

台灣經濟成長、人口老化與國民醫療保健支出長期關係之研究

Study of the Long-term Relationship among Economic Growth, Aging Population, and the National Health Expenditure in Taiwan

李政峰

國立高雄應用科技大學 企業管理系副教授

jflee@cc.kuas.edu.tw

連春紅

崑山科技大學國際貿易系副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

黃金鳳

國立高雄應用科技大學 企業管理系研究生

jinfon@gmail.com

摘要

隨著少子化、健保服務普及、GDP 持續增加，國人之平均壽命明顯地逐年延長，致人口結構快速老化，國民醫療保健支出顯著增長。2009 年台灣總生育率再次往下跌至 1.02 人，創下全球最低的出生率，成為全世界少子化最嚴重的國家，2008 年達 65 歲以上老年人口比例又已超過 10% 以上。台灣的經濟和人口結構如此急遽改變，將如同多數先進國家一樣，承受著醫療保健需求持續增長的壓力，故人口老化及醫療保健支出情況是值得深入探討的課題。

本研究檢視台灣經濟成長(GDP)、人口老化(AP)和國民醫療保健支出(NHE)之長期關係，樣本資料取材自衛生署 2008 年國民醫療保健支出統計，樣本觀察期間共計 18 年。研究步驟先使用 ADF、PP、NP 單根檢定，再使用 Johansen 共整合檢定進行分析，探討三個變數間是否具有長期均衡關係。實證結果發現三變數間具有單根且正向的長期共移均衡關係，換言之，該三變數間具有長期共同可推測之趨勢。

本研究結果提供政策制定者經由經濟成長率及人口結構變化之推估，正確決定醫療保健支出之年增率。經濟成長率是總體經濟指標，而人口結構變化影響國力強弱與國勢消長至鉅。以此兩項重要資訊為依據，估算醫療保健支出，方能適度控制該項經費額度，不致造成國家財政上的超額負擔。

關鍵詞：醫療保健支出、人口老化、少子化、經濟成長、單根檢定、共整合檢定

英文關鍵詞：Health care expenditure、Population aging、Declining birth rate、Economic growth、Unit root test、Co-integration test

壹、緒論

2009 年全球經濟不景氣，世界各國普遍均呈現衰退現象，而我國 2009 年新生兒出生數較 2008 年又減少 7 千多人，僅 19 萬 1 千 3 百人，這個數字比經建會推估的資料早了十年，已是歷年來新低，更創下全球最低的出生率，成為全世界少子化最嚴重的國家。經濟不景氣影響台灣人生育子女的意願，然新生兒的多寡與醫療保健支出有著重大的關係。因為經濟成長的動力必須靠著「人、事、錢」三項，試看日本因人口老化、勞動力不足，經濟難以增長，台灣現在也面臨著同樣的難題。

在全面落實全民健保及年年有選舉的台灣，如何因應國人的需求，適當的增加醫療保健支出，共創雙贏的挑戰。尤其在台灣人口結構迅速變化期間，及早規劃及開發少子高齡化人口所需之育兒及長期照護市場，在經濟成長有限時空下，及面臨人口老化加速到來之同時，我國應有效控制醫療保健支出的成長，這已是政府與普羅大眾之間重要的共同課題。

本文探討我國在經濟成長（以 GDP 表示）及人口老化（以年齡達 65 歲以上人口結構比例 AP），與國民醫療保健支出（NHE）的長期成長關係，本研究變數關係圖如下。

