

部分負擔調整對醫療利用的衝擊： 以2005年政策調整為例

許績天¹ 韓幸紋^{2,*} 連賢明³ 羅光達³

目標：本文探討2005年健保局調高部分負擔對民眾醫療利用和就醫選擇影響。**方法：**本文使用2005年健保百萬歸入檔中的西醫門診資料來分析政策效果。由於2005年部分負擔調高僅侷限於醫院，政策效果理應依民眾所屬鄉鎮使用診所高低而有差別。本文因而將病患經常就醫鄉鎮按平均診所就醫比例區分三組：低於65% (分組I)，65%-75% (分組II)，高於75% (分組III)，採障礙模型(Hurdle model)估計部分負擔調高後對各組就醫機率與次數影響。**結果：**部分負擔調整顯著減少就醫機率及門診次數。整體而言，調漲後半年門診次數減少0.34次(或6.1%)，其中醫院次數為0.07次，高層級醫院為0.01次。更重要的是，各分組間政策效果存在相當差異。處於使用醫院最高比例鄉鎮(分組I)民眾，降低醫院(和高層級醫院)利用；相反的，處於使用醫院比例最低鄉鎮(分組III)民眾，增加醫院(和高層級醫院)利用。這估計結果即使將樣本時間延長至政策前後一年仍相同。**結論：**部分負擔調高的確減少就診次數，降低民眾醫療利用。另外，政策效果會依民眾經常就醫地點而有顯著差異。一個可能解釋為醫院服務的容量限制(capacity constraint)。因醫院存在容量限制，使得鄰近醫院的分組I民眾較易接受醫院服務，但是當部分負擔調漲使得分組I民眾降低醫院就醫，此時就醫距離較遠鄉鎮民眾(分組III)填補原先醫院門診空缺，使得分組III民眾醫院利用反而在部分負擔調高後有所增加。(台灣衛誌 2011；30(4)：326-336)

關鍵詞：部分負擔、醫療利用、容量限制

前 言

為落實轉診制度，健保局於2005年7月15日對門診部分負擔進行調整。除基層診所維持50元不變外，地區醫院、區域醫院、與醫學中心的部分負擔分別從50元、140元與210元，增加為80元、240元與360元。此次調整特色在於2005年部分負擔調整幅度在不

同層級院所間有所差別，層級較高的醫學中心與區域醫院調整幅度超過70%，地區醫院則為60%，基層診所則無變動，且這次調整為歷年幅度最大。贊成者認為部分負擔能減少「道德風險」[1-3]，從需求面來降低醫療過度使用。特別是國人有小病到大型醫院的就醫習慣[4,5]，透過提高醫院就醫部分負擔，希望能間接落實轉診制度，降低醫療使用的無效率；反對者認為民眾就醫的自付價格提高，會傷害弱勢族群就醫公平性及可近性[6-8]。以醫學中心為例，門診掛號費加上部分負擔將近500元。如此高昂的就醫成本，會使弱勢群眾於小病時放棄就醫，拖延至大病才就醫，長期反而增加健保財務負擔。

¹長庚大學醫務管理學系

²淡江大學會計學系

³國立政治大學財政系

* 通訊作者：韓幸紋

聯絡地址：新北市淡水區英專路151號

E-mail: hwhan466@mail.tku.edu.tw

投稿日期：99年11月2日

接受日期：100年5月23日

相較於這個政策的諸多爭議，針對這次部分負擔調整所做的政策評估並不多。這可能是因為部分負擔在文獻上已有相當討論[9-12]，即使是在台灣，抑制費用效果也有定論所致[7,8,13-18]，但此次部分負擔調整方式與幅度與往年有所不同，針對此次調整進行政策效果評估有其價值。在僅有幾篇研究中，陳昕等以65歲以上老人為實驗組，榮民、榮眷等65歲以上免部分負擔老人為對照組，發現部分負擔費用的提高，使整組的醫療利用次數下降；此外，醫學中心及區域醫院價格彈性也較地區醫院為大[19]。不過，由於該文以65歲以上老人進行分析，結果能否類推到一般民眾還有疑問。Chen等人則是以整體門診數據進行時間序列分析，發現門診次數確有下降；若以不同層級院所資料比較，則僅對區域及地區醫院有影響，醫學中心則無顯著差異[20]。綜合來說，這兩篇研究均同意2005年調整部分負擔對門診次數確有抑制效果，但對是否影響民眾就醫院所選擇則沒有一致性看法。

根據上述，本研究利用2005年健保百萬承保抽樣歸人檔進行分析，以瞭解這次部分負擔調整對醫療利用的影響。由於健保政策一體適用，除非選取免部分負擔樣本，很難透過對照組比較來計算精確的政策效果。但2005年部分負擔調整以醫院為主，診所維持不變，由於此政策改變了不同層級醫療院所間的相對價格，因此這政策效果理應依民眾所屬醫療市場診所密度高低而有差別[21,22]。舉例來說，病患所處市場若鄰近醫院，受到政策衝擊理當較大；相反的，病患所處市場中若絕大多數為診所，受到部分負擔調整政策影響較小。據此，我們將病患依所處市場(經常就醫鄉鎮)之鄉鎮平均診所就醫比例區分為三組：低於65%(分組I)，65%-75%(分組II)，高於75%(分組III)，藉此探討這次政策調整對不同組別間醫療利用的影響是否存在差異。考量到醫療利用(門診次數)的計次屬性，實證上採障礙模型(Hurdle model)進行估計，將醫療利用分為兩部分：一個為就醫機率，一個為有使用醫療者門診次數，分別以邏輯模型

