

## 健康資本對高所得國家經濟成長非線性影響之研究

### The Study of Nonlinear Impact of Health Capital on Economic Growth for High-income Countries

陳鳳琴 Feng-Chin Chen<sup>1</sup>

#### 摘要

本研究利用 1995 年至 2011 年 42 個高所得國家的健康資本與人均所得成長資料，並以縱橫資料 (panel data) 形式，應用 González *et al.* (2004, 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，探討健康資本對高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。實證結果發現，當醫療保健支出占 GDP 比率超過 7.1781% 門檻值時，公共醫療支出、醫療保健支出及預期壽命對經濟成長均有顯著正向非線性影響；當醫療保健支出占 GDP 比率低於 2.9160% 門檻值時，公共醫療支出和醫療保健支出對經濟成長無顯著影響，預期壽命對經濟成長有顯著正向影響。

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

#### Abstract

This paper uses a panel threshold model analysis to investigate the effects of health capital on the growth rate of per capital income for high-income countries over the period from 1995 to 2011, by using panel smooth transition regression model developed by González *et al.* (2004, 2005). We also use three alternative measures of health in our study: the ratio of health care expenditure to GDP, the ratio of public health care expenditure to health care expenditure and life expectancy. Utilizing the ratio of health care expenditure to GDP as the threshold variable to figure out that the threshold value. Investigating health capital for high-income countries, the impact of economic growth effect, whether depend on the ratio of health care expenditure to GDP exceeds a certain threshold or not. The empirical results show that, public health expenditure, health expenditure and life expectancy to economic growth have significant positive nonlinear effects when the ratio of health care expenditure to GDP upper than 7.1781% threshold; public health expenditure and health expenditure no significant impact on economic

---

<sup>1</sup>新生醫護管理專科學校行銷與流通科助理教授(聯絡地址：32544 桃園縣龍潭鄉中豐路高平段 418 號，連絡電話：03-4117578 轉 650，E-mail: [fc998181@hsc.edu.tw](mailto:fc998181@hsc.edu.tw))。

growth and life expectancy have significant positive nonlinear effects when the ratio of health care expenditure to GDP lower than 2.9160% threshold.

**Keywords:** Health Capital, Health Care Expenditure, Life Expectancy, Economic Growth, Panel Smooth Transition Regression Model.

## 壹、前言

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%，2011 年增加到 17.8% 左右，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，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 OECD 國家的資料，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 Leu, 1986; Parkin *et al.*, 1987; Gerdtham *et al.*, 1992; Gerdtham and 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。根據此一文獻上的發現，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。另一方面，儘管不同國家之間的醫療支出有很大差異，如上所述，各國幾乎一致面臨醫療支出持續不斷上漲的共同趨勢。許多歐美先進國家更擔心醫療保健支出占 GDP 比率的持續上升是否會影響非醫療產業的競爭力進而影響整體經濟的成長幅度，甚至拖垮經濟成長？在當前各國政府稅收增加不易且有龐大債務之際，如何因應日益上升的醫療保健支出的財政問題？由於這些相關變數直接或間接地影響總體經濟變數，因此討論醫療保健支出占 GDP 比率及其對於各項總體經濟變數的影響成為重要且亟待探討的課題。

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，進而提高健康水準，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。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 Jewell *et al.*, 2003; Carrion-i-Silvestre, 2005; Dormont *et al.*, 2006; Narayan, 2006; Lago-Peñas *et al.*, 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。因此，本文擬以醫療保健支出占GDP比率、公共醫療支出占醫療保健支出的比率，以及預期壽命為衡量健康資本的指標，探討健康資本對高所得國家經濟成長的影響力及貢獻率。

另一方面，本文以González *et al.* (2004, 2005) 所發展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比率為模型中的轉換變數，觀察高所得國家的經濟成長是否存在平滑移轉效果 (smooth transition effect)，是否會因醫療保健支出占GDP比率大小而產生轉折，探討其對經濟成長的影響，並進一步以醫療保健支出占GDP比率、公共醫療支出占醫療保健支出比率與預期壽命為解釋變數，評估不同的醫療資源對經濟成長造成的影響，乃本文研究動機之二。本文架構安排如下：第一節前言，介紹本文研究背景與目的；第二節為文獻探討；第三節為實證計量模型；第四節為實證結果與分析，包含資料來源、基本敘述統計、縱橫單根檢定結果、縱橫平滑移轉效果分析；最後部分為本研究結論。

