DOI: 10.6277/TER.201912_47(4).0004

調高健保給付對醫療品質之影響: 以2005年自然產給付調高為例

連賢明・韓幸紋*

2005年5月健保局將自然產給付加倍, 調整至與剖腹產給付一致, 期望透過自然產給付增加, 來降低剖腹產率並改善醫療品質。這自然產給付增加提供了一個檢視給付提高對醫療品質改善機會。本文使用2004與2006年生產案件, 以健保給付當作醫師所得的替代變數, 醫療品質則以剖腹產率、住院天數、再住院率進行觀察, 分析醫師所得增加和醫療品質間因果關係。爲控制醫療時無法觀察因子, 估計時選用初產產婦, 並採用「一階差分」方式來排除內生性偏誤。結果顯示給付增加對剖腹產率沒有顯著關係, 但原先自然產比例較高醫師剖腹產率卻有降低; 另外, 自然產再住院率也顯著下降。我們進一步針對幾個解釋剖腹產偏低效果進行檢驗, 發現產婦個人偏好剖腹產是一個可能原因。最後, 我們發現這給付調整效果並未外溢到同醫院的婦科、兒科治療。

關鍵詞: 剖腹產, 誘發性需求, 醫療品質
JEL 分類代號: I11, I18

1 前言

近年來醫療環境日漸崩壞, 不但引發醫界許多抗議, 也造成主管機關疲於

*作者分別爲政治大學財政學系教授與淡江大學會計系副教授。韓幸紋爲通訊作者 (email: hwhan466@mail.tku.edu.tw)。作者感謝特刊編輯, 兩位匿名評審, 劉錦添, 許績天, 林莞娟, 江純芳幾位老師的評論, 以及台大經濟系、國衛院、中華財政學會年會等演講參與者的意見, 國衛院在健保資料庫的資料協助。連賢明、韓幸紋感謝科技部計畫的經費支持 (計畫編號: MOST 103-2410-H-004-010-MY2、MOST 104-2410-H-032-008-), 所有文責由作者們自行負責。

臺灣大學學術期刊資料庫

奔命。這些爭議包括醫療評鑑作業繁複, 卻未能提升醫療品質; 醫療訴訟不斷, 引發醫病關係緊張; 新進醫師多選擇輕鬆五官科, 導致「內、外、婦、幼」四科產生人力斷層 (即俗稱四大皆空); 醫護人力過勞引發血汗醫護爭議, 住院病床一位難求。每當這些醫療問題被提出, 調高健保給付似乎成爲解決問題主要手段。舉例來說, 當護理人員批評超時工作, 衛福部將健保護理預算由8億提到20億 (財團法人台灣醫療改革基金會, 2012); 當急重症醫師抱怨健保給付不公引發人力斷層, 衛福部也挪出11億元健保預算來提高醫師診療費。主管機關似乎認爲只要改善給付價格, 醫療困境就能隨之解決 (劉梅君與朱顯光, 2011)。[1]

提高健保給付是否有效改善醫療問題呢? 贊成者認爲健保採單一保險人制度, 健保收入佔醫院收入高達八成以上 (行政院衛生署, 2011) 更重要的是, 健保在獨佔情況下, 常要求醫界接受過低給付價格, 導致醫師在財務壓力下降低醫療成本, 進而傷害醫療品質。透過提高給付價格來增加醫療供給者所得, 應可減輕供給者降低治療成本和醫療品質誘因。反對者則認爲財務誘因雖是醫師行醫所考量的重要因子, 但目前醫療問題除給付偏低外, 還包括醫病關係疏離, 醫療訴訟頻繁, 急重科別新血不願投入, 護理人力缺乏等問題 (方瑞雯, 白映俞, 與吳佳璇, 2012; 李明濱, 2012; 高靖秋, 2011), 單純改善健保給付卻沒有同時解決其他問題, 給付效果即使存在也相當有限 (財團法人台灣醫療改革基金會, 2012)。[2,3] 由於無法量化給付提升效果, 正反兩方觀點各自針鋒相對, 難以達成共識。

基於下列理由, 本文試圖以2005年健保署調整自然產給付, 討論單純

[1] 2014年11月健保會針對2015年度全民健康保險費率是否調降的相關討論中, 決議一般保險費率維持現行4.91%不調整, 其中有委員提出健保已經累積超過3個月保險支出安全準備, 希望在健保財務無虞情況下, 來致力於改善醫療品質 (衛生福利部全民健康保險會, 2014)。

[2] 醫改會2012年4月30日新聞稿指出「⋯ 過去健保給付多偏重在給付醫院設備與機器, 這兩年雖陸續加碼調高支付標準, 並編列獎勵護理人力的預算, 但這種大水庫、幾乎人人有獎的方案, 預算可能只進到經營者口袋, 錢不見得用在刀口。因此, 醫改會提出以下訴求, 要求立即終結血汗醫院的惡行, 以免犧牲醫護健康與民衆健康」。

[3] 費協會協商2011年總額時希望透過「加碼」調整醫師費以改善這問題。付費者代表堅持「錢要用在刀口上」, 少子化趨勢讓小兒科、婦產科愈來愈艱困, 外科因醫療科技進步, 侵入性手術愈來愈少, 等到真要動手術, 可能會找不到醫生, 所以應該只調整兒科、婦產科與外科醫師診察的支付標準 (邱宜君, 2010)。

臺灣大學學術期刊資料庫

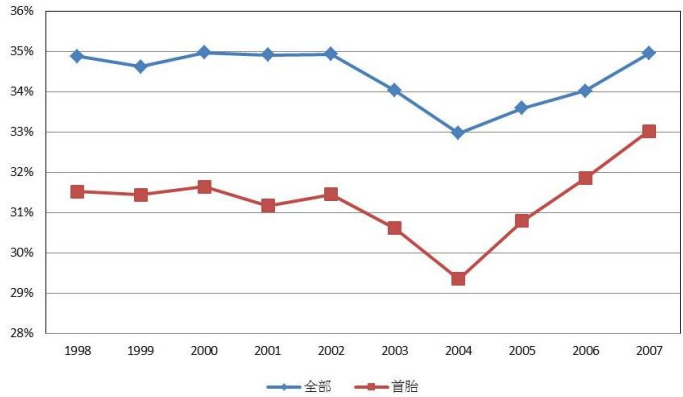


圖 1: 歷年剖腹產率變化

提高健保給付對於改善醫療品質的政策效果。首先，在所有醫療科別中，產科被公認爲健保給付偏低、執業工時過長、訴訟風險最高科別之一 (王昶閔與魏怡嘉, 2012)。[4] 其次，台灣剖腹產長期居高不下 (約 35%)，屢屢成爲生產品質欠佳佐證。[5] 也因此，健保署在 2005 年 5 月將自然產加倍給付提升至和剖腹產相同水準，期望藉此降低剖腹產誘因，改善生產品質 (立法院, 2007)。這自然產給付加倍每年增加健保署約 17 億支出，佔每年健保生產給付約 35%，增加幅度不可謂小；出乎意料的是，整體剖腹產率並未隨給付調整而降低。圖 1 顯示台灣歷年整體和初產剖腹產比例，剖腹產率不僅沒有隨健保調高自然產給付後下降，反從 2004 年的 33%，提高至 2006 年的 34%，2007 年甚至回復至 2000 年時的 35%，這結果使得監察院針對衛福部提出行政糾正，[6] 同時引發許多討論 (Lo, 2008; 韓幸紋與連賢明, 2010)。[7]

[4] 台灣超過四成或上百個鄉鎮缺乏產科醫師，同時，產科醫師平均年紀高達 55 歲，超過其他專科醫師 10 歲，已出現人力青黃不接現象 (王昶閔與魏怡嘉, 2012)。

[5] 台灣醫療照護品質指標系列 (Taiwan Healthcare Indicator Series, THIS) 住院結果面指標中與產科相關的指標有：產婦死亡率、剖腹產率、再次剖腹產率、VBAC 生產率。

[6] 2010 年 7 月監察院以衛福部「長期縱任」台灣剖腹產率偏高爲由，針對衛福部提出糾正，其中特別指出健保調高自然產給付後，並未降低剖腹產率，導致健保浪費百億元以上卻無顯著成效 (監察院, 2010)。

[7] Lo (2008) 使用 2000–2005 年健保生產資料，發現即使控制產婦年紀、胎次等因素，剖腹產比率仍未隨支付調整而有下降。韓幸紋與連賢明 (2010) 進一步將觀察時點擴展至

臺灣大學學術期刊資料庫

爲何健保署預期自然產給付加倍能提高醫療品質並降低剖腹產率呢? 這看法主要受到「誘發性需求」假說影響。[8] 所謂誘發性需求是指醫師基於自身利益, 忽略病人權益而影響病人醫療需求 (Fuchs, 1978)。也因此, 當所得提高時, 醫師較不會因財務動機推薦產婦利潤較好的生產方式, 因而降低剖腹產率並改善品質。而全民健保自然產給付調高政策增加醫師收入, 提供一個檢驗「誘發性需求」的良好機會。

但即使健保資料庫可協助計算醫師收入, 進而推估產科醫師所得, 本文估計上仍須面對幾個問題。第一, 所得效果較可能發生於醫師處置標準較模糊生產案件, 對較明確的緊急生產案件影響較小; 第二, 在給付調整前剖腹產給付爲自然產兩倍, 採用剖腹利用高低會決定醫師接生所得多寡, 形成醫師所得和剖腹比例這兩變數的內生關係; 第三, 難以觀察到的醫師特性 (如醫師習慣) 會影響產婦就醫選擇, 導致估計上的偏誤。最後, 倘若給付政策對剖腹產率無影響, 是否對於提升產科其他服務品質有所助益。

我們採取下列方法解決上述問題。首先, 我們採韓幸紋與連賢明 (2010) 選取頭胎生產案件, 整理成醫師/季頭胎剖腹產率, 並依產婦剖腹原因區分爲一般剖腹 (如骨盆狹小) 和緊急剖腹 (如難產); 其次, 在計算健保給付增加所引發所得效果時, 改採醫師前期剖腹產率來推估所得增減, 藉以排除當期醫師所得和當期剖腹率間相關性; 再則, 爲降低難以觀察醫師特性影響, 估計時使用「一階差分」(first difference, 以下簡稱 FD) 排除固定因子效果。最後, 本文除剖腹產率外, 另以住院天數、14 日及 30 日再住院率等醫療品質指標,[9] 討論給付調高對產科醫療品質改善。

研究結果顯示自然產給付調高後, 這些給付增加並未對整體剖腹產率造成降低, 但自然產再住院率顯著下降; 此外, 給付變動前自然產比例高醫師, 自然產給付加倍後降低剖腹產率率。基於健保署原先調高給付是希望降低偏高剖腹產率, 我們另針對兩方面檢驗爲何政策失效的原因: 產婦個

2007 年, 且僅使用頭胎樣本進行分析, 發現剖腹產率仍未隨生產給付下降。

[8] 相關誘發性需求理論模型可參見本文附錄 1。

[9] 由於產後常見因產後出血、產科感染 (例如: 傷口感染、子宮發炎、乳腺發炎、泌尿道感染及產褥熱) 等原因再住院, 衛福部也以「同院所生產案件 14 日內非計畫性再住院率」作爲健保總額協商醫療品質指標。本文除了生產案件 14 日再住院率外, 另加入 30 日內再住院率作爲分析指標 (http://www.nhi.gov.tw/AmountInfoWeb/iDesc.aspx?rtype=2&Q5C2_ID=805)。THIS 住院結果面指標中也將平均住院天數列爲觀察指標。

臺灣大學學術期刊

人偏好, 和誘發性需求不具備「對稱性」效果。實證結果排除「對稱性」解釋, 較支持產婦個人偏好這個原因, 也就是部分產婦本身偏好剖腹產, 間接使得給付政策失效。最後, 本文也討論生產給付調高是否對同一醫院兒科和婦科服務的影響造成外溢效果 (Dafny, 2005),[10] 結果發現自然產給付調整效果並未外溢至婦、兒科。

過去雖有多篇文獻探討 2005 年自然產給付加倍政策效果 (Lo, 2008; 韓幸紋與連賢明, 2010), 但本文與其他文獻的主要差異有三: 首先, 本文精準計算醫師收入, 直接觀察個別醫師收入變動幅度對剖腹產率影響的政策效果 (treatment effect) (Lee, 2005; Heckman and Vytlacil, 2007), 有別於其他文獻僅以制度變動前後進行比較, 僅可觀察意向性政策效果 (effects of intent-to-treat); 其次, 本文嘗試針對幾個可能原因討論, 分析給付政策難以降低剖腹產率原因; 再者, 本文以住院天數、14 日及 30 日再住院率等醫療品質指標進行分析, 且進一步觀察自然產給付加倍效果是否外溢至其他科別。

本章大綱如下。第 2 節爲背景介紹、彙整文獻; 第 3 節簡介資料來源, 樣本選擇以及敘述統計; 第 4 節說明實證模型; 第 5 節說明估計所得效果對產科醫療品質影響; 第 6 節探討幾種解釋誘發性需求偏低的假說, 並討論自然產給付加倍是否存在外溢效果; 最後一節爲結論與討論, 說明本文主要結果、貢獻及研究限制。

2 背景介紹

2.1 生產給付

自全民健保開辦以來, 胎兒生產即是論病例計酬項目。[11] 按照健保給付設計, 生產給付共有三種: 自然產、剖腹產、以及自選剖腹產。表 1 列出這三種生產方式在醫學中心的給付金額, 以 2004 年爲例, 自然產支付點數爲

[10] Dafny (2005) 以 Medicare 給付調整分析, 發現此價格變化並未改變醫院提供的服務利用量及密度, 但 Medicare 給付增加所造成的醫院收入卻對其他非給付調整項目造成外溢效果。

[11] 所謂論病例計酬指的是依照病例分類預先訂定付費標準, 當醫療院所治療達到原先設計一籃子的醫療處置, 即採包裹式固定價格給付。

臺灣大學學術期刊資料庫

18,268, 剖腹生產則爲33,969, 自選剖腹產則比照自然產給付。若將自選剖腹產和剖腹產合併, 則台灣自健保施行後整體剖腹產率約達34%左右, 普遍高於 OECD 各國的剖腹產率 (OECD, 2006)。由於自然產給付僅剖腹產一半, 生產給付長久以來一直被認爲是導致剖腹產比例居高不下的主要原因之一 (汪育如, 2005)。