(Logit model)和零截斷負二項迴歸模型(zero-truncated negative binomial regression，以下簡稱ZTNB)評估部分負擔調漲衝擊，再根據所估計係數推估政策調整對整體就醫次數影響。

此外，2005年僅針對西醫門診與急診進行部分負擔調整，我們僅挑選西醫門診進行分析；再者，西醫門診依就醫層級高低分別為醫學中心、區域醫院、地區醫院，及基層診所，2005年部分負擔調整幅度在不同層級院所間有所差別，層級較高的醫學中心與區域醫院調整幅度超過70%，地區醫院則為60%，基層診所則無變動，也就是說，此次部分負擔在不同層級院所間並非等幅度調整。為了瞭解此次部分負擔變動究竟是抑制了病患整體西醫門診就醫，或是降低了醫院就醫，甚至僅對於高層級醫院就醫有所衝擊，我們進一步將醫療利用區分為西醫門診利用(包含基層診所、地區醫院、區域醫院，及醫學中心就醫，以下簡稱西醫門診)、診所就醫、醫院利用(包含地區醫院、區域醫院，及醫學中心，以下簡稱醫院就醫)，以及區域醫院以上利用(包含區域醫院及醫學中心，以下簡稱區域醫院以上就醫或是高層級醫院就醫)進行比較分析。

材料與方法

實證模型

為瞭解2005年部分負擔調整對醫療利用的影響，我們可使用下列估計式：

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \delta \cdot t + \varepsilon_{it}(1)$$

其中 y_{it} 為個人 i 於 t 期的就醫次數； X_{it} 為一變數向量，包括個人病患 i 的年紀、性別及經常就醫地區； ε_{it} 為一隨機誤差項。式(1)中最重要變數 t ，在部分負擔調整後為一，反之為零。假使政策施行後可有效減少人們的醫療利用，則上式估計係數 δ 應顯著為負。

僅以式(1)估計部分負擔調整政策效果有兩個問題。首先，這個估計可能會受到外在環境影響。嚴格來說，我們應利用受政

策影響與未受政策影響病患對照比較來排除外在環境效果。然而，部分負擔調整除少數免部分負擔者外(如重大傷病者、三歲以下兒童，百歲人瑞等)，其他均適用於該次調整。但這些樣本特性與一般民眾差異甚大，直接進行比較不見得合適。本研究將樣本依其所處市場(經常就醫鄉鎮)之鄉鎮平均診所就醫比例分成三組：低於65%，65%-75%，與高於75%，而將(1)式修改為(2)式：

$$y_i^g = \alpha_g + X_i^g \beta_g + \delta_g \cdot t + \varepsilon_i^g, g=1, 2, 3 \quad (2)$$

由於2005年部分負擔調整依院所層級而有顯著差異，對於所處市場內僅有診所可供就醫的病患而言，該政策對其影響有限；相反的，如果病患經常就醫鄉鎮其平均醫院就診比例較高，則受到部分負擔調整較大衝擊。透過分組設計，我們可分析政策調整對就醫選擇的影響。

另一問題在於依變項(醫療利用)計次屬性(count variable)。在醫療資料中，通常有相當比例民眾於一定時間內未曾就醫。若將這些群眾的就醫次數視為零，直接採普通最小平方方法估計，估計結果將存在偏誤(biased)與不一致性(inconsistent)[23]。本研究因而採障礙模型(Hurdle model)進行估計[24,25]。此模型下將醫療利用拆成兩個部分：

$$E(y_i | \mathbf{x}_i) = (1 - \pi_i) \times E(y_i | y_i > 0, \mathbf{x}_i) \quad (3)$$

式(3)中第一部份為估計病患的就醫機率(1 - π_i)，實務上使用全部樣本以邏輯模型進行估計，瞭解病患在政策施行後就醫機率的改變；第二部分為 $E(y_i | y_i > 0, \mathbf{x}_i)$ ，刻畫有使用醫療的病患(醫療利用為正)的醫療利用期望值，則採ZTNB模型來估計部分負擔改變對有就醫者醫療利用的影響。將這兩部分估計結果合併，則可推估政策施行後對醫療利用整體效果。

資料來源

為分析2005年部分負擔調整政策效果，研究需取得病患特性及就醫院所特性。健保資料庫記錄完整病患就醫記錄，以及特約院

所基本資料，相當適合這個政策分析。但完整健保資料過於龐大，本研究改用2005年百萬承保抽樣歸人檔。基於門診中僅西醫有明顯就醫層級問題，且2005年並未調整牙醫與中醫的部分負擔，因此我們僅使用西醫門診資料，刪除中醫、牙醫資料；但急診部分負擔變動和西醫門診有所差異，為了簡單起見，也刪除急診資料；再則，我們刪除享有免部分負擔優惠(約10%)，及偏遠與醫療缺乏地區病患樣本(約3%)。前者本來就不受部分負擔調整影響，後者同期間健保局另實施「山地離島地區醫療給付效益提升計畫」以及「醫療資源缺乏地區改善方案」，這兩方案提供院所誘因提高偏遠或醫療缺乏地區醫療利用，反使得認定政策效果困難，這些樣本因而刪除。最後，在確認樣本後，我們將2005年百萬抽樣承保歸人檔的就醫資料(claim data)轉換為每人每半年的就醫資料，並刪除半年內西醫門診就醫次數高於40次者來避免極端值影響。

