



# 健康資本對低所得國家經濟成長非線性影響之研究

## The Nonlinear Influence of Health Capital to the Economic Growth in Low-Income Countries: A Panel Data Study

陳鳳琴<sup>1</sup>

### 摘要

**目的：**探討健康資本對低所得國家經濟成長的影響方向與程度，是否端賴醫療保健支出占 GDP 比率超過某一特定門檻值而不同。**方法：**本研究以 1995 年至 2011 年低所得國家的人均所得成長資料，並以縱橫資料 (panel data) 形式，應用 González, Teräsvirta, & van Dijk (2005) 所提出的縱橫平滑移轉迴歸模型 (Panel Smooth Transition Regression Model, PSTR)，以醫療保健支出占 GDP 比率、公共醫療支出占醫療保健支出比率和預期壽命為健康資本衡量指標，藉由醫療保健支出占 GDP 比率作為移轉變數的實證研究，找出醫療保健支出占 GDP 比率的門檻值。**結果：**實證結果顯示，健康資本對低所得國家經濟成長確實存在不對稱門檻關係，當醫療保健支出占 GDP 比率超過 6.0631% 門檻值時，公共醫療支出占醫療保健支出比率和預期壽命對經濟成長有正向影響，醫療保健支出占 GDP 比率對經濟成長則有負向影響；當醫療保健支出占 GDP 比率低於 4.9027% 門檻值時，醫療保健支出占 GDP 比率和預期壽命對經濟成長有顯著正向影響，公共醫療支出占醫療保健支出比率對經濟成長則有負向影響。**結論：**是故，非線性模型更能捕捉低所得國家健康資本對經濟成長之影響效果。不僅提供其他國家相關單位之參考，更可作為國內當局修訂政策的重要依據。

**關鍵詞：**健康資本、經濟成長、醫療保健支出、預期壽命、縱橫平滑移轉迴歸模型。

---

<sup>1</sup> 新生醫護管理專科學校，行銷與流通科，助理教授

## 壹、前言

### 一、動機與目的

亮麗經濟成長的表現是各國政府致力追求的施政目標，而經濟成長的利益將使人們享受高品質的居住環境、健全的醫療體系及良好的社會福利照顧。因此，除了追求經濟層面成長的表現外，如何透過政府支出政策，提供國民生活所需，建構世人稱羨的福利國家，是政府責無旁貸的社會責任。經濟的成長象徵國家財富的增加、人民生活福祉的提升，從各國最高行政主管機關每年皆向國會強調一國的經濟成長可見一般。因此，經濟成長理論一直被經濟學家視為研究的重心。

近年來隨著經濟發展，家戶所得提昇，民眾對醫療服務的需求標準日益提昇，且在醫療保健服務市場上，大部分國家皆面臨一個共同現象，即是平均每人醫療保健支出 (health care expenditure per capita) 持續不斷上漲，同時各國醫療保健支出成長的速度，長期以來一直遠高於經濟成長率，以至

於醫療保健支出占國內生產毛額 (Gross Domestic Product, GDP) 的比重亦不斷地增加，歐美先進國家之成長趨勢尤其明顯。根據國際醫療保健支出之統計，美國在 1995 年時，醫療支出占 GDP 的比重為 13.6%，2005 年增加為 15.8%，2011 年更增加到 17.8% 左右，1995 年至 2011 年成長了 31.3%。同樣地，日本在 1995 年時，醫療支出占 GDP 的比重只有 6.8%，到了 2011 年，此一比重已增加到 9.3%，成長 36.2% (World Development Indicators, 2012)。這個比率的上升，意味著社會整體資源投入醫療產業的比率相對於非醫療產業在持續增加；另一方面，它也意味著政府面臨更大的財政壓力。

醫療保健支出的持續成長，在健康和經濟政策上具有深遠的意涵，因此，在醫療保健市場的議題上，一直吸引許多經濟學家研究的興趣。Kleiman (1974) 與 Newhouse (1977) 兩篇經典文章問世後，開啟了文獻上探討各國醫療保健支出決定因素的研究，且兩文獻的發現相當近似。Kleiman (1974)



選取 16 個經濟發展程度不同的國家，得到醫療支出的所得彈性為 1.22。Newhouse (1977) 以 13 個經濟發展相近的 OECD 國家在 1971 至 1972 年的資料，在各國不同 GDP 水準下，醫療支出所得彈性大約在 1.26 至 1.31 之間，此一結果隱含愈富裕的國家，其國內生產毛額花在健康醫療支出的比例也愈高。過去數十年來，雖然有許多學者 (如 Parkin, McGuire, & Yule, 1987; Gerdtham, Soggard, & Andersson, 1992; Gerdtham & Löthgren, 2000) 對 Newhouse (1977) 的研究方法與資料定義做更深入完整的討論，但基本結論仍未超越上述兩項重要發現。根據此文獻上的發現，及上述之國際醫療保健支出統計，可以預期隨著各國經濟成長，醫療保健支出占 GDP 的比重，亦將隨之增加。Gerdtham & Jonsson (2000) 指出所得水準是影響各國醫療支出水準的最重要變數。由於全民健康保險的實施，使得就醫價格下降，誘使人們多利用醫療服務，進而增進健康水準，延長預期壽命。根據 Schultz

(1980) 的理論，預期壽命的增加，將誘使人們增加人力資本的投資，而人力資本投資越多，經濟成長率亦越高。Aísa & Pueyo (2004) 指出預期壽命、健康以及經濟成長是人類福祉的三個重要因素，預期壽命增長可能導致儲蓄上升與經濟成長，但此情況在先進國家可能相反，因為先進國家已具備較高的醫療技術及較長的預期壽命，若要進一步提高預期壽命，可能要在公共醫療支出方面付出昂貴代價，反而造成國家對其它資源的投入產生排擠，使得經濟成長受到阻礙。世界衛生組織 (WHO) 在「總體與健康」報告中指出投資健康資本，所帶來的經濟效益，部分來自於壽命延長的直接效果，另一部分可能與提升個人生產力的間接效果有關。因此，健康投資是帶動一國經濟成長的動力引擎，健康在追求經濟成長過程中扮演重要角色。此外，WHO 亦提出「健康城市」的概念，為了達成健康城市的目標，公部門的公共醫療設施是不可或缺的角色，透過公共醫療設施，將能提供民眾健康照護

服務與醫療服務，藉著這些服務創造出城市健康的環境，直接或間接的帶動經濟發展。且各國政府亦積極投入公共醫療衛生照護服務，促進國民健康。例如在具體投入方面，以公共醫療支出占醫療保健支出比率而言，近20年來，先進國家如美國約為45%，英國約為83%；反觀低開發國家如剛果則從4.2%增加為33.7%，馬拉威由36.9%上升至73.4%，顯示貧窮國家已逐漸重視公共醫療服務，以提升國人健康。事實上，所得與健康的關係是複雜且相互影響 (Fogel, 1994; Barro, 1996)，已開發國家與開發中國家均經歷所得與健康的正向關係，然而，當人均所得超過11,000美元時，所得增加反而會導致健康成長的力道縮小為零 (Hertzman & Siddiqi, 2000)。但是，由於低開發國家的低人均所得，反而使健康與經濟成長二者關係更加密切且重要。Hall & Jones (2007) 指出健康支出占國民所得比例有逐漸提高的傾向，此現象是一個經濟體系在所得持續成長之下的理性反應，其中 OECD

國家超過10%且持續增加，而低開發國家雖然少於10%但成長卻相當快。這些論點促使各國將健康投資視為驅動經濟成長的利器，貧窮國家可以藉由提供健康投資的政策工具來提升生活水平，有助於這些國家的經濟成長。

