部分負擔政策，在此政策前後一年，年長者的一年平均就診次數下降（1999 年的 24.49 次減少至 2000 年之 23.45 次），然而在 2001 年的部分負擔政策，對於年長者而言，其一年就診次數卻由 2000 年的 23.45 次增加至 2002 年之 24.8 次。

我們將醫療院所進一步依據其層級別進行區分，根據表 3-C 的結果，年長者於醫學中心及區域醫院的年平均就診次數於 1999 年及 2001 年之部分負擔政策變動下，政策前後之就診次數皆呈現於政策後，就診次數增加的狀況，相對的，年長者於這兩次的政策施行前後，其就診次數的減少則反映在地區醫院與基層診所。相對的，在 2002 年以及 2005 年的政策改變，不同年紀的被保險人，其行為亦呈現年長者相對於其他兩組有較為不同的行為模式。事實上，根據表 3-C，年長者於這兩次提高較高層級醫療院所之部分負擔下，其餘較高層級（醫學中心）之就診次數呈現減少（如 2001 年之 3.42 次減少至 2003 年之 3.06 次，以及 2004 年之 3.26 次，減少至 2006 年之 3.13 次）。而減少在醫學中心的就診次數，相對的則於基層診所之就診次數上反映出些微增加（2001 年之 13.10 次增加至 2003 年之 13.88 次）。置言之，由整體趨勢以及不同層級別的就診次數來觀察，我們發現較為年長者受到部分負擔的衝擊較其他年輕組別明顯。由於年長者的醫療需求一般高於年輕者，而被保險人之就診次數的決定因素非常眾多，因此此一趨勢的改變並無法直接下結論認為較為年長者之政策衝擊明顯高於其他被保險人，但卻也提供研究方向的指引，在後續的分析中必須對此一面向進行進一步的分析。

（3）健保六大區域

另外一個分析重點在於不同區域（健保六大區域），其於政策施行後的衝擊是否存在差異。表 3-D 我們依據健保六分局管轄之區域進行區分，將樣本依據臺北地區，北部，中部，南部，高屏地區，以及東部地區進行區分。以整體的西醫門診平均一年就診次數來看，雖然不同地區的平均西醫門診就診次數互有高低，然而歷年來這些不同區域的就診趨勢變化呈現一致的趨勢。不過如果將醫療院所依據其層級別進行區分的話，那東部地區的趨勢則略有不同。2002 年健保局提高醫學中心及區域醫院的部分負擔後，除了東部地區外，其餘地區的就診年平均

次數於政策前（2001 年）及政策後（2003）年之間，就診平均次數皆是些微下降。即使在 2005 年健保局同時提高醫學中心，區域醫院，以及地區醫院之部分負擔，其他地區的一年平均就診次數亦呈現於政策後一年，相對於前一年有下降趨勢。為一較不同者，為東部地區，在這兩政策時間點前後，其一年平均的醫學中心就診次數接呈現些微增加的趨勢。不過如果僅觀察區域醫院的就診次數，2002 年的政策改變卻不但使得東部地區的就診次數提高，北部地區及臺北地區亦呈現在政策後一年平均就診次數提高的趨勢。如果以較低層級之醫療院所的就診次數（地區醫院）來看，2002 年的政策改變，卻使得大部分區域的就診次數（一年平均）減少，與政策預期結果不一致，但 2005 年的政策改變，由於亦提高地區醫院的部分負擔，因此在大部分區域中（東部除外），皆呈現一年平均就診次數於政策變動一年後產生減少的狀況。如果我們將觀察重心由地區醫院移轉至基層診所，那 2002 以及 2005 年的政策變動，亦使得各不同區域於該層級院所之平均就診次數減少。整體而言，不同地區在各政策變動時間點上，其政策前後的一年平均就診次數變化呈現相對一致的趨勢，然而相對而言，東部的趨勢與其他地區則有些微較為不同的趨勢，說明在後續的分析中，必須注意區域別在醫療利用上的影響。

3.3.1.2 醫療費用

(1) 全部樣本

部分負擔制度的衝擊除了在前述的醫療利用面向外，另一面必須探討的面向在於其於醫療費用上的影響，置言之，我們想透過趨勢的分析來瞭解政策施行對於醫療成本的影響。表 4-A 中表列一般民眾以及免部分負擔民眾其在各年度中之西醫門診的平均費用。我們首先以 1999 年之部分負擔政策為觀察時間點，整體而言，一般民眾於 1998 年平均西醫門診的醫療費用一次為 6780.08 元，而在政策施行後一年（2000 年），此醫療費用則平均增加為 7028.50 元，相較於免部分負擔民眾，1998 年較不受部分負擔政策影響之民眾，平均一次西醫門診醫療費用為 24673.67 元，政策施行後一年，一次西醫門診的醫療費用則增加為 24751.01 元。兩類族群的醫療費用皆呈現上揚趨勢，且一般民眾的上揚趨勢略高於免部分負擔民眾（兩者上揚之趨勢差距 171.07 元¹⁶），然此差距僅有不到兩百元的差別，

¹⁶ (7028.50 - 6780.08) - (24751.01 - 24673.67)。

不算顯著。如果以 2001 年的部分負擔政策進行觀察，前述之兩族群差距則幅度拉大為 2026.54 元¹⁷。而在前述中，根據表 3-A 的結果，平均的門診就醫次數於這兩時間點其後呈現下降趨勢，因此配合醫療費用些微上揚的趨勢分析，此費用（成本）的上揚反應的應當在於其他諸如醫療費用單價等的增加（如醫療價格，成本提高，或物價上揚）。

再者，我們進一步瞭解 2002 年健保局提高醫學中心及區域醫院的部分負擔政策。同樣的，我們觀察政策前後（2001 年與 2003 年）之差距，我們可以發現醫學中心與區域醫院的醫療費用（平均一年就診一次的費用），一般民眾之增加幅度明顯高於免部分負擔民眾，其中醫學中心部分，兩族群之差距為 2632.89 元，而區域醫院則為 1422.98 元¹⁸。置言之，2002 年的提高較高層級醫院之部分負擔，平均而言對於醫療費用並沒有產生抑制的結果，相對的在較高層級的院所，其醫療費用仍舊提高。事實上，即使在較低層級的院所（地區醫院以及診所）此差距仍舊為正¹⁹。此趨勢顯示，2002 年的部分負擔對於抑制醫療成本與費用效果並不明顯。另外，以 2005 年的改變進行觀察。整體而言，一般民眾於 2004 年，平均一次西醫門診的醫療成本（費用）為 8427.97 元，而此額度在 2005 年政策施行後一年（2006 年）則減少為 8418.51 元。相對的，在免部分負擔民眾上，2004 年平均一次西醫門診費用（成本）為 31030.97 元，然到了 2006 年則增加為 37482.70 元。兩族群在政策施行前後的費用改變差距為 -6461.20 元，說明如果以免部分負擔民眾作為比較基準點，在 2005 年的部分負擔政策改變下，醫療成本與費用呈現下降趨勢，且此一趨勢即使將院所依據不同層級進行區分都發現相同趨勢²⁰。

（2）性別與年紀

表 4-B 我們進一步將西醫門診的平均一次醫療費用依據性別進行區分。整體而言，不論男性或女性，1998 年至 2006 年的西醫門診單次醫療費用（成本）皆呈現上揚趨勢。其中男性由 1998 年的平均一次 6265.16 元，曾加到 2000 年的

¹⁷ (7674.83 - 7192.39) - (25492.73 - 31411.97)。

¹⁸ 2632.89 = (1554.79 - 1499.04) - (7554.99 - 10132.12)；1422.98 = (1619.76 - 1313.37) - (5920.17 - 7036.76)。

¹⁹ 地區醫院在政策前後，兩族群的醫療費用改變幅度差距為 2340.73 元，而在基層診所，此費用變動幅度的差距則僅有 5.08 元。

²⁰ 在醫學中心（以及區域醫院，地區醫院，及基層診所）中，兩族群的費用變化之差距為 -3002.08 元（-2034.96 元，-882.35 元，-541.80 元）。

6493.81 元，再到 2002 年的 6999.34 元，以及 2003 年的 7244.53 元，以及 2006 年的 8100.65 元。相對的女性的醫療費用亦有類似的成長趨勢，由 1998 年的 7232.05 元，增加到 2000 年之 7506.37 元，再到 2002 年的 8071.24 元，2003 年的 8057.65，以及 2006 年的 8697.70 元，不論男性或女性在醫療費用的改變上，不論以那一政策施行的時間點進行分析，兩者呈現類似的趨勢，此一結果與前述醫療利用結果一致。事實上，即使我們將醫療院所依據層級區分，以瞭解性別於不同層級院所間，在不同政策施行點下的趨勢差異，根據表 4-B 我們可以發現，不論那一層級，男性與女性之西醫門診醫療費用呈現相似趨勢。

表 4-C 我們依據不同年紀族群進行觀察。以不分層級院所來看，較年輕族群（20 歲以下，以及 20-65 歲）其於各年之間平均一次的西醫門診醫療費用（成本）呈現相對穩定的趨勢，大約維持在 4000-5000 元（20 歲以下）以及 7000-8000 元（20-65 歲）之間。相對的年長者（65 歲以上），其歷年的西醫門診醫療費用（平均一次）則呈現明顯的隨時間增加而增加趨勢，而其平均一次的費用不但在數值上明顯高於其他兩年齡層（年長者歷年的平均一次費用約為 18000 元到 26000 元之間），且成長率亦相對較高。這種趨勢，如果將院所依據層級進行區分再進行觀察，那我們可以發現在醫學中心以及區域醫院中，年長者所呈現的醫療費用趨勢仍舊是隨時間增加而增加，且不但在數值上，且在成長幅度上都顯著異於其他兩年紀組別。這很有可能反映的是年長者由於疾病程度的差異，因此在較高層級就診的比率顯著高於其他年紀層級者，當然也可能反映出民眾一般偏好較高層級醫院。相對於較高層級的醫院，如果關注重心轉移至地區醫院以及基層診所，整體而言，年長者的醫療費用於各年間仍舊顯著高於其他兩年齡層被保人，然而其跨年之間的成長率則相對穩定，而非呈現上揚趨勢。以地區醫院為例，年長者的醫療費用在 1999 年政策施行後，比較 2000 年以及 1998 年的地區醫院就診一次之醫療費用（成本），其費用則由 1998 年的 4169.11 元減少至 2000 年的 3872.62 元，同樣的趨勢亦可在基層診所中觀察到（1998 年的 7255.15 元減少至 2000 年的 6852.93 元），其後在地區醫院中，雖然醫療費用呈現增加的趨勢，但到了 2006 年，則相對於 2005 年政策施行前一年（2004 年），則醫療費用相對減少（2004 年為 5354.16 元，但 2006 年則為 5031.73 元，而相同的趨勢在基層診所中亦同）。整體而言，年長者的醫療費用趨勢與其他較年輕的被保險人之間，存在不同的費

用成長趨勢。當然由於這僅為趨勢說明與分析，我們無法直接下結論將兩者之間的關聯完全歸諸於部分負擔政策，然而此一趨勢分析則提供我們於後續研究中，必須注意年齡因子於分析中所扮演的重要性。

(3) 健保六大區域

再者，我們以區域別進行分析，表 4-D 列出不同區域（健保分局）下，歷年西醫門診平均一次費用的變化趨勢。整體而言不論那一區域，其醫療費用皆呈現上揚的趨勢。如果以 1998 年至 2006 年的成長率來看，這些地區雖然皆是呈現上揚趨勢，不過這近十年之間的成長率則以東部地區(32.97%)以及高屏地區(32.73%)成長較高，其次則為臺北地區(28.94%)與中部地區(25%)，南部地區則成長近 20%，北部地區則相對成長較少為 8.64%。而這些費用的成長，如果以院所之層級進行觀察，我們可以發現，不論那一區域，整體醫療費用的成長趨勢與該地區（或區域，分局）在醫學中心以及區域醫院所扮演的角色明顯高於其他兩層級的院所。以臺北地區為例，醫學中心以及區域醫院於近十年間之西醫門診醫療費用成長了 94.54%以及 26.9%，中部地區則成長了 46.83%及 55.37%，南部地區則成長了 143.94%及 60.16%，高屏地區則成長了 51.62%及 237.38%，東部地區之醫學中心，由於 1998 年相對較少，即使以 1999 年作為比較基準點，1999-2006 年之間，其醫學中心的西醫門診平均一次費用(成本)亦增加了 88.37%。其中為一呈現下降趨勢的為北部地區的醫學中心醫療費用，近十年間期成長率為 -19.23%。不過，這些趨勢確實說明了較高層級院所在醫療費用與成本所扮演的趨勢，同時也說明了區域之間存在些微的差距，在後續的研究中，我們必須於以控制。

3.3.2 急診之就醫次數與醫療費用

急診的部分負擔基本上在健保實施之後，並沒有改變（附表一），歷年皆維持醫學中心為 420 元，區域醫院為 210 元，地區醫院急診所為 150 元。雖然急診的部分負擔沒有改變，然而由於其他如西醫門診的部分負擔的調整，使得兩者之間的相對價格發生改變，因此可能產生替代效果。表 5-A 我們列出歷年全部樣本，以及不同性別之相關急診醫療利用與費用變化。就是否曾經使用急診的比率來看，1998 年中有 15%的被保險人曾經使用急診，其後此比例以些微的成長增加到 2006 年的 18%，如果我們以不同性別來觀察，表 5-A 可以發現，不同性別的急

診使用比率於各年之間亦呈現微幅成長的趨勢。事實上，不僅在急診使用比率上的微幅上揚，即使是歷年平均急診使用次數上，全部樣本，乃至於男性或女性樣本，其急診使用次數的歷年平均數直接是呈現微幅上揚趨勢。以全部樣本而言，1998年平均急診次數為1.4次，其後此一次數大致維持在1.4至1.55次之間，以這近十年的使用次數來看，其近十年之間約成長10%左右。

若以性別來看，男性樣本中，各年平均的一年急診次數約為1.4-1.56次之間，各年亦呈現微幅上揚趨勢，近十年共成長10.44%。以女性樣本來看，其急診次數則為1998年的1.39次，其後亦維持在1.40-1.55之間，2006年則增為1.51次（成長8.86%）。相對於急診使用比率，以及使用次數的穩定成長。各年平均急診費用的趨勢則有較為明顯的成長。以全部樣本來看，近十年之間，急診費用成長了73.80%。其中，1998年平均急診一次的費用（成本）為1983.19元，而此急診的平均費用到2006年則增加為3446.75元。即使以性別來觀察，男性樣本與女性樣本之急診，平均費用亦成長了68.80%以及80.08%。

我們將急診的使用比率，次數，以及平均費用依據不同區域進行區分，結果列於表5-B。根據表5-B的結果，大部分區域在急診的使用比例，平均使用次數，以及平均一次的急診費用（成本）上，與整體的趨勢非常相似。不過，東部地區的急診使用比例明顯高於其他區域。其他區域的使用比例在1998年至2006年之間，約維持在15%至20%之間。各區域互有高低。然而東部地區的急診使用比例則由1998年的19%，到其後各年約在20%左右，乃至2006年則增加至24%。除了急診使用比例的差別，以平均急診之就醫次數來看，各區域於各年間的趨勢雷同，約維持在1.35次至1.55次之間，且各個區域之間的改變趨勢並不明顯。唯獨在東部地區，其使用次數於1998年即為1.53次，其後增加至2006年的1.75次。雖然急診使用比率，以及平均急診之就醫次數東部呈現與其他地區有別的趨勢，不過如果以急診平均一次之醫療費用來看，各區域之間並不存在太大的差別，其急診醫療費用的變化，大致上呈現上揚趨勢，1998年的急診費用（平均一次費用）大約在2000元左右，其後微幅上揚，至2002年的2250元左右。在1998年至2002年之間的急診平均費用呈現的微幅穩定成長，在2002年之後，則成長幅度增大，到2006年時，各區域之急診費用平均一次約為3500元。綜合上述有關急診之使用比率，平均急診就醫次數，以及平均一次急診醫療費用的趨勢，我

們可以發現，各地區的急診變化趨勢很接近，但仍舊存在些許差異（尤其東部地區），在後續探討部分負擔制度的衝擊時，研究必須將區域別作為控制因子以瞭解政策效果。

3.3.3 大醫院及急診之就醫

根據前述的分析，部分負擔政策的施行，其中有一個重要的政策目標在於減少輕病患者前往較高層級醫院就醫的比率。當然要瞭解部分負擔施行後，較高層級醫院的就醫比率是否減低或有所改變，仍舊必須控制諸如病患嚴重程度等等因子。不過在初步分析中，我們先表列歷年於大醫院以及急診就醫比率以對其趨勢有所瞭解。

表 6 我們列出歷年來於醫學中心，醫學中心及區域醫院，以及急診之就醫比例的變化。同時將樣本依據一般民眾以及免部分負擔民眾進行區分。以醫學中心來看，免部分負擔民眾歷年之就醫比例大約維持在 15% 至 20% 之間，即使我們將大醫院的範圍同時涵括醫學中心以及區域醫院，免部分負擔民眾的就醫比率則介於 25-35% 之間。不論僅以醫學中心來進行分析，或同時包括區域醫院，兩者趨勢非常接近，僅在數值上有所不同。而如果我們以一般民眾來觀察，歷年到大醫院（醫學中心）就醫比例則維持在 5%-7% 之間，倘若加進區域醫院，此比例則提高至 11% 至 16% 之間。不過不論一般民眾或免部分負擔民眾，兩種區分大醫院的趨勢相同。以同時將醫學中心及區域醫院皆包含的區分法來看，整體而言，一般民眾到大醫院就醫的比例於 1997 年為 11.09%，其後逐漸增加至 2002 年的 15.39%，之後則開始下降，至 2007 年之 13.62%。相對的，免部分負擔民眾的變化幅度則相對較大。1997 年，免部分負擔民眾的大醫院就醫比例為 29.80%，其後減少至 2003 年之 25.39%，中間雖然於 2001 年有提高，不過整體為減少趨勢。之後每年開始出現往大醫院就醫比例地增的現象，至 2007 年此比例更高達 35.76%。相對於大醫院就醫比例的趨勢差別。在急診之就醫比例則呈現兩類族群接呈現上升的趨勢，以及一般民眾的成長略低於免部分民眾。以一般民眾來看，1997 年其急診就醫比例為 13.32%，其後每年微幅上升，至 2007 年此一比例稍微提高為 16.70%，十年之間成長了 25.32%，相對的免部分負擔民眾，其急診就醫比例則於 1997 年為 16.26%，略高於一般民眾，其後每年些微提高至 2001 年之 19.27%，之後則大幅提高至 2002 年之 26.79%，其後每年維持穩定成長的趨

勢，至 2007 年該比例則為 26.81%，十年之間成長 64.89%，顯著高於前者。整體來看，部分負擔的政策於各時間點施行過程中，對於減低人們到大醫院就醫的現象並沒有在資料中出現，相對的歷年到大醫院就診，乃至急診就醫之比例則逐漸提高。當然到大醫院就醫，以及急診就醫的決定因素除了外生政策的影響外，仍舊受到其他因素的影響，之於控制了其他因素（如病患嚴重程度，其他無法觀察因素）後，政策效果是否存在則於後續中繼續分析。

第四章 實證模型

為了瞭解部分負擔政策的施行在醫療使用上的衝擊。本研究首先利用傾向分數配對法 (propensity score matching method)，估計政策施行後之醫療使用的改變，並利用該法估計政策變動與醫療使用之變動兩者間的因果關係。其後利用巢式 logit (nested logit model) 模型估計政策變動後人們在不同醫療層級之就醫機率的影響。為了說明我們的實證估計方法，我們於 4.1 節說明本計畫基本估計結果所使用之計量模型，其後於 4.2 節中說明估計該模型的樣本處理原則，以及資料處理方法。其後於 4.3 節中介紹傾向分數配對法，並於 4.4 節中，介紹巢式 logit 模型。

4.1 基本實證模型

本研究主要探討在部分負擔制度改變之後醫療使用上的衝擊。在醫療利用上，本研究首先分析政策改變後民眾就診機率的改變，包括至醫院就診以及大醫院就診之機率的影響。其後給定有就診的前提下，探討政策變動後，民眾就醫次數的改變。為了瞭解此一制度在醫療利用上的衝擊，本研究的基本估計模型以差異中的差異 (difference-in-difference; DID) 之模型設定，模型如下

$$y_{i,t} = \alpha + X_i' \beta + H_{i,h}' \gamma + \theta T_i + \omega P_i + \phi T_i \cdot P_i + \rho_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中， $y_{i,t}$ 為病患 i 於時間 t 的醫療利用變數 (就診機率或次數)， X_i 為一變數向量，用以刻畫病患特性之變數所形成之向量。 $H_{i,h}$ 則為該病患之就診醫療院所於時間 t 時的醫療院所特性，原因在於病患就診醫療院所的特性可能影響病患的就醫行為，因此為了讓政策效果的估計的偏誤減少，模型中亦控制醫療院所的特性 ($H_{i,h}$)。此外，由於本研究所使用的歸人資料，病患隨著時間的延長，年紀增長，進而其他條件不變下，其就診次數與機率可能存在時間趨勢，因此為了掌控此一趨勢，估計式中包含 ρ_t 變數以掌控時間趨勢 (time trend)，至於時間趨勢變數如何進行，容後再述。另外， $\varepsilon_{i,t}$ 則為誤差項。此外，由於估計過程中，樣本在政策變動前後，屬於同一觀察病患之變動，因此資料特性將此就診機率與次數的變異產生相同病患於不同期間之間的相關性，進而造成估計係數之估計標準差的估計偏誤，為了解決此一估計偏誤的問題，我們利用群聚效果估計標準

差。

估計模型中，用以刻畫政策效果的變數為 T 與 P 兩變數的交叉項估計係數。其中， T 為一虛擬變數 (dummy variable)，如果病患 i 受到政策影響 (亦即屬於實驗組)，則其值為一。 P 變數如果為一，則為部分負擔政策改變後，反之，若為零則為政策變動前。在此模型設定下，政策的效果估計 (τ) 為

$$\begin{aligned}\tau &= E(y|X, H, P=1) - E(y|X, H, P=0) \\ &= \{E(y|X, H, P=1, T=1) - E(y|X, H, P=0, T=1)\} - \\ &\quad \{E(y|X, H, P=1, T=0) - E(y|X, H, P=0, T=0)\} \quad (2) \\ &= \{[\alpha + \theta + \varpi + \phi] - [\alpha + \theta]\} - \{[\alpha + \varpi] - [\alpha]\} \\ &= \phi\end{aligned}$$

根據式(2)的計算可以得知，估計式中 T 與 P 兩變數的交叉項之估計係數 (ϕ) 則是部分負擔政策施行後之政策效果。如果估計係數 (ϕ) 為正且顯著，說明政策施行後醫療利用增加，反之下降。

不過前述的估計模型仍有部分必須進一步說明。就本研究之被解釋變數-醫療利用而言，首先醫療利用在本研究中包含就醫的機率，以及就醫的次數，就醫的機率為二元估計模型 (binary estimation model)，而就醫的次數則為次數變數 (count variable)，根據 Cameron and Trivedi (2005)，如果利用一般線性估計模型 (如普通最小平方法)，那估計結果會有不效率 (inefficient)，不一致 (inconsistent)，以及偏誤 (unbiased) 的計量問題。為了解決這一問題，本研究採用文獻上的負二項分配迴歸模型 (negative binomial regression) 進行分析²¹。

此外，在進行此一估計的過程中，由於病患有很多不必然就診，置言之該病患之被解釋變數 (醫療利用) 數值為零，如果僅是採用一般負二項迴歸模型，則忽略了資料中「零」的截斷特性。為了解決此一問題，本研究此用兩階段估計方法進行估計。

為了說明本研究之兩階段估計方法，令 y 為被解釋變數，而此被解釋變數為

²¹ 文獻上一般最常利用的為波桑迴歸 (Poisson Regression)，然而在波桑分配下，模型本身內含模型之期望值與變異數均等之假設，亦即 equal-dispersion 假設。然而此一假設在現實資料中很少符合，故合改採叫符合資料特性，亦即不需假設 equal-dispersion 的負二項迴歸模型。置言之，本研究假設 $\text{var}(y) = \mu + \alpha\mu^2$ 。

一次數變數 (count variable)，刻畫研究中的就醫次數，其範圍由零至其極大值。假設資料中的“0” (亦即零就診次數) 為一個二元過程 (binary process) 所產生。其後在給定就診次數為正的前提下，由於就診資料皆大於零，因此資料形成截斷 (truncated) 特性。因此我們可以採用截斷式負二項分配迴歸進行。置言之，根據負二項分配的迴歸估計式，

$$\Pr(y_i | \mathbf{x}_i) = \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{y_i! \Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu_i}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{y_i} \quad (3)$$

在此假設之下， $\Pr(y = 0 | \mathbf{x}) = (1 + \alpha\mu)^{-1/\alpha}$ ，同理， $\Pr(y > 0 | \mathbf{x}) = 1 - (1 + \alpha\mu)^{-1/\alpha}$ ，因此就這一部份的截斷式負二項分配迴歸模型，其條件機率則為

$$\Pr(y_i | y_i > 0, \mathbf{x}_i) = \frac{\Pr(y_i | \mathbf{x}_i)}{1 - (1 + \alpha\mu_i)^{-1/\alpha}} \quad (4)$$

而其條件期望值則為

$$E(y_i | y_i > 0, \mathbf{x}_i) = \frac{\mu_i}{1 - (1 + \alpha\mu_i)^{-1/\alpha}} \quad (5)$$

置言之，本研究估計：(1) 就診機率，以及 (2) 給定已經就診後之就診次數。而兩部分綜合，則假設民眾未就診機率 = $\Pr(y_i = 0 | \mathbf{x}_i) = \pi_i$ 。那再與第二階段估計之截斷負二項分配迴歸模型，則 $\Pr(y_i | \mathbf{x}_i) = (1 - \pi_i) \Pr(y_i | y_i > 0, \mathbf{x}_i)$ for $y > 0$ 而其 unconditional 的期望值則為

$$\begin{aligned} E(y_i | \mathbf{x}_i) &= [\pi_i \times 0] + \{(1 - \pi_i) \times E(y_i | y_i > 0, \mathbf{x}_i)\} \\ &= (1 - \pi_i) \times E(y_i | y_i > 0, \mathbf{x}_i) \end{aligned}$$

而條件期望值則一如估計式(5)。

4.2 資料與樣本處理方法

根據前述的說明，本研究所使用的 DID 估計方法，其估計主要仰賴於實驗

組與控制組的區分，以及政策施行前後之分別。為了說明此部分，我們底下，先說明時間的分組以及樣本的選擇，其後在說明實驗組與控制組的區分。

首先就時間的區分上而言，由於健保局於 2005 年 7 月調整部分負擔金額，而在該次的調整過程中，僅診所層級的醫療院所沒有調整就醫之部分負擔，其餘各層級的醫療院所（醫院），其就診之部分負擔皆調高了百分之六十至百分之七十。因此本研究乃以此次的政策調整做為分界點，在該政策變動之前為政策變動前（ $P=0$ ），其後則為政策變動後（ $P=1$ ）。

再者，我們以全民健保資料庫中之一百萬歸人檔進行估計，然而本研究刪除下列兩特性之樣本。其一，由於 2002 年內政部實施全國性兒童醫療補助計劃，所有三歲以下兒童就醫減免其部分負擔，故全國三歲以下兒童皆為免部分負擔族群，置言之，就這部分特性的樣本而言，由於其並沒有受到 2005 年部分負擔調整的影響，因此在估計過程中，我們亦刪除了三歲以下兒童樣本，以避免估計上的誤差。再者，為了避免極端值影響，我們將半年內西醫門診就醫次數高於 40 次者予以刪除。

另外，在分析中健保資料僅記錄有醫療利用樣本，對未就醫樣本容易忽略。若採直接進行政策效果評估易有高估之虞。為了解決此問題，我們利用承保資料將全民健保保險對象中 2004-2006 年間卻未有就醫記錄樣本予以納入分析。需加以說明的是，本研究以樣本就醫地推測居住鄉鎮，這些無就醫樣本居住地將出現推定上的困難。我們以 1998-2003 年資料有就醫且最接近 2004 年的紀錄予以推估，但仍有 1% 左右的樣本在 1998-2006 年間無任何就醫記錄，這些樣本可能屬於未長期居住國內卻仍持續投保者，考量部分負擔調整政策對該群體並無影響，1998-2006 年投保卻皆無就醫者我們則予以刪除。

說明了前述的時間（政策）變數，以及樣本選擇後，以下說明實驗組與控制組的區分。由於台灣現行制度對於低收入戶，以及重大傷病等採用免部分負擔，因此就給定時間下之免部分負擔者，即為本研究的控制組，這類的樣本由於免部分負擔的特性，因此的醫療利用不會受到實驗或政策的施行而有所影響。再者，就實驗組而言，由於在歸人檔中，理論上扣除前述的控制組（免部分負擔者）其餘均受到部分負擔政策的影響，置言之，理論上扣除這些人之外的樣本為潛在的實驗組。而本計畫之基本結果，主要即是根據前述，並以線性模型進行估計估計

式(1)。

不過由於這兩類樣本的特性存在明顯的差別，雖然我們利用三組實驗組的方法進行區分，可以提高確認政策效果的正確性，不過或有擔心認為如果將這兩者直接比較，或直接利用 DID 處理後的估計模型進行政策效果估計，那所獲得的政策效果結果可能反映的僅是兩類樣本特性差距所形成的政策差距，與政策施行的本身無關，置言之我們無法透過直接估計前述估計模型而確立政策施行後對醫療利用的影響之因果關係。為了解決這部分在計量上的影響，本研究採用三種方法解決，亦即在我們的模型強韌性檢驗中，我們使用三種方法進行檢驗。首先，在模型中，我們考量到由於這些歸人資料，他們隨著時間增加，年紀逐年增加，因此即使政策本身沒有對其醫療利用有所影響，但年紀的增加，其他條件不變下，就醫機率可能提高，甚而提高就診次數。為了解決此一問題，我們利用時間趨勢變數來控制其可能的偏誤，在作法上，我們加入每一個年齡組的分組固定效果 (age fixed effects)，並由此來減低這部分在計量估計上的偏誤。置言之，我們將前述估計模型改寫成：

$$y_{i,t} = \alpha + X'_{i,t}\beta + H'_{i,t}\gamma + \theta T_i + \omega P_i + \phi T_i \cdot P + \sum_g \rho^g + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中， ρ^g 即為第 g 組年紀分組之年齡固定效果。

第二種研究方法即是傾向分數配對法 (propensity score matching method)，其估計方法與過程於後說明。第二種方法的估計策略是，將所有的潛在實驗組分組，不同組別之間的差距在於其受到政策的影響的幅度。概念上來講，如果某鄉鎮的居民，其附近的醫療院所均為診所，那由於其平常的就醫可選集合僅有診所，因此即使政策調整了醫院的部分負擔，但是就該區域的病患而言，由於至診所以及醫院的就診之相對價格的改變，並不會改變他們的行為 (因為無醫院可選)，因此他們受到政策的影響相對較小。反之，如果附近的醫療院所醫院的比例非常高，那該地區的民眾其受到政策的影響相對較大。置言之就這部分的樣本，由於醫院與診所之就診相對價格的改變，使得該地區病患的診所或醫院就醫成本改變，進而改變了其往診所或醫院就診的可能性。在這種方法之下，我們可以估計出政策施行後的效果之界線。

