

賺得越少, 洗得越多? — 台灣血液透析治療的誘發性需求探討

許績天·連賢明*

誘發需求假說預測當醫療供給者面對所得損失時, 會增加病人醫療使用來彌補損失。由於尿毒症的透析治療遠較藥物昂貴, 供給者可能縮短藥物治療, 改採透析治療來彌補損失。據此, 本文檢驗當供給者前期所得降低時, 本期新病患 (從未進行透析治療) 的透析數目是否增加。為了控制供給者難以衡量特性 (如品質), 實證上採一階差分估計。利用 1996–2001 年的健保透析治療記錄, 我們證實這樣的負向關係。平均而言, 新病患彌補院所 5–10% 所得。這結果不論以醫師或醫院為供給者, 或以 3、6、12 個月做為期間均成立。此外, 結果顯示財團法人醫院有較大的所得效果。

關鍵詞: 誘發性需求, 透析治療, 權屬別

JEL 分類代號: I11, I18

1 前言

近年來健保支出, 特別是腎臟透析治療 (俗稱洗腎) 支出, 引起了相當關切。根據健保局的統計, 透析治療費用從 1999 年的 182 億, 成長為 2003

*作者分別為長庚大學醫務管理學系助理教授與國立政治大學財政學系助理教授。作者感謝林建宇和楊樹昌醫師, 李偉祥先生, 以及王惠玄教授提供洗腎背景知識, 也謝謝在台大公衛學院, 台大經濟系, 國家衛生研究院, 張錦文基金會及台灣醫務管理學會年會等演講參與者的評論, 特別是王榮德, 吳聰敏, 古慧雯, 林明仁, 周欣儀, 駱明慶及簡錦漢等教授以及兩位匿名審稿人的評論與建議。許績天感謝國科會於研究期間的計畫補助 (94-2415-H-182-002-SSS); 連賢明感謝國家衛生研究院 (NHRI-EX93-9204PP) 以及國科會 (NSC-93-2415-H-004-013) 於研究期間的計畫補助; 作者同時感謝國家衛生研究院提供相關健保資料庫使得本研究得以順利進行。所有文責均由作者們自行負責。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 35:4 (2007), 415–450。
國立台灣大學經濟學系出版

年的 265 億，預估今年的支出為 287 億元，佔 2006 年健保核定總額 4,200 億元的 6.83%，不但是所有單一治療項目中最高的，也是成長最快的治療項目之一（中央健保局，2003；全民健康保險醫療費用協定委員會，2005）。由於透析治療費率自健保實施後並無調整，¹ 且長期透析病患每月治療次數相當穩定，每人每年的平均洗腎費用幾乎並無增加；透析治療費用成長的主因是來自長期透析病患的增加。目前台灣接受長期透析治療的尿毒症病患約為 4 萬名，每年新增病患約 7 到 8 千位，² 不論是疾病盛行率或發生率，於世界各國中名列前茅（黃尚志等，2001；張瓊方，2005）。³

為何台灣的透析治療發生率和盛行率會居高不下呢？目前說法大概有兩派。醫界的觀點相信人口逐漸老化和民衆濫服藥物（如止痛劑，消炎藥以及含有馬兜鈴酸成分中藥），導致異常的疾病發生率，⁴ 而台灣透析治療品質良好，提高了病患存活率，間接造成了居高不下的疾病盛行率（台灣腎臟醫學會，2005）。另一派的想法則將原因指向過高的健保給付和過度的市場競爭。許多討論不約而同指出健保的透析給付過份慷慨（謝武吉，1999；醫改會，2004）；⁵ 張雁尊（2002）則發現市場競爭因素（如醫師密度，洗腎病床數）顯著增加台灣之洗腎醫療費用及次數；即便曾為基層透析醫療協會理事長，李素慧（2003）依舊建議「衛生主管機關應規範各醫療區的腎臟專科醫師人力和洗腎病床數，以達到合理有效的資源分配」。

後者說法和健康經濟學文獻中的誘發性需求（supplier induced demand，以下簡稱 SID）概念不謀而合。所謂誘發性需求是指醫療提供者提供病人非適切的醫療建議，試圖改變病人醫療需要來獲取自身利益（McGuire，2003）。國外實證結果顯示醫療提供者當面臨外在環境改變時，諸如市場

¹ 健保局對於一次血液透析次數之支付標準於 1996 年 6 月 30 日之前為 4,000 點，而其後則為 4,100 點，腹膜透析每月追蹤處置費為 6,940 點，住院指導費，住院更換材料費以及透析液等自 1996 年 6 月 30 日以後均相同，這些給付點數在本文資料使用期間（2001 年前）均無改變。

² 此處指長期洗腎病患，排除因急性腎衰竭而接受三個月內洗腎治療的短期病患。

³ 根據黃尚志等（2001）和張瓊方（2005）的研究，2002 年台灣末期腎臟病的盛行率高居世界第二位，平均每 650 人就有一人洗腎；而發生率更高居全球第一。

⁴ 根據腎臟醫學會的講法，南部（雲、嘉、南）新增尿毒症特別嚴重，可能是和地下電台廣告賣藥有關（陳惠惠，2005）。

⁵ 醫改會（2004）指出健保洗腎給付採包裹給付，導致廠商將舊耗材（人工腎臟）當新貨賣，醫療院所從中獲取相當利益；謝武吉（1999）更認為目前洗腎給付高於成本至少 20%。

競爭加劇 (Dranove and Wehner, 1994; Fuchs, 1978), 或醫療給付變動 (Rice, 1983; Yip, 1998), 或病患需求降低 (Gruber and Owings, 1996), 基於保障自身所得, 會建議病患使用多餘或昂貴治療 (詳見 McGuire (2003))。一個有名的例子是 Gruber and Owings (1996) 有關剖腹生產的研究, 他們發現婦產科醫師在面對生育率的下降時, 嘗試以較昂貴的剖腹生產來取代便宜的自然生產, 以抵銷出生率下降所帶來的所得損失。由於尿毒症病患的透析治療一般1年費用平均高達57.8萬元 (中央健保局, 2003)。醫師或醫院很有可能在面對所得壓力時, 遊說尿毒症患者採用利潤較高的透析治療來替代利潤較低的藥物治療, 以彌補所得損失。換句話說, 誘發性需求可能加速洗腎費用的成長, 並拉高透析病患的發生率。

本文主要旨在於瞭解 SID 是否增加了透析治療的發生率, 並間接助長了洗腎費用成長。根據 SID 理論, 當供給者的所得下降時, 所得效果會驅使供給者增加透析治療, 例如將原有的藥物治療病患轉為透析治療病患, 形成供給者所得和新增病患透析數間的負向關係。由於健保資料記錄透析治療的需求者 (病患) 和供給者 (醫師和醫院) 的資訊, 方便我們計算供給者所獲得的健保透析所得以及所提供新病患的透析數目。本研究因而採用健保資料, 來檢驗誘發性需求的存在。

在進行實證分析中, 我們面對兩個問題。第一, 供給者從健保所獲得透析給付和所從事新增透析數目關係密切, 以同一時期的供給者所得和新增透析數目來分析, 有引發內生性偏誤的可能性。第二, 不同供給者可能具有不同但難以觀察的特性 (如醫院品質)。這些特性非但會影響病人的就醫院所選擇, 更可能影響尿毒症病患從藥物控制轉到透析治療的時機。忽略這些特性, 也可能造成內生性的偏誤。為了解決上述問題, 我們採取下列方法。首先, 我們使用前期所得來替代當期所得。前期所得和當期所得有一定的相關性, 卻不和當期新病人的透析數目直接相關, 是當期所得一個良好的替代變數。其次, 為了減少這些難以觀察的特性影響, 我們仿效 Yip (1998) 文中使用「一階差分」(first difference) 來控制供給者自身特性。這兩個方法, 降低了分析中因內生性所引發的偏誤問題。

我們的結果顯示, 透析治療中的確存在少量但統計上顯著的誘發性需求。平均而言, 透析院所平均每流失20–25個病人, 會誘發一位新透析病

患；整體來說，因 SID 所增加的透析病患不高於 2%，效果實屬有限。然而，這些所得效果會因醫院權屬、評鑑、和區域間有相當差距，相較於其他權屬，財團法人醫院有較強的所得效果；以區域而言，各地區院所的所得效果存在但變化較不同權屬別為小。

這篇文章主要的貢獻有三點。第一，雖說誘發性需求已成為社會大眾健保的關注焦點，國內相關研究多半廣泛的探討誘發性需求的存在（如蔡偉德·簡錦漢（2000）；馬可容等（2002）），較少針對單一治療作詳細分析，⁶特別是眾所矚目的透析治療。就我們所知，本文是第一個對透析治療的誘發性需求所做的實證分析；其次，我們研究發現醫院權屬在透析治療中扮演相當重要角色。相較於其他權屬院所，財團法人醫院提供較多的透析治療，且有較強的所得反應，這些差別可供日後分析醫療院所行為參考。最後，本文運用健保資料庫來分析透析治療，我們發現健保資料涵蓋的變數相當豐富且完整，具有相當研究價值。本研究於文中詳細說明如何從重大傷病醫療利用資料中擷取透析治療以及長期透析病患，這些資料分析技巧，可供其他研究者參考。

本文各節大綱如下。第 2 節利用既有模型，說明 SID 如何導致所得和新病人透析數目間的負向關係；第 3 節說明實證模型；第 4 節簡介資料來源，樣本選擇，以及敘述統計；第 5 節解釋估計的迴歸結果，並檢視迴歸中的內生性問題；最後一節討論估計結果的可能限制。

2 理論模型

有關 SID 的研究一直是醫療經濟學的焦點。由於醫療市場具有訊息的不對稱性，生產者（如醫師）通常協助決定消費者（病人）醫療需求，形成醫病間特殊而複雜的代理關係（agency relationship）：供給者一方面需照顧病人福祉，另一方面則需考量自身利益。當外在環境變化危及其自身利益時，供給者有可能濫用病人信賴及訊息優勢，誘發非適當的醫療服務，這些不當誘發的需求在文獻上即所謂的「誘發性需求」（McGuire, 2003）。