近年來，探討醫療保健支出和經濟成長的相關文獻已陸續發表，不過多為OECD已開發國家橫斷面資料的探討 (如 Carrion-i-Silvestre, 2005; Dormont, Grignon, & Huber, 2006; Narayan, 2006; Lago-Peñas, Cantarero-Prieto, & Blázquez-Fernández, 2013)，且以影響健康因素的觀點出發，較少以總體經濟觀點切入，在各國政府致力於福利國家的目標及總體經濟資料逐漸完備下，此時來檢視健康資本在經濟成長上所扮演的角色，尤其是大家較為忽略的低所得國家經濟成長的影響，實有其必要性。在本研究中，我們將以醫療保健支出占GDP比率、公共醫療支出占醫療保健支出比率及預期壽命為衡量健康資本的指標，針對低所得國家探討健康資本與經濟成



長是否會因為外在環境的衝擊，而導致彼此之間在某些時間區段的相關程度產生變動，換言之，檢測健康資本與經濟成長間是否存在非線性關係。本文架構安排如下：第一節前言，介紹本文研究動機、目的與文獻探討；第二節研究方法，介紹實證計量模型；第三節為實證結果與分析，包含資料來源、基本敘述統計量、縱橫平滑移轉效果分析；最後部分為本研究結論。

## 二、文獻探討

### (一)、健康與人力資本的相關文獻

自 1980 年代中期內生成長理論 (endogenous growth theory) 崛起後，成為繼理性預期理論之後總體經濟研究中的新主流。其中 Romer (1986) 和 Lucas (1988) 的成長模型即強調以人力資本作為經濟成長的內生引擎，認為人力資本累積可以產生遞增的報酬，並使其他投入要素產生規模報酬遞增，是決定經濟成長的重要因素之一。顧名思義，內生成長理論認為長期經濟成長係由經濟體系內生的因素所驅策，在多數模型中，成長的力量主要來自

於規模報酬遞增、技術創新及人力資本累積，人力資本或知識資本具邊際報酬遞增的特色，人類世代知識的累積和外溢即為明顯的例子，此外，技術創新如新觀念的發展，亦需要豐沛的人力資本投入，因此，人力資本累積可說是內生成長的核心動力 (莊奕琦、李鈞元，2003)。Bloom, Canning, & Sevilla (2002) 也發現健康是人力資本的一個重要因素，且健康在解釋勞動者收入增加方面較教育顯著。Adriaan & Joan (2001) 根據 Lucas (1988) 內生成長模型，認為一個好的健康函數必須以人們能夠提供勞動服務為必要條件，健康是在減少報酬的條件下產生，然而人力資本是在增加報酬的條件下產生，假如我們把健康對長壽的影響視為「外生」，將發現健康部門的生產力與經濟成長是一致的，在這種情況下，健康與經濟成長互為補充元素，推論健康部門的生產力是經濟成長的重要因素，也是決定人力資本累積過程的主要因素。在內生成長理論下，將健康作為人力資本的重要因素，對

社會經濟發展的影響將更為突出，重視健康人力資本的投資，是促進各國經濟持續成長及縮短各國貧富差距的重要途徑，甚至有些研究發現健康狀況是預測未來經濟成長的有力指標而不是教育 (Barro,1997)。從總體的角度來看，國民健康是經濟成長的能量，一個國家具有良好的國民健康不僅有助於經濟成長，還能刺激外部投資、技術移轉和提升國際市場對該國的估評。

## (二)、健康與經濟成長的相關文獻

最早研究健康對經濟成長的貢獻來自諾貝爾獎得主 Fogel (1994) 發現英國在 1780 至 1979 年間的經濟成長，20% 至 30% 係歸功於國民重視營養使健康改善的結果，同時健康在解釋經濟成長增加方面較教育顯著。爾後，Sohn (2000) 利用和 Fogel (1994) 相同的方法，指出韓國由 1962 年至 1995 年，因營養水準的提升，對該國經濟成長帶來 1% 的貢獻。王弟海 (2007) 以 Solow 模型為架構，實證結果顯示，健康人力資本對中國大陸經濟成

長，長期而言具有顯著的正向影響。Haldar (2008) 以嬰兒死亡率做為健康水準的替代變數，探討印度 15 個省的所得、醫療保健支出和健康三者間的相互關係，結果顯示大多數省的資料均支持醫療保健支出對所得存在顯著的正相關。其他學者如 Barro & Sala-i-Martin (1995) ; Barro (1996, 1997) ; Bloom & Canning (2001) 等人也發現壽命的延長對經濟成長具有顯著正相關，Barro (1997) 甚至發現健康狀況是預測未來經濟成長的有力指標而不是教育。更有學者如 Bhargava, Jamison, Lau, & Murray (2001); Jamison, Lau, & Wang (2005) 以成人存活率 (Adult Survival Rate, ASR) 作為健康的代理變數，實證發現成人存活率增加 1% 時，可以提升經濟成長率 0.05% 至 0.23%。Bloom, Canning, & Sevilla (2004) 以工作經驗和健康作為人力資本的構成要素，平均預期壽命為衡量健康的指標，實證結果發現健康支出對於經濟成長有顯著的影響，良好的健康對於總產出具有正向顯著影響，預期壽命每增加 1



年，產出將提高 4%。

世界銀行認為良好的健康資本對改善生產力有正面的幫助，進而影響國家之經濟發展 (World Bank, 1993)，Mirvis & Bloom (2008) 也提出類似的概念，該研究中更說明了 1970 至 1999 年間美國勞動產出中的 8%，可歸因於改善國民健康而提升生產力和延長年資所帶來的效果。Knowles & Owen (1995) 將 Mankiw, Romer, & Weil (1992) 的經濟成長模型以預期壽命做為健康的替代變數，結果顯示健康資本對經濟成長的影響具有強烈的顯著性，無獨有偶 McDonald & Roberts (2002) 也指出健康資本對經濟成長占有一定之重要地位，該文以預期壽命與嬰兒死亡率作為健康資本的代理變數，將其加入 Augmented Solow 成長模型中，並以三類不同經濟結構的國家作為研究對象，結果顯示健康資本顯著影響經濟成長率，且健康資本在低所得國家的重要性大於高所得國家。技術和健康因素可以提高勞工生產力及健康知識的累積，經濟學家使用薪資、收

入作為勞動生產力指標，有些研究證實健康惡化會降低薪資 (Pelkowski & Berger, 2004) 與收入 (Hansen, 2000)，因此，健康為經濟發展的一個必要條件，但往往被低估。

### (三)、非線性模型的相關文獻

過去學者大多從線性觀點探討健康資本與經濟成長的關係 (Fogel, 1994; Barro & Sala-I-Martin, 1995; Knowles & Owen, 1995, 1997; Bhargava et al., 2001)。其中 Knowles & Owen (1995, 1997) 採用 Mankiw et al., (1992) 提出的 Augmented Solow 成長模型，調查 1960 年至 1985 年，22 個高所得已開發國家，如上所述，以預期壽命衡量健康狀況對經濟成長具顯著影響，若加入教育人力資本為控制變數，則健康對經濟成長則無顯著影響，估計 62 個低所得國家健康彈性約為 0.35，而已開發國家為 0.33，同時也證實健康資本與經濟成長的關係較教育人力資本與經濟成長的關係為之強烈。同樣的，Jeffrey & Andrew (2001) 也應用 Augmented Solow 成長模型，分析健

