

# 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

韓幸紋·連賢明\*

內政部於2002年實施「三歲以下兒童醫療補助計畫」，期望以減免部分負擔方式來降低就醫門檻，增加幼兒醫療利用。雖然此政策頗受好評，但在健保低部分負擔的前提下，額外減免部分負擔是否增加幼兒醫療利用，有待進一步商榷。由於北市率先於1995年針對3歲以下兒童減免部分負擔，並於1998年將對象擴及4-6歲兒童，這個補助政策的擴充，提供了一個機會瞭解減免部分負擔對幼兒醫療利用的影響。本文使用1997至2000年健保資料庫中6歲以下兒童的西醫門診資料，分析補助政策擴充至4-6歲兒童時，該年齡組幼兒門診次數是否增加。為了控制估計的可能偏誤，本研究進一步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。

**關鍵詞：**醫療補助，部分負擔，醫療利用  
**JEL 分類代號：**I18

---

\*作者分別為國立政治大學財政學系博士候選人與副教授。作者感謝成大經濟系、台大經濟系、中正社福系、國家衛生研究院、中華財政學會年會、台灣社福學會年會、台灣經濟年會等演講參與者的意見，以及朱澤民、傅從喜、鄭守夏、羅紀琮、劉錦添等教授的建議；連賢明感謝國家衛生研究院(計畫編號：HRI-EX95-9204PP)以及國科會(計畫編號：NSC 95-2627-H-004-001-MY2)於研究期間的補助，以及國衛院健保資料庫的協助。所有文責由作者們自行負責。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 36:4 (2008), 589-623。  
國立台灣大學經濟學系出版

## 1 緒論

爲了「減輕家庭負擔，使3歲以下兒童獲得適切的健康照顧，促進其身心正常發展」，內政部兒童局自2002年起實施「三歲以下兒童醫療補助計畫」。<sup>1</sup> 這計畫每年花費約18億，<sup>2</sup> 透過補助3歲以下幼兒部分負擔費用，一方面減少家庭中兒童醫療花費，另一方面則希望透過降低醫療價格，來增加兒童醫療利用，使幼兒健康得到更妥適照顧。雖說這政策自推出以來頗受好評，<sup>3</sup> 但台灣自1995年起施行全民健保，部分負擔僅佔就醫費用約10%，<sup>4</sup> 究竟免除幼兒部分負擔，是否能有效增加幼兒醫療利用？在計畫施行超過5年的今天，這個問題仍未清楚解答。

到底免除幼兒部分負擔能否增加兒童醫療利用？這個答案取決於兒童就醫時的價格彈性 (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) 所引發的醫療浪費，影響層面相當廣泛，一直是醫療經濟中的一個重要議題。<sup>5</sup> 然而，在估計價格彈性時卻常遭遇許多實際困難。以美國爲例，由於民衆各自選擇醫療保險，許多受保人會根據自身健康狀況選擇最有利的醫療保險，這種自我選擇的行爲 (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 -0.1 到 -2.56，<sup>6</sup> 大小相差超過20倍 (Cutler and Zeckhauser, 2000)。爲了瞭解正確的價格彈性，妥善設計健康保險中自負

<sup>1</sup>有關3歲以下兒童醫療補助計畫的目的、資格、以及施行規定，請見內政部兒童局網頁 ([http://www.cbi.gov.tw/text\\_version/displaySearchContent.do?method=displaySearchResult&publishWeb=1&text=true&targetNo=1&displayType=1&publishVersion=1&origin=menu\\_content\\_child&contentNo=21007](http://www.cbi.gov.tw/text_version/displaySearchContent.do?method=displaySearchResult&publishWeb=1&text=true&targetNo=1&displayType=1&publishVersion=1&origin=menu_content_child&contentNo=21007))。

<sup>2</sup>內政部每年補助3歲以下兒童門診部分負擔金額約13億元左右，住診部分負擔金額約5億元左右，合計約18億。

<sup>3</sup>根據世新大學民調中心調查，有61%的民衆對此計畫感到「滿意」，高達93.8%的民衆表示「贊成」。

<sup>4</sup>健保局在門診部分依就醫層級而有不同定額的部分負擔；在住診部分則依住院天數而有不同部分負擔比率。根據全民健康保險統計 (中央健康保險局, 2006), 1997-2000年間全體保險對象的平均部分負擔率約爲10%。

<sup>5</sup>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)。

<sup>6</sup>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。

金額,美國政府於1974年,花費五年時間,投入8,000萬經費(美元),進行健康保險實驗(Rand Health Insurance Experiment, HIE)。<sup>7</sup> 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 $-0.1 \sim -0.2$ 之間(Manning et al., 1987)。

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),但不同保險投保人和無保險者間個人特性差異甚大,導致所估計的價格彈性備受爭議。自1995年實施全民健保後,所有人加入單一保險制度,減少了保險價格內生性的疑慮;但也因為全民健保,所有政策變動與調整均一體適用,價格效果分析多半使用政策變動前後醫療利用的變化來推估。可惜的是,這類方法僅觀察「實驗組」的變化,無法掌握「控制組」的趨勢,所估計出價格效果彼此相去甚遠(陳聽安等, 1998; 劉文玉, 2001),<sup>8</sup> 也因此,近期研究多半使用「免部分負擔」樣本(如重大傷病, 921受災戶)作為控制組(李丞華·周穎政, 2000; 李丞華·周穎政, 2002; 陳昕等, 2007),但免部分負擔樣本和其他樣本在特性上相去甚遠,所得結果依舊令人有所疑慮。基於台灣不論是在社會環境或政府預算上,均不可能如美國般實施大規模的「社會實驗」(social experiment)來解決爭議,國內有關健保部分負擔的評估,多半退而求其次的套用HIE數據來分析。<sup>9</sup> 然而,我國一年的平均門診次數約為14次,超過美國平均次數兩倍以上;<sup>10</sup> 美國就診時多需透過家庭醫師,而台灣則沒有這類限制;另外,台灣於1995年開始施行全民健保,美國至今仍有超過數千萬人沒有醫療保險。<sup>11</sup> 這些醫療環境上許許多多的差別,都

<sup>7</sup>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)。

<sup>8</sup>這些研究所估計出的價格彈性介於 $-0.048 \sim -0.82$ ,結果差異頗大。

<sup>9</sup>相關說明詳見全民健康保險制度規劃技術報告(行政院經建會, 1990)。

<sup>10</sup>根據美國國家衛生統計局資料(<http://www.cdc.gov/nchs/>),美國每人每年平均門診次數約6次。依據衛生署出版之全民健康保險醫療統計年報(<http://www.doh.gov.tw/statistic/index.htm>),我國每人每年平均門診次數約為13-15次。

<sup>11</sup>根據美國疾病控制預防中心(<http://www.cdc.gov/nchs/data/nhis/earlyrelease/insur200709>).

使得研究者對於直接借用美國數據，抱持相當保留態度。

本文主要目的在於瞭解減免部分負擔是否增加兒童醫療利用。假使提高的話，其價格彈性為何？此外，價格彈性是否會因兒童家庭背景（如所得）而有差別？雖說內政部兒童醫療補助計畫，針對全台3歲以下兒童全面施行，同時內並無法找到可比較的對照組，但類似計畫在1995年起台北市率先實施於3歲以下兒童，並於1998年10月將補助對象擴張至6歲以下北市兒童。這個補助政策的擴充，提供了一個良好機會來瞭解減免部分負擔對幼兒醫療利用的影響。首先，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），有益於「實驗組」的界定；其次，這個補助政策的擴張，僅限於4–6歲北市兒童，鄰近的台北縣同年齡兒童並沒有類似補助，這提供了一個建立「控制組」的機會。由於北市和北縣兒童在家庭特性上存在相當差距，實證分析上採用「差異中的差異」（difference in difference, 後簡稱為 DID）方法，來控制北市和北縣兒童的基本差異；換言之，政策效果的比較基礎並不在於北市和北縣4–6歲兒童在醫療使用上是否有差距，而是這個差距是否隨著補助政策的擴張而有明顯增加。

除了 DID 方法外，本文還採用兩個其他方式來降低估計中可能產生的選擇性偏誤（selection bias）。首先，由於補助計畫降低了北市幼兒的醫療負擔，居住北縣兒童家庭有可能受到該優惠吸引，將幼兒戶籍遷至北市來享有這個優惠。基於因補助所衍生的家庭遷徙會造成選樣上的誤差，我們因而限制「出生即設籍北市、北縣兒童」做為估計樣本，以排除因政策引發遷徙行為的樣本。

其次，文獻上指出 DID 在實際運用時常因實驗組與控制組的選樣偏誤，或政策時間內其他未能控制的環境因素，導致估計上的誤差（Meyer, 1995）；換言之，即使使用 DID，我們依舊無法排除選樣誤差或是其他未控制因素干擾，無法建立降低部分負擔和增加醫療利用間「因果關係」的正當性。為了探測我們在兒童選樣上是否正確，以及估計中其他環境因素是否干擾，我們將相同估計方法進一步運用於北市、北縣1–3歲兒童。由於這

---

pdf) 所公布的醫療保險覆蓋範圍調查報告，2007年3月無醫療保險的人口高達4190萬人，佔總人口14.2%。

個擴張補助政策僅及於4–6歲北市兒童，並沒有造成1–3歲北市兒童補助任何變動，按理說這個擴張政策不會對1–3歲北市兒童的醫療利用造成影響，這提供了我們驗證政策效果的另一個機會；換言之，我們不但可分析北市、北縣4–6歲兒童，來估計減免部分負擔對醫療使用的影響，同時也可透過北市、北縣1–3歲兒童的醫療利用，觀察其差異是否「不隨」補助政策擴張而有改變。利用這兩組不同年齡層的結果，反覆驗證選樣的合理性和其他干擾因素的可能性，來驗證醫療利用與部分負擔間的因果關係。