一個 SID 的主要推論是當供給者所得下降時，所得效果會驅使醫師

⁶唯一的例外是薛亞聖·黃昱瞳（2002）以消化性潰瘍門診進行誘發性需求研究。

誘發病人需求, 以彌補所得損失。⁷ 雖說這個假說在理論上相當直觀, 由於供給者所得無法確實觀察, 早期實證上通常利用市場競爭加劇 (如醫師或院所密度增加) (Birch, 1988; Carlsen and Grytten, 1998; Cromwell and Mitchell, 1986; Dranove and Wehner, 1994; Fuchs, 1978; Grytten et al., 1990) 或給付價格變動 (如費率調降) (Escare, 1993; Hadley and Lee, 1978; Hurley and Labelle, 1995; Hurley et al., 1990; Nguyen and Derrick, 1997; Rice, 1983; Rochaix, 1993; Yip, 1998), 或病患需求降低 (Gruber and Owings, 1996) 來檢視其是否引發使用量的變化。然而, 誠如 Gruber and Owings (1996) 所指出的, 當費率調降時, 服務量本來就會隨價格下降而增加, 很難區分這些增加來自所得效果誘發或是單純價格效果; 同樣的, 競爭加劇可能是肇因於當地醫療需求提高, 造成整體使用量的提升, 並不能全然認定為誘發性需求, 比較明確的作法還是透過所得效果的估計來檢視誘發性需求。基於健保資料上允許建構較完整供給者所得資料, 本文在實證中採由所得效果的檢驗來判別 SID 的存在。

為了進一步說明供給者所得和不當誘發間的關係, 我們將 Gruber and Owings (1996) 的模型稍作更改, 將其應用於文中洗腎治療行為:

$$\begin{aligned} \max \quad & U(Y, I) \\ \text{s.t.} \quad & Y = N_1 m_1 + N_2 m_2, \\ & I = N \cdot i, \\ & N_1 = Na(i), N_2 = N(1 - a(i)). \end{aligned}$$

$U(\cdot)$ 為供給者 (如醫師) 的效用函數, 其包含了兩個變數: 醫師自身所得 (Y) 和病人不當誘發 (I)。腎臟醫師的所得來源主要有二: 透析治療和藥物治療, N_1 和 N_2 分別為接受透析和藥物治療之病人數, N 為相加後的總病人數; m_1 和 m_2 分別為該二項治療的單位利潤,⁸ 供給者所得則是單位利潤和病人數的乘積相加; 每位病人的不當誘發為 i , 總誘發量 (I) 為 $N \cdot i$ 。由於供給者對病人的誘發會導致良心譴責,⁹ Y 和 I 對 U 的一、二階的微分影響分別為: $U_y > 0, U_{yy} < 0; U_I < 0, U_{II} < 0$ 。

⁷有關誘發需求理論模型的探討, 請見 McGuire and Pauly (1991) 和 McGuire (2003)。

⁸一般情形下, $m_1 > m_2$ 。

⁹文獻上關於不當誘發 (inducement) 對效用的影響有兩派解釋。一派認為不當誘發會

模型中比較特殊的是接受透析和藥物治療比例。由於醫師可藉由不當誘發影響病人治療需求，我們假設該比例為 i 的函數 ($a(i)$)。當誘發越高時，越多病人會由藥物控制轉為透析治療 ($a' > 0$ 及 $a'' = 0$)，進而提高透析治療數目。將這個限制代入，最適的一階解為 $U_y a'(m_1 - m_2) + U_l = 0$ 。一階解中點出醫師在所得和良心間尋求平衡。以透析治療而言，每增加一單位誘發，醫師能增加 $U_y a'(m_1 - m_2)$ 的所得，然而，不當誘發也同時增加良心譴責程度，造成效用上的損失 (U_l)。依據一階解，我們還可進一步評估所得的影響，在單位利潤 (m_1 和 m_2) 不變的情況下，由於 Y 的下降 (如市場競爭，使病人人數減少)，將使得醫師增加誘發 (i 增加)，以維持一階條件的平衡。也就是說，醫師所得下降造成透析治療增加。

前述模型預測透析治療數目和醫師所得間呈現一個負向關係。實際操作上，供給者透析數目增加的可能有三種，一是將現有供給者治療病人 (舊病人) 的透析數目提高，一則是從其他供給者中爭奪透析病人 (半新病人)，最後則是將目前既有尿毒症患者由藥物控制轉為透析治療。在這三種可能中，由於健保局對透析病人的治療次數控管相當嚴格，提高舊病人的治療次數可能性不大；第二種可能雖然造成不同供給者間透析次數的增減，對整體透析市場並沒有太大影響；比較具爭議性的為第三種：因為醫師的不當誘發，使得應接受藥物治療的病人，轉為較昂貴的透析治療，造成不必要的醫療浪費。也因為如此，本文重點集中全新病人，亦即供給者的所得降低是否導致新病患所屬透析數的增加。

3 實證模型

3.1 基礎模型

為了檢定 SID 假說，我們使用1996–2001年健保資料庫中重大傷病檔的門診資料，來分析供給者的透析治療行為。根據前述的理論模型，我們基礎估計模型如下：

$$q_{h,t} = \alpha + \beta Y_{h,t} + \gamma X_{h,t} + \lambda H_{h,t} + Area_h + \eta_h + \delta_t + e_{h,t}, \quad \forall h, t, \quad (1)$$

導致醫師的良心譴責，因而降低醫師效用 (McGuire and Pauly, 1991)；另一派是認為不當誘發增加額外成本，造成負面效用 (Dranove, 1988)。

式中的應變數為 $q_{h,t}$, 表示供給者 h 在 t 期中對新病人實施的透析總數, 解釋變數包含 $X_{h,t}$, 為一衡量醫療供給者治療病患平均特性的向量變數, 包含所有其他隨時間變動的變數, 如供給者 h 在 t 期所治療病患的性別比例, 以及病人健康狀況 (如平均年齡分配、罹患糖尿病、高血壓比例); $H_{h,t}$ 則衡量所有醫療供給者可觀察 (observable) 特性, 包含隨時間變動特性 (如院內醫師性別比例、平均年齡分配, 以及腎臟專科醫師比例),¹⁰ 以及不隨時間變動特性 (如醫院層級、權屬別);¹¹ $Area_h$ 衡量供給者所在地區效果 (如人口結構); η_h 則刻畫供給者本身無法觀察卻重要的特性 (如治療品質、就醫便利性); δ_t 則包括與時間相關的影響因素。最後, $e_{h,t}$ 為一隨機誤差項, 涵蓋其他無法觀察因素。

式 (1) 中最重要的變數為供給者所得 ($Y_{h,t}$), 其係數 (β) 衡量誘發性需求的所得效果。倘使 SID 假說為真, 則 β 應為負值, 幅度則代表效果強弱。由於所得效果可能因供給者的特性有所不同, 實際分析中我們將另行考量這些可能。值得注意的是, 上式中並沒有包含價格效果的估計, 這是基於透析給付在資料期間沒有變動, 排除了價格效果對新病人透析次數的影響。¹²

式 (1) 的估計尚須解決兩個問題。首先是供給者所得內生性問題。由於腎臟科醫師或院所收入來自於洗腎所得, 我們可以以透析所得來衡量供給者所得; 但是, 由於新病人的透析治療和供給者的所得間的趨勢相當密切, 這種作法可能會引發估計的內生性問題。為了避免這種情況, 我們採用供給者的前期所得做為當期所得的替代變數, 並以 $Y_{h,t-1}$ 替代前述式 (1) 中的 $Y_{h,t}$ 。前期所得和當期新病人的透析數目並沒有直接相關, 且和當期所得間有相當密切的關係, 因此符合做為替代變數的標準。由於健保自開辦以來的透析給付沒有改變, 透析數目和給付間呈現一個穩定的倍數關係, 為了方便解釋起見, 我們以前期院所透析次數來衡量該院所前期透析所得。¹³

¹⁰當以醫師為觀察單位時, 估計式不包含這些醫師平均特性變數。

¹¹理論上醫院層級及權屬別也可能隨時間而有所改變, 本文分析樣本中幾無改變。

¹²雖說名目透析給付沒有變動, 物價膨脹有可能會導致實質價格下降。然而, 本文分析是以季衡量期間長短, 跨季間的通貨膨脹應屬有限。

¹³嚴謹來說, 透析給付和透析數目之間, 還會因核減率而有差別。在2001年以前, 洗腎

估計中另一個問題是如何控制醫療供給者的本身特性。估計中雖可控制相當可觀察的供給者特性。然而，許多較難觀察的變數 (unobservable) 仍可能是病患選擇治療方式的重要依據 (如醫病關係與醫療品質)。未能良好控制這些變數會導致估計的偏誤。我們因而採用 Yip (1998) 的方法，以一階差分來避免這些誤差。修正後估計式如下：

$$\Delta q_{h,t} = \beta \Delta Y_{h,t-1} + \gamma \Delta X_{h,t} + \lambda \Delta H_{h,t} + \Delta \delta_t + \Delta e_{h,t}, \quad \forall h, t. \quad (2)$$

由式 (2) 可知, $Area_h$ 及 η_h 在差分後被消除了, 因此所有醫療院所無法觀察特性、區域固定效果以及院所所有可觀察但不隨時間變動特性皆得以於估計式中消除。最後, 估計中同一供給者跨期間的誤差項可能相關, 估計中控制各年的時間變數, 以及同一供給者的群聚效應 (clustering effects)。

前述作法雖然得以改善估計的偏誤問題, 由於所有不隨時間變動的醫療院所特性 (以及地區) 皆於估計式中排出, 卻限制了估計供給者特性的可能。為了進一步瞭解誘發需求是否因不同供給者型態 (如權屬別及所在區域) 而存在差距, 我們進一步以下式估計：

$$\begin{aligned} \Delta q_{h,t} = & \sum_j \beta_j Z_{h,t}^j \times \Delta Y_{h,t-1} + \gamma \Delta X_{h,t} + \lambda \Delta H_{h,t} \\ & + \Delta \delta_t + \Delta e_{h,t}, \quad \forall h, t. \end{aligned} \quad (3)$$

其中 Z^j 為一虛擬變數, 當醫院 h 在 t 期時為一 Z^j 型態的醫院, 則 Z^j 等於 1。實際操作上, 我們考慮兩類 Z^j 變數: 醫院權屬與層級, 以及醫院座落區域。在醫院權屬及層級類別中, Z^j 包含公立醫學中心、財團法人醫學中心、公立及非財團之法人區域醫院、財團法人之區域醫院、私立之區域醫院、公立及非財團之法人地區醫院、財團法人之地區醫院、私立之地區醫院以及基層透析中心; 而在醫院座落區域類別中, Z^j 則包含各健保分局所管轄區域 (台北地區, 北部地區, 中部地區, 南部地區, 高屏地區, 以及東部地區)。

的核減率非常的低, 和實際給付間的差距相當小, 使用次數來做透析所得的估計誤差應屬有限。

3.2 觀察單位

前述的估計模型有兩個觀察單位需要釐清: 一個是醫療供給者, 一是期間長短。可能的醫療供給者有兩種: 醫師和醫院。在實證文獻上, 這兩種單位均有被使用。¹⁴ 採用醫師的理由是因為這個單位較貼近理論模型, 也較和實際醫療服務的現況相符; 採取醫院的作法多半是因為資料未記錄醫師個人訊息, 造成所得推估上的困難。此外, 一般醫療服務通常牽涉到不只一位醫師, 單獨計算某位醫師的貢獻有時並不適當。