但在資料處理中遭遇兩個問題。首先，健保資料雖記錄完整醫療利用，但若樣本於資料期間內未就醫，此時醫療利用資料反排除了未就醫樣本，直接採用會高估對就醫機率的影響而導致估計偏誤。為彌補這個差距，我們另外利用健保承保檔，將資料期間內投保卻未就醫樣本納入來獲取完整樣本；然而，這方式卻可能納入仍保有全民健保投保資格，但卻旅居國外的民眾。這群人使用健保與否、次數多少、和部分負擔政策並無關連。由於資料無法判定樣本實際狀況，分析中改採折衷辦法：保留資料期間未就醫樣本，但刪除1998年到2006年均投保卻皆無就醫記錄樣本(約佔1%)。

其次，估計式(2)需根據樣本經常就醫所在地受部分負擔影響大小加以分組。由於健保資料未詳列被保險人居住或工作鄉鎮，確認病患所處市場本身即是一個挑戰。本文依據韓幸紋、連賢明所用方法[26]，以政策改變前(2004年7-12月)樣本就醫記錄過半的院所所在鄉鎮來判定經常就醫鄉鎮，藉此判定病患所處醫療市場所在鄉鎮。舉例來說，某甲於2004年7-12月間門診次數有過半於桃

園市醫療院所就診，此時認定某甲經常就醫鄉鎮為桃園市；再依該鄉鎮居民平均診所就醫比例，分別以第33及66百分位加以微調，將其分類為三組：低於65%者，65%-75%，高於75%。一般來說，比例越高者代表該鄉鎮居民越習慣於診所就診，理當較少受到部分負擔調整衝擊。但採用這個標準推估經常就醫鄉鎮，同樣會因樣本於政策施行前半年未曾就醫，而產生推估困難。我們於是對未就醫樣本採兩階段處理：第一，在判定鄉鎮居民平均就診比例時，僅使用2004年7-12月間有就醫樣本，以減少未就醫樣本推定偏差影響；第二，對未就醫樣本，則從可找到1999-2004年健保記錄，選擇最接近2004年7-12月的半年醫療利用來推估經常就醫鄉鎮，盡可能保留可用樣本。

表一為部分負擔調整前全體樣本及各分組樣本特性。我們使用2004年7-12月半年資料作為調整前樣本，以避免季節因素干擾。扣除免部分負擔和偏遠地區病患樣本後，全部樣本共有838,983人，約為原百萬歸人檔樣本的八成五。其中分組I佔38%，分組II與III分別為28%與34%，各組樣本約略為三分之一。從表一可知，三組樣本所包括的鄉鎮數各為60，44，以及115個；三組樣本中普遍女性略多於男性，平均年紀為33-37歲，

年齡分組則以35歲以下最多，為65歲以上最少；三組性別和年齡雖有不同，但差異不大。若不考慮無就醫的樣本，全體平均診所就診比例為73%，三分組依序為63%、73%，以及83%；考量無就醫樣本後，診所平均就醫比例明顯下滑至六成左右，但三分組的順序沒有改變。

表二列出政策前(2004年7-12月)後(2005年7-12月)全部和各分組樣本的就診機率及就醫次數。以全部樣本來看，西醫門診、診所就醫、醫院就醫、或區域醫院以上就醫，在部分負擔政策調整後就醫比例均呈下降現象，其中西醫門診就醫比例下降2.17%，診所就醫比例下降1.55%，醫院及區域醫院以上比例減少3.15%和2.39%；而就醫次數亦有相同趨勢，西醫門診平均減少0.32次，診所門診平均減少0.2次，醫院和區域醫院以上減少0.12及0.08次，顯示部分負擔調整後，不論是就診機率或就醫次數均有減少現象。

將樣本依診所就醫比例分組後，表二顯示各組在醫院及區域醫院以上就醫比例和次數存在相當差別。由表可知，使用診所比例最低者(分組I)，醫院和區域醫院以上就醫比例分別減少5.3%和5%；比例最高者(分組III)區域醫院以上就醫比例卻增加0.17%。相同

表一 樣本特性^a

	全體樣本	分組I (65%-) ^b	分組II (65-75%) ^b	分組III (75%+) ^b
性別				
男性	48.70%	48.34%	48.47%	49.27%
女性	51.30%	51.66%	51.53%	50.73%
平均年齡(年)	34.70	36.56	34.27	32.98
20歲以下	26.12%	22.88%	26.31%	29.53%
20-35	27.54%	27.07%	28.46%	27.31%
36-45	17.63%	17.69%	17.52%	17.64%
46-65	21.62%	23.76%	21.14%	19.66%
66+	7.10%	8.59%	6.57%	5.87%
平均診所就醫比例(未含未就醫) ^c	72.68%	63.01%	73.28%	82.73%
平均診所就醫比例(含未就醫) ^c	58.51%	50.38%	59.18%	66.95%
鄉鎮數	219	60	44	115
病患人數	838,983	318,948	230,873	289,162

