

行政院國家科學委員會補助專題研究計畫 成果報告
 期中進度報告

我國全民健康保險部分負擔政策對民眾就醫層級選擇之
影響

The Impact of the Copayment Policy on the Choice of Health
Care Providers under Taiwan's National Health Insurance
System

計畫類別： 個別型計畫 整合型計畫

計畫編號：NSC-96-2415-H-001-SSS

執行期間：九十六年八月一日至九十七年七月三十一日

計畫主持人：陳文意

共同主持人：林我崇、周美伶

計畫參與人員：張宴豪、張佳琪

成果報告類型(依經費核定清單規定繳交)： 精簡報告 完整報告

本成果報告包括以下應繳交之附件：

赴國外出差或研習心得報告一份

赴大陸地區出差或研習心得報告一份

出席國際學術會議心得報告及發表之論文各一份

國際合作研究計畫國外研究報告書一份

處理方式：除產學合作研究計畫、提升產業技術及人才培育研究計
畫、列管計畫及下列情形者外，得立即公開查詢

涉及專利或其他智慧財產權， 一年 二年後可公開查詢

執行單位：南開技術學院

中 華 民 國 九 十 七 年 七 月 三 十 一 日

目錄

| | |
|------------------------------|-----------|
| 中文摘要..... | 2 |
| 英文摘要..... | 3 |
| 壹、研究計畫之背景、目的、重要性..... | 4 |
| 貳、文獻回顧..... | 6 |
| 一、國內醫療服務選擇文獻..... | 6 |
| 二、國內就醫層級選擇文獻..... | 8 |
| 三、部分負擔政策模擬的研究..... | 9 |
| 四、國外的研究..... | 10 |
| 參、研究方法..... | 11 |
| 一、研究內容與設計重點..... | 11 |
| 二、計量模型的選定..... | 12 |
| 三、實證模型的設定..... | 13 |
| 四、政策模擬..... | 15 |
| 肆、研究變項與資料來源..... | 16 |
| 伍、實證結果..... | 21 |
| 一、多項式羅輯特模型估計結果..... | 21 |
| 二、價格累退效果及價格排擠效果..... | 22 |
| 三、全民健保最高願付金額模擬..... | 26 |
| 陸、結論..... | 32 |
| 一、實證結果摘要..... | 32 |
| 二、研究限制..... | 35 |
| 參考文獻..... | 36 |
| 一、英文部分..... | 36 |
| 二、中文部分..... | 38 |
| 附錄..... | 40 |

摘要

本研究的目的是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。我們利用多項式羅輯特模型來估計消費者各醫療層級的需求並分析其影響因素。我們的實證結果發現，價格與所得為影響消費者醫療層級選擇的重要因素。我們發現無論在哪一個醫療層級下，低所得者的自身價格彈性(絕對值)與交叉彈性永遠大於高所得者的自身價格彈性。我們的結果驗證了實施部分負擔的價格(價格排擠)累退效果。

此外，本研究設定三種不同的部分負擔政策(『保大不保小』、『保小不保大』、『民眾全額自費』)進行消費者最高願付金額(Willingness to pay)之政策模擬。我們的研究結果發現，每人每月最高願付 NT\$201.12 元，每戶每月最高願付 NT\$939.60 元，以維持現行『全額給付』之全民健保制度，若我們將此二最高金額轉換為最高願付稅率，則其家戶稅率約為 3.89%。此稅率與健保局所提倡之二代健保保費費率區間(約為 2.5%-4%)一致。就『保大不保小』之全民健保制度下，每人每月最高願付 NT\$150.05 元，每戶每月最高願付 NT\$666.12 元(合計家戶稅率為 1.92%)來施行『保大不保小』之健保制度。就『保小不保大』之全民健保制度下，每人每月最高願付 NT\$82.80 元，每戶每月最高願付 NT\$414.34 元(合計家戶稅率為 1.68%)以施行『保小不保大』之健保制度。

若考慮不同所得族群之最高願付金額及最高願付稅率之差異，本研究發現『保大不保小』制度所造成高所得族群財務參與減損率將高於低所得族群之財務參與減損率，但實施『保小不保大』制度所造成低所得族群財務參與減損率將高於高所得族群之財務參與減損率。此外，相較於實施『保小不保大』制度，實施『保大不保小』制度對民眾參與健保制度的財務減損較小，並且較有效率(『保大不保小』醫療費用節省率--45%高於財務減損率--26%~30%)。本研究提供了政府將現行『全額給付』之全民健保制度轉變為『部份給付』政策(『保小不保大』或『保大不保小』之消費者參與全民健保減損率的實證資訊。

關鍵詞：部分負擔政策；累退效果；價格排擠效果；最高願付價格。

ABSTRACT

The purpose of this study is to explore the impact of co-payment policy on the choice of health care providers under Taiwan's National Health Insurance (NHI). To this end, we utilize the multinomial logit model to estimate the discrete choice demand for health care under Taiwan's NHI. We find that price and income are important determinants influencing consumer choice of health care providers. In addition, price elasticities (in absolute values) and cross elasticities in the low income group are much higher than those in the high income group. Our results show the regressive effect of implementing the co-payment policy under Taiwan's NHI.

Moreover, three co-payment policies, including the catastrophic insurance policy (only hospital care is covered), the under insurance policy (only clinic care is covered), and the case of no NHI (full price is imposed on consumers) are used to simulate the willingness to pay (WTP) value for the catastrophic insurance policy (CIP), the under insurance policy (UIP) and the universal coverage policy (UCP, current NHI policy). Our simulated results show that the WTP values for the UCP are NT\$201.12 and NT\$939.60 per month for individual level and household level, respectively, equivalent to 3.89% tax rate of monthly household income. The figure 3.89% is consistent with the range of new premium rates of the 2nd generation NHI policy. The WTP values for the CIP (UIP) are NT\$150.05 (NT\$82.80) and NT\$666.12 (NT\$414.34) per month for individual level and household level, respectively, equivalent to 1.92% (1.68%) tax rate of monthly household income.

Considering the different WTP values for different income groups, we find that the reduction of WTP values from the UCP to the CIP (UIP) in the high income group is much higher (lower) than that in the low income group. In addition, our results show that the CIP is more efficient than the UIP in the sense that the expenditure saving due to implementing CIP is 45% which is much higher than the decreasing rate of WTP values from the UCP to the CIP (26%~30%). The empirical results from this study provide an important reference for the future health care reform under Taiwan's NHI.

Keywords: Co-payment Policy; Regressive Effect; Pricing-Out Effect ; Willingness to Pay

壹、研究計畫之背景、目的、重要性

我國全民健康保險制度（以下簡稱全民健保）自 1995 年實施以來，財務收支的平衡為其重要的政策目標。從 1995 年至 2004 年止，我國全民健保支出成長率約為 5.9%，遠超過其保費收入成長率（約為 4.8%，Bureau of National Health Insurance, 2005）。因為人口老化及新醫療科技所帶來的醫療成本上漲往往高於經濟成長所帶來的保費收入成長，吾人可以預期全民健保財務赤字的趨勢。因此，我國全民健康保險法賦予主管機關得以浮動保費調整機制來解決其財政赤字問題。然而，由於民眾自主意識與在野勢力的高漲，健保保費的浮動保費調整機制幾乎蕩然無存。此外，全民健保保費自我國全民健保制度實施十年來，僅於 2002 年調整一次，致使中央健康保險局（以下簡稱健保局）不得不以調高民眾部分負擔金額來改變民眾就醫習慣，進而降低我國醫療費用的支出。這樣的政策意涵在每一次修改部分負擔政策中均可看出端倪。

以 2005 年七月十五日所實施的新版門診部分負擔政策為例，健保局實施一個差別取價機制，若民眾選擇由基層診所就診，進而轉診至醫院就醫，則負擔較低的部分負擔金額。反之，若民眾選擇直接至大醫院就診，則負擔較高的部分負擔金額。因為健保局支付醫院門診費用約為其支付診所門診費用的 2~4 倍（行政院衛生署, 2005），中央健康保險局企圖藉由價格機能來抑制民眾於醫院就醫的頻率，並改變民眾就醫的選擇（先由小診所就醫），進而降低全民健保財務壓力的動機非常明顯。根據健保局 2006 年所公佈的全民健康保險簡介專刊，我國全民健保之門診部分負擔政策（以下簡稱部分負擔政策）從 1995 年至 2004 年止，歷經八次改變（Bureau of National Health Insurance, 2006）。就平均而言，健保局幾乎每隔一年必定修改其所實施之部分負擔政策。然而，在同時期，我國民眾平均每人每年門診就醫次數，卻由 13 次些微上升至 15 次（Bureau of National Health Insurance, 2004；Chen, 2006）。頻繁的修正部分負擔政策以及平均每人每年門診就醫次數的些微上升，吾人可質疑部分負擔所隱含的價格機能是否有效改變民眾就醫習慣，進而減少全民健保的財務問題？即使我們假設部分負擔能有效改變民眾就醫習慣，在制定部分負擔政策前，仍有幾個重要的問題必須列入考量：第一、

有多少比例的民眾會因為醫院門診的部分負擔金額較高而轉向診所就醫?第二、部分負擔隱含的價格機能是否會產生所謂的所得累退效果(Regressive Effect)?如果所得累退效果存在,則低所得者比較容易受到部分負擔所產生的價格排擠效果(Pricing-out Effect)影響,進而選擇在家自行療護(如到藥房自購藥品或求助名俗(間)療法等)。將貧病者排除在全民健保醫療體系外,這樣的政策是否合乎公平正義的原則?第三、調高部分負擔所造成的社會福利減損為多少?其金額是否低於民眾減少使用醫療服務所節省的收益?為了一窺上述問題的全貌並提供政府有關當局制定部分負擔政策的參考依據,本計畫嘗試以部分負擔政策對民眾門診就醫層級選擇之影響為題,設定三種不同的部分負擔的政策議題,分別為:(1)保大不保小(全民健保只給付醫院診療)、(2)保小不保大(全民健保只給付診所診療)以及(3)民眾全額自費(健保體制不復存在,亦即模擬健保破產的情形),進行價格排擠效果以及社會福利效果的政策模擬。

自全民健保開辦以來,門診費用約佔全民健保總費用的65%-70%之間(行政院衛生署,2005)。因此,本計畫將著重於門診醫療需求面的探討。另外,本計畫所稱所稱價格排擠效果,定義為當各醫療層級部份負擔增加,使得各醫療層級醫療價格變動造成消費者由專業醫療照護轉向在家自行療護的需求變動。全民健保為一強制保險,其設立宗旨在於提供台灣全體人民完善的醫療照護。國際衛生組織(World Health Organization, WHO)亦明確定義醫療照護為人類之基本人權,政府應保障人民基本人權的行使。然而,部分負擔政策所產生的價格排擠效果,可能迫使人民離開或阻止進入全民健保的醫療服務系統。若價格排擠效果過大,部分負擔政策不但違反全民健保設立的宗旨,且與國際衛生組織所提倡保障醫療照護基本人權的論述有所衝突。所以,價格排擠效果的量化估計,實為政府制定部分負擔政策時的重要議題。

再者,本計畫使用消費者補償變量(Compensating Variation, CV)來衡量部分負擔政策改變造成社會福利的變動。其定義為:在政策改變後,消費者向政府要求恢復政策改變前之同樣效用水準的補償金額。補償變量為消費者最高願付價格(Willingness To Pay)的概念(Gertler et al, 1990)。全民健保最高願付價格的模擬估算,實為政府制訂全

民健保保費政策的重要議題。本計畫的研究成果可以評估第二代健保保費制定的合理性。

綜合上述，本研究的重點在於不是以假設檢驗(Hypothesis Testing)為主要目標，而是著重於實證模型的數量模擬解釋(Quantitative Interpretation)，並歸納出制定部份負擔政策比較需要的實證訊息(evidence-informing)。本研究的重點將不同於台灣過去在民眾就醫層級選擇相關領域的研究。