## 貳 文獻探討

### 一、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，對該國經濟成長率帶來1%的貢獻。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情況三者間的相互關係，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。Barro (1997) 也發現壽命的延長對經濟成長具有顯著正相關。更有學者如 Barro and Lee (1994); Barro and Sala-I-Martin (1995); Barro (1996); Bloom and Canning (2001) 等人採用預期壽命衡量健康，證實預期壽命每增加1%，經濟成長將增加約4%。Jamison *et al.*, (2005) 採用1965至1990年53個國家每隔5年的資料，以15至60歲成年男性存活率作為健康的代理變數，研究結果顯示，存活率增加1%時，經濟成長率提高0.23%。Bloom *et al.*, (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%。

Knowles and Owen (1995) 將Mankiw *et al.* (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 and Roberts (2002) 也指出健康資本對經濟成長占有一定之重要地位。Knowles and Owen (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，發現以預期壽命衡量健康狀況對經濟成長並無顯著影響，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。McDonald and Roberts (2002) 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。Gyimah-Brempong and Wilson (2004) 也利用修正的Solow (1956) 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，研究健康資本與每人所得成長的關係，發現健康資本存量與投資均顯著影響每人所得成長率，且健康資本存量的平方項也會影響每人所得，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，研究估計非洲國家健康對每人所得成長的貢獻為22%，而OECD國家則為30%。Aísa and Pueyo (2004) 認為預期壽命的增長可能導致儲蓄上升與經濟成長，但在先進國家其情況可能未必如此，因為先進國家已經具備較高的醫療技術與預期壽命，若要進一步提高預期壽命則可能要在公共醫療支出方面付出昂貴的代價，反而會造成國家對其他資源的投入產生排擠，使得經濟成長受到阻礙。

## 二、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 (Barro, 1991; Fogel, 1994; Barro and Sala-I-Martin, 1995; Knowles and Owen, 1995, 1997; Bhargava *et al.*, 2001)，儘管文獻一致認為改善健康有助於提升生產力，但由於這些研究包含不同國家、觀察期、控制變數、樣本及模型，且囿於資料取得之限制，導致跨國橫斷面迴歸分析並不明確，實證結果的可靠性降低，少數研究甚至認為健康改善對經濟成長的正向影響會隨著國家財富超過某種程度而降低 (Bhargava *et al.*, 2001)。Jeffrey and Andrew (2001) 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。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。柏婉貞 (2012) 應用Hansen (1999) 追蹤門檻模型，檢視政府健康支出與經濟成長的非線性關係，實證發現在低預期壽命國家，政府健康支出會提升經濟成長，二者存在顯著正向關係，但在中、高預期壽命國家，政府健康支出反而會降低資本累積，導致經濟成長降低。

## 參、實證計量模型

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

為了準確估計健康資本對經濟成長的影響效果，研究各國健康投資所扮演的角色必須能區別這些國家之間的健康程度，有必要以新的計量方法與資料，重新檢視各國健康資本與經濟成長之關係，分析結果較具公信力與解釋能力。爰此，本研究運用 González *et al.* (2004, 2005) 所發展的縱橫平滑移轉迴歸模型 (PSTR) 建構健康資本與經濟成長縱橫資

料模型 (Panel Data Model)，進行縱橫資料平滑移轉效果分析，實證探討高所得國家健康資本與經濟成長間是否存在非線性關係。

使用縱橫門檻平滑移轉模型，須先檢驗縱橫資料是否存在異質現象，若檢定證實資料存在異質現象，此一模型可視為非線性縱橫模型。將PSTR視為一種非線性的同質縱橫模型，透過轉換變數的設定將模型區分成  $r+1$  個區間，在每個區間內的縱橫模型是屬同質模型。本研究參酌Teräsvirta (1994, 1998) 的平滑移轉自我迴歸模型 (Smooth Transition Autoregressive, STAR)，基本模型設定如下：

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

其中，各國  $i$  及  $t$  年的人均所得成長率為  $y_{i,t}$ ， $x_{i,t}$  為  $k$  維向量之外生變數，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 *et al.*, 2002)，本文以醫療保健支出占GDP比率作為轉換變數， $\gamma$  為轉換速度，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 and Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994), Jansen and Teräsvirta (1996), and González *et al.* (2005)，轉換函數設定如下：