不過這樣的作法在以健保資料庫作為分析資料時，會因為健保資料庫沒有詳列病患居住區域而使得我們無法確認病患所在的市場區域，進而對於分組產生困難。為了解決此一問題，我們以樣本當年度就醫記錄過半的院所所在鄉鎮市判定為其所在之市場地區，如果就某一年度而言，如果該病患主要在 A 醫療院所就診，而該醫療院所位於桃園，那我們假設該病患所在區域即是桃園「市場」。當我們區分市場區域完畢後，本研究再以各市場區域之包含的鄉鎮市內人口的就醫分佈進行分組：該鄉鎮市平均診所就醫比例低於 65% 者，為第一組；65%-80% 者為第二組；高於 80% 為第三組。置言之，第一組受到政策的影響較高，第二組次之，第三組受到政策的影響最小。

根據此一分組，我們可以將估計式(1)的模型改寫為：

$$y_{i,t} = \alpha + X_i' \beta + H_{i,h}' \gamma + \theta T_i^g + \omega P_t + \phi T_i^g \cdot P + \rho_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中 $T_i^g = \begin{cases} 1 & \text{如果 樣本 } i \text{ 屬於第 } g \text{ 組； } g = 1, 2, 3 \\ 0 & \text{如果 樣本 } i \text{ 屬於控制組（免部分負擔）} \end{cases}$ 。

如果政策具有效果，那本研究預期 $|\phi_1| \geq |\phi_2| \geq |\phi_3|$ 。此外，由於在分析過程中，本研究必須瞭解部分負擔的調整是否改變民眾的就醫層級的改變，置言之，我們想瞭解政策的調整是否改變了民眾前往大醫院（如區域醫院層級以上）的就診機率及就診次數的改變，因此在估計的過程中，我們首先以整體的就診行為進行分析兩階段模型，以瞭解整體的就診機率及就診次數的變化，其後分析該樣本至醫院層級就診的機率及就診次數的改變，最後將此分析侷限在大醫院（區域醫院以上）的就醫機率以及次數的改變。

另外，為了區分政策的長短期效果，本研究首先將原先歸人檔中的就醫資料（claim data）轉換成以每個人每半年的就醫型態資料，其中半年的區分則以每年的七月為界線區分。而其估計的結果則為短期的效果。其後在長期的分析中，我們將資料轉換成一年為界線的資料格式，分析在政策變動後，一年內的醫療利用的衝擊，並以此刻畫長期結果。

4.3 傾向分數配對法

政策評估 (policy evaluation) 或制度評估 (program evaluation) 是在許多經濟學乃至其他社會科學 (如社會學與政治學) 的研究中扮演著非常重要的角色。一則其使用的計量方法往往對於其後相關的計量經濟理論之研究中扮演著重要的角色, 再者其所研討的議題往往也非常實務地具有很重要的政策意涵。相關的文獻在 Wooldridge (2002) 以及 Wooldridge (2007) 讀者可以找到非常完整的說明與回顧。所謂的政策評估或制度評估的研究方法, 指的是研究者針對收集到的資料, 在這些資料的樣本中, 某些樣本可能參加某一計畫 (program), 其他的樣本則未參加該計畫, 而評估的重點則在於參加該計畫與否是否在某一目標 (政策目標) 上有顯著的衝擊。例如這種制度評估, 早先在勞動經濟學 (labor economics) 中有非常多的討論與文獻, 例如 Dehja and Wahha (1999) 探討是否接受勞工訓練之勞工, 其接受勞工計畫的效果差異, 除此之外, 在教育經濟學 (education economics) 中, 亦常被用來分析某一教育制度的變革之效果評估, 例如 Angrist and Lavy (2001) 分析教師參加在職訓練後, 學生的成績是否產生影響。當然, 此類的評估方法, 在健康經濟學中亦是常被用來分析政策或制度評估的工具, 例如, Chou et al. (2003) 以台灣家庭收支調查為資料分析台灣實施全民健保之後, 家庭在預防性儲蓄 (precautionary saving) 上的衝擊, Winkelmann (2006) 探討德國的健康保險制度, 是否對一般病患的就診次數有所影響, 陳昕等 (2007) 分析台灣健保制度下, 部分負擔的改變 (政策變動) 之價格彈性估計, 韓幸紋與連賢明 (2008), 探討健保部分負擔變動, 對於兒童醫療利用的影響, 謝鈺婷等 (2008) 分析台灣論質計酬專案的效果評估, 以及許績天與連賢明 (2009) 分析當家戶遭遇健康衝擊時, 家戶成員消費, 儲蓄, 以及就業等面向的影響。

從計量經濟學的角度來看, 這些制度評估或政策評估所要估計的, 事實上為文獻上所稱的處置效果 (treatment effects)。假設我們現在想要評估某一政策或制度的施行之效果, 那所謂的處置 (treatment) 指的便是該政策或制度。置言之, 透過樣本的收集, 我們可以找到受到該政策影響或加入該制度者, 亦即受到該處置影響者 (亦即所謂的 treatment group), 另外我們或可找到另外不受該政策或制度影響, 亦即不受該處置影響者 (亦即控制組, control group)。而制度的評估便在於分析這兩狀況下 (接受處置與否), 效果的差別。舉例而言, 倘若某決策者

(i)²²，如果他接受該處置，或受到該政策的影響，那其效果或結果的指標為 Y_{1i} ，但是如果該決策者沒有受到處置的影響，或沒有加入該政策或制度，那其效果或結果的指標為 Y_{0i} 。置言之，我們用“0”與“1”來區分是否受到處置的影響，或是否接受處置，而 Y_{1i} 與 Y_{0i} 則為可能的結果。當然，就此一決策者 (i) 而言，如果 $Y_{1i} - Y_{0i}$ 為正，那表示就此一決策者而言，該政策或處置的結果為正，或有效果，反之無效，而此 $Y_{1i} - Y_{0i}$ 亦即是決策者 (i) 在此一政策評估中的個別效果 (individual effect)。然而，就同一決策者而言，不太可能在同一時間下，同時參加與不參加此政策或計畫，置言之，就此一決策者而言，不是僅能觀察到他參加計畫或此政策的結果 (Y_{1i})，不然就是僅能觀察到他沒有受到處置影響的結果 (Y_{0i})，因此在實際的運作中，由於此種遺漏 (missing) 的特性，使得研究者無法認定個別效果。

限囿於前述在評估過程中的遺漏的特性使得無法認定個別效果，在許多研究中乃進而轉向估計與認定整體決策者 (有參加處置與未參加處置者) 之平均的效果，置言之研究乃轉而估計與認定文獻上所謂的平均處置效果 (average treatment effect, ATE)。以前述的說明而言，倘若將樣本區分為接受處置 (或參加計畫，或受政策與制度影響者)，以及未接受者，前者即為實驗組 (treatment group)，後者則為控制組 (control group)，那所謂的平均處置效果，簡單而言，即是兩組接受與未接受處置後之政策效果的平均差異： $ATE = E(Y_1 - Y_0)$ ，其中， Y_1 為實驗組的政策結果變數， Y_0 為控制組的政策結果變數。然而此一平均處置效果要能夠被認定 (identify)，那兩組的政策結果 (Y_1 與 Y_0) 必須假設與決策者被分到實驗組與控制組之間的機制無關。置言之，如果我們假設 W 為一指標變數 (indicator variable)，且用 $W = 1$ 指稱樣本為實驗組，而 $W = 0$ 則用以指稱樣本為控制組。若平均處置效果能夠被認定的第一條件在於假設 (Y_1 與 Y_0) 與 W 之間獨立。置言之，平均處置效果的認定之基本條件在於樣本是否屬於實驗組或控制組為外生給定，或如文獻上所稱的「自然實驗 (natural experiment)」或「準實驗 (quasi-experiment)」。

不過前述的外生獨立性假設，在自然科學實驗中相對容易找到可能的實驗組

²² 依據評估的主題而有異，可為病人，消費者，廠商，醫院等等。

與控制組，但是在社會科學中，尤其是在許多政策的評估中，政策的施行，乃至某處置的施行，參加者與非參加者往往可能都不是隨機指派 (randomly assigned)，因此前述的條件不必然達到，而此也使得一般的政策評估所估計出來之效果不具有因果關係。事實上，根據 Wooldridge (2002) 以及 Wooldridge (2007)，在一般社會科學的實驗 (計畫，政策，或制度的施行)，往往存在三個可能的樣本選擇偏誤 (sample selection bias)，使得前述的估計結果產生偏誤。第一為顯性偏誤 (overt bias)，第二為隱性偏誤 (hidden bias)，最後則為自我選擇偏誤 (self-selection bias)。

所謂顯性偏誤，指的是決策是否加入該計畫或該制度，可能受到其他因素的影響。置言之，可能存在某些可以觀察到 (observed) 的特性會影響決策者是否屬於實驗組 ($W=1$) 或控制組 ($W=0$)。由於這些可以觀察到的特性之故，因此實驗組與控制組樣本便非隨機，進而前述獨立性假設無法成立。此外，除了可以觀察到的特性的影響外，往往也可能存在一些無法觀察到的 (unobserved) 特性，例如決策者本身的特性，會讓此一樣本傾向於屬於控制組或傾向於屬於實驗組。另外，往往許多政策的施行，或許多計畫的施行，參加該政策或計畫的本身便是一決策過程的結果。置言之，決策者根據自己的效用極大的假設決定參加之後是否可以提高福利 (效用) 等，進而加入該計畫或制度。置言之，決策者是否屬於實驗組或控制組 ($W=1$ 或 $W=0$) 本身變成為一自我選擇的結果，進而決策者之 W 變數便存在自我選擇偏誤 (self-selection bias)。針對這些偏誤，政策評估或制度評估的方法文獻中有許多精彩的探討與說明。例如 Rosenbaum (2002) 利用敏感性分析 (sensitivity analysis) 來判斷是否存在可能的隱性偏誤；Heckman (1976) 則提出兩階段估計法 (two-part model) 以解決可能的偏誤。Manski (2003) 的邊界分析 (bound analysis) 則用以當前述獨立外生性假設不成立的時候，如何估計平均處置效果的上下界。

在各種估計方法中，另外一類評估方法則是所謂的配對法。顧名思義，所謂配對法即是在控制組中，替實驗組配對，因此「理想上」所有參與實驗或加入某計畫，乃至被某政策所影響者，研究者可以幫這些實驗組樣本找尋一個特性與之相近的樣本與之配對 (matching)，置言之形成「準控制組」。而最後政策的評估，即是根據前述實驗組與配對後的準控制組進行比較，其概念在於由於研究者不可

能同一時間觀察到參與實驗者或加入某計畫者，或受政策影響者的結果（亦即 Y_{1i} ），以及該樣本不參加實驗的結果（亦即 Y_{0i} ），因此透過配對的方法，替該樣本找到（配對）一個與其特性相同的樣本，但沒有加入計畫或參與實驗，或不受政策影響，並透過這兩者之間的差別來進行評估政策效果。不過要進行此類評估，研究者必須再額外有下列兩者假設（Rosenbaum and Rubin, 1983）。第一為 $(Y_1, Y_0) \perp W | X$ ，文獻上稱為無混雜假設（unconfoundedness assumption），而在 Lechner(2001)則稱為條件下之獨立性假設(conditional independence assumption)。在該假設下，當控制所有可觀察到的共同混雜因素（X）後，樣本是否加入實驗（或政策及計畫），亦即該樣本之 $W=1$ 或 $W=0$ 與其政策結果獨立。事實上，此一假設在傳統參數型態估計模型（parametric model）下，即為所謂的”selection on observables”（Heckman and Robb, 1985），或在遺漏資料（missing data）文獻中所提的 “missing at random”。要對此一假設與傳統外生性假設兩者之間進行瞭解與連結，我們可以依據 Wooldridge（2007）的例子進行說明，假設處置效果為固定，亦即 $\tau = Y_i(1) - Y_i(0)$ ，其中 $Y_i(1)$ 與 $Y_i(0)$ 為加入政策或實驗與未加入之效果，如果我們假設政策效果與 X 之間為線性：

$$Y_i(0) = \alpha + X_i' \beta + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \perp X_i \quad (8)$$

那我們可以將估計式改寫成

$$Y_i = \alpha + \tau \cdot W + X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (9)$$

置言之，無混雜的假設與傳統上在給定 X 之下，W 與誤差項之獨立性假設相同。因此無混雜的假設，基本上僅是假設給定 X，為誤差項獨立，亦即 W 為外生變數。

第二個額外的假設為 $prob(W = 1 | X) \in (0, 1)$ ，文獻上稱為具重疊性假設（overlap assumption），或在 Rosenbaum and Rubin（1983）古典的文獻中稱為”strongly ignorable treatment assignment”。在此假設下，如果某一足以影響 Y_1 與 Y_0 的變數（X）下的某一特性之樣本皆參加實驗，或受政策影響，那在該特性下， $prob(W = 1 | X = x) = 1$ ，則控制組將完全沒有此一特性的樣本，如此將使得研究者在控制此一變數（X）後，無法進行比較。

我們現在說明配對法，根據 Rosebaum(2002)，Abadie and Imbens(2006)，配對法是將實驗組與控制組中的樣本中，特性較為相同的樣本（受試者）拿來配對並進行比較，以評估政策效果。作法上，研究者根據實驗組的樣本之變因數值，於控制組中選出與該實驗組變因數值最接近的 K 個樣本，當然在控制組中，我們也可以於實驗組中挑選變因值相似的樣本。令 $\tau_K(i)$ 為這 K 個樣本所形成的集合，平均處置效果即是：

$$ATE = \hat{\tau} = \frac{1}{N} \left\{ \sum_{i=1}^N W_i \left[Y_i - \frac{1}{K} \sum_{j \in \tau_K(i)} Y_j \right] + (1-W) \sum_{j \in \tau_K(i)} Y_j - Y_i \right\} \quad (10)$$

不過，在實際的透過某一變數之數值進行配對的作法，隨著研究者掌控的用以配對之變數個數增加，由於配對的條件越來越嚴格，因此研究者便越難找到適當的樣本進行配對，因此隨著 X 向量的維度增加，研究者配對的困難亦相對增加。不過在 Rosenbaum and Rubin (1983) 一文中，兩位學者證明在無混雜的獨立性假設下，那根據多維度的 X 變因以配對的方法，其實等同於利用傾向分數進行配對。亦即，如果 $(Y_1, Y_0) \perp W | X$ 成立，那 $(Y_1, Y_0) \perp W | p(X)$ 。其中 $p(X)$ 文獻上稱為傾向分數 (propensity score)，為給定 X 的數值下，樣本參加計畫，或受到政策或制度影響之機率，其定義為：

$$p(X) = \text{prob}(W=1 | X=x)$$

由於傾向分數的作法，以及 Rosenbaum and Rubin (1983) 的證明，研究者僅需利用一個維度的傾向分數便可以進行配對，因此此法大幅減低研究者的配對困難度，也因此在此晚近幾年此研究方法也廣受歡迎。利用傾向分數的估計方法中，最常見的第一類為加權估計法 (weighting estimator)。在此加權法之下，由於

$$\begin{aligned} E\left(\frac{WY}{p(X)}\right) &= E\left(\frac{WY_1}{p(X)}\right) = E\left[E\left(\frac{WY_1}{p(X)} \middle| X\right)\right] \\ &= E\left[\frac{p(X)E(Y_1|X)}{p(X)}\right] = E(Y_1) \end{aligned} \quad (11)$$

以及

$$\begin{aligned}
E\left(\frac{(1-W)Y}{1-p(X)}\right) &= E\left(\frac{(1-W)Y_1}{1-p(X)}\right) = E\left[E\left(\frac{(1-W)Y_1}{1-p(X)}\middle|X\right)\right] \\
&= E\left[\frac{[1-p(X)]E(Y_1|X)}{1-p(X)}\right] = E(Y_0)
\end{aligned} \tag{12}$$

因此平均處置效果為：

$$\hat{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{W_i Y_i}{p(X_i)} - \frac{(1-W_i) Y_i}{[1-p(X_i)]} \right] \tag{13}$$

另外的估計方法則是利用傾向分數來進行迴歸或配對，此部分基本上式將迴歸估計式中的變數改為傾向分數。另外在 Rosenbaum and Rubin (1983b) 的文章中亦提出，研究者也可以利用傾向分數的數值，將樣本區分為 K 塊，第 k 塊 J_k 符合下列條件（詳細估計過程，見後續說明）：

$$J_k = \left\{ i : \frac{k-1}{K} < p(X_i) < \frac{k}{K} \right\}, k = 1, 2, \dots, K \tag{14}$$

透過此法，每一個 J_k 組內的樣本，其傾向分數都非常接近，因此同一組組內的樣本具有相似的樣本特性，研究者便可直接估計每一個 J_k 組內的實驗組與控制組的政策效果差距，或者利用同一組內的樣本以普通最小平方法進行相同組內的平均處置效果。透過估計過程或計算過程，研究者將因此可以取得 K 個相同組內的平均處置效果估計結果，亦即 $\hat{\tau}_1, \hat{\tau}_2, \dots, \hat{\tau}_K$ ，其後研究者則可以根據每一組的樣本數進行加權以取得平均處置效果（ $\hat{\tau} = \sum_k w_k \hat{\tau}_k$ ）。

另外，根據 Abadie and Imben (2006)，研究者亦可於相對的組別中，就樣本中找出與某一樣本（受試者） i 最靠近或最相似的 K 個人，以進行配對。在 Abadie and Imben (2006) 一文中，兩位學者亦推導出估計式的極限分配，透過此一極限分配的存在性證明，研究者除了可以估計平均處置效果，同時可以利用統計推論以探討該計畫或政策（或制度）的效果是否有效。令 $j_{k(i)}$ 為一指標，其滿足下列兩者：(1) $W_j = 1 - W_i$ ；且 (2) $\sum_{l: W_l = 1 - W_i} 1\{\|X_l - X_i\| \leq \|X_j - X_i\|\} = k$ 。在上述兩條件中， $1\{\cdot\}$ 為一指標函數 (index function)。因此 $j_{k(i)}$ 主要的功能在於替此樣本 (i) 於相對的組別中找到他的配對樣本 (k 個)。置言之，如果 i 是實驗組，

那此一功能在於替該樣本於控制組中找尋配對者，如果為控制組，則於實驗組中找尋配對者。

如果研究者對每一個樣本找出 K 個特性最接近的配對者，那這些樣本所形成的集合為 $\tau_k(i) = \{j_1(i), j_2(i), \dots, j_k(i)\}$ 。如果 $N_k(i)$ 為樣本 i 被用來配對的次數，亦即 $N_k(i) = \sum_{l=1}^N 1\{i \in \tau_k(l)\}$ 。則根據 Abadie and Imben (2006)，配對的估計式則為

$$\hat{\tau}_k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{Y}_{1i} - \hat{Y}_{0i}) \quad (15)$$

其中 \hat{Y}_{1i} 與 \hat{Y}_{0i} 為

$$\hat{Y}_{0i} = \begin{cases} Y_i & \text{如果 } W_i = 0 \\ \frac{1}{K} \sum_{j \in \tau_k(i)} Y_j & \text{如果 } W_i = 1 \end{cases} \quad (16)$$

$$\hat{Y}_{1i} = \begin{cases} \frac{1}{K} \sum_{j \in \tau_k(i)} Y_j & \text{如果 } W_i = 0 \\ Y_i & \text{如果 } W_i = 1 \end{cases} \quad (17)$$

實證的運作過程中，選擇配對的方法，常見的有四種類別：

(1) 最近鄰域配對法 (nearest neighbor matching)

令 T 分別表示樣本接受處置，或參加計畫，乃至於是否受政策影響，相對的 C 則表示未參加計畫。而兩者之可觀察的政策效果分別為 Y_i^T 與 Y_i^C ，如果我們將前述的傾向分數符號簡化為 p_i ，表示在給定 X 之下，樣本 i 的傾向分數，那最近鄰域配對法所形成的樣本集合則是

$$C(i) = \min_j \|p_j - p_i\| \quad (18)$$

一般而言，此法將替樣本 (i) 找到對應組別唯一的配對者，除非在對應的組別中存在多重最近 (傾向分數最近) 解。如果我們令 N_i^C 表示在實驗組下的樣本 i ，其於控制組中所找到的配對者。同時我們令此樣本 (i) 的配對者 j ，那我們可以定義權數：

$$\begin{cases} w_{ij} = 1 & \text{如果 } j \in C(i) \\ w_{ij} = 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (19)$$

則平均處置效果為

$$\begin{aligned} \tau^K &= \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left[Y_i^T - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C \right] \\ &= \frac{1}{N^T} \left[\sum_{i \in T} Y_i^T - \sum_{i \in T} \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C \right] \\ &= \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C(i)} w_j Y_j^C \end{aligned} \quad (20)$$

其中的 N^T 為實驗組樣本個數，而 $w_j = \sum_i w_{ij}$ 。而該估計數的變異數則為

$$\begin{aligned} \text{Var}(\tau^K) &= \frac{1}{(N^T)^2} \left[\sum_{i \in T} \text{Var}(Y_i^T) + \sum_{i \in C} w_j^2 \text{Var}(Y_i^C) \right] \\ &= \frac{1}{(N^T)^2} \left[N^T \text{Var}(Y_i^T) + \sum_{i \in C} w_j^2 \text{Var}(Y_i^C) \right] \\ &= \frac{1}{(N^T)} \text{Var}(Y_i^T) + \frac{1}{(N^T)^2} \sum_{i \in C} w_j^2 \text{Var}(Y_i^C) \end{aligned} \quad (21)$$

(2) 半徑配對法 (radius matching)

半徑配對法，在配對的過程中與前述最近鄰域配對法概念相同，唯獨差異的地方在於，其配對的集合為

$$C(i) = \{ p_j \mid \|p_i - p_j\| < r \} \quad (22)$$

置言之，半徑配對法並非找出一對一的配對者，而是只要傾向分數與所欲配對者差距在某範圍之下，則即形成配對。一旦找出配對者，那其平均處置效果，與該效果之變異數則一如前述式(20)以及式(21)。

(3) Kernel 配對法 (Kernel matching method)

此類配對的方法對於所有在對應組別的樣本均為其配對者，唯獨在計算其效果的時候，隨著這些對應組別的傾向分數與所欲配對者之傾向分數的差距增加，則其重要性減少。因此在這種配對方法中，研究者必須決定採用何種 Kernel 函數，以及在計算相對重要性時，將分配進行切割的寬帶值 (bandwidth) 為何。

根據 Becker and Ichino (2002) , $\left[\sum_{j \in C} Y_j^C \cdot G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right) \right] / \left[\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right) \right]$ 為實驗組樣本其如果沒有接受實驗 (或不受政策影響) 的效果擬真 (counterfactual) 數值之一致性 (inconsistent) 估計式, 而其平均處置效果的估計式則為

$$\tau^{Kernel} = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left\{ Y_i^T - \frac{\left[\sum_{j \in C} Y_j^C \cdot G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right) \right]}{\left[\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right) \right]} \right\} \quad (23)$$

之於 Kernel 函數的選擇, 一般文獻常見的有高斯 Kernel (normal or Gaussian Kernel), biweight Kernel, Epanechnikov kernel, 均等 Kernel (uniform kernel), 三次式 kernel (Tricube Kernel)。

(4) 階層配對法 (Stratification method)

此種配對方法, 其實與前面提到的將傾向分數分組方法一樣。假設 q 表示樣本的傾向分數在某一範圍內的指標, 那在該範圍內, 我們可以計算該組的「平均處置效果」為

$$\tau_q^{Stratification} = \frac{\sum_{i \in I(q)} Y_i^T}{N_q^T} - \frac{\sum_{j \in I(q)} Y_j^C}{N_q^C} \quad (24)$$

其中, $I(q)$ 為一指標變數, 用以刻畫在該分組下的區塊集合, 而 N_q^T 與 N_q^C 則分別表示在該區塊 (或該分組) 下的實驗組與控制組樣本個數。在進行分組後, 整體的平均處置效果則為

$$\tau^{Stratification} = \sum_{q=1}^Q \tau_q^{Stratification} \cdot \frac{\sum_{i \in I(q)} W_i}{\sum_i W_i} \quad (25)$$

其中, Q 為分組的組別個數。之於此法下估計式之變異數則為

$$\text{Var}\left(\tau_q^{Stratification}\right) = \frac{1}{N^T} \left\{ \left[\text{Var}\left(Y_i^T\right) \right] + \left[\sum_{q=1}^Q \frac{N_q^T}{N^T} \cdot \frac{N_q^T}{N_q^C} \cdot \text{Var}\left(Y_i^C\right) \right] \right\} \quad (26)$$

4.4 巢式 logit 模型

巢式 logit 模型(nested logit model)基本上是一般多項 logit 模型(multinomial logit model)或條件式 logit 模型(conditional logit model)的一般化模型。在一般的選擇機率模型中，由於其機率函數的設定，因此模型本身意涵兩選項(alternatives)之間的勝算比(odds ratio)與其他選項之間彼此獨立，文獻亦稱此假設為「無關選項之間的獨立性假設(independence of irrelevant alternatives assumption, IIA)」²³。在此獨立性假設的前提下，一般的選擇機率模型通常要求所有選項之間的誤差項之間不存在任何共變異，置言之，假設 $(\varepsilon_{i,1}, \varepsilon_{i,2}, \dots, \varepsilon_{i,J})$ 為選擇模型中，選擇者(亦即決策者)J個可選的選項之誤差項，那前述獨立性的假設下，任何兩個選項之間的誤差項，其 $cov(\varepsilon_{i,j}, \varepsilon_{i,l}) \neq 0$ ，因此估計模型本身的variance-covariance 矩陣，便僅有在對角線之間有非零的數值，其餘對角線以外的部分，數值皆為零²³。在此誤差項結構下，估計變得相對簡單，實證上一般依據解釋變數為與決策者特性有關(case-specific)，或與選項特性有關(alternative-specific)，而在模型區分上產生 case-specific outcome 的多項 logit 模型(multinomial logit model)，以及 alternative-specific outcome 的條件 logit 模型(conditional logit model)。

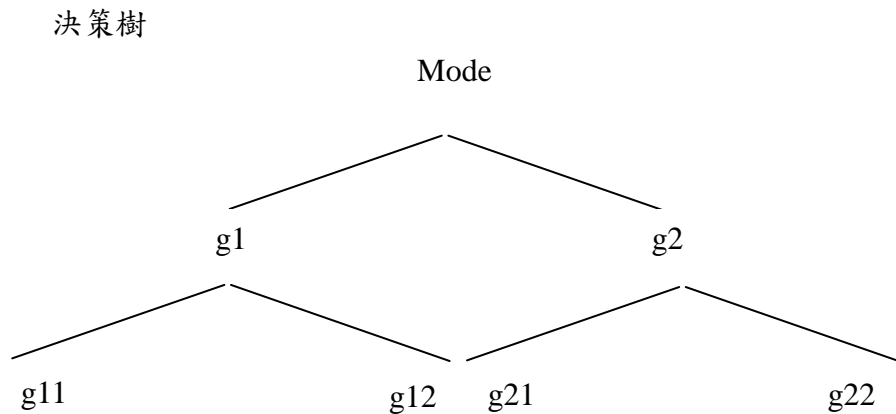
不過正由於這些模型的無關選項彼此獨立之假設大幅簡化了模型的估計方式，同時也限制了模型在許多現實社會中之可應用性。其原因在於此一獨立性的假設往往在許多資料中並不符合。對於此一侷限的解決方法之一，即是透過修正人們的決策模式，進而修改估計模型之選項的誤差項結構。事實上，巢狀 logit 模型(nested logit model)及適當中很重要的模型。假設第*i*個決策者選擇第*j*個選項的效用(U_{ij})可以透過一個累加隨機效用模式刻畫，那在此累加的隨機效用函數模型(additive random utility model)下，該決策者的效用可以包含兩部分，亦即 V_{ij} 以及 ε_{ij} 。其中，前者是確定(deterministic)的效用部分，而後者則是隨機的效用部分(stochastic random terms)。置言之，一個累加的隨機效用函數可寫成如下形式：

²³ 當然，雖然對角線的數值是否均相等，而有模型之齊質性(homoskedasticity)與異質性(heteroskedasticity)的差別。

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (27)$$

式中，倘若 ε_{ij} 是獨立且相同的第一型極端值分配 (independent and identical distributed as type I extreme value)，那前述的估計式(27)便可以利用一般常見的多項 logit 模型或條件 logit 模型進行估計。不過倘若我們將所有的選項於已分組，並根據決策者的決策模式，將選擇過程於以分層。置言之，決策者在進行原先的 J 個選項之選擇時，並不是以全部的 J 個選項當作他的所有可選集合中之選擇。而是根據這 J 個選項之分組進行第一層次的選擇。其後，在根據所選定之第一層次的選擇下，進行該選時下可以選擇之選項進行選擇。當然這樣的分層可以分成很多層次，端視研究議題之決策者之決策模式。不過無論如何，當我們將決策於以分層，那原先的選項之間便形成巢狀結構 (nesting structure)。同時由於選擇過程中，同一組內的選項彼此有關，但跨組之間的選項則仍舊獨立無關，因此此一作法下，原先的獨立性假設便不需成立。

我們以一個兩層的決策模式來看。假設決策者在選擇時，必須先選擇 g1 與 g2。如果選擇 g1，則決策者必須再決定是否選擇 g1 組別下之 g11 與 g12。同理，如果第一層選擇 g2 組，到第二層的時候，決策者就必須選擇 g21 或 g22。其巢狀結構如下：



其中，第一層 (或稱 limb，主枝)，決策者必須決定選擇 g1 組或 g2 組。當選擇第一層之後，決策者在根據第一層的選擇，選擇第二層 (或稱 branch，或分枝) 之決定。舉例來說，倘若研究者研究的議題是釣魚客的釣魚地點選擇。那 g1 可能指的是岸邊，g2 則可能指搭船至外海釣魚。如果選擇至岸邊釣魚，那釣魚客

則必須再選擇到海灘 (g11) 釣魚，或至港口邊 (g12) 釣魚。如果選擇搭船至外海釣魚，那釣魚客則必須再決定租船出海(g21)或自行開私有船艇出海釣魚(g22)。當然同一分枝下的選擇不必然僅有兩個，在某些時候，研究議題中，可能產生某一分枝有較多的選項可供選擇，其他分枝則有少數一兩個選項可供選擇。舉例而言，在醫院選擇的機率模型中，倘若決策者第一層選擇是先選擇至那一層級的醫院看病，那第一層選擇便有四個選擇(醫學中心，區域醫院，地區醫院，與診所)，其後如果選擇醫學中心，那病患必須選擇至台大醫院，長庚醫院，榮民總醫院等醫學中心。倘若選擇區域醫院，則其選擇則相對更多。

透過上述的說明，巢狀 logit 模型，與傳統機率模型 (multinomial logit model 或 conditional logit model) 的差異點僅在於相同組別下的選項，共變異不為零，亦即如果選項 k 與 h 屬於同一組，那 $Cov(\varepsilon_{i,k}, \varepsilon_{i,h}) \neq 0$ 。

利用我們前述的累加隨機效用函數模型來說明，我們令下標 (j, k) 分別表示不同層次之選項 (alternatives)，其中 j 為第一層的選項， k 為第二層的選項，那兩層的隨機效用可以定義如下

$$U_{jk} + \varepsilon_{jk} = z'_j \alpha + x'_{jk} \beta_j + \varepsilon_{jk}, \quad j = 1, \dots, J, \quad k = 1, \dots, K_j \quad (28)$$

隨機效用函數(28)中的 z_j 為只有跟第一層選擇有關之變數，而 x_{jk} 則為一變數向量，同時包含與第一層與第二層有關之選項的變數。為了可以估計隨機效用函數(28)，巢狀 logit 模型假設所有選項之誤差項， $(\varepsilon_{j1}, \varepsilon_{j2}, \dots, \varepsilon_{jk})$ ，為一 Gumbel 的多變量極端值分配 (Gumbel's multivariate extreme-value distribution)。在此假設枝下，決策者選擇第一層的第 j 選項，以及給定第 j 選項下，該決策者選擇第 k 選項的機率為

$$p_{jk} = p_j \times p_{k|j} = \frac{\exp(z'_j \alpha + \tau_j I_j)}{\sum_{m=1}^J \exp(z'_m \alpha + \tau_m I_m)} \times \frac{\exp(x'_{jk} \beta_j / \tau_j)}{\sum_{l=1}^{K_j} \exp(x'_{jl} \beta_j / \tau_j)} \quad (29)$$