基於此, 健保署於2001年起在各分局陸續推動「週產期前瞻性支付制度試辦計劃」。這計畫將產婦產前照顧及生產過程的醫療照護, 由論量和論病例計酬整合成論人計酬, 生產給付不因產婦採自然產或剖腹產而有差別。自計畫實施後, 高屏分局初次剖腹產率由28.11%降爲26.43%, 台北分局診所初次剖腹產下降0.49% (林阿明, 2006), 隱含此給付改變對降低初產剖腹產率具一定成效; 另外, 健保署於2003年4月新增「前胎剖腹產後陰道生產」(Vaginal Birth After Cesarean Section, 以下簡稱 VBAC) 項目, 發現當 VBAC 給付金額比照「剖腹產」時, 使用自然產比例也隨之增加。在這兩個計畫結果下, 健保署於2005年5月將自然產給付、自選剖腹產給付, 調整至與剖腹產一致。由表1可知, 醫學中心自然產給付從原先18,268點增加到2005年的33,969點, 幅度幾乎一倍。這個自然產給付大幅增加, 一方面補貼自然產在醫事人力、等待時間均較剖腹產爲高; 一方面期望透過給付調整, 有效降低剖腹產率。但自選剖腹產給付調高反而可能增加產婦選擇剖腹產誘因, 健保署於是在2006年將自選剖腹產給付下調至自然產一半, 藉由產婦需自行給付半數生產費用, 來抑制因個人偏好選擇剖腹產可能。

2.2 誘發性需求文獻

最早提出誘發性需求這概念始於 Evans (1974), 他觀察到一些研究發現當病床數或醫師數增加時, 醫療利用也隨之上升 (Roemer, 1961; Fuchs, 1978), 懷疑醫療供給者在面對競爭時, 有可能基於自身利益, 濫用專業來影響病人醫療需求。遂提出了誘發性需求這概念, 這論點隨後引爆了一系列討論。誘發性需求一方面認定醫師 (供給者) 可以改變病人 (消費者) 的醫療需求, 從根本撼動了經濟學中的基本供需理論架構 (Reinhardt, 1989); 另一方面, 這概念也對政府介入醫療市場的程度, 保險如何進行定價提出

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 歷年生產案件和健保支付點數[a,b]

年度	支付點數			申請案件佔率			案件數
	自然產	剖腹產	自選剖腹	自然產	剖腹產	自選剖腹	
1998				64.68	32.76	1.70	253,600
1999	|	|	|	64.89	32.48	1.68	267,218
2000	17,420	32,330	17,420	64.35	32.48	1.99	286,714
2001	17,910	33,280	17,910	64.59	32.09	2.37	245,271
2002	|	|	|	64.60	32.03	2.47	237,055
2003				65.36	31.45	2.23	222,364
2004	18,268	33,969	18,268	66.23	30.97	1.73	214,541
2005	33,969	33,969	33,969	65.55	31.69	1.67	204,406
2006	36,086	36,086	15,188	65.13	31.90	1.93	202,764
2007	|	|	|	64.26	32.64	2.15	200,384

資料來源: 根據中央健康保險署支付標準歷年公告加以彙整。

註: a. 不同院所層級的生產給付點數有所差異, 本表僅列出醫學中心支付點數。

b. 自 2003 年 4 月起, 新增剖腹產後自然產 (VBAC) 論病例計酬項目, 比照剖腹產支付點數。

全新看法。舉例來說, 當供給者過度競爭情況下, 有可能造成誘發出無效的醫療利用; 保險人如降低醫療給付, 醫師在面對較低價格時, 有可能會誘發出新的病患醫療需求, 反使得醫療費用不減反增。

雖說誘發性需求這概念相當直覺, 也和醫病關係中的資訊不對等概念巧妙結合, 但實證上認定誘發性需求卻相當困難。基於醫師所得觀察困難, 在資料的限制下, 早期研究多半利用醫療市場的競爭環境變化, 諸如醫師密度的增加 (Fuchs, 1978; Cromwell and Mitchell, 1986; Grytten, Holst, and Laake, 1990; Dranove and Wehner, 1994; Carlsen and Grytten, 1998), 或保險給付的調整 (Rice, 1983), 來偵測這類負面因素對醫療使用的影響。雖說許多研究均發現某些程度的醫療利用變化, 但單就醫療利用變化來判定誘發性需求會遭遇三個困難: 首先, 醫師有可能採用不同手段影響醫療利用, 除了誘發性需求外, 還可能包括變動供給管制 (ration) 和看診時的努力程度 (effort), 單從醫療利用變化無法確定是否爲誘發性需求。[12]

[12]有關醫療供給者如何影響病人醫療利用, 可參見 McGuire (2003) 中表 1.1, 其中列出

臺灣大學學術期刊資料庫

第二個原因在於估計時產生的內生性偏誤, 誠如 Gruber and Owings (1996) 所提出批評, 不論這些外在環境的改變是肇因於醫師密度改變、市場競爭加劇, 亦或保險給付變動, 這些變化均是供需內生決定的, 若在估計時未考量到這些因素內生性, 會產生估計偏誤。最後一個原因則牽涉到「誘發性」這個核心概念。所謂誘發需求是指醫師在不顧病人福祉下, 因自身利益考量而改變病人需求; 然而, 在進行實證分析時, 很難區分醫療需求變動是出自於醫師自利動機或是病人福祉考量。舉例來說, 降低醫療給付雖使醫師所得下降, 但給付價格下降同時使醫師應建議病人多消費醫療服務。兩者混雜在一起, 很難單就醫療數量上變化來區分醫師建議的動機。

爲解決這幾個誘發性需求認定的問題, McGuire and Pauly (1991) 提出透過兩組醫療服務的理論模型來解決認定上困難。相較於早期模型以單一醫療服務價格和數量爲研究焦點 (Evans, 1974; Fuchs, 1978), 這模型額外增加了一組醫療服務, 當 A 項給付價格降低時, 在 A 項醫療服務中同時面對價格效果和所得效果, 此時由於價格效果和所得方向相反, 單憑醫療數量上的變化, 無法確立 A 項醫療服務利用到底受何者影響; 相較之下, B 項服務則因 B 項的給付價格不變, 僅有單一的所得效果, 得以認定誘發性需求的幅度。後續文獻 (Gruber and Owings, 1996; Yip, 1998; 許績天與連賢明, 2007) 均採用此架構, 以所得效果作爲實證上認定誘發性需求的基準, 多數結果認定誘發性需求的確存在, 但程度並不如外界想像中大 (Gruber and Owings, 1996; Yip, 1998; 許績天與連賢明, 2007)。

3 資料和樣本

3.1 資料來源

爲觀察2005年5月自然產給付加倍能否改變醫師行爲, 進而提升醫療品質 (特別是降低剖腹產), 需取得所有接生記錄, 並控制接生醫師及服務院所、產婦基本特性。健保資料庫記錄所有生產給付資料, 且使用一致性病人、醫師和醫院代碼, 可供串連產婦、醫師和醫院特性, 本文因而使用國家衛生研究院發行的健保資料庫進行分析。

4 個不同方法影響需求。Lien, Ma, and McGuire (2004) 則針對不同的影響方式進行實證分析。

臺灣大學學術期刊資料庫

我們先從住院費用檔 (DD 檔) 中挑選出生產案件, 並取得這些案件生產方式和剖腹原因。目前台灣生產案件絕大多數採住院生產, 可利用住院費用檔挑選出完整生產案件; 而生產給付自健保實施後, 即列入論病計酬項目, 僅不到1%案件因生產時併發其他病症改採非論病計酬。另外, 許多研究指出 (楊哲銘, 2000; Lo, 2008) 接生方式受前胎生產影響甚巨, 特別是在台灣產婦前胎若採剖腹產後, 連續選擇剖腹產比例高達95%。爲釐清所得變動和剖腹產率關係, 選樣中以初產 (首胎) 樣本來排除前胎剖腹產這因素, 也於樣本中刪除非論病計酬申報案件。爲降低非專職產科醫師影響, 刪除每年接生人數低於12人醫師樣本。[13] 爲控制季節效果, 本文將前述樣本整理成以醫師/季爲單位進行迴歸分析。

在生產方式上, 目前健保給付區分爲四種: 自然產、剖腹產、自選剖腹產、和剖腹產後自然產 (Vaginal Birth After Cesarean, 以下簡稱 VBAC)。由於本文選用頭胎生產案件進行分析, 自然排除非首胎的 VBAC 案件; 在剩下的三種生產方式中, 自選剖腹產給付在2006年比照自然產, 之後則調整爲自然產的一半 (見表1), 其給付金額的變化與其他項目並不一致, 再加上這類案件佔率相當低 (2%), 在討論生產方式中加以刪除, 僅考慮自然產和剖腹產兩類案件。至於剖腹原因, 則透過住院費用檔所登錄的 ICD9 診斷碼, 參考國外研究 (Henry et al., 1995; Gregory et al., 2002; Epstein and Nicholson, 2009), 將剖腹原因區分爲兩大類: 一般剖腹 (scheduled cesarean sections) 及緊急剖腹 (emergency cesarean sections) 兩種, 基本上這區分方法將難產、胎位不正、胎兒窘迫, 及臍帶繞頸歸爲緊急剖腹, 其餘爲一般剖腹。這些剖腹多半是懷孕期間因一些可預知原因 (如骨盆狹小或前置胎盤), 醫師因而選擇剖腹方式生產; 相反的, 緊急剖腹是指生產過程中遭突發狀況而須剖腹, 甚至可能於自然產引產失敗後改採剖腹 (如難產), 藉由剖腹原因可區分採用剖腹緊急程度。另外, 我們也以生產時的診斷代碼 (ICD9) 可取得產婦懷孕及生產過程中是否有產前出血、妊娠毒血、糖尿病、甲狀腺亢進等風險因子。[14]

[13]本研究是以刪除10%的接生醫師爲目標, 訂出刪除每年接生人數低於12人非專職醫師的標準。

[14]在流行病學中, 造成或與環境有關的可增加某特定疾病的發生或死亡的因素, 稱之風險因子或稱危險因子 (risk factors), 危險因子並不完全是病因, 但卻有助於高危險族群的辨

臺灣大學學術期刊

透過基本資料檔, 我們取得醫師和院所特性。在醫師特性上, 可經由醫事人員基本資料檔取得醫師年紀、性別; 在服務院所特性上, 則經由醫事機構基本資料檔取得層級別 (醫學中心、區域醫院、地區醫院及基層診所), 權屬別 (公立、宗教及財團法人、私立醫院), 以及院所所在鄉鎮等變數。至於醫師收入計算方面, 由於這變數在分析中相當關鍵, 後面另有詳述。

在產婦特性方面, 則透過承保檔及住院費用檔, 取得產婦年紀、投保類別、投保金額及生產胎次等變數。承保檔記錄所有保險對象出生日期, 住院費用檔記錄產婦入院日期, 兩者相減即可推算產婦年紀。根據投保記錄, 也可知產婦是否爲自行投保或依附他人投保 , 以及投保時的投保類目; 使用這兩變數, 可將產婦區分爲自行投保爲公保、勞保, 或其他這三種身份類別。承保檔也同時記錄投保金額, 可協助推估家庭所得變數。假使產婦依附配偶投保者; 直接以配偶投保金額設算; 相反的, 若產婦自行投保者, 則以產婦投保金額加倍設算 (假設先生有工作且所得相當)。

比較困難的是如何取得產婦生產胎次, Lo (2008) 是以健保現有住院資料認定婦女過去的生產次數, 並推估婦女此次生產胎次; 但這方法對兩胎間隔較長產婦在衡量上容易造成偏誤。本文另搭配產婦承保資料, 檢視依附於該產婦投保的子女生日, 進一步校正產婦該次生產胎次, 降低可能的誤差。

3.2 醫師所得計算

在分析中最關鍵變數爲醫師所得。現有健保資料中並沒有紀錄醫師薪資或執業所得, 因此無法確定醫師所得因自然產給付加倍所增加金額。但在台灣醫療產業中, 醫師的許多分紅取決於其收入多寡, 或可將健保給付收入視爲所得的一個重要決定變數, 以醫師健保收入做爲所得的替代變數 (此變項建構過程說明可參見附錄2)。但使用健保收入衡量其醫師所得會有三

認、促進篩檢工作的推展 (陳建仁, 1999)。剖腹產的風險因子包含前胎剖腹產 (但本文僅以頭胎樣本進行分析, 故文中並未控制此因子)、產前出血、妊娠、多胞胎妊娠、胎兒生長過度、梅毒、淋病等傳染病, 以及患有糖尿病、甲狀腺亢進等疾病 (林阿明, 2006; 韓幸紋與連賢明, 2010)。該變數建構的方式是利用各生產案件紀錄中的診斷代碼 (International Classification of Diseases, Ninth Revision, Clinical Modification, 文中簡稱 ICD9, 中文翻譯爲第九修訂版的疾病臨床修正國際分類) 加以定義。

臺灣大學學術期刊資料庫

點問題。第一, 健保資料所記錄的爲申報點數, 和醫師或醫院實際健保收入有相當距離。我們因而根據當年度各健保分局醫院總額點值, 和當年度各分局院所核減率進行調整, 將申報點數盡量趨近於院所最終收入; 另外, 爲了方便跨期比較, 我們也使用各期消費者物價指數 (consumer price index, CPI) 進行調整。

第二, 醫師健保收入包括門診收入和住診收入, 受限於健保資料申請擷取資料不得超過10%的規定, 取得產科醫師完整門診資料有其實務困難, 但若以2004和2006年所有門診產檢資料, 再合併生產住院資料來看, 各醫師平均產檢門診所得在2004和2006年間並沒有太大變動, 但住院收入卻大幅增加 (見表3), 其中大多數來自於接生收入 (生產所得) 的增加。這顯示2004–2006年醫師所得的主要改變, 來自住院接生所得增加; 使用住院收入刻畫醫師收入變動, 即便有差距也應屬有限, 故本文使用醫師住院收入做爲醫師所得的替代變數。