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

或

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

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，近似單一時間點的結構性改變，模型與Hansen (1999) 的縱橫門檻模型呈現單點跳躍式的情況相同，如下所示：

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta_0' x_{i,t} + \beta_1' x_{i,t} \varphi(z_{i,t}; \tau) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

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

反之當  $\gamma \rightarrow 0$  時， $g(\cdot)$  函數則近似線性函數，結構性轉變不明顯，迴歸係數的極端值為  $\beta_0'$  與  $\beta_0' + \beta_1'$ 。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模型允許有多個不同的可加性轉換函數，其模型結構如下：

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta_0' x_{i,t} + \sum_{j=1}^r \beta_j' x_{i,t} g(z_{i,t}; \gamma_j, \tau_j) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

轉換函數的形狀由式 (2) 或 (3) 決定,  $j=1, \dots, r$  代表可能存在  $r$  個平滑轉換函數,  $r+1$  個不同影響區間。

## 二、縱橫平滑移轉迴歸模型之設定

PSTR模型設定過程, 大致採取下列三個步驟:

### (一) 同質性檢定 (homogeneity test):

即檢定模型是否屬於非線性模型, 本文採用Luukkonen, *et al.* (1988) 提出之方法, 在虛無假設  $H_0: \gamma=0$  下進行同質性檢定, 將  $g(\cdot)$  做一階泰勒展開式以解決認定問題, 並將式 (1) 替換成輔助迴歸如式 (6):

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

其中,  $\beta_1^*, \dots, \beta_m^*$  為  $\gamma$  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  $\gamma$  是否為零與檢定式 (6) 中  $\beta_1^* = \dots = \beta_m^* = 0$  具有相同的統計意義; 且在虛無假設下意味著  $\{\varepsilon_{i,t}^*\} = \{\varepsilon_{i,t}\}$ , 故利用一階泰勒展開式逼近並不影響不對稱分配理論。在虛無假設下進行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:

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

$$F \text{ 統計量: } LM_F = \{(RSS_0 - RSS_1) / mk\} / \{RSS_1 / (TN - N - mk)\} \sim F(mk, TN - N - mk)$$

其中  $RSS_0$  表在  $H_0$  (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  $H_1$  (具  $m$  區間的PSTR模型) 下的殘差平方和;  $T$  為時間數;  $N$  為國家數。透過不同分配的LM統計量檢定該模型是否存在非線性關係。

### (二) 轉換模型的選取:

當檢定結果拒絕同質性時, 選取適當的轉換模型 ( $m=1$  或  $m=2$ )。Lundbergh *et al.* (2003) 提出一與時而變的縱橫平滑移轉迴歸模型 (time varying panel smooth transition regression, TV-PSTR) 進行參數一致性的檢定, 模型設定如下:

$$y_{i,t} = \mu_i + (\beta'_{10} x_{i,t} + \beta'_{11} x_{i,t} g(z_{i,t}; \gamma_1, \tau_1)) + f(t; \gamma_2, \tau_2) (\beta'_{20} x_{i,t} + \beta'_{21} x_{i,t} g(z_{i,t}; \gamma_1, \tau_1)) + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中  $f(\cdot)$  函數是以時間為轉換變數的轉換函數, 可以再將方程式 (7) 改寫成式 (8):

$$y_{i,t} = \mu_i + (\beta'_{10} + \beta'_{20} f(t; \gamma_2, \tau_2)) x_{i,t} + (\beta'_{11} + \beta'_{21} f(t; \gamma_2, \tau_2)) x_{i,t} g(z_{i,t}; \gamma_1, \tau_1) + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

TV-PSTR藉由  $f(\cdot)$  判斷參數是否具一致性, 而  $f(\cdot)$  設定如式 (9):

$$f(t; \gamma_2, \tau_2) = (1 + \exp(-\gamma_2 \prod_{j=1}^h (t - \tau_{2,j})))^{-1} \quad (9)$$

將  $f(\cdot)$  做一階泰勒展開式以解決認定問題，並將式 (7) 替換成輔助迴歸如式 (10)：

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta_{10}^{*'} x_{i,t} + \beta_1^{*'} x_{i,t} t + \beta_2^{*'} x_{i,t} t^2 + \dots + \beta_h^{*'} x_{i,t} t^h + (\beta_{20}^{*'} x_{i,t} + \beta_{h+1}^{*'} x_{i,t} t + \dots + \beta_{2h}^{*'} x_{i,t} t^h) g(z_{i,t}; \gamma_1, \tau_1) + \varepsilon_{i,t}^* \quad (10)$$