其中， $I_j = \ln \left\{ \sum_{l=1}^{K_j} \exp(x'_{jl} \beta_j / \tau_j) \right\}$ ，而 τ_j 則為 dissimilarity 參數，其值域介於零與

一之間，亦即 $\tau_j \in [0,1]$ 。透過式(29)的機率型態，我們可以藉此建構估計樣本的概似函數 (likelihood function)，並以最大概似法 (maximum likelihood method, MLE) 進行參數的估計。

第五章 估計結果

本章說明估計的結果。第 5.1 節我們先說明基本估計結果，第 5.2 節則說明強韌性檢定 (robustness check)，其中說明傾向分數配對法之估計結果。

5.1 基本估計結果

5.1.1 政策效果之趨勢模型估計

在開始說明本計畫之政策分析的差異中的差異分結果前，我們先透過簡易的趨勢模型進行分析。部分負擔政策改變後，民眾就醫機率與次數的變化²⁴。雖然趨勢模型的估計，僅能瞭解政策變動前後的整體變動方向，無法明確瞭解此一估計出來的差別是否導因於政策的變動，但是可以提供研究者一個方向，以瞭解整體的變動方向，並根據結果瞭解研究設計上應當注意的部分。在表 7 中，我們利用趨勢分析模型估計在短期下，政策變動後醫療利用機率的改變以及醫療使用次數的衝擊。由於在分析過程中我們計算的期限以半年為基準，因此此一結果刻畫出政策變動後，短期的醫療利用衝擊。首先就整體的西醫門診而言，本研究仍舊依據第四章所述，將實驗組區分為三組，其中當鄉鎮市平均診所就醫比例低於 65% 者，為第一組；65%-80% 者為第二組；高於 80% 為第三組。置言之，第一組受到政策的影響較高，第二組次之，第三組受到政策的影響最小（詳見第 4.2 節說明）。根據表 7 的第一欄的結果，我們可以發現，整體而言，不論是那一實驗組，就診的機率在 2005 年 7 月調整部分負擔後均為下降。在第二欄的結果中，根據估計結果，不論那一實驗組，其就診次數在政策施行之後均下降。由於這一模型的估計結果，乃是以所有層級的醫院之就醫與就醫次數進行分析，因此雖然原本研究設計預期，第一組受到政策的影響相對高於第二組，而第三組的衝擊則相對最小。但是這三組在此一估計結果下，差別並不明顯。當然這一不明顯的特性，與我們以全部的醫療層級院所進行分析有很大的關聯。

²⁴本研究先估計下列估計模型：

$$y_{i,t} = \alpha + X_i' \beta + H_{i,h}' \gamma + \omega P_i + \rho_i + \varepsilon_{i,t}$$

其中，政策變動前後的醫療利用期望值差距為： $E(y|X, P=1) - E(y|X, P=0) = \omega$ 。置言之，趨勢效果即是模型中的估計係數 (ω)。在估計過程中，我們控制了性別，地區，以及五個年紀組。而醫療利用中，由於為次數變數，因此我們先利用線性機率模型 (linear probability model) 估計就醫機率，其後給定就診次數為正的前提下，利用線性迴歸模型估計其期望值。而次數變數為了滿足常態分配的假設 (原為次數變數)，我們取自然對數。

當我們進一步以醫院層級（所有醫院層級）的就醫機率，以及至醫院看診次數的估計結果來看，根據第三與四欄的結果，我們可以發現，就機率而言，部分負擔政策的改變，在三組實驗組中，其至醫院就診的機率亦是呈現下降的趨勢，且就診的次數（給定已經就診，亦即就診次數為正）在政策施行後亦是明顯的下降。第三實驗組在就診次數的影響上，估計係數為正，與前述相反，然並不顯著。除此之外，當我們僅以醫院進行分析的時候，比較三組實驗組的結果，我們可以發現，第一組的衝擊相對高於第二組，最後則為第三組，而此一結果，不論在就醫機率與就診次數上，均可以發現同樣的趨勢。另外，由於部分負擔政策的調整，其政策目的之一。在於希望民眾在就醫的時候，如果僅是小病則以層級較低的醫療院所為其主要醫療照護地點，置言之，部分負擔的施行，政策目標之一在於減低大醫院的醫療利用。根據第五與六欄的估計結果，當我們僅以區域醫院之醫療利用進行分析的時候，民眾在短期下，到區域醫院以上等大醫院就醫的機率整體而言確實下降，當然此一衝擊仍舊以第一組為最高，其次為第二組，在其次則為第三組，而且機率的減少趨勢在政策施行後估計結果均達 1% 顯著水準下的顯著性。至於次數的衝擊，其與前述並沒有太大的差別，整體而言到大醫院就診的次數（給定次數為正），在政策改變後其期望值明顯下降。

整體而言，上述表 7 的估計結果說明了從趨勢的角度來看，部分負擔政策的變化，在短期下，民眾的就醫機率減少，且短期的就醫次數亦是相對下降。不過，誠如前述，此一分析僅為一趨勢分析，整體的就醫機率下降，乃至於就診次數的下降，此一結果是否肇因於部分負擔的改變必須透過更精確的計量估計，才可以確認，而此一部份我們則留待後面節次的進一步說明。

表 8 列出長期的衝擊趨勢分析。作法上，我們仍舊依據前述的方法，估計相同的實證模型，唯獨在進行醫療利用計算（以及相對應之解釋變數）時，我們將期限（time period）由半年改為一年。置言之，我們分析在 2005 年七月的政策改變之前後各一年間，醫療利用之趨勢，是否在這兩時間之間存在明顯的不同趨勢。根據表 8 的估計結果，首先我們就整體醫療使用來看，當部分負擔調整後，民眾整體之西醫門診就診機率下降，而此一趨勢不論在那一實驗組之下，其估計結果皆非常一致。由於此為一線性機率模型，因此根據估計係數，我們比較表 7 與表 8 的結果，可以發現，就趨勢的變化上來講，長期的衝擊趨勢相對略高於短期。

置言之，短期與長期的整體就醫機率均下降，唯獨其下降的趨勢隨時間的延展而有更為下降的趨勢。相對的，給定已經使用醫療資源（就診次數為正）的樣本來，表 8 第二欄的結果可以發現，整體就醫的次數則在調整部分負擔之後產生下降的趨勢，且此衝擊略高於短期。

接著我們將觀察重心由整體西醫門診之醫療利用，轉移至民眾至醫院層級就醫的醫療利用長期趨勢。表 8 第三，四，五，以及六欄的結果說明，長期的趨勢上，民眾前往醫院層級（第三與四欄）以及大醫院（區域醫院以上）的就醫醫療利用（第五與六欄）的結果。根據結果，當部分負擔在 2005 年七月調整之後，民眾前往醫院層級就醫的機率下降，且此一結果不論在那一實驗組均可發現相同趨勢，而且與前述結果一致的是，其長期的就醫機率衝擊略高於短期。再者，長期上來看，給定民眾前往至醫院的就醫次數為正（已經使用醫院層級以上之醫療資源），在部分負擔調整之後，其就醫次數下降。而前述的趨勢，即使我們將分析重點集中在大醫院，亦即僅以民眾前往區域醫院層級以上的醫療院所就醫之機率與使用次數來觀察（表 8 之第 5 與 6 欄），其估計結果仍舊一致，亦即民眾至大醫院就醫的長期趨勢在調整部分負擔後提高，而其次數則於政策改變後下降。且衝擊的幅度，在趨勢上略大於短期下的衝擊。不過，我們必須再一次提醒，此一分析僅為一趨勢分析，整體的就醫機率下降，乃至於就診次數的下降，此一結果是否肇因於部分負擔的改變必須透過更精確的計量估計，才可以確認，而此一部份我們則留待後面節次的進一步說明。

5.1.2 政策效果之差異中的差異模型 (DID) 估計結果

表 9 列出本研究中利用差異中的差異的估計策略所估計之兩階段模型結果。估計過程中，我們控制了樣本的性別，區域，以及五個年紀分組。而表 9 中所呈現的則是每一模型設定下的差異中的差異估計值，亦即其估計高低說明了政策變動後，在實驗組與控制組之間，其政策的效果。首先我們就整體的西醫門診醫療利用的結果來看，根據 DID 估計結果，短期下，民眾整體的西醫門診就醫機率與前述趨勢分析一致，呈現下降的結果。由於此一機率模型為線性機率模型，因此 DID 係數說明政策變動後，在兩組之間的邊際效果 (marginal effects)，又由於估計上採用一般最小平方的估計（修正同一病患之群聚效果變異數），因此在

平均上 (on average) 仍舊刻畫出政策的平均效果。而且根據估計係數²⁵，在就醫的機率上，三實驗組在就醫的機率衝擊上並沒有太明顯的差距，然而第一實驗組在就醫次數上的衝擊明顯高於第二組，最小的則為第三組，此一估計結果與原先趨勢分析的結果相符。此外就就醫次數而言，短期下，民眾前往西醫門診之就醫次數，在給定就醫次數為正的前提下，當政策調整後，考慮了實驗組與控制組的差異後，我們可以發現部分負擔的調整，則使得民眾就醫次數下降，且此一衝擊僅在第一組與第二組有顯著的影響 (1% 的顯著水準下顯著)，至於第三實驗組，其估計係數仍舊一致地呈現負向的關係，唯獨其統計上並不顯著。當然此一結果與我們的設計相符，因為第三組實驗組基本上受到此一政策的影響最小。

然而部分負擔的政策調整，其政策目的在於減少民眾前往高層級醫院的就醫，截至目前的分析，我們利用所有醫療層級進行分析，所得之結果僅說明政策變動整體的影響，至於在高層級醫療機構的衝擊則必須再進一步分析。表 9 的第 3-6 欄，我們將估計集中在醫院，以及區域醫院等較高層級之醫療機構，分析政策變動的衝擊。我們首先將研究重心轉移至醫院層級的醫療利用。根據表 9 的第三與四欄的估計結果，透過 DID 的分析，在政策變動後，民眾前往醫院層級就醫的機率增加，此一結果與前述整體的就醫機率衝擊相反。一個可能的原因在於部分負擔的施行，確實使得許多平常前往高層級醫療院所就醫的民眾改往至低層級的醫療院所，而由於醫療院所的設備限制 (capacity constraint)，因此這些醫院可以有更多的空間可以服務更多的病患，而此一限制，使得整體西醫門診的就醫機率下降，但在較高層級的就醫機率產生提高的現象。

再者，當部分負擔調整後並給定民眾前往醫院就醫的次數為正的前提之下，民眾的就醫次數在部分負擔調整後呈現下降的結果，而此一差異中的差異分析結果，其負向的關係在第一實驗組中有較明顯的結果，至於第二與第三實驗組，雖然估計係數仍舊為負，說明政策之變動 (部分負擔的調整之後)，民眾前往醫院層級之就醫次數下降，唯獨此一下降在統計上並不顯著。再者我們分析當部分負擔提高後，民眾前往大醫院就診之機率以及使用大醫院之醫療利用 (就醫次數) 是否產生衝擊，根據表 9 第五與六欄的估計結果，民眾在部分負擔調整後，前往

²⁵ 此估計係數所列，僅列出 DID 模型中政策變數與實驗組變數兩者之交叉項估計係數，亦即 DID 結果之估計係數。

到大醫院（區域醫院層級以上）的就醫機率上升，而此與前述結果相符一致，而其次數亦呈現明顯下降，當然此一下降僅在較受政策影響之第一實驗組中出現，其他的實驗組結果估計係數並不顯著。

事實上，我們可以發現在短期之下，民眾前往一般西醫門診的就診機率在部分負擔調整後呈現下降的結果，但是使用次數卻在政策變動後呈現下降的狀況。而此一結果即使是以分析民眾之醫院醫療利用（機率與次數），以及至大醫院就醫的醫療利用（就醫機率與次數）皆呈現相同的結果。此一結果可能說明醫療院所的設備限制（capacity constraint）使得在部分負擔調整後，平時經常使用者，由於醫療利用的使用機會成本提高，因此出現就診時候的改變，而此一改變，讓一般民眾的就醫可能性提高（相對較掛得到號），因此整體的醫療就診機率雖然下降，但在最受政策影響之大醫院的就醫機率則產生提高的現象。置言之，部分負擔的調整，其政策的效果並非反映在就醫機率上，相對的，由所有分析中的使用次數的下降，我們可以發現，調整部分負擔後，民眾的就醫次數皆減少，而且民眾也減少至醫院層級就診的次數，進而亦減少前往大醫院就診的次數。

而將前述的估計結果與既有文獻的發現進行比較（例如陳昕等人），我們可以發現，在這種非等比例調整部分負擔的政策下，傳統文獻所發現到的就醫次數下降的結果與我們的發現一致。唯獨本研究則進一步發現，此類非等比例調整部分負擔的政策施行下，亦同時使得民眾前往高層級醫院之就醫機率提高，雖然就醫次數仍舊下降。

相對的，表 10 我們列出長期下以 DID 模型估計出來之政策效果。在該表中，第一欄與第二欄列出整體西醫門診之就醫機率與次數，在政策調整後的長期 DID 估計結果。根據結果，我們可以發現其整體的醫療使用之政策效果與短期一致，置言之，當部分負擔調整後，長期上民眾之整體就醫機率（不分醫療層級）亦是呈現下降的結果，且就醫次數（給定長期下使用西醫門診次數為正）下降。不過，當我們將分析重心轉移至醫院層級之醫療利用，以及大醫院（區域醫院以上）之就醫機率與次數上來看，長期上，兩者的就醫機率，根據 DID 結果，政策的施行均使得民眾前往該層級醫院就診之機率提高，唯獨與短期相反的是，在醫院的就醫次數，以及到大醫院就醫的醫療次數，卻都在部分負擔調整後，出現就醫次數提高的 DID 估計結果。此一結果與前述結果明顯不一致，一個可能的因素在

於，由於分析的期間相對增長，但隨期間的延長，理性的民眾在政策改變後，利用調整其經濟行為來因應。因此差異中的差異所要求的外生性假設（政策變動的外生性）便無法成立，因此本研究認為此一長期的差異中差異估計結果仍舊需要進一步的資料與觀察，此一結果尚無法說明長期效果與短期效果上的差別。也因為此，為了僅呈現資料上正確的估計結果，本研究後續的結果中，僅著重在短期的分析。

5.1.3 不同年紀下之政策效果 - 差異中的差異模型 (DID) 估計結果

前述結果發現，短期下 2005 年的部分負擔調整雖然使得民眾的就醫機率減少，且整體而言，亦下降了使用醫療者之醫療使用次數，而且民眾至醫院以及大醫院的就醫機率則是上升，其對應的就醫次數則相對的下降。進一步而言，我們想瞭解，這些政策效果的來源主要來自於身體健康相對較佳者，或身體健康相對較差者。為了瞭解此問題，我們進一步依據樣本的年紀區分，將樣本區分為六十五歲以上以及以下兩組，理論上其他條件不變之下，後者的身體健康較前者為佳，因此我們將樣本區分兩組以分析兩組不同樣本下的政策 DID 估計結果，結果列於表 11。在該表中，上半區塊 (panel) 中我們列出六十五歲以上之樣本的 DID 估計結果，而下半區塊 (panel) 則列出六十五歲以下樣本之 DID 政策效果之估計結果。作法上，我們仍舊將樣本（不論六十五歲以上族群或以下族群）區分成三個實驗組，同時觀察這些對應的實驗組在西醫門診，醫院就醫，以及大醫院（區域醫院層級以上）就醫的醫療利用衝擊。事實上，根據表 11 我們可以發現，就整體不分醫療層級之就醫機率來講，65 歲以上的樣本，他們在西醫門診的就醫機率因該政策的改變而有就醫機率上升的現象，相對的 65 歲以下者，則整體門診之就醫機率與前面結果一致，呈現下降的衝擊結果。此一估計結果說明，部分負擔的變化，使得我們觀察到整體門診就醫次數的下降，主要來至於相對年輕的族群，如果此一年齡層反映相對健康者，那此一結果說明，在部分負擔的政策變動後，由於部分負擔的調整，健康狀況較差者（較需要醫療服務者）並沒有受到此政策的負向影響，對於政策原先希望改變者（較健康者），其就醫機率相對下降。事實上，如果再進一步觀察這兩組在就醫次數上的衝擊，我們亦可發現，年紀較高族群（65 歲以上），其就醫次數之 DID 係數雖為負，說明政策變動後，就醫次數相對減少，但是估計係數在統計上並不顯著。相反的 65 歲以下者，則就

醫次數於第一實驗組（較受政策影響者），其就醫次數明顯（顯著）下降。

相對的，當我們將研究重心聚焦於較高層級（醫院，或區域醫院以上）時，到醫院就醫，以及區域醫院層級以上之大醫院之就醫的機率均在部分負擔調整之後出現提高的政策效果。此一結果與前述整體門診之衝擊不同，但與我們於前面估計結果一致。再者，就就醫次數而言，65 歲以下者，就醫次數受到政策的影響相對不顯著，事實上根據該表的結果，不論那一實驗組，或那一年齡層，其醫院（或區域醫院）就醫次數，在部分負擔更改後，確實減少，但此一衝擊並不顯著。觀察此表，我們可以發現，整體而言，六十五歲以上民眾的就醫機率在西醫門診上具有正向的衝擊（亦即機率提高），但是六十五歲以上民眾曾為負向衝擊（亦即機率下降），而就醫次數上則兩者一致。至於較高層級的衝擊，則兩者均呈現就醫機率增加之衝擊，與相對不顯著之就醫次數負向衝擊。置言之，我們在前一小節中所發現的部分負擔的衝擊結果，其效果應當主要來自於較為健康的族群。而原先醫療利用較多者（六十五歲，較為不健康者），他們的醫療行為（機率與次數），其實相對較少。

5.1.4 急診之政策效果 - 差異中的差異模型（DID）估計結果

前述的分析，我們僅將研究重心置於西醫門診，探討部分負擔政策的調整對於西醫門診之醫療利用（就醫機率，以及此用次數）的衝擊，同時分析政策的改變對於醫院，以及區域醫院以上之大醫院的醫療利用的影響。本節說明，部分負擔政策的調整對於民眾急診醫療利用的影響。作法上，我們亦將樣本區分為三組實驗組，並分別利用差異中的差異進行分析這三組與控制組（免部分負擔民眾）在政策變動前後的變化來觀察政策效果。結果列於表 12。

根據該表，我們可以發現，政策調整後，民眾前往醫院進行急診的機率，以及前往區域醫院以上醫院急診的機率調高。此結果與前述的結果一致。置言之，整體而言，部分負擔的調整確實使得人們利用急診的機率次數些微增加，然而就次數的衝擊而言，在給定已經使用者來看，其政策變動後的次數並沒有發生太大的改變，事實上根據估計的結果，受到政策衝擊較大的第一與第二實驗組，他們的次數之 DID 估計結果均不顯著。即使受到政策影響較小者亦只在邊際上顯著。綜合兩者的結果，急診之醫療服務受到此一政策變化的影響相對較小。

5.2 考慮年紀固定效果之差異模型 (DID) 估計結果

從短期上來看，前述第 5.1 節的估計結果，不論在趨勢上或是差異中的差異政策效果，我們可以發現一致性的估計結果，說明部分負擔在民眾之醫療行為(就醫機率與使用次數)上的衝擊，不過前述的估計中，由於資料上使用健保資料中的歸人資料，而這些資料的特性是以 2005 年的承保人為基準，進行 5% 的抽樣，其後這些人的所有醫療資訊以歸人方式整合。然而隨著時間的增加，這些人的年紀亦相對提高，因此其他條件不變下，他們的醫療使用本身會逐漸提高，置言之，我們前述的估計結果，可能反映的這些歸人檔樣本本身隨著時間增加所產生的結果，與部分負擔政策調整無關。雖然在我們的分析中，我們嘗試透過控制五個年紀組之效果進行控制這部分的偏誤，不過為了讓說明我們前述的結果之強韌性，我們前述的結果並沒有受到這部分的影響太大，我們將估計模型修正，我們加入所有年齡組之年齡固定效果 (age fixed effects)，並藉由掌控此效果將可能的偏誤去除。其結果列於表 13。事實上根據該表的估計結果，並將此表與前述表 9 加以比較，我們可以發現，(1) 整體的西醫門診就醫機率在政策調整後，與前述一致，政策對於整體門診之就醫機率具有下降的衝擊；(2) 民眾前往醫院就醫，乃至區域醫院以上之大醫院就醫的機率亦提高；(3) 整體西醫門診的就診次數，在部分負擔調整後，其次數下降；(4) 醫院或大醫院之就醫次數在第一實驗組中明顯下降，而此一實驗組的樣本理論上受到政策的衝擊較大。置言之，我們即使加入年紀的固定效果，前述的結果仍舊成立，而此說明了本研究之發現的強韌性 (robustness)。

5.3 兩階段負二項迴歸模型之差異模型 (DID) 估計結果

另外一個檢定前述發現之強韌性的作法在於，前述的差異中差異 (difference in difference) 的兩階段估計模型主要立基於線性機率模型以及線性迴歸模型。然而不論西醫門診，或醫院就醫，乃至大醫院 (區域醫院以上) 的就醫，其醫療利用變數均為次數變數 (count variable)，因此以線性模型進行估計此一兩階段模型在估計上可能存在不一致，不有效，以及偏誤的計量結果。為了進一步瞭解，我們前述的估計結果是否因為所使用之計量模型的差別而有所差距，我們將估計模型改為兩階段的負二項迴歸分配模型。在此一兩階段的模型中，我們利用 logit 模型來捕捉民眾就醫次數的零的程序 (generating process)，其後在給定就醫次數

為正的前提下，就醫次數的資料形成截斷資料特性 (truncated count variable)，因此使用截斷式負二項分配模型 (truncated negative binomial regression) 進行分析，結果列於表 14。

然而在說明 logit 部分的政策 DID 效果之前，必須一提的是，由於 Logit 模型的非線性特性，因此我們無法直接透過估計係數之正負來進行說明政策調整後對於就醫機率的影響。事實上，根據表 14 的估計結果，西醫門診的就診機率在此兩階段模型下，以受到政策影響最大的第一實驗組來看，其 DID 係數為正，與前述相反，然而根據 Ai and Norton (2003)，本研究之估計式(1)中，當被解釋變數為二元變數時所使用的 Logit 估計模型之邊際效果為：

$$\frac{\Delta E(y|P,T,X)}{\Delta T \Delta P} = \varphi \cdot F'(\square) + (\theta + \varphi \cdot P)(\omega + \varphi \cdot T) F''(\square) \quad (30)$$

式中的 $F'(\square)$ 與 $F''(\square)$ 為 Logistic 分配的累積機率密度函數 (cumulative density function) $F(\square)$ 的一次與二次微分。根據此式，DID 估計係數 (φ) 僅為邊際效果的一部份，且邊際效果可正可負，其取決於政策變數 (P) 的估計係數符號，時間變數 (T) 的估計係數符號，以及 DID (交叉項) 估計係數符號，以及在不同觀察點中的數值 ($F'(\square)$ 與 $F''(\square)$)。為了比較政策變動後，整體的門診就醫機率，以及醫院 (與區域醫院以上) 之就醫機率的政策變動的邊際效果，我們根據式(30)計算所有觀察值的邊際效果，並將政策變動的邊際效果繪圖於圖 1 至圖 6。

由於在計算此一邊際效果時，根據此式，其效果會隨樣本不同而有差異，因此計算上非常耗時，因此本研究將原先的樣本抽樣，同時僅利用受到政策影響較大之第一實驗組進行分析與比較。圖一與圖二為整體門診的就醫機率邊際效果，以及其 Z 統計量，根據該圖形，傳統的邊際效果 (僅透過係數計算) 不論在那一樣本均為正，但是正確的 Logit 模型 DID 邊際效果則不論在那一樣本下都為負，與前述的結果 (政策變動使得整體門診之就醫機率下降) 一致。惟其 Z 統計量圖形說明了此一邊際效果並不顯著。

圖 3 與圖 4 說明，當我們僅分析民眾在政策變動後，醫院之就醫機率的 DID 邊際效果與其統計量。根據圖 3，不論傳統作法與正確估計邊際效果之作法，其

DID 邊際效果均為正，與前述結果一致。然而，根據圖 3，我們可以發現，政策的 DID 邊際效果在預測的就醫機率（橫軸）較低者，其衝擊較大。置言之，原先就醫機率較低者，當部分負擔調整之後，醫院就醫機率提高，而且此一提高的現象，在原先較少就醫者有較明顯的衝擊。事實上，這與我們原先的設備限制的猜測一致。如果存在設備限制，那由於部分負擔的施行，將使得原先等候的病患（醫院就醫機率相對原先已經就醫者低）之醫院就醫機率提高，而圖形的結果亦支持我們的猜測。再者，根據圖 4 的 Z 統計量，我們可以發現，這些邊際效果在低就醫機率者較為顯著（Z 統計量較大），且其 Z 值接近 5，說明其顯著性必通過 1% 顯著水準的檢定。

圖 5 與圖 6 則進一步利用觀察民眾前往區域醫院以上之就醫機率分析，圖 5 畫出區域醫院以上之就醫機率的 DID 邊際效果，圖 6 圖示邊際效果之 Z 統計量數值。根據兩圖之說明，其結果與前述圖 3（與圖 4）一致，原先就醫機率較低者，有較大的政策衝擊，且此一衝擊與前述一致，政策施行後，民眾前往大醫院之就醫機率提高，且其提高在原先就醫機率較低者較明顯，且這些邊際效果在原先就醫機率較低的樣本較為顯著，相對的，原先就醫機率較高者，邊際效果相對不顯著。根據這些邊際效果的圖形，我們可以發現，利用兩階段負二項分配模型的估計，民眾之就醫機率的政策衝擊與前述一致，說明我們結果的一致與強韌性。

此外，利用截斷式負二項分配進行第二階段的估計，我們亦可發現與前述一致的結果。整體的西醫門診就醫次數在非比例式（non-proportional）的提高部分負擔後，給定已經使用西醫門診者，其門診次數下降，不過醫院以及區域醫院以上的就診次數雖然估計結果仍舊一致，亦即仍又呈現就醫次數下降的結果，唯獨此一顯著性僅在第一實驗組中較為顯著，其餘實驗組則統計上不顯著。不過，誠如剛開始的實驗設計所言，這三組的差別在於第一組的衝擊較大，其後依序為第二組，第三組的衝擊相對較小，甚至衝擊趨近於零。因此在結果上，此一兩階段的負二項估計模型與前述的結果基本上一致，置言之，此一結果提供我們更進一步的證據說明我們的計畫研究結果之強韌性與一致性。

5.4 傾向分數配對法之差異模型 (DID) 估計結果

再者，前述的 DID 結果可能因為實驗組與控制組的特性差距所致。置言之由於控制組為台灣免部分負擔之民眾，而這群樣本的特定可能與一般民眾，乃至於我們所列的三組實驗組民眾存在明顯的特性差距（如年紀上的差別，身體健康上的差距），因此前述的估計可能肇因於樣本特性差距所致，而與政策效果無關，進而僅使用 DID 的估計可能造成差誤。為了進一步瞭解前述結果是否受到此一特性的影響，我們透過 Propensity Score Matching (PSM) 方式，在控制組與實驗組（三組）中選出「特性相近」者來進行分析。自從 Rosenbaum and Rubin(1983) 的文章後，PSM 在分析政策效果上，已經是一個不可或缺的工具²⁶。早期研究多半是透過 PSM 將實驗組和控制組中可觀察樣本特性差異加以調整，由於調整後實驗和對照兩組樣本在特性上接近相同，可將其成效差距歸因於政策效果，確立其因果關係；近來更有些研究建議透過 PSM 找出「類似」於實驗組的控制組，再使用這些樣本進行迴歸分析，確保估計的準確性 (Robins and Ritov, 1997)。本研究計畫採取後者，根據民眾的性別，年紀以及居住縣市，找出控制組與對應的實驗組（共三組）特性近似的樣本，再以這組樣本進行 DID 迴歸分析。

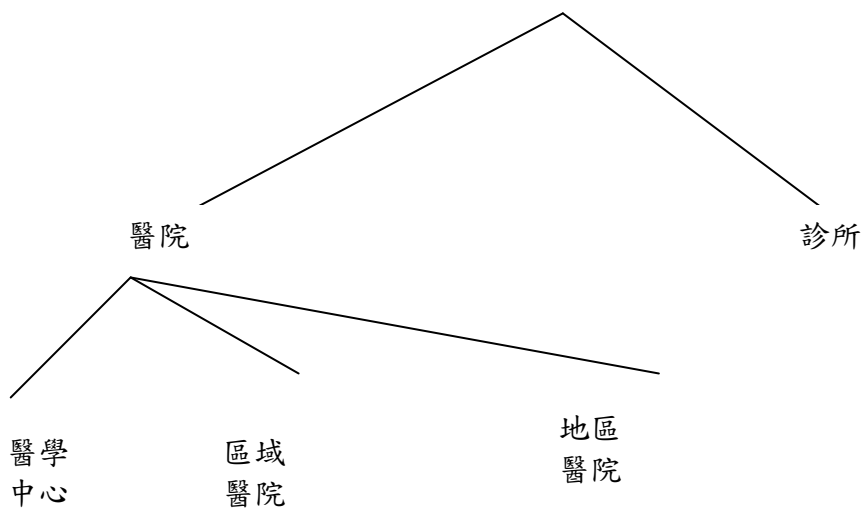
作法上，我們首先根據民眾之年紀，性別與居住縣市，使用 Probit 模型估計樣本為實驗組與控制組之傾向分數 (propensity score)。透過這個傾向分數評分，以一對一最近距離，無重複選取樣本 (without replacement) 的對應方法找出對應的樣本。由於實驗組與控制組樣本數差異懸殊（約為 9:1），因此因此以控制組為基礎，利用 PSM 選取相似的實驗組。結果列於表 15。事實上，根據表 15 的結果，我們可以發現在西醫的門診就醫機率，部分負擔調整後就醫機率的衝擊並不顯著，與前述發現並不矛盾。但就主要的結果(對醫院以上的就醫機率)而言，至醫院就醫以及區域醫院以上就醫的機率，在 2005 年調整部分負擔後，其醫院就醫的機率亦相對提高，與前述的結果一致。事實上從就醫的機率之估計結果來看，即使使用 PSM 的方法進行 DID 估計，我們的結果仍舊成立，說明我們前述結果的強韌性。至於醫療使用次數的衝擊，根據表 15 的結果，雖然在醫院，以及大醫院的估計結果在統計上並不顯著，唯獨其估計符號一致地為負，說

²⁶ Rosenbaum and Rubin (1983) 將 PSM 的比較基礎，從實驗組中樣本許多不同特性上多變量的比較，轉換成單一的屬性評分 (propensity score, $p(X)$)。這個方式大幅的降低了比較實驗組和對照組時所產生的困難，請參見第四章的說明。

明部分負擔政策的調整，即使再以特性相近的實驗組與控制組進行分析，其就醫次數仍舊下降，雖然此下降幅度在統計上不顯著。

5.5 巢式 logit 之差異模型 (DID) 估計結果

最後我們在表 16 列出巢式 logit 模型之估計結果。在此一模型中，我們進一步以民眾之選擇行為分析政策調整後民眾在不同層級醫療院所的就醫選擇。我們假設病患在決定醫療提供者的時候，亦即當他尋求醫療服務時，他會在醫院與診所之間進行選擇，一但選擇醫院，則他並需進一步選擇至醫學中心，區域醫院，或至地區醫院進行診療。置言之，病患的決策法則可以下圖表示：