最後, 也是最困難的, 在於各院所醫師收入對分紅影響有所差距。這些差距往往取決於醫師與否執業, 所在院所規模、權屬。若單純計算個別醫師收入, 而沒有考量這些所在院所差異, 仍無法精確反映出這些收入對醫師所得的影響。爲了掌握不同院所型態下對醫師收入轉換成醫師所得差異, 在實證估計中觀察不同型態院所的估計係數, 以解決院所規模、權屬別對醫師收入在所得上影響程度的差異。

3.3 樣本敘述

表2列出2003–2007年初產產婦基本特性。從樣本個數來看, 初產人數從2003年的109,361人逐年下降, 至2004年的107,663人, 到2007年則爲101,327人, 跌幅約7%。整體生產中, 剖腹產約佔三分之一, 但在2005年5月健保署調高自然產給付後, 並沒有下降, 反呈現上升趨勢; 就剖腹原因來看, 其中三分之二採緊急剖腹產, 三分之一爲一般剖腹產, 但不論一般或緊急剖腹產, 皆逐年微幅增加, 也見不到隨自然產加倍而有降低的現象。至於其他醫療品質指標, 就平均住院天數來看, 無論哪種生產方式皆逐年些微增加, 但以自然產平均住院天數增加幅度稍多; 至於再住院率, 14日再住院率從2003年的0.27%上升至2006年的0.32%, 30日再住院率從2003

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 初產產婦特性

		2003	2004	2006	2007
生產方式	自然產	69.57%	70.79%	68.23%	67.01%
	一般剖腹[a]	9.67%	9.23%	10.47%	10.87%
	緊急剖腹[a]	20.76%	19.99%	21.31%	22.12%
投入指標	住院天數	3.43	3.47	3.56	3.64
	14日再住院率	0.27%	0.27%	0.32%	0.29%
	30日再住院率	0.35%	0.37%	0.41%	0.39%
產婦特性	25歲以下	38.53%	35.80%	28.71%	24.26%
	25–30歲	38.69%	40.02%	42.41%	42.86%
	30–35歲	18.37%	19.57%	23.00%	26.08%
	35歲以上	4.41%	4.61%	5.88%	6.80%
	公保	5.61%	5.61%	5.41%	5.55%
	勞保	48.17%	51.14%	56.09%	59.02%
	其他	46.22%	43.25%	38.50%	35.43%
	低所得	17.10%	16.77%	13.94%	11.55%
	中所得	50.68%	51.06%	51.97%	52.56%
	高所得	32.22%	32.17%	34.09%	35.89%
	風險因子[d]	6.51%	6.63%	8.46%	9.46%
病人樣本數		109,361	107,663	101,212	101,327

註: a. 以剖腹原因爲難產、胎位不正、胎兒窘迫, 及臍帶繞頸歸屬爲緊急剖腹; 其餘爲一般剖腹。

b. 公、勞保產婦爲自行投保且所屬投保類別爲公保、勞保者; 其他則包含產婦自行投保但投保類別非屬公勞保, 或依附他人投保者。

c. 所得分組係依據本文推估家庭所得高低進行分組。 低所得組爲20,100元以下, 高所得組爲45,800元以上, 其餘爲中所得組。

d. 風險因子涵蓋了產前出血、妊娠毒血、患有糖尿病、甲狀腺亢進等疾病。

年的0.35%至2006年的0.41%, 但2007年卻略微下降。

表2同時列出這些初產產婦年紀、投保類別、所得分組及風險因子。從表2可清楚看出, 初產產婦有高齡化趨勢。25歲以下產婦從2003年的近4成, 下降到2007年的約2成5; 相反的, 30歲以上初產婦從2成增加到3成, 30歲以上初產婦成長尤其迅速, 顯示台灣婦女生育年齡的確有逐漸推遲的

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 醫師接生數及健保給付

		2003	2004	2006	2007
接生人數 (季)	平均	49.07	46.63	46.06	47.55
	0–50	65.85%	67.19%	68.13%	66.15%
	50–150	28.95%	28.54%	27.79%	29.29%
	150 +	5.19%	4.26%	4.09%	4.56%
所得 (季/萬元)	住診收入	158.67	162.79	200.53	223.41
	接生收入	101.25	98.36	135.45	149.46
	非接生收入	57.42	64.44	65.08	73.95
醫師樣本數		1,113	1,125	1,083	1,023

註: 住診收入爲醫師該季來自住診服務所獲取的全部健保給付金額, 接生收入則爲醫師該季來自接生服務所獲取的健保收入, 非接生收入則爲住診收入排除接生收入的部分。

現象。在婦女投保類別中, 變化最大的是勞保人口, 從 2003 年的 48.2%, 成長至 2006 年的 56%, 和 2007 年的 59%; 相反的, 其他保險類別則由 2003 年的 46.2%, 下降至 2007 年的 35.4%, 由於其他保險類別很大比例爲無就業者, 這也反映出婦女近年來勞動參與率上升情況。另外, 我們也根據產婦投保金額推估家庭所得, 並將其區分爲低所得組 (20,100 元以下), 中所得組 (20,100–45,800 元), 高所得組 (45,800 元以上)。低所得組比例從 2003 年的 17%, 逐年遞減至 2007 年的 12%, 中所得組則相對穩定, 2003–2007 年間維持約 51–53%左右, 高所得組則從 32%上升至 36%, 這個也可能和雙薪家庭增加密切關係。而產婦具生產風險因子的比例則從 2003 年 7%左右, 增加至 2007 年的 9%。

表 3 列出醫師接生人數及健保收入。和表 1、表 2 不同, 表 3 改成以醫師爲基本單位, 爲正確反應醫師的生產件數和健保收入, 在計算收入時, 均以全部生產案件數 (而非頭胎案件) 所有接生所有產婦爲基礎計算。以醫師平均每季接生人數來論, 從 2003 年 49 人下降至 2006 年 46 人; 其中約四分之一醫師的接生人數介於 50–150 名, 少數醫生 (約 5%) 每季接生超過 150 名。若將接生人數換算成接生收入, 在生產給付調整前, 接生收入每季平均爲 101 萬元, 但自 2005 年給付調整後, 生產所得成長了約 3 成, 達 135 萬

臺灣大學學術期刊資料庫

元, 反映出給付調整的確對接生所得造成相當增加。相較之下, 非接生收入成長則較緩慢, 從2004年64萬成長至2006年的65萬, 說明2004至2006年間, 住院收入的成長絕大多數來自於生產收入。

4 實證模型

根據本文主要研究目的, 我們欲檢定醫師所得增加對產科醫療品質 (特別是剖腹產率) 的影響, 故參考 Yip (1998) 估計模型如式 (1):

$$Q_{h,t} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{C,t} + \alpha_2 P_{N,t} + \beta Y_{h,t} + \gamma X_{h,t} + \lambda H_{h,t} + \eta_h + \delta_t + e_{h,t}, \quad \forall h, t, \tag{1}$$

其中 $Q_{h,t}$ 表示醫師 h 在 t 期中的醫療品質指標, 包含頭胎剖腹產比例、住院天數、以及14日、30日再住院率; $P_{C,t}$ 和 $P_{N,t}$ 分別代表 t 期的剖腹產和自然產給付價格; $Y_{h,t}$ 爲產科醫師 h 在 t 期的生產所得; $X_{h,t}$ 爲一衡量醫療供給者所接生產婦平均特性的向量變數, 包括 h 在 t 期所接生產婦年齡、投保類別、投保金額高低, 以及風險因子等; $H_{h,t}$ 則爲醫師 h 可觀察 (observable) 特性, 如醫師年紀、性別、所屬院所層級、權屬別等; η_h 則爲醫師無法觀察卻重要的特性 (如開刀習慣、醫病關係); δ_t 則包括與時間相關的影響因素; $e_{h,t}$ 爲一隨機誤差項, 涵蓋其他不隨時間、醫師變化的隨機誤差項。式 (1) 中最重要變數爲婦產科醫師接生所得 ($Y_{h,t}$), 其係數 (β) 衡量政策效果。倘使誘發性需求假說爲真, 則迴歸係數 β 應爲負值, 大小則反應所得效果。

然而, 直接以迴歸模型估計式 (1) 會導致三個問題。首先, 式 (1) 中除了可觀察供給者特性 (如性別, 年紀, 院所層級等), 更有許多難以觀察變數 (如醫病關係、開刀習慣)。這變數 (η_h) 雖說無法難以具體衡量, 卻是病患選擇治療重點之一, 假使未能控制會導致相當的估計偏誤。本文因此採用類似 Yip (1998) 的實證技巧, 以一階差分來去除這類誤差。基於給付調整於2005年7月實施, 我們選擇將2004年和2006年資料相減來消除這變項; 但值得注意的是, 一階差分也使得樣本數減半而導致估計效率損失。爲了彌補樣本數減少所引發效率損失, 估計時將資料改以季爲單位進行一階差分。舉例而言, 2004年第一季資料和2006年第一季資料進行差分, 這樣不

臺灣大學學術期刊資料庫

但增加了可用樣本數, 也避免了因季節性所引發的誤差。也因此, 式 (1) 可改寫爲式 (2):

$$\Delta Q_{h,t} = \alpha_2 \Delta P_{N,t} + \beta \Delta Y_{h,t} + \gamma \Delta X_{h,t} + \lambda \Delta H_{h,t} + \Delta \delta_t + \Delta e_{h,t}。 \quad (2)$$

相較於式 (1) 有兩點不同。首先, 由於剖腹產給付沒有變動, 一階差分後被排除了, 僅留下差分後自然產價格 ($\Delta P_{N,t}$), 但由於這項和常數項 ($\Delta \delta_t$) 混合, 估計時無法區分替代效果。其次, η_h 在一階差分後被排除了, 降低了估計式中用來觀察到醫師特性所可能偏誤。但也由於一階差分, 所有未隨時間變動 (如醫師性別) 的解釋變數也被排除。

估計的第二個問題爲所得的內生性。由於 2005 年的自然產給付調整事出突然, 產科醫師很少能事前預估。特別在一階差分下, 內生性程度更爲降低。但即使如此, 自然產加倍不能排除醫師調整生產方式, 造成當期所得和剖腹產率間內生性的可能性。爲了降低這內生性, 我們採用類似「淨所得」方式估算所得變動:

$$\Delta NY_{h,t} = N_{h,t-1}(1 - CS_{h,t-1}) \cdot \Delta P, \quad (3)$$

其中 $N_{h,t-1}$ 爲醫師 h 在前期所接生人數, $CS_{h,t-1}$ 爲前期中的剖腹產比例, $N_{h,t-1}(1 - CS_{h,t-1})$ 則爲前期中醫師 h 的自然產數目, ΔP 則是給付調整後自然產單價增加金額, 此時 $\Delta NY_{h,t}$ 則爲因給付增加所造成「淨所得」。值得注意的是, $\Delta NY_{h,t}$ 中不受到 $N_{h,t}$ 和 $CS_{h,t}$ 的影響, 亦即淨所得變動和給付調整後的接生人數, 或剖腹產比例均無直接相關, 如此可降低所得變數中的內生性。最終本文採用式 (5) 估計模型進行迴歸分析:

$$\Delta Q_{h,t} = \alpha_2 \Delta P_{N,t} + \beta \Delta NY_{h,t} + \gamma \Delta X_{h,t} + \lambda \Delta H_{h,t} + \Delta \delta_t + \Delta e_{h,t}。 \quad (4)$$

最後一個問題是不同醫師的接生人數差異相當大。式 (5) 中每個醫師不論其接生人數, 均視爲相同樣本點來估計, 這樣處理方式無法考量醫師接生數差異而導致估計效率的損失。也因此, 估計中改以醫師所接生人數作權數進行調整。也因此, 估計中改以醫師所接生人數作權數進行調整。但爲降低非專職產科醫師影響, 刪除每年接生人數低於 12 人醫師樣本。另外, 不同院所、醫師的樣本點可能存在相關性, 以古典迴歸模型估計在標準差的計算上會有偏誤。估計時採用穩健標準差, 納入醫師群聚效果, 來解決差異數不齊一和供給者間相關性。

臺灣大學學術期刊資料庫

5 估計結果

5.1 剖腹產基本結果

表4列出一階差分 (FD) 的估計結果。一般來說生產方式多半於懷孕中期即選定, 我們排除給付調整當年案件, 以前後一年 (即2004年和2006年) 中各季醫師剖腹產比例和產婦平均特性, 來檢驗所得增加對剖腹產影響。由於估計採用一階差分, 變數中特性沒有變化的 (如醫師所在院所特性) 在估計中均被刪除; 但爲控制醫師服務院所特性的非線性效果, 估計時還是納入當期院所特性 (權屬別及層級別) 予以控制; 另外, 爲妥善控制產婦個人特性, 將產婦年紀分爲21組, 除20歲以下及40歲以上各爲一組外, 其餘年紀以一歲爲一組, 礙於篇幅限制, 這些控制變數估計結果並沒有呈現。[15]

表4中樣本數目爲3,718, 這數目比2004年醫師/季人數 (1,125∗4) 或2006年醫師/季人數 (1,083∗4) 都來得低, 主要是有些醫師僅存在於單一一年樣本中, 在一階差分後被排除。表4中最重要變數爲醫師接生所得。爲了方便解釋, 估計時將醫師接生所得取對數, 因此係數代表所得增加百分比對剖腹產率影響。由表4第一欄醫師所得係數可知, 給付增加的所得效果並不如原先預期, 在使用全體頭胎剖腹產樣本的係數並沒有顯著異於零, 也就是說, 單純給付增加所引發所得效果在降低剖腹產成效相當有限。而即使將樣本按剖腹原因再劃分, 所得估計結果依然一致, 給付增加的所得效果仍未顯著異於零。

這次健保給付調整對所有產科醫師一體適用, 缺乏明顯實驗組和對照組。本文實證設計上雖透過比較政策前後的剖腹產率來認定效果, 但這方法無法完全排除與政策同時的其他因子 (common factor) 影響。也不能排除接生經驗不同的醫師可能存在調整成本差異, 造成估計上的內生性。特別是過去自然產比例較高醫師 基於過去剖腹產比例已經很低, 要繼續調