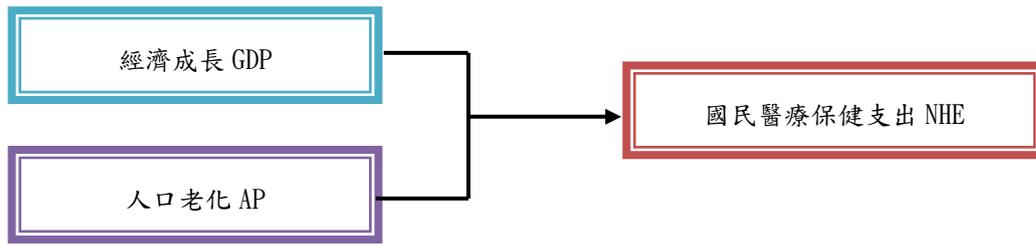


圖 1-3、變數關係圖

貳、文獻探討

我國全民健保實施能在國際上揚名，並獲得世界各國好評，尤其是低保費、高納保、高普及，醫療保健支出 2008 年較 2007 年年增率為 3.22%，平均每人醫療保健支出年增率為 2.87%（如圖 2-1 及表 2-1），醫療保健支出佔國內生產毛額（GDP）的 6.4%，仍低於其他經濟合作發展組織（OECD）國家。

天下雜誌雙週刊（444 期 2010 年）針對台灣育齡婦女生育率特別刊載，台灣總生育率世界最低，五年內要生 150 萬個嬰兒，未來才有人可養你。但這 150 萬個新生兒必須有人願意生，生的人養得起。台灣目前不但生育率低，更糟的是我們尚必須面對人口急速老化的事實，如圖 2-2 顯示，幼年人口逐年下降，而老年人口卻逐年上升，這一升一降，就好比是二把利劍，同時架在脖子上一樣，人口政策已成為我國目前最急迫需要解決的問題。

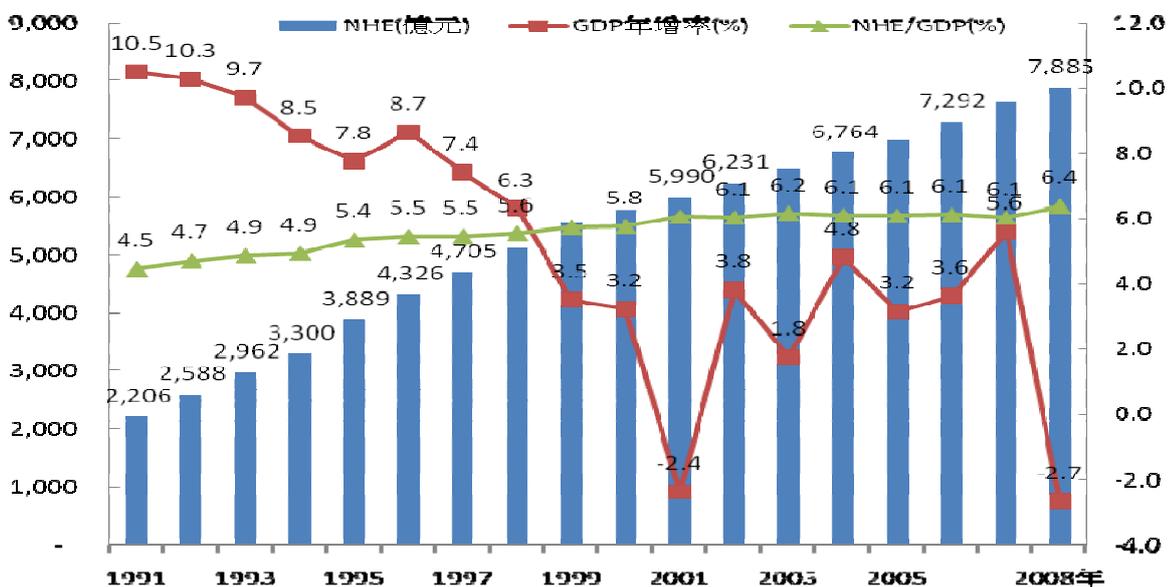


圖 2-1、1991 年至 2008 年我國國民醫療保健支出成長概況

資料來源：行政院衛生署 2008 年國民醫療保健支出統計資料

東海社工系系主任也是中華民國幸福家庭協會秘書長彭懷真博士（2008），對法蘭克·荀馬赫（Frank Schirmacher）著，張志成先生翻譯之「少子化·我們社會的災難與危機」（2008）一書，提序「孩子比石油更重要，孩子是希望之所繫」，指出「孩子缺席的世界，比石油的匱乏更激烈、更絕望」，這句話實為少子化對一個國家影響的最貼切比喻。