貳、文獻回顧

一、國內醫療服務選擇文獻

在我國全民健保制度尚未實施以前，國內的醫療院所層級的劃分較不明確。所以，絕大多數的文獻都著重在探討病患醫療服務選擇的影響因素。如康健壽等人(1993)研究中醫門診病人選擇不同醫院型式之影響因素。該文於 1989 年 8 月至 10 月之間，對全省有開辦勞保的 13 家教學醫院，以地點配對選取最鄰近的中醫診所 13 家，共 26 家醫院診所的中醫門診病人，進行多變項對數迴歸分析。結果顯示：年齡、保險的有無、初複診別、一般健康狀況、疾病嚴重度與肌肉骨略神經系統疾病等變數對求診醫院型式的機率有顯著的相關。而年齡愈老、無醫療保險者、初診病人，一般健康狀況穩定者、疾病程度較嚴重或非肌肉骨略神經系統疾病的患者，求診教學醫院中醫部的比例，顯著高於求診一般中醫診所。

另外，侯毓昌(1995)為了探討中醫門診病人選擇醫療院所的因素為何，針對台中市七家中醫醫院之門診病人進行分析。其結果顯示，中醫門診病人選擇醫院之考慮因素最重要的前五名為：醫師之醫德、醫師之醫術、醫師之服務態度、醫師以外之醫療輔助人員服務態度和醫院整體名聲。另外，作者以複迴歸分析發現醫院特性、教育程度、醫師與醫院之印象因素、他人之推薦因素則為影響醫療滿意度四個最主要的影響因子。而王乃弘(1999)利用分析層級程序法分析中部海線六鄉鎮民眾就醫選擇要素。結果發現：醫德醫術及醫療儀器是民眾就醫時之決定性選擇要素。此外，陳秋瑩等人(1999)

以台灣地區民眾為研究對象，利用分層三段等機率抽樣，以結構性問卷為研究工具，探討民眾使用中西醫醫療服務之情形。其實證結果發現：以就醫地點而言，使用人數最多者為私人診所，其次為公立醫院，最少則是至青草店買藥。而求醫偏好、有無固定看病之中醫師以及自述一個月內是否生病才是影響民眾利用中醫門診服務之主因。

石滄生、羅紀瓊(2000)為了瞭解牙科病患健保門診就醫選擇狀況，以結合了牙科病患民國 85 年的所得及醫療利用的資料，探討醫院與診所健保病患的差異性。文中以二元邏輯模型(binary logit model)進行實證分析，結果發現女性傾向在診所就醫；所得較高者則傾向於在醫院就醫；而就醫時的預期自付醫療費用越高，越不選擇在診所就診；醫院家數較多的地區，病患在醫院就診的機率越大。而時間彈性較大的中高薪受雇者傾向在醫院就醫；時間彈性相對較低的農漁民及低薪受雇者較傾向在診所就醫。另外，在控制了病患的所得、預期自付價格及就醫當地醫療供給數量的影響後，牙科病患同時患有重大傷病、糖尿病、心臟病及腦血管疾病者在醫院就診的機率顯著較高。陳依琪(2001)以「民國八十五年台灣地區全民健康保險滿意度調查」之對象為基礎，加入受訪者居住所在地方之可近性供給變數，如醫師數、醫院床數等。此外，為了解實際醫療使用情況，也加入了西醫門診之就診次數、就診費用及住院天數、醫療費用等。利用負二項迴歸模型(negative binominal regression)及羅吉斯迴歸模型(logistic regression)，進行實證分析，其結果發現：年齡、性別、婚姻狀況、教育程度、醫療信念等傾向因素以及家戶所得、固定就醫地點及居住地區等能力因素皆顯著地影響民眾的就醫選擇。

最後，葉堯進(2003)利用問卷資料，搭配多項式羅輯特模型(multinomial logit model)針對民眾選擇西醫、中醫、民俗療法或自行買藥等的求醫行為進行實證分析。結果發現，女性在就醫的選擇上，無論何種情況皆相對於男性選擇中醫的機率較高；未加入健保的民眾在生病時，選擇到藥局或是接受民俗療法的機率較高；受過教育的民眾相對於未受教育者，在感冒時選擇中醫的機率較高，而慢性病患者則是選擇西醫的機率較高。

二、國內就醫層級選擇文獻

國內對於醫療層級選擇的相關研究多半針對我國全民健保制度下，民眾就醫層級選擇因素之探討。如許惠媚(1995)以台北市士林、北投兩區中，經醫院評鑑之各級醫療院所的內科門診病患為研究對象，探討全民健保後內科門診病患選擇就醫層級的變化。其研究結果顯示：距離遠近、醫師醫術、固定醫師、醫院人員服務態度及醫院設備為民眾選擇醫院首要考慮之因素。其中醫師醫術好、醫院人員服務好、及一向固定醫師看診是四個層級病患共同的訴求，而大醫院除醫師醫術好外，還以醫院設備較好吸引病患，至於其他層級則是距離因素較佔優勢。另外在選擇各層級就醫的人口特質則略不同，以六十歲以上人口的慢性病患較傾向於選擇醫學中心，至於收入與教育程度方面，則沒有差異。

另外，錢梅芳(1997)為了探討影響民眾選擇西醫門診就醫層級的因素以及全民健保實施後對民眾選擇西醫層級的影響，以1994年國民健康檢查的資料進行分析，並在1996年針對1994國民健康調查的部份樣本作更進一步地追查。研究結果顯示教育越高、具保險身分、自覺健康狀況愈差、有慢性病且需服藥，會使民眾傾向於前往醫院就診。在全民健保實施後，男性、無工作、健康狀況較差、交通時間較長、等候時間較長者會傾向由診所改往醫院就診。然而作者只將醫療院所分成醫院與診所兩個層級，若能再細分為醫學中心、區域醫院、地區醫院以及基層診所四個層級，其分析更能貼近我國的全民健保體系。

劉彩卿與吳佩環(2001)針對1,187位小兒科門診患者的就醫資料，探討影響其至不同層級醫療院所之因素。作者將醫療院所分為醫學中心、區域醫院、地區醫院、診所四個層級。實證模型採用多項式羅輯特模型(Multinomial Logit Model)。實證結果發現：病兒健康狀況較差或是疾病嚴重程度較高者，就醫層級越高；該醫療層級的金錢成本越高和就醫距離越遠，民眾越不會前往該層級看病；生病時曾自行到藥房買藥者，前往醫學中心的機率較低；陪伴者年齡越高，前往醫學中心機率則較高。

江君毅等人(2002)探討影響民眾選擇就醫層級的因素。以台北都會區年滿十七

歲以上的中華民國國民為對象，利用巢式羅輯特模型 (Nested Multinomial Logit Model) 進行實證分析。作者將選項分巢方式區分為三種：(1)醫學中心與區域醫院同巢，且地區醫院和診所同巢；(2)醫學中心、區域醫院和地區醫院同巢，診所獨自一組；(3)醫學中心和區域醫院同巢，地區醫院和診所各自為一組。其實證結果發現：部分負擔影響效果顯著且符號為負。就醫距離越長、就醫可近性越差，民眾越不願前往該醫療層級就診。民眾健康狀況越差，越希望接受完善且先進的治療，對大醫院的需求較高；會到藥局看病之民眾，較不願前往大醫院就診；年齡越高、身體機能的衰退並未提高民眾前往大醫院的意願；高所得的民眾願意負擔昂貴醫療費用去接受大醫院完善的治療；教育程度較高的民眾較不會迷信大醫院。

陳欽賢等人 (2005) 利用問卷調查的資料，挑選 18 歲以上曾經因感冒與慢性病就醫的樣本，搭配多項式羅輯特模型 (Multinomial Logit Model) 進行實證分析。研究結果發現，研究結果發現，民眾在罹患小病時，並不一定愛上大醫院。但上大醫院者確實有部分是因為健康狀況不好。另外，在其他個人特性變數方面，教育程度越高，到大型醫療院所就醫的機率較高。在全民健保實施後，去除了消費者就醫的財務障礙，使得所得對於就醫層級的選擇不具有顯著的影響力。此外，就醫可近性可能是民眾選擇就醫層級的主要影響因素。

三、部分負擔政策模擬的研究

由於我國全民健保制度將醫療層級化分為四個層級：一般診所、地區醫院、區域醫院及醫學中心，並且賦予消費者不同的部分負擔金額。基於上述的就醫選擇及就醫層級選擇之文獻回顧。至今，台灣尚缺乏針對不同的部分負擔政策，對四個醫療層級需求影響的政策模擬研究。雖有部分學者，就我國全民健保制度下，針對影響民眾就醫層級選擇的相關因素進行相當程度的探討。然而，絕大多數的研究若不是無法建構在符合消費者效用理論的基本假設下進行分析，就是分析結果無法作為部分負擔政策之重要參考依據。舉例來說，陳欽賢等人 (2005) 以及劉彩卿與吳佩環 (2001) 兩篇研究使用多項式羅輯特模型 (Multinomial Logit Model)，就我國全民健保制度下，

針對影響民眾就醫層級選擇的相關因素進行探討。然而，前項研究並無將價格變數納入其實證模型，而後者准許價格與所得估計係數在消費者選項間有所差異，隱含其使用的效用函數違反了消費者偏好理論的遞移性公設 (Transitivity Axiom)，故其實證模型並未符合消費者效用最大的行為假設 (Gertler et al., 1987)。

另外，江君毅等人(2002)使用巢式羅輯特模型 (Nested Multinomial Logit Model) 來分析影響民眾就醫層級選擇的相關因素。該研究指出部分負擔對於消費者各醫療層級的需求有顯著的負相關，意即部分負擔較高的醫療層級其消費者選擇該層級的機率較低。該研究並建議部分負擔可為健保局改變民眾就醫習慣的政策。然而，該研究應用巢式羅輯特模型 (Nested Multinomial Logit Model) 所估計的包含值係數 (Inclusive Variable) 為負值，意味著該文所使用的實證模型，未能符合消費者效用最大的行為假設 (McFadden, 1981)。

除此之外，上述所提及之所有研究，並未將消費者所有可能的選擇項目（如自行在家療護）納入實證模型，其分析架構忽略了增加部分負擔價格所可能引發的價格排擠效果。最後，各層級間的價格彈性的估計並未出現在上述所提及之所有文獻當中，其分析結果亦無法回答有多少比例的民眾，將因為各級醫院的部分負擔金額的提高而轉而向診所求醫，其分析結果，對於部分負擔的政策參考價值相對較小。

四、國外的研究

相較於台灣的研究，由於國情不同，許多歐美國家之醫療服務主要由診所醫師提供，再透過轉診機制幫助病患得到最適當的照護。所以，醫療層級選擇的相關議題較不為國外研究者所重視。國外文獻多數集中在探討影響消費者對於不同醫療服務選擇的因素。舉例來說，Gertler et al. (1987) 使用秘魯的家戶調查資料來探討醫療自付費用 (user-fee) 對消費者醫療服務選擇的影響，並且進行醫療自付費用相關福利效果之政策模擬。過去對於消費者醫療服務選擇的實證研究均假設醫療需求之價格效與所得效果為獨立之關係。Gertler 等人的研究最大的貢獻在於指出這項假設無法符合消費者偏好理論之遞移性公設 (Transitivity Axiom)。所以，過去研究之實證模型並非建構在消

費者效用最大的行為假設下進行分析。以 Gertler 等人研究為基礎，後來消費者醫療服務選擇的文獻可分為以下幾類：第一、部分學者強調消費者非貨幣成本應直接納入消費者的預算限制式中。如此，研究者可就消費者非貨幣成本對其醫療服務選擇的影響進行實證評估(Dor et al.,1987；Gelter and van Gaag.,1990, Puig-Junoy et al.,1998)。第二、部分學者強調醫療品質應直接納入消費者醫療服務的離散選擇需求模型中(Discrete choice demand model)。如此，研究者可評估醫療品質對消費者醫療服務選擇的影響(Mwabu et al.,1993；Hotchkiss,1998；Sahn and Younger, 2003)。第三、部分學者嘗試將離散選擇需求模型以一個可變動的實證函數來表達(flexible model specification)，用此來檢定影響消費者對於不同醫療服務選擇的因素(Dow,1999；McNamra,1999)。最後，許多學者嘗試運用一般化的離散選擇需求模型（如 Multinomial Probit Model 或 Mixed Logit Model）來解除離散選擇需求模型所隱含的無關選擇獨立性假設(Independence of Irrelevant Alternative, IIA assumption)(Akin et al.,1995；Bolduc et al.,1996；Borch,2006)。