檢定方程式 (7) 的  $\gamma_2 = 0$  與方程式 (10) 中  $\beta_1^* = \dots = \beta_h^* = \dots = \beta_{2h}^* = 0$  兩者具相同的統計意義。檢定方法與前段所述方法類似，在虛無假設下可以進行LM統計量的檢定，在LM檢定下可分成自由度為  $2hk$  的  $\chi^2$  統計量與自由度為  $[2hk, TN - N - 2k(h+1) - (m+1)]$  的F統計量。

### (三) 轉換區間個數的檢定

此步驟為檢定是否還存在異質性，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 (11)：

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta_0' x_{i,t} + \beta_1' x_{i,t} g_1(z_{i,t}^{(1)}; \gamma_1, z_1) + \beta_2' x_{i,t} g_2(z_{i,t}^{(2)}; \gamma_2, z_2) + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

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  $\gamma_2 = 0$  下，如果假設檢定結果為拒絕虛無假設，即表示模型中存在三個區間，此假設檢定會持續進行，直到檢定結果接受虛無假設，才能決定模型中  $r$  的值，即為門檻的數量。

## 肆、實證結果與分析

### 一、資料來源

本研究選取 1995 年至 2011 年 42 個高所得國家健康資本與經濟成長的縱橫資料，總觀察值包含 714 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、歐洲與非洲的高所得國家，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 (PHEC)、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 1 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 (PHEC) 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 7.46%，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 70%，顯示各國政府仍相當重視公共醫療服務，預期壽命平均值為 76 年。PHEC 和 HEXP 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，而在 LLC (Levin *et al.*, 2002) 縱橫單根檢定中，所有實證變數均呈現定態水準。

表 1 各研究變數之敘述統計量 (42 國)

變數名稱	EG(%)	PHEC(%)	HEXP(%)	LE(年)
平均數	2.3650	69.9906	7.4593	76.4574
標準差	5.1541	13.2888	2.6764	5.3247
偏態係數	5.1183	-0.9222	0.1949	-3.1534
峰態係數	58.1752	3.3624	3.7550	16.5343
J-B檢定	93685.33***	105.1095***	21.4772***	6632.837***
LLC縱橫單根檢定	-9.902***	-3.313***	-10.318***	-15.804***
觀察值	714	714	714	714

註: 1. J-B 常態性檢定, 虛無假設  $H_0$ : 變數符合常態分配。

2. LLC 縱橫單根檢定, 虛無假設  $H_0$ : 所有序列皆存在單根。

3. \*\*\*、\*\*及\*分別代表在顯著水準 1%、5%及 10%下顯著。

### 三、縱橫平滑移轉效果分析

本研究參照 González, Teräsvirta and van Dijk (2004, 2005) 所發展之縱橫平滑移轉迴歸模型進行分析, 縱橫平滑移轉模型的分析步驟: 第一步先確認為非線性模型 (同質性檢定), 第二步選取適當的轉換模型, 第三步確認移轉區間個數, 第四步為模型之設定與參數之估計, 最後則探討各變數之影響結果。研究中使用 LM、LMF 與 LRT 等三種方式檢測模型的線性關係, 由表 2 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, 意味高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。進一步選取模型, 由表 3 結果發現, 經轉換函數後, 屬於  $m=1$  的邏吉斯函數模型 (logistic model)。

進一步探討模型的區間轉換個數, 如表 4 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  $r=2$  之平滑移轉模型, 建立模型如下:

$$\begin{aligned}
 EG_{i,t} = & \mu_i + \beta_{01}PHEC_{i,t} + \beta_{02}HEXP_{i,t} + \beta_{03}LE_{i,t} \\
 & + g_1(HEXP_{i,t}; \gamma_1, \tau_1) \cdot (\beta_{11}PHEC_{i,t} + \beta_{12}HEXP_{i,t} + \beta_{13}LE_{i,t}) \\
 & + g_2(HEXP_{i,t}; \gamma_2, \tau_2) \cdot (\beta_{21}PHEC_{i,t} + \beta_{22}HEXP_{i,t} + \beta_{23}LE_{i,t}) \\
 & + \varepsilon_{i,t} \quad \text{for } i=1, 2, \dots, 42, \quad t=1, 2, \dots, 17
 \end{aligned} \tag{12}$$