康資本與產出的非線性動態關係，發現在線性模型時二者呈正向關係，但在非線性模型則呈反向關係，他們指出一國的人力資本在適中水準時，經濟成長最快速，因此健康資本在低所得時顯得較重要，而高所得應以教育資本為主，作者認為跨國成長研究需要良好的人力資本衡量指標以及改良的動態人力資本累積理論架構，尤其人力資本變數衡量是決定貧窮國家經濟成長或失敗的關鍵性因素。Bhargava et al. (2001) 分析 165 國 5 年期間的追蹤資料，證明低所得國家的成人存活率 (Adult Survival Rate, ASR) 顯著影響經濟成長率，貧窮國家的 ASR 上升 1% 將提升經濟成長率 0.05%，然而，當 GDP 超過某一特定門檻值，ASR 上升不會使經濟成長，低所得國家，由於勞力的貢獻使得 ASR 顯著正向影響經濟成長。因此，健康指標如 ASR 對經濟成長的影響必須視 GDP 水準而定，ASR 在貧窮國家與富有國家的影響是不對稱的，生命預期對經濟成長的影響依所得是否超過某一特定門檻值，

成長模型允許非線性形式。Gyimah-Brempong & Wilson (2004) 也利用修正的 Solow 成長模型，採用 21 個非洲國家 20 年與 22 個 OECD 國家 35 年縱橫資料，研究健康資本與人均所得成長的關係，發現健康資本存量與投資均顯著正向影響人均所得成長率，且健康資本存量的平方項也會影響人均所得，雖然非洲國家健康資本較低，但透過健康存量提升經濟成長的力道反而大於擁有健康資本較高的 OECD 國家，雖然非洲國家健康資本較低，但透過健康資本存量提升經濟成長的力道反而大於擁有健康資本較高的 OECD 國家。Desbordes (2011) 亦證明各國預期壽命與人均所得兩者呈現非線性關係。

透過上述文獻回顧結果，過去學者對於健康資本對經濟成長似乎呈現兩者為正向相關性，但忽略了採用時間序列計量方法呈現的相關係數，是否會因外在環境的衝擊，而導致彼此之間在某些區段的相關程度會有所變動，本研究將檢視此問題並提出合理解釋。





## 貳、方法

### 一、縱橫平滑移轉迴歸模型 (Panel Smooth Transition Regression Model, PSTR)

本研究使用 1995-2011 年，31 個低所得國家健康資本與經濟成長的年度資料，總觀察值包含 527 筆之跨國縱橫資料，主要目的在於了解低所得國家健康資本與經濟成長間是否存在非線性關係，這在醫療經濟中為一個相當重要的議題。大部分的總體經濟變數均存在不對稱關係，故當其誤差修正項的調整方式為不對稱或是存在門檻效果時，若使用傳統線性迴歸檢定將會造成模型誤設的現象，因此，本文考慮以非線性模型檢測變數間的異質性。傳統的縱橫資料模型一般皆會假設參數是固定的，然而在實證過程中這樣的假設無法適當地描述變數間的關係，進而可能導致實證結果的錯誤。本研究所使用的縱橫平滑移轉迴歸模型將可以捕捉資料中的異質性，並對於資料中的個別效果與時間效果進行更準確地

描述分析，且其門檻值是由估計而得，而非人為設定，優點具有以較客觀之方法以門檻變數決定分區點，避免一般研究者使用主觀判定分區點之缺點。早期學者 Hansen (1999) 提出的縱橫門檻迴歸模型 (panel threshold model, PTR)，將解釋變數設定為轉換變數，接著利用模型中轉換產生的門檻值將資料區分成數個不同區間 (regimes)，而當觀察值資料到達轉換門檻值附近時，將會產生一跳躍式現象，此現象在現實世界中並不多見。González et al. (2005) 提出縱橫平滑移轉迴歸模型的概念，將此現象修正為平滑移轉，並在模型設計上增加一個移轉速度，利用移轉速度參數來描述模型在門檻值附近的平滑轉換現象，而並非只是一種單純的跳躍過程。

此外，縱橫平滑移轉迴歸模型為一具有外生迴歸係數之固定效果模型，此模型可以兩種不同方式解釋。第一種解釋將此模型視為線性異質性縱橫模型，其係數隨個別個體及時間之改變而改變；第二種解釋將其視為一非線性同

質縱橫模型。在縱橫平滑移轉迴歸模型使用前，必須先對資料是否存在異質性做檢定，若資料證實存在異質性現象，則可將此模型視為非線性的縱橫模型。且因轉換變數會隨時間改變，並對於每一個體其迴歸係數亦會與時而變，故也可將縱橫平滑移轉迴歸模型視為非線性的同質縱橫模型，模型透過轉換變數的設定，會將模型區分成  $r+1$  個區間<sup>1</sup>，每個區間內的縱橫模型具有同質性。其次，我們考慮實證資料可能因為政府的政策改變而呈現非線性調整的特色。爰此，本研究參照 González et al. (2005) 所發展的縱橫平滑移轉迴歸 (PSTR) 非線性模型並以轉換函數 (transition function) 的概念，描述變數間平滑移轉的效果<sup>2</sup>，避免線性迴歸模型因為忽略非線性特色而可能導致錯誤的結論。根據 González et al. (2005) 將縱橫平滑移轉迴歸模型與轉換函數基本模型設定如下：

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta_0' x_{i,t} + \beta_1' x_{i,t} g(z_{i,t}; \gamma, \tau) + \varepsilon_{i,t} \dots (1)$$

其中，各國  $i$  及  $t$  年的人均所得成長率為  $y_{i,t}$ ， $x_{i,t}$  為一  $k$  維向量隨時間改變之外生變數，包含醫療保健支出占 GDP 比率、公共醫療支出占醫療保健支出比率及預期壽命， $\mu_i$  為個體的固定效果， $\varepsilon_{i,t}$  為誤差項， $g(z_{i,t}; \gamma, \tau)$  為轉換函數，其值介於 0 至 1 之間，為一連續函數，其中  $z_{i,t}$  為轉換變數亦為一外生變數 (Dijk, Teräsvirta, & Franses, 2002)，本文以醫療保健支出占 GDP 比率作為轉換變數， $\gamma$  代表轉換速度，用來描述轉換函數的斜率， $\tau$  為轉換門檻值或位置參數。根據 Granger & Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994), Jansen & Teräsvirta (1996) 的 STAR 模型，將轉換函數設定如下：

$$g(z_{i,t}; \gamma, \tau) = [1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (z_{i,t} - \tau_j))]^{-1} \dots (2)$$

或

$$g(z_{i,t}; \gamma, \tau) = 1 - \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (z_{i,t} - \tau_j)^2) \dots (3)$$

其中  $\gamma > 0$ ，且  $\tau_1 \leq \tau_2 \leq \dots \leq \tau_m$ ，

上式中的  $\tau = (\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_m)$  為  $m$  維向

<sup>1</sup>  $r$  為門檻值個數

<sup>2</sup> 兩變數彼此間的關係產生變化時，是以漸進平滑的方式移轉而非立即性的轉移。



量的位置參數 (location parameter) ,  $\gamma$  值越大則  $g(\cdot)$  函數圖形越陡峭 , 當  $\gamma \rightarrow \infty$  時 , 近似單一時點的結構性改變 , 這樣的結果會與 Hansen (1999) 所提出的單點跳躍式模型相同 , 如下所示 :

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta'_0 x_{i,t} + \beta'_1 x_{i,t} \varphi(z_{i,t}; \tau) + \varepsilon_{i,t} \dots (4)$$

$$\varphi(z_{i,t}; \tau) = \begin{cases} 1, & \text{if } z_{i,t} \geq \tau \\ 0, & \text{if } z_{i,t} \leq \tau \end{cases}$$

反之當  $\gamma \rightarrow 0$  時 ,  $g(\cdot)$  函數則近似線性函數 , 意味著單點結構性轉變不明顯 , 迴歸係數的極端值為  $\beta'_0$  與  $\beta'_0 + \beta'_1$  。文獻上一般將轉換函數設定為  $m=1$  或  $m=2$  , 當  $m=1$  時 , 稱為邏吉斯模型 (logistic model) , 如式 (2) , 轉換門檻值將資料區分成兩個區間 ; 當  $m=2$  時 , 稱為指數型模型 (exponential model) , 如式 (3) , 將模型區分為三個區間。