本研究使用1997至2000年健保資料庫，擷取「出生即設籍北市與北縣」6歲以下兒童門診資料進行分析。和我們的預期相同，擴張補助政策僅增加了4歲以上北市兒童門診利用，對3歲以下兒童的醫療利用影響並不明顯。以政策效果而論，減免部分負擔平均增加了兒童門診次數1.6次，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 $-0.08$ 。其次，和一般預期相符，補助部分負擔對低所得組影響明顯高於高所得組，依據我們的估計顯示低所得組兒童其彈性略高於高所得家庭兒童。

本文大綱如下。第2節針對國內外相關文獻討論，第3節說明所使用的研究方法，以及實證模型的設定；第4節介紹所使用的健保資料，實驗組、控制組的樣本選取和敘述統計；第5節解釋估計結果，以及估計結果對不同樣本條件的韌度 (robustness)；最後我們說明本研究的可能限制以及未來的努力方向。

## 2 背景介紹

### 2.1 北市兒童醫療補助計畫

北市自1995年起實施兒童醫療補助計畫。和內政部的「三歲以下兒童醫療補助計畫」類似，透過補助幼兒醫療就診費用，達成「本市兒童身心健康，促進兒童正常發展」的目標。<sup>12</sup> 依據北市補助的相關規定，補助對象需滿足三個條件：參加全民健康保險3歲以下之兒童、設籍本市、且其父母之一（或監護人）設籍並實際居住本市滿2年者；補助項目為門、急、住診

<sup>12</sup>有關北市兒童醫療補助計畫目標、相關規定，可參見台北市衛生局網頁。網址為：<http://www.health.gov.tw/Default.aspx?tabid=289&mid=726&itemid=5172>。

掛號費,和中央健康保險局所規定部分負擔;<sup>13</sup>就醫時須選擇北市兒童醫療補助特約醫療院所就醫,才可減免相關醫療費用。由於該計畫頗受好評,北市議會於1998年10月決議將補助對象從1-3歲擴及4-6歲兒童,直到2001年內政部計畫實施3歲以下兒童醫療補助計劃後才取消門診補助。<sup>14</sup>

相較於內政部兒童補助計畫,北市兒童補助計畫有兩點不同。首先,北市計畫除免除健保部分負擔外,尚提供了定額掛號費補助(門診補助50元,急診補助80元)。另外,北市補助計畫對就診院所有所限制(見附表1)。雖然這些院所涵蓋北市所有醫院及大部分的小兒與耳鼻喉科診所,但仍未包括所有健保特約院所。<sup>15</sup>這兩個不同,使得採用估計結果推估兒童醫療利用價格彈性,乃至於進一步評估內政部兒童補助計畫的政策效果上會有些距離,我們在後面會再來討論。

表1列出1998-2005年北市兒童醫療補助金額。根據該表,北市於1998年補助人次近200萬人次,補助金額約2.6億;自10月起擴及4-6歲兒童後,1999-2000每年補助人次躍增為350萬人次,金額增加至近5億,佔當時北市衛生局預算10%(台北市政府主計處,2006)。由於兒童醫療補助計畫絕大多數(九成)用於門診補助,自2001年2月取消6歲以下門診補助後,補助金額立刻降為1.2億,之後逐年下降。

## 2.2 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(Phelps and Newhouse, 1974; Rosett and Huang, 1973)。然而,由於在美國醫療保險並非強制納保,民衆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

<sup>13</sup>該計畫除了掛號費及部分負擔的補助之外,尚補助兒童健康檢查掛號費及健康諮詢費,但該項補助不在本文討論之內。

<sup>14</sup>由於預算審查因素,內政部兒童局直到2002年3月才實施兒童補助計畫。

<sup>15</sup>根據2004年衛生局公告,兒童補助特約院所數共443家(見附表1),包含了北市內所有醫院及大部分的小兒科與耳鼻喉科診所。

表 1: 台北市兒童醫療補助費用<sup>a</sup>

單位: 千人次、千元

年	門診補助 <sup>b</sup>		急診補助 <sup>c</sup>		住院補助		總計	
	人次	金額	人次	金額	人次	金額	人次	金額
1998	1,950	226,291			16	35,780	1,966	262,071
1999	3,558	426,629			25	45,544	3,583	472,173
2000	3,538	441,540			26	54,680	3,564	496,220
2001	420	48,152	81	31,729	24	48,492	525	128,373
2002	138	8,776	97	27,156	12	22,574	247	58,506
2003	123	7,426	61	15,034	5	8,700	189	31,160
2004	113	6,733	46	12,214	4	8,052	163	26,999
2005	107	6,548	49	13,747	50	10,032	206	30,327

資料來源: 台北市統計年報 (台北市政府主計處, 2006)。

a 北市兒童醫療補助最早從1995年12月25日開始實施, 補助對象為3歲以下兒童; 自1998年10月10日起擴大補助對象為6歲以下兒童取消門診掛號及部分負擔補助, 另增6歲以下低收入戶、12歲以下罕見疾病或重大傷病兒童醫療補助。金額統計未包含健康諮詢補助、服務費及行政費補助等等項目。

b 門診補助人次含健康諮詢人次。

c 急診則至2001年才獨立統計。

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%。<sup>16</sup> 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;

<sup>16</sup>類似文獻還包括 Scheffer (1984) 利用1977年聯合礦工 (the United Mine Workers) 健

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  $-0.1 \sim -2.56$ )。<sup>17</sup> 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。

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5年時間,花費高達8,000萬美金,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。<sup>18</sup> 由於是隨機分配方式,解決了民衆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  $-0.1 \sim -0.2$ 之間 (Manning et al., 1987; Newhouse et al., 1981); 在不同年齡民衆上,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 (Lohr et al., 1986; Manning et al., 1987; Newhouse et al., 1981)。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 (Manning et al., 1987; O'Grady et al., 1985)。

### 2.3 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) 和沒有醫療保險民衆的醫療利用差距。<sup>19</sup> 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

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%。

<sup>17</sup>相關討論可見 Cutler and Zeckhauser (2000) 以及 Zweifel and Manning (2000)。

<sup>18</sup>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。

<sup>19</sup>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)。

如此，早期文獻所估計出的價格彈性有所差異<sup>20</sup>（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  $-0.05 \sim -0.82$  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、921 震災災民等享有免部分負擔群體作為「控制組」（李丞華·周穎政，2000；李丞華·周穎政，2002；陳昕等，2007）。但這些控制組多為高醫療利用群體，與一般民衆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。

在這些國內文獻中，也有以北市兒童醫療補助為研究主題的研究。胡登淵等（2002）以6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6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6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。

### 3 實證方法

#### 3.1 研究設計

為了清楚說明本文分析方法，表2列出了北市兒童醫療補助政策的施行對象、內容和時點。從1995年底，北市即針對1-3歲兒童提供包含門、急、住

<sup>20</sup>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  $-0.1 \sim -0.2$ 。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  $-0.1 \sim -0.293$ 。

表 2: 北市兒童醫療補助制度演變<sup>a,b</sup>

組別	1-3 歲		4-6 歲	
	實驗組: 北市	控制組: 北縣	實驗組: 北市	控制組: 北縣
1995/12-1998/10	○	×	×	×
1998/10-2001/1 <sup>c</sup>	○	×	○	×

a 北市兒童醫療補助計畫補助對象條件為參加全民健康保險者，符合設籍北市且其父母之一（或監護人）設籍並實際居住本市滿兩年者。門、急診補助項目包含掛號費與部分負擔，住診包含部分負擔。補助金額為門診掛號費 50 元，急診掛號費 80 元，部分負擔補助則依中央健康保險局之規定。

b ○ 表示有補助；× 表示無補助。

c 2001 年 2 月起北市取消 6 歲以下門診補助，急、住診則維持不變。

診的醫療補助，4-6 歲兒童則於 1998 年 10 月加入，一直到 2001 年 2 月取消兒童門診補助為止，北市 6 歲以下幼童均享有相當程度的醫療補助。由於健保資料最早從 1996 年開始提供，比較施行補助前後北市 1-3 歲兒童的醫療利用變化有實際的困難。因此本文重心擺在 1998 年 10 月兒童補助擴充至 4-6 歲幼兒的政策效果，這個擴張政策形成一個自然實驗 (natural experiment)，協助我們瞭解減免部分負擔對北市 4-6 歲兒童醫療利用的影響。另外，基於北市兒童醫療補助計畫中特約院所集中於西醫院所 (見附表 1)，研究範圍將以西醫門診為限，排除中醫和牙醫。

在確定研究範圍後，我們進一步介紹如何分析補助部分負擔對醫療利用的影響。一個常見的作法是比較北市 4-6 歲兒童在政策變動前後的醫療利用變化。這個方法雖然相當普遍，運用在幼兒身上卻可能因一些難以控制的環境因子而產生偏誤。舉例來說，若政策實施後出現了流行病 (如感冒、腸病毒) 而使得幼兒醫療利用增加，估計結果可能錯估補助政策的效果。據此，本文改採北市 4-6 歲兒童為實驗組 (treat group)，北縣同年齡組兒童為控制組 (control group)，分析北市、北縣兒童在「同一時間」內的醫療利用變化。由於北市、北縣在地理區位上相鄰，在同一段時間內遭受環