Where  $g(HEXP_{i,t}; \gamma_j, \tau_j) = (1 + \exp[-\gamma \prod_{j=1}^r (HEXP_{i,t} - \tau_j)])^{-1}$ , 其中  $g(\cdot)$  為轉換函數,  $\gamma$  為移轉速度,  $\tau$  為轉換門檻值。

表 5 與表 6 依照實證結果歸納出在不同醫療保健支出比率下, 解釋變數對於人均所得的影響程度, 模型轉換門檻值為 2.9160% 與 7.1781%, 由圖 1 可知人均所得在第一門檻值 2.9160% 時, 研究模型呈現平滑移轉結構, 轉換速度高達 12.5533, 曲線呈現較陡峭的情形; 而醫療保健支出比率到達第二門檻 7.1781% 時, 轉換速度則下降至 5.4667, 觀察圖 2 亦可

發現醫療保健支出在達到第二門檻時，研究模型存在平滑移轉結構現象。以下就醫療保健支出比率對人均所得的影響做實證分析及討論。

表 2 同質性檢定

同質性檢定	統計量	p-value
Wald Tests (LM)	105.163	0.000***
Fisher Tests (LMF)	9.500	0.000***
LRT Tests (LRT)	113.764	0.000***

註：1. \*\*\*，\*\*與\*分別代表在顯著水準 1%、5%及 10%下顯著。

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 3 模型檢定

模型檢定	統計量	p-value
$H_0^3 : B_3 = 0$	$F_3 = 2.641$	0.002***
$H_0^2 : B_2 = 0   B_3 = 0$	$F_2 = 2.040$	0.019**
$H_0^1 : B_1 = 0   B_2 = B_3 = 0$	$F_1 = 4.410$	0.000***

註：1. \*\*\*，\*\*與\*分別代表在顯著水準 1%、5%及 10%下顯著。

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  $m = 1$  的邏輯斯函數模型。

表 4 轉換區間個數檢定

$H_0$ :一個門檻變數( $r = 1$ )之 PSTR 模型		
$H_1$ :至少兩個門檻變數( $r \geq 2$ )之 PSTR 模型		
	統計量	p-value
Wald Tests (LM)	18.746	0.000***
Fisher Tests (LMF)	4.449	0.000***
LRT Tests (LRT)	18.996	0.000***
$H_0$ :兩個門檻變數( $r = 2$ )之 PSTR 模型		
$H_1$ :至少三個門檻變數( $r \geq 3$ )之 PSTR 模型		
	統計量	p-value
Wald Tests (LM)	7.556	0.110
Fisher Tests (LMF)	1.989	0.119
LRT Tests (LRT)	7.608	0.102

註：\*\*\*，\*\*與\*分別代表在顯著水準 1%、5%及 10%下顯著。

由表 6 可觀察出在醫療保健支出占 GDP 比率的兩個門檻值內，將樣本劃分為三個區間；分別為醫療保健支出占 GDP 比率低於 2.9160%、介於 2.9160% 和 7.1781%、高於 7.1781% 三個部分，在此三個區間內解釋變數對人均所得的影響效果皆不盡相同。從公共醫療支出對人均所得的影響來看，僅在第二與第三個區間內顯著，當醫療保健支出占人均 GDP 比率超過 2.9160% 後，公共醫療支出占醫療保健支出比率對人均所得成長率具顯著的負向影響，影響係數為 -106.9；當醫療保健支出比率大於 7.1781% 後，影響程度開始由負轉正，係數為 51.6。

至於醫療保健支出對人均所得的影響僅在第三區間內為顯著相關，當醫療保健支出占人均所得比率超過 7.1781% 時，在 5% 顯著水準下，醫療保健支出占人均 GDP 比率對人均所得成長率呈現顯著的正向關係，影響係數為 40.5。

高所得國家大部分屬於歐美先進國家，具有多元經濟活動，人均所得亦較低所得國家高，這些國家的社會福利，相對而言較低所得國家為高，因此，醫療保健支出亦相對較高，而醫療支出較高的國家（如美國、挪威、荷蘭等）較重視重大疾病的治療，或是先進儀器設備的開發和使用，其民眾對於生活品質或自我健康管理都有較好的意識，且有經濟能力享有較好的醫療資源，政府也提供較完善的醫療福利制度，對民眾作一生的醫療服務規劃，且有提早預防、及早治療的概念，不容易在老年時有突發疾病的發生，老年人口對醫療支出的影響反而較低，因而提高人們投資於人力資本的意願，進而促進經濟成長。