^a樣本分析期間為2004年7-12月。

^b三分組的分類乃依據所有樣本之診所就診比例，依據第33以及66百分位，再微調為<65%，65-75%，>75%進行區分。

^c係以個人之診所就診比例進行平均。

表二 部分負擔調整後之醫療利用統計^a

	全體樣本		分組I (65%-) ^b		分組II (65-75%) ^b		分組III (75%+) ^b	
	政策前	政策後	政策前	政策後	政策前	政策後	政策前	政策後
西醫門診^c								
有無使用(%)	80.51%	78.34%	79.95%	77.73%	80.75%	78.48%	80.93%	78.91%
次數(次)	5.54	5.23	5.61	5.29	5.56	5.23	5.46	5.16
診所就醫								
有無使用(%)	71.81%	70.26%	67.11%	66.73%	72.41%	70.61%	76.53%	73.86%
次數(次)	3.81	3.61	3.27	3.21	3.85	3.64	4.37	4.02
醫院就醫^c								
有無使用(%)	38.61%	35.46%	46.39%	41.10%	38.56%	35.38%	30.07%	29.32%
次數(次)	1.74	1.62	2.35	2.08	1.70	1.58	1.09	1.14
區域醫院以上就醫^c								
有無使用(%)	26.61%	24.23%	36.16%	31.15%	24.02%	22.10%	18.15%	18.32%
次數(次)	1.01	1.02	1.71	1.47	0.93	0.88	0.55	0.63

^a 政策前分析期間為2004年7-12月，政策後分析期間為2005年7-12月。

^b 三分組的分類乃依據所有樣本之診所就診比例，依據第33以及66百分位微調後進行區分。

^c 西醫門診包含診所、地區醫院，區域醫院及醫學中心的西醫門診；醫院就醫則包含地區，區域以及醫學中心西醫門診；區域醫院以上則包含區域以及醫學中心西醫門診。

的，在門診次數上，分組I的醫院和區域醫院以上就醫次數平均減少0.27和0.24次，反觀分組III卻些微增加0.05及0.08次。相較於分組I，分組III所受政策衝擊明顯較輕，這觀察和原先分組目的一致，顯示本研究以分組來區分政策效果應有其可行性。

結 果

根據式(3)，Hurdle模型包含兩個部分：採Logit模型估計就醫機率，和採ZTNB模型估計有就醫樣本醫療次數。由於這兩模型均為非線性(nonlinear)，衡量邊際效果會因評估點差異而有不同[24,25]。本文以Stata 10.1版本進行估計並計算邊際效果，於表三列出模型邊際效果估計值。為了方便解釋，我們將所估計出的機率變動值(Δp)，除以政策變化前就醫機率(p)，將其轉換成機率變動百分比呈現($\Delta p/p$)。此外，由於政策影響可能延續較長，我們試圖將觀察時間延長為政策實施(2005年7月)前後一年來進行分析，評估部分負擔調整的長期效果，並將估計結果列於表四。

一、前後半年

表三列出全部和分組樣本的Logit和ZTNB模型估計結果。以全部樣本來看，政策實施後平均門診就診機率下降約3%，醫院和高層級醫院則降低11~12%左右。若將三組樣本分別觀察，發現各組在西醫門診機率的變化有限；三組間存在較大差異的部分是在醫院和區域醫院以上就醫機率，分組I的醫院和區域醫院以上就醫機率則分別減低14.8%和18.6%，分組III則僅減少了6.2%和4.7%。這個結果顯示加重醫院部分負擔後，對醫院就醫機率則有相當減幅，尤以分組I鄉鎮居民受到政策衝擊較大。這個趨勢也可見於ZTNB模型所估計的就醫次數變化，在部分負擔調高後，三組平均西醫門診次數於半年間減低0.27-0.297次；比較大的歧異在於醫院和區域以上醫院就醫次數。在有就醫樣本的就醫次數上，分組I的醫院和區域醫院以上分別減少約0.19次和0.18次，分組III則為增加0.13次和0.22次，再次顯示部分負擔調高對於不同分組影響的差別。

根據Logit和ZTNB估計結果，表三計算調整部分負擔對整體就醫次數影響。根據式

表三 部分負擔制度改變前後半年對就醫機率與次數影響評估^{a,b,c}

	西醫門診			醫院就醫			區域以上就醫		
	機率	次數	整體	機率	次數	整體	機率	次數	整體
	Logit	ZTNB		Logit	ZTNB		Logit	ZTNB	
全體樣本	-0.0270** [0.0006]	-0.2934** [0.0103]	-0.336	-0.1093** [0.0018]	-0.0631** [0.0096]	-0.067	-0.1241** [0.0023]	-0.0335** [0.0104]	-0.012
分組I (65%-)	-0.0308** [0.0010]	-0.2969** [0.0169]	-0.340	-0.1480** [0.0024]	-0.1851** [0.0163]	-0.217	-0.1864** [0.0030]	-0.1777** [0.0173]	-0.207
分組II (65-75%)	-0.0283** [0.0012]	-0.2862** [0.0196]	-0.332	-0.1115** [0.0034]	-0.0734** [0.0179]	-0.096	-0.1116** [0.0047]	0.0289 [0.0194]	0.036
分組III (75%+)	-0.0264** [0.0011]	-0.2704** [0.0175]	-0.311	-0.0619** [0.0036]	0.1250** [0.0140]	0.142	-0.0466** [0.0050]	0.2226** [0.0148]	0.254

^a估計模型均控制性別，地區和五個年紀組，次數變數為大於零之整數。括弧內為標準差。^{*}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。

