

airiti

以健保門診醫療支出觀察 65 歲以上國人 對健康需求的行為

The Estimation of the Demand for Health by NHI Outpatient Health Care of Insured above Aged 65

蔡英哲 (Ying Che Tsai)*

田峻吉 (Joseph J. Tien)**

摘要

我們根據 Grossman (1972) 健康資本 (Health Capital) 的健康需求理論基礎，配合全民健保門診歸人檔 (Cohort Panel Data)，期間為 1997~2007 年，以 65 歲以上投保者為觀察樣本，驗證其長短期門診醫療需求行為與健保預算陡升的關聯性。實證發現：(1) 年長投保者的門診醫療需求行為，短期具有自我保護 (self protection) 的行為模式，長期具有正向穩定的持續性；(2) 隨年齡漸增 (老化)，且受到健康資本耗損率影響，短期自我保護的行為模式會逐漸降低而消失，長期持續性有先降後升的現象。實證意涵顯示，年長投保者的老化過程，會對健保財務產生顯著衝擊，政府需及早因應。

關鍵詞：健康資本、全民健保、自負額

JEL 分類代號：I15, I18, G22

* 通訊作者，銘傳大學財務金融學系助理教授，Assistant Professor, Department of Finance, Ming Chuan University, Taipei, Taiwan。Email: d91723010@ntu.edu.tw。

** 淡江大學保險學系副教授，Associate Professor, Department of Insurance, Tamkang University, Taipei, Taiwan。

Abstract

Under the context of health capital (Grossman, 1972), we apply National Health Insurance cohort panel data in aged 65 or more spanned from 1997 to 2007 to accounting for the aging effect on the persistent behavior toward the sharp increase in demand for health care. Our empirical results find that in the short run elder insured would be of the self-protection characteristic, and in the long run they consume NHI outpatient medical resources with a certain persistent behavior. Furthermore, along with aging, the positive self-protection behavior will deteriorate over the long run and the magnitude of persistent behavior will decrease first and increase last, perhaps influenced by the existing heterogeneity of depreciation rate on stock of health capital. This fact would be much likely to lead to the rising budget in NHI in response to the effect of aging in elderly.

Keywords: Health Capital, National Health Insurance, Co-payment, JEL classification: I15, I18, G22

1. 前言

全民健保開辦迄今¹，其年度預算逐年顯著增加，從 1995 年的一千六百億台幣一直遞增到 2016 年的六千五百億台幣。儘管財務缺口不斷擴大²，但其制度仍能維持三項基本特色：平等就醫機會、合理的醫療費用、確保醫療品質及醫療資源的使用效率。根據 2016 年內政部與中央健保署的統計資料發現，65 歲以上人口占台灣地區總人口的 13.2% (310 萬 6,105 人)；然而，所使用的醫療資源卻占健保預算的 37.6% 以上。再根據 2014 年中央健保署的統計資料發現，每人每年平均醫療費用為 NT 25,298 元，但 65 歲以上老年人口每人每年的平均醫療費用卻高達 NT 73,898 元，是平均值的 3.2 倍³；顯示 65 歲以上的老年人口對於醫療的使用行為，或因其自身維護健康的持續性行為，或因醫療科技進步（例如造成癌症支出大幅提昇），或因壽命延長，皆會造成健保預算不斷增加。然而，本研究更關注於探討年長投保者隨年齡增加，其維護健康的持續性行為是否造成健保預算不斷增加，尤其當老年化社會問題日趨嚴重之際，此一關聯性相形之下將更為重要。

根據健康經濟學對醫療需求所提出的模型，個人隨著年齡的增長，對維護健康的投資會因為身體健康折舊加速而遞增 (Grossman, 1972; Van Doorslaer, 1987; Wagstaff, 1993; Zhao, 2008)⁴，而對於健康的投資（即廣義健康資本），包括投入時間、運動及與維護健康有關的財物 (Grossman, 1972)。這樣的因果關係使得我們有合理的直覺，關注在年長投保者，對自己身體的健康所展現的就醫行為。從門診醫療需求層面來看，相對於住院醫療，健保預算的七成主要用於門診醫療（全民健康保險統計動向-2011 年，P26 與 P33），包括西醫、牙醫、中醫與特約藥局（慢性病患者）等門診活動的支出，與投保者自身為了維護身體健康的積極作為產生密切關聯。配合圖 1 來看，伴隨 65 歲以上投保者的人數從 2008 年的 241 萬人逐漸增加至 2013 年的 270 萬人，其醫療費用（點數）在這六年當中，也逐漸從 1688

¹ 全民健保投保者分為六類，保費的計算公式主要依據「月投保金額 × 保險費率 × 負擔比率 30% × (本人 + 眷屬人數)」。
投保實際薪資月額 = 全薪 (本俸 + 研究費 + 主管加給) × 82.42% (中央健保署公告之比率)；
保險費率自民國 91 年 9 月 1 日起，保險費率已由開辦原來的 4.25% 調整至 4.55%，自 99 年 4 月 1 日再度調整為 5.17%；
每一類投保者的保費負擔比例有其差異，請參見中央健保署網站。另外，對於各種醫院門診的自負額設定，請參見健保各醫療層級與各種門診的自負額標準。

² 中央健保署發現，2008 年金融風暴過後，國內薪資幾乎是零成長，2009 年僅成長 11 億元，即使加上煙品健康捐的經常性收入，保費也僅增加台幣 7 億元，保費收入成長率 0.17%，遠低於同年度的保險支出成長率 4.56%。另一方面，台灣的人口老化快速、慢性病患增加、醫療科技進步的需求增加，為了維持一定的醫療服務品質水準，都使得健保財務入不敷出的窘況日益惡化。

³ 參見 <http://www.nhi.gov.tw/epaperN/ItemDetail.aspx?DataID=4327&IsWebData=0&ItemTypeID=3&PapersID=389&PicID=>

⁴ 請參見 Grossman (1972) 對健康資本耗損率 δ_t 的討論，頁 239。

(億點) 增加至 2041 (億點)。再從圖二發現，各年齡層投保者的平均每人醫療費用呈現非對稱的 U 型結構，投保者從 55 歲開始，其醫療需求顯著上升並呈現倍數的變化趨勢，在 2008 到 2012 年的觀察期間，大致都維持此種情況。這些實際數據可以合理支持，65 歲以上國人為了維護自己身體健康，持續性的投資在醫療方面的消費，使其對健保的依賴程度逐年遞增，尤其是對健保門診的高度依賴⁵。長遠來看，隨著老年人口的年齡漸增，且老年族群投資在維護健康的金額明顯較高，則加總個人的持續性行為之後，的確會形成健保預算逐年升高的壓力。

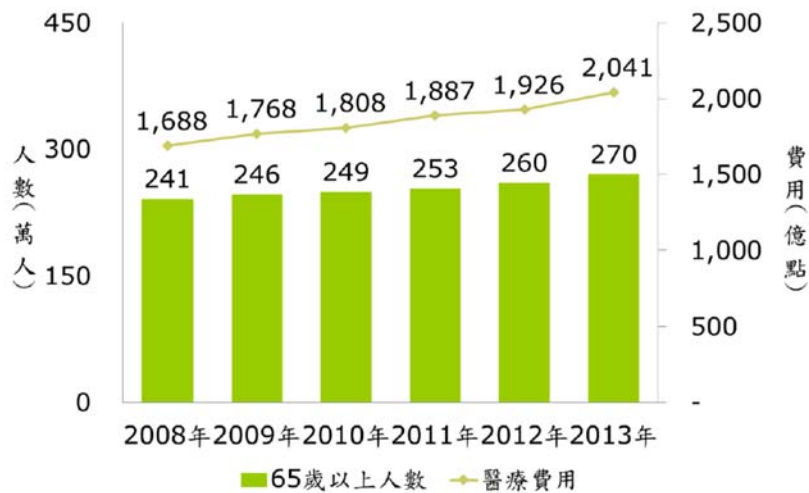


圖 1 全民健保 65 歲以上投保者的就醫情形

資料來源：連賢明、2014、健保的六大迷思 (PDF 檔案, p31)。

⁵ 根據戴桂英 (2010, p35) 提到：2007-2009 年每人每年平均醫療利用次數，就西醫門診而言，為 11.6 次/人 (2007 年)、11.5 次/人(2008 年)、11.9 次/人(2009 年)，有穩定遞增的情況，牙醫與中醫門診同樣有此現象。