綜合上述，國內對於部分負擔政策模擬相關研究闕如。國內對於民眾就醫層級選擇的研究大多無法建構在符合消費者理論的基本假設下進行分析或是其分析內容無法作為部分負擔政策擬定之重要參考依據。國外文獻雖無民眾就醫層級選擇的研究，但其相近之研究(如消費者醫療服務選擇的研究)的質量並俱，並對於醫療自付費用政策模擬之相關議題有深刻的探討。因此，本研究將以國外消費者醫療服務選擇研究為基礎，首次嘗試以離散選擇需求模型，針對我國全民健保之門診部分負擔政策進行政策模擬。本計畫的研究重點涵蓋全民健保消費面管理政策，為一實務與學術結合的研究，其研究之結果將有助於全民健保制度的永續發展。

參、研究方法

一、研究內容與設計重點

不同於其他過去對於台灣過去醫療層級選擇的文獻，本研究的設計不只探討所有自變項（外生變數）對其消費者醫療層級選擇決策的影響，更重要的是計算當部份

負擔（等同於醫療價格）改變，對於消費者福利的變化和不同醫療層級需求變動的估算。本研究的內容分為三部分：第一、利用離散選擇需求模型來估計消費者各醫療層級的需求，並進一步探討影響消費者醫療層級選擇的因素。第二、利用離散選擇需求模型來估計各醫療層級的自身價格彈性以及其各醫療層級間的交叉彈性。並依所得分組，估計不同所得區間各醫療層級的身價格彈性，並用此估計結果分析部分負擔所造成之價格累退效果，以及價格排擠效果。第三、利用離散選擇需求模型來模擬部分負擔所隱含的健保保費政策之最大願付金額(Willingness to pay)。

二、計量模型的選定

本研究必須擇一適當的離散選擇需求模型估計不同層級的醫療需求。過去文獻使用之離散選擇需求模型來估計不同醫療服務的需求約可分為多項式羅輯特模型(Multinomial Logit Model)、巢式羅輯特模型(Nested Multinomial Logit Model)、混合羅輯特模型(Mixed Logit Model)、以及多項式常態機率模型(Multinomial Probit Model)等四種模型。本研究在選擇離散選擇需求模型的決策過程如下：第一、多項式羅輯特模型因受限制於無關選擇的獨立性假設(IIA assumption)，除非資料屬性通過無關選擇的獨立性假設的統計檢定，否則本研究將不予採用。第二、巢式羅輯特模型為多項式羅輯特模型的一般式而且能排除無關選擇的獨立性假設(IIA assumption)。當資料不符合無關選擇的獨立性假設(IIA assumption)時，吾人可考慮以此為實證模型。第三、本研究所涵蓋的消費者醫療層級選擇共有一般診所、區域醫院、地區醫院及醫學中心以及在家自行療護等五項選擇。過去文獻顯示，倘若消費者選擇項目超過三個，運用最大概似法估計多項式常態機率模型將無法得到收斂值。因此，本研究排除此一模型。第三、本研究將估計四個醫療層級之身價格彈性以及其各醫療層級間(含在家自行療養)的交叉彈性。混合羅輯特模型在估計各種彈性時，需處理數個不等的積分收斂值，除非各種彈性估計值能獲得收斂，否則本研究將不予採用此一模型。

三、實證模型的設定

當消費者遭逢疾病時，消費者的面對一個選擇集合包含 $J+1$ 個醫療層級選項。

消費者將從此集中選擇一個醫療層級選項($j \in J+1$)，使得消費者效用最大。根據經濟學效用理論，消費者在其預算限制式與醫療科技的限制式下追求效用極大。一般的線型效用函數無法滿足消費者效用理論，因為線型效用函數隱含著價格獨立於所得變數 (Gertler et al., 1987; Dow, 1999)。為了符合消費者效用理論，我們定義一個包含消費費用二次式的非線型效用函數並使受限於預算及醫療科技的限制式。如下列[1]-[4]式：

$$[1] U_{ij} = \alpha_0 H_{ij} + \alpha_1 C_{ij} + \alpha_2 C_{ij}^2 + \alpha_3 T_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

$$[2] Y_i = C_{ij} + P_{ij}$$

$$[3] H_{ij} = H_{i0} + Q_{ij}$$

$$[4] Q_{ij} = \frac{\beta_{0j}}{\alpha_0} + \frac{\beta_{1j}}{\alpha_0} X_i + \frac{1}{\alpha_0} \tau_{ij}$$

其中， U_{ij} 為消費者 i 選擇醫療層級 j 的效用； ε_{ij} 為消費者偏好所產生的誤差項； C_{ij} 為消費者 i 消費醫療層級 j 所提供醫療服務以外的總費用(消費淨額變數)； T_{ij} 為消費者 i 選擇醫療層級 j 的非貨幣成本(如就醫的交通時間、就醫距離)； Y_i 為消費者 i 之所得； P_{ij} 為為消費者 i 面對醫療層級 j 的價格； H_{ij} 代表消費者 i 的健康生產函數。此一函數為消費者 i 接受治療前的健康狀態(H_{i0}) 加上消費者 i 接受醫療層級 j 治療的醫療品質(Q_{ij}) (亦即健康狀態的改善情形)； X_i 為消費者 i 可觀察的特性(如年齡、性別、健康狀態)； τ_{ij} 為消費者 i 不可觀察的特性(如疾病的複雜程度)對醫療層級 j 的醫療品質的影響。當消費者選擇醫療層級 j 時，意味著 $U_{ij} > U_{ik}$ ， $\forall j \neq k$ 。因此，只有不同選項間的效用差異會影響消費者的決策。因為消費者 i 接受治療前的健康狀態(H_{i0})在各選項間並無差異，我們可以忽略此變數。將[2]-[4]式帶入[1]式，消費者的效用函數變成下列第[5]式，而消費者的間接效用函數如下列第[6]式：

$$[5] U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} + \tau_{ij}$$

$$[6] V_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_i + \alpha_1 (Y_i - P_{ij}) + \alpha_2 (Y_i - P_{ij})^2 + \alpha_3 T_{ij}$$

其中， β_{0j} 、 β_{1j} 、 α_1 、 α_2 、 α_3 為估計參數。

因為台灣全民健保制度將醫療層級化分為四級：地區診所、地區醫院、區域醫院及醫學中心，並且給予民眾自由選擇醫療層級的權利。因此，消費者的選擇集合可定義為 $j \in \{0,1,2,3,4\}$ ；其中， $j=0$ 為家自行療養， $j=1,2,3,4$ 分別對應為地區診所、地區醫院、區域醫院及醫學中心等四個選項。

此外，離散選擇需求模型為一機率模型，估計不同層級的醫療需求實為估計消費者選擇不同醫療層級的機率。若假定第[5]式的兩種隨機殘差項(ε_{ij} 和 τ_{ij})為 Type B 極值機率分配，則各層級的醫療需求為一巢式羅輯特模型(McFadden, 1981)。此模型好處在於避免所謂無關選擇的獨立性假設(即 IIA，隱含著 $\varepsilon_{ij} + \tau_{ij}$ 獨立於不同的消費者及不同的醫療層級)。過去的研究(如江君毅等人，2002)發現 τ_{ij} 與不同的醫療層級具有相關性。因此，使用巢式羅輯特模型正可測試 $\varepsilon_{ij} + \tau_{ij}$ 是否獨立於不同的消費者及不同的醫療層級選項。然而，我們使用 Hausman & McFadden(1984)的方法檢定 IIA 之假設，我們的資料並無法拒絕 IIA 的假設(詳如第肆章—實證分析之內容)。因此，我們採用多項式羅輯特模型(Multinomial Logit Model)進行我們的實證分析。其中，民眾選擇各個醫療層級的機率可表達如下：

$$[7] \pi_{ij} = \frac{\exp(V_{ij})}{\sum_{k=1}^5 \exp(V_{ik})}$$

其中， V_{ik} 's 如第[6]式的定義， $j=0,1,2,3,4$ (自行療護、地區診所、地區醫院、區域醫院、醫學中心)。本文模型的估計採最大概似法估計其回歸係數，其大概似函數表達如下：

$$[8] \ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^{J+1} D_{ij} * \ln \pi_{ij}, \text{ 其中, } D_{ij}=1, \text{ 若消費者 } i \text{ 選擇醫療層級 } j。$$

$$D_{ij}=0, \text{ 其他。}$$

四、政策模擬

本研究政策模擬分為兩大部分：第一、針對價格累退效果以及價格排擠效果進行分析。第二、針對三種不同的部分負擔政策，分別為：(1)保大不保小(健保只給付醫院診療)、(2)保小不保大(健保只給付診所診療)以及(3)民眾全額自費(等同於健保破產時的狀況)等三種政策進行消費者最大願付金額之估算以評估健保的保費政策。因此，本研究首先針對不同所得族群估計不同醫療層級的價格需求彈性以及相對於在家自我療護選項的交叉價格彈性。藉以說明部分負擔政策所造成的價格累退效果以及價格排擠效果。因為不同價格水準下之價格累退效果以及價格排擠效果應有所不同，而弧彈性的計算可以明確的看出不同價格水準下，價格累退效果以及價格排擠效果。所以，我們採用採用 Gertler & Gaag(1990)的弧彈性的方式計算不同醫療層級的價格彈性與交叉彈性，如下式[9]。

$$[9] \quad \xi^{jk} = \frac{(\pi_{ij}^1 - \pi_{ij}^0) / ((\pi_{ij}^1 + \pi_{ij}^0) / 2)}{(P_{ik}^1 - P_{ik}^0) / ((P_{ik}^1 + P_{ik}^0) / 2)}$$

其中，若 $j=k$ ，上式為價格彈性；若 $j \neq k$ ，上式為交叉彈性。

π_{ij}^0 為價格變動前消費者 i 選擇醫療層級 j 的機率。

π_{ij}^1 為價格變動後消費者 i 選擇醫療層級 j 的機率。

P_{ik}^0 為價格變動前消費者 i 選擇醫療層級 k 的價格。

P_{ik}^1 為價格變動後消費者 i 選擇醫療層級 k 的價格。

此外，對於三種不同政策的消費者最大願付金額估算的方式，我們以 Small and Rosen(1981) 所提出之補償變量計算公式為衡量基礎。過去的文獻對於離散選擇需求模型是否能計算出唯一補償變量的數值有所討論(Karlstorm and Morey,2004)。採用 Small and Rosen(1981) 計算公式是基於簡化補償變量在離散選擇需求模型的數學運算。估算不同部份負擔政策所造成補償變量的變動，藉此推估出台灣民眾對全民健保之最高願付價格。設定消費者補償變量(CV_i)，定義如下[10]式：

$$[10] \quad V_{ij}^1(P^1, Z^1, Y_i + CV_i) = V_{ij}^0(P^0, Z^0, Y_i),$$

其中，若政策改變使得價格(P)與其他外在因素(Z)向量由(P^0, Z^0)變動為(P^1, Z^1)。

由 Small and Rosen (1981), 多項式羅輯特模型下的消費者補償變量(CV_i)可由下式(第[11]式)計算之。

$$[11] \quad CV_i = \frac{1}{\lambda} * \left\{ \ln \left(\sum_{j=0}^4 V_{ij}^0 \right) - \ln \left(\sum_{j=0}^4 V_{ij}^1 \right) \right\}$$

其中， λ 為所得邊際效用。

肆、研究變項與資料來源

本研究所有變項的取得，主要來自於家戶訪視的問卷資料。問卷的設計以行政院衛生署於民國九十二年委託美國奧勒岡州立大學公共衛生系紀駿輝教授及中國醫藥大學李卓倫教授所執行之「總額預算支付制度下民眾自付醫療費用的評估」研究計畫的問卷調查表為基礎，針對本研究的需要進行修正。為求將序列的所得資料轉換為計數的所得資料，本研究將使用行政院主計處民國九十五年台灣地區家庭收支調查資料為其基準。使用各級距之家戶所得平均數進行轉換。此轉換方法已普遍被使用於醫療經濟相關文獻 (Manning et al, 1995)。