表 2-1、1991 年至 2008 年國民醫療保健支出

年別	國民醫療保健支出 NHE		平均每人 NHE		平均每人 GDP		NHE/ GDP (%)	經濟成長 率(%)
	億元	年增率%	千元	年增率%	千元	年增率%		
1991	2,206.17	...	10.76	...	241.61	10.49	4.46	7.58
1992	2,588.26	17.32	12.50	16.18	266.42	10.27	4.70	7.85
1993	2,962.25	14.45	14.17	13.38	292.31	9.72	4.86	6.90
1994	3,299.99	11.40	15.65	10.41	317.27	8.54	4.94	7.39
1995	3,889.30	17.86	18.29	16.85	341.87	7.75	5.36	6.49
1996	4,326.37	11.24	20.18	10.34	371.45	8.65	5.45	6.30
1997	4,705.20	8.76	21.75	7.79	399.04	7.43	5.46	6.59
1998	5,127.55	8.98	23.48	7.97	424.23	6.31	5.55	4.55
1999	5,534.95	7.95	25.15	7.09	439.17	3.52	5.74	5.75
2000	5,783.96	4.50	26.07	3.68	453.42	3.24	5.77	5.77
2001	5,989.63	3.56	26.81	2.83	442.69	-2.37	6.07	-2.17
2002	6,231.10	4.03	27.74	3.47	459.60	3.82	6.05	4.64
2003	6,493.60	4.21	28.78	3.75	467.66	1.75	6.17	3.50
2004	6,763.96	4.16	29.87	3.78	490.17	4.81	6.11	6.15
2005	6,973.37	3.10	30.68	2.72	505.67	3.16	6.09	4.16
2006	7,292.44	4.58	31.95	4.15	524.08	3.64	6.12	4.80
2007	7,638.95	4.75	33.33	4.32	553.51	5.61	6.05	5.70
2008	7,885.15	3.22	34.29	2.87	538.79	-2.66	6.39	0.06