境因子的影響應該類似，這方法較容易排除共同因子所造成偏誤。

但即使比較北市和北縣同年齡兒童在同一時間內醫療利用變化，仍可能衍生估計上的其他問題。首先，這兩組兒童在家庭特性、居住環境上並非完全類似；一般而言，北市兒童家庭所得較高，且醫療資源較豐富，這些家庭特性差異可能會反映在醫療利用上；其次，在分析時間內，全台僅北市兒童享有這項優惠，這些優惠或許會影響家庭的遷移行為。舉例而言，北縣健康狀況較差的兒童可能選擇將戶口遷入北市，藉以享有免部分負擔的優惠，這類遷移行為將直接影響醫療利用，進而造成樣本選擇偏誤。最後，也是最困難的，即便採用控制組降低偏誤，也無法證實這個方法能夠有效排除因選樣或是其他環境因子產生的偏誤。換言之，所估計出的政策效果不一定等同於實際上部分負擔對幼兒醫療利用的影響。

我們採取三個方法來降低估計中可能產生的偏誤。第一，我們使用差異中的差異分析法 (DID) 來控制北市和北縣同年齡兒童家庭本身原有差異。這個方法將政策效果由單純比較實驗和控制兩組差異，轉換為比較這兩組樣本差異是否隨著政策實施後擴大，降低了北市、北縣兒童原有家庭特性對醫療利用的影響。第二，為了避免北市、北縣兒童家庭可能因醫療補助而有遷移戶籍，我們將樣本侷限在「出生即設籍北市、北縣」兒童，排除可能因政策變化而遷入北市、北縣樣本，詳細的選樣條件在後說明。第三，為了瞭解估計是否遭受環境因子的影響，我們透過設計兩組實驗，採用間接方式來確認偏誤可能和大小。根據同樣選樣原則，我們將原有實驗複製於北市與北縣 1-3 歲兒童。根據表 2，北市 1-3 歲兒童不論在 1998 年 10 月前後皆享有醫療補助，而北縣同年齡兒童不論何時均沒有這項優惠，按理北市和北縣 1-3 歲兒童的醫療利用差距應「不隨」隨擴張政策而有變化。藉由觀察兩組：1-3 歲和 4-6 歲兩年齡組醫療利用，我們可反覆確認選樣條件的合理性和其他干擾因素的可能性，進一步推論部分負擔與幼兒醫療利用間的因果關係。

### 3.2 實證模型

本文的實證方法主要採用差異中的差異法 (DID)。最早開始使用 DID 的是 Ashenfelter and Card (1985)，他們將 DID 用來評估職業訓練計畫是否

可確實提高參與計畫者的所得。由於僅使用參與計畫樣本的所得會造成誤差，他們利用其他未參與計畫者的所得變化，來控制其他經濟層面的因素的影響，以獲取職業訓練計畫的「真實」效果。自從這篇文章後，這方法普遍用於國內外各種政策效果評估 (Card and Krueger, 1994; Eissa and Liebman, 1996; 蔡淑鈴等, 2004)。

在 DID 的實際操作上需將樣本區分為實驗與控制兩組，在政策實施前後分別進行前測與後測，分別記錄這兩組政策實施前後的差異，再比較這兩組樣本政策前後差異是否有擴大或縮小。為了清楚說明，我們依序將時間劃分為兩期：1998年10月之前 ( $t = 0$ )，1998年10月之後 ( $t = 1$ )；樣本區分為兩組：設籍北市 (實驗組,  $T = 1$ )，設籍北縣 (控制組,  $T = 0$ )，主要的迴歸估計式如下：

$$y = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 t + \beta_{12} T \cdot t + \beta_3 X + u, \quad (1)$$

其中  $y$  代表兒童半足歲內的門診次數； $X$  則是其他控制變數，包括兒童特性 (性別、年齡)，家庭特性 (子女數目，家庭所得等)，居住環境等因素； $u$  則是一個不隨時間、兒童、家庭變化的隨機項。

在 DID 分析的重要係數有三個： $\beta_1$ 、 $\beta_2$  和  $\beta_{12}$ 。係數  $\beta_1$  反映的是實驗組與控制組之間的基本差異， $\beta_2$  反映出外在環境隨時間的變化對醫療利用的影響，最重要的係數是  $\beta_{12}$ ，它反映出政策介入後實驗組和控制組的差異是否擴大。假使實驗組政策實施前後的差異大於控制組的話，則可推論政策介入與主要觀察變項之間存在某些程度的因果關係，若這係數不顯著異於零，則表示政策效果不明顯。

## 4 資料及樣本說明

### 4.1 資料來源

依據估計模型，分析免部分負擔政策需要三方面的資訊：兒童醫療利用、兒童家庭特質，以及就醫院所特性。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，可供串連兒童家庭背景以及就醫院所特性，進一步整理為一個以兒童為單位的個人資料，本文因而使

表 3: 使用健保資料庫清單及變數

中文檔案名	英文檔案名	變數
門診處方及治療明細檔	CD	門診次數、門診醫療費用
醫事機構基本資料檔	HOSB	權屬別、層級別、所在鄉鎮
特定主題分檔: 承保檔	ID	性別、年齡、子女數、單薪家庭、投保金額、投保類別

相關說明參見國家衛生研究院網頁 <http://www.nhri.org.tw/nhird/index.php>。

用健保資料庫進行分析。基於台北市於 2001 年取消 6 歲以下兒童門診補助, 本文資料期間為 1997 至 2000 年。

表 3 列出所使用健保資料的各資料檔和各個變數。在兒童醫療利用上, 我們使用所有 6 歲以下兒童的門診處方及治療明細檔 (以下簡稱 CD 檔), 裡面記錄了兒童的門診資料。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。

比較複雜的是透過承保檔取得兒童個人及家庭特性。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。前面兩個變數為兒童本身資訊, 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兒童與投保人之間的關係。以目前健保設計來說, 兒童的投保人應為其父或母,<sup>21</sup> 藉此取得和兒童家庭特性相關的四個變數。第一, 由於健保中有關眷口數的設計, 一般而言, 家中所有兒童均依附於同一被保險人名下。<sup>22</sup> 根據依附父或母名下兒童年紀, 可計算該家庭中 12 歲以下子女數目。第二, 由於健保規定有工作者必須單獨

<sup>21</sup> 根據全民健康保險法及施行細則規定, 保險對象分為被保險人和眷屬, 沒有工作的眷屬依附被保險人 (投保人) 投 (退) 保。若選擇以直系血親眷屬身分投保者, 應隨「親等最近」之被保險人投保, 無法隨親等最近之被保險人投保並符合主管機關規定之特殊情形者, 得隨負扶養義務之被保險人投保, 也就是說, 兒童須依附父母投保, 無法依附父母投保者, 才可依附實際扶養人投保。

<sup>22</sup> 為了節省保費, 通常家中所有兒童都會依附在父母之投保金額較低者, 而不會分散投保。

投保,若兒童父母皆有工作,將需各自於僱用單位投保,不會依附其配偶投保,應為雙薪家庭,反之則為單薪家庭。根據配偶是否依附,我們判斷該家庭為雙薪或是單薪家庭。

第三,健保投保金額是根據投保人每月薪資所得為計算基礎,雖說薪資所得並非相等於個人全部所得,卻是家庭所得相當重要的一部份。但依據目前投保規定,家庭中兒童多依附於薪資所得較低的父或母一方投保,若僅以投保人投保金額推論,則會明顯低估雙薪家庭所得。基於此,我們對單薪家庭所直接以投保金額設算,雙薪家庭所得則依投保金額加倍設算,雖說該方法仍可能低估雙薪家庭所得,卻是健保資料中唯一可找到的家庭所得變數。最後,依據全民健保規定中的投保類目分類,我們將投保人的投保類別區分為公保、勞保、和其他三種,<sup>23</sup>以此代表投保人的就業身分。

#### 4.2 選樣條件

介紹了資料來源後,我們說明如何挑選出合適的實驗組與控制組樣本。本文實驗組為北市兒童醫療補助計畫的補助對象,依據北市的規定,兒童補助需符合下列三個條件:(1)參加全民健康保險(2)年齡為6(足)歲以下(3)設籍北市且其父或母(或監護人)設籍並居住北市滿2年者。<sup>24</sup>由於我們使用健保資料庫,樣本自然為參加全民健保兒童;其次,健保資料庫中紀錄兒童的出生年月日以及就診的年月日,可清楚界定兒童在就診時「足歲」為何。但由於是計算足歲,導致同年出生兒童其年紀並不相同,這在分析擴張補助政策的影響時,會使一些兒童遭遇不連續的政策效果,增加了資料處理的複雜度。以圖1為例,1995年3月出生兒童於舊制可享有補助至1998年2月(滿3足歲),但在北市於1998年10月將補助對象擴及4-6歲兒童後,可於10月再度獲得補助,也就是說,此兒童於4歲中的前7個月未有補助,後5個月則受到補助。

<sup>23</sup>依據全民健保相關規定,投保類目可依就業身分分為六類十四目,其中公保人口包含投保類目11以及12F者,大致上涵蓋了法定機關編制內之有給專任人員、公職人員,以及公私立學校編制內之有給專任教職員;勞保人口則包含投保類目12G、12H、12M、13-22者,大致上涵蓋了民營事業受雇者、職業工會會員等等,詳細說明參見全民健康保險研究資料庫譯碼簿 [http://www.nhri.org.tw/nhird/date\\_02.htm](http://www.nhri.org.tw/nhird/date_02.htm)。