我們主要是以醫院為觀察單位。雖說健保資料具有診療醫師代碼, 可供我們計算每單一腎臟科醫師的透析給付所得, 在資料處理上具備了利用醫師為觀察單位的條件。然而, 基於下列原因, 我們決定以醫院為主。第一: 據我們瞭解, 大多數的透析病人是認醫院而非認醫生。也因為如此, 除了單獨執業的診所外, 大多數院所醫師是「合作」來提供透析服務。第二, 由於院所醫師間需相互合作, 醫師薪資通常不單僅和個人服務量相關, 還和整體院所獲利狀況相關, 僅以醫師健保透析給付衡量個人所得可能會有所誤差。也因此, 實證分析以醫院為主, 醫師為輔。

在界定完供給者後, 另一個需要定義的是期間長短。就資料而言, 期間可以有三種可能: 3個月, 6個月, 和1年。由於我們的觀察單位為醫院, 原有以病人病歷為基礎的資料 (claim data), 會轉為以醫院為主的縱列資料 (longitudinal data), 造成樣本數遽減。為了增加統計檢定的效力, 我們以季為主要的觀察單位, 並於實證分析時, 列出半年及一年的實證結果供讀者參考。

一旦期間長短確定, 新病人透析數則為新增透析病人前3個月的透析次數。由於新透析病人開始透析治療的時間並不一致, 一個新病人的透析數目在計算上有可能跨越兩期。舉例來說, 某透析病人於5月開始接受透析治療, 則該新病人透析數目則會出現於該醫院第二季(5、6月)以第三季(7月)的新增透析數目。特別說明的是, 由於全新病人定義為該病患「從來沒有」接受過透析治療, 若該病患曾於其他醫療院所接受透析治療超過一季以上, 則不計入該院所全新病人透析治療次數的計算。

¹⁴舉例而言, Yip (1998) 的分析以醫師為主; 而 Bughin (1991) 則以醫院為主。

4 資料和樣本

4.1 資料來源

根據估計模型,分析透析病人的誘發性需求需要三方面資料:病患資源使用,就醫院所資料,和就診醫師特性。由於國衛院發行的全民健保資料庫對這三方面的資料均有涵蓋,且健保資料各子檔間採用一致的醫院和醫師代碼,各子檔間可相互串結來彌補資訊上的不足。此外,尿毒症病患屬於健保局公佈的重大傷病,¹⁵病患並沒有部分負擔項目,病患的醫療使用上不會因個人所得差距而有利用上的差別。我們因而使用1996至2001年間健保資料的四個子檔,藉以分析透析治療的誘發性需求。

我們使用重大傷病病患醫療資源使用檔中的門診處方及治療明細檔(以下稱HV-CD檔)來分析病患醫療利用。重大傷病病患醫療資源使用檔包含所有尿毒症病患的醫療使用,其中透析治療多數是於門診進行;利用門診處方及治療明細檔的疾病類別,治療項目,以及診療金額等變數,我們可利用疾病類別和治療項目確定洗腎樣本,從診療金額計算透析治療的費用和次數。此外,HV-CD中記錄就診醫事機構及主治醫師代碼,可供我們串連其他醫事機構和醫師資料。

有關醫師和院所特性方面,我們從醫事機構基本資料檔(HOSB)擷取就醫院所基本資料,從醫事人員基本資料檔(PER)和專科醫師證書主檔(DOC)取得就診醫師特性。HOSB包含每家醫療院所的評鑑等級(醫學中心,區域醫院,地區醫院以及基層診所),權屬類別(宗教和其他法人、財團法人、公立和私立醫院),以及所在鄉鎮。PER和DOC中包括就診醫師年齡,性別,專長科目(腎臟和相關專科醫師),以及專科執照起迄日期。這些基本資料可和HV-CD的醫療利用資料相連結,進一步將其轉換成以醫院為單位之縱橫面資料,以提供完整分析。

最後,我們就資料使用年限做說明。目前國衛院最新發行的健保資料至2004年,也就是說,可使用的HV-CD檔前後共9年(1996–2004)。然

¹⁵罹患慢性腎衰竭而可領取重大傷病卡者。早期的領卡要求為:(1)需為慢性腎衰竭患者。(2)需檢附兩位腎臟專科醫師開具之診斷證明書。自90年4月1日除了要求為慢性腎衰竭患者外,且須經一位腎臟專科醫師審查認定方予發卡。此外,對於對無法確定為不可逆性慢性腎衰竭者,發給3個月的臨時證明。

而, 健保局於 2001 年 9 月實施基層醫療院所總額, 2002 年 7 月實施醫院門住診總額, 並於 2003 年將透析治療獨立成一個總額 (洗腎總額)。這些支付制度的改變, 造成各醫療院所的透析治療費率, 會隨不同總額施行而變化, 這些費率的改變可能引發另一波誘發性需求, 我們因而使用 2001 年 (含) 以前資料, 以排除總額制度影響。此外, 為了方便新增病患界定, 資料排除 1996 年上半年的資料。最後估計資料介於 1996 年第三季和 2001 年第四季。

4.2 樣本說明

簡介完資料來源後, 我們針對樣本選取做說明。本篇的研究對象是末期尿毒症患者的透析治療。一般而言, 末期病患指的是連續接受透析治療滿 3 個月, 且無臨時可逆性因素及其腎功能並無改善者 (鄭振廷, 2003)。這些病患的透析治療方式分兩類, 一為血液透析 (hemodialysis, 俗稱洗腎); 一為腹膜透析 (peritoneal dialysis, 俗稱洗肚子)。由於台灣高達 94% 以上的透析治療為血液透析, 且其中九成以上是採門診方式治療, 我們因而將重點擺在末期病患的門診血液透析。

認定完所需樣本後, 下一個問題是如何從重大傷病檔中擷取出相對應的資料。由於 HV-CD 檔中涵蓋了所有重大傷病病患的門診的醫療使用, 只要確定治療項目, 找尋相關門診資料並不困難; 相同的, 一旦確定門診治療項目為透析治療, 末期腎臟病患的認定也不是個問題。比較麻煩的是如何認定治療項目為透析治療。根據健保資料庫的設計, 所有醫療處置均記錄於醫令檔。理想的情況是取得門診醫令檔, 從醫令檔中尋找血液透析的相關醫令,¹⁶ 再藉由醫令串出所有透析治療的門診紀錄, 來認定末期腎臟病患。可惜的是, 目前發行的重大傷病特定主題檔中並未包括醫令檔¹⁷ 造成研究上的挑戰。

我們採取下列方式認定血液透析治療。首先, 現有門診處方及治療明

¹⁶醫令代碼可由健保局制訂之「全民健康保險醫療費用支付標準」查詢, 門診血液透析醫令代碼為 58001C。

¹⁷重大傷病特定主題檔僅有住診與門診使用紀錄資料, 並不含其相關醫令。對於非制式化資料庫, 雖說健保局有開放特殊需求檔案, 礙於經費, 本文沒有使用相關資料。

細檔已針對該次門診的處置做大項分類，其中一類為透析治療，¹⁸ 我們據此挑出透析治療的門診。至於該透析治療為血液透析或腹膜透析，主要以門診就診費用來區分，再輔以門診檔中的特定治療項目來區分。¹⁹ 依據健保的給付標準，腹膜透析的每月追蹤處置費自1996年7月以後，均為6,940點，而單次血液透析的支付點數為4,100點。²⁰ 大體而言，末期腎臟病人的透析治療相當穩定，所以 HV-CD 資料中98%以上治療費用為這些數目的倍數。我們依據這些診療費用是否為這些點數的倍數，來區分血液或腹膜透析，²¹ 並計算每月的血液透析數量。由於每人每月的血液透析數目介於12-14次，我們因此將每月透析數上限訂為15次，超過15次者則以15次處理，以降低資料偏誤。²² 有關這些步驟的可靠性，於附錄中有進一步的說明。

透過上述方法，我們可判定 HV-CD 門診中是否進行透析治療，以及進行透析治療的種類。由於本文重點為門診中的血液透析治療，所有腹膜透析治療均被刪除。然而，資料中發現少數腎臟病患同時使用血液透析和腹膜透析，雖說這些病患於門診中使用血液透析，但這些病患的血液透析數目並不能反映該病患所接受的整體透析治療；更重要的是，這兩者透析給付在給付次數計算上存在相當差距，²³ 造成分析上的困難。我們因而將所有非單純血液透析病患自樣本中剔除，僅保留單純使用血液透析治療的末期腎臟病患。從下文開始，除另外說明，所謂透析治療即指血液透析治療。

¹⁸末期腎臟病人的透析治療代號為案件分類中的05。

¹⁹門診治療明細和處方檔中的特定治療項目 (cure items) 可對血液透析和腹膜透析加以細分 (d8為血液透析；d9為腹膜透析)。然而，我們發現特定治療項目和案件分類並不一致：將近40%之案件分類為透析治療並沒有紀錄特定治療項目訊息。詳見附錄說明。

²⁰健保局對於一次血液透析次數之支付標準於1996年6月30日之前為4,000點，而其後則為4,100點，雖說本文使用資料為費用調整之後，然而，由於醫療費用申報並非即時申報，以致資料其間的健保費用還是有可能會出現4,000點。本文因而採用較寬鬆標準，同時將4,100及4,000皆納入計算。

²¹少數未能整除者視為血液透析，其透析次數則為就診醫療費用以4,100除後的商數。

²²健保局通常會針對每月每人透析次數超過15次者提出解釋，相關行政手續繁瑣。因此，當月透析次數超過15次(含)者，資料誤載之可能非常大。

²³腹膜透析是以每月一次計算，血液透析則是以單次治療做為計算基礎。

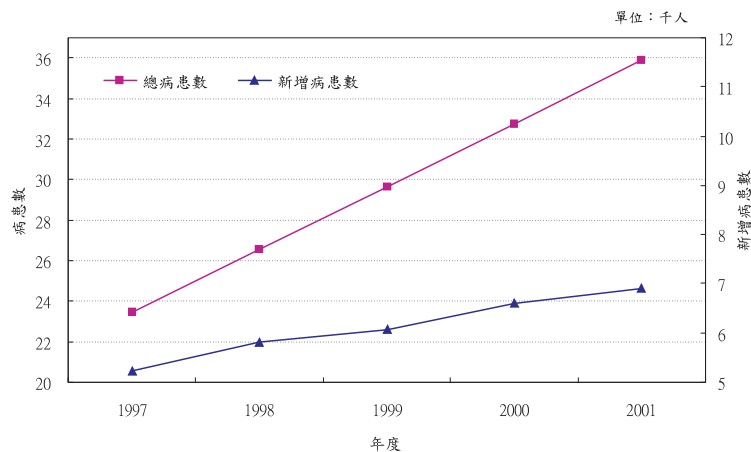


圖 1: 歷年血液透析病患數

4.3 樣本敘述

圖1列出由 HV-CD 門診所建構的長期血液透析病患人數。由圖1可清楚看出, 長期血液透析病患不論在總人數或新增人數都呈現穩定成長的趨勢。新增病患亦從1997年的5,217位, 增為1999的6,066位, 到2001年的6,892位; 由於新增人數的增加速度逐年增加, 總病患人數從1997年的23,438人, 增加到1999年的29,666人, 再到2001年的35,892人, 5年間成長了53.14%。這些病患人數的成長, 直接導致了健保洗腎費用的大幅成長。