一般化的 PSTR 模型允許有多種不同區間的存在 , 其一般化模型設定如下 :

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta'_0 x_{i,t} + \sum_{j=1}^r \beta'_j x_{i,t} g(z_{i,t}; \gamma_j, \tau_j) + \varepsilon_{i,t} \dots (5)$$

轉換函數的形狀由式 (2) 或 (3) 決定 ,

$j=1, \dots, r$  代表在模型中可能存在  $r$  個平滑轉換函數 ,  $r+1$  個不同的轉換區間。

## 二、縱橫平滑移轉迴歸模型之設定

PSTR 模型設定過程 , 大致採取下列四個步驟 :

### (一) 同質性檢定 (homogeneity test) :

在進行模型參數估計前 , 須對縱橫資料進行同質性檢定 , 主要是為了先確定資料是否為線性 , 因若資料為同質性則縱橫平滑移轉迴歸模型將不適用 , 此時以一般線性縱橫模型對資料進行分析即可。相反地 , 若資料為非同質性時則可應用縱橫平滑移轉迴歸模型對資料做解釋分析。理論上 , PSTR 模型的虛無假設  $H_0: r=0$  為時可以將其縮減為同質性的模型 , 然而 , 也會有包含干擾參數 , 尤其是位置參數的問題 , 本文採用 Luukkonen, Saikkonen, & Teräsvirta (1988) 提出之方法用以解決干擾參數的問題 , 在虛無假設  $H_0: r=0$  下進行同質性檢定 , 並對  $g(\cdot)$  做一階泰勒展開式以解決此問題 , 接著將式 (1) 替換成輔助迴歸如式 (6) :

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta_0^* x_{i,t} + \beta_1^* x_{i,t} z_{i,t} + \dots + \beta_m^* x_{i,t} z_{i,t}^m + \varepsilon_{i,t}^* \dots (6)$$

其中， $\beta_1^*, \dots, \beta_m^*$  為  $r$  的乘數， $\varepsilon_{i,t}^* = \varepsilon_{i,t} + R_m \beta_1^* x_{i,t}$ ，而  $R_m$  為一階泰勒展開式的餘式。在檢定式 (1) 的是  $r$  否為零與檢定式 (6) 中  $\beta_1^* = \dots = \beta_m^* = 0$  具有相同的統計意義；同時在虛無假設為真的情況下，兩式的誤差項相等，這樣的結果意味著利用一階泰勒展開後的近似值並不影響不對稱分配理論。故在虛無假設下可以進行 LM 統計量的檢定，在 LM 檢定下可分成  $\chi^2$  統計量與 F 統計量，分別如下：

$$\chi^2 \text{ 統計量：} LM = TN(RSS_0 - RSS_1) / RSS_0 \sim \chi^2_{mk}$$

F 統計量：

$$LM_F = \frac{(RSS_0 - RSS_1) / mk}{RSS_1 / (TN - N - mk)} \sim F(mk, TN - N - mk)$$

其中  $RSS_0$  表在虛無假設 (具個別化效果的線性縱橫模型) 下的殘差平方和； $RSS_1$  表示在對立假設 (具  $m$  區間的 PSTR 模型) 下的殘差平方和； $k$  為解釋變數個數； $T$  為時間數； $N$  為國家數。透過不同分配的 LM 統計檢定量可以確認該模型是否存在非線性關係。

(二) 轉換模型的選取：

當同質性檢定為非線性結果時，接著檢驗模型為邏吉斯模型或指數型模型 ( $m=1$  或  $m=2$ )。如模型拒絕  $H_0^1$  或  $H_0^3$  則表示此模型為  $m=1$  之邏吉斯模型，反之若拒絕  $H_0^2$  則表示模型為  $m=2$  之指數型模型。轉換函數模型選定假設如下：

$$H_0^1 : B_1 = 0 | B_2 = B_3 = 0$$

$$H_0^2 : B_2 = 0 | B_3 = 0$$

$$H_0^3 : B_3 = 0$$

接著待 PSTR 轉換函數型態確定後，即可繼續進行轉換門檻數估計，而 PSTR 轉換門檻檢測方式仍為上述介紹之 LM 統計量檢定，藉由多次驗證而得。

(三) 轉換門檻數檢測

此步驟為檢定是否仍存在異質性，並選取適當的轉換門檻數 ( $j=1, \dots, r$ )。因為 PSTR 模型中具有可加性的特質，在式 (1) 中先假設  $r=1$ ，若此一假設成立，則繼續在式 (5) 中進行  $r=2$  的假設檢定，因此可以將式 (1) 繼續擴展成式 (7)：

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta_0' x_{i,t} + \beta_1' x_{i,t} g_1(z_{i,t}^{(1)}; \gamma_1, z_1) + \beta_2' x_{i,t} g_2(z_{i,t}^{(2)}; \gamma_2, z_2) + \varepsilon_{i,t} \dots (7)$$



轉換變數  $z_{i,t}^{(1)}$  和  $z_{i,t}^{(2)}$  可以設定為同一變數，亦可設定為不同變數。在虛無假設  $r=2$  下，如果假設檢定結果為拒絕虛無假設，即表示模型中至少存在三個區間，此假設檢定會持續進行，直到檢定結果接受虛無假設，此時也就決定模型中  $r$  的值，即為門檻的個數。

最後，在 PSTR 模型轉換門檻數確定後，將繼續進行最後參數估計，而 PSTR 模型的參數估計方式採用非線性最小平方方法 (nonlinear least square; NLS) 進行參數估計。

#### (四) 模型參數估計與模型評估

在 PSTR 模型中，對於參數的估計須先移除個別固定效果  $\mu_i$ ，接著再對轉換後資料以最小平方方法作非線性之估計，因此將式 (1) 改寫如下：

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta x_{i,t}(\gamma, \tau) + \varepsilon_{i,t} \dots \dots \dots (8)$$

在式 (8) 中， $x_{i,t}(\gamma, \tau) = (x_{i,t}, x_{i,t}g(z_{i,t}; \gamma, \tau))$ ， $\beta = (\beta_0, \beta_1)$ ，去除上式個別平均後可得到下式：

$$\tilde{y}_{i,t} = \mu_i + \beta \tilde{x}_{i,t}(\gamma, \tau) + \tilde{\varepsilon}_{i,t} \dots \dots \dots (9)$$

其中  $\tilde{y}_{i,t} = y_{i,t} - \bar{y}_i$ ，

$$\tilde{x}_{i,t}(\gamma, \tau) = (x_{i,t} - \bar{x}_i, x_{i,t}g(z_{i,t}; \gamma, \tau) - \bar{w}_i(\gamma, \tau))$$

， $\tilde{\varepsilon}_{i,t} = \varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_i$ ，又  $\bar{y}_i$ 、 $\bar{x}_i$ 、 $\bar{w}_i$  和  $\bar{\varepsilon}_i$  分別為個別平均，其中  $\bar{w}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{i,t}g(z_{i,t}; \gamma, \tau)$ 。上式中，轉換向量  $\tilde{x}_{i,t}(\gamma, \tau)$  由  $\gamma$  與  $\tau$  決定且須經非線性最小平方方法重複計算後得之。最後為了估計式 (9) 中之參數值，運用非線性最小平方方法估計出其參數，並使得參數值之殘差平方和最小，且若式 (8) 中誤差項  $\varepsilon_{i,t}$  為常態分配時，則估計過程會符合最大概似估計法之估計結果。