<sup>24</sup>詳細內容參見台北市衛生局網頁 <http://www.health.gov.tw/Desktop.aspx>。

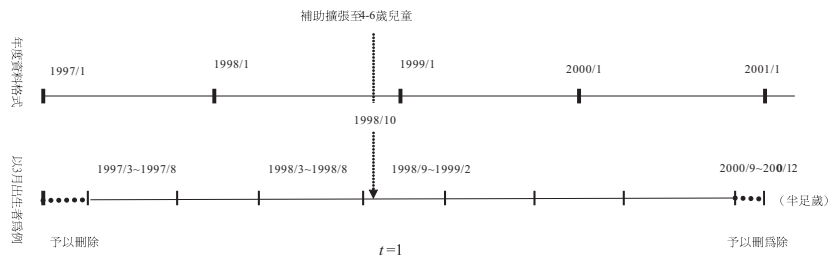


圖 1: 資料格式解釋圖

- 說明: a 以北市 1995 年 3 月出生者為例, 以出生月 3 月為起點, 每 6 個月彙整成一筆資料, 以「半足歲」為觀察單位。本文觀察期間為 1997–2000 年, 1997 年 1–2 月的資料, 以及 2000/9–2000/12 的資料長度未滿 6 個月, 予以刪除。該例可享有補助至 1998 年 2 月滿 3 足歲為止。1998 年 10 月北市補助對象擴張到 4–6 歲兒童, 又可再度獲得補助。
- b 1998/9–1999/2 的資料會跨過 1998/10 制度實施的時間點, 由於 6 個月當中有 5 個月已受到制度實施的影響, 已超過一半的時間, 故  $t$  設為 1。

由於受到政策不連續影響兒童主要為 1998 年滿 3 歲以上樣本, 一個可能的作法是將這些兒童 1998 年中該足歲資料刪除。然而, 全數刪除這些兒童所有樣本不免可惜, 本文折衷以「半足歲」為觀察單位,<sup>25</sup> 如圖 1 所示。改使用「半足歲」後, 1998 年滿 3 歲兒童其 4 歲的時間區分為 1998/3–1998/8 以及 1998/9–1999/2, 前段時間完全沒有醫療補助, 後段則有 5 個月享有醫療補助, 將其視為政策已介入。這雖然與實際情形仍有落差, 但已較以「足歲」為單位改善許多。另外, 為了方便說明, 在下面的討論中, 本文以 1 歲代表 0 足歲以上, 未滿 1 足歲之兒童, 2 歲代表 1 足歲以上, 未滿 2 足歲者, 其他以此類推。

補助對象的最後一個條件為兒童本身需設籍於台北市, 且其父或母 (或監護人) 設籍並居住北市滿 2 年。在健保資料檔中, 無法明確得知兒童實際設籍地, 以及父母設籍與居住時間長短。但不可諱言的, 這個設籍與居住

<sup>25</sup>「半足歲」並非以「年度」的概念進行劃分, 而是以樣本的出生月份起算, 每 6 個月為一觀察單位。

規定是北市補助的重要條件，若逕自將該條件忽略，則會造成選樣上的偏誤。為了能清楚界定實驗組，我們採用下列條件來滿足設籍與居住規定。首先，選取兒童身份代碼第一碼為 A 的樣本。因為健保身份代碼第一碼和內政部身分證字號第一碼相同，其中 A 者代表出生時設籍北市，<sup>26</sup> 再由於兒童出生設籍地應與父或母其一設籍地相同，可間接推論父或母設籍地亦為北市。然而，即便是出生時設籍北市，並不代表日後居住於北市，也無法知道其父或母是否設籍且居住北市滿兩年。對此，我們再加上另外兩個條件。第一，該兒童於「半足歲」這個觀察單位內，有超過一半就診院所位於北市。<sup>27</sup> 在健保資料中，雖無記載兒童現居地址，但卻明確紀錄就醫地點。一般而言，兒童通常於居住地點附近的醫療院所就醫，<sup>28</sup> 在「半足歲」內於北市就診過半兒童，絕大多數應居住於北市；第二，為了確定該兒童父或母連續居住兩年以上，我們進一步選擇於兒童連續於觀察期間內，其就診院所有一半以上位於北市，以確保其連續居住於北市。然而，2 歲以下的樣本在觀察期間只有不到兩年的資料，即使符合連續居住條件，仍可能不是北市的補助對象，這部分我們在後面會有所討論。

在敘述完實驗組的選取條件後，我們現在說明控制組樣本。基於下列理由我們選擇台北縣板橋市、三重市、永和市、中和市、新店市、新莊市等六個鄉鎮市作為控制組。首先，北市、北縣兩縣市不論是平均家庭所得、<sup>29</sup> 住家地價，<sup>30</sup> 均較為相近；其次，北市、北縣隸屬同一都會區，地理位置相近，遭受流行性疾病侵襲情況也類似。但是由於台北縣幅員廣闊，各鄉鎮市之間無論是人口、醫療資源分佈差異相當大，為了縮小實驗組與控制組的差

<sup>26</sup>根據內政部戶籍登記規定，出生登記應於出生後1個月內向新生兒實際居住地之戶政事務所申報，並初設戶籍。身分證字號共有10碼，身分證字號第一碼是以初次登記的戶籍地來編號，其中A為台北市，F者為台北縣。

<sup>27</sup>此條件不僅包含觀察單位內使用醫療資源過半於北市，且涵蓋觀察單位內無就醫紀錄者，以避免刪除健康狀況較佳的樣本，造成樣本選擇上的偏誤。

<sup>28</sup>從健保資料庫來看，兒童就診原因近八成是為感冒、腸胃不適等病因，就診醫療院所層級多為診所。

<sup>29</sup>根據中華民國台灣地區家庭收支調查報告（行政院主計處，2004）發佈2004年各縣市平均每戶家庭所得總額來看，與台北市較為接近的縣市有新竹市、新竹縣、桃園縣、台北縣、台中市。

<sup>30</sup>根據內政部公布之都市地價指數（<http://www.land.moi.gov.tw/chhtml/allpage.asp?cid=102>），和台北市住宅區地價較接近的地區為台北縣，特別是本文選取的六鄉鎮市。

異，我們選取鄰近北市且區內人口達20萬以上的鄉鎮市，包括板橋市、三重市、永和市、中和市、新店市、新莊市六個鄉鎮市，<sup>31</sup>這六個鄉鎮不但在都市化程度上和北市類似，交通上也是和北市最鄰近，比較上較為合適。但居住在這些鄉鎮居民通勤至北市工作比例相對也高，父母有可能因通勤至北市工作，認為兒童至北市就醫的成本不高，因而將兒童轉以設籍北市以享有醫療補助政策優惠，<sup>32</sup>選取出生即設籍北縣樣本並無法減輕誤差。基於此，我們仿照實驗組選取方式，選擇設籍北縣，且「連續居住」北縣六鄉鎮市兒童做為控制組樣本，以排除上述樣本。

表4中列出符合各個限制條件下的實驗組和控制組兒童人數。在北市兒童上，健保內設籍北市兒童每個年齡組約有15萬人左右，<sup>33</sup>加入就診過半於北市院所後刪除約21%的樣本，顯示設籍且居住北市人口約為其中八成，這個數據和石曜堂等(2003)估算約有20%的人口設籍與居住地不同相類似，<sup>34</sup>可見本文以於該縣市就該次數過半做為居住地的推定，應與實際情形相當接近。再加入「連續居住」後，則進一步刪除了約19%的樣本，也就是說，設籍且參與全民健保的6歲以下兒童中，約40%的樣本不符合設籍居住或連續居住的條件。最後，我們刪除兒童本身已享有免部分負擔，<sup>35</sup>以及兒童投保人不具備清楚可靠的承保資料，<sup>36</sup>這些樣本僅約5%，對實驗組樣本影響不大。

<sup>31</sup>參酌中華民國統計地區標準分類(行政院主計處, 1993)與林季平·林昭吟(2004)一文，選取北縣六鄉鎮市做為控制組樣本。

<sup>32</sup>另一個可能將戶籍轉為北市是因為兒童就學的原因。

<sup>33</sup>以1歲組為例，該組人數包含了1997-2000年不同年度間1歲人數的總計。根據2006北市統計年報，1997-2000年間設籍北市1歲人數約每年33,000人左右，4年加總約130,000人左右，略低於資料中1歲總人數，這可能是因為我們以足歲為劃分基礎，而北市出生人口統計以年度為劃分基礎。

<sup>34</sup>以整個台灣地區來看，設籍地與居住地不一致的比例約為17%，但以大台北都會區來看，設籍地與居住地不一致的比例較高，約為20%。

<sup>35</sup>由於本研究以6個月為單位，6個月中就醫紀錄中享有過半免部分負擔優惠者即剔除。但這些免部分負擔優惠者不包括健保所提供4歲以下兒童六次免費預防保健服務(未滿1歲提供四次、1歲以上未滿3歲一次、3歲以上未滿4歲提供一次)。

<sup>36</sup>因為投保人需於僱用單位投保，若是在半足歲內投保人接連轉換僱用單位，會使得這半足歲內有多筆承保資料，造成對應上的困難；另外，有些投保人的承保資料並不完整，半足歲內並沒有對應的投保資料。這些承保資料缺漏值的處理是先以前後半足歲的資料補上，若仍為缺漏，再予以刪除。