[15]以全部頭胎樣本進行分析, 在初產年齡上, 和一般預期相符, 高齡產婦採用剖腹比例較高。風險因子一如預期增加了剖腹產率。將樣本進一步按剖腹原因區分, 估計結果發現個人特性因素集中在採用一般剖腹樣本, 對採緊急剖腹產之產婦幾乎沒有影響, 這也和一般預期的緊急剖腹產較難預測相符。此外, 由於本文對於產婦家庭所得是利用產婦就業及投保金額等變數加以推估, 爲避免因衡量誤差而影響估計結果, 作者嘗試未控制產婦家庭所得分組變數進行估計, 發現兩組結果並無明顯差異。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 醫師所得對剖腹產率影響之 FD 估計結果 (2004 vs 2006)[a,b,c]

		頭胎剖腹	一般剖腹	緊急剖腹
頭胎樣本	前期淨所得	0.0044	0.003	0.0014
		[0.0038]	[0.0024]	[0.0037]
	樣本數	3,718	3,718	3,718
2004年剖腹產率[d]	低剖腹產	−0.0114*	−0.0067**	−0.0047
	(低於23%)	[0.0046]	[0.0024]	[0.0043]
	樣本數	1,214	1,214	1,214
	中剖腹產	0.0029	0.005	−0.0021
	(23% − 32.7%)	[0.0056]	[0.0038]	[0.0052]
	樣本數	1,285	1,285	1,285
	高剖腹產	0.0114	0.0123*	−0.0008
	(高於32.7%)	[0.0062]	[0.0049]	[0.0064]
	樣本數	1,219	1,219	1,219

註: * 表示5%的顯著水準, ** 表示1%的顯著水準, 括號內爲標準誤。

a. 考量到變異數不齊一、同一醫師的相關性, 及不同醫師接生人數的差異, 估計上採用穩健標準誤差且納入群聚效果, 並以醫師該其接生人數作爲權數進行調整。尚控制季節效果、院所特性、產婦年紀。本文選擇頭胎樣本進行分析, 並刪除每年接生人數低於12人的醫師。

b. 以剖腹原因爲難產、胎位不正、胎兒窘迫, 及臍帶繞頸者歸屬爲緊急剖腹; 其餘爲一般剖腹。

c. 前期淨所得是以醫師前季剖腹產率所計算得出淨所得, 且取其對數值。受限於篇幅, 本表僅呈現醫師接生所得與剖腹產率間的關係。

d. 本文根據產科醫師2004年剖腹產率高低分成三組樣本進行分析, 2004年剖腹產率低於23%者, 屬於低剖腹產率醫師; 介於23% − 32.7%者, 屬於中剖腹產率醫師; 高於32.7%者屬於高剖腹產率醫師。

降空間有限, 相較於原來自然產比例較低醫生, 這兩類可能對政策反應不同。爲驗證這可能性是否存在, 本文重新根據2004年產科醫師剖腹產率分配, 取第一和第三分位數 (33及67百分位) 分成三組樣本進行分析: 低於23%者, 23%-32.7%, 高於32.7%。從表4結果發現2004年屬於低剖腹產率醫師, 醫師所得與頭胎及一般剖腹產率間呈現顯著負向關係, 也就是當醫師所得增加時剖腹產率會降低; 而2004年爲高剖腹產率的醫師, 醫師所得與一般剖腹產率間呈現顯著正向關係。這結果顯示出原有低剖腹產醫師

臺灣大學學術期刊資料庫

繼續調低的成本較高可能性並不存在, 更重要的是, 這結果顯示政策效果的異質性: 原自然產比例高的醫師, 自然產給付加倍使得其醫師所得明顯增加後, 較會繼續降低剖腹產。相反的, 原剖腹產率較高醫師則會持續增加 (一般) 剖腹利用。

5.2 模型韌性 (robustness) 檢驗

前述分析顯示自然產給付加倍未能達成降低剖腹產率的主要目標, 雖說 FD 估計已經排除了一些無法衡量的固定因子影響, 但這結果有可能受到其他環境因素或資料衡量方式而有差異。爲確定估計結果的穩定性, 我們討論五種不同設定下的估計結果。但受限於篇幅, 在各種設定下僅列出所得效果的係數。表 5 第一組列出改採嚴格定義分組下的估計結果, 基本上和表 4 估計結果沒有差異。首先, 相較於國外, 台灣住院檔所登錄疾病診斷碼中緊急剖腹產比例偏高, 可能和健保對剖腹適應症監督上較寬鬆所致。我們因而對緊急剖腹採嚴格定義, 僅納入難產和胎兒窘迫, 其餘則爲一般剖腹適應症項目。[16]

第二, 表 4 中樣本選擇 2005 年的前後一年頭胎生產案件, 但台灣於 2003 年受到 SARS 衝擊, 產婦有可能因此對剖腹產較抗拒, 以致 2004 年剖腹產率降至近十年間最低 (見圖 1); 假使如此, 這基期選擇有可能會造成所得效果錯估。我們因而採用 2002 年 (SARS 發生前一年) 作基期重新估計, 並將結果列於第二組結果。跟第一組結果類似, 醫師接生所得增加並沒有減少剖腹產使用, 說明基期年度選取應不會造成估計偏誤。

第三個解釋是醫師行爲調整需時間。雖說給付調整即刻生效, 但醫師可能需要時間來適應和確定所得變化, 此時僅使用給付調整前後一年頭胎生產案件, 有可能低估所得效果。爲驗證這解釋可能性, 表 5 第三組採相同估計方法, 但將估計樣本延長到前後兩年 (2003–4 vs 2006–7),[17] 根據估計

[16] 剖腹產的絕對適應症有骨盆狹小、胎兒窘迫、前置胎盤、胎位不正、難產, 其他可能適應症則例如胎盤早期剝離、臍帶脫出等等 (陳春木, 2005)。就全民健保資料庫中診斷碼來看, 剖腹原因絕大部分皆符合絕對適應症的條件, 因此, 我們僅以難產列爲緊急剖腹產, 其他則爲一般剖腹產。

[17] 觀察長期效果 (2003–4 vs 2006–7) 時, 我們利用 2006 年第一季減 2003 年第一季, 2007 年第一季減 2004 年第一季, 以此類推。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 醫師所得對剖腹產率影響之 FD 估計結果韌性檢驗[a,b,c]

		頭胎剖腹	一般剖腹	緊急剖腹
改以難產及胎兒窘迫爲緊急剖腹	前期淨所得	0.0044 [0.0038]	0.0061 [0.0032]	−0.0018 [0.0032]
2002 vs 2006	前期淨所得	0.0148** [0.0051]	0.0090** [0.0029]	0.0058 [0.0043]
2003–04 vs 2006–07	前期淨所得	0.0066* [0.0038]	0.0029 [0.0023]	0.0037 [0.0035]
權屬別比較	前期淨所得	−0.01025 [0.01013]	−0.0099 [0.00793]	−0.00035 [0.00902]
	前期淨所得*法人醫院	0.02050* [0.01196]	0.0118 [0.00885]	0.00869 [0.01087]
	前期淨所得*私立院所	0.01365 [0.01145]	0.01551* [0.00860]	−0.00187 [0.01040]
層級別比較	前期淨所得	0.0087 [0.0088]	0.0009 [0.0057]	0.0078 [0.0080]
	前期淨所得*區域醫院	0.0019 [0.0114]	0.0043 [0.0072]	−0.0023 [0.0107]
	前期淨所得*地區醫院	−0.0084 [0.0112]	−0.0058 [0.0065]	−0.0026 [0.0106]
	前期淨所得*診所	−0.0073 [0.0113]	0.0085 [0.0074]	−0.0157 [0.0103]
	樣本數	3,718	3,718	3,718

註: * 表示 5%的顯著水準, ** 表示 1%的顯著水準, 括號內爲標準誤。

a. 考量到變異數不齊一、同一醫師的相關性, 及不同醫師接生人數的差異, 估計上採用穩健標準誤差且納入群聚效果, 並以醫師該其接生人數作爲權數進行調整。尚控制產婦年紀、所得、就業及保險、風險因子等平均特性, 院所特性及季節效果。本文選擇頭胎樣本進行分析, 並刪除每年接生人數低於 12 人的醫師。

b. 以剖腹原因爲難產、胎位不正、胎兒窘迫, 及臍帶繞頸者歸屬爲緊急剖腹; 其餘爲一般剖腹。

c. 前期淨所得是以醫師前季剖腹產率所計算得出淨所得, 且取其對數值。受限於篇幅, 本表僅呈現醫師接生所得與剖腹產率間的關係。

結果發現, 即使觀察樣本延長到給付調整前後兩年, 醫師所得提高對降低剖腹產率仍無影響。

最後一個問題在於醫師收入與實際取得的所得存在差異。礙於資料限制, 我們無法直接觀察到醫師所得, 而各院所醫師收入對分紅影響可能有所差距。這些差距往往取決於醫師與否執業, 所在院所規模、權屬。若單純計算個別醫師收入, 而沒有考量這些所在院所差異, 仍無法精確反映出這些收入對醫師所得的影響。爲了掌握不同院所型態下對醫師收入轉換成醫

臺灣大學學術期刊資料庫

師所得差異, 在實證估計中允許不同型態院所收入存在不同估計係數, 以解決院所規模、權屬對醫師收入在所得上影響程度的差異。因此, 本文使用院所規模、權屬與醫師所得之交乘項做解釋變數重新估計, 藉此觀察不同院所規模、權屬的政策效果是否有所差異。若是存在差異, 反映出本文以醫師健保收入作爲醫師所得替代變數可能存在衡量誤差。需說明的是, 本文將醫師依執業院所所屬層級區分爲醫學中心、區域醫院、地區醫院, 以及基層診所, 透過不同層級院所來檢定院所規模大小之政策效果差異。再者, 本文將醫師依執業院所權屬區分爲公立、財團法人及私立三種, 觀察不同權屬間政策效果是否存在顯著差異。[18]

從表5估計結果來看, 不同醫院權屬、不同層級的所得效果相差相當有限。採頭胎樣本分析時發現, 若以醫院權屬來看, 公立醫院在所得增加後, 剖腹產率的確有下降趨勢, 但這係數並未達估計上顯著水準; 相對於公立醫院, 私立院所和法人醫院的估計係數爲正, 但這些係數也並沒有顯著異於零。這情況在醫院層級也很類似, 區域醫院在頭胎剖腹產的估計係數爲正, 但地區醫院和診所的係數皆爲負, 顯示相較於醫學中心, 地區醫院和診所的確有降低剖腹產的傾向; 然而, 沒有一個估計係數顯著異於零, 說明所得效果在醫師服務院所特性的差異有限, 此結果說明本文以醫師健保收入作爲醫師所得替代變數尚屬適當。

5.3 其他醫療品質

前述結果確立自然產給付增加並未降低剖腹產率, 但給付增加能否引發改善產科醫療品質的效果, 特別是減緩醫師因財務壓力導致過度壓低醫療品質的可能。爲瞭解其他產科醫療品質的影響, 我們另以住院天數, 以及14日及30日再住院率進行觀察, 這指標均可透過健保資料中住院費用檔中的住院日期來建立, 表6列出產科服務住院天數, 及再住院率估計結果。就估計結果可知平均住院天數的所得係數並不顯著, 不受給付變動而有影響, 有可能因生產案件爲論病例計酬, 供給者需負擔完全成本故較無誘因提高

[18] 99年度勞委會調查 (http://statdb.cla.gov.tw/careerguide/ind/ind_detail.asp?section_id=2&id_no=20221), 顯示主治醫師的薪資計算方式是「底薪加績效獎金」, 且計算方式會因院所權屬有所差異。以新進醫師爲例, 公立醫院住院醫師平均每月底薪5–6萬元; 私立醫院住院醫師薪資較高, 但多採績效制。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 孕婦住院天數及再住院率受給付政策影響變化[a, b]

依變項/科別		頭胎	自然產	剖腹產
住院天數		0.0386	0.0152	0.0431
		[0.0244]	[0.0194]	[0.0330]
再住院率[c]	14日	−0.0081*	−0.0074**	−0.0007
		[0.0032]	[0.0027]	[0.0012]
	30日	−0.0081*	−0.0077**	−0.0005
		[0.0033]	[0.0027]	[0.0013]

註: * 表示5%的顯著水準, ** 表示1%的顯著水準, 括號內爲標準誤。

a. 考量到變異數不齊一、同一醫師的相關性, 及不同醫師接生人數的差異, 估計上採用穩健標準誤差且納入群聚效果, 並以醫師該其接生人數作爲權數進行調整。尚控制產婦年紀、所得、就業及保險、風險因子等平均特性, 院所特性及季節效果。本文選擇頭胎樣本進行分析, 並刪除每年接生人數低於12人的醫師。

b. 受限於篇幅, 本表僅呈現醫師接生所得與產科住院天數及再住院率間的關係。醫師接生所得是以前期淨所得做爲變數, 是以醫師前季剖腹產率所計算得出淨所得, 且取其對數值。

c. 再住院率爲該醫師生產案件14日及30日內再住院率。

住院天數; 若就再住院率來說, 不論14日或30日的自然產再住院率均呈現下降; 當醫師所得增加50%後, 自然產14日再住院率下降0.37%, 30日則下降0.39%,[19] 但這效果僅限於自然產, 對採用剖腹產產婦則無此效果。

從上述結果可知, 提高給付對於改善醫療品質有些許效果, 特別是自然產再住院率。爲了解這效果集中哪類醫療供給者, 表7進一步依據醫師及所在院所特性進行區分。表7顯示2004年屬低剖腹產率的產科醫師, 在自然產或剖腹產後14日及30日再住院率皆顯著下降, 中高剖腹產率的醫師則無顯著效果; 院所特性上, 區域醫院14日及30日再住院率顯著改善。若以權屬別來看, 則以財團法人院所有明顯成效。由於區域醫院醫師有45%爲法人醫院醫師, 這效果部份應來自權屬別效果。而財團法人醫院相較於

[19]由於作者是將醫師所得取對數後在進行迴歸分析, 故表6中的係數 β 代表當醫師所得增加1%時, 再住院率會變動 $0.01 \cdot \beta$。假設醫師原先的剖腹產率爲34%, 若自然產給付加倍將可使得醫師所得增加33%左右, 對於再住院率的影響即爲 $33\% \cdot 0.01 \cdot \beta$。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 產科再住院率在不同特性醫師間之差異[a,b]