## 參、結果

### 一、資料來源

本研究選取 1995 年至 2011 年 31 個低所得國家健康資本與經濟成長的縱橫資料，總觀察值包含 527 筆跨國縱橫資料。研究樣本取自世界銀行 (World Development Indicators; WDI) 資料庫，研究範圍包括亞洲、美洲、歐洲與非洲的低所得國家。本研究所設定之轉換變數為醫療保健支出占人均 GDP 比率，在此轉換變數之設定下，外加上解釋變數：

公共醫療支出占醫療保健支出比率 (PHCE)、醫療保健支出占人均 GDP 比率 (HEXP) 與預期壽命 (LE) 對被解釋變數經濟成長 (EG) (以人均 GDP 成長率為其代理變數) 進行平滑移轉效果之分析。

## 二、基本統計量

表一顯示人均所得成長率 (EG)、醫療保健支出占 GDP 比率 (HEXP)、公共醫療支出占醫療保健支出比率 (PHCE) 與預期壽命 (LE) 的基本統計量。其中醫療保健支出占 GDP 比率約 5.79%，顯示各國醫療保健投入偏低，而公共醫療支出占醫療保健支出約 40%，顯示貧窮國家仍未重視公共醫療服務，預期壽命平均值約為 54 年。PHCE 偏態係數平均約為零，代表序列成對稱分配。Jarque-Bera

(J-B) 檢定發現所有實證變數均為非常態分配。

## 三、縱橫平滑移轉效果分析

由於本研究數據為縱橫資料 (panel data) 的形式，在實證研究前必須將數據資料進行縱橫單根檢定 (panel unit root test) 以確定數據在縱橫資料的形式下為定態 (stationary) 變數後得以進行後續之實證分析。根據實證結果如表一，得知在 LLC (Levin, Lin, & Chu, 2002) 縱橫單根檢定中，所有實證變數均呈現定態水準。接續本研究參照 González et al. (2005) 所發展之縱橫平滑移轉迴歸模型，探討健康資本與經濟成長兩者間平滑移轉效果之關係，縱橫平滑移轉模型的分析步驟如前一節所述。研究中使用 LM、LMF

表一、各研究變數之敘述統計量 (31 國)

變數名稱	EG(%)	PHCE (%)	HEXP(%)	LE(年)
平均數	2.2124	39.8213	5.7889	53.5378
標準差	6.8815	14.7703	2.7487	7.1246
偏態係數	4.3073	0.0360	2.8422	0.2671
峰態係數	62.5523	2.4596	13.2801	2.6371
J-B 檢定	79504.19***	6.5263**	3030.080***	9.1584**
LLC 縱橫單根檢定	-8.253***	-1.320*	-9.066***	-36.684***
觀察值	527	527	527	527

註：1. J-B 常態性檢定 ( $H_0$ : 變數符合常態分配)  
2. LLC 縱橫單根檢定 ( $H_0$ : 所有序列皆存在單根)  
3. \*\*\* $p < 0.01$ 、\*\* $p < 0.05$  及 \* $p < 0.1$



與 LRT 等三種方式檢測模型的線性關係，由表二結果可知三種檢定方法，都在 1% 顯著水準下拒絕模型為線性之虛無假設，意味低所得國家醫療保健支出與經濟成長之間存在非線性關係且至少存在一個門檻變數。進一步選取轉換模型，表三為轉換模型檢測結果，得出在  $H_0^3$  時最為顯著，故轉換函數模型為  $m=1$  的邏吉斯模型 (logistic model)。在確定模型為非線性且為邏吉斯函數後，必須對模型之轉換區間個數進行確認，如表四所示，證實此模型為非線性且存在兩

個門檻值，並依照不同醫療保健支出占 GDP 比率將資料劃分成三個轉換區間。故可將模型設定為  $m=1$  且  $m=2$  之縱橫平滑移轉迴歸模型，實證模型如下：

$$EG_{i,t} = \mu_i + \beta_{01}PHCE_{i,t} + \beta_{02}HEXP_{i,t} + \beta_{03}LE_{i,t} + g_1(HEXP_{i,t}; \gamma_1, \tau_1) \cdot (\beta_{11}PHCE_{i,t} + \beta_{12}HEXP_{i,t} + \beta_{13}LE_{i,t}) + g_2(HEXP_{i,t}; \gamma_2, \tau_2) \cdot (\beta_{21}PHCE_{i,t} + \beta_{22}HEXP_{i,t} + \beta_{23}LE_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

for  $i=1,2,\dots,31$   
 $t=1,2,\dots,17$ .....(12)

其中

$$g(HEXP_{i,t}; \gamma_j, \tau_j) = (1 + \exp[-\gamma \prod_{j=1}^r (HEXP_{i,t} - \tau_j)])^{-1}$$

表二、同質性檢定

同質性檢定	統計量	p-value
Wald Tests (LM)	90.261***	0.000
Fisher Tests (LMF)	8.336***	0.000
LRT Tests (LRT)	99.005***	0.000

註：1. \*\*\* $p < 0.01$

2.  $H_0$ : 線性模型； $H_1$ : 至少存在一個門檻變數 ( $r \geq 1$ ) 之 PSTR 模型

表三、模型檢定

模型檢定假設	統計量	p-value
$H_0^3: B_3 = 0$	$F_3 = 3.915***$	0.000
$H_0^2: B_2 = 0   B_3 = 0$	$F_2 = 2.833***$	0.001
$H_0^1: B_1 = 0   B_2 = B_3 = 0$	$F_1 = 1.159$	0.310

註：1. \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

2. 若拒絕  $H_0^2$  的統計量最大，則選取模型 2，否則選取模型 1。

3. 模型為  $m=1$  的邏吉斯函數模型。

表四、轉換區間個數檢定

假設檢定	統計量	p-value
H <sub>0</sub> : r = 1 vs H <sub>1</sub> : r ≥ 2		
Wald Tests (LM)	17.702***	0.001
Fisher Tests (LMF)	4.206***	0.002
LRT Tests (LRT)	18.006***	0.001
H <sub>0</sub> : r = 2 vs H <sub>1</sub> : r ≥ 3		
Wald Tests (LM)	7.946	0.106
Fisher Tests (LMF)	2.072	0.118
LRT Tests (LRT)	8.023	0.101

註：\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

表五、低所得國家醫療支出對經濟成長之模型估計結果

係數	係數值	異質化標準差	t 統計量
β <sub>01</sub>	-4.3112***	1.0929	-3.9448
β <sub>02</sub>	95.8980***	16.2354	5.9067
β <sub>03</sub>	25.7980***	3.0825	8.3691
β <sub>11</sub>	-2.5275*	1.6317	-1.5490
β <sub>12</sub>	-146.0218***	27.3048	-5.3478
β <sub>13</sub>	14.9304***	2.9760	5.0170
β <sub>21</sub>	7.2148***	1.4331	5.0344
β <sub>22</sub>	34.9346*	23.7142	1.4732
β <sub>23</sub>	-8.1520***	2.9115	-2.7999
τ <sub>1</sub> (%)		4.9027	
τ <sub>2</sub> (%)		6.0631	
γ <sub>1</sub>		45485	
γ <sub>2</sub>		7525	
RSS		8674757.927	