事實上，我們的巢式 logit 模型即是在前述的決策結構下進行分析，並分析政策調整後，實驗組與控制組之間於政策前後的差別。不過，正如前述，由於實驗組一為各實驗組中之政策影響較大者。因此我們於此僅列出第一實驗組的結果。再者，由於巢式 logit 模型的估計採用最大概似法，同時在資料的安排上，必須將同一人之同一次就診的紀錄轉換成以每個選項為單位，因此在我們的估計中，由於最後將有四類選擇，因此每一人之每一次就診，資料量將擴大為四倍，現有的電腦設備無法進行分析，為此我們將原先的分析樣本，隨機抽樣 12%，並進行 DID 的估計。結果列於表 16。根據該表，我們可以發現，以實驗組相對於控制組而言，前者選擇傾向較低層級之醫療院所就醫，不過以相對機率之 DID 估計結果而言，相對於醫學中心，其他層級之醫療院所（區域醫院，地區醫院，與診所）之相對就醫機率，其 DID 估計結果並不存在統計上的顯著差距。不過由

符號的估計結果而言，較小層級（診所）相對於醫學中心，其就醫的機率提高，雖然其效果並不顯著。

5.6 論病計酬之政策效果分析

為了比較不同支付制度對於醫療利用的差異。本節說明論病計酬的政策效果，以供與前述結果作為比較。表 17 我們同時列出股關節與膝關節之歷年（政策變動時間點）的門診次數。在該表的上半部，我們列出股關節的比較結果，下半部則列出膝關節的趨勢結果。為了說明政策變動的效果，我們列出受到部分負擔政策影響較大之醫學中心，區域醫院，以及地區醫院的門診使用趨勢。根據表 17 的上半部，我們可以發現 2005 年上半年醫學中心之股關節門診次數為 2509 次，而在 2005 年七月一日部分負擔調整後，醫學中心的股關節門診次數於 2005 年後半年微幅增加至 2327 次。相對的，2005 年的上半年，區域醫院則平均有 1454 次的股關節門診，而 2005 年後半年則些微增加至 1617 次。另外在地區醫院，2005 年政策變動前共有 1106 次的股關節置換門診手術，但是到了政策（部分負擔）變動後，2005 年後半年，該次數則為 1144 次。以次數來看在政策變動後似乎不論在各級醫院，其股關節置換門診次數有略為改變，不過根據表 17 的上半部，我們可以發現，政策變動後，各層級之醫院（醫學中心，區域醫院，與地區醫院），其股關節置換之門診比例時，並沒有明顯的變化，事實上根據該表 2005 年上半年醫學中心，區域醫院，以及地區醫院之股關節置換門診次數的比例分別為 47.21%，29.99%，以及 22.81%，而到了政策變動後的後半年，這些比例之變化並不大（45.74%，31.78%，以及 22.48%）。說明論病計酬的股關節置換的醫療利用並沒有受到部分負擔之調整之影響。

此外，就股關節之置換門診次數來看，另外的觀察重點在於政策變動後，是否存在重複治療，我們於表 17 上半部中，同時列出 2006 年之後的左側，右側，與雙測的治療次數，根據該比例，我們可以發現雖然歷年之間存在變化，但是就左側，右側，與雙測的比例來看，這三者之間的比例相當一致，以 2007 年之上半年與下半年來看，左右與雙側的比例約為 45.61%與 50.9%以及 0.85%，而後半年則亦約維持大致相同之比例（48.17%，50.32%，以及 1.49%），推理上，如果有重複治療，那應當造成單一測邊的治療比例存在巨大的增加，不過我們的結果並不支持此一推論。

論病計酬的另外一個觀察重點在於膝關節的置換手術次數之醫療利用，在政策變動後其所受到的衝擊。我們將膝關之相關分析列於表 17 之下半部分。根據

表 17 的下半部，我們可以發現 2005 年上半年醫學中心之膝關節門診次數為 4489 次，而在 2005 年七月一日部分負擔調整後，醫學中心的膝關節門診次數於 2005 年後半年微幅增加至 5049 次。相對的，2005 年的上半年，區域醫院則平均有 2965 次的膝關節門診，而 2005 年後半年則些微增加至 3798 次。另外在地區醫院，2005 年政策變動前共有 3392 次的膝關節置換門診手術，但是到了政策（部分負擔）變動後，2005 年後半年，該次數則為 3925 次。以次數來看，與股關節之分析雷同的是，在政策變動後似乎不論在各級醫院，其膝關節置換門診次數有略為改變，不過根據表 17 的下半部，我們可以發現，政策變動後，各層級之醫院（醫學中心，區域醫院，與地區醫院），其膝關節置換之門診比例時，並沒有明顯的變化，事實上根據該表 2005 年上半年醫學中心，區域醫院，以及地區醫院之股關節置換門診次數的比例分別為 41.39%，27.34%，以及 31.27%，而到了政策變動後的後半年，這些比例之變化並不大（39.53%，29.74%，以及 30.73%）。說明論病計酬的膝關節置換的醫療利用並沒有受到部分負擔之調整之影響。

另外的觀察重點在於政策變動後，是否存在重複治療，我們於表 17 下半部中，同時列出 2006 年之後的左側，右側，與雙測的治療次數，根據該比例，我們可以發現雖然歷年之間存在變化，但是就左側，右側，與雙測的比例來看，這三者之間的比例相當一致，以 2007 年之上半年與下半年來看，左右與雙側的比例約為 46.66% 與 49.18% 以及 2.22%，而後半年則亦約維持大致相同之比例（47.54%，50.33%，以及 2.12%）。與股關節至換之分析相似的是，如果有重複治療，那應當造成單一測邊的治療比例存在明顯的增加，不過我們的結果並未發現類似的趨勢。

第六章 結論

6.1 研究發現與政策建議

為了全民健保之財務穩健，健保局過去十多年間提出各種財務調整方案。在針對供給者部分，包含總額預算、支付標準或給付項目的調整、藥價調查等等；在民眾部分，包含調整費率、擴大費基、提高部分負擔等等。由於費率調整影響甚廣，民眾反彈甚大，健保局於 91 年 9 月 1 日將 4.25% 調整為 4.55% 後，便無法進一步調整。擴大費基則因調整對象有限，無法明顯對健保財務問題有相當大的改善，因此部分負擔調整便成為健保局在針對民眾最常用的政策工具。這可從自健保開辦後，健保局前後共有八次調整部分負擔看出。以醫學中心為例，一般門診部分負擔金額由 100 元、150 元、210 元，逐次上升至 360 元；另外，健保局也於 88 年 8 月新增藥品、復健、高診次部分負擔。更於 91 年 9 月加收檢驗項目部分負擔。本研究計畫利用 2005 年 7 月的部分負擔調整做為政策區分時點，分析部分負擔的調整對於民眾之醫療率（就醫機率與次數）的衝擊。

在研究方法方面，前期的研究皆直接比較部分負擔實施前後醫療利用的比較，這樣的研究方法無法排除共同因子的影響；近期研究採取差異中之差異法進行分析，納入控制組的考量來改善前述缺失。但是這些研究使用「免部分負擔」樣本（如重大傷病，921 受災戶）作為控制組和實驗組在特性上相去甚遠，且有價格內生性的疑慮。為了進一步瞭解部分負擔抑制醫療利用的真實效果，並改善上述問題，估計上我們使用差異中差異分析方法，並以下列的估計策略來確認本研究計畫之發現的強韌性與一致性：首先我們加入年紀的固定效果以減低歸人檔樣本隨時間增加而在醫療利用上存在時間趨勢的可能估計偏誤。其次，我們利用兩階段負二項分配迴歸模型來減少，當我們的就醫次數為次數變數（count variable）的時候，利用線性模型進行估計所可能產生的計量偏誤。作法上我們率用 logit 模型估計民眾的就醫機率，其後在給定期間內的醫療使用為正的前提下，估計截斷式負二項迴歸模型（truncated negative binomial regression）。第三，對控制組的選擇上，則採配對估計法（propensity score matching, PSM）來挑選與政策實施對象相近的控制組，以排除價格內生性的影響，以求估計結果之精確性。由於多數研究是透過蒐集實際發生的資料進行分析，此情況下取得的樣本通常並非具有隨

機性，進而產生樣本選擇偏誤的問題。為了排除樣本選擇偏誤，我們透過 PSM 進行分析。根據實驗組某些特性，挑選出與其特性最為相似的控制組樣本，以降低樣本選擇偏誤，縮小實驗組與控制組間的差距，使兩者特性分配極為相似，排除內生性問題的影響。第四，在機率模型的估計上，我們除了利用線性機率模型進行分析 DID 效果外，我們亦利用 Logit 模型，除此之外，我們更進一步將非線性之邊際效果依據所有樣本（觀察點）圖示說明，以瞭解政策的衝擊對於那一樣本有較大的影響。

最後，為了納入部分負擔包含了不同醫院層級間金額的垂直調整，我們考慮使用機率模型（logit model）來估計到醫院就診的機率，或是巢狀邏輯特性模型（nested logit model）來涵蓋不同層級醫院選擇，以納入不同層級間醫院部分負擔價格不同的問題。

根據我們的估計結果，本研究發現：（1）整體而言，當部分負擔的調整呈現非比例性（non proportional）的時候，民眾的西醫門診就醫機率下降。（2）政策施行後，民眾利用醫院，以及大醫院（區域醫院以上）之就醫比例（就醫機率）亦提高。然而（3）西醫門診，醫院，以及大醫院之就診次數，在部分負擔調整之後，民眾的就醫次數相對下降。（4）而此估計結果本身意涵，醫療院所可能存在規模限制（capacity constraint），因此當部分負擔調整後，雖然讓原先就診之民眾之就醫比例下降，但是由於空出規模空間可以容納原先的潛在等候名單，進而讓整體就醫機率仍舊下降，但較高醫院層級之就醫機率提高以及就醫次數相對下降。（5）急診之醫療利用受到此一政策的影響不大。（6）短期下，前述整體西醫門診之就醫機率下降，大醫院就醫機率提高，以及就醫次數的減少，其效果主要來自於身體較健康之民眾（65 歲以下樣本），相對的，六十五歲以上的民眾在政策調整後，其實對這群民眾並沒有造成太大的衝擊。（7）根據我們將實驗組分組的結果，政策的衝擊對於附近醫院家數相對較少之區域，影響相對較低，置言之，部分負擔的政策，對於都市（一般醫院位置）的民眾之醫療利用衝擊相對較高。最後，我們雖然在分析上將時間區分為短期與長期的政策評估，然而長期的政策結果需要更進一步的資料以確認效果。

最後我們根據我們的研究結果，本研究建議：

（1）當部分負擔調整後，短期下，確實存在前述的政策效果，亦即短期下民眾

一般門診就醫機率下降，但醫院層級（以區域醫院以上）的就醫機率提高，但就醫次數卻下降。不過長期而言，由於民眾會針對政策的衝擊進行行為的調整（self-adjustment），一則長期的更精確效果需要執政當局的更進一步觀察，但同時此一現象也說明，長期下此一部份負擔調整的衝擊應當不顯著。

- (2) 根據我們的結果，雖然整體而言（整體之西醫門診），部分負擔對就醫機率產生下降的現象，且對就醫次數產生負向的衝擊。然而對於醫院以及較高層級醫院的就醫機率卻明顯存在政策的正向衝擊（亦即提高機率）。事實上，此一結果與傳統文獻中認為部分負擔調整的結果，對民眾的就醫醫療利用沒有太大影響有些微不同。原因在於，根據我們的結果，其事實上反應醫療院所的規模限制（capacity constraint），置言之，每一醫療院所的每日最高門診量有其資源上的限制，而當部分負擔調整後，根據結果顯示的是原先未有就醫者（或掛不到號者），因為就醫層級與次數的下降，進而提高這群人的就醫的機會。而此亦說明，部分負擔的政策效果其實仍舊存在一定的政策效果，只是其效果並非一如傳統文獻所言之直接門診使用率之改變，而在於不同病患之就醫機會之改變。
- (3) 根據我們的研究設計，我們發現部分負擔政策對於附近的醫療院所以診所為主之市場，其效果影響較小，但是如果民眾所在市場之醫療提供者，診所所扮演的角色較低，那政策效果較高，置言之，部分負擔政策的調整，其效果隨著不同市場特性而有差距。因此建議部分負擔的調整或許應當顧慮不同區域的醫療市場差異，以減少可能的衝擊。

6.2 研究限制

最後我們說明研究限制。本研究存在下列研究限制。第一，我們僅用國家衛生研究院的 2005 年歸人檔作為分析基礎，其僅為台灣 5% 的樣本，分析的樣本並未企及全台灣，雖然我們認為 5% 的抽樣的分析結果已經具有高度的可信度，然我們仍舊提醒讀者這一缺陷。第二，我們在進行各實驗組設計的時候，由於健保資料庫的設計並未有紀錄病患的居住地（乃至戶籍地），因此僅能透過病患平常的就醫醫療院所來確認該病患（消費者）之所屬醫療市場。此一市場的推測方法與真實居住地存在一定差別，進而可能造成估計上誤差。第三，分析結果僅以

短期（半年）較為精確，長期下，由於民眾的行為可能產生因應部分負擔而有所調整，因此需要更深入以及更長期的資料以進行分析。

第四，在分析過程中，我們以 2005 年 7 月為起點，在此前後 18 個月（亦即共三年）如果沒有任何就醫紀錄的樣本排除於估計中。排除此類樣本的原因在於，這類樣本可能是長期離開台灣或其他不明的因素，當然，其亦可能是真的未使用任何醫療資源，由於我無法判定這些樣本的醫療行為之潛在因素，因此為了避免干擾分析，故予以排除。由於這群三年內沒有就醫紀錄的民眾，我們無法完全排除他們真的沒有使用醫療資源的可能性，因此在此就醫機率的估計上，本研究計畫的估計結果可能存在高估的現象。

第五，本研究所根據之部分負擔政策調整的衝擊，所反應的是部分負擔調整之價格效果，並不包含所得效果，所得效果所引發的醫療增加並非道德風險，並且能增加消費者福利；但替代效果會導致消費者過度使用醫療服務，對社會福利造成損失。

第六，在有關醫療費用的相關分析中，由於國衛院發行的健保資料庫為申報資料，因此文中有關醫療費用均乘以就診醫療院所層級當年核檢率，以計算較貼近實際醫療費用。然而計畫所取得核檢率為各醫療院所層級的年度平均核檢率，而非各醫院於各時間點下的核檢率，再者，醫療費用透過初核比例調整後，在現行制度仍需要複核等相關審核，因此我們這部分的分析可能與實際費用產生差距，雖然我們認為該差距不大，但我們仍舊列出該限制，以提醒讀者此一可能。

最後，不同支付制度的品質分析，我們加入了股關節與膝關節置換之醫療利用，其於政策變動期間的趨勢變化，並用以分析部分負擔的衝擊。不過我們提醒讀者，此兩者之醫療利用的觀察重點之一在於是否重複進行。雖然我們於報告中已經列出左側，右側，以及雙測知比較結果，然而這些治療是否重複則必須進一步知道是否是在同一病患中進行雙測的相關置換，而此則必須串聯出病患的詳細治療紀錄，而此則需要更深入的分析以減少可能的分析偏誤。因此我們提醒讀者這部分的可能限制。

參考文獻

1. Abadie, A. and G.W. Imbens (2006), Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects, *Econometrica*, 74, 235-267.
2. Adam, T. et al. (2005), Capacity Constraints to The Adoption of New Interventions: Consultation Time and The Integrated Management of Childhood Illness in Brazil, *Health Policy and Planning*, 20(1), pp.i49-i57.
3. Ai, C. and E.C. Norton (2003), Interaction Terms in Logit and Probit Models, *Economics Letters*, 80, pp123-129.
4. Åke B. (2001), Does The Economics of Moral Hazard Need to be Revisited? A Comment on The Paper by John Nyman, *Journal of Health Economics*, 20(2), pp283-288.
5. Angrist, J.D. and V. Lavy (2001), Does Teacher Training Affect Pupil Learning? Evidence from Matched Comparisons in Jerusalem Public Schools, *Journal of Labor Economics*, 19, pp343-369.
6. Becker S.O. and A. Ichino (2002), Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Score, *Stata Journal*, 2(4), pp.358-377.
7. Bill, J.W. et al. (2005), The Impact Of Increased Cost Sharing On Medicaid Enrollees, *Health Affairs*, 24(4), pp.1106-1116.
8. Blais, M., Lapierre, S.D. and G. Laporte (2003), Solving a Home-Care Districting Problem in an Urban Setting, *The Journal of the Operational Research Society*, 54(11), pp.1141-1147.
9. Brandt, A, Horisberger, B. and W.P. Von Wartburg (1980), *Cost-Sharing in Health Care*, New York: Spring-Verlag, pp.117-129.
10. Cameron, A.C. and P.K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Method and Applications*, Cambridge, Cambridge University Press.
11. Cherkin, D.C., Grothaus, L. and E.H. Wagner (1989), The Effect of Office Visit Copayments on Utilization in a Health Maintenance Organization, *Med Care*, 27(11), pp.1036-1045.
12. Chernew, M.E. et al. (2008), Impact of Decreasing Copayments on Medication Adherence within a Disease Management Environment, *Health Affairs*, 27(1), pp.103-112.
13. Chou, S.Y., Liu, J.T. and J.K. Hammitt (2003), National Health Insurance and Precautionary Saving: Evidence from Taiwan, *Journal of Public Economics*, 87, pp.1873-1894.
14. Culter, D.M and R. Zeckhauser (2000), The Anatomy of Health Insurance, in: A. J. Culyer & J. P. Newhouse (ed.), *Handbook of Health Economics* (ed. 1), 1(11), pp.563-643, Elsevier.
15. Dehejia, R.H. and S. Wahba (1999), Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs. *Journal of the American Statistical Association*, 94, pp.1053-1062.
16. Heckman, J. and R. Robb (1985), Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions, In Heckman and Singer *Longitudinal Analysis of Labor Market*

Data, Cambridge, Cambridge University Press.

17. Heckman, J.J. (1976), Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models, *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, pp.475-492.
18. Imbens, G. and J.M. Wooldridge (2007), What's New in Econometrics? Estimation of Average Treatment Effects Under Unconfoundedness, Notes from the NBER Summer Institute 2007.
19. Jung, K.T. (1998), Influence of the Introduction of a Per-Visit Copayment on Health Care Use and Expenditures: The Korean Experience, *The Journal of Risk and Insurance*, 65(1), pp. 33-56.
20. Joskow, P.L. (1980), The Effects of Competition and Regulation on Hospital Bed Supply and the Reservation Quality of the Hospital, *The Bell Journal of Economics*, 11(2), pp.421-447.
21. Kenneth, J.A. (1963), Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care, *AER*.
22. Ku, L. (2003), Charging the Poor More for Health Care: Cost Sharing in Medicaid, Center on Budget and Policy Priorities, Washington.
23. Lechner, M. (2001), Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments under the Conditional Independence Assumption, in Lechner and Pfeiffer (eds.) *Econometric Evaluations of Active Labor Market Policies in Europe*, Heidelberg, Physica.
24. Leibowitz, A. et al. (1985), Effect of Cost-Sharing on The Use of Medical Services by Children: Interim Results from a Randomized Controlled Trial, *Pediatrics*, 75(5), pp.942-951.
25. Lohr, K. et al. (1986), Effect of Cost-Sharing on Use of Medically Effective and Less Effective, Medical Care, 24(9), pp.331-339.
26. Manning, W.G. et al. (1987), Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment, *American Economic Review*, American Economic Association, 77(3), pp.251-77.
27. Newhouse, J.P. and C.E. Phelps (1974), Price and Income Elasticities for Medical Care Services, *The Economics of Health and Medical Care*.
28. Newhouse, J.P. et al. (1981), Some Interim Results from a Controlled Trial of Cost Sharing in Health Insurance, *New England Journal of Medicine*, 305(25), pp.1501-1507.
29. O'Grady, K.F. et al. (1985), The Impact of Cost-Sharing on Emergency Department Use, *New England Journal Of Medicine*, 313(8), pp.484-490.
30. Pauly, M.V. (1968), The Economics of Moral Hazard: Comment, *The American Economic Review*, 58(3), pp. 531-537.
31. Reuveni, H., and B. Sheizafa (2002), The Effect of Drug Co-payment Policy on the Purchase of Prescription Drugs for Children with Infections in the community, *Health Policy*, 62, pp.1-13.
32. Richard, N.R. and L.F. Huang (1973), The Effect of Health Insurance on the Demand for Medical Care, *Journal of Political Economy*, 81, pp.281-305.

33. Robins, J. and Y. Ritov (1997), Towards a Curse of Dimensionality Appropriate (CODA) Asymptotic Theory for Semi-parametric Models, *Statistics in Medicine*, 16, pp.285-319.
34. Rosenbaum, P. R. (2002), *Observational Studies*, Springer Verlag, New York.
35. Rosenbaum, P.R., and D.B. Rubin (1983), The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, 70, pp.41-55.
36. Rosenbaum, P.R., and D.B. Rubin (1983), Assessing the Sensitivity to an Unobserved Binary Covariate in an Observational Study with Binary Outcome, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 45(2), pp.212-218.
37. Scitovsky, A.A., and N.M. Snyder (1972), Effects of Coinsurance on Use of Physician Services, *Social Security Bulletin*, 35(6), pp.3-19.
38. Solanki, G., Schauffler, H.H., and L.S. Miller (2000), The Direct and Indirect Effects of Cost-Sharing on the Use of Preventive Services, *Health Services Research*, 34(6), pp.1331-1350.
39. Thomas, M.S. et al. (2009), Cost Sharing in Medicaid and CHIP: How Does it Affect Out-of-Pocket Spending?, *Health Affairs*, 28(4), pp.607-619.
40. Winkelmann, R. (2006), Reforming Health Care: Evidence from Quantile Regressions for Counts, *Journal of Health Economics*, 25, pp.131-145.
41. Wong, M.D. et al. (2001), Effect of Cost Sharing on Care Seeking and Health Status: Results from Medical Outcomes Study, *American Journal of Public Health*, 91(11), pp.1889-1894.
42. Wooldridge, J.M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge Ma.
43. 江君毅、陳欽賢、劉彩卿 (2002), 民眾就醫與醫療院所層級：Nested Logit 模型下之探討，台灣經濟學會 2002 年年會。
44. 宋文娟、洪錦墩、陳文意 (2008), 台灣老年人口醫療利用與多重慢性疾病之分析研究，*臺灣老人保健學刊*，4 (2)，pp.75- 87。
45. 李丞華、周穎政、謝啟瑞 (2000), 全民健保保費調整時機之政策分析，*自由中國之工業月刊*，pp.1-15。
46. 李卓倫、紀駿輝與賴俊雄 (1995), 時間、所得與中西醫療價格對中醫門診利用之影響，*中華衛生雜誌*，14，pp.470-476。
47. 周穎政 (2002), 醫療服務價格彈性之研究，國科會研究計畫(計畫編號：NSC 90-2415-H-010-001)。
48. 林淑萱、鄭清風、陳幼華 (1983), 醫療保險費用部分負擔制度的研究，勞保局。
49. 林慧修 (2002), 部分負擔對不同種類醫療服務之影響分析，國立陽明大學醫務管理研究所碩士論文。
50. 胡登淵、魏崇暉、周稚傑 (2002), 台灣兒童牙科門診需求與部分負擔—1997 年-2000 年縣市跨年資料之分析，台灣經濟學會 2002 年年會。

51. 張意宜 (2008), 2005 年部分負擔新制對門診利用的影響評估--以急性上呼吸道疾病為例, 長庚大學醫務管理學系碩士論文。
52. 張嘉珍、薛亞聖 (2003), 高診次部分負擔制度對高利用者門診利用的影響, 台灣公共衛生學會九十二年學術研討會。
53. 梁正德、周麗芳、鄭文輝 (2002), 以所得稅收取健保費之可行性, DOH 委託研究。
54. 梁亞文、李卓倫、陳文意、林隆堯、陳芬如、黃立琪、龍紀萱、林育秀 (2009), 外籍配偶納保前產檢利用率及產檢利用相關因素探討, 台灣公共衛生學會、台灣流行病學學會暨台灣事故傷害預防與安全促進學會 2009 聯合年會, pp.103。
55. 許君強、林澤余、沈希哲、張嘉莉、湯澡薰 (2006), 醫療補貼政策對醫療利用之影響---以台北市兒童醫療補助計畫為例, 北市醫學雜誌, 3(3), pp.75-94。
56. 許碩芬、楊雅玲、范碧純 (2005), 台灣健保醫療費用時間序列預測模型, 風險管理學報, 7(3), pp.279-299。
57. 許績天、連賢明 (2009), 健康衝擊, 家戶儲蓄與消費, 台灣社會學會年會。
58. 陳昕、鄭守夏、蔡淑玲 (2007), 利用健保部分負擔調漲估算醫院門診價格彈性: 一個自然實驗法的觀察分析, 未出版。
59. 陳俊全、董鈺琪、鄭文輝 (2000), 全民健保門診新制部分負擔實施對醫療利用與支出之初期影響—以所得申報之保險對象為例, 廿一世紀台灣社會福利願景, 健康保險與健康照護, 台灣社會福利學會。
60. 陳炫碩 (1990), 臺灣地區全民健康保險部分負擔制度之研究, 中原大學企業管理研究所碩士論文。
61. 陳聽安、徐偉初、周麗芳 (1998), 我國全民健康保險門診藥品費用部分負擔經濟效果模擬分析, 1998 年台灣經濟學會年會論文。
62. 劉文玉 (2000), 就醫時間成本對民眾門診醫療利用的影響—以雲嘉地區民眾為例, 國立台灣大學衛生政策與管理研究所碩士論文。
63. 蔡貞慧、張鴻仁、王本人 (2005), 2002 年調整保費及部分負擔對全民健康保險財務公平性之影響, 人文及社會科學集刊, 17 (1)。
64. 謝鈺婷、管中閔、蔡蕙安、謝鈺偉 (2007), 健保制度中結核病論質計酬專案的計量評估, 劉錦添 (主持人), 健康經濟 II, 台灣經濟學會 2007 年年會, 政治大學社會科學學院。
65. 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 (4), pp.589-623
66. 藍忠孚、鄭惠珠 (1991), 健康保險部分負擔制的理論與論證, 公共衛生, 18 (1), pp.1-18。
67. 羅英瑛 (2001), 門診部分負擔制度對醫療費用及服務量之影響, 碩士論文, 國立中山大學人力資源管理研究所。

表 1-A：各國部分負擔制度彙整

| 國家 | 門 診 | 住 院 | 藥 劑 | 其 他 |
|-----|---|--|--|--|
| 美國 | 自負額 131 美元，超過部分定率負擔 20%。 | *60 天內 需負擔約 992 美元(每年調整)。 *61-90 天 每天自付 248 美元。 *超過 90 天 每天自付 496 美元。 | *基本費用： 每年最多 265 美元(可抵稅)。 *2400 美元以下： 由被保險人與該計畫分攤。 *2400-3850 美元： 由被保險人支付。 *3850 美元以上： 被保險人支付 5%，醫療保險計畫支付 95%。 | *其他醫療服務(包含對每年醫生服務費、門診治療與物理治療、檢驗、器材與交通費用)： 自負額 131 美元超過部分定率負擔 80% |
| 加拿大 | 比例由各省政府決定，並直接由省政府支付津貼。 | 比例由各省政府決定，並直接由省政府支付津貼。 | 比例由各省政府決定，並直接由省政府支付津貼。 | 在某些省份： 福利給付領取者及年齡超過 65 歲者可享有免費的藥品、眼鏡配戴服務，補助護理之家的服務費用、及兒童的牙齒照護服務。 |
| 英國 | 由全民健康服務簽約之醫生和牙醫、公立醫療院所負責提供之醫療照護。原則上免部分負擔；但部分的牙醫治療，病患最高須負擔 194 英鎊。 | 由全民健康服務簽約之醫生和牙醫、公立醫療院所負責提供之醫療照護，故免部分負擔。 | 每處方須支付 6.85 英鎊。 | *領取所得支持或家庭積點者，及其扶養親屬、未滿 16 歲子女(學生 19 歲)、孕婦和哺育之母親，免付上述費用。 *超過可領取年金年齡、特定團體及低收入方案保障者，免付處方費用。 |
| 瑞士 | 每年基本額 230 法郎，超過部分定率負擔醫療診治及藥劑 10% 的費用。 | 定額負擔 10 法郎(但被保險人及其親屬一同居住時除外)。 | 相關敘述包含於門診。 | *保險以個人為基礎，若非成員，即使其家長有保險涵蓋，眷屬也不得享用醫療給付。 |

| | | | | |
|-----|--|--|--|--|
| 愛爾蘭 | <p>*Medical-care 持有者，在公立診所及醫院病房接受的服務免費（未滿 70 歲者皆須經過經濟調查）。</p> <p>*包含門診、專科診療及待產服務。</p> <p>*未持卡者的門診診療亦免費，惟第一次的意外狀況或急診，需負擔 66 歐元。</p> | <p>*Medical-care 持有者，在公立診所及醫院病房接受的服務免費（未滿 70 歲者皆須經過經濟調查）。</p> <p>*未持卡者則需部分負擔，每晚 66 歐元，上限為連續 12 個月內不得超過 660 歐元。</p> | <p>*Medical-care 持有者，在公立診所及醫院病房接受的服務免費（未滿 70 歲者皆須經過經濟調查）。</p> <p>*未持卡者則需部分負擔。</p> | <p>*Medical-care 持有者，在公立診所及醫院病房接受的服務免費（未滿 70 歲者皆須經過經濟調查）。</p> <p>*包含生產及嬰孩照護、眼科、牙科、聽力等診療服務。</p> <p>*未持卡者則需部分負擔。</p> |
| 德國 | <p>由與疾病保險基金的醫生、醫院和藥劑師直接為病人提供之醫療服務。</p> <p>專科及非專科門診免部分負擔。（根據審查意見）</p> | <p>由與疾病保險基金的醫生、醫院和藥劑師直接為病人提供之醫療服務。</p> <p>被保險人須共同負擔部分費用。住院一天 8.7 歐元，最多可達 14 天。（根據審查意見）</p> | <p>由與疾病保險基金的醫生、醫院和藥劑師直接為病人提供之醫療服務。</p> <p>被保險人須共同負擔部分費用。藥劑分為 4.1、4.6 與 5.1 歐元三種。（根據審查意見）</p> | <p>處於弱勢或不利處境的個人或家庭案例則不須負擔該費用。</p> <p>牙科部分負擔 35% 到 50% 不等，18 歲以下免費。（根據審查意見）</p> |
| 法國 | <p>*非專科醫療服務定率負擔 30%，但允許差額負擔。而專科醫療服務定律負擔亦為 30%，但公立醫院 20%。（根據審查意見）</p> <p>*病理服務定率負擔 40%</p> | <p>住院費用定率負擔 20%，上限 31 天。（根據審查意見）</p> <p>（殘障孩童、戰爭受害者、工作意外受益人免付）</p> | <p>藥劑費用定率負擔 35-65%。分為 0%、35%、65% 三種。（根據審查意見）</p> | <p>被保險人通常先自行支付醫療費用，再向當地疾病基金收取償還部分醫療服務費用。</p> |
| 冰島 | <p>支付醫師出診的最低費用</p> | <p>在公立醫院住院免費</p> | <p>*慢性疾病的醫藥免費</p> <p>*其他醫藥需付最低的費用</p> | <p>*在產房的生產免費。</p> <p>*X 光與交通旅費，病人需支付最低的費用。</p> |