	頭胎		自然產		剖腹產	
	14 日	30 日	14 日	30 日	14 日	30 日
低剖腹產	−0.0177**	−0.0188**	−0.0111*	−0.0121*	−0.0066**	−0.0067**
	[0.0058]	[0.0058]	[0.0048]	[0.0048]	[0.0017]	[0.0017]
中剖腹產	−0.0059	−0.0059	−0.0059	−0.0059	0.0000	0.0000
	[0.0048]	[0.0048]	[0.0044]	[0.0044]	[0.0021]	[0.0021]
高剖腹產	0.0000	0.0000	−0.0043	−0.0043	0.0043	0.0043
	[0.0052]	[0.0052]	[0.0043]	[0.0043]	[0.0027]	[0.0027]
醫學中心	−0.0119	−0.0133	−0.0079	−0.0093	−0.004	−0.004
	[0.0089]	[0.0090]	[0.0081]	[0.0082]	[0.0035]	[0.0035]
區域醫院	−0.0295**	−0.0300**	−0.0260**	−0.0261**	−0.0035	−0.0039
	[0.0085]	[0.0085]	[0.0071]	[0.0071]	[0.0036]	[0.0036]
地區醫院	−0.0019	−0.0002	−0.0027	−0.0021	0.0008	0.0019
	[0.0056]	[0.0058]	[0.0042]	[0.0043]	[0.0023]	[0.0024]
基層診所	0.0036	0.0032	0.0013	0.0007	0.0023	0.0025
	[0.0033]	[0.0034]	[0.0024]	[0.0025]	[0.0015]	[0.0015]
公立醫院	−0.0191	−0.02	−0.0076	−0.009	−0.0116*	−0.011
	[0.0174]	[0.0174]	[0.0138]	[0.0138]	[0.0058]	[0.0060]
財團法人	−0.0212**	−0.0218**	−0.0186**	−0.0190**	−0.0025	−0.0028
	[0.0065]	[0.0065]	[0.0057]	[0.0058]	[0.0026]	[0.0026]
私立醫院	0.0007	0.0012	−0.0015	−0.0015	0.0022	0.0027*
	[0.0027]	[0.0027]	[0.0021]	[0.0021]	[0.0013]	[0.0013]

註: * 表示 5%的顯著水準, ** 表示 1%的顯著水準, 括號內爲標準誤。

a. 考量到變異數不齊一、同一醫師的相關性, 及不同醫師接生人數的差異, 估計上採用穩健標準誤差且納入群聚效果, 並以醫師該其接生人數作爲權數進行調整。尚控制產婦年紀、所得、就業及保險、風險因子等平均特性, 院所特性及季節效果。本文選擇頭胎樣本進行分析, 並刪除每年接生人數低於 12 人的醫師。本文根據產科醫師 2004 年剖腹產率高低分成三組樣本進行分析, 2004 年剖腹產率低於 23%者, 屬於低剖腹產率醫師; 介於 23%–32.7%者, 屬於中剖腹產率醫師; 高於 32.7%者屬於高剖腹產率醫師。

b. 本表以分組迴歸的方式進行, 另受限於篇幅, 本表僅呈現醫師接生所得與產科再住院率間的關係。

其他醫院顯著, 則可能和醫療法對法人醫院要求,[20] 或營所稅對法人團體稅負優惠相關。[21] 當自然產給付加倍增加醫院收入後, 法人醫院或因所得

[20]醫療法 46 條規定「醫療財團法人應提撥年度醫療收入結餘之百分之十以上, 辦理有關研究發展、人才培訓、健康教育; 百分之十以上辦理醫療救濟、社區醫療服務及其他社會服務事項。」

[21]目前在所得稅負上, 公立醫院免營所稅, 社團法人或私立醫院及診所需課徵營所稅或綜所稅。財團法人醫院依教育文化公益慈善機關或團體免納所得稅適用標準第 2 條第 1 項第 8 款規定, 財團法人醫院其用於與其創設目的有關活動之支出, 例如購置與其創設目的有關醫療用途建物、設備等資產之支出, 超過基金之每年孳息及其他各項收入 60% (原爲 70%, 2013 年調降爲 60%) 者, 就醫療、藥品及病房收入等銷售貨物或勞務之所得課徵所得稅外, 其餘像捐贈收入等非銷售貨物或勞務之所得則免納所得稅。

臺灣大學學術期刊資料庫

稅負考量, 有誘因增加其他支出造成自然產再住院率下降。

6 剖腹產無效原因及外溢效果

6.1 為何剖腹產率並未下降?

前述估計結果說明給付增加無法降低原先設定的剖腹產率目標。事實上, 健保署在調整自然產給付後, 也發文要求台灣婦產科協會說明這效果爲何和原先預期存在落差 (顏若瑾與曾韋禎, 2010)。在後續討論中, 醫界、學界提出了幾點可能解釋。第一, 生產給付的調整方式不盡理想。目前健保署生產給付一體適用所有胎次, 但生產方式和首胎生產息息相關。健保署應考慮再次調高首胎自然產給付, 才能有效抑制剖腹產利用 (莊其穆, 2004); 第二, 許多醫療文獻都指出醫師要改變其醫療模式需要時間; 醫療行爲的僵化可能是給付調整失效的一個原因 (Epstein and Nicholson, 2009)。[22] 第三, 台灣產婦初產年齡逐年上升, 再加上台灣產婦普遍害怕自然生產過程的陣痛, 這些偏好因素造成剖腹產的比例相對穩定。第四, 礙於頻繁醫療糾紛, 許多產科醫師基於保障自身立場, 基於防禦性治療方式不願意放棄剖腹產, 抑制了原先預期的政策效果。第五, 自然產給付加倍與給付降低效果可能存在非對稱性效果,[23] 值得進一步探討。

在這幾種解釋中, 第一個解釋相對牽強, 前述估計結果以初產產婦剖腹產爲主要樣本, 但所得效果顯示對抑制剖腹產率缺乏顯著成效; 按理再調高給付也無效果。第二個解釋對剖腹產這種已成熟技術解釋力較小, 況且表5第3組設定將樣本時間延長到4年, 剖腹產係數依然爲不顯著, 間接說明這解釋可能性也不大。在剖腹產率偏高討論中, 最常見理由應屬防禦性治療。所謂防禦性治療是指醫師在預期未來醫療糾紛可能性下, 會採用治療更繁複、花費更高昂的方法來確保醫師無過失 (Kessler and McClellan,

[22]陳杰峰與邱文達 (2008) 提及醫師知識與執行間存在不一致的現象 (knowing-doing gap), 醫師可能基於某些原因 (例如醫師生活忙碌、新醫療模式採行有其困難) 而難以改變其醫療行爲模式 (陳重榮, 劉秀雯, 與祝春紅, 2005), 導致醫療技術具僵固性。Epstein and Nicholson (2009) 以剖腹產進行分析醫師行爲, 發現醫師治療方式選擇即使在同一市場中, 仍存在相當程度的差異。

[23]有文獻指出醫師所得降低時, 醫師爲彌補目標所得 (Target Income) 會較爲積極調整接生方式 (Gruber and Owings, 1996)。

臺灣大學學術期刊資料庫

1996; Studdert et al., 2005), 這動機驅使婦產科醫師選擇剖腹生產 (Tussing and Wojtowycz, 1992; Tussing and Wojtowycz, 1997; Localio et al., 1993; Sloan et al., 1997; Dubay, Kaestner, and Waidmann, 1999; Grant and McInnes, 2004)。[24] 而婦產科名列台灣醫療糾紛最多的科別之一, 爲避免可能醫療糾紛, 乃至後續司法訴訟, 即便自然產給付增加, 產科醫師仍不願選擇自然產。受限於資料, 本文無法取得醫師因醫療糾紛而和解、調解或訴訟等資訊,[25] 難以量化產科醫師醫療糾紛風險, 以下僅針對產婦偏好及對稱性這兩個假說進行檢驗。

A. 產婦偏好影響

由於自然產生產陣痛較漫長, 產婦爲消除個人在生產時痛苦, 再加上國人常有所謂良辰吉時的觀念, 造成台灣許多產婦對剖腹生產存在偏好 (吳嘉苓, 2000; Lo, 2003; 羅紀琼, 2003; 羅紀琼與劉素芬, 2004)。爲了解產婦偏好是否影響醫師決策, 以下我們用兩種方式進行檢驗: 一是觀察醫師面臨市場競爭之決策差異,[26] 二是利用醫師吉日剖腹產率高低加以比較。

首先, 產婦個人有生產方式偏好時, 市場競爭會使得醫師需考量到產婦偏好 (patient-driven competition) (Dranove, Shanley, and White, 1993)。假使這推論爲真, 當產婦面對較多醫師選擇時, 所偏好生產方式越容易被滿足; 相反的, 當產婦面對醫師選擇較少, 不見得能挑選到高度配合的醫師。因此, 或可按醫師所在市場競爭來觀察不同競爭程度下醫師的效果, 藉以間接推論產婦偏好的重要性。

---

[24]有文獻指出無明顯的證據顯示有醫療糾紛經驗或風險高的婦產科醫師較爲偏好剖腹生產 (Sloan and Shadle, 2009; Currie and MacLeod, 2008), 但大致上來說, 仍有較多文獻認爲產科醫師會因防禦性治療而採取剖腹生產 (Tussing and Wojtowycz, 1992; Tussing and Wojtowycz, 1997; Localio et al., 1993; Sloan et al., 1997; Dubay, Kaestner, and Waidmann, 1999; Grant and McInnes, 2004)。

[25]Kessler and McClellan (1996) 以醫療事故責任制度改革前後進行比較, 結果發現醫療事故責任制度改革後降低醫師醫療糾紛風險, 進而使得醫療費用下降。Dubay, Kaestner, and Waidmann (1999) 以醫師責任保險保費高低衡量醫療訴訟風險大小, 藉此分析醫療訴訟風險對剖腹產率之影響。

[26]我們另以該地區醫師人數等變項做爲分組條件, 其結果與以市場競爭高低程度進行分組, 其結論相去不遠, 受限於篇幅, 本文僅呈現市場競爭程度分組的估計結果。

臺灣大學學術期刊

有關於醫療院所市場競爭衡量, 首先需定義醫療院所市場範圍。目前文獻上所採用各種市場範圍定義方式有三類。最常見是以醫院爲中心, 將其固定半徑5、10、15公里爲範圍 (Robinson and S.Luft, 1985; Gruber, 1994); 其次則依市占率加權採變動半徑定義市場範圍 (Melnick et al., 1992; Gruber, 1994); 或以行政區域或都會區來定義市場範圍 (Romeo, Wagner, and Lee, 1984; Noether, 1988; Dranove, Shanley, and Simon, 1992; Lynk, 1995)。我們採用第一種: 以醫療院所所在鄉鎮5公里爲半徑範圍定義爲醫療院所市場。在界定了醫院市場範圍後, 後續則以賀氏指標 (Herfindahl-Hirschman Index, 簡稱 HHI) 衡量競爭程度: $\text{HHI} = \sum_{k=1}^{N} S_k^2$, 其中 S_k^2 表示產科醫師服務院所 k 於2004年接生人數佔整個市場總接生人數的比例平方。一般來說 HHI 指標越低, 表示市場競爭程度越高, 反之則競爭程度越低。爲考量給付政策介入後產婦認知、醫師對策、市場競爭可能隨之變化, 以下以產科醫師2004年市場競爭程度進行分組。按產科醫師服務院所2004年 HHI 指標分成兩組: 高於1,000者、與低於1,000者。

根據表8估計結果可看出, 身處低度市場競爭產科醫師, 醫師所得與一般剖腹產率呈現顯著的負向關係, 我們推測身處低度競爭的這些醫師無須遷就產婦偏好; 而面對高度市場競爭的醫師, 醫師所得與剖腹產率呈現正向關係, 顯示確實面對高度市場競爭的產科醫師, 在給付政策調整後, 並無明顯降低剖腹產率效果。這個結果和產婦偏好假說預測相符, 我們也試圖將市場劃分範圍擴大 (改爲10公里), 競爭指標分組改變 (HHI 分組分界點改爲1,500), 但估計結果沒有太大改變。

雖然我們以醫師所處市場競爭程度分組, 所得結果爲醫師因遷就產婦偏好而未受給付調整政策影響其生產決策, 但是市場競爭與產婦偏好間關連性仍須驗證。故我們參考羅紀琼 (2003) 一文的概念, 以產婦入院日是否爲一般吉日, 醫師該季平均於一般吉日剖腹生產的比例12%爲界分爲兩組, 若醫師一般吉日剖腹產率較高, 我們推測該醫師較爲考量產婦偏好。

由表8結果可知, 一般吉日剖腹產率較高的醫師在自然產給付加倍後, 不僅沒有降低剖腹產率, 甚至還增加。一般吉日剖腹產率較低的醫師在政策調整後雖未顯著降低剖腹產率, 但是至少沒有持續增加。無論以醫師所處市場競爭程度或一般吉日平均剖腹產率分組結果, 皆可看出醫師遷就產

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 給付政策對剖腹產無效假說檢定[a]

			頭胎剖腹	一般剖腹	緊急剖腹
產婦偏好[b]	低度競爭	前期淨所得	−0.0178	−0.0153*	−0.0024
			[0.0102]	[0.0066]	[0.0105]
		樣本數	408	408	408
	高度競爭	前期淨所得	0.0065	0.0042	0.0023
			[0.0032]	[0.0023]	[0.0031]
		樣本數	3,310	3,310	3,310
	一般吉日剖腹產率 < 12%	前期淨所得	−0.0026	−0.0027	0.0001
			[0.0045]	[0.0026]	[0.0042]
		樣本數	1,540	1,540	1,540
	一般吉日剖腹產率 >= 12%	前期淨所得	0.0094*	0.0073*	0.0021
			[0.0041]	[0.0031]	[0.0040]
		樣本數	2,178	2,178	2,178
對稱性[c]	2000 vs 2001	前期淨所得	0.0209*	−0.0037	0.0245**
			[0.0088]	[0.0041]	[0.0085]
		樣本數	4,097	4,097	4,097