研究樣本來自中部四縣市家戶(包括台中縣、台中市、彰化縣和南投縣)，以多階段等機率抽戶，戶內抽查為原則，計畫預定訪視 1,500 位 18 歲以上的成年人。訪視的重點於，消費者就醫門診時，對於醫療層級的選擇。抽樣過程採取「抽取率與抽樣單位大小成比率」的抽樣方法(Singleton and Straits, 1999)，分三個階段進行。第一個階段先由這四個縣市抽取樣本的行政鄉、鎮、及區。第二個階段自中選的鄉、鎮、區當中各抽取等量的里。第三階段則自中選的里以隨機抽樣方法來選取等量的戶，作為本研究之樣本。訪視期間為民國九十七年一月至四月止，共 964 人完成訪查，完訪率為 64.27%。依據上述內容，本研究使用之樣本資料為消費者之個體資料。依變數為消費者醫療層級的選擇集合。就台灣全民健保體系而言，當消費者遭遇疾病時，共有五種選項，

分別為：區域診所、區域醫院、地區醫院及醫學中心以及自行療護等五項選擇。自行療護的選項被指定為基準組，用以了解消費者選擇自行療護與專業療護(區域診所、區域醫院、地區醫院及醫學中心)的決定因素。自變數分為兩大類：第一類為消費者醫療選擇的屬性變數。第二類為消費者個人的特性變數。消費者醫療選擇的屬性變數依不同醫療層級的選擇的不同而有所不同。在本研究中，我們總共有三個自變數屬於此類別。前兩個屬性變數為消費淨額和消費淨額的平方項。消費淨額的定義為消費者之所得減掉醫療層級 j 的醫療價格。我們描述所得與價格變數如下：

在原來所蒐集的問卷資料中僅包含四個序列家戶每月所得區間變數資料，其區間分別為，家戶每月所得小於新台幣一萬元，家戶每月所得介於新台幣一萬到三萬，家戶每月所得介於新台幣三萬到五萬，家戶每月所得大於新台幣五萬元。在我們的模型設定中，我們需要家戶所得之連續變數進行模型的估計。因此，我們將家戶每月所得區間序列變數轉換為家戶每月所得計數變數。我們並沒有使用所得區間變數的中點作為家戶每月所得計數變數。原因有二，第一、並非所有的所得區間均是封閉區間。第二、即使所得區間均是封閉區間，所得分配往往並非對稱分配，所以給定所得區間中點值，使所得區間變數成為計數的所得變數並無法反映所得分配的非對稱性。因此，本研究使用行政院主計處 2006 年家庭收支調查之資料(Directorate General of Budget, Accounting and Statistics, 2007)，計算研究問卷各所得區間內之平均家戶每月所得，並以此為連續的家戶每月所得變數。這樣的方式用來處理所得區間變數成為連續的所得變數的方法已經廣泛使用於醫療經濟學之文獻中(如，Manning et al., 1995)。為了滿足我們實證模型設定的預算限制，我們將此連續的所得變數轉換為每人每月平均家戶所得並將此所得依消費者物價指數調整至 2008 年等價之新台幣。

各層級間的價格變數為消費者至該層級的每次門診的自負額(包括部分負擔、掛號費、健保未給付的金額、檢驗費等)；在家自行療護的價格包括藥房自購藥品與民俗(間)療法之費用等。多項式羅輯特模型(Multinomial Logit Model)的分析架構需要消費者所面對所有醫療層級的價格。然而，消費者往往只能對其實際選擇醫療層級的醫療價格，

提供較正確的價格資訊。因此，消費者對其他(實際選擇以外)醫療層級之價格資料須加以判定。本研究採用特徵價格法(Hedonic Price Method, Rosen,1974)並考量樣本選擇性偏誤 (Gertler et al., 1987)來進行消費者其他醫療層級選項價格的判定，其判定方式如下[12]-[13]式(第[12]-[13]式的估計結果詳如附錄表一及附錄表二)。

$$[12] I_{ij}^* = g(PV_i, MV_{ij}) + \mu_{ij}, I = j \Leftrightarrow g(PV_i, MV_{ij}) - g(PV_i, MV_{is}) > \mu_{ij} - \mu_{is}, \forall j = 0,1,2,3,4(j \neq s)$$

$$[13] PH_{ij} = f(PV_i, MV_{ij}, CR_{ij}) + \zeta_{ij}$$

其中，第[12]式為一選擇醫療層級選擇估計式， I 為一指示函數， $I=j$ 意味著消費者選擇醫療層級 j ，我們利用此方程式估計樣本選擇性偏誤矯正項。

第[13]式為特徵價格方程式。我們利用此方程式估計消費者對其他(實際選擇以外)醫療層級之價格。

PH_{ij} 為消費者 i 所面對醫療層級 j 的特徵價格。

PV_i 為消費者 i 的特性，如年齡、所得、性別、教育程度等。

MV_{ij} 為消費者 i 居住地的市場變數，如各層級院所數目，總人口數，醫師人口比，護士人口比，總病床數等。

CR_{ij} 樣本選擇性偏誤矯正項。

ζ_{ij} ， μ_{ij} 為殘差值。

第三個屬性變數為消費者使用各醫療層級的非貨幣成本(包括交通時間與候診時間)。我們發現問卷所收集的資料呈現在地區診所的平均交通時間與等待時間均高於醫學中心的時間，此並不符合台灣的醫療現況。所以，本研究並未使用交通時間與候診時間來衡量各醫療層級的非貨幣成本。取而代之，我們使用消費者居住地各醫療層級的密度(每十萬人口)來間接衡量消費者使用各醫療層級的非貨幣成本(自行療護選項以中西醫藥房數取代)，此資料可由衛生署統計公告資料取得(Department of

Health,2008a)。一般而言，消費者居住地各醫療層級的密度愈大，交通時間與等待時間愈短，使用該醫療層級的非貨幣成本愈小。

至於消費者個人的特性變數，我們的模型包括消費者之健康狀態、年齡、年齡的平方項、性別等變數。消費者之健康狀態以台灣版 SF-36 量表的身體組成(PCS)和心理健康組成(MCS)複合分數為主。台灣版 SF-36 量表已經證實其信度及效度 (Tseng et al., 2003)。PCS 代表生理健康情形；MCS 代表心理健康情形。所有的健康分數均轉換至 0-100 之分數。年齡定義為調查年度減掉出生年份。過去的研究證實年齡對其醫療利用均有凸性的影響(亦即老人與小孩醫療需求較大)，因此年齡的平方項亦加入估計模型中 (Pohlmerier and Ulrich, 1995)。性別是依據男女的生理特徵作為區別。另本研究所使用之所有變數之敘述統計資料如下表一。

如表一所示，大約有 61.31%的樣本最常使用地區診所為其醫療照護之單位，最常使用醫院為其醫療照護之單位之樣本約為 27.07%(地區醫院為 9.02%、區域醫院為 8.302%、醫學中心為 9.75%)，而大約有 11.62%的樣本以自行療護為其醫療照護選擇。各醫療層級每次使用之平均價格依次為最低 NT\$90.04 元(自行療護)、NT\$145.36 元(地區診所)、NT177.54 元(地區醫院)、NT\$386.52 元(區域醫院)到最高 NT\$493 元(醫學中心)。各醫療層級之在受訪者居住地區之密度依次為 235.39 家/每十萬人 (自行療護-中、西醫藥房)、93.70 家/每十萬人(地區診所)、2.28 家/每十萬人(地區醫院)、0.5 家/每十萬人(區域醫院)到最低約為 0.08 家/每十萬人(醫學中心)。平均每人每月家戶所得為 NT\$7,706 元，身體組成 PCS 分數和心理健康組成 MCS 分數的平均得分分別為 53.11 及 46.89。樣本觀察值平均年齡約為 41 歲，其中約 47%為男性，另外 53%為女性。

表一：敘述性統計

| 自變數(Independent Variables) | 層級屬性變數(Attributes for Alternatives) | |
|---|-------------------------------------|----------|
| | 平均數 | 標準差 |
| 自行療護醫療價格 (NT\$; 1US\$=31NT\$) | 90.04 | 38.53 |
| 地區診所醫療價格 (NT\$; 1US\$=31NT\$) | 145.36 | 60.29 |
| 地區醫院醫療價格 Hospitals(NT\$; 1US\$=31NT\$) | 177.54 | 43.41 |
| 區域醫院醫療價格 (NT\$; 1US\$=31NT\$) | 386.52 | 70.26 |
| 醫學中心醫療價格 (NT\$; 1US\$=31NT\$) | 493.37 | 80.54 |
| 中西醫藥房密度(每十萬人) | 235.39 | 50.44856 |
| 地區診所密度(每十萬人) | 93.70 | 29.96 |
| 地區醫院密度(每十萬人) | 2.28 | 0.23 |
| 區域醫院密度(每十萬人) | 0.50 | 0.21 |
| 醫學中心密度(每十萬人) | 0.08 | 0.13 |
| | 個人特性變數(Individual Characteristics) | |
| | 平均數 | 標準差 |
| 每人每月家戶所得(NT\$) (1US\$=31 NT \$) | 7705.91 | 8809.71 |
| 生理健康分數(PCS) Physical Component Summary | 53.11 | 7.70 |
| 心理健康分數(MCS) Mental Component Summary | 46.89 | 9.41 |
| 年齡 | 41.46 | 17.40 |
| 性別 | 0.47 | 0.50 |
| | 依變數(Dependent Variables) | |
| | 觀察值 | 百分比 (%) |
| 自行療護 | 112 | 11.62% |
| 地區診所 | 591 | 61.31% |
| 地區醫院 | 87 | 9.02% |
| 區域醫院 | 80 | 8.30% |
| 醫學中心 | 94 | 9.75% |

伍、實證結果

一、多項式羅輯特模型估計結果(Multinomial Logit Model)

表二為多項式羅輯特模型的估計結果。如表二所示，Hausman and McFadden(1984)的卡方檢定值均未達顯著水準。此結果顯示我們所收集的資料與 IIA 的假設一致。另外，消費淨額變數與消費淨額變數平方項的估計係數均達 1% 的顯著水準。此結果說明了價格與所得為醫療需求的重要變數。此外，消費淨額變數的估計係數為正值，消費淨額變數平方項的估計係數為負值，顯示了我們的實證模型之效用函數符合凹性假設(Sarma, 2003)。消費者居住地各醫療層級的密度(每十萬人口)用來衡量消費者使用各醫療層級的非貨幣成本。此變數的估計值為正向並達到 5% 的顯著水準。此結果顯示了使用各醫療層級的非貨幣成本對其醫療需求有著顯著負向的影響。我們的實證結果與過去的文獻一致(如, Gelter et al., 1987)。

個人特性因素變數的估計係數之方向性大多符合預期。在各個醫療層級中，生理健康(PCS)之估計係數均與該層級之醫療需求呈反比。意味著消費者生理健康狀況愈好，該醫療層級相對於自行療護的醫療需求愈低。這樣的負向關係在醫院的醫療層級(地區醫院、區域醫院、醫學中心)尤其顯著，因為消費者並不太可能會選擇醫院級的醫療層級，除非他(或她)的身體健康狀況有所需求。幾乎在各個醫療層級中，心理健康(MCS)之估計係數均與該層級之醫療需求呈反比。然而，這樣的負向關係在所有的醫療層級中並不顯著。這樣的結果反映出由於台灣的社會規範，台灣的醫療消費者並不情願尋求心理健康的照護。此外，年齡對其醫療需求的凸性的影響(亦即老人與小孩醫療需求較大)只出現在區域醫院及醫學中心的醫療層級上，惟此凸性關係並不顯著。性別變數的估計係數為負值，表示相較於男性，女性對各專業醫療層級(區域診所、區域醫院、地區醫院及醫學中心)的需求較大，惟此負向關係並不顯著。最後，所有層級的估計係數均為正向顯著(1% 的顯著水準)。此結果顯示，各專業醫療層級(區域診所、區域醫院、地區醫院及醫學中心)相較於自行療護選項，對消費者健康狀況的改善較佳，醫療品質較高。