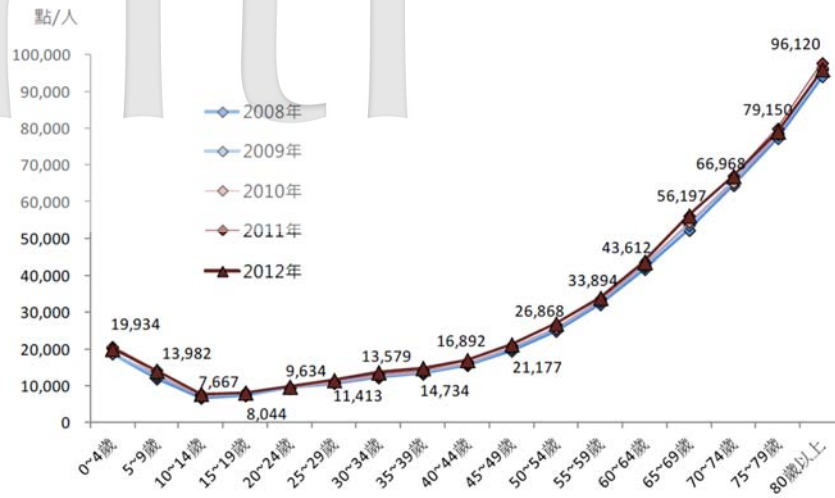


圖 2 全民健保各年齡層投保者平均每人醫療費用

資料來源：連賢明、2014、健保的六大迷思 (PDF 檔案, p32)。

實證上，隨著年齡遞增，觀察 65 歲以上年長投保者對門診醫療的動態需求，可以真正反映他們對於健康需求的真實情況 (Smith and Kington, 1997; Salas, 2002; Leibowitz, 2004; Guimaraes, 2007; Zhao, 2008; Gu et al., 2011)。相對於住院醫療，醫療提供者對投保者的醫療需求，會帶來某種程度的干擾，門診醫療反而與投保者自身對健康需求的誘因相容，可以完整呈現其醫療需求的行為。國外相關實證，如 Monheit (2003) 透過縱橫問卷資料觀察發現，對於醫療需求支出較高的群體，其醫療需求的確具有持續性行為 (persistence)，儘管高醫療支出群體，相對於整體是屬於少數的一群，但其醫療支出佔自身所得的相對比重皆超過 20%，顯示出某些族群對醫療需求的獨特偏好。更進一步，為了探究醫療需求偏好的持續性模式，我們根據健康需求 (健康資本) 的多期理論模型 (Grossman, 1972; Van Dooeslaer, 1987; Ehrlich and Chuma, 1990; Wagstaff, 1993; Grossman, 1999)，配合全民健保投保者多期門診的醫療紀錄，形成健康需求的動態模型，隨著年齡遞增，觀察投保者老化與門診醫療需求，是否具有持續性。甚至，為了探究持續性的模式為何，我們根據年長投保者的年齡大小，將總觀察樣本區隔成四群子樣本，進一步觀察不同年齡族群，老化與醫療需求所形成的持續性行為是否具有顯著差異。

本文主要貢獻，其一相對於過去的健康需求相關實證，資料型態皆以問卷調查型態為主，但不一定都是 (針對同一群填答者的) 歸人檔資料型態 (Van Dooeslaer,

1987; Wagstaff, 1993; Smith and Kington, 1997; Salas, 2002; Gu et al., 2011)，我們以 (1997~2007 年) 全民健保歸人檔資料庫 (cohort data) 進行實證分析，根據 Grossman (1972) 健康資本模型作為健康需求的理論基礎，來觀察此一前後期健康資本所形成的動態模式，並將投保者對健康需求的門診醫療支出，分成存量與流量 (Ehrlich, 2000; Becker, 2007; Gu et al., 2011) 的概念，分別驗證國人因老化所形成的各種長短期門診醫療需求行為；其二，過去文獻對於健康需求的相關實證皆以商業健康險種 (Bolhaar, 2012) 或是區域型抽樣調查為主 (Van Doorslaer, 1987; Wagstaff, 1993; Smith and Kington, 1997; Salas, 2002)，隱含有「高低保障選擇」的內生性問題，我們改用保障相同的全民健保，以全國性自然實驗的方式來證驗年長投保者使用門診醫療資源的持續性行為，可以避免保障選擇所衍生的內生性問題。其三，為了消除醫療提供者誘發醫療需求的干擾，我們排除了住院醫療，採用個人門診資料來估計健康資本；其四，我們將投保者看診時「願意給付」(willingness to pay) 的自付額多寡，相對其「與門診有關的健康資本」，兩者視為等價 (Gu et al., 2011)。換言之，採用個人健保門診資料來估計健康資本，其本質近似「與門診醫療支出有關的健康資本」，能更貼近理性個人對於健康投資的決策差異，最終反應個人間健康資本存量的差異；例如，相對於地區診所，偏好到醫學中心看病，長期來看累積醫療支出 (門診自負額) 便相對較高；其五，相對於利用問卷蒐集填答者的醫療消費資訊或是填答者對自身健康狀況的主觀判斷，無法以金額的方式來量化個人健康資本，全民健保個人門診紀錄的特殊之處，在於能將投保者個人完整的門診醫療需求，將自負額轉成貨幣價值呈現，可以合理量化個人對醫療需求的偏好，有助於探討個人健康資本與健保預算之間的對應關係，並藉此提出改善健保財務的具體政策，這也是以往國外研究無法做到的部分，最終成為本研究最主要的貢獻。就實證意涵來看，透過年長投保者個人健康資本與健保預算之間的對應關係，可以了解年長投保者對全民健保門診的依賴程度，尤其台灣老年化社會的來臨，國人平均餘命延長，加上年長投保者無效醫療的負擔，皆會影響全民健保財務能否穩健。因此，我們對於年長投保者的健康資本耗損率與其年齡的內生關係，健保財源如何開源與節流，甚至是無效醫療實際案例，都提出具體討論，可供健保相關執行單位參酌。

本文的研究流程，第一節緒論介紹老化與醫療需求持續性的研究緣起與研究目的，第二節介紹個人健康資本理論與醫療需求模型的建立，第三節介紹全民健保歸人檔個人醫療紀錄的樣本特性、變數定義、計量模型設定與研究命題；第四節介紹實證的內容；第五節則是結論與相關政策意涵的討論，包括後續研究的建議。

2. 個人健康需求的理論來源

2.1 健康資本 (health capital stock)

健康資本概念緣起於 Becker (1965) 與 Becker and Michael (1970) 提出，消費者會投入購自市場的生活所需 (goods and services) 與自己的寶貴時間，用來生產有價值的財貨。延續類似的觀念，Grossman (1972) 進一步闡述，人們會購買商業健康保險或是利用社會健康保險，並投入自己的時間，來維護自己的身體健康，這些作為便是一種投資，目的在維護自己的身體「健康」。健康資本本身會隨著年齡遞增而遞減，但卻會因為具有良好的生活習慣、注重教育、運動習慣、注重營養及參與健檢⁶而增進，另一方面會受到從事風險性的行為、離群索居與厭惡醫療而遞減 (Becker, 1964; Grossman, 1972; Leibowitz, 2004; Guimaraes, 2007)。更進一步來看，Grossman (1972) 與 Hammond (2002a, 2002b, 2003) 提到健康資本與人力資本的關係，包括對醫療知識的涉略與學習，進而增進自己的健康狀況，最終因為有此健康的身體，可以增進市場性與非市場性商品的生產，前者如有形產品的生產，後者如支應生產該產品所需的技術與體力。而擁有健康的身體，才有後續的人力資本產出，使得健康資本成為構成人力資本 (human capital) 的要素之一；甚至，對於維護健康的投資行為，意義等同於創造個人福祉 (Becker, 2007)。隨著年齡的漸增，這種動態的單期健康投資過程，Becker 認為也是一種自我保護 (self protection) 的行為 (Ehrlich and Becker, 1972; Ehrlich, 2000; Becker, 2007)；另外，自我保護的行為包括各種提升健康的活動、生活模式與職業上的謹慎選擇，目的為了降低死亡率與罹病率 (Ehrlich, 2000)；經由各期的動態調整過程，逐期加總各期對健康的投資 (流量)，長期將會得到最適的健康投資 (存量)，這種動態的行為過程具有持續性 (persistence)，透過實證資料的估計，最終可以得到最適健康資本存量的數值 (Becker, 2007)。我們在第三節將透過計量模型的设计，來估計該數值。

如何估計健康資本，相關實證文獻上的處理方法莫衷一是，因此得到的實證結果也並不一致 (Gerdtham and Johannesson, 1999)。國外受限於社會保險甚少有提供全險的社會醫療保險，無法形成一種近似自然實驗的研究環境來量化個人健康資本，使得國外研究者只能以問卷或就診紀錄來蒐集與健康投入有關的資料，程度上較偏向於狹義的健康資本。例如，Van Doorslaer (1987)、Smith and Kington

⁶ 全民健保 65 歲以上的投保者為例，使用各醫療層級的門診活動，或是善用健保局每年提供一次的免費預防健診，來獲取醫生的意見，目的便是要增進自身的身體健康。

(1997) 與 Salas (2002) 皆採用跨年度的問卷來詢問患者的健康狀況；Wagstaff (1993) 使用醫師評估患者的診斷報告或是患者對自己健康的主觀陳述；Gu et al. (2011) 使用累積健康赤字指數 (cumulative health deficit index) 來衡量健康資本⁷。相較於我們採用全民健保個人門診資料而言，健保提供類似全險的醫療保障，投保者可以根據自己的醫療偏好與健康狀況，使用門診醫療資源，配合個人門診的「自負額」(copayment)，可以成為一種更為客觀與接近健康資本存量的概念。尤其，經過長時間累積形成動態與完整的就診紀錄，如同健康資本文獻所強調，(1) 能夠適切反應個人為維護自身健康的持續作為，與反應個人受到環境、經濟等因素的綜合影響 (Rivera and Currais, 2004; Leibowitz, 2004)；(2) 能夠反應投保者受到不同生命階段，各種複雜的外在因素的影響，對於健康資本的投入 (Smith & Kington, 1997)；(3) 健康資本是被包含在人力資本的概念當中，若個人的人力資本(教育程度)具有(內生性)差異，將導致個人對健康資本的投資產生差異 (Grossman, 1972; Leibowitz, 2004; Becker, 2007)；(4) 理性個人對健康投資的差異化，與其決策特徵 (willingness or capability) 密切相關 (Gu et al., 2011)，例如，人們在做出對健康投資的決策時，所考量的攸關資訊經常包括了對增進自身安全「願意給付」(willingness to pay) 的程度，包括定期施打疫苗、醫療檢查與參與各種預防健診的活動，目地可以降低威脅生命的各種健康風險 (Bailey, 1978)。這些門診醫療需求項目，包括一般門診、中醫、牙醫與急診；甚至，投保者願意付出的(年度累積)門診自負額愈高，表示其對維護健康的信念愈強，因此以門診自負額作為「與門診醫療支出有關的健康資本」的估計變數，將具有相當的適切性。