表 4: 6 歲以下不同選擇條件下之人數<sup>a</sup>

選擇條件	設籍北市及北縣者 <sup>b</sup>		和就診於設籍地過半者 <sup>c</sup>		和連續就診於設籍地過半者 <sup>d</sup>		和刪除有其他免部份負擔者 <sup>e</sup>		和具有可靠承保資料 <sup>f</sup>	
	北市	北縣	北市	北縣	北市	北縣	北市	北縣	北市	北縣
1 歲	146,828	192,964	117,236	104,760	90,060	63,943	89,701	63,864	80,647	55,037
2 歲	149,665	200,228	117,232	111,523	87,425	61,381	86,977	61,269	80,841	54,633
3 歲	151,761	208,834	119,815	118,767	87,976	63,601	87,484	63,459	81,640	57,034
4 歲	151,974	214,302	120,009	122,091	89,587	67,599	88,952	67,422	83,339	61,148
5 歲	151,332	214,091	118,499	121,173	92,345	72,866	91,616	72,622	86,069	66,445
6 歲	150,309	212,001	115,985	118,487	96,601	81,624	95,720	81,279	87,565	71,853

a 不同選擇條件下各年齡層人數是包含 1997-2000 年間的人數總計。以 1 歲為例，14 萬人是包含了 1997-2000 年各年間 1 歲人數的總計。

b 資料年度為 1997-2000 年，觀察單位則為「半足歲」，未滿 6 個月的資料則予以刪除 (參見圖 1)。選取承保檔中病人代碼為 10 碼，且第一碼為 A 及 F，年齡為 6 足歲以下之兒童。我們僅可從病人代碼獲知兒童出生設籍縣市，因此北縣的部分是涵蓋全縣 6 歲以下參與全民健保兒童數。

c 保留於觀察單位內使用醫療資源過半於設籍地，且包含觀察單位內無就醫紀錄者，以避免刪除健康狀況較佳的樣本，造成樣本選擇上的偏誤。至於北縣者僅保留居住地區為板橋市、三重市、永和市、中和市、新莊市、新店市等六鄉鎮市。

d 資料年度間每個觀察單位內皆使用醫療資源過半於設籍地，且包含觀察單位內無就醫紀錄者。

e 刪除享有其他免部分負擔措施的樣本，以免錯估北市兒童醫療補助及 4-6 歲兒童對就醫次數之影響。

f 由於投保人需於僱用單位投保，若是在半足歲內投保人接連轉換僱用單位，會使得半足歲內有多筆承保資料，造成對應上的困難。另外，有些投保人的承保資料並不完整，半足歲內並沒有對應的投保資料，因此我們僅保留可串連可靠承保資料的樣本。

在控制組的部分，透過兒童健保代碼，我們選擇兒童出生即設籍北縣樣本。根據表 4，出生設籍北縣兒童在每個年齡層約 20 萬人。由於我們以六鄰近鄉鎮作為居住選擇條件，設籍北縣且居住六鄉鎮市者減少至 10 餘萬人，為原先的一半左右。若進一步要求連續居住於六鄉鎮，有三至四成兒童被刪除，高於北市的兩成，這可能是因為北縣居民多來自於外縣市，居住情形較不穩定。再扣除其他條件後，最後的樣本約為原先北縣兒童樣本的三分之一到四分之一，但即使如此，控制組樣本每年仍有超過 6 萬名兒童。

### 4.3 敘述統計

基於補助擴張政策影響的主要是北市 4–6 歲兒童，我們將 6 歲以下兒童區分為 1–3 歲及 4–6 歲這兩個年齡組。由於實際分析中是以「半足歲」為觀察單位，不論是政策實施前或後，這兩個年齡組均涵蓋了好幾個觀察單位。為了便於比較，我們選擇制度實施前後的兩個時點：包含 1998 年 7 月和 1999 年 7 月的兩個時點的半足歲樣本，來比較北市和北縣樣本平均門診次數以及其家庭特性。表 5 將北市和北縣樣本每「半足歲」的平均門診次數列出。由表 5 可知，在 1998 年 10 月前，北市 4–6 歲兒童平均門診次數 8.68 次，與北縣的 8.94 次差異並不大。當政策實施後，北市 4–6 歲兒童平均門診次數由 8.68 次上升為 10.13 次，增加了 1.45 次；相對的，北縣僅由 8.94 次上升至為 9.35 次，增加 0.41 次。顯示補助計畫擴張後，北市和北縣 4–6 歲兒童就醫次數差異擴大為 1.04 次。

表 5 同時列出北市、北縣 1–3 歲兒童在兩個時點下的醫療使用。由於 1–3 歲並沒有受到擴張補助政策的影響，按理在醫療使用差距上應沒有變化。從表 5 來看，北市和北縣平均就醫次數差異的確不因制度變化而有顯著改變。以平均次數而論，北市 1–3 兒童其門診次數與北縣同年齡兒童，不論在 1998 年 10 月前或後，差距均維持約在 0.2 次左右。

表 6 進一步則將實驗組和控制組這些兒童的家庭特性，依制度實施前後時間點列出。由表 6 可知，不論是北市和北縣，相同縣、市樣本在制度實施前後的差異不大，比較大的差異是在於北市和北縣兒童家庭特性上。在子女數方面，北市 3 個以上子女的比例低於北縣約 7%；以公保比例來看，北市略高於北縣約 3%；此外，北縣的單薪家庭比例略高，且低所得組所佔

表 5: 實驗組和控制組政策實施前後門診平均次數變化<sup>a,b</sup>

組別		實施前 (1998.7)	實施後 (1999.7)	時間前後差異
1-3 歲	實驗組 (北市)	10.39	10.93	0.55
	控制組 (北縣六鄉鎮)	10.45	10.77	0.32
				0.23 差異中差異
4-6 歲	實驗組 (北市)	8.68	10.13	1.45
	控制組 (北縣六鄉鎮)	8.94	9.35	0.41
				1.04 差異中差異

a 實驗組為設籍且連續居住北市者；控制組為設籍北縣且連續居住六鄉鎮市的兒童。

b 此表格列出 1998/10 北市兒童醫療補助計畫補助對象由 1-3 歲擴及 4-6 歲兒童其就醫次數變化。

比例高於北市約 7% 左右。由此可知，無論 1-3 歲或 4-6 歲兒童，北市和北縣在家庭特性上存在顯著差距。這也是我們採用 DID 的方法分析免部分負擔的政策效果的主要原因。

## 5 實證結果

### 5.1 基本模型

本研究使用 1997 到 2000 年健保資料，搭配 DID 方法來探討減免部分負擔對醫療利用的影響。根據 DID 模型，估計中的重要變數包括了實驗組、政策介入，以及前兩者的交叉效果這三個變數，如果在 1998 年 10 月後，4-6 歲兒童的醫療利用隨著北市補助政策的擴張而提高，則 4-6 歲兒童的交叉效果係數應為顯著大於 0；相反的，由於 1-3 歲兒童並沒有受到補助擴張的影響，這個係數應不顯著異於 0。透過 1-3 歲與 4-6 歲兩組估計結果比對，我們可以交互驗證部分負擔的政策效果。

除了前述的三個變數外，估計模型中還包括了兒童個人以及家庭特性

表 6: 樣本基本特性<sup>a</sup>

		單位: %				
組別	變項	實施前 (1998.7)		實施後 (1999.7)		
		北市	北縣六鄉鎮	北市	北縣六鄉鎮	
1-3歲	子女數 <sup>b</sup>	1	42.91	36.16	43.60	37.66
		2	42.04	41.37	41.62	40.61
		3+	15.04	22.47	14.78	21.73
	家庭結構 <sup>c</sup>	單薪家庭	31.46	37.54	32.29	38.37
		低所得組	16.97	25.25	17.39	25.98
	所得分組 <sup>d</sup>	中所得組	58.25	61.04	57.04	60.45
		高所得組	24.78	13.71	25.58	13.57
	投保類別 <sup>e</sup>	公保	11.21	7.10	11.00	6.90
		勞保	78.06	79.70	77.97	78.60
		其他	10.74	13.20	11.03	14.50
樣本數		57,628	39,126	57,686	38,318	
4-6歲	子女數 <sup>b</sup>	1	25.32	20.63	26.46	21.89
		2	55.33	51.77	54.20	50.93
		3+	19.34	27.59	19.33	27.18
	家庭結構 <sup>c</sup>	單薪家庭	30.48	35.09	31.89	36.22
		低所得組	16.65	23.45	17.08	24.04
	所得分組 <sup>d</sup>	中所得組	57.94	62.13	56.94	61.14
		高所得組	25.41	14.43	25.98	14.81
	投保類別 <sup>e</sup>	公保	12.85	8.19	12.33	7.92
		勞保	77.59	80.79	77.64	80.12
		其他	9.56	11.02	10.03	11.96
樣本數		62,005	48,859	60,657	45,404	

a 制度實施前後各選擇 1998 年 7 月、1999 年 7 月兩個時點，呈現樣本特性之分佈情況。

b 子女數是指依附同一投保人中為 12 歲以下子女的數目。

c 單薪家庭是指依附同一投保人的眷屬中包含配偶者。

d 所得分組是按設算家庭所得高低分組，26,400 元以下為低所得組，介於 26,400 元及 76,500 元間為中所得組，高於 76,500 元為高所得組。

e 投保類別代表兒童之投保人其就業身分。

相關變數。這些個人和家庭變數包括兒童性別、年齡、投保金額、單薪家庭、投保類別(公保, 勞保, 其他), 和家庭內子女數等。然而, 仍有許多影響兒童醫療利用的重要變數(如父母教育程度)無法納入, 這些家庭背景變數的不足, 不免使研究者對估計結果其可靠性加以質疑。由於健保資料庫對個人代碼加以轉碼, 無法透過串連其他外部資料(如戶籍檔), 將重要家庭變數納入, 爲了分析這些家庭變數是否對估計結果造成衝擊, 我們在估計中依次將不同的個人及家庭變數分批納入, 透過估計係數的變化, 觀察個人及家庭變數對估計結果的影響。在第一組中放入個人特性變數: 兒童性別與年齡; 在第二組的估計中, 另外控制了家庭子女數目; 第三組則加入投保人的投保類別(公保, 勞保, 其他); 最後一組則再納入投保人所得相關變數(家庭所得高低分組, 單薪家庭, 和其交叉項); 此外, 不論是哪一組, 我們均控制兒童居住鄉鎮市, 以掌握地區間無法觀察的差異。透過這四組估計結果, 可以看出不同家庭變數對政策效果的影響。此外, 爲了排除變異數不具齊一性的影響, 所有估計結果均採用穩健標準誤差(robust standard error)。