^b為了排除季節效果，選擇2004年7-12月與2005年7-12月，分析部分負擔調整前後就醫機率與次數的改變。

^c機率的邊際效果指政策變動後機率的變動百分比，次數的邊際效果係指給定就醫次數為正下，當政策改變後就醫次數期望值的變動。整體的邊際效果則是指政策變動後，就醫次數期望值的改變。

表四 部分負擔制度改變前後一年內對就醫機率與次數影響評估^{a,b,c}

	西醫門診			醫院就醫			區域以上就醫		
	機率	次數	整體	機率	次數	整體	機率	次數	整體
	Logit	ZTNB		Logit	ZTNB		Logit	ZTNB	
全體樣本	-0.0271** [0.0004]	-0.8561** [0.0176]	-1.1001	-0.0969** [0.0013]	-0.1751** [0.0129]	-0.2106	-0.1144** [0.0018]	-0.0975** [0.0075]	-0.1155
分組I (65%-)	-0.0291** [0.0007]	-0.8309** [0.0286]	-1.0747	-0.1166** [0.0018]	-0.3776** [0.0235]	-0.4829	-0.1517** [0.0024]	-0.3191** [0.0237]	-0.4085
分組II (65-75%)	-0.0281** [0.0008]	-0.8615** [0.0336]	-1.1197	-0.1001** [0.0025]	-0.1860** [0.0239]	-0.2252	-0.1049** [0.0036]	-0.0381 [0.0221]	-0.0444
分組III (75%+)	-0.0265** [0.0007]	-0.8592** [0.0299]	-1.1147	-0.0718** [0.0026]	0.0840** [0.0173]	0.0953	-0.0707** [0.0037]	0.1897** [0.0153]	0.2098

^a估計模型均控制性別，地區和五個年紀組，次數變數為大於零之整數。括弧內為標準差。^{*}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。

^b選擇2004年7月-2005年6月以及2005年7月-2006年6月，分析部分負擔調整前後一年內對就醫機率與次數的改變。

^c機率的邊際效果指政策變動後機率的變動百分比，次數的邊際效果係指給定就醫次數為正下，當政策改變後就醫次數期望值的變動。整體的邊際效果則是指政策變動後，就醫次數期望值的改變。

(3)可知，整體就醫次數變化需考量就醫機率的變化和有就醫者的次數變化。首先，就醫機率的減少指的是(3)式中 $(1-\pi)$ 的變動，有就醫者的門診次數變化則是該式中的 $E(y_i | y_i > 0, \mathbf{x}_i)$ 的改變，因此整體的改變公式如下：

$$\Delta E(y_i | \mathbf{x}_i) = -E(y_i | y_i > 0, \mathbf{x}_i) \times \Delta\pi_i + (1 - \pi_i) \times \Delta E(y_i | y_i > 0, \mathbf{x}_i) \quad (4)$$

按上式所計算出的整體就醫次數變化結果可知，調整後門診次數減少0.34次，約為六個月平均門診5.54次的6.1%，其中醫院減少0.07次，而區域醫院以上減少0.01次。若以三組進行比較，再次確立相當不同趨勢。首先，分組I在調漲後，不論是門診，醫院或區域醫院以上次數均減少，分組II門診減少和醫院次數減少，但區域醫院以上次數反

而增加，分組III則醫院和區域醫院均增加。值得注意的是，分組III民眾就診機率估計影響為負，說明醫院部分負擔調高後雖然使得醫院就診機率降低，但這些影響可能侷限於較少使用醫院資源者，常使用醫院就診者反增加其醫療次數，整體次數因而不減反增。

二、前後一年

表四則以表三模型設定，將樣本觀察期間延長到政策實施(2005年7月)前後一年。採較長觀察期間估計，一方面可避免醫療利用在上半年和下半年使用上差異，另一方面則可評估該政策是否具遞延效果。比較表三和四估計結果，可發現兩結果在估計係數方向上和半年完全一致，各分組間政策效果依舊顯著不同。但在幅度上，整體效果顯示一年減少次數略大於半年減少次數的兩倍，顯示長期效果的確大於短期效果，這有可能是部分負擔調高後，醫院的就診價格提高，導致居民降低醫療次數所致。

討 論

為抑制醫療利用並落實轉診制度，健保局於2005年7月以非比例方式增加部分負擔；亦即診所維持不變，加重未經轉診至醫院門診部分負擔。此措施提出後引起許多批評。由於醫療市場具有資訊不對稱性，醫病間形成特殊而複雜的代理關係(agency relationship)。調高部分負擔僅有可能僅提高了病人自費金額，能否如健保局預期的有效抑制醫療利用，甚至落實轉診制度，引發社會間許多討論。

本文使用2005年健保百萬抽樣歸人檔，分析2005年7月部分負擔調整對醫療利用影響。由於此次部分負擔調整於針對醫院調高部分負擔，對習慣使用醫院就醫病患理當造成較大衝擊。據此，本文根據病患經常就醫鄉鎮平均使用診所就醫比例，將樣本分為三組：低於65% (分組I)，介於65%-75% (分組II)，高於75% (分組III)，透過三組的醫療利用改變來觀察部分負擔調整政策效果。