2.2 健康需求的理論模型

個人對於健康的需求，即是對維護身體健康所作的投資行為。根據 Grossman (1972) 的觀察，維護健康是一種具有耐久財性質的資本投資，且健康會隨著不同生命階段耗損(變化)，使得投資健康被視為是一種具有不確定性的投資活動。Grossman 所構建的健康資本跨期模型為 $H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t \cdot H_t$ ， H_t 代表在第 t 期的健康資本存量 (health capital stock)； I_t 代表在第 t 期對健康的投資， I_t 本身又是醫療消費 M_t 、就醫時間 TH_t 與人力資本 E_t 的函數，即 $I_t = I_t(M_t, TH_t, E_t)$ ； δ_t 代表在第 t 期健康資本耗損率，會隨年齡增加而遞增，本質上對健康資本的累積產生負

⁷ cumulative health deficit index 將 39 個對個人健康自我評估項目，若有健康缺失情況則給予 1 的編碼，之後將這些有缺失項目加總列為分子，再除以 40，得到界在 0 與 1 的數值謂之。

向的影響 (Grossman, 1972; Wagstaff, 1993; Liljas, 1998; Zhao, 2008)。這些變數所服從的時序 t 是界於 $[0, T]$ ， T 表示人的壽命長短，其大小具有內生性，而決定 T 長短的條件是根據 $H_t = H_{\min}$ ，表示當某一期 t 的健康資本碰觸到其下限時 (H_{\min})，生命便結束。根據上述的健康資本跨期模型，我們加以推導，過程請參見附錄 A，得到生命在第 T 期結束前更一般化的健康資本多期模式，即附錄 A 第 (8) 式：

$$H_T = I_{T-1} + (1 - \delta_{T-1})I_{T-2} + \dots + (1 - \delta_{T-1})\dots(1 - \delta_1)I_0 + (1 - \delta_{T-1})\dots(1 - \delta_0)H_0$$

表示投保者在第 T 期的健康資本，與 0 歲當時的健康資本 H_0 及 0 歲到第 $t-1$ 期，每一期對健康所做的投資 I_t 皆有關，且每一項須乘以相對應年齡的資本耗損率後，累積加總而得。實務上，對於年齡 65 歲以上的投保者而言，每年 (期) 投資在具有耐久財性質的健康活動 (I_t)，便是其年度的就醫行為。再者，健康資本耗損率 δ_t ，具有隨年齡增加而增加的內生性，並影響維護健康的行為，持續這樣的動態調整過程，使得投保者在每一期能決定出最適的健康資本存量 (H_t^*)，並達成其個人目標函數的最大效用⁸。實證上，配合本研究的觀察樣本，投保者年齡皆為 65 歲以上，使得我們需將 Grossman 的健康資本多期模型修正如下：

$$H_t = I_{t-1} + (1 - \delta_{t-1})I_{t-2} + (1 - \delta_{t-1})(1 - \delta_{t-2})I_{t-3} + \dots + \prod_{i=65}^{t-1} (1 - \delta_i)I_{64} + \prod_{i=65}^{t-1} (1 - \delta_i)H_{64}, \quad 65 \leq t \leq T, \quad (\text{A})$$

詳細來看，65 歲以上的健康資本 H_t ，決定因素包括 64 歲的初始健康資本 H_{64} 、64 歲以後各期的健康投資 I_t 與相對應的各期健康資本耗損率 δ_t ，以此來詮釋 65 歲以上的年長投保者對各期健康投資的動態調整過程。我們根據 (A) 式的健康資本多期模型，構成本實證研究的理論基礎。更進一步來觀察 (A) 式動態結構中的構成要素，健康資本 H_t 與健康投資 I_t ，分別具有「存量」與「流量」的意涵 (Ehrlich, 2000; Becker, 2007; Gu et al., 2011)⁹。實證上估計健康資本與健康投資，類似 Becker (2007, p388) 的論點，把跨期維護健康的各種投資 (活動) 視為具可加性的資本，

⁸ 個人健康效用函數 $U = U(\phi_0 H_0, \dots, \phi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n)$ ， ϕ_i 是指將每單位健康資本 H_i 轉換成醫療財貨 h_i 的參數，使得每一期健康資本能夠對映各期對醫療財貨的消費 $h_i = \phi_i H_i$ ， Z_i 是醫療財貨以外其他財貨的消費，最終的健康效用函數為 $U = U(h_0, \dots, h_n, Z_0, \dots, Z_n)$ 。

⁹ 「存量」是指從過去某一期到目前累積的投入金額，具有長期的概念；「流量」是指每一期獨立投入的金額，具有短期與自我防護 (self-protection) 的概念 (Ehrlich, 2000)。Gu et al. (2011) 的實證方式，具有存量的概念，認為成年人的健康狀況，除了與目前健康有關，也受到早期(孩童時期)健康狀況的影響。

配合個人健保門診的資料，我們累加各期健康投資 I_t 來構成健康資本 H_t 。另外，我們將前後期的健康資本相減，推導過程請參見附錄 B，得到健康資本的跨期模型：

$$H_t = (1 - \delta_{t-1})H_{t-1} + I_{t-1}, \quad 65 \leq t \leq T \quad (\text{B})$$

此一結果同於 Van Dooeslaer (1987)、Wagstaff (1993) 與 Salas (2002) 的理論模式。根據 (B) 式，可以觀察其一，前後期健康資本 (存量) 的動態關係 $(1 - \delta)$ ，是否具有顯著的正向相關¹⁰；其二，前期健康投資 (流量) I_{t-1} ，是否顯著正向影響當期健康資本 (存量) H_t 。透過觀察上述這兩種因果關係，我們將進一步驗證 65 歲以上投保者，隨著年齡增加，是否使得老化與醫療需求行為，兩者存在顯著因果關係。

3. 研究樣本與方法

3.1 研究樣本

本研究樣本來自國家衛生研究院所提供的全民健保資料，資料型態屬於 2000 年歸人檔資料形態 (cohort data)。以 2000 年投保者承保當時的資料檔為抽樣母群體，採用簡單隨機抽樣，得到 20 組共 100 萬人¹¹，再根據這 100 萬人為樣本來擷取每人每年的就醫申報資料 (包括門診、住院及特約藥局)，觀察期間從 1997 到 2007 總共 11 年，製成承保抽樣歸人檔，本研究採用 4 組歸人檔共 20 萬人。對於歸人檔樣本的母體代表性，包括「年齡」、「性別」、「每年出生人數」與「平均投保金額」，統計性質與母體相較均無顯著差異¹²。綜合而言，採用可以充分代表台灣地區投保者醫療行為的歸人檔樣本，一種類似社會科學的自然實驗，的確適合進行本研究議題。

¹⁰ 經濟文獻對於此種動態關係，皆以慣性 (preference persistency) 來詮釋。根據經濟理論對於耐久性財貨的消費慣性 (Ravn, Schmitt-Grohe and Uribe, 2006)，一般而言細分成 (1) 前後期消費量具有差異上的規則性 (habit formation, a quasi-difference of consumption)；(2) 前後期消費量具有比例上的規則性 (habit persistence, a quasi-ratio of consumption)。我們採用後者來描述投保者對醫療消費的慣性。

¹¹ 根據全民健康保險研究資料庫／加值資料庫的說明，隨機抽樣是將抽樣母群體 23,753,407 人 賦予流水號，利用隨機值產生器 (random number generator) 產生至少 100 萬個隨機值 (random number，實得 1,074,263 個隨機值)，取與 100 萬個隨機值相同的流水號，來隨機抽取所需的保險對象樣本，接著剔除身份證字號重複者 (共 24 個)，再補抽至得到 100 萬人樣本為止。抽樣歸人檔從民國 89 年開始製作，以每五年為一個世代抽樣一次，89 年共抽 100 萬人，以每五萬人為一組歸人檔，共 20 組來發行。

¹² 請參見全民健康保險研究資料庫／加值資料庫內容說明 http://w3.nhri.org.tw/nhird//date_01.htm

從 4 組歸人檔縱橫資料中，我們透過底下篩選條件，使樣本更符合研究議題，條件包括 (1) 在 1998 年 1 月 1 日滿 65 歲 (含) 以上，目的可以觀察高齡者性別與老化對醫療需求的差異 (Smith and Kington, 1997; Salas, 2002)，且根據國內健保局規定，65 歲以上投保者可以享有每年一次的免費成人預防健診¹³，考慮此一條件會有助於完整了解投保者的醫療需求，合理估計健康投資與健康資本；(2) 仍有基本投保薪資所得者 ($\log(I) \neq 0$)，此項篩選條件同於 Salas (2002)、Leibowitz (2004) 及 Gu et al. (2011) 對廣義健康資本的定義，強調個人人力資本對其健康需求的影響；(3) 若投保者於 1997 至 2007 的某一年內，健保身分因加退保中斷達 180 天者，則該人該年度資料從歸人檔樣本中予以刪除，且若投保者於 1997 至 2007 的某一年內死亡者，則該年以後的年度資料便從歸人檔樣本中予以刪除；(4) 若該人具有健保身分但在某年沒有門診紀錄，則年度自負金額以 0 表示之；(5) 根據投保者的個人資料檔 (ID)，利用欄位中的個人身分證號等於被保險人身分證號，篩選出投保者自己本身 (亦即去除眷屬資料)。根據這五個條件，最終構成非平衡式縱橫資料 (unbalanced panel data)，就橫斷面而言，樣本數為 4905 人/年，就縱斷面而言，觀察時間從 1997 至 2007 年。