資料來源：行政院衛生署民國 2008 年國民醫療保健支出統計。

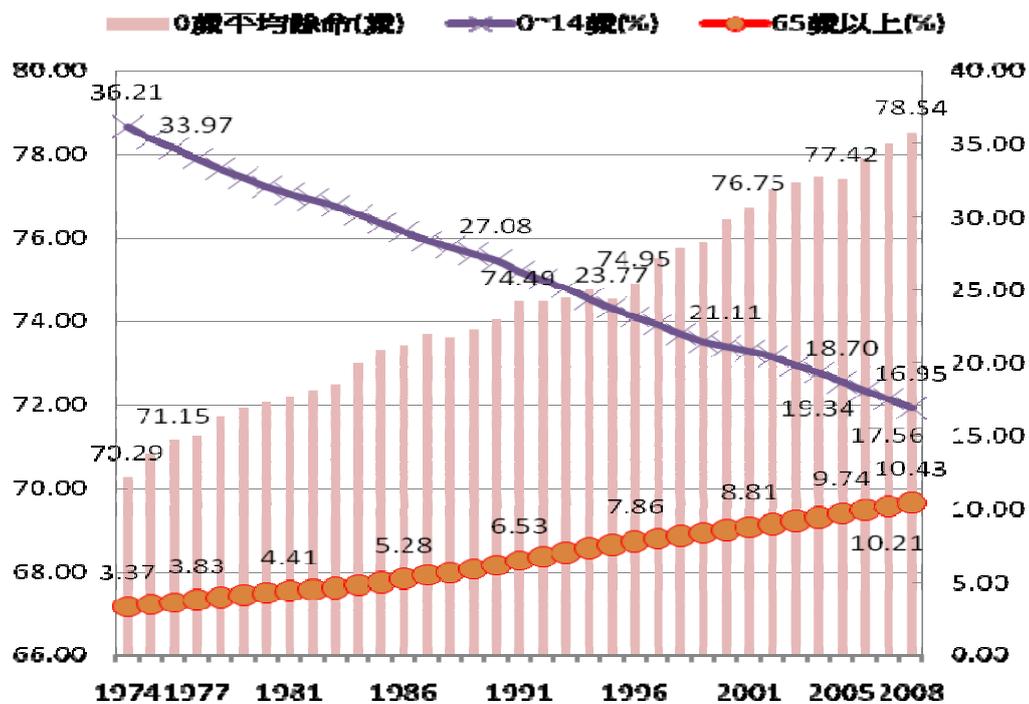


圖 2-2、1974 至 2008 年台灣平均餘命與人口結構變化

資料來源：2008 年內政部人口統計及 2008 年衛生署死因統計

美國波士頓大學經濟系系主任、計量經濟學專長之勞倫斯·克里寇夫 (Laurence J. Kotlikoff) 及個人理財專欄作家史考特·柏恩斯 (Scott Burns) 二人合著 (2004)，現任香港中文大學財務系葉家興教授翻譯 (2005) 「世代風暴—人口老化即將引爆新經濟危機」一書所述，作者以經濟學家立場陳述美國 2030 年將有 7,700 萬的嬰兒潮世代的人數，進入步履蹣跚的老年，退休人口是今日的二倍，就業人口卻不到五分之一，這種沉重老人人口醫療福利負擔可想而知。該書內提及人口老化加上債留子孫，將會是 21 世紀頭號經濟殺手，亦明顯說明人口老化對經濟的嚴重影響。

我國 NHE 自 2001 年起至 2008 年每年年增率約在 4% 左右，皆呈現穩定成長的趨勢，年成長率介於 3% 至 5% 之間，NHE 占 GDP 比值，自 2001 年起至 2008 年止每年均維持在 6% 左右 (詳如表 2-1)。2007 年我國 NHE 占 GDP 比率為 6.0%，與 OECD 國家比較，除高於土耳其的 5.7% 及墨西哥的 5.9% 外，均低於其他國家，屬於 NHE 相對較低之國家。

我國 2007 年平均每人 GDP 為 16,855 美元，平均每人國民醫療保健支出 (NHE) 為 1,015 美元，NHE 占 GDP 比率為 6%，與 OECD 國家比較，我們遠低於德國 10.4%、法國 11%、加拿大 10.1% 等先進國家，亦比同樣是亞洲國家的日本 8.1%、南韓 6.8% 都低。因國民醫療保健支出受國民所得持續上升影響，國民越來越重視養生保健及生活品質，更因我國人口結構受少子化影響，逐漸有老化現象，加上醫療科技精進，相對促使醫療保健支出一直往上攀升。

游慧光、朱弘毅 (2001) 探討台灣 1964 年至 1997 年以共整合檢定醫療照護是否屬奢侈品，結果發現每人醫療支出與其他變數間存在共整合關係，認為醫療支出屬必需品而非奢侈品。

林俊乙 (2003) 探討 OECD 國家與台灣醫療保健支出成長因素，選取 23 個 OECD 國家與台灣 1980 年至 2001 年資料，利用追蹤資料模型分析，結果發現人口老化彈性只有 0.04，對醫療支出雖然有正相關的影響，但影響的程度很有限。

陳思遐 (2004) 探討家庭醫療保健支出決定因素，研究 1992、1997 及 2002 三年行政院主計處「家庭收支調查報告」的資料，實證結果三年間家庭所得與醫療皆呈現顯著的正向關係，即因家計所得成長也帶來醫療支出的增加。

黃湘媚 (2005) 台灣健康照護支出與經濟變數動態關聯分析，利用 PP 單根檢定、Johansen 共整合檢定、Granger 因果關係檢定，實證顯示，醫療費用年增率依附著經濟成長率。