研究結果發現，部分負擔調漲後民眾半年平均門診次數減少約6.1%，的確如預期的抑制了醫療次數。更重要的是，這次調漲後的政策效果會因經常就醫鄉鎮所在醫療資源而存在明顯差異。對處於使用醫院最高比例的鄉鎮組(分組I)民眾，部分負擔調漲後降低了醫院(特別是高層級)利用；相反的，處於使用醫院比例最低鄉鎮組(分組III)民眾，政策實施後反倒增加了醫院和高層級醫院利用。事實上，中央健康保險局於2005年7月大幅提高醫院就醫部分負擔後，若以各層級院所所在部分負擔調整前後的診療量進行比較(參考表五第1-2欄)，可發現各層級院所的診療量皆下降，但是醫學中心所受影響最小，基層診所次之。進一步比較各分組樣本於各層級院所就醫總量，分組I(受政策影響較大)的樣本於醫學中心與區域醫院就醫量大幅降低；相反的，分組III(受政策影響較小)的樣本反而有呈現增加的趨勢，分組間受政策影響的差異頗大。但究竟這些分組差異如何產生呢？一個可能的解釋是醫院服務的容量限制(capacity constraint)。以屏東縣為例，屏東市，東港鄉以及恆春鎮等地即為分組I，而其鄰近鄉鎮為分組III。由於分組I多

表五 各組樣本各層級院所就醫總量^a

	全體樣本		分組I (65%-) ^b		分組II (65-75%) ^b		分組III (75%+) ^b	
	政策前	政策後	政策前	政策後	政策前	政策後	政策前	政策後
醫學中心	409,778	385,167	261,346	226,396	79,711	79,162	68,721	79,609
區域醫院	544,988	495,693	302,373	253,313	143,317	131,670	99,298	110,710
地區醫院	576,342	526,531	216,147	201,988	192,631	170,707	167,564	153,836
基層診所	3,336,432	3,108,584	1,082,754	1,046,939	927,891	865,797	1,325,787	1,195,848

^a政策前分析期間為2004年7-12月，政策後分析期間為2005年7-12月。

^b三分組的分類乃依據所有樣本之診所就診比例，依據第33以及66百分位微調後進行區分。

半為醫院鄰近鄉鎮，在時間和交通成本考量下，最常也最容易使用醫院資源。調漲部分負擔後分組I民眾減少醫院就醫，釋出部份醫院資源給其他民眾，造成就醫距離醫院較遠鄉鎮民眾(分組III)醫院就醫增加，而使得分組估計結果在各組間產生顯著不同。

另一個可能是部分負擔調整導致小醫院的競爭力更為不足。由於全民健保採總額支付制度，在部分負擔調整前，這些健保費用會依據總額的點值打折支付，在部分負擔調整後，基於非比例的調整，相對降低大型院所因點值波動的財務風險，增加了大型院所的競爭力，更吸收設立於分組III鄉鎮的小醫院病患，導致分組間的政策效果存在差異[27]。

本文估計結果有兩點值得注意。首先，本研究發現此次部分負擔調漲後，醫院利用會因民眾經常就醫鄉鎮平均使用診所密度而有差距。這說明部分負擔調漲雖不如事前所預期的加速轉診制度落實，卻確實影響病患的就醫選擇，並使醫院資源由原先鄰近醫院的鄉鎮居民移轉到距離較遠的鄉鎮居民。其次，本文也替現有研究結果不一致提供一個合理解釋。和Chen等人相同[20]，本文發現部分負擔調整造成平均門診次數下降，政策調整對醫院門診整體利用衝擊相對有限；然而，不同組別間政策效果差異頗大，倘若處於醫院使用比例較高鄉鎮，居民醫院就醫減幅確實明顯較大，導致高層級醫院價格彈性較低層級為大。由於陳昕等使用65歲以上居民，這些樣本處於醫院使用比例較高鄉鎮機率可能不低，所估計高層級醫院的價格彈性有可能較高[19]，也就是說，這結果差異可能和樣本經常就醫鄉鎮使用院所比例相關。

本文最後說明幾點研究限制。第一，在2005年部分負擔調整後，院所部分負擔金額會因病患是否轉診而有不同。本研究以每人每半年醫療利用為觀察單位，除非該病患所有就診均採轉診，僅刪除轉診案件會導致醫療利用計算上偏誤，故於分析時仍納入轉診樣本；然而，轉診就醫佔全體案件數低於0.1%，對估計影響應屬有限。第二，在進行樣本分組時，由於缺乏病患實際居住地資

料，僅能透過病患就診院所所在鄉鎮推測其經常就醫地點，這個推估可能和病患真實居住地不盡相同，有導致估計誤差可能。第三，本文在分析中排除1998到2006年間沒有任何就醫紀錄樣本。雖說這些樣本應大部分旅居國外，但仍無法排除居住國內卻沒有使用醫療資源可能。假使如此，本文在就醫機率的政策效果應為高估，連帶高估了整體次數。第四，健保局於部分負擔調整前後，同時實施「醫院點值穩定方案」及「節流措施」等政策，這些政策效果雖在時間上和部分負擔政策重疊，可能會使政策效果估計有所偏誤；但這些政策並不改變院所間醫療價格，對研究結果影響應屬有限。最後，本文雖發現不同分組間所受政策影響存在差異，但基於健保資料缺乏所得變數，仍無法回答這次政策調整是否造成社經背景較差群眾就醫困難。