預期壽命在醫療保健支出占 GDP 比率低於門檻值 2.9160% 和高於 7.1781% 時，在 1% 的顯著水準之下，對人均所得的影響具有正向的不對稱關係，係數值分別為 1610.4 與 1572.5；當醫療保健支出占人均 GDP 比率的門檻值介於 2.9160% 與 7.1781% 之間時，預期壽命對經濟成長沒有顯著影響關係。此種現象產生在兩個不同醫療保健支出比率區間，當醫療保健支出比率低於第一門檻值時，每位工作者負擔較少的稅負，預期壽命增加之後，增加人們投資於人力資本，進而促進經濟成長；另一方面，當醫療保健支出比率高於第二門檻值時，每位工作者負擔更多的稅負，接受越高的醫療服務品質，將會增加人力資本的價值及工作效率，預期壽命增加，促進經濟成長。所以，預期壽命對於經濟成長率的影響在第一和第三區間呈現正向的影響關係。此結果不支持 Aísa and Pueyo (2004) 和柏婉貞 (2012)，但支持 McDonald and Roberts (2002) 的結論。

上述之分析，可知透過健康投資而增加生命長度，當生命週期提升時，將使人們退休年齡往後延長而增加生產力，進而推升經濟成長。

表 5 模型估計結果

	係數值	異質化標準差	t 統計量
$\beta_{01}$	101.3	79.1	1.2805
$\beta_{02}$	349.8	2769.8	0.1263
$\beta_{03}$	1610.4***	163.0	9.8797
$\beta_{11}$	-208.2***	59.8	-3.4826
$\beta_{12}$	502.5	222.7	0.1780
$\beta_{13}$	55.9	20.8	0.4628
$\beta_{21}$	158.5***	33.5	4.7284
$\beta_{22}$	-811.8**	426.4	-1.9040
$\beta_{23}$	-93.8***	40.0	-2.3480
$\tau_1$ (%)		2.9160	
$\tau_2$ (%)		7.1781	
$\gamma_1$		12.5533	
$\gamma_2$		5.4667	
RSS		4456386888.029	

註：1. \*\*\*，\*\*與\*分別代表在顯著水準 1%、5%及 10%下顯著。

2.  $\gamma$ ：轉換速度； $\tau$ ：門檻值。

3. 模型：  

$$EG_{i,t} = \mu_i + 101.3PHEC_{i,t} + 349.8HEXP_{i,t} + 1610.4LE_{i,t} + g(HEXP_{i,t}; 12.5533, 2.9160) \cdot (-208.72PHEC_{i,t} + 502.5HEXP_{i,t} + 55.9LE_{i,t}) + g(HEXP_{i,t}; 5.4667, 7.1781) \cdot (158.5PHEC_{i,t} - 811.8HEXP_{i,t} - 93.8LE_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

表 6 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	$HEXP_{i,t} < \tau_1$		$\tau_1 < HEXP_{i,t} < \tau_2$		$HEXP_{i,t} > \tau_2$	
	係數值	影響	係數值	影響	係數值	影響
PHEC	101.3	N	-106.9	- - -	51.6	+++
HEXP	349.8	N	852.3	N	40.5	++
LE	1610.4	+++	1666.3	N	1572.5	+++

註：「+」表示解釋變數對人均所得成長呈現正向影響；「-」表示解釋變數對人均所得成長呈現負向影響；「N」表示解釋變數對人均所得成長無顯著影響。

### 伍、結論與建議

本文利用 42 個高所得國家的資料，並結合縱橫平滑移轉迴歸模型 (PSTR) 的計量方法，驗證健康資本對高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，並探討是否存在平滑移轉效果。在全球經濟景氣復甦趨緩，各國政府赤字不斷擴大之下，且全球貨幣寬鬆，通貨膨脹壓力隨之而來，這些變化，更為健康資本投下更多不確定因素，此時來檢視健康資本在經濟成長上所扮演的角色，並且探討醫療保健支出上漲對國家經濟成長的影響，實有其必要性。