賴景莉 (2005) 台灣與 OECD 國家醫療支出收斂性之實證研究，分別以醫療支出占 GDP 的比重及平均每人醫療支出水準為衡量基礎，進行整體及兩兩比較的實證研究。整體醫療支出收斂檢定模型，利用追蹤資料單根檢定及追蹤資料共整合檢定隨機效果進行實證研究結果，若以平均每人醫療支出水準為衡量基礎，其條件收斂假說成立，隱含社會福利相對落後的國家，將以較快的成長速度逐漸收斂至長期均衡。兩兩比較醫療支出檢定模型，以時間序列進行實證結果亦支持收斂假說，隱含台灣醫療支出水準的成長趨勢，仍屬於合理的範疇。

康怡媚 (2006) 台灣地區所得分配與醫療保健支出之關聯性，利用計量方法來分析醫療保健支出與所得分配的關聯性及其因果關係。實證發現，老年人口比率對醫療保健支出成長影響程度相當高。

齊燕駒 (2007) 家庭醫療保健支出因素之研究，以 2004 年至 2006 年中央研究院調查研究專題中心「學術調查研究資料庫」之資料，分析台灣地區家庭所得及消費對家庭醫療保健支出之影響，實證結果所得、教育程度、年齡對醫療保健支出，均具有顯著之影響。

鄭筱凡 (2007) 醫療保健支出與生命價值，以 1976 年至 2006 年家庭收支調查資料，得到個人特性與醫療保健支出，並由內政部所公布的「國民生命表」獲得國人平均餘命與平均死亡率，分析影響醫療保健支出之相關因素。研究結果顯示，個人醫療保健支出將隨著教育程度、所得以及死亡率的上升而增加，隨著預期餘命的減少而增加。

盧清城 (2008) 臺灣醫療保健支出之空間模型研究，以空間迴歸模型分析方法，利用 2006 年中央研究院調查研究專題中心「學術調查研究資料庫」之資料，針對各縣市家庭醫療保健支出各項變數之空間影響程度進行比較分析，就傳統迴歸模型而言，以家庭平均所得、65 歲以上人口及金融教育服務業別比率對醫療保健支出有高度正向

影響，顯見台灣地區收入越高及家中年長者越多之家庭，其醫療保健支出越高。

參、研究方法

一、傳統單根檢定

(1) Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定

由於 Dickey-Fuller (DF) 單根檢定法是假設 ε_t 為白噪音，然而迴歸殘差項常會有顯著的自我相關現象，此一現象將會影響檢定力。因此 Dickey and Fuller (1979) 在考慮殘差項數列相關之後，就以 AR(p) 的型式進行單根檢定，稱為「修正後 DF 檢定」(Augmented Dickey-Fuller test; ADF)。其模型如下：

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots(1)$$

上式模式須選擇適當的落後期 p，並假設殘差項為白噪音。此模型優點在於同時考慮截距項與時間趨勢項的一階自我相關迴歸。檢定之虛無假設 $H_0: \rho = 0$ ，檢定結果若 ρ 的統計值不顯著異於零，則表示變數 y_t 為具有單根的非恆定數列。

(2) Phillips-Perron (PP) 單根檢定

在 ADF 檢定法中，雖已將殘差項有數列相關的可能性考慮進去，但仍可能存在有異質性 (Heteroscedasticity) 的問題，因此 Phillips (1987) 與 Phillips and Perron (1988) 提出使用函數化的中央極限定理 (Functional Central Limit Theorem) 之非參數 (Non-Parametric) 法來修正殘差項所形成的數列相關與異質性的問題。其採用迴歸 AR(1) 模型所得到之殘差值來修正 Dickey-Fuller 檢定法之 t 統計量，並將模式擴充到包含漂浮項和時間趨勢項的模型，其與 Dickey and Fuller (1979) 所得到的極限分配相同。