表二：多項式羅輯特模型估計結果^a

| | 地區 診所 | 地區 醫院 | 區域 醫院 | 醫學 中心 |
|--|--------------------------|--------------------------|---------------------------|---------------------------|
| Log(淨消費) | 18.0667 (3.06)** | 18.0667 (3.06)** | 18.0667 (3.06)** | 18.0667 (3.06)** |
| Log(淨消費) × Log(淨消費) | -1.4437 (-3.17)** | -1.4437 (-3.17)** | -1.4437 (-3.17)** | -1.4437 (-3.17)** |
| Log(醫療層級密度) (Non-monetary Cost) | 0.8482 (2.55)* | 0.8482 (2.55)* | 0.8482 (2.55)* | 0.8482 (2.55)* |
| 生理健康分數 (PCS) | -0.0158 (-0.96) | -0.0707 (-3.57)** | -0.0887 (-4.45)** | -0.0848 (-4.37)** |
| 心理健康分數(MCS) | -0.0137 (-1.09) | 0.0001 (0.01) | -0.0116 (-0.69) | -0.0143 (-0.92) |
| 年齡($\times 10^{-2}$) | -0.0782 (-0.03) | 0.7956 (0.19) | -3.4028 (-0.79) | -1.0658 (-0.28) |
| 年齡平方項($\times 10^{-4}$) | -0.8516 (-0.31) | -1.1024 (-0.26) | 2.8043 (0.62) | 1.7175 (0.45) |
| 性別 | -0.2145 (-1.02) | 0.1741 (0.59) | -0.0515 (-0.17) | -0.2330 (-0.79) |
| 常數項 | 4.2022 (3.57)** | 6.7786 (3.18)** | 9.6366 (4.29)** | 9.2008 (4.03)** |
| IIA TEST Hausman Statistics (HS χ^2 with df=21) | 地區診所受 到限制時 HS=0.26 | 地區醫院受 到限制時 HS=0.98 | 區域醫院受 到限制時 HS=11.49 | 醫學中心受 到限制時 HS= 0.22 |
| 樣本數 | 964 | | | |
| Log likelihood | -1113.62 | | | |

^a “***”表示 1% 的顯著水準；“**”表示 5% 的顯著水準；括弧內為 t 值。

二、價格累退效果及價格排擠效果

因為價格與所得以非線性的方式(消費淨額變數與其平方項)進入我們的實證模型。所以，我們無法從表二的估計係數獲得價格與所得對各層級醫療需求的影響。因此，我們以第[9]式弧彈性的公式來計算不同所得族群間各醫療層級的價格彈性與交叉彈性，藉以了解部分負擔政策的價格累退效果與價格排擠效果。上表三為以第[9]式所估算之各醫療層級之自身價格彈性。我們將所得族群依所得是否高於樣本中位數所得，區分為二族群：高所得族群(大於或等於樣本中位數所得)及低所得族群(小於樣本中位數所得)。由表三得知，所有的估計數值均為負值且顯著異於零(達 1% 顯著水準)，顯示部分負擔政策為控制醫療利用之有效政策。此外，我們發現無論在哪一個醫療層

級下，自身價格彈性均隨著價格區間之增加，彈性數值(絕對值)將隨之變大。而在價格區間固定下，醫療層級專業性愈高者，消費者對該醫療層級的價格彈性越大(亦即，醫學中心價格彈性>區域醫院價格彈性>地區醫院價格彈性>地區診所價格彈性)。此實證結果顯示政府若要以部分負擔政策控制醫療利用，相對於對該診所加重部份負擔，對醫院醫療層級加重部份負擔對醫療利用之控制(減少)效果較佳。然而，部分負擔政策對高低所得族群的影響並不相同。

表三：不同所得族群之價格彈性^a

| | 地區診所 | | |
|--------------|----------------|----------------------|----------------------|
| | 所有樣本 | 低所得族群 (所得低於中位數所得) | 高所得族群 (所得高於中位數所得) |
| NT\$ 0-100 | -0.0221 | -0.0289 | -0.0143 |
| NT\$ 101-200 | -0.0594 | -0.0754 | -0.0408 |
| NT\$ 201-300 | -0.0861 | -0.1049 | -0.0643 |
| NT\$ 301-400 | -0.0964 | -0.1061 | -0.0852 |
| | 地區醫院 | | |
| | 所有樣本 | 低所得族群 (所得低於中位數所得) | 高所得族群 (所得高於中位數所得) |
| NT\$ 0-100 | -0.0589 | -0.0772 | -0.0375 |
| NT\$ 101-200 | -0.1715 | -0.2226 | -0.1122 |
| NT\$ 201-300 | -0.2725 | -0.3464 | -0.1866 |
| NT\$ 301-400 | -0.3500 | -0.4271 | -0.2603 |
| | 區域醫院 | | |
| | 所有樣本 | 低所得族群 (所得低於中位數所得) | 高所得族群 (所得高於中位數所得) |
| NT\$ 0-100 | -0.0606 | -0.0796 | -0.0386 |
| NT\$ 101-200 | -0.1774 | -0.2303 | -0.1159 |
| NT\$ 201-300 | -0.2831 | -0.3604 | -0.1933 |
| NT\$ 301-400 | -0.3658 | -0.4479 | -0.2705 |
| | 醫學中心 | | |
| | 所有樣本 | 低所得族群 (所得低於中位數所得) | 高所得族群 (所得高於中位數所得) |
| NT\$ 0-100 | -0.0606 | -0.0796 | -0.0385 |
| NT\$ 101-200 | -0.1772 | -0.2303 | -0.1156 |
| NT\$ 201-300 | -0.2828 | -0.3604 | -0.1927 |
| NT\$ 301-400 | -0.3654 | -0.4478 | -0.2697 |

^a: 表內數值為樣本平均數，粗體字為顯著水準達1%的顯著水準。

在表三中，我們發現無論在哪一個醫療層級下，低所得者的自身價格彈性永遠大於高所得者的自身價格彈性。此結果於經濟理論相符，單一物品佔其所得愈大，其價格彈性越大。我們的結果驗證了實施部分負擔的價格累退效果。就累退效果的強度而言，在地區診所的醫療層級下，低所得族群的價格彈性大約介於高所得族群的價格彈性的 1.25~2.02 倍之間；在地區醫院的醫療層級下，低所得族群的價格彈性大約介於高所得族群的價格彈性的 1.64~2.06 倍之間；在區域醫院和的醫學中心的醫療層級下，低所得族群的價格彈性大約介於高所得族群的價格彈性的 1.66~2.06 倍之間。

值得注意的是表三並無法反映部分負擔政策所造成的價格排擠效果。因此，我們仿造表三將所得族群區分為高所得(大於或等於樣本中位數所得)及低所得(小於樣本中位數所得)兩大族群，並以第[9]式弧彈性公式來計算價格區間各專業醫療層級(地區診所、地區醫院、區域醫院、醫學中心)與自行療護選項間的交叉彈性，藉此了解所造成的價格排擠效果。下表四為其估計結果。因為我們所使用的模型為多項式羅輯特模型，其無關選擇的獨立性假設(IIA)的特性使得各專業醫療層級與自行療護選項間的交叉彈性均相等。因此，表四為其估計結果除代表部分負擔政策所造成的價格排擠效果外，亦代表各專業醫療層級間的替代效果。

由表四的估計結果得知，所有的估計數值均正值並顯著異於零(達 1% 顯著水準)，此結果顯示各專業醫療層級(地區診所、地區醫院、區域醫院、醫學中心)間之醫療服務為相互替代之財貨。而各專業醫療層級與自行療護選項間交叉彈性的正向顯著關係代表部分負擔政策將會造成顯著的價格排擠效果。此外，無論在哪一個醫療層級下，交叉彈性均隨著價格區間之增加，其交叉彈性數值將隨之變大。而在價格區間固定下，醫療層級專業性愈高者，消費者對該醫療層級的交叉價格彈性越大(亦即，醫學中心交叉彈性>區域醫院交叉彈性>地區醫院交叉彈性>地區診交叉彈性)。此實證結果顯示政府若加重部分負擔時，醫療層級專業性高者越容易被專業層級低者所替代(如醫學中心被區域醫院所取代)。換言之，所有的專業醫療均有被自行療護選項所取代的效果，因而部分消費者將被迫無法使用全民健保所提供的醫療服務。另外，區域醫院與醫學中

心的交叉彈性估計係數非常接近，顯示部分負擔政策所造成的價格排擠效果在此二醫療層級間的效果相同。政府在制定部分負擔政策時，可考慮將此二醫療層級的部分負擔調整為相同金額。

表四：不同所得族群之交叉彈性^a

| | 地區診所 | | |
|-------------|---------------|----------------------|----------------------|
| | 所有樣本 | 低所得族群 (所得低於中位數所得) | 高所得族群 (所得高於中位數所得) |
| NT\$0-100 | 0.0432 | 0.0571 | 0.0271 |
| NT\$101-200 | 0.1341 | 0.1769 | 0.0844 |
| NT\$201-300 | 0.2268 | 0.2966 | 0.1458 |
| NT\$301-400 | 0.3143 | 0.4031 | 0.2112 |
| | 地區醫院 | | |
| | 所有樣本 | 低所得族群 (所得低於中位數所得) | 高所得族群 (所得高於中位數所得) |
| NT\$0-100 | 0.0064 | 0.0086 | 0.0039 |
| NT\$101-200 | 0.0218 | 0.0295 | 0.0129 |
| NT\$201-300 | 0.0403 | 0.0549 | 0.0235 |
| NT\$301-400 | 0.0616 | 0.0836 | 0.0360 |
| | 區域醫院 | | |
| | 所有樣本 | 低所得族群 (所得低於中位數所得) | 高所得族群 (所得高於中位數所得) |
| NT\$0-100 | 0.0047 | 0.0063 | 0.0028 |
| NT\$101-200 | 0.0159 | 0.0217 | 0.0092 |
| NT\$201-300 | 0.0297 | 0.0408 | 0.0168 |
| NT\$301-400 | 0.0457 | 0.0628 | 0.0258 |
| | 醫學中心 | | |
| | 所有樣本 | 低所得族群 (所得低於中位數所得) | 高所得族群 (所得高於中位數所得) |
| NT\$0-100 | 0.0047 | 0.0063 | 0.0029 |
| NT\$101-200 | 0.0161 | 0.0217 | 0.0095 |
| NT\$201-300 | 0.0299 | 0.0408 | 0.0174 |
| NT\$301-400 | 0.0461 | 0.0629 | 0.0267 |

^a 表內數值為樣本平均數，粗體字為顯著水準達1%的顯著水準。

然而，部分負擔政策對高低所得族群的價格排擠效果影響並不相同。在表四中，我們發現無論在哪一個醫療層級下，低所得者的交叉彈性永遠大於高所得者的交叉彈性。我們的結果再次驗證了實施部分負擔的價格累退效果。就累退效果的強度而言，在地區診所的醫療層級下，低所得族群的交叉彈性大約介於高所得族群交叉彈性的

1.91~2.03 倍之間；在地區醫院的醫療層級下，低所得族群的交叉彈性大約介於高所得族群交叉彈性的 2.21~2.32 倍之間；在區域醫院的醫療層級下，低所得族群交叉彈性大約介於高所得族群交叉彈性的 2.35~2.43 倍之間；在醫學中心的醫療層級下，低所得族群交叉彈性大約介於高所得族群交叉彈性的 2.17~2.36 倍之間。