| | | | | |
|-----|---|---|---|--|
| 比利時 | 依照被保險人的所得及身分，收取不同的部分負擔。 (包含專科及非專科診療) | 依照被保險人的所得及身分，收取不同的部分負擔。 | 依照被保險人的所得及身分，收取不同的部分負擔。 | 除了門、住診及藥劑，手術、產後住院、牙科、護理、復健、交通及使用設備等，皆被保險涵蓋。 |
| 荷蘭 | 與疾病基金定有合約的醫生、醫院及藥房所提供之醫療服務。由疾病基金直接支付費用，故免部分負擔。 | 住院每天 3.6 歐元。(根據審查意見) | 與疾病基金定有合約的醫生、醫院及藥房所提供之醫療服務。由疾病基金直接支付費用，故免部分負擔。 | 對長期住院、整形外科、義肢及交通費的部分特殊費用，病人需部分負擔。 (若收入低於某一標準則免) |
| 芬蘭 | *私人牙醫定率負擔 40%，預防服務 10%。18 歲以下免費。 (規定的檢查與治療超過 13.46 歐元時負擔 25%) *門診治療每天 22 歐元 | 住院治療每天 21 歐元，與所得連動。(根據審查意見) | *藥物費用負擔 58% -死亡或慢性疾病 0%-28%(共同負擔 3 歐元) -超過 643.14 歐元的規定中藥物 0%(共同負擔 1.5 歐元) | *交通費自負額 9.25 歐元，超過部分全數歸還。 *若每年可扣除費用超過 157 歐元，則全數歸還。 *生產期間在醫療中心的照護免費。 |
| 新加坡 | *由政府醫院或受許可的私人醫院、醫療組織提供。 *花費將從保健儲蓄帳戶中扣除。 *保健儲蓄帳戶的餘額扣除，設有上限。醫院每天最多收取 450 元新加坡幣(包含醫師出席費每天最多 50 元新加坡幣)。 | *由政府醫院或受許可的私人醫院、醫療組織提供。 *花費將從保健儲蓄帳戶中扣除。 *病患住院，可獲 80%以上的補貼。 *保健儲蓄帳戶的餘額扣除，設有上限。醫院每天最多收取 450 元新加坡幣(包含醫師出席費每天最多 50 元新加坡幣)。 | *由政府醫院或受許可的私人醫院、醫療組織提供。 *花費將從保健儲蓄帳戶中扣除。 *保健儲蓄帳戶的餘額扣除，設有上限。醫院每天最多收取 450 元新加坡幣(包含醫師出席費每天最多 50 元新加坡幣)。 | *新加坡的全國醫療儲蓄帳戶計畫，讓新加坡人將其一部分的收入存入保健儲蓄帳戶中，以供未來的自己或直系親屬使用。 |

| | | | | |
|-----|---|---|--|--|
| 挪威 | <p>*每次看病自行負擔 130 克朗 (特別的診察為 280 克朗)</p> <p>*公立醫院提供免費醫療服務。</p> <p>*某些例外的疾病</p> <p>-病人自付上限為 1740 克朗</p> <p>- 高成本服務為 2500 克朗</p> | 免費 | 法定藥劑定率負擔 36%，負擔上限 510 克朗/處方。 | 交通費自負上限 120 克朗(或必要的旅費 400 克朗) |
| 瑞典 | <p>*醫生諮詢費 60-300 克朗/次 (12 個月內上限為 900 克朗)。</p> <p>*公立醫院則每日分擔費用，至多 80 克朗(低收入者負擔較少)。</p> | 免費 | <p>*免費胰島素治療</p> <p>*其他藥品</p> <p>-12 個月內以 900 克朗為上限</p> <p>-之後需負擔費用每年以 1800 克朗為上限</p> | <p>*年未滿 18 歲之子女可獲得免費牙齒治療</p> <p>*對預防性牙科照護有定額補助</p> <p>*對義肢治療有高成本的限制</p> |
| 葡萄牙 | <p>*醫療服務直接由健康中心與醫院提供。某些項目需要部分負擔；無期間限制。</p> <p>*包含專科及非專科門診。</p> | <p>*醫療服務直接由健康中心與醫院提供。某些項目需要部分負擔；無期間限制。</p> <p>*包含住院。</p> | <p>*醫療服務直接由健康中心與醫院提供。某些項目需要部分負擔；無期間限制。</p> <p>*包含部分規定的藥劑。</p> | <p>*醫療服務直接由健康中心與醫院提供。某些項目需要部分負擔；無期間限制。</p> <p>*包含生產照護、手術及長期照護。</p> |
| 南韓 | <p>*醫療服務由與國家健康保險法人(NHIC)簽約的醫生、診所、醫院和藥商提供。</p> <p>*依身分不同，被保險人負擔 30%-50%門診費用。</p> | <p>*醫療服務由與國家健康保險法人(NHIC)簽約的醫生、診所、醫院和藥商提供。</p> <p>*依身分不同，被保險人負擔 20%住院費用。</p> | <p>*醫療服務由與國家健康保險法人(NHIC)簽約的醫生、診所、醫院和藥商提供。</p> | <p>*提供生產照護(但無現金補貼)，無已生產孩童數目之限制。</p> <p>*每位病患的診療，六個月內至多負擔兩百萬韓幣。</p> <p>*依賴人口包含：配偶、未滿 18 歲之子女(或大學未畢業者)、父母、祖父母、無工作或所得的兄弟姊妹。</p> |

| | | | | |
|------|--|---|---|--|
| 西班牙 | *某些專科及慢性疾病，每個項目需部分負擔10%，上限為2.64 歐元。 *某些項目受到期間限制。 | 某些項目受到期間限制。 | *直接由國家健康管理協會、自主性地方健康服務或與之簽約的醫生與醫院提供。 *根據規定，病患通常負擔40%。 領退休金者免藥劑部分負擔。 | *停止保險者，根據最後一年的保費貢獻及家庭地位，可自停止日起享最多52 星期的保險優惠。 *當花費高於規定的費用上限，被保險人須補差價。 |
| 澳大利亞 | 定率負擔15%或支付50.1 澳元（擇其低者） 該金額會依物價指數而調整。 | 公立醫院提供免費的一般病房住診及一般治療。 | 每處方至多收取29.5 澳元 年金領取者、領取救助給付者及低收入者，降為4.7 澳元 | 政府負擔藥劑師費用。 |
| 日本 | *學齡前兒童20% *69 歲以下者30% *七十歲以上者10%或30%(視所得而定) | *學齡前兒童：20% *69 歲以下者：30% *70 歲以上者：10%或30%(視所得而定) *依家庭所得，須負擔餐點及其他費用。 | *學齡前兒童20% *69 歲以下者30% *七十歲以上者10%或30%(視所得而定) | *有國家健康保險與勞工健康保險兩大體系 |
| 中國 | *社會保險基金對醫療利益的償還從當地每年平均工資的10%-400%不等。 *愈高層級醫院的醫療治療，獲得的補貼愈少；反之亦然。 | *社會保險基金對醫療利益的償還從當地每年平均工資的10%-400%不等。 *愈高層級醫院的醫療治療，獲得的補貼愈少；反之亦然。 | *社會保險基金對醫療利益的償還從當地每年平均工資的10%-400%不等。 *愈高層級醫院的醫療治療，獲得的補貼愈少；反之亦然。 | *接受補貼超過400%者，必定有參與其他醫療照護計畫。 *鄉村合作醫療照護計畫和都市無薪資所得者的醫療照護計畫中，補貼上限依各省規定的不同而不同。 |

資料來源：

Social security programs throughout the world: Europe, 2008

Social security programs throughout the world: Asia and the Pacific, 2008

Social security programs throughout the world: The Americas, 2007

表 1-B：樣本特性

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2004 | 2005調整 | | 2007 | 全部 |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|-----------|
| | | | | | 2002 | 2003 | | 2005 | 2006 | | |
| 性別 | | | | | | | | | | | |
| 男性 | 47.21% | 47.57% | 47.68% | 47.78% | 47.83% | 47.71% | 47.77% | 47.74% | 47.43% | 47.37% | 47.55% |
| 女性 | 52.79% | 52.43% | 52.32% | 52.22% | 52.17% | 52.29% | 52.23% | 52.26% | 52.57% | 52.63% | 52.45% |
| 平均年齡(年) | 31.34 | 31.79 | 32.29 | 32.89 | 33.48 | 34.09 | 34.72 | 35.34 | 36.23 | 37.16 | 33.74 |
| 20歲以下 | 34.65% | 33.68% | 32.88% | 31.90% | 31.06% | 30.18% | 28.97% | 28.13% | 26.95% | 25.68% | 30.74% |
| 20-35 | 24.87% | 24.84% | 24.59% | 24.43% | 24.16% | 24.11% | 24.35% | 24.15% | 23.78% | 23.48% | 24.32% |
| 36-45 | 16.42% | 16.45% | 16.43% | 16.30% | 16.18% | 16.03% | 16.03% | 15.92% | 15.90% | 15.85% | 16.16% |
| 46-65 | 17.55% | 18.14% | 18.71% | 19.40% | 20.08% | 20.58% | 21.16% | 21.79% | 22.80% | 23.91% | 20.20% |
| 66+ | 6.52% | 6.89% | 7.39% | 7.97% | 8.52% | 9.09% | 9.49% | 10.01% | 10.58% | 11.08% | 8.58% |
| 病患就診區域 | | | | | | | | | | | |
| 臺北地區 | 32.53% | 32.62% | 32.65% | 32.61% | 32.55% | 32.32% | 32.40% | 32.59% | 32.59% | 32.63% | 32.55% |
| 北區 | 14.39% | 14.40% | 14.61% | 14.77% | 14.87% | 15.02% | 15.12% | 15.11% | 15.14% | 15.14% | 14.82% |
| 中區 | 19.92% | 19.77% | 19.83% | 19.76% | 19.75% | 19.80% | 19.75% | 19.72% | 19.70% | 19.75% | 19.78% |
| 南區 | 14.90% | 14.88% | 14.75% | 14.71% | 14.73% | 14.78% | 14.72% | 14.73% | 14.78% | 14.78% | 14.79% |
| 高屏地區 | 16.00% | 16.07% | 15.92% | 15.91% | 15.85% | 15.79% | 15.74% | 15.62% | 15.57% | 15.53% | 15.82% |
| 東區 | 2.27% | 2.27% | 2.24% | 2.24% | 2.26% | 2.28% | 2.27% | 2.23% | 2.22% | 2.16% | 2.25% |
| 病患人數 | 761,427 | 786,444 | 803,414 | 817,886 | 831,349 | 843,742 | 873,838 | 889,157 | 864,654 | 848,955 | 9,055,807 |

資料來源：本研究整理

表 2-A：樣本特性—一般民眾

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2004 | 2005調整 | | 全部 |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|-----------|
| | | | | | 2002 | 2003 | | 2005 | 2006 | |
| 性別 | | | | | | | | | | |
| 男性 | 46.74% | 47.10% | 47.19% | 47.25% | 47.05% | 46.89% | 46.99% | 47.00% | 46.76% | 46.93% |
| 女性 | 53.26% | 52.90% | 52.81% | 52.75% | 52.95% | 53.11% | 53.01% | 53.00% | 53.24% | 53.07% |
| 平均年齡(年) | 30.68 | 31.11 | 31.54 | 32.09 | 34.08 | 34.62 | 35.03 | 35.50 | 35.98 | 33.44 |
| 20歲以下 | 35.41% | 34.43% | 33.66% | 32.69% | 28.74% | 27.86% | 27.00% | 26.35% | 26.02% | 30.28% |
| 20-35 | 25.13% | 25.13% | 24.99% | 24.88% | 25.83% | 25.89% | 26.14% | 25.94% | 25.30% | 25.38% |
| 36-45 | 16.58% | 16.63% | 16.64% | 16.51% | 17.15% | 16.99% | 16.91% | 16.79% | 16.60% | 16.71% |
| 46-65 | 17.58% | 18.16% | 18.68% | 19.36% | 20.95% | 21.42% | 21.81% | 22.35% | 23.09% | 20.45% |
| 66+ | 5.31% | 5.65% | 6.04% | 6.55% | 7.34% | 7.85% | 8.14% | 8.56% | 8.99% | 7.19% |
| 病患就診區域 | | | | | | | | | | |
| 臺北地區 | 32.37% | 32.57% | 32.95% | 32.47% | 32.56% | 32.34% | 32.42% | 32.64% | 32.60% | 32.54% |
| 北區 | 14.44% | 14.48% | 14.86% | 14.84% | 14.91% | 15.08% | 15.14% | 15.10% | 15.20% | 14.88% |
| 中區 | 20.18% | 19.82% | 19.05% | 20.05% | 19.97% | 20.05% | 20.03% | 20.01% | 20.00% | 19.94% |
| 南區 | 14.77% | 14.80% | 14.84% | 14.61% | 14.59% | 14.65% | 14.64% | 14.68% | 14.73% | 14.71% |
| 高屏地區 | 16.03% | 16.12% | 16.10% | 15.89% | 15.85% | 15.76% | 15.70% | 15.56% | 15.48% | 15.82% |
| 東區 | 2.21% | 2.21% | 2.20% | 2.14% | 2.13% | 2.11% | 2.07% | 2.01% | 1.99% | 2.11% |
| 病患人數 | 731,641 | 752,002 | 756,074 | 778,384 | 753,392 | 761,115 | 788,419 | 799,900 | 781,021 | 8,382,932 |

資料來源：本研究整理

表 2-B：樣本特性－免部分負擔民眾

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2004 | 2005調整 | | 全部 |
|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|
| | | | | | 2002 | 2003 | | 2005 | 2006 | |
| 性別 | | | | | | | | | | |
| 男性 | 58.78% | 57.88% | 55.45% | 58.18% | 55.41% | 55.25% | 55.02% | 54.45% | 53.67% | 55.26% |
| 女性 | 41.22% | 42.12% | 44.55% | 41.82% | 44.59% | 44.75% | 44.98% | 45.55% | 46.33% | 44.74% |
| 平均年齡(年) | 47.72 | 46.50 | 44.20 | 48.53 | 27.74 | 29.20 | 31.89 | 33.89 | 38.61 | 37.39 |
| 20歲以下 | 16.17% | 17.40% | 20.52% | 16.25% | 53.52% | 51.56% | 47.13% | 44.00% | 35.57% | 36.47% |
| 20-35 | 18.36% | 18.43% | 18.27% | 15.60% | 8.09% | 7.73% | 7.88% | 8.09% | 9.56% | 11.17% |
| 36-45 | 12.50% | 12.41% | 13.16% | 12.15% | 6.85% | 7.26% | 7.92% | 8.09% | 9.34% | 9.36% |
| 46-65 | 16.86% | 17.67% | 19.15% | 20.21% | 11.65% | 12.88% | 15.08% | 16.81% | 20.11% | 17.08% |
| 66+ | 36.12% | 34.10% | 28.91% | 35.78% | 19.89% | 20.56% | 21.99% | 23.01% | 25.41% | 25.91% |
| 病患就診區域 | | | | | | | | | | |
| 臺北地區 | 36.30% | 33.76% | 27.95% | 35.41% | 32.50% | 32.16% | 32.26% | 32.12% | 32.51% | 32.63% |
| 北區 | 13.12% | 12.58% | 10.65% | 13.27% | 14.53% | 14.45% | 14.89% | 15.18% | 14.55% | 14.14% |
| 中區 | 13.43% | 18.76% | 32.24% | 14.12% | 17.64% | 17.54% | 17.14% | 17.15% | 16.91% | 17.76% |
| 南區 | 18.12% | 16.57% | 13.35% | 16.62% | 16.00% | 15.95% | 15.53% | 15.21% | 15.24% | 15.74% |
| 高屏地區 | 15.31% | 14.86% | 12.96% | 16.38% | 15.81% | 16.13% | 16.09% | 16.16% | 16.44% | 15.81% |
| 東區 | 3.72% | 3.49% | 2.84% | 4.19% | 3.52% | 3.78% | 4.09% | 4.17% | 4.34% | 3.93% |
| 病患人數 | 29,786 | 34,442 | 47,340 | 39,502 | 77,957 | 82,627 | 85,419 | 89,257 | 83,633 | 672,875 |

資料來源：本研究整理

表 3-A：各醫療層級之平均就醫次數—西醫門診

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2004 | 2005調整 | |
|------|---------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|
| | | | | | 2002 | 2003 | | 2005 | 2006 |
| | 一般民眾 | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 0.88 | 0.96 | 1.07 | 1.19 | 1.19 | 1.02 | 1.06 | 0.94 | 0.98 |
| 區域醫院 | 1.01 | 1.08 | 1.23 | 1.24 | 1.39 | 1.26 | 1.39 | 1.33 | 1.22 |
| 地區醫院 | 1.84 | 1.85 | 1.53 | 1.52 | 1.44 | 1.39 | 1.50 | 1.38 | 1.29 |
| 診所 | 9.35 | 9.38 | 8.86 | 8.51 | 8.04 | 8.18 | 8.70 | 8.98 | 8.53 |
| 全部 | 13.08 | 13.27 | 12.69 | 12.46 | 12.06 | 11.85 | 12.64 | 12.63 | 12.04 |
| | 免部分負擔民眾 | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 3.71 | 3.72 | 3.33 | 4.40 | 3.11 | 2.80 | 3.47 | 3.64 | 4.33 |
| 區域醫院 | 2.69 | 2.72 | 2.74 | 3.37 | 2.92 | 2.78 | 3.22 | 3.34 | 3.51 |
| 地區醫院 | 3.96 | 4.02 | 3.81 | 3.80 | 2.68 | 2.59 | 2.97 | 2.89 | 2.97 |
| 診所 | 8.50 | 8.64 | 9.79 | 8.66 | 12.46 | 11.96 | 12.53 | 12.44 | 11.45 |
| 全部 | 18.87 | 19.10 | 19.67 | 20.24 | 21.17 | 20.14 | 22.19 | 22.30 | 22.27 |

資料來源：本研究整理

表 3-B：各醫療層級之平均就醫次數—西醫門診（依性別分）

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2004 | 2005調整 | |
|------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|
| | | | | | 2002 | 2003 | | 2005 | 2006 |
| | 男性 | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 0.77 | 0.84 | 0.94 | 1.06 | 1.06 | 0.94 | 0.97 | 0.86 | 0.92 |
| 區域醫院 | 0.87 | 0.92 | 1.06 | 1.09 | 1.22 | 1.13 | 1.24 | 1.21 | 1.13 |
| 地區醫院 | 1.61 | 1.61 | 1.32 | 1.33 | 1.26 | 1.25 | 1.35 | 1.25 | 1.16 |
| 診所 | 8.59 | 8.59 | 8.14 | 7.81 | 7.22 | 7.36 | 7.81 | 8.09 | 7.72 |
| 全部 | 11.83 | 11.96 | 11.46 | 11.29 | 10.76 | 10.67 | 11.37 | 11.41 | 10.93 |
| | 女性 | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 0.98 | 1.07 | 1.19 | 1.31 | 1.31 | 1.09 | 1.14 | 1.00 | 1.04 |
| 區域醫院 | 1.13 | 1.23 | 1.38 | 1.38 | 1.55 | 1.37 | 1.52 | 1.44 | 1.31 |
| 地區醫院 | 2.05 | 2.06 | 1.72 | 1.69 | 1.59 | 1.51 | 1.63 | 1.50 | 1.41 |
| 診所 | 10.01 | 10.07 | 9.50 | 9.14 | 8.76 | 8.91 | 9.49 | 9.76 | 9.25 |
| 全部 | 14.18 | 14.44 | 13.79 | 13.52 | 13.21 | 12.88 | 13.78 | 13.71 | 13.01 |

資料來源：本研究整理

表 3-C：各醫療層級之平均就醫次數—西醫門診（依年紀分）

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2004 | 2005調整 | |
|----------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|
| | | | | | 2002 | 2003 | | 2005 | 2006 |
| 年紀≤20 | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 0.46 | 0.51 | 0.58 | 0.61 | 0.49 | 0.38 | 0.38 | 0.33 | 0.31 |
| 區域醫院 | 0.51 | 0.55 | 0.70 | 0.68 | 0.62 | 0.51 | 0.54 | 0.47 | 0.39 |
| 地區醫院 | 1.06 | 1.05 | 0.85 | 0.84 | 0.70 | 0.63 | 0.64 | 0.57 | 0.50 |
| 診所 | 10.58 | 10.81 | 10.56 | 10.03 | 8.86 | 8.77 | 9.33 | 9.80 | 8.96 |
| 全部 | 12.62 | 12.92 | 12.69 | 12.15 | 10.67 | 10.30 | 10.90 | 11.18 | 10.17 |
| 20<年紀≤65 | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 1.00 | 1.06 | 1.16 | 1.27 | 1.24 | 1.05 | 1.06 | 0.92 | 0.96 |
| 區域醫院 | 1.15 | 1.21 | 1.32 | 1.32 | 1.45 | 1.29 | 1.40 | 1.31 | 1.19 |
| 地區醫院 | 2.05 | 2.02 | 1.65 | 1.59 | 1.46 | 1.38 | 1.46 | 1.32 | 1.22 |
| 診所 | 8.15 | 8.07 | 7.49 | 7.20 | 7.07 | 7.23 | 7.67 | 7.87 | 7.54 |
| 全部 | 12.34 | 12.36 | 11.62 | 11.37 | 11.22 | 10.95 | 11.59 | 11.42 | 10.91 |
| 年紀>65 | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 2.44 | 2.67 | 3.02 | 3.42 | 3.50 | 3.06 | 3.26 | 2.95 | 3.13 |
| 區域醫院 | 2.77 | 2.98 | 3.26 | 3.36 | 3.92 | 3.62 | 4.07 | 4.15 | 3.87 |
| 地區醫院 | 4.79 | 4.94 | 4.12 | 4.23 | 4.09 | 4.14 | 4.68 | 4.35 | 4.11 |
| 診所 | 14.50 | 14.47 | 13.05 | 13.10 | 13.28 | 13.88 | 14.79 | 14.82 | 14.48 |
| 全部 | 24.49 | 25.06 | 23.45 | 24.11 | 24.80 | 24.70 | 26.81 | 26.27 | 25.59 |

資料來源：本研究整理

表 3-D：各醫療層級之平均就醫次數—西醫門診（依健保分局分）

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2004 | 2005調整 | |
|-------------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|
| | | | | | 2002 | 2003 | | 2005 | 2006 |
| <u>臺北地區</u> | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 1.11 | 1.21 | 1.24 | 1.50 | 1.49 | 1.28 | 1.51 | 1.38 | 1.50 |
| 區域醫院 | 1.34 | 1.48 | 1.53 | 1.40 | 1.48 | 1.32 | 1.38 | 1.36 | 1.31 |
| 地區醫院 | 1.19 | 1.14 | 0.99 | 0.98 | 1.01 | 0.96 | 1.07 | 1.01 | 0.94 |
| 診所 | 8.25 | 8.34 | 8.04 | 7.79 | 7.34 | 7.46 | 7.86 | 8.21 | 7.77 |
| 全部 | 11.89 | 12.17 | 11.81 | 11.68 | 11.33 | 11.02 | 11.82 | 11.96 | 11.51 |
| <u>北區</u> | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 1.03 | 1.06 | 0.98 | 1.02 | 1.04 | 0.91 | 0.66 | 0.48 | 0.55 |
| 區域醫院 | 0.43 | 0.47 | 1.31 | 1.41 | 1.45 | 1.34 | 1.39 | 1.13 | 1.05 |
| 地區醫院 | 2.44 | 2.47 | 1.66 | 1.62 | 1.59 | 1.53 | 1.69 | 1.55 | 1.41 |
| 診所 | 8.36 | 8.31 | 8.04 | 7.69 | 7.17 | 7.16 | 7.60 | 7.95 | 7.59 |
| 全部 | 12.27 | 12.30 | 11.99 | 11.74 | 11.24 | 10.94 | 11.34 | 11.11 | 10.61 |
| <u>中區</u> | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 0.80 | 0.87 | 1.10 | 1.16 | 1.15 | 0.98 | 0.85 | 0.75 | 0.85 |
| 區域醫院 | 0.98 | 1.04 | 1.14 | 1.05 | 1.22 | 1.10 | 1.30 | 1.26 | 1.12 |
| 地區醫院 | 1.90 | 1.95 | 1.63 | 1.79 | 1.64 | 1.57 | 1.67 | 1.57 | 1.47 |
| 診所 | 10.17 | 9.90 | 9.39 | 9.00 | 8.53 | 8.83 | 9.46 | 9.66 | 9.11 |
| 全部 | 13.85 | 13.77 | 13.26 | 13.00 | 12.55 | 12.48 | 13.28 | 13.24 | 12.54 |

資料來源：本研究整理

表 3-D：各醫療層級之平均就醫次數—西醫門診（依健保分局分）（續）

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2004 | 2005調整 | |
|------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|
| | | | | | 2002 | 2003 | | 2005 | 2006 |
| 南區 | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 0.35 | 0.37 | 0.77 | 0.79 | 0.77 | 0.67 | 0.70 | 0.59 | 0.57 |
| 區域醫院 | 1.36 | 1.41 | 1.23 | 1.42 | 1.70 | 1.52 | 1.79 | 1.75 | 1.62 |
| 地區醫院 | 1.77 | 1.84 | 1.58 | 1.47 | 1.32 | 1.27 | 1.27 | 1.15 | 1.12 |
| 診所 | 11.41 | 11.39 | 10.41 | 9.90 | 9.36 | 9.59 | 10.19 | 10.40 | 9.94 |
| 全部 | 14.89 | 15.02 | 13.99 | 13.58 | 13.15 | 13.05 | 13.95 | 13.89 | 13.25 |
| 高屏地區 | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 0.99 | 1.05 | 1.12 | 1.17 | 1.21 | 1.00 | 1.13 | 1.04 | 0.91 |
| 區域醫院 | 0.47 | 0.58 | 0.66 | 0.80 | 1.09 | 0.97 | 1.14 | 1.18 | 0.98 |
| 地區醫院 | 2.76 | 2.75 | 2.43 | 2.35 | 2.11 | 2.10 | 2.25 | 2.04 | 1.91 |
| 診所 | 9.74 | 10.14 | 9.41 | 9.02 | 8.60 | 8.70 | 9.34 | 9.55 | 9.22 |
| 全部 | 13.96 | 14.51 | 13.62 | 13.35 | 13.01 | 12.77 | 13.86 | 13.80 | 13.02 |
| 東區 | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 0.10 | 0.76 | 0.81 | 0.82 | 0.87 | 0.85 | 1.01 | 1.00 | 1.07 |
| 區域醫院 | 1.90 | 1.27 | 1.31 | 1.83 | 1.81 | 1.63 | 1.63 | 1.57 | 1.53 |
| 地區醫院 | 1.12 | 1.30 | 1.29 | 1.01 | 1.11 | 1.17 | 1.37 | 1.31 | 1.32 |
| 診所 | 10.10 | 10.11 | 9.66 | 9.43 | 8.96 | 8.96 | 9.45 | 9.84 | 8.97 |
| 全部 | 13.22 | 13.44 | 13.08 | 13.09 | 12.74 | 12.61 | 13.45 | 13.72 | 12.89 |

資料來源：本研究整理

表 4-A：各醫療層級之平均醫療費用—西醫門診

| | 費用單位：元 | | | | | | | | | |
|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--|
| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2003 | 2004 | 2005調整 | |
| | | | | | 2002 | 2005 | | | 2006 | |
| | 一般民眾 | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 1,032.53 | 1,188.24 | 1,337.62 | 1,499.04 | 1,611.91 | 1,554.79 | 1,671.75 | 1,548.61 | 1,684.33 | |
| 區域醫院 | 1,063.90 | 1,175.59 | 1,292.93 | 1,313.37 | 1,599.12 | 1,619.76 | 1,846.05 | 1,795.72 | 1,746.13 | |
| 地區醫院 | 1,242.51 | 1,301.81 | 1,064.65 | 1,099.16 | 1,110.86 | 1,173.58 | 1,344.75 | 1,304.35 | 1,281.34 | |
| 診所 | 3,441.15 | 3,511.36 | 3,333.29 | 3,280.82 | 3,244.99 | 3,326.70 | 3,565.42 | 3,718.32 | 3,706.71 | |
| 全部 | 6,780.08 | 7,177.00 | 7,028.50 | 7,192.39 | 7,566.88 | 7,674.83 | 8,427.97 | 8,367.00 | 8,418.51 | |
| | 免部分負擔民眾 | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 7,585.60 | 7,997.01 | 7,304.55 | 10,132.12 | 7,003.31 | 7,554.99 | 9,438.62 | 10,315.88 | 12,453.28 | |
| 區域醫院 | 4,843.68 | 5,156.16 | 5,413.00 | 7,036.76 | 5,140.26 | 5,920.17 | 7,386.00 | 8,282.73 | 9,321.04 | |
| 地區醫院 | 6,213.43 | 6,604.72 | 5,521.11 | 6,712.47 | 4,063.02 | 4,446.17 | 5,490.91 | 5,589.98 | 6,309.86 | |
| 診所 | 6,030.96 | 6,318.87 | 6,512.36 | 7,530.62 | 7,056.27 | 7,571.41 | 8,715.44 | 8,948.20 | 9,398.52 | |
| 全部 | 24,673.67 | 26,076.75 | 24,751.01 | 31,411.97 | 23,262.85 | 25,492.73 | 31,030.97 | 33,136.79 | 37,482.70 | |

資料來源：本研究整理

註：醫療費用計算為申報費用乘以該醫療院所所在層級當年度核減率

表 4-B：各醫療層級之平均醫療費用—西醫門診（依性別分）

| | 費用單位：元 | | | | | | | | | |
|------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|--|
| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2003 | 2004 | 2005調整 | |
| | | | | | 2002 | 2005 | | | 2006 | |
| 男性 | | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 972.70 | 1,121.53 | 1,273.78 | 1,451.55 | 1,567.80 | 1,552.40 | 1,662.12 | 1,544.85 | 1,730.16 | |
| 區域醫院 | 1,019.24 | 1,113.66 | 1,222.37 | 1,264.83 | 1,527.19 | 1,597.85 | 1,821.54 | 1,793.46 | 1,763.86 | |
| 地區醫院 | 1,136.95 | 1,181.94 | 950.26 | 1,002.04 | 1,015.11 | 1,102.20 | 1,267.73 | 1,263.12 | 1,231.70 | |
| 診所 | 3,136.26 | 3,190.70 | 3,047.40 | 2,983.82 | 2,889.24 | 2,992.09 | 3,190.65 | 3,356.14 | 3,374.93 | |
| 全部 | 6,265.16 | 6,607.83 | 6,493.81 | 6,702.25 | 6,999.34 | 7,244.53 | 7,942.03 | 7,957.56 | 8,100.65 | |
| 女性 | | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 1,085.03 | 1,247.63 | 1,394.68 | 1,541.59 | 1,651.25 | 1,557.57 | 1,681.36 | 1,551.95 | 1,644.07 | |
| 區域醫院 | 1,103.11 | 1,230.73 | 1,356.00 | 1,356.89 | 1,663.15 | 1,639.78 | 1,868.95 | 1,797.74 | 1,730.55 | |
| 地區醫院 | 1,335.15 | 1,408.53 | 1,166.88 | 1,186.18 | 1,196.03 | 1,236.92 | 1,413.86 | 1,340.90 | 1,324.95 | |
| 診所 | 3,708.75 | 3,796.85 | 3,588.80 | 3,546.92 | 3,561.32 | 3,623.38 | 3,899.77 | 4,039.45 | 3,998.13 | |
| 全部 | 7,232.05 | 7,683.74 | 7,506.37 | 7,631.58 | 8,071.74 | 8,057.65 | 8,863.95 | 8,730.03 | 8,697.70 | |