表1列出長期血液透析病患之基本特性。為了方便瞭解新增病患, 表1中將新病人的特性並列。由表1可看出, 透析病患的每月透析數目相當穩定, 平均約為12.2次; 新病人的次數略低, 但也有11.5次。相較之下, 每月透析費用則呈現穩定下滑的趨勢, 由於血液透析給付並沒有變動, 費用較低主要是因為單次透析治療費率隨物價波動而下降; 這也印證了洗腎費用的增加, 並非來自於費率的變動或是平均次數的增加, 而是來自透析人口的增長。

以全體病患特性而言, 長期透析病患不論在性別或就診院所的地區分佈都相當穩定。以性別而論, 女性稍多; 地域上則是北部較多, 這些比例在

表 1: 歷年血液透析病人特性和治療費用

| | 全體病人 | | | 新增病人 | | |
|---------------------|------------------------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 1997 | 1999 | 2001 | 1997 | 1999 | 2001 |
| 每月平均次數 | 12.27 (2.23) ^a | 12.28 (2.21) | 12.3 (2.23) | 11.55 (2.98) | 11.51 (3.01) | 11.51 (3.01) |
| 每月平均費用 | 5.47 ^b (1.00) | 5.10 (0.92) | 4.98 (0.90) | 5.15 (1.33) | 4.78 (1.25) | 4.66 (1.22) |
| 年紀 | | | | | | |
| 45以下 | 23.00% | 20.78% | 18.56% | 19.23% | 17.66% | 16.14% |
| 45-55 | 19.49% | 19.85% | 21.41% | 18.67% | 18.23% | 19.93% |
| 55-65 | 26.00% | 25.40% | 24.09% | 25.38% | 25.29% | 23.40% |
| 65-75 | 22.85% | 24.11% | 24.64% | 25.74% | 26.05% | 26.86% |
| 75以上 | 8.66% | 9.87% | 11.30% | 10.98% | 12.78% | 13.67% |
| 男性 | 48.09% | 47.13% | 46.84% | 47.17% | 47.28% | 47.51% |
| 疾病因子 | | | | | | |
| 糖尿病 | 10.53% | 13.19% | 15.84% | 16.91% | 21.12% | 24.66% |
| 高血壓 | 2.65% | 4.23% | 6.06% | 4.77% | 7.65% | 9.39% |
| 就醫醫院區域 ^c | | | | | | |
| 台北 | 29.11% | 29.26% | 29.00% | 28.14% | 28.50% | 28.05% |
| 北部 | 14.68% | 14.25% | 14.62% | 14.40% | 14.36% | 14.83% |
| 中部 | 18.58% | 18.40% | 17.46% | 18.88% | 17.54% | 16.83% |
| 南部 | 16.89% | 16.95% | 17.63% | 17.85% | 17.36% | 17.72% |
| 高屏 | 18.67% | 18.90% | 19.18% | 18.71% | 20.01% | 20.53% |
| 東部 | 2.08% | 2.24% | 2.11% | 2.03% | 2.23% | 2.04% |
| 病人數 | 23,438 | 29,666 | 35,892 | 5,217 | 6,066 | 6,898 |

說明: a: 括弧內為標準差。

b: 單位為萬元。

c: 此區域分類以健保各分局轄區為主, 如台北包含台北分局管轄之台北縣市, 基隆市, 宜蘭市及金馬地區。

長期趨勢上並無明顯差別。比較大的變化是透析病患的健康有惡化傾向, 不但75歲以上的血液透析病患比例穩定成長, 開始透析治療前罹患糖尿病和高血壓的比例也在上升, 這些健康惡化現象在新增病患上特別明顯,

表 2: 歷年血液透析治療院所數^a

| | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 |
|-----------------|------|------|------|------|------|
| 層級別 | | | | | |
| 醫學中心 | 14 | 14 | 15 | 17 | 17 |
| 區域醫院 | 51 | 49 | 48 | 60 | 60 |
| 地區醫院 | 183 | 173 | 179 | 172 | 156 |
| 基層診所 | 93 | 104 | 124 | 125 | 130 |
| 權屬別 | | | | | |
| 法人 (非財團) | 20 | 21 | 20 | 19 | 18 |
| 法人 (財團) | 22 | 22 | 23 | 26 | 28 |
| 公立 | 75 | 70 | 71 | 71 | 69 |
| 私立 | 224 | 227 | 252 | 258 | 248 |
| 區域 ^b | | | | | |
| 台北 | 112 | 101 | 113 | 111 | 106 |
| 北部 | 40 | 41 | 42 | 51 | 45 |
| 中部 | 67 | 66 | 75 | 73 | 69 |
| 南部 | 49 | 55 | 60 | 63 | 68 |
| 高屏 | 57 | 66 | 64 | 65 | 64 |
| 東部 | 16 | 11 | 12 | 11 | 11 |
| 醫院總數 | 341 | 340 | 366 | 374 | 363 |

說明: a: 單位為家。

b: 區域分類以健保各分局轄區為主, 如台北包含台北分局管轄之台北縣市, 基隆市, 宜蘭市及金馬地區。

和醫界所提出人口老化的觀察相吻合。

表 2 根據醫院特性列出提供血液透析治療的院所家數。以總數而言, 洗腎院所從 1997 年的 341 家, 成長至 1999 年的 366 家, 之後均維持在這個數目左右, 並沒有太大變化。相對於總數的穩定, 透析治療院所的基本特性則有相當改變。以地區而論, 東部分局 (台東, 花蓮) 轄下洗腎院所在穩定減少, 但南區 (雲嘉南) 則持續增加中; 以權屬別而論, 非財團的法人醫院家數在減少, 但財團法人提供透析家數在增加; 公立院所數目在降低

表 3: 歷年醫療院所平均血液透析數^a

| | 全體病人 | | | 新病人 | | |
|-----------------|------|-------|-------|------|------|------|
| | 1997 | 1999 | 2001 | 1997 | 1999 | 2001 |
| 全體醫院 | 8.41 | 10.05 | 12.42 | 1.91 | 2.05 | 2.33 |
| 層級別 | | | | | | |
| 醫學中心 | 28.7 | 32.7 | 39.4 | 6.35 | 6.58 | 6.85 |
| 區域醫院 | 12.6 | 16.1 | 17.8 | 3.3 | 4.04 | 4.02 |
| 地區醫院 | 6.9 | 8.2 | 9.4 | 1.44 | 1.53 | 1.7 |
| 基層診所 | 6 | 7.6 | 10 | 1.41 | 1.46 | 1.71 |
| 權屬別 | | | | | | |
| 法人(非財團) | 10.4 | 11.8 | 19.5 | 2.59 | 3.15 | 4.22 |
| 法人(財團) | 26.1 | 31.8 | 31.0 | 6.12 | 6.56 | 5.72 |
| 公立 | 5.6 | 7.2 | 9.5 | 1.46 | 1.78 | 2.18 |
| 私立 | 7.4 | 8.7 | 10.6 | 1.59 | 1.62 | 1.85 |
| 區域 ^b | | | | | | |
| 台北 | 7.4 | 9.5 | 12.2 | 1.54 | 1.84 | 2.12 |
| 北部 | 10.4 | 12.8 | 14.6 | 2.28 | 2.53 | 2.65 |
| 中部 | 8.1 | 8.8 | 11.6 | 1.97 | 1.78 | 2.16 |
| 南部 | 9.9 | 10.5 | 11.9 | 2.29 | 2.13 | 2.42 |
| 高屏 | 9.4 | 10.9 | 13.5 | 2.28 | 2.44 | 2.69 |
| 東部 | 3.4 | 6.8 | 8.5 | 0.83 | 1.51 | 1.51 |
| 醫院 | 8.41 | 10.05 | 12.42 | 1.91 | 2.05 | 2.33 |

說明: a: 單位為千次。

b: 區域分類以健保各分局轄區為主, 如台北包含台北分局管轄之台北縣市, 基隆市, 宜蘭市及金馬地區。

中, 但私立院所數目在增加中。由於私人院所所增加大多為診所, 反映在評鑑別上則是基層診所的顯著增加。

表3計算每個院所的平均透析數目。以平均而言, 單一醫療院所的血液透析量從1997年的8千多次, 到1999年的1萬多次, 再成長至2001的1萬2千次, 5年間成長了47.6%。在這些透析治療中, 大約有20-25%來自於新增的透析數目, 雖說它的成長率不如整體的透析成長, 仍顯示出洗腎

需求的增長速度高於醫院的增加數速度。以評鑑層次來論, 評鑑層級越高的院所所做的透析治療越多, 醫學中心的平均透析數目約為區域醫院的兩倍, 地區醫院和基層診所的四倍。而在院所區域上, 除了東部的平均數較低之外, 其他地區並沒有什麼明顯差別。

比較有趣的是將透析院所依權屬別區分。財團法人 (如長庚或新光) 不論是整體透析數或是新增透析數, 均為其他權屬院所的三倍左右。相形之下, 非財團法人 (如慈濟或彰基) 和公、私立院所的差別反而有限, 顯示財團法人院所在透析市場具有龐大的影響力。然而, 由於財團法人院所多為區域醫院以上, 表3的數字可能反映的是醫院規模的差別, 而非全然是醫院權屬的影響。

為了更進一步釐清權屬別的影响, 表4列出不同評鑑層級下各權屬別的院所平均透析數。由於現有醫學中心並無私立, 醫學中心僅有三類, 相反的, 基層院所僅有私立診所一類。在根據醫院的評鑑層級分別後, 財團法人醫院依舊是相當特殊的一類: 不論是區域醫院或是醫學中心, 財團法人院所提供的透析數目, 或是新增透析數均高於其他權屬醫院,²⁴ 而醫學中心層級, 更是其他類的五倍之多。顯示即使在控制規模下, 財團法人和其他醫院仍有顯著不同。