3.2 研究變數

表 1 變數定義

變數名稱	變數定義
被解釋變數	
$\log(ACPO)_{it}$	當期累積年度門診自負額 (accumulative yearly copayments for outpatient)，從 1997 開始累積至當年度並取對數，作為衡量投保者截至當期為止的健康資本存量。
解釋變數 / Socioeconomic Characteristics	
$\log(ACPO)_{it-1}$	前期累積年度門診自負額 (accumulative yearly copayments for outpatient)，從 1997 開始累積至前一年度並取對數，作為衡量投保者截至前期為止的健康資本存量。
$\log(CPO)_{it-1}$	前期年度門診自負額 (yearly copayments for outpatient) 並取對數，作為衡量投保者前期年度健康投資 (流量)。

¹³ 中央健保署自民國八十五年起開辦成人預防保健服務，四十歲以上未滿六十五歲者，每三年補助一次；六十五歲以上者，每年補助一次，檢查項目包括：(1) 身體檢查：個人及家族疾病史查詢、身高、體重聽力、視力、耳鼻喉及口腔檢查、血壓、脈搏；(2) 衛教指導：飲食、營養、戒煙、戒檳榔、適度運動、口腔保健、體重控制等；(3) 血液及尿液檢查。許多的慢性病除可藉由成人預防保健早期發現外，還可獲得很好的控制，像糖尿病、高血壓就是最典型的例子。

<i>Age</i>	投保者年齡。
<i>Gen</i>	投保者性別，若 <i>Gen</i> =1 代表男性；若 <i>Gen</i> =0 代表女性。
$\log(I)$	投保者年度基本投保薪資並取對數，反應投保者的人力資本現況。
<i>Ocu</i>	投保者職場環境，若 <i>Ocu1</i> =1 投保者具有公保性質；若 <i>Ocu2</i> =1 投保者具有勞保性質；若 <i>Ocu3</i> =1 投保者具有農保性質；若 <i>Ocu4</i> =1 投保者具有漁保性質；若 <i>Ocu5</i> =1 投保者具有軍保性質；若 <i>Ocu6</i> =1 投保者為第五類地區人口，不具有全職身分；觀察基礎為第六類地區投保人口。
<i>Urban</i>	投保者都市化程度，若 <i>Urban1</i> =1 表投保者居住在都會地區（如台北市）；若 <i>Urban2</i> =1 表投保者居住在都會周圍地區（如縣、市）；觀察基礎為非都會地區（如鄉鎮）。

解釋變數 / Health Information

<i>Ps</i>	投保者是否使用健保成人預防健診，若 <i>Ps</i> =1 表示有使用年度預防健診；若 <i>Ps</i> =0 表示沒有使用年度預防健診。
<i>No_VO</i>	每人每年使用健保門診的次數。
<i>HL_VHO</i>	投保者醫療需求偏好，若 <i>HL_VHO</i> =4，則門診醫院為教學醫院；若 <i>HL_VHO</i> =3，則門診醫院為區域醫院；若 <i>HL_VHO</i> =2，則門診醫院為地區（綜合）醫院；若 <i>HL_VHO</i> =1，則門診醫院為地方診所。
<i>H_S</i>	投保者健康狀況，若 <i>H_S1</i> =1，則投保者患有慢性病；若 <i>H_S2</i> =1，則投保者患有重大疾病 ¹⁴ ；健康狀況的觀察基礎為一般疾病投保者。

根據上述變數的定義方式，我們提出底下補充說明。就累積年度門診自負額 ($\log(ACPO)_{it}$ 與 $\log(ACPO)_{it-1}$) 而言，主要加總該人某年在西醫、中醫、牙醫與急診等四項門診活動的自負金額，該金額也包括門診用藥的自負額，形成完整的就診紀錄；就投保者年度基本投保薪資 $\log(I)$ 而言，我們根據投保者所繳健保保費來反推其所提報的薪資水準，反映人力資本差異 (E_t)，目的除了可以滿足研究樣本符合勞動人口的要求，也可以縮小 Grossman (1999) 理論模型與實證作法之間的差距，配合 $I_t = I_t(M_t, TH_t, E_t)$ ，求得每年（期）投資在具有耐久財性質的健康活動 (I_t)；就投保者職場環境 (*Ocu*) 而言，我們按照全民健保資料庫譯碼簿 B (頁 83~84) 對投保來源現況的分類方式設為 7 種，主要反應投保者人力資本的差異，導致對健康資本的投資產生差異 (Grossman, 1972; Leibowitz, 2004; Becker, 2007)；就投保者的都市化程度 (*Urban*) 而言，我們按照全民健保資料庫譯碼簿 B (頁

¹⁴ 根據門診定義，領有慢性處方籤者，即具有慢性病身分；重大傷病項目大致分成癌症、慢性精神病、慢性腎衰竭（尿毒症）、全身性自體免疫症候群、凝血因子異常、器官移植、新陳代謝異常等。若投保者同時滿足兩種身分，則以重大疾病來歸類。由於重大疾病者的門診自負額，不分醫療層級皆屬固定為 150 元，使得累積年度門診自負額無法正確反映投保者的正常醫療行為，本研究另外將重大疾病者樣本區隔出來，進行後續實證分析。

42~49) 對申報案件的地區代碼進行分類。實證上，居住與工作地區的都市化程度，可以反應公共建設與醫療資源的城鄉差異 (Rivera and Currais, 2004)，並影響投保者個人對於健康的投資；就投保者醫療需求偏好 (HL_VHO) 而言，我們根據國內醫療層級分類與轉診制度的規定，將偏好分成四級，實務上若投保者逕至醫學中心就診，其自負額約為基層院所的四倍以上，因此可以合理反應投保者的醫療消費偏好，並作為醫療消費型態的代理變數；控制健康狀況 (H_S)，將年長投保者的健康狀況分成慢性病、重大疾病與一般健康狀況，可以用來合理詮釋投保者 65 歲之前對健康維護 (或累積健康資本) 的情況 (Barker, 1997; Leibowitz, 2004)，符合理論上健康資本多期模型 (A) 式的推導與實證上計量模型的設定。

3.3 研究模型與研究假設

延續 Grossman (1999) 對健康需求實證上的討論，我們提出 (B) 式跨期模型： $H_{it} = (1 - \delta_{t-1})H_{it-1} + I_{it-1}$ ， $65 \leq t \leq T$ ， $1 \leq i \leq 4905$ ，概念上同於 Van Dooeslaer (1987)、Wagstaff (1986; 1993) 與 Salas (2002) 的健康資本理論基礎。實證上，我們採用 Arellano and Bond (1991) 一階差分動差法 (First Difference Generalized Moment Method) 的運算方式，來估計動態縱橫模型 (dynamic panel model) 的參數。實證上，計量模型設定如下：

模型一

$$\begin{aligned} \log(ACPO)_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \log(ACPO)_{it-1} + \alpha_2 \cdot \log(CPO)_{it-1} + \alpha_3 \cdot age_{it} + \alpha_4 \cdot Gen \\ & + \phi_t + \gamma_i + \varepsilon_{it}, \\ & i = 1, \dots, N, \quad t = 65, \dots, T \end{aligned}$$

where $|\alpha_1| < 1$ 、 $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 、 $E(\gamma_i) = 0$

$$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = \sigma_\varepsilon^2 \text{ if } i=j, \text{ and } t=s, \text{ and } E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = 0 \text{ otherwise.}$$

$$E(\gamma_i\gamma_j) = \sigma_\gamma^2 \text{ if } i=j, \text{ and } E(\gamma_i\gamma_j) = 0 \text{ otherwise.}$$

式中 H_{t-1} 的代理變數為取對數後的累積年度門診自負額 $\log(ACPO)_{it-1}$ ， I_{t-1} 的代理變數為取對數後的前一年度門診自負額 $\log(CPO)_{it-1}$ ， γ_i 表示不會隨時間改變但與投保者個人特質有關的特徵，如個人的風險趨避與對健康需求的偏好程度 (Bolhaar, et al., 2012, p681)， ϕ_t 表示不隨投保者差異而改變，但會隨時間經過而調整的時間趨勢項，如健保政策 (包含費率與理賠項目) 的改變。