致 謝

本研究感謝參與Health Services Research 2010暑期會議、長庚大學醫務管理學系及政策實驗室研討會、台北大學財政學系、文化大學經濟學系演講與會者所提供意見；也感謝國家衛生研究院提供的全民健康保險研究資料庫。此外，作者感謝中央健康保險局(編號：DOH98-NH-1009)，以及國家科學委員會(編號：NSC 98-2410-H-182-012-MY2、NSC99-2410-H-004-052-MY2、NSC99-2410-H-032-083-)所提供研究經費。所有研究結果均屬作者個人意見。

參考文獻

1. Arrow K. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *Am Econ Rev* 1963;**53**:941-73.
2. Pauly MV. The economics of moral hazard: comment. *Am Econ Rev* 1968;**58**:531-7.
3. 藍忠孚、鄭惠珠：健康保險部分負擔制的理論與論證。公共衛生 1991；**18**：1-18。
Lan CF, Cheng HC. Theories and realities of the National Health Insurance copayment system. *Public Health* 1991;**18**:1-18. [In Chinese]
4. 林宜平、丁志音：由全民健保門診資料探討台

- 灣民眾的感冒求醫特性。台灣衛誌 2003；22：217-26。
- Lin YP, Ting CY. Outpatient care-seeking of colds and influenza under the health insurance system in Taiwan. *Taiwan J Public Health* 2003;22:217-26. [In Chinese: English abstract]
5. 吳肖琪、李玉春：總額支付制度下建立基層與醫院門診分級醫療指標之研究。台北：行政院衛生署全民健康保險醫療費用協定委員會，2004。

Wu SH, Lee YC. A Study Designed to Establish Medical Criteria for Grading Outpatient and Inpatient Visits under the Global Budget System. Taipei: National Health Insurance Medical Expenditure Negotiation Committee, Department of Health, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan), 2004. [In Chinese]

 6. 楊志良、林雨靜：健保費率以及部分負擔調漲之適當性評析。http://old.npf.org.tw/PUBLICATION/SS/091/SS-B-091-005.htm。引用2010/06/11。

Yaung CL, Lin YC. Analysis of the suitability of current National Health Insurance premium rates and increased copayments. Available at: http://old.npf.org.tw/PUBLICATION/SS/091/SS-B-091-005.htm. Accessed June, 11, 2010. [In Chinese]

 7. 薛亞聖、陳秀熙：全民健康保險門診新制部分負擔實施後對醫療利用之影響。行政院衛生署八十九年度委託研究計畫，計畫編號DOH89-HI-1015。台北：行政院衛生署，2002。

Hsueh YS, Chen HH. The Impacts of Adjusted Co-Payments in 1999 on the Use and Cost of Medical Care for the National Health Insurance in Taiwan. The Commission Research Plan from Department of Health, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan), 2000. Project Number DOH89-HI-1015. Taipei: Department of Health, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan), 2002. [In Chinese: English abstract]

 8. 薛亞聖：全民健康保險門診新制部分負擔實施後對醫療利用之影響(後續計畫)。行政院衛生署九十一年度委託研究計畫，計畫編號DOH91-HI-1001。台北：行政院衛生署，2003。

Hsueh YS. The Impacts of Adjusted Co-Payments in 1999 on the Use and Cost of Medical Care for the National Health Insurance in Taiwan: An Extension Study of Equity. The Commission Research Plan from Department of Health, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan), 2002. Project Number DOH91-HI-1001. Taipei: Department of Health, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan), 2003. [In Chinese: English abstract]

 9. Brandt A, Horisberger B, von Wartburg WP. Cost-Sharing in Health Care. New York: Springer-Verlag 1980; 117-29.
 10. Culter DM, Zeckhauser R. The anatomy of health insurance. In: Culyer AJ, Newhouse JP ed. *Handbook of Health Economics*. 1st ed. Amsterdam: Elsevier 2000; 563-643.
 11. Manning WG, Newhouse JP, Duan N, Keeler EB, Leibowitz A, Marquis MS. Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. *Am Econ Rev* 1987;77:251-77.
 12. Newhouse JP, Manning WG, Morris CN, et al. Some interim results from a controlled trial of cost sharing in health insurance. *N Engl J Med* 1981;305:1501-7.
 13. 李丞華、周穎政、謝啟瑞：全民健保保費調整時機之政策分析。自由中國之工業月刊 2000；90：1-15。

Lee CH, Chou YJ, Hsieh CR. A policy analysis of the optimal timing to adjust National Health Insurance premiums. *Industry Free China* 2002;90:1-15. [In Chinese]

 14. 李丞華、周穎政：全民健保一九九九年部分負擔新制之五大效應評估。行政院衛生署九十年度委託研究計畫，計畫編號DOH90-NH-004。台北：行政院衛生署，2002。

Lee CH, Chou YJ. Evaluation of 1999 Copayment Program under National Health Insurance---Overall Effect, Service-Specific Effect, Distributional Effect, Substitutional Effect and Health Effect. The Commission Research Plan from Department of Health, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan), 2001. Project Number DOH90-NH-004. Taipei: Department of Health, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan), 2002. [In Chinese: English abstract]

 15. 李卓倫、紀駿輝、賴俊雄：時間、所得與中西醫療價格對中醫門診利用之影響。中華衛誌 1995；14：470-6。

Lee JJ, Chi CH, Lai JS. The effects of time, income and price on the demand for Chinese medicine ambulatory care. *Chinese J Public Health* 1995;14:470-6. [In Chinese: English abstract]