資料來源：本研究整理

註：醫療費用計算為申報費用乘以該醫療院所所在層級當年度核減率

表 4-C：各醫療層級之平均醫療費用—西醫門診（依年紀分）

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2003 | 2004 | 2005調整 | |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|------|
| | | | | | 2002 | 2006 | | | 2005 | 2006 |
| 年紀 ≤ 20 | | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 407.17 | 455.11 | 521.61 | 542.25 | 526.18 | 461.04 | 482.25 | 465.20 | 476.05 | |
| 區域醫院 | 324.90 | 357.93 | 419.39 | 411.53 | 429.42 | 399.60 | 462.79 | 423.66 | 392.15 | |
| 地區醫院 | 475.19 | 469.81 | 375.00 | 373.10 | 339.01 | 320.47 | 345.75 | 341.65 | 302.38 | |
| 診所 | 3,374.77 | 3,476.59 | 3,394.36 | 3,297.19 | 2,962.89 | 2,916.06 | 3,108.62 | 3,284.18 | 3,130.12 | |
| 全部 | 4,582.03 | 4,759.44 | 4,710.36 | 4,624.06 | 4,257.51 | 4,097.18 | 4,399.41 | 4,514.69 | 4,300.69 | |
| 20 < 年紀 ≤ 65 | | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 1,170.36 | 1,318.85 | 1,440.11 | 1,580.36 | 1,602.41 | 1,511.08 | 1,589.68 | 1,451.20 | 1,541.60 | |
| 區域醫院 | 1,260.56 | 1,356.75 | 1,430.75 | 1,416.67 | 1,627.60 | 1,605.56 | 1,801.23 | 1,714.01 | 1,646.80 | |
| 地區醫院 | 1,438.63 | 1,470.77 | 1,168.24 | 1,170.03 | 1,102.79 | 1,135.77 | 1,258.81 | 1,193.10 | 1,154.58 | |
| 診所 | 3,139.19 | 3,160.22 | 2,946.59 | 2,885.98 | 2,929.17 | 3,016.21 | 3,218.35 | 3,337.40 | 3,342.98 | |
| 全部 | 7,008.74 | 7,306.59 | 6,985.69 | 7,053.04 | 7,261.97 | 7,268.62 | 7,868.07 | 7,695.71 | 7,685.96 | |
| 年紀 > 65 | | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 3,663.41 | 4,271.84 | 4,860.48 | 5,517.21 | 5,944.21 | 5,796.53 | 6,273.38 | 5,623.17 | 6,213.93 | |
| 區域醫院 | 3,795.82 | 4,238.28 | 4,783.71 | 4,853.84 | 5,929.55 | 6,068.47 | 6,793.77 | 6,639.26 | 6,383.87 | |
| 地區醫院 | 4,169.11 | 4,581.37 | 3,872.62 | 4,063.45 | 4,202.24 | 4,512.44 | 5,345.16 | 5,112.51 | 5,031.73 | |
| 診所 | 7,255.15 | 7,449.07 | 6,852.93 | 6,858.97 | 7,098.80 | 7,329.27 | 7,848.39 | 7,949.32 | 8,005.36 | |
| 全部 | 18,883.49 | 20,540.55 | 20,369.73 | 21,293.47 | 23,174.79 | 23,706.70 | 26,260.70 | 25,324.25 | 25,634.87 | |

資料來源：本研究整理

註：醫療費用計算為申報費用乘以該醫療院所所在層級當年度核減率

表 4-D：各醫療層級之平均醫療費用—西醫門診（依健保分局分）

| | 費用單位：元 | | | | | | | | | |
|------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|--|
| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2003 | 2004 | 2005調整 | |
| | | | | | 2002 | 2005 | | | 2006 | |
| 臺北地區 | | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 1,221.72 | 1,402.47 | 1,442.38 | 1,763.43 | 1,924.16 | 1,847.13 | 2,258.05 | 2,115.21 | 2,376.72 | |
| 區域醫院 | 1,386.58 | 1,595.43 | 1,667.53 | 1,489.49 | 1,723.58 | 1,713.16 | 1,814.10 | 1,740.92 | 1,759.55 | |
| 地區醫院 | 838.44 | 830.34 | 716.16 | 742.85 | 813.56 | 826.92 | 988.42 | 970.78 | 918.51 | |
| 診所 | 3,084.95 | 3,163.36 | 3,061.06 | 3,034.04 | 2,967.93 | 3,038.64 | 3,242.18 | 3,368.07 | 3,367.44 | |
| 全部 | 6,531.69 | 6,991.60 | 6,887.14 | 7,029.81 | 7,429.23 | 7,425.85 | 8,302.74 | 8,194.99 | 8,422.23 | |
| 北區 | | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 1,285.16 | 1,395.96 | 1,317.40 | 1,337.20 | 1,374.57 | 1,333.76 | 1,202.58 | 948.23 | 1,037.98 | |
| 區域醫院 | 447.80 | 504.04 | 1,258.47 | 1,357.52 | 1,494.64 | 1,548.03 | 1,662.82 | 1,444.71 | 1,461.55 | |
| 地區醫院 | 1,777.72 | 1,841.80 | 1,203.28 | 1,203.38 | 1,252.63 | 1,296.25 | 1,507.94 | 1,480.37 | 1,496.72 | |
| 診所 | 2,990.41 | 2,968.35 | 2,861.07 | 2,771.44 | 2,622.42 | 2,633.96 | 2,855.76 | 3,078.97 | 3,066.55 | |
| 全部 | 6,501.09 | 6,710.15 | 6,640.23 | 6,669.54 | 6,744.26 | 6,812.00 | 7,229.09 | 6,952.28 | 7,062.80 | |
| 中區 | | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 986.64 | 1,098.57 | 1,325.77 | 1,426.92 | 1,569.42 | 1,568.18 | 1,281.91 | 1,188.63 | 1,448.63 | |
| 區域醫院 | 1,021.92 | 1,114.90 | 1,155.93 | 1,101.72 | 1,386.41 | 1,415.86 | 1,762.69 | 1,696.55 | 1,587.71 | |
| 地區醫院 | 1,259.20 | 1,342.46 | 1,103.91 | 1,282.26 | 1,291.74 | 1,329.95 | 1,550.79 | 1,549.66 | 1,489.78 | |
| 診所 | 3,686.74 | 3,701.06 | 3,470.98 | 3,446.23 | 3,497.64 | 3,697.01 | 3,971.74 | 4,149.29 | 4,166.82 | |
| 全部 | 6,954.49 | 7,256.99 | 7,056.58 | 7,257.13 | 7,745.22 | 8,010.99 | 8,567.13 | 8,584.14 | 8,692.94 | |

資料來源：本研究整理

註：醫療費用計算為申報費用乘以該醫療院所所在層級當年度核減率

表 4-D：各醫療層級之平均醫療費用—西醫門診（依健保分局分）（續）

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2003 | 2004 | 2005調整 | |
|------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|--|
| | | | | | 2002 | 2005 | | | 2006 | |
| 南區 | | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 432.60 | 502.22 | 1,006.15 | 1,085.49 | 1,102.12 | 1,060.62 | 1,134.67 | 1,050.72 | 1,055.29 | |
| 區域醫院 | 1,572.68 | 1,666.95 | 1,411.74 | 1,698.30 | 2,161.11 | 2,222.95 | 2,606.83 | 2,565.53 | 2,518.88 | |
| 地區醫院 | 1,238.12 | 1,388.12 | 1,184.87 | 1,113.25 | 1,072.80 | 1,136.33 | 1,211.80 | 1,106.10 | 1,144.91 | |
| 診所 | 4,234.25 | 4,299.49 | 3,977.64 | 3,875.87 | 3,844.65 | 3,901.83 | 4,098.93 | 4,219.64 | 4,207.00 | |
| 全部 | 7,477.65 | 7,856.78 | 7,580.40 | 7,772.91 | 8,180.67 | 8,321.72 | 9,052.23 | 8,941.99 | 8,926.08 | |
| 高屏地區 | | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 1,160.98 | 1,330.31 | 1,520.14 | 1,648.62 | 1,778.37 | 1,634.32 | 1,915.98 | 1,872.25 | 1,760.24 | |
| 區域醫院 | 425.62 | 556.27 | 640.04 | 771.98 | 1,163.70 | 1,173.14 | 1,505.45 | 1,658.46 | 1,435.95 | |
| 地區醫院 | 1,642.03 | 1,718.02 | 1,529.85 | 1,569.26 | 1,460.01 | 1,650.38 | 1,808.80 | 1,711.33 | 1,697.17 | |
| 診所 | 3,582.89 | 3,804.03 | 3,619.51 | 3,566.35 | 3,580.09 | 3,688.60 | 4,029.60 | 4,170.50 | 4,147.72 | |
| 全部 | 6,811.53 | 7,408.63 | 7,309.54 | 7,556.22 | 7,982.17 | 8,146.44 | 9,259.82 | 9,412.55 | 9,041.06 | |
| 東區 | | | | | | | | | | |
| 醫學中心 | 129.84 | 1,087.74 | 986.78 | 1,091.31 | 1,359.30 | 1,561.85 | 1,872.52 | 1,847.58 | 2,049.05 | |
| 區域醫院 | 2,199.23 | 1,449.80 | 1,398.12 | 2,012.36 | 2,261.12 | 2,215.32 | 2,195.39 | 2,232.73 | 2,403.06 | |
| 地區醫院 | 949.76 | 1,054.28 | 1,057.05 | 780.69 | 946.80 | 1,165.88 | 1,538.70 | 1,583.39 | 1,625.21 | |
| 診所 | 3,863.93 | 3,916.64 | 3,757.30 | 3,683.31 | 3,706.36 | 3,384.43 | 3,556.13 | 3,735.11 | 3,420.34 | |
| 全部 | 7,142.76 | 7,508.45 | 7,199.26 | 7,567.67 | 8,273.58 | 8,327.48 | 9,162.73 | 9,398.81 | 9,497.66 | |

資料來源：本研究整理

註：醫療費用計算為申報費用乘以該醫療院所所在層級當年度核減率

表 5-A：歷年急診平均就醫次數與醫療費用（依性別分）

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2004 | 2005調整 | |
|--------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | | | | | 2002 | 2003 | | 2005 | 2006 |
| 全部樣本 | | | | | | | | | |
| 有或無（%） | 0.15 | 0.16 | 0.16 | 0.17 | 0.17 | 0.17 | 0.18 | 0.18 | 0.18 |
| 次數（次） | 1.40 | 1.42 | 1.44 | 1.45 | 1.48 | 1.46 | 1.52 | 1.55 | 1.54 |
| 費用（元） | 1,983.19 | 2,055.18 | 2,051.29 | 2,116.92 | 2,266.20 | 2,516.52 | 2,731.19 | 3,248.11 | 3,446.75 |
| 男性 | | | | | | | | | |
| 有或無（%） | 0.16 | 0.17 | 0.17 | 0.18 | 0.19 | 0.18 | 0.20 | 0.20 | 0.19 |
| 次數（次） | 1.41 | 1.42 | 1.44 | 1.45 | 1.49 | 1.48 | 1.53 | 1.57 | 1.56 |
| 費用（元） | 2,192.54 | 2,254.95 | 2,232.64 | 2,267.67 | 2,410.89 | 2,699.94 | 2,907.46 | 3,507.00 | 3,700.92 |
| 女性 | | | | | | | | | |
| 有或無（%） | 0.14 | 0.15 | 0.15 | 0.15 | 0.16 | 0.16 | 0.17 | 0.17 | 0.17 |
| 次數（次） | 1.39 | 1.41 | 1.43 | 1.44 | 1.46 | 1.44 | 1.50 | 1.53 | 1.51 |
| 費用（元） | 1,767.22 | 1,849.04 | 1,863.12 | 1,958.46 | 2,114.18 | 2,322.89 | 2,545.96 | 2,974.75 | 3,182.35 |

資料來源：本研究整理

註：醫療費用計算為申報費用乘以該醫療院所所在層級當年度核減率

表 5-B：歷年急診平均就醫次數與醫療費用（依健保分局分）

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | 2003 | 2004 | 2005調整 | 2006 |
|--------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | | | | | 臺北區域 | | | | |
| 有或無（%） | 0.15 | 0.17 | 0.17 | 0.17 | 0.18 | 0.17 | 0.18 | 0.18 | 0.18 |
| 次數（次） | 1.41 | 1.43 | 1.44 | 1.45 | 1.49 | 1.46 | 1.52 | 1.53 | 1.52 |
| 費用（元） | 2,006.75 | 2,075.70 | 2,092.87 | 2,170.91 | 2,385.79 | 2,606.67 | 2,977.08 | 3,390.80 | 3,421.44 |
| | | | | | 北區 | | | | |
| 有或無（%） | 0.17 | 0.17 | 0.18 | 0.18 | 0.19 | 0.19 | 0.20 | 0.20 | 0.19 |
| 次數（次） | 1.40 | 1.41 | 1.44 | 1.45 | 1.48 | 1.48 | 1.52 | 1.54 | 1.53 |
| 費用（元） | 1,809.91 | 1,938.47 | 1,958.84 | 1,996.37 | 2,034.48 | 2,299.92 | 2,496.02 | 3,060.78 | 3,398.01 |
| | | | | | 中區 | | | | |
| 有或無（%） | 0.15 | 0.15 | 0.16 | 0.16 | 0.17 | 0.16 | 0.17 | 0.18 | 0.17 |
| 次數（次） | 1.37 | 1.38 | 1.43 | 1.42 | 1.44 | 1.45 | 1.50 | 1.55 | 1.55 |
| 費用（元） | 2,076.57 | 2,159.71 | 2,104.66 | 2,218.82 | 2,331.90 | 2,599.79 | 2,734.52 | 3,413.45 | 3,738.76 |

資料來源：本研究整理

註：醫療費用計算為申報費用乘以該醫療院所所在層級當年度核減率

表 5-B：歷年急診平均就醫次數與醫療費用（依健保分局分）（續）

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2004 | 2005調整 | |
|--------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | | | | | 2002 | 2003 | | 2005 | 2006 |
| 南區 | | | | | | | | | |
| 有或無（%） | 0.13 | 0.14 | 0.15 | 0.16 | 0.16 | 0.16 | 0.17 | 0.18 | 0.17 |
| 次數（次） | 1.40 | 1.41 | 1.43 | 1.45 | 1.48 | 1.46 | 1.50 | 1.54 | 1.51 |
| 費用（元） | 1,915.25 | 1,892.94 | 1,862.59 | 1,997.36 | 2,087.64 | 2,471.45 | 2,430.38 | 2,905.79 | 3,104.84 |
| 高屏地區 | | | | | | | | | |
| 有或無（%） | 0.14 | 0.14 | 0.14 | 0.15 | 0.16 | 0.15 | 0.17 | 0.18 | 0.17 |
| 次數（次） | 1.40 | 1.43 | 1.44 | 1.45 | 1.48 | 1.47 | 1.53 | 1.57 | 1.54 |
| 費用（元） | 2,007.60 | 2,131.80 | 2,189.49 | 2,140.36 | 2,352.87 | 2,518.77 | 2,728.85 | 3,207.77 | 3,476.71 |
| 東區 | | | | | | | | | |
| 有或無（%） | 0.19 | 0.20 | 0.20 | 0.21 | 0.21 | 0.21 | 0.24 | 0.25 | 0.24 |
| 次數（次） | 1.53 | 1.52 | 1.52 | 1.52 | 1.55 | 1.58 | 1.66 | 1.74 | 1.75 |
| 費用（元） | 2,276.32 | 2,183.52 | 1,985.22 | 2,050.42 | 2,258.08 | 2,513.73 | 2,889.15 | 3,651.31 | 3,779.13 |

資料來源：本研究整理

註：醫療費用計算為申報費用乘以該醫療院所所在層級當年度核減率

表 6：歷年大醫院及急診之就醫比例

| | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002調整 | | 2004 | 2005調整 | | 2007 |
|-------|--------|--------|--------|--------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | | | | 2002 | 2003 | | 2005 | 2006 | |
| | | | | | 醫學中心 | | | | | |
| 一般民眾 | 5.17% | 5.49% | 6.25% | 6.87% | 6.81% | 6.05% | 5.87% | 5.17% | 5.46% | 5.86% |
| 免部分負擔 | 16.28% | 15.43% | 13.88% | 17.77% | 13.00% | 12.20% | 13.89% | 14.68% | 17.03% | 19.04% |
| | | | | | 醫學中心+區域醫院 | | | | | |
| 一般民眾 | 11.20% | 11.87% | 13.81% | 14.60% | 15.39% | 14.06% | 13.98% | 12.86% | 12.74% | 13.62% |
| 免部分負擔 | 29.60% | 28.22% | 26.34% | 32.66% | 26.09% | 25.39% | 27.57% | 28.88% | 31.67% | 35.76% |
| | | | | | 急診 | | | | | |
| 一般民眾 | 14.39% | 15.27% | 15.56% | 15.95% | 16.00% | 15.27% | 16.70% | 16.83% | 16.36% | 16.70% |
| 免部分負擔 | 17.22% | 17.47% | 18.63% | 19.27% | 26.79% | 25.22% | 27.45% | 28.22% | 27.85% | 26.81% |

資料來源：本研究整理

表 7：部分負擔制度改變之短期趨勢效果^{a,b,c}

| | 西醫門診 | | 醫院就醫 | | 區域以上就醫 | |
|------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 |
| 實驗組一 | -0.0311** [0.0008] | -0.3005** [0.0170] | -0.0251** [0.0009] | -0.0566** [0.0175] | -0.0204** [0.0008] | -0.0585** [0.0186] |
| 實驗組二 | -0.0310** [0.0009] | -0.3481** [0.0200] | -0.0177** [0.0011] | -0.0511* [0.0209] | -0.0122** [0.0009] | 0.0117 [0.0232] |
| 實驗組三 | -0.0326** [0.0008] | -0.3742** [0.0178] | -0.0125** [0.0009] | 0.0271 [0.0184] | -0.0068** [0.0008] | 0.0975** [0.0197] |

註：^a：估計模型均控制性別，地區和五個年紀組，次數變數為大於零整數。

^b：括弧內為標準差。

^c：* 表示在5%的顯著水準下該估計係數顯著

**表示在1%的顯著水準下該估計係數顯著。

表 8：部分負擔制度改變之長期趨勢效果^{a,b,c}

| | 西醫門診 | | 醫院就醫 | | 區域以上就醫 | |
|------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 |
| 實驗組一 | -0.0353** [0.0006] | -0.3653** [0.0120] | -0.0526** [0.0007] | -0.1416** [0.0123] | -0.0475** [0.0006] | -0.1209** [0.0132] |
| 實驗組二 | -0.0333** [0.0007] | -0.3960** [0.0141] | -0.0375** [0.0008] | -0.0925** [0.0148] | -0.0224** [0.0007] | 0.0058 [0.0164] |
| 實驗組三 | -0.0338** [0.0006] | -0.3951** [0.0126] | -0.0228** [0.0007] | 0.0864** [0.0130] | -0.0129** [0.0006] | 0.2027** [0.0139] |

註：^a：估計模型均控制性別，地區和五個年紀組，次數變數為大於零整數。

^b：括弧內為標準差。

^c：* 表示在5%的顯著水準下該估計係數顯著

**表示在1%的顯著水準下該估計係數顯著。

表 9：部分負擔政策之政策效果估計—短期 DID 分析^{a,b,c}

| | 西醫門診 | | 醫院就醫 | | 區域以上就醫 | |
|------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 |
| 實驗組一 | -0.0066** [0.0021] | -0.3202** [0.0717] | 0.0189** [0.0026] | -0.1583* [0.0680] | 0.0197** [0.0026] | -0.1289 [0.0694] |
| 實驗組二 | -0.0099** [0.0029] | -0.2823** [0.1054] | 0.0154** [0.0040] | -0.1337 [0.1022] | 0.0162** [0.0037] | 0.0091 [0.1057] |
| 實驗組三 | -0.0192** [0.0029] | -0.204 [0.1057] | 0.0190** [0.0044] | -0.1453 [0.1023] | 0.0184** [0.0040] | -0.142 [0.1020] |

註：^a：估計模型均控制性別，地區和五個年紀組，次數變數為大於零整數。

^b：括弧內為標準差。

^c：* 表示在5%的顯著水準下該估計係數顯著

**表示在1%的顯著水準下該估計係數顯著。

表 10：部分負擔政策之政策效果估計—長期 DID 分析^{a,b,c}

| | 西醫門診 | | 醫院就醫 | | 區域以上就醫 | |
|------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 |
| 實驗組一 | -0.0009 [0.0017] | -0.3571** [0.0507] | 0.0201** [0.0021] | 0.2155** [0.0481] | 0.0298** [0.0021] | 0.2450** [0.0489] |
| 實驗組二 | -0.0102** [0.0024] | -0.5080** [0.0747] | 0.0222** [0.0032] | 0.2773** [0.0735] | 0.0222** [0.0030] | 0.3196** [0.0757] |
| 實驗組三 | -0.0247** [0.0023] | -0.6783** [0.0756] | 0.0093** [0.0034] | 0.1412 [0.0741] | 0.006 [0.0031] | -0.0001 [0.0729] |

註：^a：估計模型均控制性別，地區和五個年紀組，次數變數為大於零整數。

^b：括弧內為標準差。

^c：* 表示在5%的顯著水準下該估計係數顯著

**表示在1%的顯著水準下該估計係數顯著。

表 11：不同年齡分組下之部分負擔政策效果估計—短期 DID 分析^{a,b,c}

| | 西醫門診 | | 醫院就醫 | | 區域以上就醫 | |
|------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 |
| | 65歲以上 | | | | | |
| 實驗組一 | 0.0134** [0.0034] | -0.1925 [0.1478] | 0.0227** [0.0042] | -0.2255 [0.1289] | 0.0211** [0.0044] | -0.2113 [0.1284] |
| 實驗組二 | 0.0198** [0.0055] | -0.2639 [0.2380] | 0.0468** [0.0071] | -0.4092* [0.2062] | 0.0311** [0.0074] | -0.1807 [0.2058] |
| 實驗組三 | -0.0098 [0.0059] | -0.0635 [0.2632] | 0.0204* [0.0086] | -0.2468 [0.2165] | 0.0187* [0.0087] | -0.2393 [0.2099] |
| | 65歲以下 | | | | | |
| 實驗組一 | -0.0082** [0.0026] | -0.2333** [0.0806] | 0.0230** [0.0034] | -0.0588 [0.0771] | 0.0229** [0.0033] | -0.0151 [0.0795] |
| 實驗組二 | -0.0118** [0.0034] | -0.1736 [0.1130] | 0.0127** [0.0049] | 0.0483 [0.1105] | 0.0147** [0.0044] | 0.1769 [0.1167] |
| 實驗組三 | -0.0146** [0.0033] | -0.1722 [0.1089] | 0.0227** [0.0051] | -0.0393 [0.1055] | 0.0198** [0.0045] | 0.0183 [0.1062] |

註：^a：估計模型均控制性別，地區和五個年紀組，次數變數為大於零整數。

^b：括弧內為標準差。

^c：* 表示在5%的顯著水準下該估計係數顯著

**表示在1%的顯著水準下該估計係數顯著。

表 12：急診交叉效果^{a,b,c}

| | 醫院就醫 | | 區域以上就醫 | |
|------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 |
| 實驗組一 | 0.0097** [0.0028] | -0.0154 [0.0341] | 0.0100** [0.0025] | -0.0217 [0.0381] |
| 實驗組二 | 0.0155** [0.0039] | 0.0118 [0.0361] | 0.0148** [0.0034] | 0.0113 [0.0390] |
| 實驗組三 | 0.0169** [0.0037] | 0.0763* [0.0319] | 0.0160** [0.0033] | 0.068 [0.0349] |

註：^a：估計模型均控制性別，地區和五個年紀組之固定效果，次數變數為大於零整數。

^b：括弧內為標準差。

^c：* 表示在5%的顯著水準下該估計係數顯著

**表示在1%的顯著水準下該估計係數顯著。

表 13：模型強韌性檢驗—考慮所有年紀分組之固定效果^{a,b,c}

| | 西醫門診 | | 醫院就醫 | | 區域以上就醫 | |
|------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 |
| 實驗組一 | -0.0066** [0.0021] | -0.3243** [0.0709] | 0.0189** [0.0026] | -0.1385* [0.0677] | 0.0197** [0.0026] | -0.1029 [0.0691] |
| 實驗組二 | -0.0098** [0.0029] | -0.2746** [0.1028] | 0.0154** [0.0040] | -0.1049 [0.1013] | 0.0162** [0.0037] | 0.0409 [0.1050] |
| 實驗組三 | -0.0194** [0.0029] | -0.2119* [0.1025] | 0.0189** [0.0044] | -0.1128 [0.1015] | 0.0183** [0.0040] | -0.1129 [0.1015] |

註：^a：估計模型均控制性別，地區和所有年紀組之固定效果，次數變數為大於零整數。

^b：括弧內為標準差。

^c：* 表示在5%的顯著水準下該估計係數顯著

**表示在1%的顯著水準下該估計係數顯著。

表 14：模型檢驗—兩階段負二項迴歸模型結果^{a,b,d}

| | 西醫門診 | | 醫院就醫 | | 區域以上就醫 | |
|------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|-----------------|-------------------|
| | 機率 ^c | ZTNB ^c | 機率 ^c | ZTNB ^c | 機率 ^c | ZTNB ^c |
| 實驗組一 | 0.0066* | -0.0545** | 0.0299** | -0.0229* | 0.0197** | -0.0220* |
| | [0.0029] | [0.0076] | [0.0034] | [0.0102] | [0.0028] | [0.0112] |
| 實驗組二 | -0.0002 | -0.0549** | 0.0167** | -0.0138 | 0.0102** | 0.0177 |
| | [0.0040] | [0.0109] | [0.0044] | [0.0180] | [0.0031] | [0.0214] |
| 實驗組三 | -0.0127** | -0.0499** | 0.0169** | -0.0087 | 0.0127** | -0.0049 |
| | [0.0041] | [0.0112] | [0.0042] | [0.0243] | [0.0031] | [0.0301] |

註：^a：估計模型均控制性別，地區和五個年紀組，次數變數為大於零整數。

^b：括弧內為標準差。

^c：機率模型以logit模型進行估計，係數以邊際值表示，ZTNB則指截斷式負二項迴歸模型（truncated negative binomial regression）

^d：* 表示在5%的顯著水準下該估計係數顯著

**表示在1%的顯著水準下該估計係數顯著。

表 15：模型檢驗—PSM 結果^{a,b,c}

| | 西醫門診 | | 醫院就醫 | | 區域以上就醫 | |
|-----|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 | 機率 | 次數 |
| 實驗1 | 0.0073 [0.0043] | -0.2416* [0.1163] | 0.0227** [0.0055] | -0.2687** [0.1017] | 0.0253** [0.0057] | -0.2542* [0.1011] |
| 實驗2 | 0.0152* [0.0071] | -0.3476 [0.1973] | 0.0379** [0.0095] | -0.3094 [0.1778] | 0.0363** [0.0098] | -0.1124 [0.1756] |
| 實驗3 | -0.0151 [0.0077] | -0.2045 [0.2191] | 0.0098 [0.0116] | -0.2516 [0.1973] | 0.0065 [0.0115] | -0.2004 [0.1965] |

註：^a：估計模型均控制性別，地區和每個年紀組，次數變數為大於零整數。

^b：括弧內為標準差。

^c：* 表示在5%的顯著水準下該估計係數顯著

**表示在1%的顯著水準下該估計係數顯著。

表 16：實驗一短期 nested logit model 估計結果

| | 區域醫院 | 地區醫院 | 基層診所 |
|---------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 交叉效果 | 0.8373 [3.5103] | -1.8144 [3.1439] | 0.2779 [1.5916] |
| 政策介入後 | 2.7743 [3.6480] | 3.4404 [3.1170] | 1.4882 [1.4744] |
| 實驗組 | 41.7277** [15.9604] | 54.8630** [19.8904] | 27.2700** [9.6977] |
| 性別 | 0.8484 [0.5788] | 0.2428 [0.4723] | 0.2691 [0.1994] |
| 20-35歲組 | -3.673 [2.3753] | -0.6445 [1.7424] | -2.2339** [0.4381] |
| 35-45歲組 | 3.2728 [3.4774] | -14.3753** [3.1916] | -3.7736** [0.5563] |
| 45-65歲組 | 1.4178 [3.1712] | -13.0991** [2.6562] | -4.6076** [0.5181] |
| 65歲以上 | 1.9799 [2.1165] | -4.5807** [1.6143] | -2.4961** [0.3579] |
| 截距項 | -42.1491* [17.3227] | -62.3669* [24.7934] | 41.9760** [14.7987] |
| 樣本數 | | 331,736 | |

以2005年百萬抽樣歸人檔第1-5組身份帶碼第一碼為A或B者

表 17：論病計酬分析

| year | 2004下半年 | 2005上半年 | 2005下半年 | 2006上半年 | 2006下半年 | 2007上半年 | 2007下半年 |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | | | 股關節 | | | | |
| 醫學中心 | 49.20% | 47.21% | 45.74% | | | | |
| 區域醫院 | 27.20% | 29.99% | 31.78% | | | | |
| 地區醫院 | 23.61% | 22.81% | 22.48% | | | | |
| 左側 | | | | | 23.84% | 45.61% | 48.17% |
| 右側 | | | | | 26.35% | 50.90% | 50.32% |
| 雙側 | | | | | 0.85% | 1.18% | 1.49% |
| 全部 | 5,100 | 4,849 | 5,088 | 4,830 | 5,294 | 5,495 | 5,771 |
| | | | 膝關節 | | | | |
| 醫學中心 | 41.50% | 41.39% | 39.53% | | | | |
| 區域醫院 | 25.63% | 27.34% | 29.74% | | | | |
| 地區醫院 | 32.87% | 31.27% | 30.73% | | | | |
| 左側 | | | | | 26.04% | 46.66% | 47.54% |
| 右側 | | | | | 27.18% | 49.18% | 50.33% |
| 雙側 | | | | | 1.27% | 2.22% | 2.12% |
| 全部 | 11,970 | 10,846 | 12,772 | 11,474 | 13,770 | 13,885 | 17,032 |