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。本文實證結果發現在高所得國家，當醫療保健支出占 GDP 比率低於第一門檻值 2.9160% 時，每位工作者負擔較少的稅負，預期壽命增加後，提高人們投資於人力資本，促進經濟成長；另一方面當醫療保健支出占 GDP 比率高於第二門檻值 7.1781% 時，每位工作者接受較高的醫療服務品質，預期壽命增加，將使人們退休年齡往後延長增加生產力，進而促進經濟成長。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。

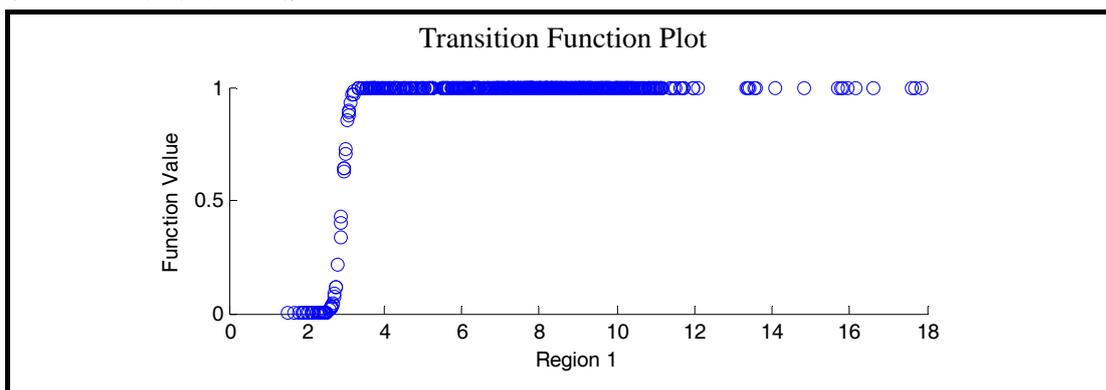


圖 1 高所得國家醫療保健支出比率對個人所得之轉換函數 (門檻值為 2.9160%)

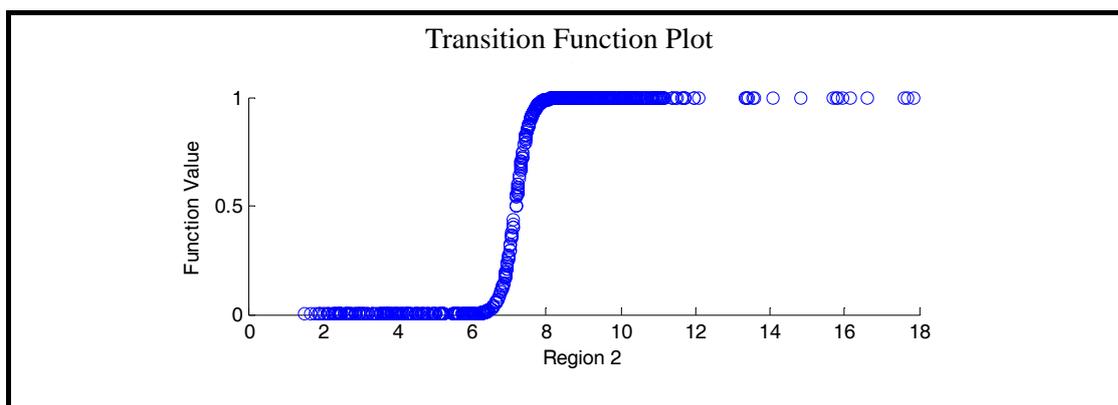


圖 2 高所得國家醫療保健支出比率對個人所得之轉換函數 (門檻值為 7.1781%)

本研究的實證結果，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 and Kifmann, 2009; Niklas, 2010)。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，藉由深入探討高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。

## 附錄

### 各實證樣本國家

Australia	Estonia	Korea, Rep.	Slovak Republic
Austria	Finland	Kuwait	Slovenia
Bahamas	France	Malta	Spain
Bahrain	Germany	Netherlands	Sweden
Barbados	Greece	New Zealand	Switzerland
Canada	Hungary	Norway	Trinidad and Tobago
Croatia	Iceland	Oman	United Arab Emirates
Cyprus	Ireland	Poland	United Kingdom
Czech Republic	Israel	Portugal	United States
Denmark	Italy	Saudi Arabia	
Equatorial Guinea	Japan	Singapore	