另一個觀察重點在於財團法人醫院和私人醫院的差別。醫療文獻中相信私人醫院因存在較強的財務誘因, 會較積極進入較有利潤的醫療服務項目。在區域和地區醫院兩個財團法人和私人醫院共存的層級中, 我們發現財團法人和私人醫院在透析治療的數目上, 有越來越類似的趨勢。顯現出財團法人追求利潤的動機可能不下於私人醫院, 這和國外研究中對非營利法人醫院的觀察有相當的距離,²⁵ 值得進一步的分析。

5 估計結果

5.1 基本結果

我們使用1996至2001年各季醫療院所的透析總數和新病人透析次數來

²⁴區域醫院的法人 (非財團) 於2001年首度超越法人 (財團) 醫院, 然而這是因為許多財團法人區域醫院於2000年晉升為醫學中心。

²⁵文獻上有關醫院權屬對醫院行為影響的討論, 可參見 Sloan (2003)。

表 4: 歷年醫療院所平均血液透析數 (依層級與權屬別)^a

| | 全體病人 | | | 新病人 | | |
|-----------------|------|------|------|------|------|------|
| | 1997 | 1999 | 2001 | 1997 | 1999 | 2001 |
| 醫學中心 | | | | | | |
| 法人 (非財團) | n/a | 13.5 | 28.1 | n/a | 3.8 | 4.7 |
| 法人 (財團) | 59.3 | 72.6 | 83.2 | 12.8 | 14.6 | 13.7 |
| 公立 ^b | 11.8 | 12.6 | 12.6 | 2.7 | 2.5 | 2.8 |
| 區域醫院 | | | | | | |
| 法人 (非財團) | 17.1 | 21.6 | 27.9 | 4.6 | 6.2 | 6.3 |
| 法人 (財團) | 22.6 | 28.6 | 21.8 | 5.7 | 5.9 | 4.4 |
| 公立 | 6.1 | 7.4 | 11.4 | 1.8 | 2.3 | 2.8 |
| 私立 | 12.8 | 19.6 | 21.3 | 2.9 | 4.7 | 4.7 |
| 地區醫院 | | | | | | |
| 法人 (非財團) | 5.9 | 5.9 | 8.9 | 1.2 | 1.3 | 2.0 |
| 法人 (財團) | 4.9 | 7.7 | 9.6 | 1.3 | 1.9 | 2.3 |
| 公立 | 4.0 | 5.8 | 7.0 | 1.0 | 1.3 | 1.5 |
| 私立 | 8.1 | 9.2 | 10.2 | 1.6 | 1.6 | 1.7 |
| 基層診所 | | | | | | |
| 私人診所 | 6.0 | 7.6 | 10.0 | 1.4 | 1.5 | 1.7 |

說明: a: 數字為該層級 (及權屬別) 之醫院平均一年透析數單位為千次。

b: 此包含公立醫院以及醫學院附屬醫院。

檢驗 SID。除了前期的透析總數外, 迴歸中還包含就診病人平均特性 (性別, 年紀分組, 糖尿病, 高血壓的比例), 以及醫院隨時間變化特性, 如醫師性別比例, 平均年齡分配, 腎臟專科醫師比例, 並將這些變數取一階差分後納入分析。此外, 為了控制不同時間影響, 迴歸中加入各年份和各季的虛擬變數。最後, 為了防止於同一醫療供給者的誤差項相關, 我們控制群聚效應。

表 5 中的第一欄列出主要的估計結果。由於我們採一階差分估計, 跨季間不變的變數 (如醫院權屬、所在區域等) 均於迴歸中排除。同時, 變數中跨季間變動有限的變數 (如醫師年紀、性別、專科證書比例), 由於差

表 5: 全新病人的誘發性需求估計^{a,b}

| 供給者/所得衡量 ^c | 醫院/次數 | 醫院/給付 | 醫院/次數 依規模調整 | 醫師/次數 |
|-----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 前期所得 | -0.05 (0.010)*** | -0.012 (0.002)*** | -0.087 (0.030)*** | -0.004 (0.001)*** |
| 病人特性變數 (%) | | | | |
| 年紀 (45 以下) | -0.087 (0.055) | -0.089 (0.056) | -0.128 (0.133) | -0.014 (0.009) |
| 年紀 (45-55) | -0.088 (0.061) | -0.089 (0.061) | -0.199 (0.153) | -0.014 (0.009) |
| 年紀 (55-65) | -0.15 (0.083)* | -0.151 (0.083)* | -0.293 (0.188) | -0.025 (0.010)** |
| 年紀 (65-75) | 0.013 (0.043) | 0.012 (0.043) | 0.011 (0.111) | -0.007 (0.009) |
| 男性 | -0.007 (0.039) | -0.007 (0.039) | 0.012 (0.073) | -0.006 (0.005) |
| 糖尿病 | 0.13 (0.042)*** | 0.13 (0.042)*** | 0.299 (0.090)*** | 0.021 (0.008)*** |
| 高血壓 | 0.01 (0.037) | 0.01 (0.037) | -0.038 (0.125) | -0.005 (0.009) |
| Observations | 6,049 | 6,049 | 6,049 | 9,414 |
| R-squared | 0.15 | 0.16 | 0.23 | 0.1 |

說明: a: 估計模型以季為單位, 所有變數皆以差分處理, 故所有不隨時間變動之供給者特性皆已控制, 並控制年度效果 (year effects) 及季節因素。此外, 變異數估計考量醫院 (或醫師) 的群聚效應 (clustering effect)。另外, 在以醫院為單位的模型中, 我們亦包含了該醫院內醫師特性變數, 如專科醫師比, 醫師年齡與性別分配等。

b: *, ** 與 ***: 為在10%, 5% 與1% 的顯著水準下, 估計係數顯著異於 0。

c: 以次數衡量所得的變數單位為次, 以給付衡量所得之變數單位為元 (NT\$)。

分後結果可能會受少數樣本影響, 其結果也不列入表中。由表 5 可知, 院所病人年紀越輕, 或病人患有糖尿病比例較低時, 新病人透析次數數目較低。年紀輕的透析病患可能需要較少的透析治療; 糖尿病的所併發的尿毒症通常較嚴重, 需要較多的治療。

我們最有興趣的變數是前期所得係數。一如 SID 理論所預期的, 其估計係數為 -0.05, 顯示供給者所得和新病人透析次數的確存在一個負向關係。然而, 所估計的所得效果相當有限, 醫療供給者透過新增透析病患

僅能彌補大約5%的所得損失,亦即每流失20.1個病人,才會誘發一位新增病患。我們猜測這個有限的效果可能是因為透析治療為一種侵入性治療,患者具有相當排斥性,對治療的接受度很低,因而抑制誘發性需求的發生。

為了檢驗估計結果的可靠性,表5另外考慮三個設定。由於透析給付於資料期間均為4,100點,透析次數和健析給付間幾乎僅有物價膨脹及核減率的差距。若以每季來論,兩者幾乎一致。

為了進一步確保結果不因所得衡量標準而有差距,我們將院所的透析所得,以健保透析給付金額調整物價及核減率後來衡量,而將結果列於第二欄;其次,由於資料處理將病歷資料轉為醫院資料,規模較大和較小的透析院所在統計上均視為一個樣本,並無分別。在考量到規模較大院所代表的統計資訊較完整的情況下,本文以醫院於各期血液透析總數為權數,將迴歸因不同規模做權數調整,結果列於第三欄;最後一欄將觀察單位由醫院改為醫師,²⁶ 檢驗SID是否依舊存在。由第二欄的結果可現,不同的所得衡量單位對結果幾乎沒有影響。將估計依醫院規模或是改由醫師為觀察單位,並不會改變所得係數的方向。若是就所得效果而言,在三種以醫院為觀察單位的估計中,估計係數隱含當流失20.1、19.6、及11.5個病人時,供給者會誘發一名新透析病患。由於規模權數調整後的效果反而擴大,顯示誘發性需求的效果有可能以大型醫院為強。而不論是哪種設定,所得的負向效果均相當穩定,也因為如此,後面的討論將以第一組設定做為討論基準。

表5中假設所得效果不因層級、權屬、乃至院所所在位置而有差異。然而,敘述統計發現不同評鑑層級、權屬的透析供給行為差異頗大。為了瞭解不同層級、權屬醫院是否會有不同的所得效果,我們估計式(3),並將結果列於表6。

為了方便起見,我們將非財團性法人和公立醫院併成一組。從表6可知,所得效果的確隨醫院層級和權屬而不同。最明顯的是財團法人醫院,財團法人醫院不論是在醫學中心、區域或地區醫院中,所得效果均是最

²⁶在此以醫師為觀察單位的估計中,醫師所得以該醫師於當期(是分析單位為季,半年或一年而定)所進行之血液透析總數來衡量。

表 6: 誘發需求所得效果估計 (依層級及權屬別區分)^{a,b}

| | 次數 | |
|--------------|----------------------|-----------|
| | 所得估計係數 | 誘發一新病人所需數 |
| 醫學中心 | | |
| 公立醫院 | -0.007 (0.019) | 143.1 |
| 法人 (財團) | -0.134 (0.048)*** | 7.5 |
| 區域醫院 | | |
| 公立及法人 (非財團) | -0.062 (0.042) | 16.1 |
| 法人 (財團) | -0.061 (0.015)*** | 16.3 |
| 私立 | -0.033 (0.014)** | 29.9 |
| 地區醫院 | | |
| 公立及法人 (非財團) | -0.059 (0.015)*** | 16.9 |
| 法人 (財團) | -0.105 (0.030)*** | 9.5 |
| 私立 | -0.022 (0.006)*** | 45.1 |
| 基層診所 | | |
| 私人診所 | -0.038 (0.010)*** | 26.4 |
| Observations | 6,049 | |
| R-squared | 0.17 | |

說明: a: 估計模型請見表 5, 估計模型以季為單位, 所有變數皆以差分處理, 並控制年度效果 (year effects) 季節因素及供給者特性。變異數估計考量醫院群聚效應 (clustering effect)。

b: *, ** 與 ***: 為在 10%, 5% 與 1% 的顯著水準下, 估計係數顯著異於 0。

大。²⁷ 顯示出財團法人醫院存在強烈的財務誘因。比較令我們驚訝的是私

²⁷唯一例外是區域醫院之財團法人醫院, 在該層級醫院中, 財團法人的所得效果為 0.61,

表 7: 誘發需求所得效果估計 (依區域區分)^{a,b}

| 區域 ^c | 次數 | |
|-----------------|----------------------------------|-----------|
| | 所得估計係數 | 誘發一新病人所需數 |
| 台北 | -0.036 (0.011) ^{***} | 27.5 |
| 北部 | -0.095 (0.053) [*] | 10.6 |
| 中部 | -0.053 (0.014) ^{***} | 18.7 |
| 南部 | -0.065 (0.032) ^{**} | 15.5 |
| 高屏 | -0.031 (0.012) ^{**} | 32.7 |
| 東部 | -0.087 (0.029) ^{***} | 11.5 |
| Observations | 6,049 | |
| R-squared | 0.16 | |