圖 1：西醫門診之 Logit 模型 DID 邊際效果估計

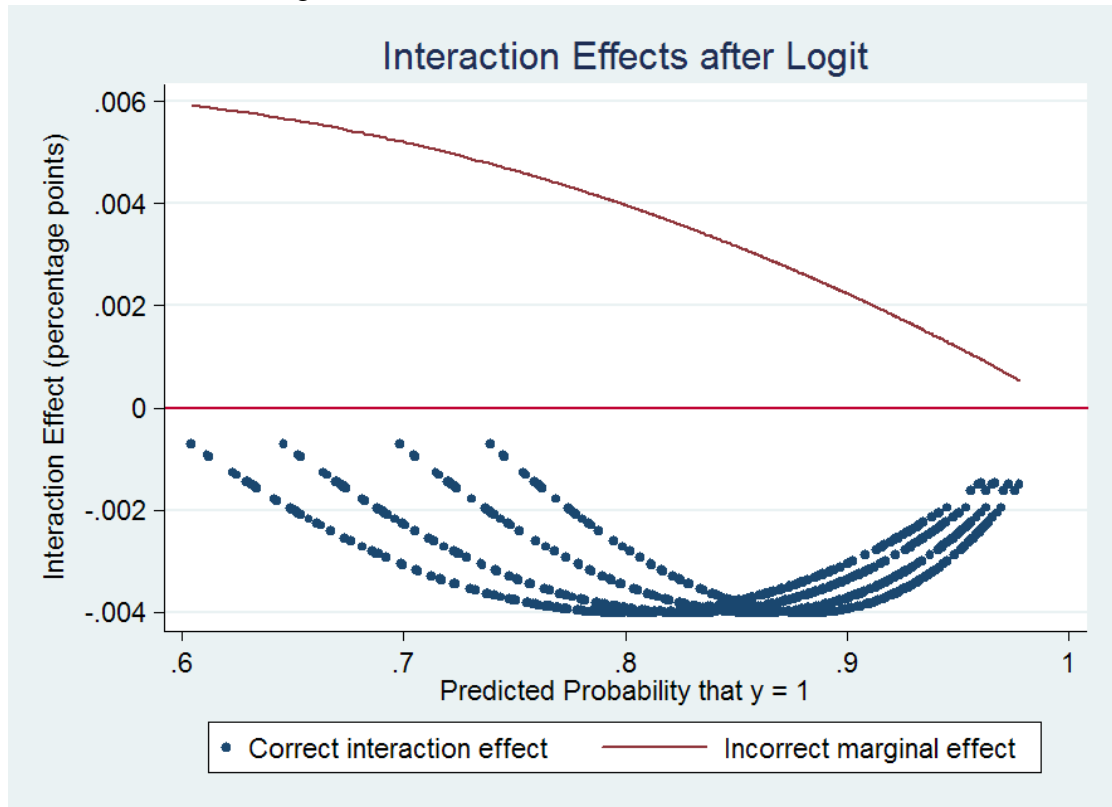


圖 2：西醫門診之 Logit 模型 DID 邊際效果 Z 值

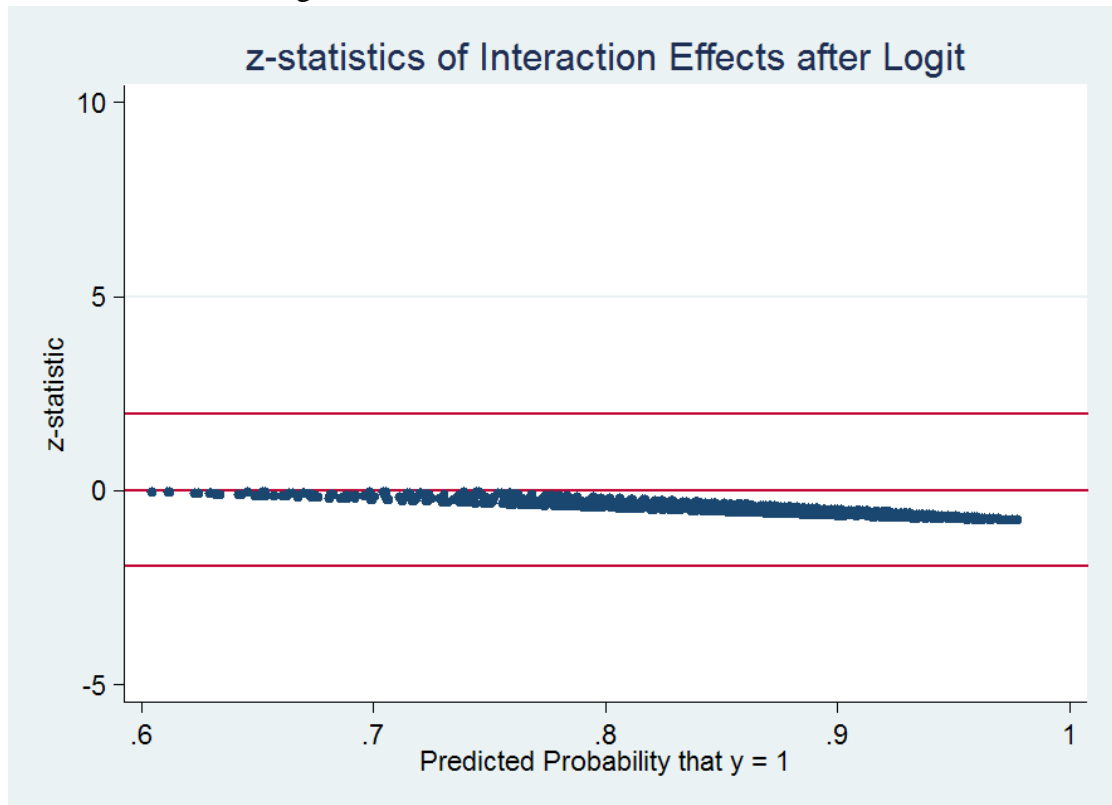


圖 3：醫院就醫之 Logit 模型 DID 邊際效果估計

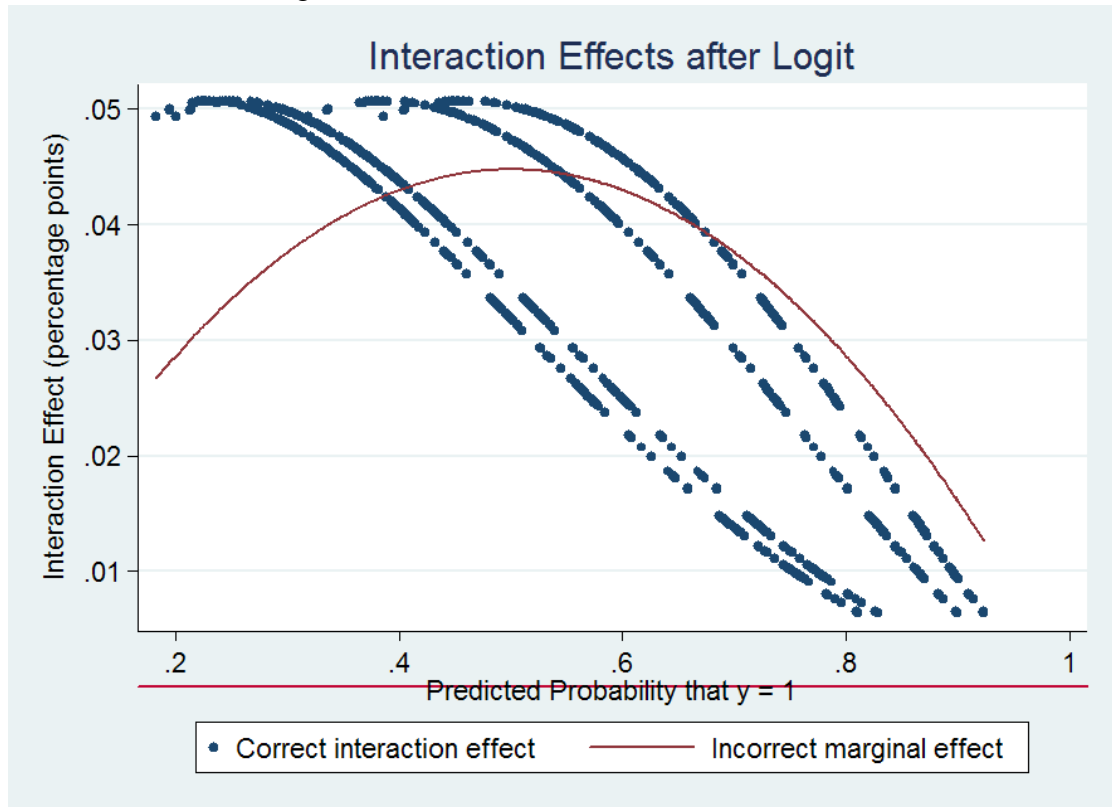


圖 4：醫院就醫之 Logit 模型 DID 邊際效果 Z 值

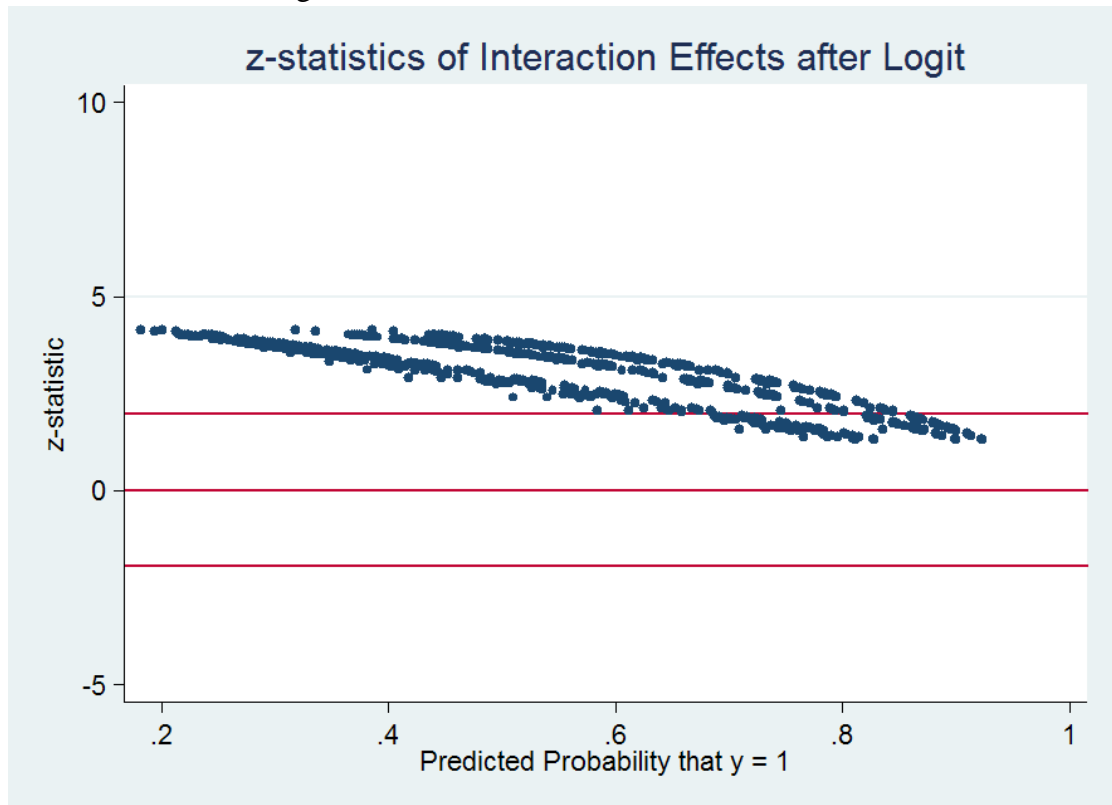


圖 5：區域醫院以上就醫之 Logit 模型 DID 邊際效果估計

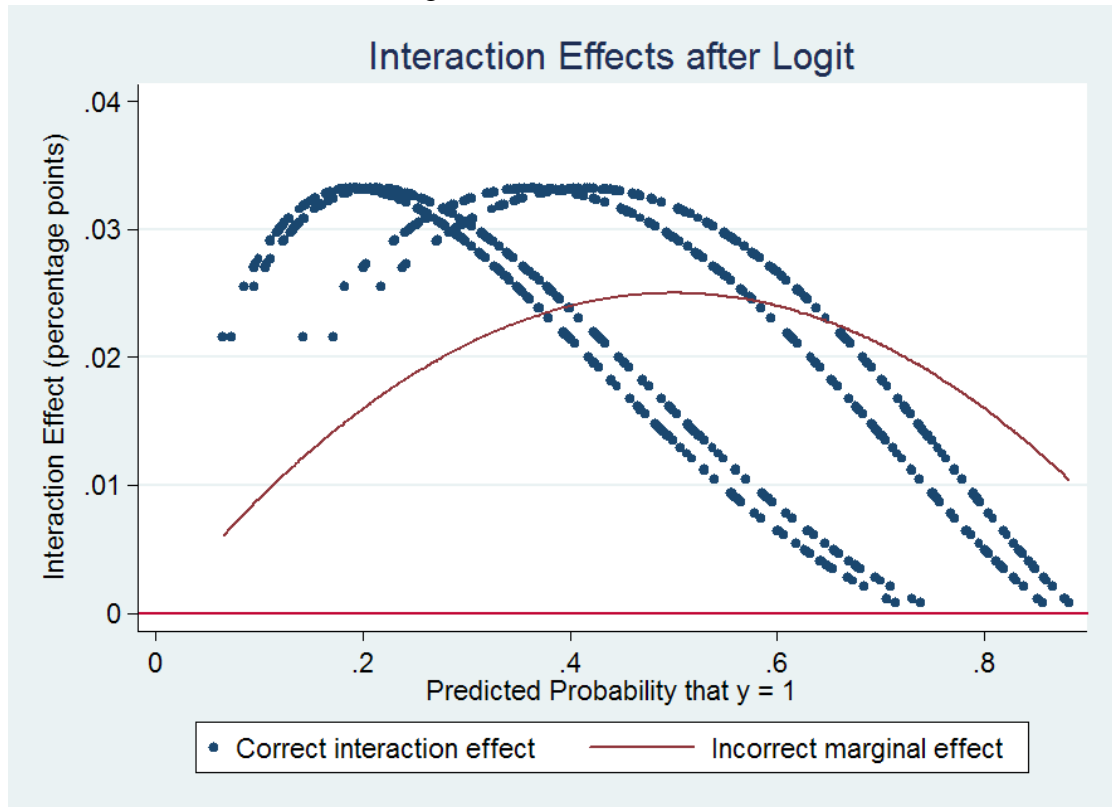
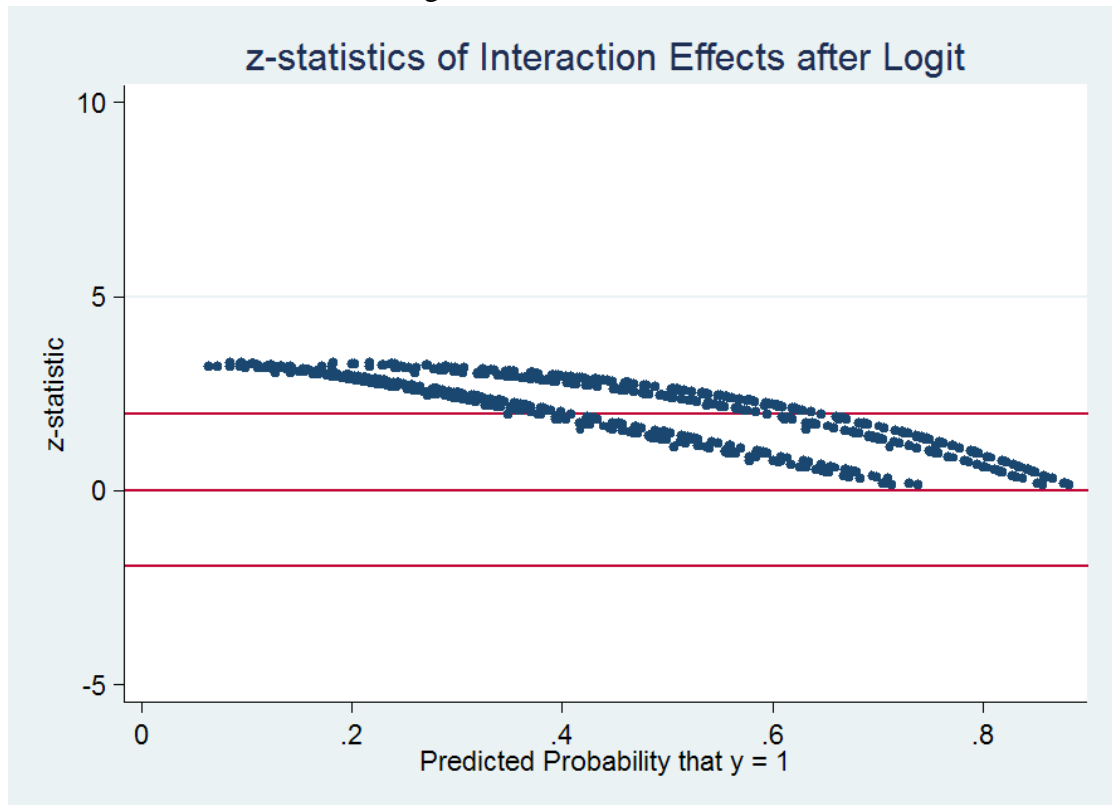


圖 6：區域醫院以上就醫之 Logit 模型 DID 邊際效果 Z 值



附表一

部分負擔金額規定沿革

| | 開始實施時間 | 醫學中心 | 區域醫院 | 地區醫院 | 基層診所 |
|------|---------|--|------|------|------|
| 一般門診 | 84/5/1 | 100 | 100 | 50 | 50 |
| | 86/5/1 | 150 | 100 | 50 | 50 |
| | 88/8/1 | 增加藥品、復健、高診次部分負擔。特約藥局自88/12/1起收取藥品部分負擔 | | | |
| | 90/7/1 | 藥品部分負擔上限調整至500元、高診次部分負擔65歲以上老人由25次調整為49次 | | | |
| | 91/9/1 | 210 | 140 | 50 | 50 |
| 急診 | 94/7/15 | 360 | 240 | 80 | 50 |
| | 84/3/1 | 420 | 210 | 150 | 150 |
| | 94/7/15 | 420 | 300 | 150 | 150 |
| 中醫 | 84/3/1 | 50 | 50 | 50 | 50 |
| | 91/9/1 | 醫學中心、區域醫院之檢驗，檢查費用按20%計收，最高收取金額為300元。 | | | |
| 牙醫 | 84/3/1 | 50 | 50 | 50 | 50 |
| | 91/9/1 | 醫學中心、區域醫院之檢驗，檢查費用按20%計收，最高收取金額為300元。 | | | |

附表二

Estimates of the elasticity of demand for medical care

| Paper | Data | Restrictions | Estimation method | Total price elasticity | Visits price elasticity | Quality price elasticity |
|------------------------------------|---|---|--|---|------------------------------|--------------------------|
| Feldstein, P.J.(1964) | 1953, 1958 Health Information Foundation and NORC surveys | general care | cross-section estimates of physician visits | -0.19 (physician visits) | | |
| Feldstein, M.S. (1970) | BLS survey; NCHS 1963-1964 survey; physician interviews | aggregated physician service date | time-series regression | 1.67 (physician services) | | |
| Rosenthal (1970) | 1962 sample of New England hospitals | 68 of 218 general, short-term hospitals | univariate estimates for short-term care categories | 0.19 to -0.70 | | |
| Feldstein, M.S. (1971) | AHA survey of hospitals, 1958-1967, NCHS 1963-1964 survey | all hospitals, aggregated by state | time-series regression | -0.49 for total bed days | -0.63 for visits to hospital | |
| Davis and Russell (1972) | 1970 guide issue of "Hospitals" | aggregated hospital outpatient care; 48states' not-for-profit hospitals | cross-sectional estimates | -0.32 | | |
| Fuchs and Kramer (1972) | 1966 Internal Revenue Service tabulations | physician services, aggregated into 33 states | TSLS: IVs are number of medical schools, ratio of premiums to benefits, and union members per 100 population | -0.10 to -0.36 | | |
| Phelps and Newhouse (1972a, 1972b) | Palo Alto Group Health Plan, 1966-1968 | physician and outpatient ancillary services | natural experiment: introduction of coinsurance | -0.14* OLS, -0.118 Tobit (physician visits) | | |

| Paper | Data | Restrictions | Estimation method | Total price elasticity | Visits price elasticity | Quality price elasticity |
|-----------------------------|--|--|--|--|---------------------------|--------------------------|
| Scitovsky and Snyder (1972) | Palo Alto Group Health Plan, 1966-1968 | physician and outpatient ancillary services | natural experiment: introduction of coinsurance | -0.060* (ancillary) | -0.14*(physician visits) | |
| Phelps(1973) | verified data from 1963 CHAS(University of Chicago) survey | hospitalization and physicians' services | cross-sectional Tobit estimates | -not significantly different from zero | | |
| Rosett and Huang (1973) | 1960 Survey of Consumer Expenditure | hospitalization and physicians' services | cross-sectional Tobit estimates | -0.35 to -1.5 | | |
| Beck (1974) | random sample of poor population of Saskatchewan | physicians' services | natural experiment; introduction of copayments | -0.065* | | |
| Newhouse and Phelps (1974) | 1963 CHAS survey | employeds' hospital stays within coverage | cross-sectional OLS (TSLS estimates insignificant) | -0.10 (length of stay) | -0.06 (physician visits) | |
| Phelps and Newhouse (1974) | insurance plans in US, Canada, and UK | general care, dental care, and prescriptions | arc elasticities across coinsurance ranges | -1.0 | | |
| Newhouse and Phelps (1976) | 1963 CHAS survey (larger sample than in previous work) | employeds and non-employeds | cross-sectional OLS (TSLS estimates insignificant) | -0.24 (hospital), -0.42 (physician) | | |
| Scitovsky and McCall(1977) | Palo Alto Group Health Plan, 1968-1972 | physician, outpatient ancillary services | natural experiment: coinsurance increases | -2.56*(ancillary) | -0.29* (physician visits) | |
| Colle and Grossman (1978) | 1971 NORC/CHAS health survey | pediatric care | cross-sectional estimates | -0.11 | -0.039 | |

| Paper | Data | Restrictions | Estimation method | Total price elasticity | Visits price elasticity | Quality price elasticity |
|-----------------------------------|--|---------------------------|--|------------------------|--|-----------------------------------|
| Goldman and Grossman (1978) | 1965-1966 Mindlin-Densen longitudinal study | pediatric care | hedonic model | | -0.060 (compensated -0.032) | -0.088 (compensated -0.085) |
| McAvinchey and Yannopoulos (1933) | waiting lists from UK's National Health Service | acute hospital care | dynamic intertemporal model | -1.2 | | |
| Newhouse et al. (1933) | RAND Health Insurance Experiment | general care | randomized experiment | | -0.17 to -0.31 (hospital), -0.17 to -0.22 (outpatient) | |
| Bhattacharya et al. (1966) | 1990 Japanese Ministry of Health and Welfare survey | outpatient visits | Cox proportional hazards model | | -0.22 | |
| Cherkin et al. (1989) | Group Health Cooperative of Puget Sound | non-Medicare HMO patients | natural experiment: introduction of copayments | | -0.35* (all visits), -0.15* to -0.075* (preventive) | |
| Eichner (1988) | 1990-1992 insurance claims from employees and dependents of a Fortune 500 firm | employees aged 25 to 55 | one-and two-stage Tobit regressions of out-of-pocket costs | | -0.32 | |
| SUMMARY | | | | -0.20 | -0.05 to -0.15 | |

* Elasticities computed according to appendix of Phelps and Newhouse (1972b)

出自於 Culter, D.M. and Zeckhauser, R.J. (1999). The Anatomy of Health Insurance. NBER Working Paper Series, 11.(Table 3)

附表三

期中報告評審意見回應

| 審查意見 | |
|---|--|
| 甲 審查委員 | |
| <p>本計畫研究目的有三：(1) 比較各國部分負擔制度，(2) 評估我國歷次部分負擔制度對個人醫療利用次數、金額、就醫院所層級等方面的影響，(3) 政策建議。茲就期中報告內容所及，針對前二目的提出以下建議，做為進一步執行本計畫之參考。</p> <p>1. 關於比較各國部分負擔制度：</p> <p>(1) 文獻資料來源為 Social Security Programs Throughout the World 1999，年代和現況有段距離，許多國家已做制度調整，建議更新資料。國內圖書館有較新版本，網路也有最新版本。</p> <p>(2) 2.1 各國制度彙整，區分為門診、住院、藥劑、其他等四項，和本計畫研究我國的制度項目不一致，建議調整。</p> <p>(3) 2.1 各國制度彙整和 2.2.2 國外文獻很難連結出一貫性，不確定本計畫預計如何「以歐洲主要國家為比較基礎點」呈現各國制度「在醫療成本與品質上的差異」(p.8)。</p> | <p>1. 謝謝評審的提醒，我們下面針對各點回覆。</p> <p>(1) 文獻資料部分已參考最新版本予以更新。</p> <p>(2) 由於台灣健保保險項目眾多，台灣部分負擔制度相對比較複雜，分為西醫門診、住診、牙醫、中醫四個大項，另有藥品、高診次、復健部分負擔。但是國外比較上，很少類似台灣健保所涵蓋得如此廣泛，故維持現有分類方式。</p> <p>(3) 已於文獻中探討。</p> |
| <p>2. 關於評估我國部分負擔制度：</p> <p>(1) 本研究計畫指出「部分負擔的政策效果還受到支付政策的影響」，因此，擬同時「比較不同支付制度下的政策成效」(p.7)，但是，第三章研究資料與敘述統計一節，並未呈現初步成果。</p> <p>(2) 建議加上「研究方法」一節，以便對研究進度較易了解。</p> | <p>(1) 本計畫有關論質計酬、論病例計酬項目資料，本擬透過委託單位提供。礙於支付制度影響因子複雜，委託單位不同意提供相關資料，已於本計畫研究限制中說明，故期末報告難以呈現此部份研究結果。</p> <p>(2) 計畫中新增一章研究方法。</p> |
| 乙 審查委員 | |
| <p>1. 期中報告第 3, 4 頁中所提「道德風險」問題，內容陳述與所引用的文獻均已經過時。部份像「醫療浪費」等原始文獻中並未出現的字眼，非常不恰當的出現在報告之中，原始文獻中會提</p> | <p>1. 謝謝評審提醒，由於第一點和第二點相關，我們一起答覆。</p> <p>(1) 有關道德風險文獻老舊部分，已經更新了。</p> |

及消費者會使用比較多的醫療，但沒有作者會把它界定為是浪費，因為這會過度推論。相同的用詞也出現在如 23 頁中的「不當」醫療，均屬過度推論。

2. 此外，Mark Pauly (1968) 所提的消費者面對較低價格的醫療過度使用，必須假設健康保險僅有「價格效應」，因此多使用的醫療服務具有社會福利的淨損失。其原文的引用如下：
Health insurance lower the price of health care to consumers but leaves its costs unchanged, the additional care consumed by insured persons is inefficient and represents a welfare loss to society。但消費者生病時所獲得的醫療服務理賠，實際上具有「所得效應」，而在所得效應之下的多使用的醫療服務，並不具有社會福利的淨損失。其原始的推論請詳見 John Nyman (2003), *The Theory of Demand for Health Insurance*, Stanford University Press，部份原文摘錄如下：
Consumer demands health insurance in order to obtain a transfer of income from the healthy if she were to become ill. This income transfer allows the consumer to purchase more medical care and more consumer goods and services than she would purchase without it. Sometimes this income transfer allows the ill consumer to purchase medical care that would otherwise be unaffordable. The access, especially if it is lifesaving, makes health insurance very valuable to the consumer. Health insurance that pays off by reducing price generates this income transfer. The additional health care consumed because of the income transfer when ill increases welfare, but the additional health care that is attributable to price alone reduces welfare. This additional care, or overall moral hazard, increases welfare. Therefore, income effects are usually excluded from conventional theory and, if an increase in medical

(2) 我們謝謝評審指出道德風險所引發價格效果，需拆成兩個部分：所得效果和替代效果。所得效果所引發的醫療增加並非道德風險，並且能增加消費者福利；但替代效果會導致消費者過度使用醫療服務，對社會福利造成損失。

(3) 道德風險對社會福利的好壞，則要看哪個效果大。這個論點在 Culter, D. M and Zeckhauser, R. (2000) "The Anatomy of Health Insurance," 中第三節內有清楚說明。事實上，假設道德風險真的只增加社會福利，那文獻中似乎不需要討論所謂的 Optimal risk sharing。這點 Å ke Blomqvist 在 "Does the economics of moral hazard need to be revisited? A comment on the paper by John Nyman" 有清楚說明，茲將全文引用如下 "...

Nyman's paper addresses the issues of what would happen if conventional approaches would be applied to the problem of estimating the net gains from insurance against the alternative of no insurance at all. Most of the recent literature in this area, in contrast, has concerned a question at the margin: For a given degree of insurance protection, would consumers be better off with a somewhat higher (or lower) degree of insurance? By extension, what is the optimal degree of insurance protection?...