註：1. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

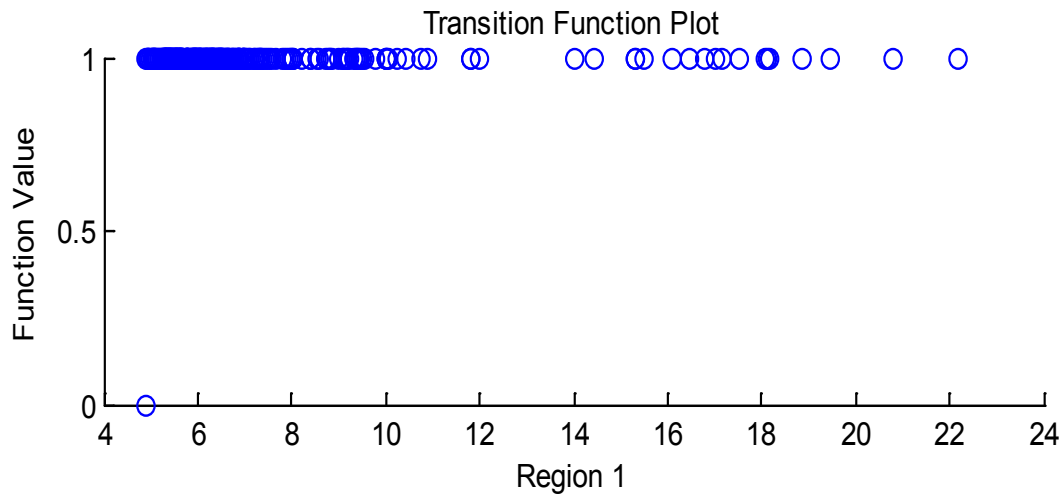
2. γ: 轉換速度；τ: 門檻值。

3. 模型： $GDP_{i,t}^{low} = \mu_i - 4.13112 PHCE_{i,t} + 95.898 HEXP_{i,t} + 25.798 LE_{i,t} + g(HEXP_{i,t}; 45485, 4.9027) \cdot (-2.5275 PHCE_{i,t} - 146.0218 HEXP_{i,t} + 14.9304 LE_{i,t}) + g(HEXP_{i,t}; 7525, 6.0631) \cdot (7.2148 PHCE_{i,t} + 34.9346 HEXP_{i,t} - 8.152 LE_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$

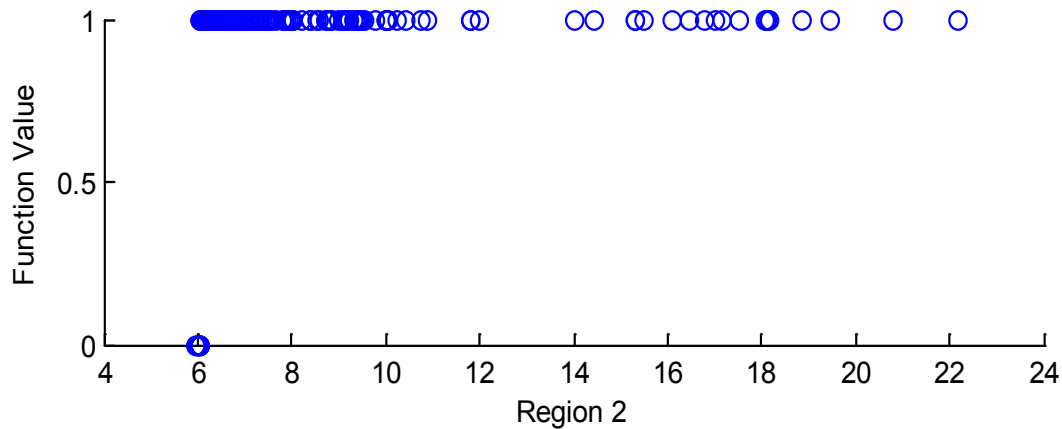
· g(·) 為轉換函數，γ 為移轉速度，醫療保健支出比率、醫療保健支出  
τ 為轉換門檻值。占 GDP 比率及平均預期壽命對人均

在選定模型為 m=1 及 r=2 之所得成長的影響，而模型參數估計整  
下，接著利用縱橫平滑移轉迴歸模型如表五所示，由表五、圖一與圖二  
型 (PSTR) 檢定在不同醫療保健支中可知，轉換門檻值為 4.9027% 與  
出占 GDP 比率下，公共醫療支出占 6.0631%，轉換速度高達 45,485 與





圖一、低所得國家醫療保健支出比率對經濟成長之轉換函數 ( 門檻值為 4.9027%)



圖二、低所得國家醫療保健支出比率對經濟成長之轉換函數 ( 門檻值為 6.0631%)

7,525，使得轉換函數圖形在轉換門檻值附近形成結構性改變的跳躍式模型，轉換函數呈現由 0 跳至 1 的移轉現象，不具平滑移轉效果。

參數估計實證結果由表六可觀察出，醫療保健支出占 GDP 比率的兩個轉換門檻值，將樣本劃分為三個區域：分別為醫療保健支出占 GDP 比

率低於 4.9027%、介於 4.9027% 和 6.0631% 及高於 6.0631% 三個部分，在此三個區域內解釋變數對人均所得成長的影響效果皆不盡相同。由表六可知，公共醫療支出占醫療保健支出比率對經濟成長的影響效果在三個區間內皆為顯著相關，當醫療保健支出占 GDP 比率在轉換門檻值 4.9027%

表六、低所得國家 HEXP 為門檻值下，各解釋變數對經濟成長之影響

醫療支出門檻	$HEXP_{i,t} < 4.9027\%$		$4.9027\% < HEXP_{i,t} < 6.0631\%$		$HEXP_{i,t} > 6.0631\%$	
	係數值	影響	係數值	影響	係數值	影響
PHCE	-4.3112	---	-6.8387	-	0.3761	+++
HEXP	95.8980	+++	-50.1238	---	-15.1892	-
LE	25.7980	+++	40.7284	+++	32.5764	+++

註：「+」表示解釋變數對經濟成長呈現正向影響；「-」表示解釋變數對經濟成長呈現負向影響；「N」表示解釋變數對經濟成長無顯著影響。

前，公共醫療支出占醫療保健支出比率之變動對於經濟成長的影響為顯著負相關性，影響係數為 -4.3112，之後隨著醫療保健支出占 GDP 比率的上升，當其介於 4.9027% 與 6.0631% 之間時，兩變數仍為負相關且關聯性提高；然而，當醫療保健支出占 GDP 比率超過另一個轉換門檻值 6.0631% 後，公共醫療支出占醫療保健支出比率與人均所得成長間的連動性下降，但在相關性上卻轉變為顯著的正相關。表示當醫療保健支出占 GDP 比率超過門檻值 6.0631% 後，公共醫療支出占醫療保健支出比率上升會造成經濟成長的顯著提高，呈現經濟緩慢成長現象。接著由圖一與圖二中，可以對照參數估計結果發現在醫療保健支出占 GDP 比率為 4.9027% 與 6.0631% 時發生結構性改變且產生轉

換區間。這樣的結果說明公共醫療支出占醫療保健支出比率與經濟成長間存在異質性反應。

其次從醫療保健支出對人均所得成長的影響來看，當醫療保健支出占 GDP 比率低於門檻值 4.9027% 時，醫療保健支出對經濟成長呈現顯著的正相關性 (1% 顯著水準)，影響係數高達 95.8980；而當醫療保健支出比率超過 4.9027% 後，兩變數間的連動性下降，相關性轉為顯著負相關，表示當醫療保健支出占 GDP 比率超過門檻值 4.9027% 後，經濟成長隨醫療保健支出比率的提高而減少，但當醫療支出比率超過 6.0631% 後，此兩變數間的負相關性減弱，表示醫療保健支出比率上升，造成經濟衰退的速度趨緩。綜合上述實證結果，我們發現當醫療保健支出占 GDP 比率