 16. 周穎政：醫療服務價格彈性之研究。行政院國家科學委員會補助專題研究計畫，計畫編號NSC 90-2415-H-010-001。台北：行政院國家科學委員會，2002。

Chou YJ. A Study of Flexible Pricing of Medical Services. Project from National Science Council Grants, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan). Project Number NSC 90-2415-H-010-001. Taipei: National Science Council, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan), 2002. [In Chinese]

 17. 胡登淵、魏崇暉、周稚傑：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。台北：台灣經濟學會，2002。

Hu TY, Wei CH, Chou CC. Demands of, and

- Copayment for, Outpatient Visits for Pediatric Dentistry in Taiwan: An Analysis of City and County Data from 1997 to 2000. Taipei: Taiwan Economics Association, 1998. [In Chinese]
18. 陳聽安、徐偉初、周麗芳：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。台北：台灣經濟學會，1998。
 Chen TA, Tsui Steve WC, Chou LF. A Simulated Analysis of the Economic Effects upon the Taiwanese National Health Insurance System. Taipei: Taiwan Economics Association, 1998. [In Chinese]
 19. 陳昕、鄭守夏、蔡淑玲：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。台北：國立台灣大學衛生政策與管理研究所碩士論文，2007。
 Chen S, Cheng SH, Tsai SL. Estimating the price elasticity of hospital outpatient service: observation of a natural experiment [Dissertation]. Taipei: Institute of Health Policy and Management, National Taiwan University, 2007. [In Chinese: English abstract]
 20. Chen L, Schafheutle EI, Noyce PR. The impact of nonreferral outpatient co-payment on medical care utilization and expenditures in Taiwan. *Res Social Adm Pharm* 2009;**5**:211-24.
 21. Varian HR. *Microeconomic Analysis*. 3rd ed., New York: Norton, 1992.
 22. 盧瑞芬、謝啟瑞：醫療經濟學。台北：學富文化，2000。
 Lu JR, Hsieh CR. *Health Economics*. Taipei: Pro-Ed Publishing Company, 2000. [In Chinese]
 23. Cameron AC, Trivedi PK. *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press, 2005.
 24. Mullahy J. Specification and testing of some modified count data models. *J Econom* 1986;**33**:341-65.
 25. Cameron AC, Trivedi PK. Econometric models based on count data: comparisons and applications of some estimators and tests. *J Appl Econometrics* 1998;**1**:29-53.
 26. 韓幸紋、連賢明：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 2008；**36**：589-623。
 Han HW, Lien HM. Do children visit doctors more when the fee is lower? Evidence from the medical care subsidy program in Taipei. *Taiwan Econ Rev* 2008;**36**:589-623. [In Chinese: English abstract]
 27. Douglas TJ, Ryman JA. Understanding competitive advantage in the general hospital industry: evaluating strategic competencies. *Strat Mgmt J* 2003;**24**:333-47.

How did the increase in NHI copayments in 2005 affect the use of health care?

Ji-TIAN SHEU¹, HSING-WEN HAN^{2,*}, HSIEN-MING LIEN³, KUANG-TA LO³

Objectives: The aim of this study was to evaluate the impact of the increase in NHI copayments in 2005 on the choice and use of health care. **Methods:** We analyzed the outpatient utilization of one million NHI enrollees between 2004 and 2006. Because the policy increased only the copayment for hospital visits, it was plausible to expect that the effect would be smaller for individuals residing or working in towns with a lower propensity for visiting hospitals. Therefore, based on the average percentage of clinical care in the town of residence, the sample was separated into three groups: less than 65% (group I), between 65 and 75% (group II), and more than 75% (group III). We then used the Hurdle regression model to examine the effect of the new policy on the probability of health care utilization, and the number of outpatient visits for each group. **Results:** Our results showed that the increase in copayment significantly reduced the probability and the number of outpatient visits. We estimated that outpatient use six months after the policy change decreased by 0.34 visits (or 6.1%), of which 0.07 were visits to hospitals, and 0.01 were visits to regional hospitals or above. More importantly, the effect differed substantially across groups. Individuals residing or working in towns with a higher propensity to visit hospitals (group I) reduced their visits to hospitals after the policy change. On the other hand, individuals residing or working in towns with a lower chance of visiting hospitals (group 3) increased their visits. These findings were robust even after extending the sample period from six to 12 months. **Conclusions:** Our results confirmed that a copayment increase in 2005 reduced the use of outpatient services. Nonetheless, the effect differed substantially across groups with various propensities to make hospital visits. One explanation might be that there is a capacity constraint that limits outpatient services offered by hospitals. While individuals residing or working in towns near hospitals reduced their hospital visits due to the price hike, those residing or working in more distant towns increased their hospital visits. (*Taiwan J Public Health. 2011;30(4):326-336*)

Key Words: *payment, health care utilization, capacity constraints*

¹ Department of Health Care Management, Chang Gung University, Tao-Yuan, Taiwan, R.O.C.

² Department of Accounting, Tamkang University, No.151, Yingzhuan Rd., Danshui Dist., New Taipei City, Taiwan, R.O.C.

³ Department of Public Finance, National ChengChi University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

*Correspondence author. E-mail: hwhan466@mail.tku.edu.tw

Received: Nov 2, 2010 Accepted: May 23, 2011