全民健保屬於社會保險，為了驗證社會醫療保險投保者面對短期門診醫療需求的行為 $I_t = I_t(M_t, TH_t, E_t)$ ，是否如 Grossman (1972) 提出的理論，仍為醫療消費 M_t 、就醫時間 TH_t 與人力資本 E_t 這三者所構成的函數。另外，我們也參照 Salas (2002)、Leibowitz (2004) 與 Gu et al. (2011) 所提出的經濟類因素與社會性因素，對於影響健康需求的廣義看法，目的可以更貼近觀察社會醫療保險與個人健康資本的動態調整過程。詳細來看，醫療消費 M_t 與投保者的門診醫療需求偏好 (HL_VHO) 及是否使用預防健診 (Ps) 這兩者密切相關；就醫時間 TH_t 與投保者年度門診次數 (No_VO) 密切相關；人力資本 E_t 與投保者的基本投保薪資 ($\log(I)$)、都市化程度 ($Urban$)、職場環境 (Ocu) 及健康狀況 (H_S) 這四者密切相關。根據上述的理論架構，第二組計量模型設定如下：

模型二

$$\begin{aligned} \log(ACPO)_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \log(ACPO)_{it-1} + \alpha_2 \cdot \log(CPO)_{it-1} + \alpha_3 \cdot age_{it} + \alpha_4 \cdot Gen \\ &+ \beta' x_{it-1} + \phi_t + \gamma_i + \varepsilon_{it}, \\ i &= 1, \dots, N, \quad t = 65, \dots, T \end{aligned}$$

where $|\alpha_1| < 1$ 、 $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 、 $E(\gamma_i) = 0$

$$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = \sigma_\varepsilon^2 \text{ if } i=j, \text{ and } t=s, \text{ and } E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = 0 \text{ otherwise.}$$

$$E(\gamma_i\gamma_j) = \sigma_\gamma^2 \text{ if } i=j \text{ and } E(\gamma_i\gamma_j) = 0 \text{ otherwise.}$$

x_{it-1} 代表控制變數，包括前一期門診醫療需求偏好 (HL_VHO_{it-1})、前一期是否使用預防健診 (Ps_{it-1})、前一期看診次數 (No_VO_{it-1})、前一期基本投保薪資 ($\log(I_{it-1})$)、前一期都市化程度 ($Urban_{it-1}$)、前一期職場環境 (Ocu_{it-1})、前一期健康狀況 (H_S_{it-1}) 與。若 x_{it-1} 能夠取代 $\log(CPO)_{it-1}$ ，則 α_2 便不顯著，亦即在社會保險的研究環境下，年長投保者對於醫療的需求行為，符合 Grossman (1972)、Salas (2002)、Leibowitz (2004) 與 Gu et al. (2011) 所提出的廣義健康需求理論。

解釋變數中 $\log(ACPO)_{it-1}$ 與 $\log(CPO)_{it-1}$ 皆有內生性的問題 (endogeneity)，需利用工具變數 Z 配合兩階段迴歸，先對這些內生性變數進行估計¹⁵。以 $\log(ACPO)_{it-1}$ 為例，實證上大多採用內生解釋變數的落後期 (如 $\log(ACPO)_{it-2}$) 為理想工具變數來源，且須滿足一階差分方程式的條件

¹⁵ 以解釋變數 $\log(ACPO)_{it-1}$ 為例，合理的工具變數應該滿足 $Cov(\varepsilon_{it}, Z_{it}) = 0$ 且 $Cov[\log(ACPO)_{it-1}, Z_{it}] \neq 0$ 。

$E[\log(ACPO)_{it-2}, (\Delta \log(ACPO)_{it} - \alpha_1 \Delta \log(ACPO)_{it-1})] = 0, t=2, \dots, T$ (Anderson and Hsiao, 1981; Arellano, 2003)。

3.4 研究假設

根據模型一，配合健康資本的相關實證文獻 (Smith and Kington, 1997; Salas, 2002; Leibowitz, 2004; Guimaraes, 2007; Zhao, 2008; Gu et al., 2011)，對於年長投保者我們提出下列研究假設：

假設檢定 1：若前一年度的門診健康資本存量，與當年度的門診健康資本存量無關，則 α_1 不顯著。換言之，從長期（存量）的觀點來看，若前後年度「與門診有關的健康資本存量」無顯著變化，則顯示年長投保者對於維護自身健康的作為，並無持續性存在。

根據模型一，配合健康資本流量具有短期與自我保護 (self protection) 的概念 (Ehrlich, 2000; Becker, 2007)，我們提出第二個研究假設如下：

假設檢定 2：若前一年度的門診健康資本流量，對當年度的門診健康資本存量無關，則 α_2 不顯著。換言之，從短期（流量）的觀點來看，若前一年度與門診有關的健康資本流量對當年度與門診有關的健康資本存量兩者之間無顯著相關，則顯示年長投保者短期維護自身健康的作為，並不存在自我保護的特徵。

根據模型二，配合 Grossman (1972) 對於健康生產函數的理論設定 $I_t = I_t(M_t, TH_t, E_t)$ ，與影響健康需求因素的相關實證文獻 (Salas, 2002; Leibowitz, 2004; Gu et al., 2011)，我們提出第三個研究假設如下：

假設檢定 3：若健康資本流量 $I_t = I_t(M_t, TH_t, E_t)$ ， $65 \leq t \leq T$ ，為各項影響醫療需求因素（醫療消費 M_t 、就醫時間 TH_t 與人力資本 E_t ）所構成的函數，則模型二的 α_2 不顯著，支持我們採用全民健保的研究架構，探討年長投保者對於門診醫療需求（投資），在理論與實證上具有一致性。亦即，實證上，各項影響門診醫療需求因素的綜合效果，可以取代以理論基礎構建的健康資本流量 (I_t)。

4. 實證結果

實證結果分成三個部分，其一是利用敘述統計，說明 65 歲以上投保者歸人檔樣本的特徵，其二是對於年長投保者，使用門診醫療行為持續性的驗證，其三是藉由討論年長投保者的健康資本耗損率與年齡的內生關係，驗證老年化使得健保門診醫療資源顯著成長的情況。

4.1 樣本敘述統計量

歸人檔縱橫資料的橫斷面為 65 歲以上投保者，共計 4905 人的個人資料，縱斷面為時間從 1997 到 2007 共 11 年的時間序列資料。從表 2 的數據中，我們發現職場環境來自農保 ($Ocu3=1$)、健保身分為第六類地區人口 ($base$) 與勞保 ($Ocu2=1$)，這三項構成研究樣本的主要來源；都市化程度主要為非都會地區 (如鄉鎮) ($base$)；平均人年的年齡 Age 為 76 歲左右；男性約占 59% 左右；平均人年使用過免費預防健診 (Ps) 的比例約占 32%；平均人年的看診次數 No_VO 約 27.6 次；平均人年的門診醫療需求偏好 HL_VHO 主要界於地方診所 (第一級) 與地區 (綜合) 醫院 (第二級)；健康狀況以具有慢性病身分者 (H_S1) 居多，約占 75%。

表 2 各變數的基本統計量

Variable	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
被解釋變數				
$\log(ACPO)_{it}$	7.8628	2.2747	0	11.9707
解釋變數 / Socioeconomic Characteristics				
$\log(ACPO)_{it-1}$	7.5030	2.4747	0	11.8337
$\log(CPO)_{it-1}$	5.3790	3.1763	0	10.201
Age	76.4339	5.6764	66	109
Gen	0.5868	0.4924	0	1
$\log(I)$	8.8438	1.4306	6.8134	11.7883
$Ocu1$	0.0205	0.1418	0	1
$Ocu2$	0.0631	0.2431	0	1
$Ocu3$	0.5642	0.4959	0	1
$Ocu4$	0.0047	0.0687	0	1
$Ocu5$	0.0016	0.0395	0	1
$Ocu6$	0.0137	0.1162	0	1
$Urban1$	0.1419	0.3489	0	1
$Urban2$	0.2201	0.4143	0	1
解釋變數 / Health Information				
Ps	0.3235	0.4678	0	1
No_VO	27.5911	22.4725	0	394
HL_VHO	1.3627	0.6310	0	4
H_S1	0.7541	0.4306	0	1
H_S2	0.0513	0.2206	0	1

4.2 驗證年長投保者使用醫療的長短期行為

在表 3 中，實證的觀察重點分成三部分：(1) 藉由模型一與假設一，觀察投保者與門診有關的健康資本存量的長期動態效果 α_1 ，驗證其維護健康的行為，是否具有顯著的正向持續性；(2) 藉由模型一與假設二，觀察投保者與門診有關的健康資本流量的短期動態效果 α_2 ，驗證其維護健康的行為，是否具有顯著的自我保護模式 (self protection)；(3) 藉由模型二與假設二觀察 α_2 ，驗證以理論基礎構建的健康資本流量 ($I_t = I_t(M_t, TH_t, E_t)$)，在全民健保的研究環境下，是否能被各項影響門診醫療需求因素的綜合效果取代。再者，我們把重大疾病投保者 (共 113 人) 包括或排除於 65 歲以上的總樣本中，目的地可以詳細觀察一般健康狀況的投保者對於門診醫療需求的動態行為，實證發現兩種分析模式結果相近。詳細來看，觀察模型一「與門診有關的健康資本存量」發現， α_1 界於 0.700~0.703 並具有顯著正相關，顯示前一年度的健康資本存量，會顯著影響下一年度的健康資本存量；另外觀察「與門診有關的健康資本流量」發現， $\alpha_2 = 0.006$ 亦具有顯著正相關，顯示前一年度對健康投資的流量多寡，會顯著影響下一年度的健康資本存量。根據這兩項實證結果可以推論，年長投保者對於維護健康的作為 (或對於健保門診醫療資源的使用)，長期具有持續性，短期具有自我保護的行為模式。最後，從模型二發現，當控制醫療消費 M_t (HL_VHO 、 Ps)、就醫時間 TH_t (No_VO) 與人力資本 E_t ($\log(I)$)、 $Urban$ 、 Ocu 、 H_SI) 等三組變數，會使得健康資本流量 ($\log(CPO)_{it-1}$) 的係數 α_2 不顯著，代表健康生產函數 ($I_t = I_t(M_t, TH_t, E_t)$)，可以被前述等三組變數所取代，顯示在全民健保的實證基礎之下，年長投保者的門診醫療行為，符合 Grossman (1972) 的健康資本跨期模式的理論架構。上述兩個模型的實證結果，大体能通過時間序列自我相關檢定 (AR test) (AR (1) 顯著但 AR (2) 不顯著)；尤其，模型二能夠通過工具變數過度確認檢定 (overidentified Test)，亦即 Sargan test 都不顯著，顯示採用內生解釋變數的落後期 (如 $\log(ACPO)_{it-2}$) 為理想工具變數來源，可以適切解決模型內生性的問題。