說明: a: 估計模型請見表 5, 估計模型以季為單位, 所有變數皆以差分處理, 並控制年度效果 (year effects) 季節因素及供給者特性。變異數估計考量醫院群聚效應 (clustering effect)。

b: *, ** 與 ***: 為在 10%, 5% 與 1% 的顯著水準下, 估計係數顯著異於 0。

c: 區域分類以健保各分局轄區為主, 如台北包含台北分局管轄之台北縣市, 基隆市, 宜蘭市及金馬地區。

人醫院的所得效果統計上顯著但並不如財團法人醫院大, 這和文獻中對私人醫院的看法有相當出入, 我們在後文會針對這個結果進一步討論。最後, 我們比較醫院在不同地區的所得效果, 並將結果列於表 7。估計結果顯示所得效果雖普遍存在各區域, 但差異並不如權屬和評鑑別般明顯。

略小於非財團法人醫院 (0.62), 然此層級之非財團法人醫院所得效果統計上並不顯著。

5.2 誘發需求所得效果的檢驗

5.2.1 内生性檢驗

前述估計利用前期所得做為當期所得替代變數, 並輔以一階差分, 來降低估計迴歸結果中的内生性偏誤。雖說這些方式有效的減少了内生性偏誤, 但嚴格來說, 這些方式並不足以完全排除內生性的偏誤, 最大的困難是所得變動可能是供給者內生決定或是預期中的。舉例來說, 倘若原先已有新病人在等待床位進行透析治療, 當醫療院所預期所得降低 (如舊病患死亡或離開等) 時, 便將原先已在等候名單的新病患排入療程內, 因此資料上乃形成所得與新增透析次數間的負向關係的現象, 這類負向關係和 SID 所關切的外生所得變動有相當差距, 而產生估計誤差的疑慮。

面對這個問題, 國外文獻多半採用外生的所得衝擊, 或肇因於制度變革, 或基於費率改變, 來分析 SID 的可能性。然而, 透析治療自健保開辦以來給付費率鮮有調整, 其支付制度於資料期間也沒有重大變革, 採用外生衝擊有實際的困難。比較可行的作法是試圖說明偏誤可能和大小。一般而言, 短期所得較易預測, 長期所得較難推斷。我們因而透過分析期間長短的變動, 瞭解內生性所造成的可能偏差。假使前期所得的確是內生決定的, 則以半年或一年為期間所得結果, 應該和以季為單位的結果有顯著差距, 反之, 則顯示內生性偏誤可能不如想像中嚴重。

表 8 第一至第三欄顯示以 3 個月、6 個月以及 1 年為期間的所得效果。雖說以季為觀察期間的所得效果略高於以年為期間的所得效果, 但這結果的主因是因為不同時間基準下的透析總數和新病人透析總數並不一樣, 很難相互比較。若換算為相同單位, 不同時間基準間的差距明顯縮小。以 3 個月、6 個月、和 1 年不同的時間基準時, 誘發一個新病人分別需減少 20.16、25.6、21.5 位病人。由於新增一透析病人所需所得衝擊量不因觀察期間有太大的差別, 內生性的偏誤應屬有限。

5.2.2 負向所得變動檢驗

由圖 1 和表 3 可知, 歷年來台灣透析人數、透析數目呈現一個穩定的遞增趨勢。這和一般誘發性需求的討論大多著重在所得降低 (negative income shocks) 所引發的需求增加有相當的距離, 這也引發了另一個疑問: 究竟

表 8: 誘發需求所得效果的檢驗

| | 內生性檢驗 ^a | | | 負向所得 變動檢驗 ^b |
|-------------------|--------------------|--------|--------|----------------------------------|
| | 3個月 | 6個月 | 12個月 | |
| 估計係數 | | | | |
| 前期所得與所得 下降期交叉項 | | | | 0.026 (0.016) |
| 前期所得 | -0.05 | -0.039 | -0.047 | -0.057 (0.012) ^{***} |
| 誘發一新病人所需數 | 20.1 | 25.6 | 21.5 | |

說明: a: 估計模型請見表 5。所得變數以透析次數衡量。估計係數均在 1% 顯著水準下顯著異於 0。

b: 計期間單位為季, 所得變數以透析次數衡量。除了所得與所得下降期間交叉項外, 其他包含的解釋變數與表 5 同。

本文的負向關係是否肇因於所得上升引發新增透析數的下降, 而非所得減少造成新增透析數上升?

為了瞭解本文負向關係的由來, 我們首先檢視估計樣本中有多少院所遭遇所得降低的衝擊。我們發現不論是以 3、6、12 個月為觀察單位, 皆有 30% 以上的觀察點有所得減低的情況,²⁸ 這些院所涵蓋了 65% 以上的醫院, 顯示歷年來有相當院所遭遇某種程度的所得降低。為了更進一步檢驗本文所得結果是否來自所得降低的影響, 我們將估計模型修改如下:

$$\Delta q_{h,t} = \beta \Delta Y_{h,t-1} + \theta FALL_{h,t} \times \Delta Y_{h,t-1} + \gamma \Delta X_{h,t} + \lambda \Delta H_{h,t} + \Delta \delta_t + \Delta e_{h,t}, \quad \forall h, t. \quad (4)$$

式中 $FALL_{h,t}$ 為一虛擬變數, 其值為一如果醫療院所 h 在 t 期時其當期所得低於前期所得, 值為 0 如果當期所得不低於前期。倘若本文估計結果中所得增加和所得降低引發不同程度的誘發效果, 特別是誘發性需求主要是來自所得增加的結果, 則係數 θ 應顯著的異於 0, 以反應所得增加和降低時所造成的誘發性效果差距。然而, 從表 8 第四欄估計結果, 我們發

²⁸一個觀察點是某一期間的某一醫院。

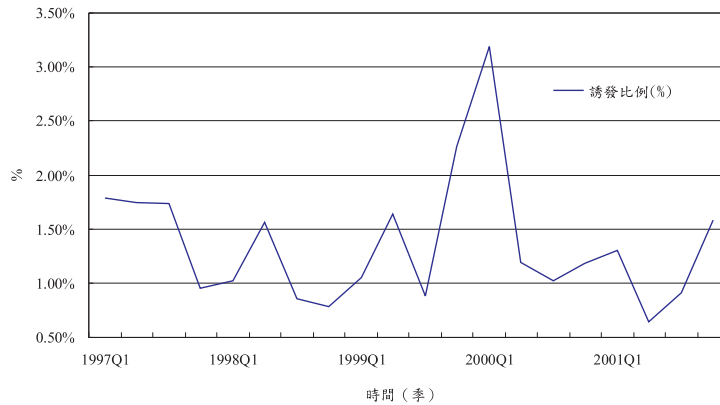


圖 2: 誘發需求之百分比上限 (全新病人)

現 θ 雖為正值, 卻未達統計上的顯著, 顯示本文結果並非僅肇因為所得增加的影響。

5.3 SID 對透析病人發生率的影響

根據估計結果, 我們可以試算 SID 對透析治療發生率的影響,²⁹ 亦即所得變動到底對新增病人的透析數貢獻度為何。然而, SID 模型僅預測供給者所得降低會增加誘發效果, 對所得增加時的影響則缺乏清楚說明。我們因而從嚴認定, 假設院所所得降低時會增加不當誘發, 反之, 提高並不會減少現有誘發。希望透過這個高標準, 能瞭解誘發需求對透析發生率的增加上限。由圖 2 可知, 除 1999 年第四季及 2000 年第一季外, 各季因誘發而增加的透析病人比例均在 2% 以下,³⁰ 平均約為 1% 至 1.4% 之間。顯示因誘發需求所新增透析治療, 實屬有限。

²⁹ 透過 SID 所得估計係數 ($\hat{\beta}$), 以及醫院在每期的真實所得改變量 ($\Delta Y_{h,t-1}$), 我們估算醫院 h 之模型預測新病人誘發透析數增加量為 $\hat{\beta} \cdot \Delta Y_{h,t-1}$ 。進而模型預測的全體新病人誘發量即為 $\sum_h \hat{\beta} \cdot \Delta Y_{h,t-1}$ 。

³⁰ 2000 年首季的誘發比例明顯高於其他各季 (3.26%), 值得注意的是, 進行透析之醫療院所家數在 2000 年增加, 有可能透析院所的競爭導致誘發比例增加。

表 9: 透析誘發需求 (全新病人) 之比例上限

| | 誘發比例 (%) |
|-------------|----------|
| 權屬別 | |
| 醫學中心 | |
| 公立醫院 | 0.25% |
| 法人 (財團) | 1.19% |
| 區域醫院 | |
| 公立及法人 (非財團) | 1.44% |
| 法人 (財團) | 1.10% |
| 私立 | 0.38% |
| 地區醫院 | |
| 公立及法人 (非財團) | 2.32% |
| 法人 (財團) | 3.34% |
| 私立 | 0.94% |
| 基層診所 | |
| 私人診所 | 0.94% |
| 醫院所在區域 | |
| 台北 | 1.16% |
| 北部 | 1.94% |
| 中部 | 2.16% |
| 南部 | 1.34% |
| 高屏 | 0.59% |
| 東部 | 3.21% |

表 9 進一步考量到不當誘發可能因醫院特性不同, 列出在不同評鑑、權屬和區域下的誘發比例上限。以評鑑別論, 財團法人醫院誘發上限相對較高, 公立醫院和私立醫院的比例較低; 以地區來分, 中部及東部有較高的誘發比例 (2.16% 及 3.21%), 而高屏地區誘發比例最低 (0.59%)。

6 討論

台灣長期透析治療的尿毒症病患目前約為 4 萬名, 每年新增病患尚有 7 到 8 千位, 不論是疾病盛行率或發生率, 均列居世界前茅。這些透析治療費

用不但造成許多家庭的夢魘, 也成為健保支出的沈重負擔。根據雷秀麗(2001)的估計, 若尿毒症病人晚一年進入透析療程, 可省下42.75億元的透析費以及60億元的門住診總醫療費用(雷秀麗, 2001), 對日漸惡化的健保財務而言, 絕對是獲益匪淺。

本文利用1996至2001年之全民健保資料中血液透析利用, 分析透析治療的發生率是否和誘發性需求相關。具體而言, 我們檢驗醫院或醫師是否會因所得減低, 誘發腎臟病人進入透析治療。為了控制各醫療院所本身存在卻難以衡量的特性(如品質), 實證上採一階差分進行估計。研究結果顯示, 不論是以醫師或是醫院做為供給者, 透析治療中的確存在少量但統計上顯著的誘發性需求。平均而言, 透析院所平均每流失20-25個病人, 會誘發一位新透析病患。同時, 這些所得效果會因醫院權屬和評鑑別有相當大的差距, 相較其他權屬, 財團法人醫院的所得效果最強。而區域間的所得效果差異不大。最後, 根據我們的推估, 因供給者所誘發的透析病人不高於整體的2%。