介於 4.9027% 與 6.0631% 之間時，公共醫療支出占醫療保健支出比率與醫療保健支出占 GDP 比率兩變數與經濟成長的關聯性均為顯著負相關，表示政府醫療支出上升會造成經濟成長率的顯著下滑。然而當醫療保健支出占 GDP 比率低於 4.9027% 或高於 6.0631% 時，醫療保健支出占 GDP 比率與公共醫療保健支出占醫療支出比率與經濟成長的相關性呈現不一致的關聯性，顯示在低所得國家中，當醫療保健支出占 GDP 比率低於 4.9027% 時，整體醫療設施尚未充分發展，公共醫療支出占醫療支出比例愈高，反而增加國家財政支出，不利經濟發展；而當醫療保健支出占 GDP 比率高於 6.0631% 時，醫療技術、設施較為提高，此時政府投入公共醫療占比愈高，將有助於提升經濟成長。

預期壽命對人均所得的影響，在三個區間內皆在 1% 顯著水準下，呈現顯著的正向關係，影響係數分別為 25.7980、40.7284 與 32.5764，

當醫療保健支出占 GDP 比率介於 4.9027% 與 6.0631% 時，預期壽命對經濟成長的影響程度最強，正的 LE 係數值也符合人力資本理論的預期。亦即當預期壽命增加時，人們可以工作的年數也會增加，進而增加人力資本投資的報酬率，在報酬率提高之下，人們會增加人力資本的投資 (Schultz, 1980)，其結果如本文前節所示，經濟成長率也會隨之增加。

## 肆、討論與結論

相較於過去文獻最大的差異是本文考量跨國、跨時在不同的醫療保健支出占 GDP 比率門檻下，採用 González et al. (2005) 所發展之縱橫平滑移轉迴歸模型 (PSTR)，探討健康資本對低所得國家經濟成長是否存在非線性的影響效果。根據本文之實證結果，在其它條件不變之下<sup>3</sup>，增加醫療保健支出占 GDP 比率超過 4.9027% 門檻值後，將會降低人均 GDP 之成長率；而公共醫療支出占醫療保健支出比率之提高，低

於 6.0631% 門檻值時，也會和人均 GDP 成長率成反比；預期壽命則對人均 GDP 成長率呈現正向影響關係。

事實上，探討健康資本與經濟成長關係有其政策上的重要意涵，當兩者關係不甚密切時，政府應採取保守穩健的健康投資政策；相反的，當健康資本是促使經濟成長的重要因素時，政府應致力於健康投資的有效提供。本文實證結果發現低所得國家的預期壽命較低，醫療保健支出會延長壽命，增加人力資本的產出，有助於推升經濟成長，支持 Schultz (1980) 的理論。而在醫療保健支出占 GDP 比率介於 4.9027% 與 6.0631% 門檻值時，醫療保健支出與公共醫療支出對經濟成長均呈現顯著的負向影響，假設政府採取調整健康保險費率和民眾部分負擔比率的方式來調整醫療保健支出占 GDP 比率，以及公共醫療保健支出占醫療保健支出率，因此，增加醫療保健支出比率或公共醫療支

出比率，會減少每單位人力資本的醫療保健均衡服務量，降低人力資本投資，進而降低經濟成長率。對低所得國家而言，當醫療保健支出占 GDP 比率提高將導致醫療保健服務相對價格上升，有較多人選擇不就醫，民眾減少醫療保健服務的需求量，當民眾對醫療保健需求量減少時，勞動效率會受損，人力資本投資的報酬率會降低。而當醫療支出比率低於 4.9027% 時，公共醫療支出與醫療保健支出對經濟成長分別為負向與正向的不同影響關係，此時政府應減少公共醫療支出比率；反之，當醫療支出比率高於 6.0631% 門檻值時，則應提高公共醫療支出比率，如擴充公共醫療院所、增加公共衛生服務等，提升民眾健康品質，將會提高人們投資於人力資本的意願，進而促進經濟發展。

在實證期間的兩個門檻值所劃分出三個區間，貧窮國家預期壽命對經濟成長皆呈現顯著的正向影響關係，

---

<sup>3</sup> 本文之實證結果乃是控制醫療保健支出對於經濟成長之間接因素後所得之結果，而醫療保健支出對於如：每人平均住院天數、老年人口比率、高等教育等會有正面影響，這些變數對於經濟成長也有正面之影響。



此結果亦與文獻相呼應 (Bhargava et al., 2001)。一般而言，低所得國家平均預期壽命較短且公共醫療支出可有效用來對抗死亡 (Bidani & Ravallion, 1997)，政府健康支出增加不僅使生命延長也會使經濟快速成長 (Aisa & Pueyo, 2004)。是故，非線性模型更能捕捉健康資本對經濟成長之影響效果。

低所得國家經濟基礎十分薄弱，既要發展經濟又要保障人們健康，因此，政府應以公平取向建立全面醫療保障體系，促進國民健康。貧窮國家一般民眾由於收入有限，享有的醫療衛生保障有限，無力承擔昂貴的醫療費用，最後陷入惡性迴圈，不利經濟發展。本研究實證結果，研究架構

完整，相信不僅在政策上或是學術上應能有一些重要意涵呈現。此外，有鑑於各國醫療制度不盡相同，保險制度也大相逕庭，但值得注意的是近年來醫療保健支出持續上漲的趨勢是多數國家共同的經驗，一方面表示醫療保健支出在整個經濟體系的重要性與日俱增 (Blanchard, 1985)，且為全球性的共同趨勢，另一方面不論各國的醫療體制有多大的差異，醫療保健支出的控制永遠是各國政府在健康福利政策上的重要課題 (Zweifel, Breyer, & Kifmann, 2009 ; Niklas, 2010)。適度的提高貧窮國家的醫療或醫藥技術，給與人民擁有良好的健康知識觀念、確實改善環境及做好疾病防治工作，才能提升落後低

附錄、各實證樣本國家

Bangladesh	Gambia	Mauritania
Benin	Guinea	Mozambique
Burkina Faso	Guinea-Bissau	Nepal
Burundi	Haiti	Niger
Cambodia	Kenya	Rwanda
Central African Republic	Kyrgyz Republic	Sierra Leone
Chad	Liberia	Tajikistan
Comoros	Madagascar	Tanzania
Congo, Dem. Rep.	Malawi	Togo
Eritrea	Mali	Uganda
Ethiopia		

所得國家的競爭力。我國自開辦全民健保以來，如何控制醫療保健支出的成長一直是政府當局努力的目標，藉由深入探討低所得國家健康資本與經濟成長之關係，不僅提供其他國家相關單位之參考，更可作為國內當局修訂政策的重要依據。

## 伍、參考文獻

- 王弟海 (2007)。健康人力資本能促進長期經濟增長嗎？*浙江社會科學*，4，81-86。
- 莊奕琦，李鈞元 (2003)。如何衡量人力資本：理論與台灣實證。*經濟論文叢刊*，31(1)，51-85。
- Adriaan, Z. & Joan, M. (2001). Health and endogenous growth. *Journal of Health Economics*, 20, 169-185.
- Aísa, R. & Pueyo, F. (2004). Endogenous longevity, health and economic growth: a slow growth for a longer life? *Economics Bulletin*, 9(3), 1-10.
- Barro, R. J. (1996). Determinants of economic growth: A cross-country empirical study. *NBER Working Paper*, 56-98.
- Barro, R. J. (1997). Determinants of economic growth: a cross-country empirical study. *MIT Press Books*, 1st Edition, Vol. 1, MA: MIT Press.
- Barro, R. J. & Sala-I-Martin, X. (1995). *Economic Growth*. New York: McGraw Hill.
- Bhargava, A., Jamison, D. T., Lau, L. J., & Murray, C. J. L. (2001). Modeling the effects of health on economic growth. *Journal of Health Economics*, 20(3), 423-440.
- Bidani, B., & Ravallion, M. (1997). Decomposing social indicators using distributional data. *Journal of Econometrics*, 77, 125-139.
- Blanchard, O. (1985). Debt, deficits and finite horizon. *Journal of*