(4) 最後，有關文章使用字眼過度推論原始文獻部分，可能因不同學科認知上差異。經濟學中所謂不效率，過度使用，和浪費資源常是相同的同義字。但既然不同學科訓練對這些字眼有差異，我們已於報告中更正，改用其他語句。

| | |
|--|--|
| <p>care does occur, it would appear under conventional theory to be generated by the price reduction alone. The new theory suggests that the insurance premium when healthy is exchanged for an income transfer when ill.</p> <p>3. 文章中多處所引用陳文意(2008)應為 Chen WY, Lee JL, Liang YW, Hung CT, Lin YH. (2008) Valuing healthcare under Taiwan's national health insurance. <i>Expert Reviews of Pharmacoeconomics and Outcomes Research</i> 8(5): 501-508. 請於參考資料中更正。</p> <p>4. 請於研究背景中，獨立一節詳細討論台灣部分負擔實施的歷史。</p> <p>5. 請於文獻探討中或研究方法中，比較清楚的說明 propensity score matching 以及 nested logit model 的用法與限制。</p> <p>6. 表 1-1 的參考資料也過於老舊，最起碼應該參考 Elias Mossialos, Julian Le Grand (1999) <i>Health Care and Cost Containment in the European Union</i>, Ashgate. 或是 Elias Mossialos, Anna Dixon, Josep Figueras, Joe Kutzin (2002) <i>Funding Health Care: Options for Europe</i>, Open University Press. 或其他更新的資料。</p> <p>7. 請將研究方法獨立一章。</p> <p>8. 第 22 頁和表 2-1, 2-2 中所用一般民眾和免部分負擔民眾兩詞，極容易混淆，建議改為需要繳交和不需要繳交部份負擔之民眾。</p> <p>9. 第 3.3 節的敘述統計非常不容易閱讀，過於繁瑣的敘述加上沒有適度分節或另立標題，可讀性極低。</p> <p>10. 表號的編排混亂，請改進。</p> <p>11. 如果各年的比較重點在於部分負擔政策，請於表中標註這些政策實施的時間點，以方便閱讀。並可以考慮標出政策介入時間後做圖說明。</p> <p>12. 文章與表中有西元年份與民國年份混用的問題，請一致化。</p> <p>13. 現有文獻的查證尚未更新，年代均過於久遠。</p> | <p>3. 已更正</p> <p>4. 已於研究背景中增加有關台灣部分負擔實施的歷史討論。</p> <p>5. 已增加單獨章節討論</p> <p>6. 謝謝評審建議，已更新</p> <p>7. 已將研究方法獨立一章</p> <p>8. 有關免部分負擔一詞，是沿用健保局中部分負擔規定用語，。</p> <p>9. 有關敘述統計部分，我們已另外分節，同時，由於中醫，牙醫醫療服務提供者絕大多數是以基層診所，歷次部分負擔調整對這些診所幾乎沒有影響，我們也於敘述統計中刪除，以方便讀者閱讀。</p> <p>10. 已重新編排</p> <p>11. 所有表中，針對樣本資料時間內部分負擔變動年作標示，便於讀者閱讀。</p> <p>12. 已全部採西元</p> <p>13. 已更新</p> <p>14. 已納入，請見估計結果。</p> <p>15. 本計畫主要在探求部分負擔調整的政策效果。但西醫住診部分，歷年來並沒有部分負擔調整，無法研究其調整的政策效果。基於相同理由，在報告中我們僅針對西醫門診，西醫急診進行分析。主要是以 Two-Part 模型，將一般門診和醫院門診部分分開估計。</p> <p>16. 概念上，價格彈性可依下列方法計算</p> |
|--|--|

14.個人資料的統計分析尚未進行，請於期末報告中一併呈現。

其他於初審意見中的意見尚未見到說明的包括以下各點，尤其是需要熟悉醫療體系研究的學者：

15.本計劃區分中醫、牙醫、西醫門診，但不分析西醫住院的原因未特別說明，作者可以考慮補充說明合理化過程。此外醫院門診與診所門診的內涵差異極大，請說明如何處理這些變項的測量。

16.分析部份負擔是否影響民眾在不同層級醫療院所之間進行轉換，牽涉到不同層級就醫單位轉換的價格彈性估計，請作者說明各種 logit 模型中價格彈性的計算方式。

17.分析單位屬於個體層級資料，必須處理許多觀測值為 0 的問題，請作者進一步說明如何在 sample selection model, two-part or four-part model, 以及其他可能模型之間的選擇問題。

18.研究團隊中計量專長的學者較多，但缺乏對醫療體系政策熟悉、可以進行跨國制度比較的學者，建議研究團隊尋求一至二位這類專業人員，因為考慮到此類工作的時間密度極高，又必須兼顧原創性，因此建議另行尋覓一位協同主持人參與工作團隊，但可以考慮聘請對國際制度比較熟悉，卻又未曾涉入台灣部分負擔制度規劃太深的人，以免受台灣現實政策環境所影響而缺乏原創性或挑戰性。

19.部分負擔制度的設計牽涉到就醫次數與費用、就醫醫療體系層級、以及對財務與健康弱勢者的就醫可進性和最終財務負擔等議題，可惜本計劃中對後者，也就是社會公平議題著墨極少，建議作者進一步補充分析健康與財務弱勢族群對部分負擔各類影響的交互變項與調節效果，以增加本計劃內容的豐富性。

20.上述建議的原因，在於由健保局所

$$\frac{\partial \Pr(\text{往更高層級醫院就醫})}{\partial P_{\text{層級}j}} \times$$

$$\Pr(\text{往更高層級醫院就醫})$$

其中的機率預測值，來自於 logit 估計結果，而分析上，針對不同層級（j=基層診所，地區醫院，區域醫院，醫學中心）進行分析

但實際操作上，由於樣本數過大，Nested Logit 有估計上的難處，我們因而將 Nested Logit 當作估計結果敏感性檢定，而以迴歸模型結果為主。

17. 謝謝評審建議，我們在估計上改採 Two-part model 及 Zero-truncated negative binomial regression 來解決樣本點為零（沒有醫療利用）的問題，並將兩種估計結果併陳。

18. 本研究以邀請台北護理學院陳素秋教授擔任協同主持人。

19. 20. 這兩點相關，我們在此一併回應。

(1) 我們在期中報告的回應已說明，目前的健保資料無法取得家戶所得，也因此無法判定健保使用者財務負擔，和就醫可近性，同時也無法區分民眾是否為弱勢族群。在台灣文獻中，我們只找到一篇蔡貞慧、張鴻仁、王本仁（2005.03），〈2002 年調整保費及部分負擔對全民健康保險財務公平性之影響〉，是討論部分負擔對社會公平性的影響，而這篇研究是將健保資料串連財稅中心民眾報稅資料來進行分析。假使委託單位願意提供我們類似資料，我

| | |
|--|--|
| <p>公告的計畫內容，並非處理特定新制部分負擔影響的技術問題，而是探討部分負擔制度的一般性問題，包括新制與舊制。從這個觀點而言，舊制中的一般民眾同樣受到影響，而且是財務與健康的弱勢者受影響，這樣的社會公平政策邏輯無法應用差異中的差異分析方法獲得答案，因此本計畫是否符合健保局公告的原始目的值得研究團隊再作推敲，也必須請健保局再作審慎的觀念釐清。</p> <p>21. 台灣健保部分負擔的定義沒有詳細討論，例如掛號費、健保不給付自費、健保給付但仍舊自費等所有的費用是否應該列入廣義部分負擔的探討，因為民眾的行為取決於廣義部分負擔所呈現的價格，而非行政規範定義下的部分負擔影響民眾行為，因為後者並不是民眾所面對的真實價格。這樣的觀念反映在國際文獻，其用詞通常為 user fees, out-of-pocket charges 等等，而非 co-payment 或 co-insurance。</p> <p>22. 在這樣針對價格進行定義的前提下，作者對於台灣現有在國際期刊已經發表的重要重要文獻引用並不完整，請再加以補充。</p> | <p>們樂意將計畫內容加入這部分分析。</p> <p>(2) 根據研究計畫招標內容，研究內容有三，其一為分析部分負擔制度對健保財務，與民眾就醫權益的影響，其二則為國際比較，其三則在於政策建議。而本計畫分析 2005 年的部分負擔調整，是否如原先達到原先政策設定目標，並以民眾就診次數改變來觀察是否就醫權益受到影響，並非如評審所言與招標內容不相符。</p> <p>(3) 評審似乎對差異中的差異分析方法有相當誤解，認為社會公平政策邏輯無法應用差異中的差異分析方法獲得答案。差異中的差異法已經廣泛在社會科學中運用分析政策效果，對於這個方法討論可見 (Bertrand, M.; Duflo, E.; Mullainathan, S. "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?" The Quarterly Journal of Economics, v. 119, n. 1, p. 249-275, February 2004.)。但我們認為無法探求社會公平並不是因為這個方法有問題，而是我們缺乏所得變數。事實上，我們計畫中已經顯示，只是比較政策前後的結果明顯高估，而差異中的差異法能夠降低估計誤差。</p> <p>21. 我們同意評審意見，民眾掛號費、自負金額，健保自費項目均會影響民眾就醫行為。受限於健保資料，無法將掛號費、自費項目納入。</p> <p>22. 已將相關文獻納入。</p> |
| <p>丙 審查委員意見</p> | |
| <p>1. 有關各國部分負擔制度引述來源資料過於久遠，應搜集近年來各國制度之現況，才有參考比較的意</p> | <p>1. 以更新各國制度內容，並新增最新文獻。</p> |

| | |
|---|--|
| <p>義。另參考之國際文獻亦為較久遠之資料。</p> <ol style="list-style-type: none"> 2. 從本計畫的研究目的看來，論質計酬下部分負擔的影響，似非為本計畫之研究重點，是否須為此而申請非適用論質計酬病患就醫資料，做為控制分析，值得商榷。 3. 有關健保歷年來部分負擔調整的描述及附錄的整理說明，無法清楚明確得知每一時段內部分負擔實施內容及目的為何，對後續之比較結果之分析亦可能產生誤差。 4. 研究目的中所提，不同國家部分負擔制度比較，將針對該制度的施行，在醫療成本與品質上的差異；惟在期中報告的初步成果中，未見呈現。 5. 從醫療經濟學來看，第三者付費下的部分負擔設計在於增加使用者的成本意識，以使其追求花費較低之醫療服務，以減少社會福利損失；惟其是否真能抑制「不當醫療」使用，恐怕需要驗證。 | <ol style="list-style-type: none"> 2. 本計畫有關論質計酬、論病例計酬項目資料，本擬透過委託單位提供。礙於支付制度影響因子複雜，委託單位不同意提供相關資料，已於本計畫研究限制中說明，故期末報告難以呈現此部份研究結果。部分負擔是需求面的成本控制手段 3. 已於表格中呈現歷次部分負擔實施內容。 4. 已於文獻中探討。 5. 同意評審建議，於報告中研究限制中納入。 |
|---|--|

附表四

期末報告評審意見回應

| 審查意見 | |
|--|---|
| 甲 審查委員 | |
| <p>一、第二章第一節各國部分負擔制度的介紹一節，內容資料老舊，例如，根據 2008 年資料，有許多國家之部分負擔金額和上限已大為提高，並有些國家改以歐元訂定，報告內容資料仍停留在 1999 年。該節並且與研究主體沒有任何關聯，建議刪除。如果這是行政部門的要求，那麼顯然是在短期研究中無法兼顧深度與廣度，因此，建議未來行政部門在設計研究案研究目的時，宜顧及研究者的可行性。如果研究委託案雙方於期中同意調整研究目的，則請告知審查人了解。</p> <p>二、第三章第一節研究資料一節，說明本研究採用的資料期間為 1997-2007 年，但文中摘要卻只提 2005 年 7 月前後一年之資料，與實際研究內容有過於簡略之嫌，建議應在摘要部分提供讀者精簡而正確的資訊。另，建議加上英文摘要。</p> <p>三、本研究資料期間為 1997-2007 年，但是在實證分析上，卻對不同年度的資料做不同程度的運用，例如，樣本特性描述是 1997-2007 年期間，敘述統計則採 1998-2006 年期間（表 6 除外），至於實證模型研究則以 2005 年 7 月前後 18 個月（不確定？）的資料。資料期間的取捨一定有所研究基礎，可惜並未在報告中看到說明。如果 2005 年 7 月是本研究的重點，那麼 1997 至 2003 年的資料分析用意何在？</p> <p>四、6.2 研究限制一節，第 66 頁提到：「由於健保局資料提供來不及…此部分在之後如果健保局資料提供完畢，後續分析可以完成…」。如果本研究計畫已達結案，健保局是否還繼續提供其他在研究報告中未呈現的資料？這在行政程序上是否合理？如果健保局要求</p> | <p>一、有關各國部分負擔制度介紹部分，已經根據 2008 資料加以更新。</p> <p>二、中文摘要中已更正，並加入英文摘要。</p> <p>三、我們使用 1998-2006 資料來說明部分負擔調整對醫療使用的趨勢影響，迴歸分析中則使用 2005 年七月前後一年來分析部分負擔調整的影響。另外，所有趨勢資料統一為 1998-2006 年間。</p> <p>四、健保局資料於期末報告初稿完成後提供，本來計畫於期末報告修正稿中將新增資料分析納入，但因論病計酬相關資料最早於 2006 年 10 月始開始收集，距離最近一次部分負擔調整時間有相當距離，故於結案報告修正稿中，不納入相關分析。</p> <p>五、謝謝評審肯定。</p> |

| | |
|---|---|
| <p>該研究團隊要繼續完成未完成的研究，那麼，本研究是否還可以視為結案？這是建議健保局參考的意見。（亦可能是研究者應該修改文句。）</p> <p>五、本研究主要貢獻之一是對病患居住地劃分三組，作為比較部分負擔之影響，非常有創意，至於其研究設計值得未來有更進一步的驗證機會，相信可以增進對部分負擔政策影響的評估。</p> | |
| <p>乙審查委員</p> | |
| <p>1. 一、總體審查意見摘要</p> <p>(一)該研究使用 1997-2007 年全民健保資料庫，以差異中的差異法 (Difference-in- Difference, DID) 搭配數種迴歸分析模型，(包括，線性迴歸、計次二部模型、巢式邏輯特模型等)，針對我國 2005 年部分負擔政策之有效性進行評估。</p> <p>(二)本研究計畫的報表編號錯亂，部分表格編號與正文表格編號需由讀者自行猜測後，才能體會出報告正文所說的結果為何？此外，文獻的部份索引錯亂，部分文獻在正文中出現，但是在文後的參考文獻中遍尋不著。上述報告表達正確性應加以注意。</p> <p>(三)整體而言，該研究的內容充實且符合健保局的招標目的。惟報告內容尚有需要再次釐清的部份，說明如下。</p> <p>二、針對前言及文獻探討部份</p> <p>(一)期中報告審查意見中曾提及修改有關「道德風險」的陳述，作者雖然在附表四回覆意見中有做說明，但這些說明與參考文獻全部沒有在本文中出現，形成有回應等於沒有回應的奇特狀態。</p> <p>(二)所得效果與價格效果的大小，如作者所言當然可以討論，但問題在於作者在本文中「根本沒有討論」，這個態度反應作者也許不願意討論這個問題，以方便作者將傳統經濟學中的「無效率」等同於「過度使用」，再等同於「資源浪費」。</p> <p>(三)作者在審查意見回覆中將上述問題</p> | <p>謝謝第二位評審所提詳細意見與建議。我們逐點答覆如下：</p> <p>一、總體審查意見</p> <p>(二)表格和參考文獻部分已修正。</p> <p>二、前言和文獻部分</p> <p>(一)和(二)有關於所得效果和價格效果的說明，請見附註一，和頁 74 討論。</p> <p>(三) - (七)</p> <p>評審對報告中的用語有相當質疑，認為將我們將傳統經濟學中的「無效率」等同於「過度使用」，再等同於「資源</p> |

歸因於「不同學科認知上的差異」，是完全規避問題的態度，因為上述爭議全部由最資深的經濟學家所提出，而且用的是最典型的經濟學原理。那就是如果作者的推論要成立，必須假設消費者的訊息完整，假設人是自己利益的最佳裁判，假設市場上的供給線與需求線完全獨立，亦即兩者的財產權完全獨立。但這些假設在醫療市場全部不成立，因為有一大部分的需求是由供給者所決定的。

(四)也因此，University of British Columbia 的 Robert Evans 在 *Strained Mercy* (1984) 中才會說，We study economics, not to understand the economy, but to avoid being deceived by economist. Princeton University 的 Uwe Reinhardt 在 *Yale Law and Policy Review* (1992) 中說，When they pretend to be using scientific methods to suggest what ought to be done and what is efficient or is not, a red warning light should go on in your mind. Chances are that you are being addressed by someone playing politics in the guise of science or by someone insufficiently respectful of the limits of economics as a science. 這些人的意見不能歸因於「不同學科認知上的差異」。

(五)上述意見完全還沒有提及病患是否「浪費」、「濫用」、「過度使用」、「不當使用」醫療服務，還牽涉到醫學的專業判斷，而非僅僅只是經濟學付費能力與付費意願的判斷。如果加入醫學的判斷，這樣的說法只會更有問題。

(六)在邏輯上，病患是否「浪費」、「濫用」、「過度使用」、「不當使用」醫療服務，是價值判斷，不是經濟學的科學用語。相對的，「使用較多」醫療服務、「無效率」、「社會福利損失」是經濟學的科學用語。

(七)作者雖然在說明中提及會改變用語，但期末報告仍舊到處充斥「浪費」、「濫用」、「過度使用」、「不當使

浪費」。在此我們再次說明，經濟學中的成本概念為「機會成本」，而非會計成本。所謂機會成本指「被放棄而價值最高選擇」，又稱為「替代性成本」；也因此所謂「無效率」指的是資源調整後可以增加社會福利，而非原先資源沒有價值。這是經濟學中的機會成本概念。

在道德風險中，消費者可能會因為價格過低而過度消費醫療資源。此時，我們所謂「過度消費」指的是當消費者面對保險價格時，會購買的醫療服務數量高於真實醫療價格（無保險）時的數量。也因此重新配置這些醫療資源更可以增加社會福利。然而，和上面的說明相同，這些「浪費」指的是資源可以更好利用，不是這些醫療消費完全沒有價值，和俗稱的「資源浪費」並不同。

為了避免這些在字眼繼續爭執，我們已仔細將內文「浪費」改為「無效率」，「過度使用」改為「不當使用」，以減少對報告內容的誤解。

用」醫療服務等等字眼，同樣形成有回應等於沒有回應的奇特狀態。這已經牽涉到態度問題。作者更進一步在期末報告第 6 頁中進行因果推論，指「未實施醫療費用部份負擔制度，造成醫療資源嚴重的浪費，而且各類保險也因此發生虧損。」距離科學用語的標準相當遙遠。單就這一句話就有四個嚴重的問題：(1)多使用醫療是不是就是浪費？(2)如果的確有浪費，是不是未實施部分負擔所造成的？(3)保費收入小於支出是不是就是虧損？或者這是可以預期的正常保險操作？(4)保險的虧損是不是因為醫療有浪費所造成？這些問題共同牽涉到學術報告的用語和措辭是不是應該和報章雜誌中的街談巷議有所不同？

(八)相同的態度問題出現在作者回覆表 1-1 回覆已更新但期末報告中的表 1A 同樣沒有更新，表 1A 沒有更新造成以下的問題：(1)許多重要的國家沒有資料，例如比利時、愛爾蘭、西班牙與葡萄牙，且與我國鄰近的國家如日本、韓國、新加坡還有中國大陸等重要資訊均缺乏。(2)許多已經不再使用的幣值仍出現在報告中，尤其是以歐元計價的國家。(3)幾乎所有國家都有對看診 Specialist 和 Dental 做出部分負擔的明確規定，但報告中沒有。(4)許多國家的資料沒有更新，例如英國有開放 amenity beds。(5)德國的 GP 和 Specialist 免部分負擔，德國住院一天 €8.7 最高 14 天，德國藥劑分為 €4.1、€4.6、€5.1 三種，德國牙科 35% 至 50% 但 18 歲以下免。(6)法國 GP 是 30% 沒錯但允許差額負擔 balance billing，Specialist 30% 但公立醫院 20%，住院 20% 也沒錯但上限 31 天，藥劑分為 0%、35%、65% 三種。(7)荷蘭住院每天 €3.6。(8)芬蘭牙科預防服務 10%，其他牙科 40%，但 18 歲以下免，住院一次 €21 但需與所得連動，藥劑定額 €8.4 但超過部份 50%。(9)族繁不及備載，可否請主持人更

(八)有關各國部分負擔制度介紹部分，已經根據 2008 資料加以更新。

三、 針對研究主要結果部份

(四)我們根據評審建議，將原先 2005 年前後一年中中沒有任何醫療紀錄的樣本，以 1998 到 2003 年間醫療利用紀錄，來界定其居住地區，並將這群樣本重新納入分析。誠如評審人所言，刪除這群樣本有高估就醫機率現象，在重新估計後，結果顯示醫療使用（包括醫院和診所）機率在 2005 年七月後有下降，顯示部分負擔調整，可能提高醫療費用支出，進而降低整體醫療使用機率，但在醫院使用機率仍為正值，顯示使用醫院機率在部分負擔調整後為增加，但幅度較小。這個估計結果（見表 9 和表 10），顯示整體醫療機率（特別是診所）並沒有受到「Capacity constraint」的影

新，而且參考資料在期中報告時已經給過了。

三、 針對研究主要結果部份

(一)該研究最為重要的結論為：當部分負擔政策非比例性的調整後，民眾西醫門診就診機率將提高，而就診次數將下降。若將研究樣本區分為診所、醫院，以及地區醫院以上等單位時，其結論相同。

(二)本計畫研究者，宣稱此估計結果具有強韌度，且可能的原因為，醫療院所可能存在之「Capacity constraint」，因此當部分負擔調整後，雖然讓原先就診民眾比例下降，但是由於空出規模的空間可以容納原先等待後等的名單，進而整體就醫機率仍舊提高，但就醫次數相對下降。

(三)本報告的估計結果是否具有強韌度仍有許多爭辯的空間，詳見下一節針對實證模型與實證結果部分的說明。

(四)在實證模型沒有問題的前提下，「Capacity constraint」的解釋仍有其邏輯上的問題，一般而言，部份地區的區域醫院以上的醫療機構可能存在規模限制。但是，診所與地區醫院會持續性的保有規模限制則說服力相對較低。依照計畫研究者所呈現的實證結果，隱含全體消費者均共同在等待，無論是診所或是醫院所空出的規模空間以進行就診，實在值得考量。

(五)如果「Capacity constraint」作為本研究主要結果的解釋理論，其重要性應該用更多的篇幅來解釋、描述、或引用其他文獻來佐證。而且「Capacity constraint」隱含醫療行為是由醫療供給端而非醫療需求端所主導，這又與作者強調Moral hazard的初衷有所違背，因為後者隱含醫療行為是由醫療需求端而非醫療供給端所主導。

(六)本研究的另一重要結論「部分負擔制度的改變可以減少門診利用」的結論，亦與台灣地區部分負擔與醫療利用的文獻有所差異。近期的文獻可以參考Chen, LC., Schafheutle, E., and

響，應侷限在醫院間。

(五)在市場中，特別是醫療市場中，所有結果均同時受到供給者和消費者行為影響，但這應不會影響本報告對部分負擔政策效果的分析。

本報告的主要目的在於分析部分負擔的政策效果，而非政策效果的影響管道。我們在結論中猜測「Capacity Constraint」可能是一個原因導致估計結果，但是否能夠完整解釋估計結果，還需要進一步分析。但基於評審的建議，在結論中我們納入相關文獻。

(六)和Chen, LC., Schafheutle, E., and Noyce, P. (2009) 相較，本報告使用difference-in-difference (DID)的分析方法。由估計結果可知，DID的估計結果，和採政策前後變動的一般迴歸分析，在先天上就有不同可能。

四、 針對實證模型部分

(一)謝謝評審建議，在DID估計中納入群集效果。

(二)在納入原先刪除沒有醫療利用樣本後，估計結果已經和評審所預期一致，亦即部分負擔調整的確降低整體醫療利用比例。

Noyce, P. (2009) "The impact of nonreferral outpatient co-payment on medical care utilization and expenditure in Taiwan, Research in Social and Administrative Pharmacy, 5, pp. 211-224.

四、 針對實證模型部分

(一)探就本研究的實證結果與預期中結論有所差異的原因，可能在於執行差異中的差異法(DID)搭配數種迴歸分析模型進行資料分析時，當使用差異中的差異法(DID)時，必須考量造成政策介入變數估計係數的標準誤有向下偏誤的兩個計量問題：第一、樣本資料群集所造成的偏誤；第二、使用長期的時間數列資料所造成的自我相關偏誤。詳見 Hansen, C.B. (2007)

"Generalized least squares inference in panel and multilevel models with serial correlation and fixed effects," Journal of Econometrics, 140, pp. 670-694.的討論。

(二)當本計畫的研究者使用多年期資料，並將各個年齡組別以固定效果納入差異中的差異法(DID)的模型中時，吾人可以了解研究的作者似乎並未將此兩個重要議題納入實證模型中。所以，政策介入變數估計將會顯著的實證結果將是可以預期的，此意味著部分負擔制度的改變可以減少門診利用的結論應是可以看到的，我們高度懷疑此結果乃是計量方法操作不當所致，並非實際醫療市場的現況。解決的方法，應依照 Hansen(2007)的架構，將期末報告書 40 頁中之方程式(7)改寫為多層次的迴歸架構，控制不同年份與不同實驗組以及對照組之間所造成的差異並對自我相關所造成的估計偏誤進行矯正，才能得到所謂強韌的估計結果。

五、 針對實證結果部分

(一)在第五章政策效果之趨勢模型估計結果的解釋，應該再加考慮琢磨。依照本研究的實證模型的設定(從頁 53 之附註 23 得知)，趨勢模型為差異中

五、 針對實證結果部分

(一)本報告使用 difference-in-difference (DID)的分析方法。但為了瞭解採用這個估計方式，和僅採政策前後變動的一般迴歸分析差異，報告中將兩組估計結果(表 7 和表 8, 表 9 和 10 兩組)並列，以瞭解這兩個模型的差距。結果顯示 DID 的估計結果，和一般迴歸分析的估計結果，存在相當差別。

(二)本報告使用國衛院發行的 2005 年百萬人醫療利用資料進行分析，樣本數相當龐大，若全部採用非線性模型，會耗用相當時間估計模型。為了節省估計時間，報告中以線性機率模型為主進行分析。但為了降低評審疑慮，在模型敏感性分析(見表 14)有增列計次二部模型(二元機率模型 (LOGIT) 加上截斷負二項分配 (NEGATIVE BINOMIAL) 模型來確定估計結果是否正確。

(三)-(四)如前所述，本報告由於樣本數目龐大，故以線性機率模型，加以 DID 模型為主要分析工具。但為了瞭解估計結果對不同樣本、模型設定敏感性，報告中另以

- (1) 控制更多年齡分組
- (2) 計次二部模型(二元機率模型 (LOGIT) 加上截斷負二項分配

的差異(DID)模型的縮減式。如果差異中的差異(DID)模型為正確模型，則趨勢模型為一個遺漏重要變數的回歸模型，其估計結果將產生偏誤。吾人無法得知哪一個模型對資料配適較佳，因為期末報告書中並未將所有估計係數列出，並提供相關的統計量或檢定結果。可以預期以差異中的差異(DID)模型應有較佳的配適度，建議以差異中的差異(DID)模型進行趨勢分析即可。

(二)計畫研究者在從頁 53 之附註 23 中提到，使用線性機率模型估計就醫機率。計量經濟文獻中，對線性機率模型的批評頗多，例如變異數不均以及機率的估計直落於[0,1]區間之外等，應使用 Logit 或 Probit 模型估計就醫機率才為正確之方式。作者使用線性機率模型可能是以半年或一年的期間為計算基準，將醫療利用的發生與否的比例進行回歸分析，其實 Logit 或 Probit 模型是可以就比率資料進行估計的，詳見一般計量經濟學教科書。

(三)報告中無法得知計次二部模型(二元機率模型加上截斷負二項分配模型)的正確性，建議研究者針對二部模型的模型選擇進行檢定，檢定的過程請參閱 Mullahy, J.(1986).”

Specification and testing of some modified count data models,” Journal of Econometrics, 33, pp. 341-365.之研究。

(四)因為醫療利用為計次資料，相較 OLS 型態的差異中的差異(DID)模型，計次二部模型(二元機率模型加上截斷負二項分配模型)應較能真實表達資料的配適。若以傾向配對法的所篩選出資料進行差異中的差異計的次二部模型應最能適當表達部分負擔政策變動對醫療利用的影響。很遺憾的是，期末報告書中並未列出以傾向配對法的所篩選出資料後，進行計次二部模型(負二項模型的估計的部份)的

(Truncated Negative Binomial)

(3) PSM 配對

這三種方式來進行敏感性分析，不論是哪一種方式，估計結果均沒有太大改變。由於這些估計均相當耗時，有的估計甚至要數天才能完成。特別是計次二部模型甚至需要降低樣本數，估計才能夠有效進行。這些敏感性分析應足夠回應評審疑慮。

(五)謝謝評審建議。在非線性模型中，邊際效果的確需要另外計算，特別是在非線性的 DID 模型中，邊際機率計算更是複雜。我們將 DID+LOGIT 的邊際機率列於圖 1-6。

(六)我們根據評審建議，將原先 2005 年前後一年中中沒有任何醫療紀錄的樣本，以 2000 到 2004 年間醫療利用紀錄，來界定其居住地區，並將這群樣本重新納入分析。誠如評審人所言，刪除這群樣本有高估就醫機率現象，在重新估計後，結果顯示醫療使用(包括醫院和診所)機率在 2005 年七月後有下降，顯示部分負擔調整，可能提高醫療費用支出，進而降低整體醫療使用機率，但在醫院使用機率仍為正值，顯示使用醫院機率在部分負擔調整後為增加，但幅度較小。

(七)目前各院所的掛號費用應該沒有太大的差距(100-150 元)，這些相同掛號費在不同選擇中會納入常數項，無法在巢式邏輯特模型被認定。況且健保資料中沒有紀錄掛號費，要納入有實際困難。

(八)就我們理解，基層診所和地區醫院在等待時間上還是存在相當差別，另外，病患可能會因疾病嚴重程度選擇醫院和診所，這是我們採用這項分類的原因。

在第二點上我們不了解評審建議，根據 Cameron and Trivedi(2006)，IIA 問題在

| | |
|---|---|
| <p>分析結果。建議計畫研究者應將此部份補上，以求報告的完整性。</p> <p>(五)作者對於部分負擔制度的改變可以減少門診利用的結論應加以考量。請勿將二部模型中的次數迴歸模型之政策介入估計係數為負號就妄下此結論。值得注意的是，本計劃的就醫機率迴歸模型之政策介入估計係數為正號。部分負擔制度的改變是否可以減少門診利用是應考量就醫機率與就醫次數的邊際效果才能決定，建議計畫研究者應將邊際效果的估計補上，以求報告結論的正確性。</p> <p>(六)本計劃將 2005 年 7 月前後 18 個月沒有任何醫療紀錄的樣本排除，將造成就醫機率高估的現象，吾人不知此是否造成政策介入變數對所有就醫機率有正向的原因，建議研究者應將此樣本加入分析藉以排除樣本刪除所造成的估計差異。</p> <p>(七)在巢式邏輯特模型估計結果的部份。因為多數的巢式邏輯特模型的研究變數均會包括選擇項目的特性變數。在四個醫療層級的選擇項目特性變數中，至少四個層級的掛號費是可以被認定的。沒有包括選擇項目特性變數的巢式邏輯特模型實在非常少見(建議作者提供相關文獻以茲參考)。本研究所採行的巢式邏輯特模型將是遺漏重要變數的迴歸模型，其估計結果將產生嚴重偏誤。</p> <p>(八)另外，在巢層的認定上似乎有所問題。一般而言，消費者並無法區分區域醫院或醫學中心之門診的不同(等待時間均很久)。而消費者對地區醫院與基層診所門診的鑑別度亦很低(等待時間較短，不用約診)，似乎將地區醫院與基層診所放置於同一巢層為另一選擇。因為本計畫並未列出 IIA 的檢定結果，我們不知本計劃所設定之巢層選擇對資料的配適度。建議研究者應將 IIA 檢定結果列出，並比較其他巢層設定的估計結果。</p> | <p>一般的 Multinomial Logit Model 以及 Conditional Logit Model 會有所謂的 Independence of Irrelevant Alternatives 假設。而由於此一假設往往在現實的資料或分析的議題中不成立，因此乃成為此二類估計模型的弱點。而其中一個解決的辦法，根據 Cameron and Trivedi (2006) 即使改用 Nested Logit 模型進行估計。</p> <p>IIA 假設，從估計上來講，指的是估計式中的選項 (alternatives)，其誤差項彼此無關，因此在 IIA 假設下的估計模型，其實即是假設所有選項之誤差項 (ε) 彼此無關，亦即 $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ for all alternative i and j 下進行的。但是 Nested Logit 模型則是允許在同一組別下的 $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j)$ 可以不為零。置言之，Nested Logit 在某些程度上允許了選項之間的相關，從而將原先需要假設 IIA 假設的模型於已突破。而 Cameron and Trivedi(2009)更指出，原先的 Multinomial Logit model 以及 conditional logit model 其實只是 Nested logit 的一個極端情形與特例，一個需要 IIA 假設的極端情形與特例。</p> |
| <p>丙審查委員意見</p> | |

| | |
|--|---|
| <p>一、綜觀國外文獻發現，部分負擔的調高雖然可能導致就醫次數的減少，但卻也容易造成未來疾病惡化與緊急照護狀況的增加，使得實際上的總醫療支出甚至更為擴大，可否就此觀點深入評估部分負擔調整對我國健保財務的實際影響狀況。</p> <p>二、根據研究結果，部分負擔的政策效果仍舊存在一定的政策效果(部分負擔對就醫機率包括醫院及區域以上就醫產生提高的現象，對就醫次數產生負向的衝擊)，只是其效果並非直接門診使用率之改變，而在於不同病患之就醫機會之改變。此是否與病患就醫場所選擇之變化及病患疾病類別有關，值得進一步探討。</p> <p>三、有關結論建議部分負擔的調整機制應當採用非線性型態，以不同鄉鎮市區之醫院密集度進行區分，當初依醫療院所層級收取部分負擔費用，係考量使用公平性，且倘以「醫院密集度」作為區分，是否有適用上之困難，例如密集度的區分標準(醫院家數該如何認定)，請針對此區分標準做進一步之探討及建議。</p> <p>四、為分析部分負擔的改變在醫療費用上的影響，及有關論病例計酬或論質計酬等支付制度的施行，對於醫療品質的影響等，本局已提供相關資料供參，此部分之分析請於成果報告中提出。</p> | <p>一、謝謝評審的意見，的確部分負擔的調高雖然可能導致就醫次數的減少，但卻也容易造成未來疾病惡化與緊急照護狀況的增加。根據估計結果，急診的就醫機率的確在部分負擔調整後有提高現象，但這種影響應該是長期的，2005年7月部分負擔調整至今僅三年，現有資料很難做完整評估。</p> <p>二、相較於現有文獻，本報告是第一個較完整說明部分負擔調整後的政策效果，至於病患就醫場所選擇變化及病患疾病類別有關，的確需要進一步探討，但由於報告已經超過一百二十頁，在這次報告中無法討論這個方面。</p> <p>三、由於部分負擔調整隨醫院層級而有不同，本報告發現居住地區是否鄰近醫院，確會受到不同政策效果衝擊。但由於醫院多位於都市，考慮公平性還需結合不同城鎮居民所得水準，交通狀況，才能有比較全面考量。也因為如此，要考慮政策在不同地區的衝擊，討論公平性，還需要結合更多資料，才能進一步的分析。</p> <p>四、期末報告修正稿中已納入新增資料分析。相關分析見 5.6 論例計酬分析。</p> |
|--|---|