註: * 表示 5%的顯著水準, ** 表示 1%的顯著水準, 括號內爲標準誤。

a. 考量到變異數不齊一、同一醫師的相關性, 及不同醫師接生人數的差異, 估計上採用穩健標準誤差且納入群聚效果, 並以醫師該其接生人數作爲權數進行調整。尚控制產婦年紀、所得、就業及保險、風險因子等平均特性, 院所特性及季節效果。本文選擇頭胎樣本進行分析, 並刪除每年接生人數低於 12 人的醫師。受限於篇幅, 本表僅呈現醫師接生所得與產科剖腹產率間的關係。

b. 我們按產科醫師服務院所 2004 年 HHI 指標 10 百分位值爲界進行分組, HHI 指標超過 1,000 者, 視爲低度競爭; 低於 1,000 者則爲高度競爭; 我們另外以產婦入院日是否爲一般吉日, 醫師該季平均於一般吉日剖腹生產的比例進行分組。

c. 基於醫師淨所得的變化在 2000 年到 2001 年爲負值, 估計中對醫師淨所得並不加取 log, 而是直接將淨所得變化 (百萬元) 代入估計。

婦偏好確實可能影響醫師決策。

B. 對稱性檢驗

另一個解釋剖腹產減少有限的原因在於給付調整效果具非對稱性。[27] 這假說主張醫師在面對所得增加與所得減少時反應並不相同, 這非對稱性假說

[27]本文觀察醫師所得增加或減少時的反應是否具對稱性; 所謂對稱性是指當醫師所得減少時有誘因透過增加剖腹產率來增加醫師自身所得, 存在負向關係; 當醫師所得增加時, 是否有誘因減少剖腹產率, 同樣也存在負向關係。

臺灣大學學術期刊資料庫

在 Gruber and Owings (1996) 中也被討論, 但實證結果並未支持這個假說。此概念在台灣市場檢驗相對困難, 一來台灣實施全民健保, 不同區域間給付差異本來就有限; 二來是生產給付調整多半是往上調, 往下調的機會相當少。唯一可能檢驗此假說是利用台灣不同生肖年出生嬰兒數的改變。[28] 在華人社會中, 不同生肖對出生嬰兒數目有相當大影響 (樊家忠, 2014)。2000 年適逢龍年, 出生人數創近 10 年來高點, 達近 29 萬人; 2001 年則爲蛇年, 出生人口相較龍年大幅降低 14%, 僅約 25 萬人, 這個嬰兒出生數目和給付變動、政經環境, 乃至於醫療結構沒有相關, 應可視爲外生變動, 來分析醫師所得對剖腹產率影響。我們採用類似估計方法, 將 2000 和 2001 年出生資料採一階差分模型進行估計。[29] 但爲量化出生嬰兒數目對醫師所得影響, 此處醫師前期淨所得修改如下式:

$$\Delta NY_{h,t} = \Delta N_{h,t}\left(1 - CS_{h,t-1}\right) \cdot P_N + \Delta N\left(CS_{h,t-1}\right) \cdot P_C, \qquad (5)$$

其中 $\Delta N_{h,t}$ 爲 2001 年和 2000 年的出生嬰兒數目差距, 以 2000 年爲龍年來說, 這嬰兒差距數目應大多爲負。由於 2005 年前自然產給付僅約剖腹產的一半, 這些嬰兒數目減少轉換爲多少收入損失, 則要看剖腹產和自然產的比例。爲避免醫師因出生人數降低而改變剖腹產比例, 所推估的淨所得仍採前期剖腹產率, 也因此所得變動來自自然產的變化爲 $\Delta N_{h,t}(1 - CS_{h,t-1}) \cdot P_N$, 而來自剖腹產的變化爲 $\Delta N_{h,t} \cdot CS_{h,t-1} \cdot P_C$。

表 8 下部分說明誘發性需求對稱性的估計結果, 基於醫師淨所得的變化在 2000 年到 2001 年爲負值, 估計中對醫師淨所得並不加取 log, 而是直接將淨所得變化 (百萬元) 代入估計。依據估計結果, 當醫師淨所得減少時, 醫師所得與全體 (頭胎) 剖腹產率並不呈現負向關係, 反倒是一個正向關係, 但其正向主要原因在於緊急剖腹產係數爲正, 一般剖腹產仍和表 4 一樣未顯著異於零, 說明所得效果應未具備非對稱性。

6.2 外溢效果

由於 2005 年自然產給付加倍政策並非直接給付醫師, 在總額支付制度運

[28] 本文參考 Gruber and Owings (1996) 一文, 同樣以出生人數下降進行分析。

[29] 另外, 雖 2001 年自然產與剖腹產支付點數略有調升, 但是兩者相對價格並無明顯變動。

臺灣大學學術期刊資料庫

作下進行各院所間的預算分配 (請見附錄2), 醫院管理者就醫院整體角度經營管理, 將所有科別收入均視爲醫院總收入, 因自然產給付加倍所增加收入若能使醫院財務狀況較寬裕, 或有餘裕改善非產科服務。Dafny (2005) 指出 Medicare 給付增加對其他醫院服務項目造成外溢效果 (spillover effect), 我們根據 Dafny (2005) 分析醫院收入增加會外溢到其他服務項目的思維, 進一步觀察自然產給付加倍是否增加誘因, 使得醫院有意願提升非產科的醫療資源投入, 進而使得非產科醫療品質提升, 故本文討論生產給付調高對同一醫院兒科和婦科治療是否存在外溢效果。

一般來說, 提供產科服務的醫院, 幾乎也提供婦科和兒科服務, 或可分析外溢效果是否存在於同醫院婦科和兒科服務。也因此, 這部分的樣本侷限於醫院, 排除僅提供產科服務的婦產科診所。[30] 分析單位改成醫院/季, 應變數改成2004年和2006年每季醫院婦科 (除產科外) 和兒科的醫療費用、住院天數以及再住院率, 自變數改成該醫院婦科 (除產科外) 和兒科住院病患的平均病患特性 (年紀分組、[31] 投保類別以及投保所得分組)。表9列出婦科和兒科的醫療費用 (此變數建構過程可參見附錄3)、住院天數和再住院率, 除婦科醫療費用影響外, 所估計所得效果均呈現統計上不顯著, 說明不論以平均住院天數或再住院率來看, 此次健保給付增加似乎並沒有明顯對兒科或婦科產生顯著的外溢效果。

7 結論與討論

近年來醫療環境日漸崩壞, 衍生出許多醫療問題, 諸如住診人數過多、病床不敷使用; 年輕醫師流向執業風險較低的五官科, 而工作負擔重的四大科卻難招募新血等問題。在這些問題中, 提高健保給付不約而同變成共同解決方案, 似乎只要改善給付過低這致命傷, 其他問題均能迎刃而解。本文以2005年5月健保署將自然產給付加倍爲例, 驗證單純調高給付對產科醫療

[30] 一般婦產科診所醫療項目較爲單純, 通常以產科服務爲主, 較少見同時兼做婦科及產科服務, 因此此部分僅選擇醫院樣本進行分析。婦科案件爲該醫院所有就醫科別爲婦產科的非生產住院案件, 兒科則爲該醫院所有就醫科別爲小兒科的住院案件。

[31] 由於婦科及兒科病患年紀有所差異, 在婦科部分, 比照產科將病患年紀分爲21組, 除20歲以下及40歲以上各爲一組外, 其餘年紀以一歲爲一組; 兒科部分則改以18歲以上單獨一組, 其餘年紀以一歲爲一組。然而, 不同分組結果並不影響估計結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9: 外溢效果檢定: 婦、兒科服務醫療費用、住院天數及再住院率變化[a, b]

依變項/科別		婦科[c]	兒科[d]
醫療費用		547.3542*	−230.377
		[214.4184]	[631.8058]
住院天數		−0.0059	−0.0361
		[0.0349]	[0.0629]
再住院率[e]	14 日	0.0028	−0.0027
		[0.0057]	[0.0017]
	30 日	0.0025	−0.0021
		[0.0063]	[0.0024]

註: * 表示 5%的顯著水準, ** 表示 1%的顯著水準, 括號內爲標準誤。

a. 考量到變異數不齊一、同一醫師的相關性, 及不同醫師接生人數的差異, 估計上採用穩健標準誤差且納入群聚效果, 並以醫師該其接生人數作爲權數進行調整。尚控制產婦年紀、所得、就業及保險、風險因子等平均特性, 院所特性及季節效果。本文選擇頭胎樣本進行分析, 並刪除每年接生人數低於 12 人的醫師。

b. 受限於篇幅, 本表僅呈現醫師接生所得與婦科及兒科服務醫療費用、住院天數及再住院率間的關係。

c. 婦科案件爲該醫院所有就醫科別爲婦產科的非生產住院案件, 此婦科分析以醫院樣本整理爲醫院/季進行觀察。考量到變異數不齊一、同一醫院相關性, 及不同醫院婦科案件數的差異, 估計上採用穩健標準誤差且納入群聚效果, 並以醫院婦科案件數作爲權數進行調整。尚控制病患年紀、所得、就業及保險等平均特性, 院所特性及季節效果。婦科平均住院天數 2004 年爲 3.84 日, 2006 年爲 3.82 日。14 日再住院率 2004 年爲 2.49%, 2006 年爲 2.72%, 30 日再住院率則爲 4.27%及 4.36%。

d. 兒科則爲該醫院所有就醫科別爲小兒科的住院案件, 此兒科分析以醫院樣本整理爲醫院/季進行觀察。考量到變異數不齊一、同一醫院相關性, 及不同醫院兒科案件數的差異, 估計上採用穩健標準誤差且納入群聚效果, 並以醫院兒科案件數作爲權數進行調整。尚控制病患年紀、所得、就業及保險等平均特性, 院所特性及季節效果。兒科平均住院天數 2004 年爲 4.79 日, 2006 年爲 4.87 日。14 日再住院率 2004 年爲 4.49%, 2006 年爲 4.34%, 30 日再住院率則爲 6.98%及 6.93%。

e. 再住院率爲該醫師住院案件 14 日及 30 日內再住院率。

臺灣大學學術期刊資料庫

品質 (特別是剖腹產) 影響。在資料上爲避免前胎剖腹產影響, 選擇健保資料庫中首胎 (初產) 生產案件, 整理成以醫師/季爲單位進行迴歸分析。爲控制各供給者本身存在難以衡量特性, 迴歸模型採一階差分 (first difference) 進行估計。實證結果顯示自然產給付調高後, 所產生所得效果對剖腹產率並未顯著降低, 但給付調整顯著降低自然產後14日及30日再住院率。此外, 這給付效果僅及於產科, 並未外溢至醫師所屬院所提供的婦科及兒科服務。

本文的主要貢獻有二: 首先, 本文確定醫師所得和醫療品質間的因果關係。雖說本文和 Lo (2008) 及韓幸紋與連賢明 (2010) 均發現整體剖腹產率未能隨之降低, 但本文顯示部分特性醫師仍受給付政策影響。特別是給付調整前自然產比率較高醫師其剖腹產因給付調整而小幅下降。同時, 本文也針對目前常討論剖腹產維持穩定的兩種解釋進行檢驗。一是產婦個人偏好剖腹產, 一是誘發性需求假說主要討論供給者所得下降, 但2005年給付調整造成產科醫師所得增加, 以致無法一概而論。實證結果支持產婦個人偏好這解釋, 排除非對稱性的誘發性需求假說。由於產婦個人偏好並非給付政策所能改變, 若單以給付調整來降低剖腹產率有實際上困難。未來主管機關若仍計畫推動降低剖腹產率, 應考量其他客觀因素, 而非僅單純調高健保生產給付這政策手段。

其次, 研究結果顯示自然產給付調高後, 雖未顯著降低整體剖腹產率, 但自然產再住院率顯著下降。這些發現和過去研究有所差距, 顯示給付調高雖難以有效降低剖腹產率, 但對於醫療品質仍有些許改善效果, 本文結果可供主管機關在進行給付調整時參考。

本文有幾點研究限制。第一, 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) 相互串連, 也因此缺乏產婦社經變數 (如教育程度, 社經地位等); 然而研究中已將資料先一階差分後再進行估計, 只要這些產婦社經變數在兩年間沒有大幅變動, 對估計結果應該影響有限; 第二, 本文針對醫療品質指標進行觀察時, 僅能集中從健保資料庫可產生的指標進行分析, 無法包括其他多樣但非健保資料產生的指標, 這些指標是否受給付調整影響, 還有待將來持續研究。

第三, 在解釋給付增加爲何無法降低剖腹產率時, 受限於資料 (如醫療

臺灣大學學術期刊資料庫

訴訟機率, 產婦個人偏好) 取得不易, 僅能以間接方式推估各假說是否合理, 無法以實際資料驗證假說可能性, 也因此無法針對文獻上中常討論的另外一個主因: 醫師爲避免醫療糾紛, 基於防禦性治療 (defensive medicine) 動機而不願減少剖腹產假說進行檢驗。[32] 第四, 本文僅針對生產案件進行分析, 發現給付調整能降低再住院率。但這些給付政策能否全面改善醫療品質則不得而知, 個別診療項目可能存在差異。最後, 本文使用醫師健保生產收入來推估其產科醫師所得; 礙於資料無法取得醫師實際所得來進行分析, 雖說在模型韌性分析中已發現給付調整對於不同權屬、層級醫師生產決策影響並無差異, 但我們仍提醒讀者這點限制, 也期望能在後續研究中能突破此一限制。

附錄1: 理論模型

爲說明供給者所得和誘發需求間關係, 本文借用 Gruber and Owings (1996) 模型。Gruber and Owings (1996) 文章中主要討論醫師所得和剖腹產的關係, 模型中醫師所得可透過誘發剖腹產來增加, 該文中 $U(\cdot)$ 爲供給者 (如醫師) 效用函數, 效用中包括了兩變數: 醫師接生所得 (Y) 和對病人的誘導 (I), 由於醫師對病人誘發需求有成本, 因此 I 對 U 的一、二階微分結果分別爲 $U_I < 0, U_{II} < 0$。相反的, 所得對效用的一、二階微分爲 $U_y > 0$, $U_{yy} < 0$。

令 B 爲醫師全部接生人數, i 爲醫師對每個產婦誘發程度, 此時總誘發數量 (I) 爲總人數和單位誘發的相乘項 ($B \cdot i$)。Y_N 與 Y_C 代表分別爲採用自然產 (N) 和剖腹產 (C) 的單位利潤, 也因此醫師總生產所得 (Y) 爲自然產和剖腹產相加 ($N \cdot Y_N + C \cdot Y_C$)。將醫師效用和預算限制式合併後可刻劃如下:

$$\begin{aligned} &\text{Max} \;\; U(Y, I) \\ &\text{s.t.} \;\; Y = N \cdot Y_N + C \cdot Y_C, \end{aligned}$$