最後, 我們說明本文的幾點限制。首先, 我們並沒有使用門診醫令檔來界定血液透析的治療。雖然我們相信結果不會因醫令檔使用與否有顯著差別, 我們仍舊提醒讀者這個資料限制。其次, 本文的重點在於誘發性需求是否存在於透析治療中, 對於提早透析治療的成效如何, 病人的實質利益為何? 我們於本文中並沒有探討, 需要未來進一步深入研究。

本文最大的限制應是結論和一般認知有相當差距。許多討論不約而同指出透析治療存在激烈的市場競爭, 然而, 我們的結論卻指出這些競爭並沒有反映在全新病人的爭取上, 為何我們的結果和一般觀察有如此的差距呢? 一個解釋是透析院所除了競爭新病人外, 較大的競爭是和其他院所中搶奪舊病人。為了討論這個可能性, 表10將被解釋變數由新病人透析數, 改為「半新」病人透析數。所謂「半新」病人指的是已開始透析治療3個月以上, 但於過去3個月間未曾於該院所進行透析治療。

表10的結果較符合一般預期。當所得下降時, 透析院所存在相當大的所得效果(約是表5的10倍), 平均每失去兩個病人時, 會從其他院所拉回一個病人來彌補所得損失, 市場競爭可見一般。以區域論, 位於台北分局以及南部轄區院所的所得效果較大; 以權屬別而言, 私立院所的所得效果

表 10: 所得對醫院半新病人透析量的影響^{a,b}

| | 基本模型 | | 層級與權屬別 | | 區域別 | |
|--------------|----------------------|------------|----------------------|------------|----------------------|------------|
| | 所得估計係數 | 掠奪一半新病人所需數 | 所得估計係數 | 掠奪一半新病人所需數 | 所得估計係數 | 掠奪一半新病人所需數 |
| 前期所得 | -0.483 (0.048)*** | 2.1 | | | | |
| 醫學中心 | | | | | | |
| 公立醫院 | | | -0.005 (0.011) | 184.3 | | |
| 法人(財團) | | | -0.232 (0.085)*** | 4.3 | | |
| 區域醫院 | | | | | | |
| 公立及法人(非財團) | | | -0.318 (0.102)*** | 3.1 | | |
| 法人(財團) | | | -0.65 (0.094)*** | 1.5 | | |
| 私立 | | | -0.621 (0.205)*** | 1.6 | | |
| 地區醫院 | | | | | | |
| 公立及法人(非財團) | | | -0.405 (0.081)*** | 2.5 | | |
| 法人(財團) | | | -0.365 (0.055)*** | 2.7 | | |
| 私立 | | | -0.522 (0.057)*** | 1.9 | | |
| 基層診所 | | | | | | |
| 私人診所 | | | -0.666 (0.073)*** | 1.5 | | |
| 醫院所在區域 × 所得 | | | | | | |
| 台北 | | | | | -0.57 (0.098)*** | 1.8 |
| 北部 | | | | | -0.367 (0.097)*** | 2.7 |
| 中部 | | | | | -0.353 (0.063)*** | 2.8 |
| 南部 | | | | | -0.629 (0.085)*** | 1.6 |
| 高屏 | | | | | -0.447 (0.070)*** | 2.2 |
| 東部 | | | | | -0.361 (0.117)*** | 2.8 |
| Observations | 6,049 | | 6,049 | | 6,049 | |
| R-squared | 0.4 | | 0.46 | | 0.42 | |

說明: a: 估計模型以一季為單位, 同時依據估計模型, 所有變數皆以差分, 估計過程中已控制年度效果 (year effects), 季節因素, 以及病人接受治療時間。同時估計變異數以依據 robust variance 調整, 及醫院之 群聚效應 (clustering effect)。

b: *, ** 與 ***: 為在10%, 5% 與 1% 的顯著水準下, 估計係數顯著異於0。

最強, 法人(財團)次之, 最後為公立及法人(非財團)院所, 這結果和國外文獻相信私立院所具有較強的財務動機看法一致。而和前述結果的差別是, 私立醫療院所爭取是半新病人, 而非全新病人。全新病人可能較不依賴私立院所醫師的診斷, 所能「誘發」的需求較小, 相對的, 對於已經開始治療的半新病人, 私立院所可以提供較好「綜合」服務,³¹ 導致私立院所在半新病人較具競爭性。這也印證了一般民衆的印象: 透析治療的確是一個醫療服務中相當競爭的項目。

附錄: 資料與變數建構說明

本文使用1996至2001年間 HV 檔中門診就醫資料, 來檢驗血液透析治療的誘發性需求。研究上需要 (1) 認定透析病患; (2) 區分治療項目(血液及腹膜透析); (3) 估算透析次數。本附錄說明本文如何確認透析病患, 區分血液與腹膜透析, 計算血液透析次數, 並和健保歸人檔(簡稱 NHIS) 及台灣腎臟基金會所公佈之資料進行比對, 以確認資料的正確性。

1. 透析門診的確認:

在缺乏門診處方醫令明細檔(OO)的狀況下, 我們僅能從 HV 中門診處方治療及治療明細檔(CD)來認定透析門診。CD 檔所含透析治療相關變數有兩個: 案件分類(case types)及特定治療項目(cure items); 其中案件分類代碼05為透析治療, 特定治療項目代碼d8為血液透析, d9為腹膜透析。理論上, 我們可以透過案件分類來確定透析門診, 藉由特定治療項目來區分血液及腹膜透析; 實際操作上, 將近40%之案件分類為「洗腎」門診的特定治療項目代碼為空白, 這兩個變數的不一致造成資料處理的困難。為了確認這兩個變數的準確性, 我們使用國衛院發行的歸人檔。歸人檔中涵蓋台灣1%人口(20萬人)的完整就診紀錄和醫令資料(CD和OO兩個

³¹ 我們與實際執業的腎臟科醫師訪談, 許多洗腎中心(診所)為了提高業務量以及搶食洗腎大餅, 往往會派專車到安養中心或護理之家, 以及偏遠山區提供腎友接送服務, 甚至提供餐盒, 旅遊招待, 打補針等方式以吸引其他病患到該診所進行治療。事實上這種現象也經常見諸國內各大報的報導, 如林秀美·詹建富(1996), 謝龍田(2001), 林秀美(2002)以及張瓊文(2005)。

表 A-1: 歷年健保歸人檔透析病患認定^a

| | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 |
|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 案件分類為「05」(洗腎) | 98.17% | 98.21% | 98.89% | 98.89% | 98.65% |
| 非「05」 | 1.83% | 1.79% | 1.11% | 1.11% | 1.35% |
| 總透析門診數 | 2,398 | 2,514 | 2,073 | 3,236 | 3,566 |

說明: a: 表格內百分比數據為各項分類所佔比例 (%)。

檔)。我們可以透過門診醫令先確認相關變數的準確性,再將此規則應用於 HV-CD 上。

我們先利用醫令找出所有透析門診,³²再串迴歸人檔中門診檔案,共找出1997年至2001年13,787件透析門診(見表A-1)。由表可知,每一年中案件分類為「洗腎(05)」的比例皆在98%到99%之間。因此,CD檔中的案件分類變數能準確的認定透析門診。

2. 血液透析的確認

在確認透析治療後,我們進一步依據醫令代碼區分血液及腹膜透析,並將其結果和CD檔中特定治療項目所得結果相比較。表A-2上方列出醫令檔中認定的兩種透析治療的每年門診數。由表可知,大部分的透析治療為血液透析(約96%),腹膜透析僅占極少部分;令人驚訝的是,特定治療項目僅能確認60%至80%的血液透析(表A-2中間部份),和10%以下的腹膜透析的比例(1997除外)。

為了解決特定治療項目所含的資訊不足,在治療項目的區分上使用給付金額來輔助。由於透析治療給付相當固定,且治療方式相當穩定,治療金額是區分透析治療項目的一個良好手段。我們因而以CD檔中治療金額及特定治療項目來區分血液及腹膜透析:治療金額為4,100(及4,000)的倍數者或特定治療項目為「d8」者為血液透析;治療金額為6,940的倍數者,或及特定治療項目為「d9」者為腹膜透析。表A-2下半部列出使用門診醫令和此法所得結果比較。納入了治療金額後,各年度所確認的血液透析記錄高達99.7%以上,遠高於原先使用單獨使用特定治療項目的比

³²醫令為「58001C」(血液透析),「58011A」及「58011AB」(腹膜透析)。

表 A-2. 歷年健保歸人檔透析項目認定

| | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|---------|
| 醫令 (門診數) | | | | | |
| 血液透析 ^a | 2,268 | 2,359 | 1,930 | 2,975 | 3,271 |
| 腹膜透析 ^b | 86 | 110 | 120 | 225 | 247 |
| 特定治療項目 (確認比例) | | | | | |
| 血液透析 | 63.62% | 63.33% | 71.76% | 77.41% | 77.35% |
| 腹膜透析 | 33.72% | 8.18% | 0.83% | 9.33% | 12.96% |
| 給付金額 (確認比例) | | | | | |
| 血液透析 | 99.87% | 99.83% | 99.74% | 99.93% | 100.00% |
| 腹膜透析 | 98.84% | 98.18% | 90.83% | 77.78% | 68.42% |

說明: a: 醫令為 58001C。

b: 醫令為 58011A 及 58011AB。

表 A-3: 歷年健保歸人檔血液透析數目認定

| | 醫令 | 給付金額 | 兩者相等比例 ^a | 兩者相等比例 ^b |
|------|--------|--------|---------------------|---------------------|
| 1997 | 23,870 | 26,260 | 94.65% | 96.67% |
| 1998 | 23,349 | 29,927 | 78.44% | 94.38% |
| 1999 | 23,587 | 23,340 | 90.79% | 96.80% |
| 2000 | 34,673 | 35,116 | 98.36% | 98.75% |
| 2001 | 39,264 | 41,915 | 98.52% | 98.87% |

說明: a: 此比例為當兩者門診中之血液透析數相等時之正確率。

b: 將 NHIS 中門診透析次數超過 15 次者, 以 15 次計算之正確率。

例; 在腹膜透析上, 除了 2001 年資料外, 也都在九成以上。顯示出此法的確有效。

3. 血液透析次數的比較

利用相同邏輯, 我們使用門診治療金額來計算血液透析次數。血液透析次數為門診治療金額能以 4,100 或 4,000 整除的整數, 未能整除者, 則取其商數。由於未能整除部分在資料中所佔比例很低 (不到 1%), 後者對整體的