最後，就表 3 中的各項控制變數而言，儘管實證上無法各自顯著影響當期健康資本存量 ($\log(ACPO)_{it}$)，但整體而言，除了符合健康生產函數 ($I_t = I_t(M_t, TH_t, E_t)$) 的理論基礎，實證上的確可以用來取代前期健康資本流量 ($\log(CPO)_{it-1}$)，顯示各項控制變數的確與健康投資行為有關。觀察包含重大疾病者的投保者樣本發現，當基本所得 ($\log(I)$) 愈高，當期健康資本存量愈低，顯示對健保的依賴程度較低；就居住區域 ($Urban$) 而言，相較於都會周圍地區 (如縣、

市) ($Urban2_{it-1}$)，都會地區 ($Urban1_{it-1}$) 的醫療可近性較佳，使得投保者對健康的維護較為積極；就投保者職場環境 (Ocu) 而言，具有公保 ($Ocu1_{it-1}$)、勞保 ($Ocu2_{it-1}$) 與第五類地區人口 ($Ocu6_{it-1}$) 身分者，對健保的依賴程度較高，亦即對維護健康的行為較為積極；年長投保者有使用健保成人預防健診者 (Ps_{it-1})，當期健康資本存量愈高，顯示對健保的依賴程度較高，反映出對維護健康的行為較為積極；每人每年使用健保門診的次數 (No_VO_{it-1}) 愈高，當期健康資本存量愈低，顯示對健保的依賴程度較高；投保者醫療需求偏好 (HL_VHO_{it-1}) 愈高，當期健康資本存量愈高，顯示對健保的依賴程度較高，反映出對維護健康的行為較為積極；就健康狀況而言 (H_S)，相對於一般疾病患者，具有重大疾病身分患者 (H_S2_{it-1})，比起慢性病患者 (H_S1_{it-1})，會更依賴健保資源來維護自身的健康狀況。

表 3 模型一、二與假設檢定一、二、三的實證結果 (dummy)

Variable	包含重大疾病投保者				不含重大疾病投保者			
	Model 1		Model 2		Model 1		Model 2	
	Estimate	SD	Estimate	SD	Estimate	SD	Estimate	SD
$\log(ACPO)_{it-1}$	0.700***	0.007	0.750***	0.184	0.703***	0.006	0.648***	0.057
$\log(CPO)_{it-1}$	0.006***	0.002	0.021	0.055	0.006***	0.002	-0.003	0.023
Age_{it}	0.025***	0.002	-0.114	0.199	0.025***	0.002	0.002	0.021
$\log(I)_{it-1}$			-0.595	1.834			0.412	0.377
$Urban1_{it-1}$			-6.909	45.512			0.253	13.856
$Urban2_{it-1}$			-12.86	42.895			-5.731	12.417
$Ocu1_{it-1}$			2.450	9.771			-0.615	4.025
$Ocu2_{it-1}$			27.22	45.565			-0.602	6.499
$Ocu3_{it-1}$			-49.19	79.636			-10.789	11.479
$Ocu4_{it-1}$			-3270.9	8823.826			470.67	1474.793
$Ocu5_{it-1}$			-27.53	494.731			-66.023	109.094
$Ocu6_{it-1}$			22.20	31.242			15.851	6.788
Ps_{it-1}			1.712	2.224			1.250	0.917
No_VO_{it-1}			-0.004	0.042			0.007	0.020
HL_VHO_{it-1}			0.1528	1.522			-0.642	0.329
H_S1_{it-1}			3.697	5.394			1.685	1.131
H_S2_{it-1}			10.52	13.859				
Observations	4905		4905		4792		4792	
AR(1)	-17.40***		-0.80		-16.77***		-2.46**	
AR(2)	-0.72		-0.42		-0.20		0.39	

Sargen test	29.34**	0.00	26.83**	0.07
-------------	---------	------	---------	------

註 1：***表顯著水準 1%、**表顯著水準 5%、*表顯著水準 10%。

註 2：Gen 在 GMM 一階差分的運算過程中因為共線性 (collinearity) 而刪除。

註 3：被解釋變數為累積當年度門診自負額 $\log(ACPO)_{it}$ 。

註 4：配合本研究的健康資本跨期模型，可知 $\alpha_1 = 1 - \delta$ ，得到健康資本耗損率 $\delta = 1 - \alpha_1$ 。

註 5：Sargen test 的虛無假設：工具變數與迴歸差殘差項無關，亦即工具變數的選定相當適合。

4.3 驗證投保者老化與健保 (門診) 醫療資源顯著成長的關聯性

為了驗證年長投保者維護健康行為的持續性模式，是否受到老化程度的影響，凸顯年長投保者的健康資本耗損率與其年齡的內生性關係，在表 4 中，我們將總樣本按照投保者年齡大小分成 4 組子樣本：在 1998 年已滿 65~69 歲，70~74 歲，75~79 歲，80 歲以上共 4 組樣本。目的除了可以驗證年長投保者門診醫療需求行為的慣性，是否具有穩定性 (robust stability check)，也可以驗證健康資本耗損率 δ 是否與年齡 (老化) 有關 (Grossman, 1972; 1999)，並根據此一穩定的因果關係，解釋健保預算不斷成長的現象。

實證模型一配合健康需求跨期理論模型 (B) 式，可以得到資本耗損率 δ_t 與持續性 $\alpha_{1,t}$ 的關係： $\alpha_{1,t} = 1 - \delta_t$ 。隨著年齡增加，健康資本耗損率遞增，對健康資本的累積產生負向的影響 (Grossman, 1972; Wagstaff, 1993; Zhao, 2008)，會使得 $\alpha_{1,t}$ 逐漸變小。實證觀察重點分成兩部分：(1) 就模型一與模型二而言，隨著年長投保者年齡增加，前後期與門診有關的健康資本存量的動態持續性 $\alpha_{1,t}$ ，是否皆顯著受到年齡遞增而逐漸變小的影響；(2) 就模型一而言，隨著年長投保者年齡增加，與門診有關的健康資本流量所構成的自我保護模式 $\alpha_{2,t}$ ，是否顯著受到年齡的影響。詳細來看，觀察 65~79 歲投保者發現，模型一與模型二的 $\alpha_{1,t}$ ，隨著年齡增大，普遍呈現降低的現象，支持健康資本耗損率，會隨著年齡遞增而遞增，且耗損率值約介於 0.3112~0.4228 (根據 model 2)；但對於 80 歲以上投保者， $\alpha_{1,t}$ 反而顯著升高 (0.7291)，耗損率明顯降低 (0.2709)。另一方面，觀察模型一的 $\alpha_{2,t}$ 發現，隨著年齡增大而呈現單調遞減的現象，顯示以自我保護型態維護健康的短期醫療需求行為，會隨著年齡遞增而逐漸降低，甚至消失。綜合來看，造成這兩項實證結果的主要原因，我們認為可能與國人 (男女) 平均餘命接近 80 歲有關，當逐漸接近生命末期，即使增加「死亡成本」來降低死亡率¹⁶，這項作為仍具有極高的不確

¹⁶ Lubitz and Riley (1993) 利用美國臨床醫學資料發現，已退休人員平均支出其 30% 的總醫療預算，用於晚年的醫療行為，Felder (1997) 將此一大限時的支出稱為死亡成本 (costs of dying)。死亡成本，本質上，反映老年人晚年對醫療的 (異常) 需求。

定性，隨著年紀增加，反而使得年長投保者對於短期健康投資的誘因逐漸消失；但長期來看，就生命末期對與門診有關的健康資本存量而言，各種無效醫療(futile medical care)仍普遍存在，導致有過度投資的現象 (陳亮恭, 2012)。因此，加總個人這些異常情況，的確會形成健保預算逐漸遞增的壓力。上述兩個模型的實證結果皆通過時間序列的自我相關檢定 (AR test) (AR (1) 顯著但 AR (2) 不顯著)，與工具變數過度確認檢定(overidentified Test)。