根據表7中4-6歲的估計結果, 在控制個人特性與居住地區後, 交叉效果係數爲0.81且顯著, 表示北市減免部分負擔後, 兒童將會增加門診次數; 第二組則加入家庭變數中的子女數, 交叉效果的係數稍增; 第三組再加上投保類別, 和第二組的結果相較, 不論是交叉效果係數、制度介入與實驗組的係數皆十分相近; 最後一組再納入所得相關變數(包含家庭所得分組、單薪家庭以及兩者交叉項), 交叉效果係數略減爲0.79, 但與其他組的結果差異不大。由上述可知, 交叉效果係數並不隨家庭變數增加而有顯著改變, 顯示估計政策效果是相當穩定的, 其他無法取得的家庭變數對估計結果應無太大影響。

爲了驗證估計結果是否因選樣或其他環境因子產生偏誤, 我們以相同選樣條件, 另選出北市與北縣1-3歲兒童進行估計。相較於4-6歲組顯著的政策效果, 在控制不同變數之下, 1-3歲組的交叉效果皆未達統計上顯著水準, 這和我們預期1-3歲不受政策影響的推論一致。然而, 估計結果也有些和預期不一致, 主要是1-3歲組政策介入係數( $\beta_2$ )值爲負, 這隱含1-3歲兒童在政策介入後降低了門診就醫次數, 也和4-6歲組政策介入係

表 7: 門診 DID 之迴歸結果<sup>a,b</sup>

門診次數	控制性別、年齡、 居住地區		和子女數		和投保類別		和所得相關變數 <sup>c</sup>	
	1-3 歲	4-6 歲	1-3 歲	4-6 歲	1-3 歲	4-6 歲	1-3 歲	4-6 歲
交叉效果	-0.012 0.041	0.810** 0.036	-0.023 0.040	0.812** 0.036	-0.043 0.040	0.797** 0.035	-0.039 0.040	0.790** 0.035
政策介入	-0.353** 0.031	0.172** 0.026	-0.333** 0.031	0.160** 0.026	-0.295** 0.031	0.202** 0.026	-0.304** 0.031	0.178** 0.026
實驗組	0.116 0.068	-0.008 0.063	0.196** 0.068	-0.069 0.063	0.154* 0.068	-0.109 0.062	0.152* 0.068	-0.217** 0.062
截距項	9.936** 0.050	9.664** 0.044	9.013** 0.054	10.841** 0.050	9.498** 0.062	12.007** 0.056	9.974** 0.171	12.633** 0.157
樣本數	702,358	785,447	702,358	785,447	702,358	785,447	702,358	785,447

a \* 表示 5% 的顯著水準, \*\* 表示 1% 的顯著水準, 括號內為 robust standard error.

b 此迴歸分析包含觀察單位內無就醫紀錄的樣本, 其門診次數設為 0.

c 所得相關變數包含家庭所得分組、單薪家庭以及兩者交叉項.

數方向相反。由於1998年春夏之際正爆發第一次腸病毒大流行,3歲以下兒童醫療利用有可能受到這個因素影響。因此,我們將橫跨1998年1月這個時點於樣本中刪除,此時1-3歲組的政策介入的係數為轉為正且顯著(0.13),顯示腸病毒流行是造成 $\beta_2$ 為負的關鍵。在考量了腸病毒的影響後,不論1-3歲與4-6歲兩組估計結果皆符合我們預期,間接證明我們的選樣條件設定應合理,並顯示出兒童醫療利用提高的主因應來自部分負擔的減免。平均而言,北市4-6歲兒童減免部分負擔之後半足歲的門診次數高出0.79次,一年增加1.6次門診次數,佔全年醫療利用7.8%,可看出部分負擔與門診次數存在負向的關係,減免部分負擔的確會提高兒童門診次數。

## 5.2 樣本選擇檢驗

前述門診研究結果皆符合我們的預期,我們進一步將不同的樣本選擇下的估計結果相互比較,以驗證我們的樣本選擇是否合適。首先,表7中僅區分為1-3歲與4-6歲共兩組進行估計,但是這兩組內各自包含三個年齡組的兒童,為了確認各年齡組的迴歸結果是否仍皆符合其研究假設,表8進一步依兒童年齡分成六組,分別估計1歲至6歲的效果。由於我們使用健保母體資料,每個年齡組觀察值仍有20萬,應具相當代表性。由表8結果發現,4、5、6歲組的交叉效果係數值介於0.74~0.85且達顯著水準,而且三個年齡組的係數值差異不大;相反的,1、2、3歲組的交叉效果係數皆未達統計上的顯著水準。顯示我們的結果,即使在細分不同年齡組後仍符合預期。

其次,我們的選樣條件為出生時設籍且連續居住北市、北縣的兒童,由於健保資料庫中並無居住地的資訊,僅能透過兒童就醫院所所在縣市來判定其居住地。當半足歲內無任何就醫紀錄時,將無法根據其就醫地點判定其居住地,若是直接將這些因半足歲內無就醫紀錄而無法判定居住地的樣本全數刪除,將會刪除因健康狀況較佳而無就醫的樣本,造成高估實證結果的可能。因此研究中先將半足歲內無就醫紀錄的部分假定為居住於出生時設籍地。但這種處理方式可能會造成一些疑慮,特別是樣本於觀察期間的第一筆或最末筆半足歲內無就醫者,很可能是屬於觀察期間之後才居住於設籍地,或是觀察期間內已遷移出設籍地的狀況產生,這些變化均可能

表 8: 不同年齡組 DID 之迴歸結果<sup>a,b</sup>

門診次數	1 歲	2 歲	3 歲	4 歲	5 歲	6 歲
交叉效果	-0.114 (0.073)	-0.003 (0.071)	0.043 (0.066)	0.854** (0.064)	0.741** (0.062)	0.769** (0.057)
政策介入	-0.446** (0.057)	-0.316** (0.055)	-0.186** (0.050)	-0.005 (0.048)	0.259** (0.046)	0.278** (0.042)
實驗組	-0.488** (0.120)	0.327** (0.121)	0.612** (0.114)	-0.031 (0.113)	0.115 (0.109)	-0.282** (0.100)
截距項	8.705** (0.278)	11.233** (0.321)	10.869** (0.286)	12.861** (0.284)	12.439** (0.268)	11.171** (0.263)
樣本數	224,286	234,524	243,548	251,717	265,323	268,407

a \* 表示 5% 的顯著水準, \*\* 表示 1% 的顯著水準, 括號內為 robust standard error。

b 尚控制性別、居住地區、子女數、投保類別, 以及所得相關變數。此迴歸分析包含觀察單位內無就醫紀錄的樣本, 其門診次數設為 0。

造成估計上的偏誤。

對於這些樣本, 我們分為三種處理方式檢驗對估計結果的影響: (1) 刪除第一筆半足歲資料中無就醫紀錄的兒童; (2) 刪除最末筆半足歲資料中無就醫紀錄的兒童; (3) 刪除以上兩種情況的樣本, 也就是刪除第一筆或最末筆半足歲內無就醫者。表 9 中列示在不同處理方式下之結果, 並與表 7 的結果進行比較, 4-6 歲組交叉效果係數皆為正且達顯著水準, 係數大小介於 0.76-0.78, 估計結果可謂相當接近; 至於 1-3 歲組的部分, 後兩種處理方式下, 交叉效果的係數雖然顯著異於 0, 但相較於 4-6 歲組係數達 0.75 以上, 係數僅 -0.1 左右, 且顯著水準僅達 5%, 顯示我們對觀察期間內兒童無就醫記錄的樣本處理方式, 並不會對結果有太大影響。

### 5.3 遞延效果

另一個可能造成估計誤差的原因是遞延效果。由於北市 4-6 歲兒童在其 1-3 歲時會是舊制 (1998 年 10 月前) 下的補助對象, 因此在評估補助計畫對

表 9: 樣本選擇檢驗<sup>a,b</sup>

門診次數	刪除第一筆 資料無就醫		刪除最末筆 資料無就醫		刪除以上 兩種情況	
	1-3 歲	4-6 歲	1-3 歲	4-6 歲	1-3 歲	4-6 歲
交叉效果	-0.059 (0.041)	-0.759** (0.036)	-0.099* (0.042)	0.777** (0.036)	-0.103* (0.042)	0.767** (0.037)
政策介入	-0.404** (0.031)	-0.318** (0.027)	-0.134** (0.032)	0.519 (0.027)	-0.221** (0.032)	0.452** (0.028)
實驗組	0.428** (0.069)	-0.267** (0.064)	0.339** (0.070)	-0.176** (0.064)	0.357** (0.071)	-0.255** (0.065)
截距項	9.676** (0.172)	12.990** (0.163)	9.689** (0.177)	12.714** (0.163)	9.796** (0.177)	12.508** (0.167)
樣本數	678,327	727,485	652,540	725,000	640,526	689,056

a \* 表示 5% 的顯著水準, \*\* 表示 1% 的顯著水準, 括號內為 robust standard error。

b 尚控制性別、年齡、居住地區、子女數、投保類別, 以及所得相關變數。此迴歸分析包含觀察單位內無就醫紀錄的樣本, 其門診次數設為 0。

4-6 歲兒童之影響時, 可能會受到其先前享有醫療補助的遞延效果影響。如這些兒童在 1-3 歲時原享有醫療補助, 已經「習慣」了免費的醫療資源, 即使補助中斷後, 就醫行為可能很難馬上調整, 造成其就醫次數較沒有補助的北縣兒童為高; 相反的, 這些兒童也有可能受益於先前的醫療補助, 導致身體健康較佳, 其醫療利用反較同年紀 4-6 歲北縣兒童為低。換句話說, 這些北市、北縣兒童的醫療利用差異, 並非完全是受到現前醫療補助的影響, 而是來自於先前醫療補助所造成的遞延效果。

為了檢驗遞延效果是否會影響估計結果, 我們可以比較北市 4-6 歲中「連續」和「不連續」接受醫療補助兒童其醫療利用差異, 來分析遞延效果的大小。一個簡單的檢驗方式是比較表 8 的不同年齡組結果。<sup>37</sup> 在這些不