[32]本文估計中發現醫師確實原屬高剖腹產率醫師, 並不受自然產給付調整而降低剖腹產率。此結果呼應我們的假設, 故我們推測防禦性治療可能也是造成所得效果無效的原因之一。

臺灣大學學術期刊資料庫

$$I = B \cdot i,$$
$$C = B \cdot a(i),$$
$$N = B \cdot (1 - a(i)),$$

其中 $a(i)$ 爲醫師成功誘發剖腹產機率, 也因此剖腹產數目爲 $B \cdot a(i)$; 相對的, 自然產數目爲 $B \cdot (1 - a(i))$。爲了簡單起見, Gruber and Owings (1996) 模型假設 $a(i)$ 的一階大於 ($a' > 0$), 但二階等於 0 ($a'' = 0$)。

將醫師效用函數和預算限制式聯立求解, 最適一階條件爲:

$$U_y a' [Y_C - Y_N] + U_I = 0。$$

一階條件中點出醫師在所得和良心間尋求平衡。由於在 2005 年 5 月前, 自然產給付僅爲剖腹產一半, Y_C 明顯大於 Y_N 也就是說 $Y_C - Y_N > 0$。每增加一單位誘發, 醫師能增加所得 $U_y a'(Y_C - Y_N)$; 然而, 誘發也同時增加良心成本 (psychic cost), 造成效用上損失 (U_I)。當自然產給付 (Y_N) 調高時 (只要低於 Y_C 的水準), 此時因誘發所增加的所得下降, 連帶使得醫師降低誘發程度, 這也是本文認定自然產給付增加來降低剖腹產的理論基礎。

附錄 2: 醫師所得建構說明

由於本研究主要研究目的在於分析 2005 年自然產給付調高之效果, 探討產科醫師在所得增加情況下是否改變生產方式的選擇, 故產科醫師所得爲主要觀察變數。本研究主要使用 2003 至 2007 年全民健保資料庫 DD 檔中的生產案件, 以申請費用點數 $*$ 部門各區各季平均點值 $*$ 核減率, 計算出申報費用金額, 也就是醫師接生所取得健保給付金額。爲了方便跨期比較, 再乘上各期消費者物價指數 (consumer price index, CPI) 進行調整。本文以醫師取得健保生產給付金額作爲醫師所得的替代變數, 以下說明 (1) 資料選取; (2) 如何估算產科醫師所得。而估算產科醫師所得時, 涉及 (a) 申請費用點數; (b) 部門各區各季平均點值; (c) 核減率之定義, 以下也將加以說明。

臺灣大學學術期刊資料庫

1. 資料選取

若爲取得醫師所得資訊, 一個可能是直接撈取產科醫師綜合所得稅核定資料, 方可獲得產科醫師所得金額, 但受限個資法等因素此方法難以進行。其次, 醫師所得在綜合所得稅所得分類中主要爲薪資所得或執行業務所得, 若是開業醫師則是領取執行業務所得, 由於執行業務所得主要來自健保收入, 故國稅局亦會比對醫師健保申報資料進行查核。若是受雇醫師則領取薪資所得, 就相關研究結果可知, 醫師薪資與服務量有相當程度的關係 (江靜楓, 2001)。由此可知, 在無法直接取得醫師所得資料的情形之下, 健保申報資料爲主要可參考資訊。

產科醫師主要所得來源來自門診的產檢及住診的接生項目。如前所述, 本研究分析 2005 年自然產給付提高效果, 此政策主要影響產科醫師來自住診接生所得, 故本研究僅就產科醫師接生所得進行計算。我們使用DD檔利用給付類別 (6或7) 及 DRG 參考碼 (0371A、0373A、0373B、0373C), 挑選出生產案件。

2. 估算產科醫師所得

A. 申請費用點數

由於生產案件採論病例計酬, 申報費用點數爲醫療院所依論病例計酬可得健保給付點數 (參見表 1), 加上中央健保署明訂生產案件全額免除部分負擔, 故本文以申報費用點數作爲醫師生產健保給付計算基礎。由 DD 檔可以得知所有生產案件的病患代碼、醫師代碼及申請費用點數。但申請費用點數非金額, 故本研究將申請費用點數 * 部門各區各季平均點值 * 核減率, 將申請費用點數轉換爲健保給付金額 (即該生產案件醫師可取得之健保收入金額), 以下針對各項因子加以說明。

B. 部門各區各季平均點值

總額支付制度是指付費者與醫事服務提供者, 預先以協商方式, 訂定未來一年內健康保險醫療服務總支出 (預算總額), 我國總額支付制度在實際運作上採行支出上限制 (expenditure cap), 即預先設定健康保險支出年度預

臺灣大學學術期刊資料庫

附表 1: 歷年各季各分區醫院總額平均點值

	台北	北區	中區	南區	高屏	東區	全署
101Q1	0.9097	0.9391	0.9255	0.9334	0.9549	0.9432	0.9278
101Q2	0.9282	0.9508	0.9314	0.9473	0.9537	0.9201	0.9382
101Q3	0.9217	0.9285	0.9316	0.9377	0.9467	0.9137	0.9303
101Q4	0.9083	0.9319	0.9347	0.9228	0.9479	0.9202	0.9247

資料來源: 全民健康保險署網頁。
說明: Q1 代表第一季, 以此類推。

算總額, 醫療服務是以點數反映各項服務成本, 但點值 (每點支付金額) 是採回溯性計價方式, 由預算總額除以點數而得 (全民健康保險醫療費用協定委員會, 2005)。全民健保資料庫爲醫療院所申報資料, 申報時尚無法得知實際點值, 故資料檔呈現申請 (醫療) 費用點數, 若需將申請 (醫療) 費用點數轉換成醫療費用金額, 需將點數乘以點值方可得。

全民健保於 1998 年 7 月 1 日實施牙醫門診總額, 2000 年 7 月 1 日實施中醫門診總額, 2000 年 7 月 1 日實施西醫門診總額, 並於 2002 年 7 月 1 日實施醫院總額。根據全民健康保險法規定, 健保會應於各年度開始 3 個月前協議訂定本保險新年度醫療給付費用總額。醫療給付費用總額協定後, 依照中央健康保險署六分區 (台北、北區、中區、南區、高屏、東區) 進行地區分配。再依分配後之醫療給付費用總額除以該區醫療服務總點數, 核算各區點值; 由於部分醫療服務項目, 屬於鼓勵或保障項目, 原則上採固定點值 (每點 1 元), 非屬於此範圍的服務項目, 則採浮動點值, 將兩類點值予以平均則爲平均點值。醫療供給者整體收入最終仍視平均點值高低影響, 且各醫療院所所提供的服務項目不盡相同, 浮動點值高低易受此影響, 故本研究以平均點值予以計算。此外, 點值 (每點支付金額) 之計算採每季結算。故每年中央健康保險署將依各總額部門, 公布各季分區平均點值。附表 1 以醫院總額爲例, 中央健康保險署按分區各季計算平均點值。

C. 核減率

根據全民健康保險醫療費用申報與核付及醫療服務審查辦法 (以下簡稱審查辦法), 醫療院所提出申請後, 中央健康保險署將進行行政核減與專業核

臺灣大學學術期刊資料庫

附表2: 101年第1至第4季醫院總額醫療費用核減率

核減率	101Q1	101Q2	101年1013	101Q4	101年合計
初核	3.13%	2.80%	2.88%	2.68%	2.87%
申復	2.09%	1.85%	1.86%	1.82%	1.91%
爭審	1.92%	1.72%	1.78%	1.81%	1.81%

資料來源: 全民健康保險署網頁。
說明: Q1 代表第一季, 以此類推。

減兩種方式, 也就是健保署並非完全根據醫療院所申請資料進行給付。行政核減所指爲診所不應申報而申報的金額將予以核減, 也就是不予支付該項費用; 專業核減所指爲健保署抽查案件由醫審會醫師審核而核減, 不予支付不當部分之費用。若保險醫事服務機構對醫療服務案件審查結果有異議時, 可向保險人申復。若對申復結果仍有異議者, 得申請審議。參考附表2, 中央健康保險署每年將會公布各季各總額部門核減率數據。本研究以初核核減率爲調整因子。

附錄3: 醫療資源投入指標醫療費用金額之建構

1. 醫療費用 (點數)

全民健保資料庫DD 檔中呈現每件住院案件各種細項的費用, 例如檢查費、手術費、麻醉費、藥費等等, 將各項明細加總得出醫療費用 (med_amt) 這個變項。如附錄2所述, 醫療費用變項應爲點數的概念。此外, 爲抑制民衆因道德風險而產生醫療浪費, 中央健保署實施部分負擔制度。因此醫療院所實際向中央健保署申請的部分, 應爲醫療費用 (點數) 減除部分負擔點數, 也就是申報費用點數 (appl_amt)。本研究爲瞭解醫療院所收入與醫療品質間的關係, 以申請費用點數進行調整。

2. 醫療費用金額

同附錄2說明, 本研究利用全民健保資料庫 DD 檔中的申請費用點數 * 部門各區各季平均點值 * (1-核減率), 計算出醫療費用金額, 爲了方便跨期比

臺灣大學學術期刊資料庫

較, 再乘上各期消費者物價指數 (consumer price index, CPI) 進行調整, 作爲醫療資源投入指標。

參考文獻

方瑞雯, 白映俞, 與吳佳璇 (2012), 《醫療崩壞! 沒有醫生救命的時代》, 台北: 貓頭鷹。(Fang, Ruei-Wen, Ying-Yu Bai, and Chia-Hsuan Wu (2012), *Collapse of Medication, Gerneration without Doctors*, Taipei: Owl Publishing House.)

王昶閔與魏怡嘉 (2012), "台灣婦產科快崩盤 過勞超時糾紛多 新血卻步," 《自由時報電子報》, **URL**: http://www.libertytimes.com.tw/2012/new/aug/13/today-life4.htm。(Wang, Chang-Min and Yi-Chia Wei (2012), "Gynecology and Obstetrics in Taiwan is Falling Apart, Overwork and Labor Disputes Are Discouraging New Blood," Liberty Times Net.)

立法院 (2007), 《立法院公報委員會紀錄》, 96(27), 立法院。(Legislative Yuan (2007), *Conference Department Committee Records*, 96(27), Legislative Yuan.)

全民健康保險醫療費用協定委員會 (2005), "全民健康保險醫療費用總額支付制度問答輯," 全民健康保險醫療費用協定委員會。(The National Health Insurance Medical Expenditure Negotiation Committee (2005), "Ouestion and Answer on the Global Budget System for National Health Insurance Medical Expenses," the National Health Insurance Medical Expenditure Negotiation Committee.)

江靜楓 (2001), "公私立醫院醫師薪資制度設計與醫院醫師生產力的研究," 碩士論文, 台北: 國立台灣大學。(Chiang, Ching-Feng (2001), "A Study on the Design of Physician Fee and the Productivity of Public Versus Private Hospital Physicians," Taipei: National Taiwan University.)

行政院衛生署 (2011), 《醫療機構現況, 健保支出及醫院醫療服務量統計》, 台北: 行政院衛生署。(Department of Health, Executive Yuan (2011), *Situation of Medical Institutions, Healthcare Expenditure and Medical Service Statistic of Hospitals*, Taipei: Department of Health, Executive Yuan.)

臺灣大學學術期刊資料庫

吳嘉苓 (2000),《產科醫生遇上迷信婦女? 台灣高剖腹產率論述的性別、知識與權力》, 台北: 性別政治與主體形構。(Wu, Chia-Ling (2000), "High Cesarean Section Rate in Taiwan Discourse: Gender, Knowledge and Power," *Gender Politician and Main Structure*, Taipei: Rye Field Publishing Co.)

李明濱 (2012),《醫者心 — 跨越與創新》, 台北: 中華民國醫師公會全國聯合會。(Lee, Ming-Been (2012), *The Doctor's Heart — Overcome and Innovation*, Taipei: Taiwan Medical Association.)

汪育如 (2005), "免不了的一刀 — 台灣產婦的社會建構," 碩士論文, 台北: 東吳大學。(Wang, Yu-ju (2005), "Unavoidable Scalpel — The Social Construction of the Pregnant Women in Taiwan," Taipei: Soochow University.)

林阿明 (2006), "健保調高自然產給付對剖腹產率之影響研究," 碩士論文, 台北: 國立陽明大學。(Lin, Are-Ming (2006), "The Impact of Raising Natural Delivery Payment on Cesarean Section Rate in Taiwan," Taipei: Nation Yang-Ming University.)

邱宜君 (2010), "調高醫師診察費能解決內外婦兒科醫師「四大皆空」的問題嗎?" 財團法人台灣醫療改革基金會。(Chiu, Yi-Chun (2010), "Can Raising Examination Fee of Doctors be the Solutions to Shortage in Department of Surgery, Medical, and Pediatrics?" Taiwan Healthcare Reform Foundation.)

財團法人台灣醫療改革基金會 (2012), "醫院五奧步榨光醫護血汗醫改團體怒要政府兩改革反制," 2012年4月30日記者會新聞稿。(The Taiwan Healthcare Reform Foundation (2012), "Healthcare Reform Groups Strongly Demand Government Enact New Laws," Press Conference Release, 2012.4.30.)

高靖秋 (2011), "台灣護理人力面面觀,"《澄清醫護管理雜誌》, 7(3), 41–46。(Kao, Ching-Chiu (2011), "Multi-aspects of Nursing Manpower in Taiwan," *Cheng Ching Medical Journal*, 7(3), 41–46.)

莊其穆 (2004), "如何降低剖腹產率? — 從提高第一胎自然生產給付做起," 自由時報自由廣場, 2004年5月25日。(Chuang, Chi-Mu (2004), "How

臺灣大學學術期刊資料庫

to Reduce the Rate of Caesarean? Start from Raise Primiparous Childbirth Subsidy," Liberty Times Net, 2004.5.25.)