表 4 根據年齡區隔樣本，模型一、二與三的假設檢定實證結果

AGE	Variable	Model 1		Model 2	
		Estimate	SD	Estimate	SD
65~69	$\log(ACPO)_{it-1}$	0.7070***	0.0099	0.6888***	0.0246
	$\log(CPO)_{it-1}$	0.0073***	0.0024	0.0024	0.0065
	Observations	2278		2278	
	AR(1)	-11.77***		-9.27***	
	AR(2)	-0.89		-1.47	
	Sargent test	6.95		3.21	
70~74	$\log(ACPO)_{it-1}$	0.6907***	0.0128	0.5548***	0.0658
	$\log(CPO)_{it-1}$	0.0054*	0.0030	-0.0058	0.0147
	Observations	1512		1512	
	AR(1)	-9.59***		-4.13***	
	AR(2)	-1.23		-0.95	
	Sargent test	19.44		2.17	
75~79	$\log(ACPO)_{it-1}$	0.6660***	0.0207	0.5772***	0.0473
	$\log(CPO)_{it-1}$	0.0025	0.0044	-0.0086	0.0109
	Observations	764		764	
	AR(1)	-6.90***		-6.31***	
	AR(2)	0.88		0.40	
	Sargent test	16.66		5.20	
80 以上	$\log(ACPO)_{it-1}$	0.7536***	0.0266	0.7291***	0.0639
	$\log(CPO)_{it-1}$	0.0001	0.0045	-0.0094	0.0109
	Observations	352		352	
	AR(1)	-4.87***		-3.85***	
	AR(2)	0.30		0.15	
	Sargent test	2.62		0.45	

註 1：***表顯著水準 1%、**表顯著水準 5%、*表顯著水準 8%。

註 2：被解釋變數為累積當年度門診自負額 $\log(ACPO)_{it}$ 。

註 3：模型一配合本研究的健康資本跨期模型 (B) 式，可知 $\alpha_1 = 1 - \delta$ ，得到健康資本耗損率 $\delta = 1 - \alpha_1$ 。

註 4：sargent test 的虛無假設：工具變數與迴歸差殘差項無關，亦即工具變數的選定相當適合。

5. 結 論

我們藉由觀察投保者在全民健康保險的門診醫療支出，使得個人與門診有關的健康資本可以形成以醫療支出金額為衡量單位，並建立個人健康資本與健保預算兩者緊密的對價關係。本研究採用全民健保 65 歲以上投保者的歸人檔縱橫資料，樣本時間從 1997 至 2007 年，配合 Grossman (1972) 提出的健康資本概念，利用動態縱橫計量模型，來估計老年人維護自身健康的持續性作為，藉由觀察此一持續性作為，進一步探討健保預算不斷擴張的情況。詳細實證結果發現：(1) 前一期健康資本流量與存量，兩者對下一期健康資本存量，皆呈現正向相關，顯示年長投保者對於健康需求（門診醫療資源）的行為，短期具有自我保護的行為誘因，長期具有穩定的持續性；(2) 隨著年齡漸增，短期自我保護的作為會逐漸降低且消失，長期的持續性會受到健康資本耗損率的影響而有先降後升的現象。這兩項實證顯示年長投保者使用門診醫療資源的持續性，且存在某種程度的各種無效醫療 (futile medical care)，的確會構成健保（門診）醫療預算逐年持續上漲的壓力。

5.1 對健保政策的綜合建議

我們根據 Grossman (1972) 健康資本跨期模型 (B) 與模型一的驗證，實證上發現，年長投保者對於健保門診醫療資源的依賴程度 (α_1)，隨著年齡增加，呈現降低的趨勢，並可以進一步推估與年齡有密切關係的健康資本耗損率 δ 。此一耗損率對於健保相關單位，在開源政策的修訂具有重要意義。儘管中央健保署於民國 99 年 4 月 1 日已將健保費率由 4.55% 調整至 5.17%，並採行雙軌制度課徵健保費，但釐定適格費率與課徵保費的合理基準，仍應建立在與健康資本耗損率密切相關的條件上，才能有效預測國人使用健保醫療資源的成本¹⁷。未來隨著台灣老年化社會的來臨，國人平均餘命延長，無效醫療的負擔，將無可避免的增加醫療支出預算的不確定性。若能針對各年齡層的健康資本耗損率進行精確估計，配合大數法則，將有助於健保相關單位，能以更公平與有效的方式，短期可以改善健保財務缺口逐年擴大的困境，長期可以達成讓健保永續經營的財務目標。

健保財務另一個問題是如何節流，所衍生的問題包括醫療不當浪費、重複用藥與重複檢查、詐領保險支付與如何裁定各種無效醫療等問題，這些問題都已含

¹⁷ 相對於年齡變數，Shang and Goldman (2007) 發現，身體健康狀況與平均餘命，反而更適用來預測醫療支出的多寡，加上 Grossman (1972) 健康資本耗損率是年齡的內生變數，與平均餘命有關，使得用健康資本耗損率來預測醫療支出，有其高度實用性。

括在對年長投保者，估計其健康投資的行為當中。依照我們實證模型一的設計，將健康投資行為分成長期的持續性 α_1 ，與短期自我保護的作為 α_2 。透過長短期的分別觀察，才能偵測投保者不甚合理的門診醫療需求行為，並給予合理的解決方案。就短期自我保護的情況而言，年長者投保者往生前的死亡成本往往所費不貲，如 Hung et al. (2012) 提到台灣病患對呼吸輔助維生系統的使用，每個觀察樣本的平均使用天數皆超過 21 天，對意識不清的彌留患者，其總醫療費用可以高達 300 萬台幣以上 (10 萬美元以上，匯率以 1:30 計)，對有意識狀況的重症患者，其總醫療費用平均仍需約 168 萬台幣 (5.6 萬美元左右，匯率以 1:30 計)，對年齡 65 歲以下但有多重併發症者，其總醫療費用平均需 171~207 萬台幣 (5.7-6.9 萬美元左右，匯率以 1:30 計)。平均而言，總醫療費用在 168 萬台幣左右 (5.6 萬美元，匯率以 1:30 計)，而自負額經常占總醫療費用的 1/3 以上。就長期持續性情況而言，林宜平與丁志音 (2003) 提到，台灣地區民眾因感冒病症求診，每人平均次數或是其所佔的門診人次比例而言，都高於美國與加拿大。從公共衛生的角度來看，其實可以藉由增進感冒患者的自我照護能力與健康知識的推廣，來積極降低感冒症狀的發生，降低投保者非必要的感冒門診行為。因此，如何根據投保者長、短期對於門診醫療需求的行為，來偵測異常狀況並決定合理的自負額，適時調整健保給付內容，達成公平與效率，便相當重要。

5.2 後續研究與建議

後續研究可以根據病症的差異，進一步估計年長投保者使用各種醫療的行為慣性，受限於健保歸人檔資料並非每人每年都有完整記錄，例如缺少投保者本身的婚姻狀況、教育程度與真實所得等重要社會經濟變數，使得本研究的實證發現，在政策意涵的推論上需要更為謹慎。本研究貢獻除了可供社會健康保險議題參酌，也可以延伸至其他相關研究，如長命風險 (longevity risk) 與醫療支出之間的相關性。尤其目前各國政府受到人口長命風險的威脅，使其對於各種社會醫療與長期照護政策的釐訂，皆必須通盤考量全國民眾使用醫療的行為，才能有效降低政策的不確定性。

參考文獻

1. 林宜平、丁志音，由全民健保西醫門診資料探討台灣民眾的感冒求醫特性，臺灣公共衛生雜誌，第 22 卷，第 3 期，2003，217-226。
2. 陳亮恭，高齡民眾的無效醫療，行政院衛生署全民健康保險爭議審議委員會 1010827 第 59 期電子報，2012。
<http://www.nhi.gov.tw/epaperN/ItemDetail.aspx?DataID=3065&IsWebData=0&ItemTypeID=5&PapersID=262&PicID=>
3. 連賢明，健保的六大迷思，2014。http://www.econ.ntu.edu.tw/seminar/sem-paper/103_1/1031204.pdf
4. Anderson, T. W. and C. Hsiao, 1981, Estimation of Dynamic Models with Error Components, *Journal of the American Statistical Association*, 76: 598-606.
5. Arellano, M. and S. Bond, 1991, Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58, 277- 297.
6. Arellano, M., 2003, *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
7. Bailey, M. J., 1978, Safety Decisions and Insurance, *American Economic Review*, 6 (2): 295-298.
8. Barker, D. J. P., 1997, Maternal nutrition, fetal nutrition, and diseases in later life, *Nutrition*, 13 (9): 807-813.
9. Becker, G. S., 1964, *Human capital*, New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
10. Becker, G. S., 1965, A Theory of the Allocation of Time, *The Economic Journal*, 75: 493-517.
11. Becker, G. S. and R.T. Michael, 1970, On the Theory of Consumer Demand, Unpublished paper.
12. Becker, G. S., 2007, Health as Human Capital: Synthesis and Extensions, *Oxford Economic Papers*, 59: 379-410.
13. Bolhaar, J., M. Lindeboom, and B. van der Klaauw, 2012, A Dynamic Analysis of the Demand for Health Insurance and Health Care, *European Economic Review*, 56: 669-690.
14. Ehrlich, I. and G. S. Becker, 1972, Market Insurance, Self-insurance, and Self-protection, *Journal of Political Economy*, 80: 623-648.
15. Ehrlich, I. and H. Chuma, 1990, A Model of the Demand for Longevity and the Value of Life Extension, *Journal of Political Economy*, 98: 761-782.
16. Ehrlich, I., 2000, Uncertain Lifetime, Life Protection, and the Value of Life Saving, *Journal of Health Economics*, 19: 341-367.
17. Felder, S., 1997, Costs of Dying: Alternatives to Rationing, *Health Policy*, 39: 167-176.
18. Gerdtham, U.-G. and M. Johannesson, 1999, New Estimates of the Demand for Health: Results Based on a Categorical Health Measure and Swedish Micro data, *Social Science & Medicine*, 49: 1325-1332.
19. Grossman, M., 1972, On the Concept of Health Capital and the Demand for Health, *Journal of Political Economy*, 80: 223-255.
20. Grossman, M., 1999, *The Human Capital Model of the Demand for Health*, National Bureau of Economic Research working paper No. 7078. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, Inc.
21. Guimaraes, R. M., 2007, Health Capital, Life Course and Ageing, *Gerontology*, 53: 96-101.
22. Gu, D., J. Sautter, and C. Huang, 2011, Health Inputs and Cumulative Health Deficits among the Older Chinese, *Social Science & Medicine*, 72: 806-814.
23. Hammond, C., 2002a, Learning to be Healthy, *Wider Benefits of Learning Papers 3* (London, Institute of Education).
24. Hammond, C., 2002b, What is it about Education that Makes us Healthy? Exploring the Education-health Connection, *International Journal of Lifelong Education*, 21: 551-571.