三、全民健保最高願付金額模擬

本研究設定三種不同的部分負擔政策，分別為：(1)保大不保小(健保只給付醫院診療)、(2)保小不保大(健保只給付診所診療)以及(3)民眾全額自費(等同於健保破產時的狀況)。並針對此三種不同的部分負擔政策，以消費者補償變量來衡量部份負擔政策改變所造成的社會福利變動。補償變量事實上為消費者最高願付金額(Willingness to pay)之概念。Gertler & Gaag(1990)以補償變量用以衡量不同醫療政策下，消費者最高願付金額(Willingness to pay)。因此，本研究以資料收集的年度前一年(2007 年)為醫療價格基準點，以下列方程式計算家戶單位三種不同的部分負擔政策之最高願付金額(Willingness to pay)：

$$[14] \quad WTP_i^H = n_i * 1/s * WTP_i^{ID} = n_i * 1/s * (p_i * CV_i)$$

$$[15] \quad WTPR_i^H = WTP_i^H / M$$

其中， WTP_i^H 為家戶單位之最高願付金額。

n_i 為家戶單位人數(由我們的問卷調查而來)。

s 為門診費用佔家戶消費費用之比例(由衛生署統計資料，以外差法計算而來，Department of Health, 2008c)。

WTP_i^{ID} 為個人單位之最高願付金額。

p 為每人每月使用門診之機率(由衛生署統計資料以外差法計算而來，Department of Health, 2008d)。

CV_i 為消費者補償變量由第[11]式計算而來。

$WTPR_i^H$ 為家戶單位之最高願付金額佔家戶所得之比例。

M 為家戶所得。

為求算三種不同的部分負擔政策之最高願付金額，我們將設定各種模擬狀況的醫療層級價格，如下表五：

表五：醫療層級價格的設定

| 醫療政策 | 醫療層 | 地區診所 | 地區醫院 | 區域醫院 | 醫學中心 |
|--|-----|----------------|------------------|------------------|------------------|
| 政策 O：以 2008 年為基準價格 消費者所面對的醫療價格 ^a | | A1 | A2 | A3 | A4 |
| 健保局支付給各醫療層級的價格 以 2007 年為基準 ^b | | NT\$468 | NT\$1,038 | NT\$1,412 | NT\$1,827 |
| 政策一：保大不保小 (健保局僅支付醫院門診) | | A1+ NT\$468 | NT\$1,038 | NT\$1,412 | NT\$1,827 |
| 政策二：保小不保大 (健保局僅支付診所門診) | | A1 | A2+ NT\$1,038 | A3+ NT\$1,412 | A4+ NT\$1,827 |
| 政策三：健保破產 (消費者需全額負擔所有醫療價格) | | A1+ NT\$468 | A2+ NT\$1,038 | A3+ NT\$1,412 | A4+ NT\$1,827 |

^a 以本研究抽樣調查輔以特徵價格法並考量樣本選擇性偏誤來判定各醫療層級之價格。各醫療層級之價格平均價格請參閱表一。

^b 健保局支付給各醫療層級的價格係來自衛生署統計資料，其支付點數換算實際支付各院所之金額得來 (Department of Health, 2008b)。

如表五所示，「政策 O」為在目前全民健康保險部分負擔政策下，消費者所面對的醫療價格。各醫療層級的價格包括部分負擔、掛號費、檢驗費等非健保給付的費用。所有費用資料將由本研究實地訪查輔以特徵價格法並考量樣本選擇性偏誤來判定各醫療層級之價格。各醫療層級之價格平均值請參閱表一(第 20 頁)。我將此政策設定為比較基準政策。「政策一」為保大不保小政策。此政策表彰全民健保只支付醫院門診費用。在此政策下，若消費者選擇地區診所進行門診，必須負擔所有的醫療價格，包括「政策 O」的價格加上健保局為受益人支付給地區診所的所有費用。前者(政策 O)的價格資料如前所述。而後者的價格資料由行政院衛生署的官方統計資料(由支付點數換算實際支付金額)得來(詳見 Department of Health, 2008b)。若消費者選擇醫院進行門診，所負擔的醫療價格與「政策 O」的價格相同。「政策二」為保小不保大政策。此政策表彰全民健保只支付診所門診費用。在此政策下，若消費者選擇醫院所進行門診，必須負擔所有的醫療價格，包括「政策 O」的價格加上健保局為受益人支付給醫院的所有

費用。若消費者選擇診所進行門診，所負擔的醫療價格與「政策 O」的價格相同。「政策三」為消費者全額自費政策。此政策用來模擬健保破產時的情形。在此政策下，消費者選擇各層級的醫療院所進行門診，必須負擔所有的醫療價格，包括「政策 O」的價格加上健保局為受益人支付給各層級醫療院所的所有費用。因此，以第[14]-[15]式計算政策三的社會福利變動，即為獲得消費者對於『現行健保制度』(全額給付)之最高願付金額及最高願付稅率。而若以第[14]-[15]式計算政策二的社會福利變動，即為獲得消費者對於『保大不保小』全民健保之最高願付金額及最高願付稅率。另若以第[14]-[15]式計算政策一的社會福利變動，即為獲得消費者對於『保小不保大』全民健保之最高願付金額及最高願付稅率。

表六為第[14]-[15]式的在三種不同部分負擔政策下，最高願付金額及最高願付稅率的估計結果。為了解不同所得族群間最高願付金額及最高願付稅率之差異，我們仍然仿造表三將所得族群區分為高所得(大於或等於樣本中位數所得)及低所得(小於樣本中位數所得)兩大族群，分別計算三種不同部分負擔政策下之最高願付金額及最高願付稅率。另為了避免模型估計極端值對最高願付金額及最高願付稅率的估計影響。我們以樣本中位數來報導三種不同部分負擔政策下，最高願付金額及最高願付稅率的估計結果，並使用 Wilcoxon Signed-Ranks Test 來檢驗最高願付金額及最高願付稅率為零的虛無假設。

如表六所示，無論在何種政策下，所有最高願付金額及最高願付稅率均顯著的異於零。就現行『全額給付』之全民健保制度下，每人每月最高願付 NT\$201.12 元，每戶每月最高願付 NT\$939.60 元，以維持現行健保制度。若我們將此二最高金額轉換為最高願付稅率，則其家戶稅率約為 3.89%以維持現行健保制度。此稅率與健保局所提倡之二代健保保費費率區間(約為 2.5%-4%)一致。若考慮不同所得族群之最高願付金額及最高願付稅率之差異，每人每月用以維持現行健保制度的最高願付金額約為 NT\$177.94~NT\$205.73 元，每戶每月用以維持現行健保制度的最高願付金額約為 NT\$841.41~NT\$971.15 元。若我們將維持現行健保制度的最高願付金額轉換為最高願

表六：全民健保最大願付金額之政策模擬^a

| | 全額給付(現行制度)：政策三之福利變動 ^b | | |
|--------------------------------------|----------------------------------|----------------------|----------------------|
| | (醫院及診所均給付) | | |
| | 所有樣本 | 低所得族群 (所得低於中位數所得) | 高所得族群 (所得低於中位數所得) |
| WTP for Individual Level (CV) (NT\$) | 201.12 (25.79)** | 177.94 (17.89)** | 205.73 (18.30)** |
| WTP for Household Level (HCV) (NT\$) | 939.60 (25.56)** | 840.41 (17.65)** | 971.15 (18.30)** |
| WTP rate for Household Level (WTPR) | 3.89% (24.26)** | 6.04% (18.60)** | 1.94% (18.30)** |
| | 保大不保小：政策二之福利變動 ^c | | |
| | (僅給付醫院但診所不給付) | | |
| | 所有樣本 | 低所得族群 (所得低於中位數所得) | 高所得族群 (所得低於中位數所得) |
| WTP for Individual Level (CV) (NT\$) | 150.05 (23.17)** | 124.50 (12.23)** | 152.79 (18.30)** |
| WTP for Household Level (HCV) (NT\$) | 666.12 (21.99)** | 543.04 (11.75)** | 696.09 (18.30)** |
| WTP rate for Household Level (WTPR) | 1.92% (15.35)** | 4.23% (9.08)** | 1.48% (18.30)** |
| | 保小不保大：政策一之福利變動 ^d | | |
| | (僅給付診所但醫院不給付) | | |
| | 所有樣本 | 低所得族群 (所得低於中位數所得) | 高所得族群 (所得低於中位數所得) |
| WTP for Individual Level (CV) | 82.80 (26.01)** | 82.06 (18.53)** | 83.32 (18.30)** |
| WTP for Household Level (HCV) | 414.34 (26.02)** | 434.53 (18.52)** | 376.38 (18.30)** |
| WTP rate for Household Level (WTPR) | 1.68% (26.01)** | 3.07% (18.52)** | 0.79% (18.30)** |

^a: 表內數值為樣本中位數；括弧內數值Wilcoxon Signed-Ranks Test的漸進Z值；^a“***”表示1%的顯著水準。

^b: 在此各醫療層級之價格設定為自付額加上健保局所給付之金額。

^c: 醫院療層級之價格設定為自付額加上健保局所給付之金額，地區診所之價格設定為自付額。

^d: 地區診所之價格設定為自付額加上健保局所給付之金額，醫院療層級之價格設定為自付額。

付稅率，則其家戶稅率約為 1.94~6.04%來維持現行健保制度。過去的研究(如 Chen et al., 2007)建議健保局應將二代健保保費費率訂為上限(4%)以確保健保的財務問題能獲得解決。然而，本研究發現健保財政融通之累退效果是確實存在的。低所得族群的願付金額雖較高所得族群來得小，但其願付稅率較其高所得族群高出很多(約高出 3.11 倍)。將將二代健保保費費率訂為上限(4%)將對低所得者造成較重之財務負擔。依據本研究

的實證結果，我們建議健保局應將二代健保保費費率訂為下限(2.5%)以減低所得者之財務負擔。

就『保大不保小』之全民健保制度下，每人每月最高願付 NT\$150.05 元，每戶每月最高願付 NT\$666.12 元來施行『保大不保小』之健保制度。若我們將此二最高金額轉換為最高願付稅率，則其家戶稅率約為 1.92% 用來施行『保大不保小』之健保制度。若考慮不同所得族群之最高願付金額及最高願付稅率之差異，每人每月用以施行『保大不保小』之健保制度的最高願付金額約為 NT\$124.50~NT\$152.79 元，每戶每月用以施行『保大不保小』之健保制度的最高願付金額約為 NT\$543.04~NT\$696.09 元。若我們將施行『保大不保小』之健保制度的最高願付金額轉換為最高願付稅率，則其家戶稅率約為 1.48~4.23% 用以施行『保大不保小』健保制度。健保財政融通之所得累退效果在『保大不保小』之全民健保制度下仍然存在。低所得族群的願付金額雖較高所得族群來得小，但其願付稅率較其高所得族群高出很多(約高出 2.68 倍)。

就『保小不保大』之全民健保制度下，每人每月最高願付 NT\$82.80 元，每戶每月最高願付 NT\$414.34 元以施行『保小不保大』之健保制度。若我們將此二最高金額轉換為最高願付稅率，則其家戶稅率約為 1.68% 用來施行『保小不保大』之健保制度。若考慮不同所得族群之最高願付金額及最高願付稅率之差異，每人每月用以施行『保小不保大』之健保制度的最高願付金額約為 NT\$82.060~NT\$83.32 元，每戶每月用以施行『保小不保大』之健保制度的最高願付金額約為 NT\$376.38~NT\$434.53 元。若我們將施行『保小不保大』之健保制度的最高願付金額轉換為最高願付稅率，則其家戶稅率約為 0.79~3.07% 用以施行『保大不保小』健保制度。健保財政融通之累退效果在『保大不保小』之全民健保制度下仍然存在。低所得族群的願付金額雖較高所得族群來得小，但其願付稅率較其高所得族群高出很多(約高出 3.89 倍)。

就 2002 年台灣全民健保實施全面性的總額預算制度以來，醫院部門所獲得之門診給付費用約佔每年門診的費用的 55%，而另外的 45% 的門診給付費用流入基層診所。若未來健保財務持續惡化，政府必須在『保大不保小』與『保小不保大』兩政策

中選擇，則似乎『保小不保大』的政策所節省的門診費用較多。然而，本研究卻發現，若全民健保的財務融通仍然以個人為單位，從現行『全額給付』之全民健保制度轉變為『保小不保大』的政策，消費者個人對於參與全民健保的高願付金額將從 NT\$201.12 元下降至 NT\$82.80 元，其下降幅度約為 59%。若二代健保順利施行，全民健保的財務融通以家戶為單位，從現行『全額給付』之全民健保制度轉變為『保小不保大』的政策，家戶單位參與全民健保的高願付金額將從 NT\$936.60 元下降至 NT\$414.34 元，其下降幅度約為 56%。無論使用個人或家戶單位進行全民健保的財務融通單位，全民健保的最高願付金額下降之幅度均遠超過門診費用之節省之幅度(55%)。

若以不同所得族群區分，就低所得族群而言，從現行『全額給付』之全民健保制度轉變為『保小不保大』的政策，消費者個人對於參與全民健保的高願付金額將從 NT\$177.94 元下降至 NT\$82.06 元，其下降幅度約為 54%，其數值遠低於高所得族群(從 NT\$205.73 元下降至 NT\$83.32 元，下降幅度約為 60%)，另家戶單位參與全民健保的高願付金額將從 NT\$840.41 元下降至 NT\$434.53 元，其下降幅度約為 48%，其數值亦遠低於高所得族群(從 NT\$971.15 元下降至 NT\$376.38 元，下降幅度約為 61%)。此結果說明了，減少醫院給付的全民健保，高所得族群參與全民健保財務意願(以 WTP 衡量) 的下降幅度將遠高於低所得族群參與全民健保財務意願的下降幅度。