## 參考文獻

- 柏婉貞(2012)，「各國政府健康支出與經濟成長關係之驗證」，〈東吳經濟商學學報〉，77，1-22。
- Aísa, R. and F. Pueyo (2004), "Endogenous longevity, health and economic growth: a slow growth for a longer life?" *Economics Bulletin*, 9(3), 1-10.
- Barro, R. J. (1991), "Economic growth in a cross-section of countries." *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 403-443.
- 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. and J. W. Lee (1993), "International comparisons of educational attainment," *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 363-394.
- Barro, R. J. and J -W. Lee (1994), "Losers and winners in economic growth," in M. Bruno and B. Pleskovic, eds., *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics* (Washington, D. C.: World Bank), 267-297.
- Barro, R. J. and X. Sala-I-Martin (1995), *Economic Growth*. New York: McGraw Hill.
- Bhargava, A., D. T. Jamison, L. J. Lau, and C. J. L. Murray (2001), "Modeling the effects of health on economic growth," *Journal of Health Economics*, 20(3), 423-440.

- Blanchard, O. (1985), "Debt, deficits and finite horizon," *Journal of Political Economy*, 93, 223–247.
- Bloom, D. E. and D. Canning (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., D. Canning, and J. Sevilla (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., T. Teräsvirta, and P. H. Franses (2002), "Smooth transition autoregressive models — a survey of recent developments," *Econometric Reviews*, 21, 1-47.
- Dormont, B., M. Grignon, and H. Huber (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., J. Soggard, and F. Andersson (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. and M. Löthgren (2000), "On stationarity and cointegration of international health expenditure and GDP," *Journal of Health Economics* 19, 461-475.
- González, A., T. Teräsvirta, and D. van Dijk (2004), "Panel smooth transition regression model and an application to investment under credit constraints," Working paper.
- González, A., T. Teräsvirta, and D. van Dijk (2005), "Panel smooth transition regression models," *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 604.
- Granger, C. and T. Teräsvirta (1993), *Modelling non-linear economic relationships*. Oxford University Press.
- Gyimah-Brempong, K. and M. Wilson (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.
- Hansen, B. E. (1999), "Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference," *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
- Jamison, D. T., L. J. Lau, and J. Wang (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. and T. Teräsvirta (1996), "Testing parameter constancy and super exogeneity in econometric equations," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 735–763.
- Jeffrey, D and M. Andrew (2001), "Fundamental sources of long-run growth," *American Economic Review*, 87, 184-188.

- Jewell, T., J. Lee, M. Tieslau, and M. C. Strazicich (2003), "Stationarity of health expenditures and GDP: evidence from panel unit root tests with heterogeneous structural breaks," *Journal of Health Economics*, 22, 313-323.
- 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. and P. D. Owen (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. and P. D. Owen (1997), "Education and health in an effective-labour empirical growth model," *Economics Record*, 73(223), 314-328.
- Lago-Peñas, S., D. Cantarero-Prieto, and C. Blázquez-Fernández (2013), "On the relationship between GDP and health care expenditure: A new look," *Economic Modelling*, 32, 124-129.
- Leu, R. E. (1986), "The public-private mix and international health care costs," in Culyer A. J. and B. Jonsson eds., *Public and Private Health Services: Complementaries and Conflicts* (Oxford: Basic Blackwell) .
- Lundbergh, S., T. Teräsvirta, and D. V. Dijk (2003), "Time-varying smooth transition autoregressive models," *Journal of Business and Economic Statistics*, 21, 104-121.
- Luukkonen, R., P. Saikkonen, and T. Teräsvirta (1988), "Testing linearity against smooth transition autoregressive models," *Biometrika*, 75, 491-499.
- Mankiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil (1992), "A contribution to the empirics of economic growth," *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- McDonald, S., and J. Roberts (2002), "Growth and multiple forms of human capital in an augmented Solow model: A panel data investigation," *Economics Letters January*. 74(2), 271-276.
- 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.
- Parkin, D., A. McGuire, and B. Yule (1987), "Aggregate health care expenditures and national incomes: is health care a luxury good?" *Journal of Health Economics*, 6, 109-127.
- 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.
- Solow, R. M. (1956), "A contribution to the theory of economic growth," *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Stokey, N. (1991), "Human capital, product quality, and growth," *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 587-616.
- Teräsvirta, T. (1994), "Specification estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models," *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208-218.
- Zweifel, P., F. Breyer, and M. Kifmann (2009), *Health Economics*, 2nd Edition, New York: Cambridge University Press.