- Political Economy*, 93, 223–247.
- Bloom, D. E., & Canning, D. (2001). Cumulative causality, economic growth, and the demographic transition. in N. Birdsall, A. Kelley, and S. Sinding, eds., *Population Matters: Demography, Growth, and Poverty in the Developing World* (Oxford: Oxford University Press), 165-197.
- Bloom, D. E., Canning, D. & Sevilla, J. (2002). Health worker productivity and economic growth. *paper presented at 13th annual Health Economics Conference*, June, 2000, Pittsburgh.
- Bloom, D. E., Canning, D. & Sevilla, J. (2004). The effect of health on economic growth: A production function approach. *World Development*, 32(1), 1-13.
- Carrion-i-Silvestre, J. L. (2005). Health care expenditure and GDP: Are they broken stationary? *Journal of Health Economics*, 24(5), 839-854.
- Desbordes, R. (2011). The non-linear effects of life expectancy on economic growth. *Economics Letters*, 112, 116-118.
- Dijk, D., Teräsvirta, T. & Franses, P. H. (2002). Smooth transition autoregressive models - a survey of recent developments. *Econometric Reviews*, 21, 1-47.
- Dormont, B., Grignon, M. & Huber, H. (2006). Health Expenditure Growth: Reassessing the Threat of Ageing. *Health Economics*, 15(9), 947-963.
- Fogel, R. W. (1994). Economic growth, population theory, and philosophy: The bearing of long-term processes on the making of economic policy. *American Economic Review*, 84, 369-395.

- Gerdtham, U. G., Soggard, J. & Andersson, F. (1992). An econometric analysis of health care expenditure: A cross-section study of the OECD countries. *Journal of Health Economics*, 11(1), 63-84.
- Gerdtham, U. G. & Löthgren, M. (2000). On stationarity and cointegration of international health expenditure and GDP. *Journal of Health Economics* 19, 461-475.
- Gerdtham, U. G. & Jonsson, B. (2000). International Comparisons on Health Expenditure: Theory, Data and Econometric Analysis,” In A. J. Culyer and J P. Newhouse eds. *Handbook of Health Economics. North Holland: Elsevier Science*.
- González, A., Teräsvirta, T. & van Dijk, D. (2005). Panel smooth transition regression models. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 604.
- Granger, C. & Teräsvirta, T. (1993). *Modelling non-linear economic relationships*. Oxford University Press.
- Gyimah-Brempong, K. & Wilson, M. (2004). Health human capital and economic growth in Sub-Saharan African and OECD countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 44(2), 296-320.
- Haldar, S. (2008). Effect of health human capital expenditure on economic growth in India: A state level study. *Asia-Pacific Social Science Review* 8(2), 79-97.
- Hall, R. E. & Jones, C. I. (2007). The value of life and the rise in health Spending. *Quarterly Journal of Economics*, 122(1), 39-72.





- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, *93*, 345-368.
- Hansen, J. (2000). The effect of work absence on wages and wage gaps in Sweden. *Journal of Population Economics*, *13*, 45-55.
- Hertzman C. & Siddiqi, A. (2000). Health and rapid economic change in the late twentieth century. *Social Science and Medicine*, *51*, 809-819.
- Jamison, D. T., Lau, L. J. & Wang, J. (2005). Health's contribution to economic growth in an environment of partially endogenous technical progress. in Lopez-Casasnovas, G., Rivera, B., and Currais, L., eds., *Health and Economic Growth: Findings and Policy Implications* (Cambridge, MA:MIT), 67-91.
- Jansen, E. & Teräsvirta, T. (1996). Testing parameter constancy and super exogeneity in econometric equations. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *58*, 735-763.
- Jeffrey, D. & Andrew, M. (2001). Fundamental sources of long-run growth. *American Economic Review*, *87*, 184-188.
- Kleiman, E. (1974). The determinants of national outlay on health. in M. Perlman eds., *The Economics of Health and Medical Care* (London: Macmillan) .
- Knowles, S. & Owen, P. D. (1995). Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw Romer Weil-Model. *Economics Letters*, *48*(1), 99-106.
- Knowles, S. & Owen, P. D. (1997). Education and health in an effective-labour empirical growth

- model. *Economics Record*, 73(223), 314-328.
- Lago-Peñas, S., Cantarero-Prieto, D. & Blázquez-Fernández, C. (2013). On the relationship between GDP and health care expenditure: A new look. *Economic Modelling*, 32, 124-129.
- Levin, A., Lin, C. F. & Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P. & Teräsvirta, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75, 491-499.
- Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- McDonald, S., & Roberts, J. (2002). Growth and multiple forms of human capital in an augmented Solow model: A panel data investigation." *Economics Letters January*. 74(2), 271-276.
- Mirvis, D. M. & Bloom, D. E. (2008). Population health and economic development in the U.S. *Journal of the American Medical Association*. 300(1), 93-95.
- Narayan, P. K. (2006). Examining structural breaks and growth rates in international health expenditures. *Journal of Health Economics*, 25, 877-890.
- Newhouse, J. P. (1977). Medical care expenditures: A cross-national survey. *Journal of Human Resources*, 12, 115-125.



- Niklas, P. (2010). The growth of public health expenditures in OECD countries: Do government ideology and electoral motives matter? *Journal of Health Economics*, 29, 797-810.
- World Bank (1993). *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*. New York: Oxford University Press.
- Parkin, D., McGuire, A. & Yule, B. (1987). Aggregate health care expenditures and national incomes: is health care a luxury good? *Journal of Health Economics*, 6, 109-127.
- Pelkowski, J. M. & Berger, M. C. (2004). The impact of health on employment, wages, and hours worked over the life cycle. *Quarterly Review Economy Finance*, 44, 102-121.
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Schultz, T. W. (1980). Nobel Lecture: The Economics of Being Poor. *Journal of Political Economy*, 88(4), 639-651.
- Sohn, B. (2000). *Health, nutrition, and economic growth*. Ph. D. Dissertation, Brown University.
- Teräsvirta, T. (1994). Specification estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208-218.
- Zweifel, P., Breyer, F. & Kifmann, M (2009). *Health Economics*, 2nd Edition, New York: Cambridge University Press.

# The Nonlinear Influence of Health Capital to the Economic Growth in Low-Income Countries: A Panel Data Study

Feng-Chin Chen<sup>1</sup>

## Abstract

**Purposes:** This study discusses the ways and extents that health capital influences economic growth in low-income countries, and whether there is a threshold value of health care expenditure (HCE) to GDP. **Methods:** This research uses the data of per capita income from low-income countries from 1995 to 2011 as panel data, and applies the Panel Smooth Transition Regression Model (PSTR) from González et al. (2005). The following measures of health are used as the index of health capital in this study: the ratio of HCE to GDP, the ratio of public health care expenditure (PHCE) to HCE, and life expectancy. By analyzing taking the ratio of HCE to GDP as a transition variable, this study identifies the threshold value of HCE to GDP. **Results:** The results of this study reveal a nonlinear asymmetric threshold relationship between health capital and economic growth. When the ratio of HCE to GDP is more than 6.0631%, then the ratio of PHCE to HCE and life expectancy has positive influences on economic growth. However, the ratio of HCE to GDP has a negative influence on economic growth. When the ratio of HCE to GDP is lower than 4.9027%, the ratio of HCE to GDP and life expectancy has significant positive influence on economic growth, while the ratio of PHCE to HCE shows significant negative influence on economic growth. **Conclusions:** In conclusion, the non-linear model provides a clear analysis of how health capital influences economic growth in low-income countries. This is not only a reference for other countries but also an important reference for domestic policy reforms.

**Keywords:** Health capital, economic growth, health care expenditure (HCE), life expectancy, panel smooth transition regression model.

---

<sup>1</sup>Assistant Professor, Department of Marketing and Logistics Management, Hsin Sheng College of Medical Care and Management