25. Hammond, C., 2003, How Education Makes us Healthy, *London Review of Education*, 1: 61-78.
26. Hung, Mei-Chuan, Hsin-Ming Lu, Likwang Chen, Ming-Shian Lin, Cheng-Ren Chen, Chong-Jen Yu, and Jung-Der Wang, 2012, Cost per QALY (Quality-Adjusted Life Year) and Lifetime Cost of Prolonged Mechanical Ventilation in Taiwan, *PLoS ONE*, 7: Special section1-10.
27. Leibowitz, A. A., 2004, The Demand for Health and Health Concerns after 30 years, *Journal of Health Economics*, 33: 663-671.
28. Liljas, B., 1998, The Demand for Health with Uncertainty and Insurance, *Journal of Health Economics*, 17: 153-170.
29. Lubitz, J. B. and G. F. Riley, 1993, Trends in Medicare Payments in the Last Year of Life, *The New England Journal of Medicine*, 328: 1092-1096.
30. Monheit, A. C., 2003, Persistence in Health Expenditures in the Short Run: Prevalence and Consequences, *Medical Care*, 41: III53-III64.
31. Ravn, M., S. Schmitt-Grohe, and M. Uribe, 2006, Deep Habits, *Review of Economic Studies*, 73: 195-218.
32. Rivera, B. and L. Currais, 2004, Public Health Capital and Productivity in the Spanish Regions: A Dynamic Panel Data Model, *World Development*, 32: 871-885.
33. Shang, B. and D. Goldman, 2007, Does Age or Life Expectancy Better Predict Health Care Expenditures?, *Health Economics*, 15: 487-501.
34. Salas, C., 2002, On the Empirical Association between Poor Health and Low Socioeconomic Status at Old Age, *Health Economics*, 11: 207-220.
35. Smith, J. P. and R. S. Kington, 1997, Demographic and Economic Correlates of Health at Old Age, *Demography*, 34: 159-176.
36. Van Doorslaer, E. K. A., 1987, Health, knowledge and the Demand for Medical Care. An econometric analysis, Van Gorcum, Maastricht & Wolfeboro, New Hampshire.
37. Wagstaff, A., 1986, The Demand for Health: Some New Empirical Evidence, *Journal of Health Economics*, 5: 195-233.
38. Wagstaff, A., 1993, The Demand for Health: An Empirical Reformulation of the Grossman Model, *Health Economics*, 2: 189-198.
39. Zhao, Z., 2008, Analysis of Health and Longevity in Oldest-old Population-A Health Capital Approach," In Y. Zeng, D. L. Poston, D. A. Vlosky, & D. Gu (Eds.), *Healthy Longevity in China: Demographic, Socioeconomic, and Psychological Dimensions* (pp. 159-178). Dordrecht, The Netherlands: Springer Publisher.

附錄 A

已知 Grossman (1972) 的健康資本時序模型： $H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t \cdot H_t$ ，

在 $t=0$ 時， $H_1 - H_0 = I_0 - \delta_0 \cdot H_0 \rightarrow H_1 = I_0 + (1 - \delta_0) \cdot H_0$ (1)

在 $t=1$ 時， $H_2 - H_1 = I_1 - \delta_1 \cdot H_1 \rightarrow (1 - \delta_1)H_1 = H_2 - I_1 \rightarrow H_1 = \frac{1}{(1 - \delta_1)}(H_2 - I_1)$ (2)

在 $t=2$ 時， $H_3 - H_2 = I_2 - \delta_2 \cdot H_2 \rightarrow (1 - \delta_2)H_2 = H_3 - I_2 \rightarrow H_2 = \frac{1}{(1 - \delta_2)}(H_3 - I_2)$ (3)

... 在 $t=T$ 時， $H_T - H_{T-1} = I_{T-1} - \delta_{T-1} \cdot H_{T-1} \rightarrow (1 - \delta_{T-1})H_{T-1} = H_T - I_{T-1} \rightarrow$

$$H_{T-1} = \frac{1}{(1 - \delta_{T-1})}(H_T - I_{T-1}) \quad (4)$$

將 (2) 式的 H_1 帶入 (1) 式得到下式： $\frac{1}{(1 - \delta_1)}(H_2 - I_1) = I_0 + (1 - \delta_0) \cdot H_0 \rightarrow$

$$H_2 = I_1 + (1 - \delta_1)I_0 + (1 - \delta_1)(1 - \delta_0)H_0 \quad (5)$$

將 (3) 式的 H_2 帶入 (5) 式得到下式：

$$\frac{1}{(1 - \delta_2)}(H_3 - I_2) = I_1 + (1 - \delta_1)I_0 + (1 - \delta_1)(1 - \delta_0)H_0 \rightarrow$$

$$H_3 = I_2 + (1 - \delta_2)I_1 + (1 - \delta_2)(1 - \delta_1)I_0 + (1 - \delta_2)(1 - \delta_1)(1 - \delta_0)H_0 \quad (6)$$

根據疊代運算，得到下式：

$$\dots H_{T-1} = I_{T-2} + (1 - \delta_{T-2})I_{T-3} + (1 - \delta_{T-2})\dots(1 - \delta_1)I_0 + (1 - \delta_{T-2})\dots(1 - \delta_1)(1 - \delta_0)H_0 \quad (7)$$

最後將(4)式的 H_{T-1} 帶入(7)式得到第 T 期的一般化模式：

$$\frac{1}{(1 - \delta_{T-1})}(H_T - I_{T-1}) = I_{T-2} + (1 - \delta_{T-2})I_{T-3} + \dots + (1 - \delta_{T-2})\dots(1 - \delta_1)I_0 + (1 - \delta_{T-2})\dots(1 - \delta_0)H_0 \rightarrow$$

$$H_T = I_{T-1} + (1 - \delta_{T-1})I_{T-2} + (1 - \delta_{T-1})(1 - \delta_{T-2})I_{T-3} + \dots + \prod_{t=1}^{T-1}(1 - \delta_t)I_0 + \prod_{t=0}^{T-1}(1 - \delta_t)H_0 \quad (8)$$

從第 (8) 式可以得知，第 T 期的健康資本 (存量)，是由第 T-1 期前的各期健康投資 (流量) 與最後一項出生當時的健康狀態 H_0 ，累乘以該期相對應的資本耗損率後累積加總而得。

附錄 B

$$H_t = I_{t-1} + (1 - \delta_{t-1})I_{t-2} + (1 - \delta_{t-1})(1 - \delta_{t-2})I_{t-3} + \dots + (1 - \delta_{t-1})\dots(1 - \delta_{65})I_{64} + (1 - \delta_{t-1})\dots(1 - \delta_{65})H_{64},$$

$$65 \leq t \leq T \quad (9)$$

$$H_{t-1} = I_{t-2} + (1 - \delta_{t-2})I_{t-3} + (1 - \delta_{t-2})(1 - \delta_{t-3})I_{t-4} + \dots + (1 - \delta_{t-2})\dots(1 - \delta_{65})I_{64} + (1 - \delta_{t-2})\dots(1 - \delta_{65})H_{64},$$

$$65 \leq t \leq T \quad (10)$$

(9)-(10)

$$H_t - H_{t-1} = I_{t-1} - \delta_{t-1} \cdot I_{t-2} - \delta_{t-1}(1 - \delta_{t-2}) \cdot I_{t-3} - \delta_{t-1}(1 - \delta_{t-2})(1 - \delta_{t-3}) \cdot I_{t-4} - \dots$$

$$- \delta_{t-1} \cdot \prod_{i=t-2}^{i=65} (1 - \delta_i) \cdot I_{64} - \delta_{t-1} \cdot \prod_{i=t-2}^{i=65} (1 - \delta_i) \cdot H_{64}$$

$$= I_{t-1} - \delta_{t-1}[H_{t-1}], \quad 65 \leq t \leq T$$

$$H_t = H_{t-1} + I_{t-1} - \delta_{t-1} \cdot [H_{t-1}] = (1 - \delta_{t-1}) \cdot H_{t-1} + I_{t-1}, \quad 65 \leq t \leq T \quad (\text{B})$$

從第 (B) 式可以得知，第 t 期的健康資本 (存量)，是由第 t-1 期的健康資本 (存量) 餘額，與 t-1 期的健康投資 (流量)，兩者加總而得。