<sup>37</sup>我們另外設定三個不同的條件來刪除實驗組(北市 4-6 歲兒童)樣本: (1) 刪除醫療補助未曾中斷兒童; (2) 刪除醫療補助曾中斷半年以下兒童; (3) 刪除醫療補助曾中斷一年以下兒童。在這些條件下所得的交叉效果係數分別為 0.88、0.80、和 0.76, 故我們推論遞延

同年齡樣本中，4歲兒童因補助政策的擴張而較有可能「連續」接受醫療補助，相反的，5歲和6歲兒童其醫療補助多會中斷，降低了遞延效果的可能。由表8可知，4歲兒童的交叉效果係數為4-6歲年齡組中是最大的，以半年次數來說，高過5歲樣本約0.1次，5歲和6歲兒童的估計差距則相去有限，可推論遞延效果導致高估了4歲兒童的補助效果，但對5歲和6歲兒童結果並沒有太大影響。

#### 5.4 價格彈性

從上述結果可得知免除部分負擔的確提高兒童醫療利用，但其幅度為何，則需透過價格彈性了解。為了方便起見，我們以1998年10月前後選擇兩個觀察點：1998年7月與1999年7月作為計算基礎。<sup>38</sup>就部分負擔而言，1998年7月北市4-6歲兒童6個月平均門診費用約3,330元，部分負擔金額約510元，平均部分負擔率約15%；1998年10月4-6歲兒童醫療補助部分負擔率則降為0%。而在平均門診次數上，1998年7月與1999年7月的平均門診次數分別為8.69、10.14次，可粗估北市4-6歲兒童之價格彈性為-0.08。<sup>39</sup>

我們試著將本文結果與國內、國外醫療價格彈性結果相比較。根據HIE的估計結果，保險價格彈性約-0.2左右(Manning et al., 1987)。相較之下，本文得出的價格彈性似乎略小。這可能有兩個原因，首先，台灣的健保制度不但全民納保，且門診醫療費用相較美國低廉很多，造成醫療使用(特別是門診)的使用居高不下。更重要的是，本文所估計的為4-6歲兒童的門診價

效果應存在，但僅維持半年左右，也對本文主要結論影響不大。

<sup>38</sup>由於健保局採取定額部分負擔制，每次就醫的部分負擔率皆不盡相同。因此，我們採取弧彈性的概念計算價格彈性，觀察制度實施前後兩種部分負擔下，醫療利用的變化幅度。價格彈性其公式為：

$$e_p = \frac{\Delta Q/Q_1 + Q_2}{\Delta P/P_1 + P_2}$$

其中  $Q_1$  和  $Q_2$  分別為制度實施前、後的平均門診次數； $P_1$  和  $P_2$  分別為制度實施前、後的平均部分負擔金額。

<sup>39</sup>另一個計算的方式則是門診次數取對數值，以所得數據來計算價格彈性。若將未就醫樣本門診次數預設為0(約7%的樣本於半歲內未就醫)，則估算價格彈性為-0.09；若將未就醫樣本刪除，則價格彈性為-0.08，兩者與弧彈性計算出的結果相近。

格彈性,而 Manning 是以涵蓋不同年齡層的全部樣本加以計算,一般來說,兒童的醫療利用較固定,價格彈性較小。

相同的,本文所估計價格彈性也較國內其他文獻為低(陳炫碩,1990;李卓倫等,1995;陳聽安等,1998;陳昕,2007),這個差別主因可能還是來自於本研究著重幼兒價格彈性的緣故。許君強等(2006)同樣是以北市兒童補助計劃為研究對象,同樣採用差異中差異法,也同時針對門診次數進行分析,但所得價格彈性和本文差異頗大。根據許君強等(2006)的結果,取消門診補助後,門診次數1年平均僅約降低0.03次,其價格彈性幾乎為0;這和本文發現實施門診補助後,4-6歲兒童增加1.6次門診,價格彈性為-0.08有相當距離。這個差別可能和許文採用其他縣市兒童作為控制組,且本文採用北縣六鄉鎮兒童作為控制組有密切關係。

### 5.5 不同所得分組結果

根據 Manning et al. (1987) 一文可知,低所得者在減免部分負擔後,因就醫的財務壓力降低,醫療利用的增加通常較高所得者為強。為了瞭解免除部分負擔的效果,是否依據不同家庭所得而有差異,我們進一步依設算家庭所得分成三組:低於26,400元者(低所得),介於26,400元和76,500元間(中所得),和高於76,500元者(高所得),並將交叉效果依所得分組做區分。倘若部分負擔對低所得兒童影響幅度高於高所得組的話,則交叉效果在高所得組係數應低於低所得分組係數。

表10第1欄列出不同所得分組的估計結果。由於低所得兒童家庭為參考組,其他兩組係數為這兩組分組和低所得家庭係數的差異。由表10可知,低所得兒童家庭的係數較大,其次為中所得組,最後為高所得組;若以6個月門診次數來論,北市4-6歲兒童中,低所得的家庭增加0.952次,中所得組為0.808次,而高所得的僅0.632次,可知減免部分負擔,的確對家庭所得愈低的兒童所增加的醫療利用效果愈大。

由於家庭所得為透過承保資料取得,不同投保類別對投保所得掌握有相當差異,表10其他欄中因而根據投保人其投保類別加以限制,以分析不同所得分組的價格效果。相對其他投保人,公勞保投保人通常以薪資所得為投保基礎,因此自第2欄起,我們將樣本剔除其他類目樣本(包括農漁

表 10: 4-6 歲組門診不同所得組 DID 之迴歸結果<sup>a,b,c</sup>

門診次數	全部樣本	公勞保家庭 <sup>d</sup>	勞保家庭 <sup>e</sup>	第一類勞保家庭 <sup>f</sup>	公保家庭
低所得組效果	0.952** (0.054)	0.806** (0.065)	0.724** (0.067)	0.711** (0.091)	1.654** (0.362)
中低所得組 效果差異	-0.144** (0.051)	0.004 (0.062)	0.053 (0.064)	0.069 (0.087)	-0.703* (0.356)
高低所得組 效果差異	-0.320** (0.061)	-0.218** (0.070)	-0.163* (0.075)	-0.167 (0.095)	-0.63 (0.354)
中所得組	0.034 (0.035)	0.438** (0.038)	0.574** (0.039)	0.697** (0.050)	0.096 (0.174)
高所得組	0.869** (0.045)	1.196** (0.047)	1.411** (0.050)	1.490** (0.058)	-0.053 (0.184)
政策介入	0.189** (0.026)	0.253** (0.028)	0.290** (0.030)	0.257** (0.035)	-0.046 (0.096)
實驗組	-0.179** (0.062)	-0.151* (0.066)	-0.067 (0.071)	0.366** (0.080)	-0.042 (0.206)
截距項	11.407** (0.069)	11.200** (0.073)	10.298** (0.069)	9.915** (0.083)	12.709** (0.255)
樣本數	785,447	690,492	607,059	461,657	83,433

a \* 表示 5% 的顯著水準, \*\* 表示 1% 的顯著水準, 括號內為 robust standard error。

b 尚控制性別、年齡、居住地區、子女數、投保類別, 以及單薪家庭。此迴歸分析包含觀察單位內無就醫紀錄的樣本, 其門診次數為 0。

c 高、中、低所得組則依設算家庭所得高低劃分, 26,400 元以下為低所得組, 介於 26,400 及 76,500 元間為中所得組, 高於 76,500 元為高所得組。

d 僅保留投保類別為公、勞保家庭兒童, 剔除兒童父母為農漁民、失業以及軍眷者。

e 投保勞保者包含公民營受雇者以及工會會員。

f 投保勞保且為公民營受雇者。

民、失業者、軍眷), 集中於公勞保者。在第 3-5 欄中, 則進一步將投保人依勞保、第一類勞保 (公私營受雇者, 排除工會會員) 和公保家庭分別進行估計。從第 2-4 欄結果發現, 不同家庭所得分組的係數大小與顯著程度雖略

有差異，但是減免部分負擔對於高所得組醫療利用影響最小，是相當一致的結論，惟一的差別在於公保家庭，其中所得家庭係數略高於高所得家庭，但差別相當有限。此外，公保中的低所得家庭價格效果最大，半年次數高達1.7次，這可能是因為公保家庭對政府福利措施較清楚，因而造成較大的政策效果。

## 6 結論

醫療保險的價格彈性一直是醫療經濟學的一個重要議題。在過去研究中，由於資料的限制，對於台灣保險價格彈性的幅度眾說紛紜，未有定論。在缺乏客觀數據佐證下，目前健保的許多部分負擔調整措施多半立基於國外研究成果，這些數據能否貼近台灣醫療現況，使得部分負擔調整達到原先設定的政策目標，引發相當討論。由於北市於1995年率先於1-3歲兒童實施類似計畫，並於1998年將此計畫擴張至4-6歲兒童。這個擴張計畫，提供我們一個研究部分負擔對兒童醫療利用影響的機會。本文使用1997-2000年健保資料，以北市4-6歲兒童為實驗組，以北縣同年齡兒童為控制組，採差異中的差異法，分析免除部分負擔對幼兒醫療利用的影響。為了排除醫療價格內生性的問題，我們挑選出生即設籍北市、北縣樣本，來排除因兒童醫療補助而遷移戶口的樣本。結果顯示，減免部分負擔後確實可提高兒童門診次數，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略高於高所得家庭兒童。