若從現行『全額給付』之全民健保制度轉變為『保大不保小』的政策，消費者個人對於參與全民健保的高願付金額將從 NT\$201.12 元下降至 NT\$150.05 元，其下降幅度約為 25%。若二代健保順利施行，全民健保的財務融通以家戶為單位，從現行『全額給付』之全民健保制度轉變為『保大不保小』的政策，家戶單位參與全民健保的高願付金額將從 NT\$936.60 元下降至 NT\$666.12 元，其下降幅度約為 29%。在此情形下，無論使用個人或家戶單位進行全民健保的財務融通單位，全民健保的最高願付金額下降之幅度均低於門診費用之節省之幅度(45%)。若以不同所得族群區分，就低所得族群而言，從現行『全額給付』之全民健保制度轉變為『保大不保小』的政策，消費者個人對於參與全民健保的高願付金額將從 NT\$177.94 元下降至 NT\$124.50 元，其下降幅

度約為 30%，其數值遠高於高所得族群(從 NT\$205.73 元下降至 NT\$152.79 元，下降幅度約為 26%)，另家戶單位參與全民健保的高願付金額將從 NT\$840.41 元下降至 NT\$543.04 元，其下降幅度約為 35%，其數值亦遠高於高所得族群(從 NT\$971.15 元下降至 NT\$696.09 元，下降幅度約為 28%)。此結果說明了，減少地區診所給付的全民健保，高所得族群參與全民健保的財務意願下降幅度將遠低於低所得族群參與全民健保的財務意願下降幅度。

由上述『保小不保大』與『保大不保小』的政策分析結果，我們得知若由現行『全額給付』制度轉變為『保小不保大』制度民眾對全民健保參與之財務減損率約為 56%~59%，其數值遠高於將現行『全額給付』制度轉變為『保大不保小』制度(財務減損率約 26%~30%)。值得注意的是，以現行總額制度下，實行『保小不保大』政策的財務減損率(56%~59%)遠高於全民健保的費用節省率(55%)，但是若實行『保大不保小』政策的財務減損率(26%~30%)遠低於全民健保的費用節省率(45%)。這樣的發現說明了，若未來全民健保財務持續惡化，必須減低給付項目時，相較於實施『保小不保大』制度，實施『保大不保小』制度對民眾參與健保制度的財務減損較小，並且較有效率(費用節省率--45%高於財務減損率--26%~30%)。此外，實施『保大不保小』制度所造成高所得族群財務參與減損率將高於低所得族群之財務參與減損率，但實施『保小不保大』制度所造成低所得族群財務參與減損率將高於高所得族群之財務參與減損率。在全民健保為強制保險的框架下，且以照顧弱勢族群為主軸，實施『保大不保小』制度將優於實施『保小不保大』制度。

陸、結論

一、實證結果摘要

本研究的目的是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。我們首先利用多項式羅輯特模型來估計消費者各醫療層級的需求。使用多項式羅輯特模型的原因為我們的研究資料通過無關選擇獨立性假設(IIA assumption)。我們的實

證結果發現，價格與所得為影響消費者醫療層級選擇的重要因素。非貨幣成本對個醫療層級的選擇有著負面的影響。各專業醫療層級(地區診所、地區醫院、區域醫院、醫學中心)的醫療品質均優於自行療護選項。個人特性因素對消費者醫療層級選擇的影響均符合預期。

因為價格與所得進入本研究的模型為非線性模型，我們估計不同族群間(高所得與低所得)之價格彈性與交叉彈性。我們發現無論在哪一個醫療層級下，低所得者的自身價格彈性(絕對值)永遠大於高所得者的自身價格彈性(絕對值)。我們的結果驗證了實施部分負擔的價格累退效果。交叉彈性估計數值均顯著異大於零(達 1% 顯著水準)，顯示各專業醫療層級(地區診所、地區醫院、區域醫院、醫學中心)間之醫療服務為相互替代之財貨。另各專業醫療層級與自行療護選項之交叉彈性為價格排擠效果。部分負擔政策對高低所得族群的價格排擠效果影響並不相同。我們的研究發現無論在哪一個醫療層級下，低所得者的交叉彈性永遠大於高所得者的交叉彈性。我們的結果再次驗證了實施部分負擔的價格累退效果。

此外，本研究設定三種不同的部分負擔政策，分別為：『保大不保小』(健保只給付醫院診療)、『保小不保大』(健保只給付診所診療)以及『民眾全額自費』(等同於健保破產時的狀況)。並針對此三種不同的部分負擔政策，以消費者補償變量來衡量三種不同健保政策-『全額給付』(現行制度)、『保大不保小』、『保小不保大』，之消費者最高願付金額(Willingness to pay)。我們的研究結果發現，每人每月最高願付 NT\$201.12 元，每戶每月最高願付 NT\$939.60 元，以維持現行『全額給付』之全民健保制度，若我們將此二最高金額轉換為最高願付稅率，則其家戶稅率約為 3.89%。此稅率與健保局所提倡之二代健保保費費率區間(約為 2.5%-4%)一致。若考慮不同所得族群之最高願付金額及最高願付稅率之累退效果，雖然低所得族群的願付金額較高所得族群來得小，但其願付稅率較其高所得族群高出很多(約高出 3.11 倍)。將二代健保保費費率訂為上限(4%)將對低所得者造成較重之財務負擔。依據本研究的實證結果，我們建議健保局應將二代健保保費費率訂為下限(2.5%)以減低所得者之財務負擔。

就『保大不保小』之全民健保制度下，每人每月最高願付 NT\$150.05 元，每戶每月最高願付 NT\$666.12 元來施行『保大不保小』之健保制度。若我們將此最高金額轉換為最高願付稅率，則其家戶稅率約為 1.92% 用來施行『保大不保小』之健保制度。若考慮不同所得族群之最高願付金額及最高願付稅率之差異，低所得族群的願付金額雖較高所得族群來得小，但其願付稅率較其高所得族群高出很多(約高出 2.68 倍)。就『保小不保大』之全民健保制度下，每人每月最高願付 NT\$82.80 元，每戶每月最高願付 NT\$414.34 元以施行『保小不保大』之健保制度。若我們將此最高金額轉換為最高願付稅率，則其家戶稅率約為 1.68% 用來施行『保小不保大』之健保制度。若考慮不同所得族群之最高願付金額及最高願付稅率之差異，低所得族群的願付金額雖較高所得族群來得小，但其願付稅率較其高所得族群高出很多(約高出 3.89 倍)。我們的實證結果再次驗證了部分負擔所造成的累退效果。

就 2002 年台灣全民健保實施全面性的總額預算制度以來，醫院部門所獲得之門診給付費用約佔每年門診的費用的 55%，而另外的 45% 的門診給付費用流入基層診所。若未來健保財務持續惡化，政府必須在『保大不保小』與『保小不保大』兩政策中選擇。我們發現若由現行『全額給付』制度轉變為『保小不保大』制度民眾對全民健保參與之財務減損率約為 56%~59%，其數值遠高於將現行『全額給付』制度轉變為『保大不保小』制度(財務減損率約 26%~30%)。值得注意的是，以現行總額制度下，實行『保小不保大』政策的財務減損率(56%~59%)遠高於全民健保的費用節省率(55%)，但是若實行『保大不保小』政策的財務減損率(26%~30%)遠低於全民健保的費用節省率(45%)。這樣的發現說明了實施『保大不保小』制度將較實施『保小不保大』制度對民眾的財務參與減損較小，並且較有效率(費用節省率--45% 高於財務減損率--26%~30%)。此外，實施『保大不保小』制度所造成高所得族群財務參與減損率將高於低所得族群之財務參與減損率，但實施『保小不保大』制度所造成低所得族群財務參與減損率高於高所得族群之財務參與減損率。在全民健保為強制保險的框架下，且以照顧弱勢族群為主軸，實施『保大不保小』制度將優於實施『保小不保大』制度。

本研究提供了政府將現行『全額給付』之全民健保制度轉變為『部份給付』政策(『保小不保大』或『保大不保小』之消費者參與全民健保減損率的實證資訊。

二、研究限制

本研究的主要限制在於問卷訪查資料的取得與驗證。問卷訪查之社經資料的正確性往往受到質疑，因現行法令之因素，本研究並無法將訪查資料與政府各單位資料交互驗證。此外，本研究的問卷訪查區域僅為中部四縣市(台中縣、台中市、彰化縣及南投縣)，中部四縣市的社經情形可能與台灣地區其他縣市有所不同。因此，若使用本研究的結論推論其他縣市或全台灣地區的情況時，應注意其地域間的差異。未來的研究應朝向全國性大規模的調查，輔以政府相關部門資料的驗證，以獲得部份負擔研究結論的一般性。

參考文獻

一、英文部分

- Akin, J.S., Guilkey, D. K. and Denton, E. H.(1995). “ Quality of services and demand for health care in Nigeria: a multinomial probit estimation,” *Social Science & Medicine*, 40, p1527-1537.
- Bolduc, D., Lacroix, Guy, and Muller, Christophe (1996). “ The Choice of Medical providers in Rural Bénin: A comparison of discrete choice models,” *Journal of Health Economics*, 15, p477-498.
- Borah, B.J. (2006). “ A Mixed Logit Model of Health Care Provider Choice: Analysis of NSS Data for Rural India,” *Health Economics*, 15, 915-932.
- Bureau of National Health Insurance (2004). NHI Profile, 2004, Department of Health, Executive Yuan, Taiwan, ROC: Bureau of National Health Insurance press. Available at: <http://www.nhi.gov.tw>.
- Bureau of National Health Insurance (2005). NHI Profile, 2005, Department of Health, Executive Yuan, Taiwan, ROC: Bureau of National Health Insurance press.
- Bureau of National Health Insurance (2006). NHI Profile, 2006, Department of Health, Executive Yuan, Taiwan, ROC: Bureau of National Health Insurance press.
- Bureau of National Health Insurance (2008). Brief NHI Profile, 2008, Department of Health, Executive Yuan, Taiwan, ROC: Bureau of National Health Insurance press.
- Chen, C.S., Liu, T.S., and Chen, M.Y. (2005). “The Impact of Individual Characteristics on the Choice of Medical Institutions: Examples of cold and chronic disease,” *Insurance Periodical*, 21(2), p1-31.
- Chen, W.Y., Chi, C.H. and Y.H. Lin (2007). “The Willingness To Pay for the Health Care Under Taiwan’s National Health Insurance ,” paper presentation at the 2007 International Health Economics Association 6th World Congress in Copenhagen in Copenhagen , Demark.
- Chen, WY.(2006) “ National Health Insurance in Taiwan: Welfare Analysis and Hospital Competition”, Ph.D. Dissertation, Oregon State University Press. USA.
- Chiang G.Y., Chen, C.S., and Liu, T.S.(2002). “ The Choice of Medical Institutions: The Nested Logit Approach,” paper presented at the 2002 Annual Meeting of the Taiwan [Economics Association Conference](#).
- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980). *Economics and consumer behavior*, Cambridge University press, Cambridge.
- Department of Health (2008a).” 2007 Abstract Statistics for Health Care Providers and Health Care Services,” Executive Yuan, Taiwan, ROC.
- Department of Health (2008b).” Important Statistics for National Health Insurance,” Executive Yuan, Taiwan, ROC.
- Department of Health (2008c). “Annual Report for National Health Insurance,” Executive Yuan, Taiwan, ROC.
- Department of Health (2008d). “National Health Care Expenditure,” Executive Yuan, Taiwan, ROC.
- Directorate General of Budget, Accounting and Statistics (2007).” The Survey of Family Income and Expenditure, 2006,” Executive Yuan, Taiwan, ROC.
- Directorate General of Budget, Accounting and Statistics (2008). “ CPI Index,” Executive Yuan, Taiwan, ROC: Directorate General of Budget, Accounting and Statistics Press, Taiwan
- Dor, A.; Gertler, P.; van dor Gaag, J.(1987).” Non-price rationing and the choice of medical care providers in rural Côte d'Ivoire,” *Journal of Health Economics*, Vol. 6, p291-304.