表 A-4: HV-CD 和腎臟基金會的歷年洗腎人數比較

| 年度 | 腎臟基金會 | | | | HV-CD | | | |
|------|--------|--------|--------|-----------------|--------|--------|--------|-------|
| | 男 | 女 | 合計 | 新增 ^a | 男 | 女 | 合計 | 新增 |
| 1996 | | | | 4,904 | | | | |
| 1997 | 9,373 | 9,924 | 19,297 | | 11,271 | 12,167 | 23,438 | 5,217 |
| 1998 | 10,684 | 11,665 | 22,349 | | 12,609 | 13,929 | 26,538 | 5,815 |
| 1999 | 11,989 | 13,318 | 25,307 | 5,010 | 13,983 | 15,683 | 29,666 | 6,066 |
| 2000 | 13,399 | 14,692 | 28,091 | | 15,408 | 17,356 | 32,764 | 6,601 |
| 2001 | 14,717 | 16,389 | 31,106 | | 16,811 | 19,081 | 35,892 | 6,898 |

說明: ^a: 黃尙志等 (2001)。

並不大。爲了瞭解這個方法的可行性, 我們也使用歸人檔來比較門診醫令和本法所計算的透析數目。由表 A-3 可知, 兩個方法所計算數目並非全然一致, 1997-1999 年正確率相對較低, 2000 及 2001 年正確率則高達 98% 以上。在深入分析後, 發現不一致主要是因爲早期的醫令中, 單一病人單月出現 15 次以上的透析次數比例相當高。由於健保局通常要求醫療院所對單人單月次數超過 14 次者提出解釋, 單人單月透析次數高過 15 次 (含) 者, 資料誤載的可能非常大。我們據此限制醫令資料單一病人單月血液透析次數不得超過 15 次。由表 A-3 的最後一欄可知, 在限制了單人單月最高次數後, 使用醫令和我們方法相同率在 1997-1999 年大幅提高至 95%, 而 2000 及 2001 前更高達 99%。

4. 長期血液透析人數比較

前述比較是使用健保抽樣歸人檔, 爲了和母體結果比較, 表 A-4 將我們由 HV-CD 中確認的血液透析人數與台灣腎臟基金會公佈長期透析人數相比較。³³ 由於腎臟基金會沒有公佈新增人數, 我們另外納入台灣腎臟醫學會工作報告 (黃尙志等, 2001) 的每年新增人數來比較。根據表 A-4, HV-CD 每年病患數與腎臟基金會公告人數差距不大, 約有 4,000 人之差異, 這

³³短期 (3 個月以下) 病患常屬急性, 通常僅需數次 (或數個月) 的透析治療即可痊癒。這類病患不在研究範圍內。

可能是因爲腎臟基金會並沒有台灣全部洗腎中心所有資料之故。³⁴ 而就新增病患言, 以1999年來論, 腎臟醫學會公佈之數據和 HV-CD 所得差距不大。綜上而論, 我們相信所得資料應屬合理正確。

參考文獻

- 中央健保局 (2003), 《中華民國92年全民健保統計》, 中央健保局。
- 台灣腎臟醫學會 (2005), 「泡·水·高·貧·倦」謹腎有撇步 — 「三三檢查制」腎力有保障, 台灣腎臟醫學會全國腎臟保健宣導新聞稿。
- 全民健康保險醫療費用協定委員會 (2005), 「95年度全民健康保險醫療費用總額協定共識暨第105次委員會議紀錄」, 醫療費用協定委員會。
- 李素慧 (2003), 「總額預算制度下基層透析診所的經營策略」, 《透析通訊》, (47), 4-5。
- 林秀美 (2002), 「搶食洗腎大餅醫療顧問團花招盡出」, 《民生報》, 5月25日, 第A15版。
- 林秀美·詹建富 (1996), 「爭奪病患關財源洗腎中心花招盡出」, 《民生報》, 3月05日, 第21版。
- 馬可容·鄭守夏·周穎政 (2002), 「牙醫服務誘發需求可能性之研究」, 《台灣公共衛生雜誌》, 21(5), 339-348。
- 張書光 (2004), 「醫學會無權排擠基金會統計人數作業」, 《透析通訊》, (50), 14。
- 張雁尊 (2002), 「影響洗腎醫療費用上漲之相關因素探討」, 碩士論文, 中國醫藥學院醫務管理所。
- 張瓊方 (2005), 「腎戰危機 — 全民防制腎臟病」, 《光華雜誌》, 10月號。
- 張瓊文 (2005), 「台灣腎臟醫學會: 洗腎中心不得提供特別服務」, 《中國時報》, 3月29日, 第A10版。

³⁴台灣腎臟基金會並沒有權力要求所有醫院及透析中心申報其每次之透析次數, 事實上, 根據該基金會之2004年第五十期透析通訊中, 該基金會秘書長撰文說明腎臟醫學會無權排擠基金會統計人數之作業, 合理推測該基金會之透析人數統計並沒有含括所有透析人口。而本文採用健保資料庫, 其中包含所有透析病患, 因此人數系統性多出4千多人應屬合理 (張書光, 2004)。

- 陳惠惠 (2005), “南部五縣市, 尿毒症超多”, 《聯合報》, 6月10日, 第 A6 版。
- 黃尙志·楊五常·陳秀熙及台灣腎臟醫學會透析評估委員 (2001), 《台灣地區八十八至八十九年度透析報告》, 腎臟醫學會。
- 雷秀麗 (2001), “世界台灣地區慢性透析病患醫療利用及死亡率分析”, 碩士論文, 國立陽明大學公共衛生研究所。
- 蔡偉德·簡錦漢 (2000), “醫療保健市場的經濟分析 — 健康保險與醫療誘發需求: 以臺灣為例”, 技術報告, 行政院國家科學委員會補助專題研究計畫成果報告。
- 鄭振廷 (2003), “末期腎臟疾病病患定期血液透析醫療費用分析研究”, 碩士論文, 國立陽明大學醫務管理研究所。
- 薛亞聖·黃昱瞳 (2002), “病情嚴重? 道德危害? 或誘發需求? — 消化性潰瘍門診高利用者求醫行為的研究”, 醫院產業學術研討會, 中研院經濟所。
- 謝武吉 (1999), “論牙科總額預算與血液透析健保給付費用比率是否合理化?”, 《醫院雜誌》, 32(4), 23–27。
- 謝龍田 (2001), “洗腎醫院關錢途”, 《聯合報》, 3月14日, 第17版。
- 醫改會 (2004), “舊耗材當新貨買, 洗腎給付漏洞百出”, 技術報告, 台灣醫療改革基金會 2004年12月22日新聞稿。
- Birch, S. (1988), “The identification of supplier-inducement in a fixed price system of health care provision: The case of dentistry in the United Kingdom”, *Journal of Health Economics*, 7, 129–150.
- Bughin, J. (1991), “An analysis of the supplier-induced demand in the hospital sector: Switching regime estimates for Belgium”, Université Catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES) Discussion Paper No. 1991006.
- Carlsen, F. and Grytten, J. (1998), “More physicians: Improved availability or induced demand?”, *Health Economics*, 7, 495–508.
- Cromwell, J. and Mitchell, J. B. (1986), “Physician-induced demand for surgery”, *Journal of Health Economics*, 5, 293–313.
- Dranove, D. (1988), “Demand inducement and the physician/patient relationship”, *Economic Inquiry*, 26, 281–298.

- Dranove, D. and Wehner, P. (1994), "Physician-induced demand for child-births", *Journal of Health Economics*, 13, 61–73.
- Escare, J. (1993), "Medicare patients' use of overpriced procedures before and after the omnibus budget reconciliation act of 1987", *American Journal of Public Health*, 83, 349–355.
- Fuchs, V. R. (1978), "The supply of surgeons and the demand for operations", *The Journal of Human Resources, Supplement*, 1, 35–56.
- Gruber, J. and Owings, M. (1996), "Physician financial incentives and cesarean section delivery", *Rand Journal of Economics*, 27, 99–123.
- Grytten, J., Holst, D., and Laake, P. (1990), "Supplier inducement: Its effect on dental services in Norway", *Journal of Health Economics*, 9, 483–491.
- Hadley, J. and Lee, R. (1978), "Toward a physician payment policy: Evidence from the economic stabilization program", *Policy Sciences*, 10, 105–120.
- Hurley, J. and Labelle, R. (1995), "Relative fees and the utilization of physicians' services in Canada", *Health Economics*, 44, 419–438.
- Hurley, J., Labelle, R., and Rice, T. (1990), "The relationship between physician fees and the utilization of medical services in Ontario", *Advances in Health Economics and Health Services Research*, 11, 49–78.
- McGuire, T. (2003), "Physician agency", in chapter 9 of edited by A. J. Culyer and J. P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, North Holland: Elsevier, 3rd edition.
- McGuire, T. G. and Pauly, M. V. (1991), "Physician response to fee changes with multiple payers", *Journal of Health Economics*, 10, 385–410.
- Nguyen, N. X. and Derrick, F. W. (1997), "Physician behavioral response to a medicare price reduction", *Health Services Research*, 32, 283–298.
- Rice, T. (1983), "The impact of changing medicare reimbursement rates on physician-induced demand", *Medicare Care*, 21, 803–815.
- Rochaix, L. (1993), "Financial incentives for physicians: The Quebec experience", *Health Economics*, 2, 163–176.
- Sloan, F. (2003), "Not-for-profit ownership and hospital behavior", in chapter 21 of edited by A. J. Culyer and J. P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, North Holland: Elsevier, 3rd edition.
- Yip, W. (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, 675–700.

投稿日期: 2006年3月15日, 接受日期: 2006年8月22日

Physician Induced Demand and Hemodialysis Treatment in Taiwan

Ji-Tian Sheu

Department of Health Care Management, Chang Gung University

Hsien-Ming Lien

Department of Public Finance, National Cheng Chi University

The “supplier-induced demand (SID)” hypothesis states that health suppliers, in the face of negative income shocks, may exploit their agency relationships with patients by providing excessive care. We argue SID leads providers to compensate for their losses by substituting away from drug treatment toward more heavily reimbursed dialysis treatment for chronic renal failure (CRF) patients. We test this hypothesis by examining whether a provider’s earlier loss increases the volume of dialysis treatment for new CRF patients during the current period. Using Taiwan National Health Insurance Data between 1996 and 2001, we found this negative correlation after controlling for unobserved characteristics of providers (e.g., reputation) using a “first difference” approach. On average, a provider would compensate for 5–10% of their losses with new dialysis treatment. These results holds for both clinics and physicians and for periods of 3, 6, or 12 months. Finally, our results show the strongest income effect occurs for non-profit hospitals supported by enterprises.

Keywords: supplier induced demand, dialysis treatment, ownership

JEL classification: I11, I18