許績天與連賢明 (2007), "賺得越少, 洗得越多? — 台灣血液透析治療的誘發性需求探討," 《經濟論文叢刊》, 35(4), 415–450。(Sheu, Ji-Tian and Hsien-Ming Lien (2007), "Physician Induced Demand and Hemodialysis Treatment in Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 35(4), 415–450.)

陳杰峰與邱文達 (2008), "實證醫學之知識轉譯地圖," 《臺灣醫學》, 12(4), 455–460。(Chen, Chieh-Feng and Wen-To Chiu (2008), "The Knowledge Translation Map of EBM," *Formosan Journal of Modicine*, 12(4), 455–460.)

陳建仁 (1999), 《流行病學: 原理與方法》, 台北: 聯經出版公司。(Chen, Chien-Jen (1999), *Epidemiology: Principles and Methods*, Taipei: Linking Books.)

陳春木 (2005), "影響初次剖腹產因素之分析及其醫療資源耗用適當性之探討 — 以2003年健保資料庫爲例," 碩士論文, 高雄: 高雄醫學大學。(Chen, Chun-Mu (2005), "An Exploration of The Appropriate Use of Healthcare Resources And Related Factors In Primary Cesarean Section In Taiwan — National Health Insurance Research Database, 2003," Kaohsiung: Kaohsiung Medical University.)

陳重榮, 劉秀雯, 與祝春紅 (2005), "推行實證醫學之障礙: 醫師之認知與態度," 《北市醫學雜誌》, 12(2), 183–192。(Chen, Trong-Zong, Shiow-Wen Liou, and Chun-Hong Chu (2005), "Physician's Perceptions and Attitudes Toward Evidence-based Medicine and Barriers to Its Implementation," *Taipei City Medical Journal*, 12(2), 183–192.)

楊哲銘 (2000), "TQIP 區域性資料報告," 財團法人醫院評鑑暨醫療品質策進會台灣醫療品質指標計劃週年研討會, 2000年10月18日。(Yang, Che-Ming (2000), "Report of Taiwan Quality Indicator Project Reginal Information," Anniversary Seminar of Taiwan Quality Indicator Project of Joint Commission of Taiwan, 2000.10.18.)

監察院 (2010), "099000142號糾正案文孕婦剖腹生產死亡率糾正案文," 監察院。(Control Yuan (2010), "Mortality Rate of Pregnant Women in

臺灣大學學術期刊資料庫

Caesarean Section, Corrective Measures Proposal Number 099000142," Control Yuan.)

劉梅君與朱顯光 (2011), "健保補助艱困科醫師的錢進誰口袋?"《蘋果日報》, 2011年9月20日, **URL**: http://www.thrf.org.tw/Page%7B%5C_%7DShow.asp?Page%7B%5C_%7DID=1438。(Liu, Mei-Chun and Xian-Kuang Chu (2011), "Who got the Health Care Grants?" Apple Daily, 2011.9.20.)

樊家忠 (2014), "龍年與鬼月對家庭生育決定的影響及其後果," 科技部專題研究計畫。(Elliott, Fan (2014), "Born in Years of Dragon and Months of Ghost – Cultural Determinants of Household Fertility Decisions and the Consequences," Ministry of Science and Technology Research Project.)

衛生福利部全民健康保險會 (2014), "103年度第11次委員會議議事錄," 衛生福利部。(Ministry of Health and National Welfare, Health Insurance Committee (2014), "The 11th Committee's Proceeding in the Year of 103," Ministry of Health and Welfare.)

韓幸紋與連賢明 (2010), "加倍自然產支付能否降低剖腹產比例?"《台灣衛誌》, 29(3), 218–227。(Han, Hsing-Wen and Hsien-Ming Lien (2010), "Can Raising the Payment of Vaginal Delivery Lower the Cesarean Section Rate in Taiwan?" *Taiwan Journal of Public Health*, 29(3), 218–227.)

顏若瑾與曾韋禎 (2010), "剖腹產率高遭糾正 婦產科抗議," 自由時報電子報, **URL**: http://www.libertytimes.com.tw/2010/new/jul/13/today-life15.htm。(Yen, Ruo-Jin and Wei-Chen Tseng (2010), "The Claim of High Caesarean Section Rate in Taiwan was Corrected by The Taiwan Association of Gynecology," Liberty Times Net.)

羅紀琼 (2003), "良辰吉時與剖腹生產,"《台灣衛誌》, 22(2), 134–140。(Lo Joan C. (2003), "Auspicious Time and Cesarean Section," *Taiwan Journal of Public Health*, 22(2), 134–140.)

羅紀琼與劉素芬 (2004), "院所競爭對醫療處置之影響 — 以剖腹產爲例,"《台灣衛誌》, 23(1), 71–79。(Lo, Joan C. and Su-Fen Liu (2004), Impact

臺灣大學學術期刊資料庫

of Provider Competition on the Medical Treatment: Using Cesarean Section as an Example," *Taiwan Journal of Public Health*, 23(1), 71–79.)

Carlsen, Fredrik and Jostein Grytten (1998), "More Physicians: Improved Availability or Induced Demand?" *Health Economics*, 7(6), 495–508.

Cromwell, Jerry and Janet B. Mitchell (1986), "Physician-induced Demand for Surgery," *Journal of Health Economics*, 5(4), 293–313.

Currie, Janet and W. Bentley MacLeod (2008), "First Do No Harm? Tort Reform and Birth Outcomes," *Quarterly Journal of Economics*, 123(2), 795–830.

Dafny, Leemore S. (2005), "How Do Hospitals Respond to Price Changes?" *American Economic Review*, 95(5), 1525–1547.

Dranove, David, Mark Shanley, and Carol Simon (1992), "Is Hospital Competition Wasteful?" *Rand Journal of Economics*, 23(2), 247–262.

Dranove, David, Mark Shanley, and William D. White (1993), "Price and Concentration in Hospital Markets: The Switch from Patient-Driven to Pay-Driven Competition," *Journal of Low and Economics*, 36(1), 197–204.

Dranove, David and Paul Wehner (1994), "Physician-induced Demand for Childbirths," *Journal of Health Economics*, 13(1), 61–73.

Dubay, Lisa, Robert Kaestner, and Timothy Waidmann (1999), "The Impact of Malpractice Fears on Cesarean Section Rates," *Journal of Health Economics*, 18(4), 491–522.

Epstein, Andrew J. and Sean Nicholson (2009), "The Formation and Evolution of Physician Treatment Styles: An Application to Cesarean Sections," *Journal of Health Economics*, 28(6), 1126–1140.

Evans, Robert G. (1974), "Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications," in M. Perlman (ed.), *Economics of Health and Medical Care*, London: Macmillan.

Fuchs, Victor R. (1978), "The Supply of Surgeons and the Demand for Operations," *Journal of Human Resources*, Supplement(1), 35–56.

Grant, Darren and Melayne Morgan McInnes (2004), "Malpractice Experience and the Incidence of Cesarean Delivery: A Physician-Level Longitudinal Analysis," *Journal of Medical Care Organization, Provision, and Financing*, 41(2), 170–188.

Gregory, Kimberly D., Lisa M. Korst, Jeffrey A. Gornbein, and Lawrence D. Platt (2002), "Using Administrative Data to Identify Indications

臺灣大學學術期刊資料庫

for Elective Primary Cesarean Delivery," *Health Services Research*, 37(5), 1387–1401.

Gruber, Jonathan (1994), "State-Mandated Benefits and Employer–Provided Health Insurance," *Journal of Public Economics*, 55(3), 433–464.

Gruber, Jonathan and Maria Owings (1996), "Physician Financial Incentives and Cesarean Section Delivery," *Rand Journal of Economics*, 27(1), 99–123.

Grytten, Jostein, Dorthe Holst, and Peter Laake (1990), "Supplier Inducement: Its Effect on Dental Services in Norway," *Journal of Health Economics*, 9(4), 483–491.

Heckman, James J. and Edward J. Vytlacil (2007), "Econometric Evaluation of Social Programs, Part II: Using the Marginal Treatment Effect to Organize Alternative Econometric Estimators to Evaluate Social Programs, and to Forecast Their Effects in new Environments," *Handbook of Econometrics*, 6(B), 4875–5143.

Henry, Olivia A., Kimberly D. Gregory, Calvin J. Hobel, and Lawrence D. Platt (1995), "Using ICD-9 Codes to Identify Indications for Primary and Repeat Cesarean Sections: Agreement with Clinical Records," *American Journal of Public Health*, 85(8), 1143–1145.

Kessler, Daniel P. and Mark McClellan (1996), "Do Doctors Practice Defensive Medicine?" NBER Working Paper, No. W5466.

Lee, Myoung-Jae (2005), *Micro-Econometrics for Policy, Program, and Treatment Effects*, Oxford: Oxford University Press.

Lien, Hsien-Ming, Ching-To Albert Ma, and Thomas McGuire (2004), "Provider-Client Interactions and Quantity of Health Care Use," *Journal of Health Economics*, 23(6), 1261–1283.

Lo, Joan C. (2003), "Patients' Attitudes vs. Physicians' Determination: Implications for Cesarean Sections," *Social Science and Medicine*, 57(1), 91–96.

——— (2008), "Financial Incentives Do Not Always Work — An Example of Cesarean Sections in Taiwan," *Health Policy*, 88(1), 121–129.

Localio, A. Russell, Ann G. Lawthers, Joan M. Bengtson, Liesi E. Hebert, Susan L. Weaver, Troyen A. Brennan, and J. Richard Landis (1993), "Relationship Between Malpractice Claims and Cesarean Delivery," *JAMA*, 269(3), 366–373.

Lynk, William J. (1995), "Nonprofit Hospital Mergers and the Exercise of Market Power," *Journal of Law and Economics*, 38(2), 437–461.

臺灣大學學術期刊資料庫

McGuire, Thomas G. (2003), "Physician Agency," in A. J. Culyer and J. P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, 3rd ed., Chapter 9, Amsterdam: Elsever, North Holland.

McGuire, Thomas G. and Mark V. Pauly (1991), "Physician Response to Fee Changes with Multiple Payers," *Journal of Health Economics*, 10(4), 385–410.

Melnick, Glenn A., Zwanziger Jack, Bamezai Anil, and Pattison Robert (1992), "The Effects of Market Structure and Bargaining Position on Hospital Prices," *Journal of Health Economics*, 11(3), 217–233.

Noether, Monica (1988), "Competition among Hospitals," *Journal of Health Economics*, 7(3), 259–284.

OECD (2006), *OECD Health DATA*, Paris: OECD.

Reinhardt, Uwe E. (1989), "Health Care Spending and American Competitiveness," *Health Affairs*, 8(4), 5–21.

Rice, Thomas H. (1983), "The Impact of Changing Medicare Reimbursement Rates on Physician-Induced Demand," *Medicare Care*, 21, 803–815.

Robinson, James C. and Harold S.Luft (1985), "The Impact of Hospital Market Structure on Patient Volume, Average Length of Stay, and the Cost of Care," *Journal of Health Economics*, 4(4), 333–356.

Roemer, M. I. (1961), "Bed Supply and Hospital Utilization: A National Experiment," *Hospitals*, 35, 36–42.

Romeo, Anthony A., Judith L. Wagner, and Robert H. Lee (1984), "Prospective Reimbursement and the Diffusion of New Technologies in Hospitals," *Journal of Health Economics*, 3(1), 1–24.

Sloan, Frank A., Stephen S. Entman, Bridget A. Reilly, Cheryl A. Glass, Gerald B. Hickson, and Harold H. Zhang (1997), "Tort Liability and Obstetricians' Care Levels," *International Review of Law and Economics*, 17(2), 245–260.

Sloan, Frank A. and John H. Shadle (2009), "Is There Empirical Evidence for Defensive Medicine? A Reassessment," *Journal of Health Economics*, 28(2), 481–491.

Studdert, David M., Michelle M. Mello, William M. Sage, Catherine M. DesRoches, Jordon Peugh, Kinga Zapert, and Troyen A. Brennan (2005), "Defensive Medicine Among High-Risk Specialist Physicians in a Volatile Malpractice Environment," *JAMA*, 293(21), 2609–2617.

臺灣大學學術期刊資料庫

Tussing, A. Dale and Martha A. Wojtowycz (1992), "The Cesarean Decision in New York State, 1986: Economic and Noneconomic Aspects," *Med Care*, 30(6), 529–540.

——— (1997), "Malpractice, Defensive Medicine, and Obstetric Behavior," *Med Care*, 35(2), 172–191.

Yip, Winnie C. (1998), "Physician Responses to Medical Fee Reductions: Changes in the Volume and Intensity of Supply of Coronary, Artery Bypass Graft (CABG) Surgeries in the Medicare and Private Sectors," *Journal of Health Economics*, 17(6), 675–700.

投稿日期: 2015年4月16日, 接受日期: 2016年5月24日

臺灣大學學術期刊資料庫

The Impact of a Raise in Reimbursement: A Payment Increase for Vaginal Delivery in 2005 as an Example

Hsien-Ming Lien

Department of Public Finance, National ChengChi University

Hsing-Wen Han

Department of Accounting, Tamkang University

In May 2005, Bureau of National Health Insurance doubled the reimbursement for vaginal delivery to the same rate as paid for cesarean section (c-section) in order to reduce the c-section rate and improve the quality of care. This reimbursement adjustment provides an excellent opportunity to examine whether such a payment increase can improve healthcare quality. Using obstetric cases of firstborns in 2004 and 2006 from National Health Insurance Data, this study examines if there was a negative relation between quality indicators (e.g. c-section, re-admission, and length of stay) and doctor's income, measured in terms of payments paid by NHI for baby delivery. To control for the endogenous bias, the study employs "first-difference" methods to attenuate the bias arising from unobserved factors, and restricts the sample to firstborn babies. Our results indicate that the doctor's income and c-section rate is statistically uncorrelated on the whole, but negatively related for doctors who previously had a lower percentage of c-sections. Additionally, we found the payment reduces both the 14 and 30 days re-admission after vaginal delivery. Furthermore, the analysis indicates that one explanation — a c-section is preferred by women for the sake of personal reasons — is largely consistent with our empirical findings. Finally, we found the effect of the payment increase did not spill over to gynecology or pediatric services in the same hospital.

Keywords: cesarean section, induced demand, healthcare quality
JEL classification: I11, I18

臺灣大學學術期刊資料庫