- Dow, W.(1999).”Flexible discrete choice demand models consistent with utility maximization: an application to health care demand,” *American Journal of Agricultural Economics*,Vol. 81, p680-685.
- Duan, N(1983).”Smearing estimate: a nonparametric retransformation method,” *Journal of American Statistics Association*, 78(383), p606-610.
- Gertler, P. and J. van der Gaag (1990). *The Willingness to Pay for Medical Care*, The John Hopkins University Press, Baltimore, USA.
- Gertler, Paul; L. Locay; W. Sanderson(1987).” Are User Fees Regressive? The Welfare Implications of Health Care Financing Proposals in Peru,” *Journal of Econometrics*, Vol. 36, p67-88.
- Hausman, J., and McFadden, D.(1984). “A Specification Test for the Multinomial Logit Model,” *Econometrica*, 52, p1219-1240.
- Hotchkiss, D.R.(1998). “ The Tradeoff between Price and Quality of services in the Philippines,” *Social Science and Medicine*, 46:2, p227-242.
- Karlstrom, A., and Ed. Morey (2004). “Calculating the exact compensating variation in logit and nested-logit models with income effects: theory, intuition, implantation, and application,” Discussion paper, Department of Economics, University of Colorado, Boulder CO, USA.
- Liu, TC, and Wu, PC. (2001).” The Choice of Medical Institution under NHI: An Example of Pediatric Patients in Taipei,” *Journal of Health Care Management*, Vol.2, No.2, p87-108.
- Lu, JF., Tseng, HU., and Tsai, YJ.(2003). Assessment of health-related quality of life in Taiwan(I):development and psychometric testing of SF-36 Taiwan version. *Journal Taiwan Public Health*, Vol 22, pp501-511.
- Maddala, G.S.(1983). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press, New York, USA.
- Manning, W.G., Blumberg, L. and L.H. Moulton (1995). “ The demand for alcohol:The differential response to price,” *Journal of Health Economics*, 14, p123-148.
- McFaddcn, D(1981).”Econometric models of probabilistic choice” in *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, p198-272. Cambridge, MA:MIT press.
- McNamara, P.E. (1999).”Welfare Effects of Rural Hospital Closures: A Nested Logit Analysis of the Demand for Rural Hospitals Services,” *American Journal of Agricultural Economics*,Vol. 81, p686-691.
- Mwabu, G; Ainsworth, M; Nyamete(1993).” Quality of medical care and choice of medical treatment in Kenya: an empirical analysis,” *Journal of Human Resources*, Vol. 28, p838-862.
- Pohlmerier, W. and Ulrich, V.(1995). “An econometric model of the two-part decision marking process in the demand for health care,” *The Journal of Human Resources*, 30,p339-361.
- Puig-Junoy J., Saez, M., and E. Martinez-Garcia (1998). “ Why do patients prefer hospital emergency visits? A nested multinomial logit analysis for patients-initial contacts,” *Health Care Management Science*, 1, p39-52.
- Puig-Junoy J., Saez, M., Martinez-Garcia E. (1998). “ Why do patients prefer hospital emergency visits? A nested multinomial logit analysis for patients-initial contacts,” *Health Care Management Science*, 1, p39-52.
- Rosen, S.(1974). “ Hedonic Price and Implicit Markets: Product Differentiation in Price Competition,” *Journal of Political Economy*, 82, 34-35.
- Rubin, DB.(1987). *Multiple Imputation for Nonresponse in Survey*. Wiley: New York, 1987.
- Sahn, David E., Younger, Stephen D., Genicot, Garance (2003).” The Demand for Health Care Services in Rural Tanzania,” *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, Vol. 65 Issue 2, p241-259.

- Sarma, K. Sisira (2003). "Demand for outpatient health care in rural India: a nested multinomial logit approach", paper presented at the 37th Annual Meeting of the Canadian Economics Association Conference, Carleton University, Ottawa, Ontario, Canada, May 30 - June 1, 2003.
- Singleton, R.A., and B.C. Straits(1999). *Approaches to Social Research*. New York, Oxford University Press.
- Small, K. and H. Rosen (1981). " Applied welfare economics with discrete choice models, *Econometrica*, 1, p105-130.
- Taipei Times, PFP lawmaker plans to protest health fee hikes, Aug 12, 2002.
- Tseng, HU., Lu, JF., and Tsai, YJ.(2003). Assessment of health-related quality of life in Taiwan(II):norming and validation of SF-36 Taiwan version. *Journal Taiwan Public Health*, Vol 22, pp501-511.
- Ware, J. and Gandek, B(1998). Overview of the SF-36 Health Survey and International Quality of Life Assessment (IQOLA) Project, *Journal of Clinical Epidemiology*, Vol. 51, No.11, pp903-912.
- Ware, J. and Sherbourne, CD.(1992).The MOS 36-item Short-Form Health Survey (SF-36) I: conceptual framework and item selection. *Medical Care*,30, No.6, pp473-483.

二、中文部分

- 中央健康保險局 (2001), 全民健保險部分負擔及保險費率調整報告。
- 中央健康保險局 (2002), 費率及部分負擔調整說明。
- 中央健康保險局 (2002): 健保大黑洞 改革路盲茫。
- 王乃弘 (1999), 「民眾就醫選擇之研究—分析層級程序之應用」, *中華衛誌* 18:2, 138-151。
- 石滄生、羅紀瓊 (2000), 「牙科病患健保門診就醫選擇現況之探討」, *中華牙誌*, 19:4, 299-305。
- 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。
- 行政院主計處 (2005), 「民國九十三年台灣地區家庭收支調查」, 行政院主計處編印。
- 行政院衛生署 (1985), 醫療保健計劃—筹建醫療網計劃。
- 行政院衛生署 (2005), 「2004 全民健保重要統計資料」, 行政院衛生署編印。
- 吳冠衡 (2001), 「為全民健保尋求一個永續運轉的契機」, *全民健康保險*, 32, 6-9。
- 李卓倫、林霖 (2004), 「探討課徵檳榔健康捐及檳榔管理可行方案研究: 以中部地區為例」, 行政院衛生署。
- 沈維民 (1997), 「剖析『分級醫療制度』以兩類規模模型為例」, *中山管理評論*, 5:4, 899-922。
- 林素真 (1995), 「影響醫學中心門診需求之因素探討—時間成本的角色」, 台灣大學公共衛生研究所碩士論文。
- 侯毓昌 (1995), 「中醫醫療行銷—中醫門診病人選擇療院所之困」, 陽明大學醫務管理研究所碩士論文。
- 紀駿輝、李卓倫 (2004), 「總額預算支付制度下民眾自付醫療費用的評估」, 行政院

衛生署。

康健壽、陳介甫、周碧瑟 (1993),「中醫門診病人選擇醫院型式的相關因素」,中華醫學雜誌, 51: 6, 448-456。

許惠媚 (1995),「全民健保後內科病患選就醫層級意願之變化—以北市士林、北投醫療院所為例」,陽明大學醫務管理研究所碩士論文。

陳依琪 (2001),「全民健康保險醫療資源分配:非醫療需要變數之影響」,台北醫學大學醫學研究所碩士論文。

陳秋瑩、張淑桂、紀駿輝、陳世堅、李卓倫、賴俊維 (1999),「台灣地區民眾使用中醫師門診服務的因素之調查」,中國醫藥學院雜誌, 8: 1, 77-88。

陳欽賢、劉彩卿、陳美吟 (2005) 「全民健康保險制度下之民眾就醫:感冒及慢性病為例」,保險專刊, 21(2), 1-31。

葉堯進 (2003),「中醫、西醫、西藥房之需求與選擇」,台北大學經濟學研究所碩士論文。

劉彩卿、吳佩璟 (2001),「全民健保下病患在各醫療層級間的就醫選擇-台北市小兒科病患為例」,醫務管理期刊, 2(2), 87-108。

劉彩卿、陳欽賢 (2001),「研析在全民健保制度下影響台北都會區民眾就診之因素」,經濟研究, 37: 1, 69-92。

錢梅芳 (1997),「影響民眾選擇西醫門診就醫層級之因素探討」,台灣大學公共衛生研究所碩士論文。

附錄：

附表一：特徵價格樣本選擇性偏誤矯正項之多項式羅輯特模型估計結果^a

| | 地區 診所 | 地區 醫院 | 區域 醫院 | 醫學 中心 |
|--------------------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 生理健康分數 (PCS) | -0.0162 (-1.00) | -0.0710 (-3.58)*** | -0.0864 (-4.38)*** | -0.0912 (-4.71)*** |
| 心理健康分數 (MCS) ($\times 10^{-2}$) | -1.0012 (-0.87) | 0.0566 (0.04) | -0.6864 (-0.43) | -0.8811 (-0.57) |
| 年齡 ($\times 10^{-2}$) | -1.1492 (-1.59) | -0.6459 (-0.65) | -1.2076 (-1.15) | -0.1400 (-0.14) |
| 性別 | -0.1588 (-0.76) | 0.1639 (0.56) | -0.0621 (-0.21) | -0.1083 (-0.37) |
| 教育年數 | -0.0245 (-0.84) | -0.0106 (-0.26) | -0.0303 (-0.72) | -0.0755 (-1.92)* |
| 醫學中心家數 | 0.1220 (1.25) | -0.5624 (-2.48)** | 0.1615 (1.23) | 0.2495 (1.96)** |
| 地區醫院家數 | -0.0345 (-1.01) | -0.2238 (-4.23)*** | 0.0348 (0.66) | -0.0725 (-1.58) |
| 區域醫院家數 | 0.0126 (0.78) | 0.0404 (1.81)* | -0.0375 (-1.55) | 0.0649 (2.79)*** |
| 常數項 | 3.64326 (2.92)*** | 4.40447 (2.77)*** | 6.04458 (3.76)*** | 4.34086 (2.68)*** |
| Sample Size | 964 | | | |
| Log likelihood | -1087.49 | | | |
| Schwarz B.I.C. | 1211.17 | | | |

^a: “***”表示 1%的顯著水準；**”表示 5%的顯著水準；*”表示 10%的顯著水準；括弧內為 t 值。

附表二：特徵價格之最小平方估計結果^a

| | 自行 療護 | 地區 診所 | 地區 醫院 | 區域 醫院 | 醫學 中心 |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| 生理健康分數 (PCS) | -0.1741 (-0.17) | -0.2694 (-0.57) | -2.5298 (-2.06)** | 0.6940 (0.39) | -0.7908 (-0.42) |
| 心理健康分數 (MCS) | -2.1251 (-2.62)*** | -0.3880 (-1.14) | -1.5087 (-1.31) | -1.6012 (-0.96) | 0.6320 (0.37) |
| 年齡 | -0.4255 (-0.95) | 0.0238 (0.10) | -0.3191 (-0.39) | 0.8704 (0.79) | -1.3655 (-1.23) |
| 性別 | -5.6739 (-0.45) | 1.4886 (0.23) | -37.8885 (-1.79)* | -57.9263 (-1.68)* | 2.5135 (0.07) |
| 教育年數 | -3.3364 (-1.67)* | 0.6383 (0.75) | 0.8208 (0.24) | 7.3272 (1.57) | -12.3403 (-2.43)** |
| 每百萬人醫師數 | 3.7380 (2.76)*** | 0.5116 (0.87) | -1.0566 (-0.51) | 6.1816 (1.70)* | 4.4649 (1.41) |
| 每百萬人醫院數 | -28.9202 (-2.47)** | -1.2421 (-0.25) | 6.0636 (0.35) | -45.1877 (-1.47) | -33.2741 (-1.28) |
| 矯正項 | -55.8737 (-0.60) | 9.2599 (0.15) | 63.5205 (0.37) | -83.5043 (-0.28) | 272.0530 (1.69)* |
| 常數項 | 272.7630 (3.00)*** | 138.4820 (2.86)*** | 407.5210 (2.98)*** | 324.2300 (1.98)** | 605.6990 (3.64)*** |
| R-squared | 17.71% | 2.23% | 11.23% | 13.58% | 11.75% |
| 樣本數 | 112 | 591 | 87 | 80 | 94 |

^a: “***”表示 1%的顯著水準；**” 表示 5%的顯著水準；*” 表示 10%的顯著水準；括弧內為 t 值。