內政部兒童局自2002年起實施全國性的「三歲以下兒童醫療補助計畫」，然而，使用本文估計結果來推估內政部的補助政策效果需注意幾點限制。首先，北市補助計畫規定兒童需於醫療補助特約醫療院所就醫，才可減免相關醫療費用。由於健保資料中的醫院代碼經過轉碼，研究中僅能就所有兒童就診資料進行分析，無法侷限於北市兒童醫療補助特約院所。雖說這些特約院所已涵蓋絕大多數兒童常利用院所（如所有位於北市之醫院、小兒科及耳鼻喉科診所等等），但估計的結果仍有可能因為此一限制而受到影響。

其次，健保資料庫有其先天限制，無法與外部資料（如戶籍檔、出生檔、

家庭收支檔) 相互串連, 導致研究中無法納入重要的家庭變數。即便是家庭所得變數, 也是透過兒童依附投保之父或母的投保金額, 以及是否為雙薪家庭這兩個變數推估取得。這個投保金額, 並無法完整反應個人所得, 特別是在目前投保制度設計下, 對於雙薪家庭所得更有嚴重低估可能。雖然我們透過不同估計結果的相互檢驗, 推斷其他家庭變數對兒童的醫療利用影響應有限, 但仍提醒讀者這個估計結果, 特別是不同家庭所得下的價格彈性, 可能存在某些程度的偏誤。

最後, 也是最重要的, 我們的研究對象為 4-6 歲北市兒童, 所得醫療價格彈性僅適用於北市兒童。但北市兒童不論在家庭所得、醫療設施、乃至醫療知識上, 均較其他縣市兒童為高, 直接套用這個數據外推全國兒童的價格彈性並不恰當。由於我們的估計結果顯示減免部分負擔對於低所得家庭兒童就醫行為影響較高, 因此, 我們推斷全台兒童的價格彈性應高於北市兒童; 但北市醫療資源相對於其他縣市豐富, 降低了就醫中的非價格成本 (如交通), 以北市價格彈性來推論全國有可能高估。實際上全國兒童的價格彈性, 需仔細考量到各縣市特性才能進行精確推估。

本文的特點在於我們從地理位置、基本特性、醫療利用分佈情形等因素, 挑選出與實驗組北市兒童具可比較性的控制組 — 北縣六縣市兒童, 進行實證分析。我們也設計出兩組實驗, 以 1-3 歲組與 4-6 歲組的實證結果相互驗證, 證明本文選樣條件合理性, 以及釐清部分負擔與醫療利用間的因果關係。我們發現兒童醫療補助計畫的確有助於降低兒童就醫門檻, 提高其醫療利用。然而, 此政策是否使得兒童真正更為健康, 仍需後續研究。

附表 1: 2004 年北市兒童醫療補助計畫特約醫療機構數

	醫院	西醫診所	中醫診所	牙醫診所	總計
松山區	4	24	2	4	34
大安區	5	39	0	4	48
大同區	2	19	1	1	23
中山區	5	24	1	1	31
內湖區	2	40	1	3	46
南港區	2	12	0	4	18
士林區	2	33	3	2	40
北投區	4	37	0	3	44
信義區	3	30	1	6	40
中正區	6	19	3	0	28
萬華區	6	32	2	2	42
文山區	3	39	2	5	49
總計	44	348	16	35	443

資料來源: 北市衛生局網頁。

a 醫院部分包含 3 家中醫醫院。西醫診所大多為小兒科診所、耳鼻喉科、綜合診所。

## 參考文獻

- 中央健康保險局 (2006), 《全民健康保險統計》, 台北: 中央健康保險局。
- 台北市政府主計處 (2006), 《台北市統計年報》, 台北市政府主計處。
- 石曜堂·洪永泰·張新儀·劉仁沛·林惠生·張明正·張鳳琴·熊昭·吳聖良 (2003), 「國民健康訪問調查」之調查設計、內容、執行方式與樣本人口特性», 《台灣衛誌》, 22, 419-430。
- 行政院主計處 (1993), 《中華民國統計地區標準分類》, 行政院主計處。
- (2004), 《中華民國臺灣地區家庭收支調查報告》, 行政院主計處。
- 行政院經建會 (1990), 《全民健康保險制度規劃技術報告》, 行政院經建會。
- 李丞華·周穎政 (2000), 《九二一地震對醫療服務利用率之影響》, 行政院衛生署。

- (2002), 《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。
- 李卓倫·紀駿輝·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”, 《中華衛誌》, 14(6), 470-476。
- 林季平·林昭吟 (2004), “台灣未納保人口特質及未納保原因的初步分析”, 人口、家庭與國民健康政策回顧與展望研討會。
- 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 — 1997-2000年縣市跨年資料之分析”, 台灣經濟學會2002年年會。
- 張鴻仁·楊銘欽·李玉春 (1994), 《全民健保法入門》, 景泰文化。
- 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), 75-94。
- 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。
- 陳炫碩 (1990), “台灣地區全民健康保險部分負擔之研究”, 碩士論文, 中原大學企業管理研究所碩士論文。
- 陳聽安·徐偉初·周麗芳 (1998), 《我國全民健康保險醫療費用部分負擔經濟效果分析與制度改進之研究》, 行政院衛生署。
- 劉文玉 (2001), “就醫時間成本對民衆門診醫療利用的影響 — 以雲嘉地區民衆為例”, 碩士論文, 台北: 國立臺灣大學衛生政策與管理研究所碩士論文。
- 蔡淑鈴·藍忠孚·李丞華·周穎政 (2004), “失業與醫療利用”, 《台灣衛誌》, 23(5), 365-376。
- Ashenfelter, O. and Card, D. (1985), “Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs”, *Review of Economics and Statistics*, 67(4), 648-660.
- Beck, R. G. (1974), “The effect of copayment on the poor”, *Journal of Human Resources*, 9, 129-142.
- Card, D. and Krueger, A. B. (1994), “Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania”, *American Economic Review*, 84(4), 772-793.

- Cutler, D. M. and Zeckhauser, R. (2000), "The anatomy of health insurance", in A. J. Culyer and J. P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, Elsevier: North Holland, 3rd edition.
- Eissa, N. and Liebman, J. B. (1996), "Labor supply response to the earned income tax credit", *Quarterly Journal of Economics*, 111(2), 605–637.
- Leibowitz, A., Manning, W. G., Keeler, E. B., Duan, N., Lohr, K. N., and Newhouse, J. P. (1985), "Effect of cost-sharing on the use of medical services by children: Interim results from a randomized controlled trial", *Pediatrics*, 75(5), 942–951.
- Lohr, K. N., Brook, R. H., Kamberg, C. J., Goldberg, G. A., Leibowitz, A., Keesey, J., Reboussin, D., and Newhouse, J. P. (1986), "Effect of cost-sharing on use of medically effective and less effective care", *Medical Care*, 24(9), 331–339.
- Manning, W. G., Newhouse, J. P., Duan, N., Keeler, E. B., Leibowitz, A., and Marquis, M. S. (1987), "Health insurance and the demand for medical care: Evidence from randomized experiment", *American Economic Review*, 77(3), 251–275.
- Meyer, B. D. (1995), "Natural and quasi-experiment in economics", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(2), 151–161.
- Newhouse, J. P., Manning, W. G., Morris, C. N., Orr, L. L., Duan, N., Keeler, E. B., Leibowitz, A., Marqui, K. H., Marquis, M. S., Phelps, C. E., and Brook, R. H. (1981), "Some interim results from a controlled trial of cost sharing in health insurance", *New England Journal of Medicine*, 305(25), 1501–1507.
- Newhouse, J. P. and Phelps, C. E. (1974), "Price and income elasticities for medical care services", in M. Perlman (ed.), *The Economics of Health and Medical Care*, New York: Wiley.
- O'Grady, K., Manning, W. G., and Newhouse, J. P. (1985), "The impact of cost-sharing on emergency department use", *New England Journal of Medicine*, 313(8), 484–490.
- Phelps, C. E. and Newhouse, J. P. (1974), "Coinsurance, the price of time, and the demand for medical services", *Review of Economics and Statistics*, 56(3), 334–342.
- Rosett, R. N. and Huang, L. F. (1973), "The effect of health insurance on the demand for medical care", *Journal of Political Economy*, 81(2), 281–305.
- Scheffer, R. M. (1984), "The United Mine workers' health plan: An analysis

- of the cost-sharing program”, *Medical care*, 22(3), 247–254.
- Scitovsky, A. A. and Snyder, N. M. (1972), “Effect of coinsurance on use of physician service”, *Social Security Bulletin*, 35(6), 3–19.
- Zweifel, P. and Manning, W. G. (2000), “Moral hazard and consumer incentives in health care”, in A. J. Culyer and J. P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, Elsevier: North Holland, 3rd edition.

## Do Children Visit Doctors More When the Fee Is Lower? Evidence from the Medical Care Subsidy Program in Taipei

Hsing-Wen Han

*Department of Public Finance, National Cheng Chi University*

Hsien-Ming Lien

*Department of Public Finance, National Cheng Chi University*

In 2002, the Ministry of Interior started the “Medical Care Subsidy Program for Children under 3” that aims to increase children’s use of medical care through the co-payment exemption. Although this program is highly praised, its effect on the children’s medical use is not clear due to the low co-payment policy of the Taiwan National Health Insurance system. Because a similar program was first implemented in Taipei in 1995, and subsequently expanded to children aged 4–6 in Oct 1998, this expansion provides an excellent opportunity to examine the effect of the co-payment exemption. Using data from the National Health Insurance Data between 1997 and 2000, we investigate the effect of the co-payment exemption on the use of outpatient services by children, aged 4–6 and registered in Taipei. To reduce the selection bias, the “difference in difference” method is adopted using children of the same age cohort and registered in Taipei County as the comparison group. Our results show that on average the co-payment exemption increases the yearly outpatient use by 1.6 visits or 7.8 percent; the price elasticity is estimated to be approximately  $-0.08$ . Finally, the demand response is found to be larger for children from low-income families.

Keywords: medical care subsidy, co-payment, health utilization

JEL classification: I18