(3) Ng-Perron(NP)單根檢定

Ng and Perron (2001) 發展出 NP 單根檢定法，是建立在四個統計量 MZ_α 、 MZ_t 、 MST 、 MPT 上，分別修正 PP 單根檢定 Z_α 和 Z_t 統計量、Bhargava (1986) 的 R_1 統計量和 ERS 的最適統計量 (Point Optimal statistic)，用來推估變數在小樣本之單根檢定上相當合適。對於選取最適落後期數的資訊準則也有所修正，稱為修正 AIC (Modified Akaike Information Criterion, MAIC) 與修正 BIC (Modified Bayesian Information Criterion, MBIC) 等，其較傳統單根檢定更具有檢定力。

此節所提到的單根檢定方法，都是建立在資料產生過程沒有結構性改變的基礎下所推導出來的。故本文對變數進行傳統的單根檢定，其選擇最適落後期數 (lag length) 與帶寬 (bandwidth) 為影響檢定結果之關鍵步驟，所以在 ADF 單根檢定上，採用 SIC (Schwartz Inflation Criterion) 準則選取最適落後期數；另外，PP 單根檢定的帶寬選用 Newey and West (1994) 的 Kernel Based 進行單根研究估計；NP 之單根檢定上，採用 Ng and Perron (2001) 修正的 MAIC 準則選取最適落後期數。

二、共整合檢定

一般在迴歸模型與 VAR 模型下，所有變數均要求為恆定 $I(0)$ ，若變數皆為非恆定 $I(1)$ ，且不具有共整合關係時，勢必有虛假迴歸現象，對檢定結果會產生問題，因此我們必須再進行共整合檢定，以確認其不會產生虛假迴歸的現象。這個概念是 1981 年 Granger 所提出，該學者指出若兩個非恆定 $I(1)$ 的數列經過線性組合運算後，能夠產生恆定 $I(0)$ 時，代表著兩個數列間勢必是存在長期的共同移動關係。在理論方面，1987 年 Engle and Granger 提出二階段共整合檢定法，並將其做如此定義，當 Y_t 的所有數列 $(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$ 皆為非恆定 $I(1)$ 且存在一個 $(n*1)$ 向量

$$\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)'$$
 使 $\beta' Y_t = \beta_1 y_{1t} + \dots + \beta_n y_{nt} + u_t$ ，且 $u_t \sim I(0)$ 恆定，則 Y_t 具有一個共整合關係。

當時Engle and Granger為檢定兩個非恆定I(1)數列所產生的失衡誤差(equilibrium error) u_t 此失衡誤差是否為恆定I(0)，這是解決虛假迴歸的一大突破。

1988至1991年間Johansen和Juselious所發表的文獻朝向以高斯向量自我迴歸(VAR)模型為基礎，改寫成誤差修正的型式：

$$\Delta X_t = \Gamma \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \alpha(\beta' X_{t-k}) + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t \dots \quad (2)$$

長期矩陣 $\Pi = \alpha\beta'$ ，為所有落後項的線性組合， $\alpha\beta$ 為 $p \times r$ 矩陣， α 為調整係數，代表回復均衡的速度，當係數越大，代表變數在失衡的狀態下，其均衡水準的調整速度也就越快；而 β 是 r 的行向量， β 也就是共整合向量， $\Pi \Delta X_{t-k}$ 為誤差修正項，表示變數間的長期關係，當 $\Pi = \alpha\beta'$ 時，隱含即使 X_t 中的所有變數皆為單根，但是經過線性組合後會形成恆定的關係 $\Gamma \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k}$ 為各變數的短期動態關係，當受到干擾時，各變數脫離均衡時的動態調查情形。為了得知共整合的個數，運用 Π 的(rank)來決定變數間共整合向量的個數。共有以下三種狀況：

1. 當 $\text{rank}(\Pi) = p$ 為 full rank 矩陣時， X_t 為一恆定的數列。但由於一般序列之積分階次多為一次或一次以上，因此情況的可能性很低。
2. 當 $\text{rank}(\Pi) = p$ 為零矩陣時，代表 VAR 模型中不存有共整合的關係，即變數間不存在有長期關係。
3. 當 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < p$ ，代表存在有 r 個共整合向量。

最大概似法是經濟計量中非常常採用的估計方法之一，1998至1991年Johansen採用其最大概似法作為共整合檢定的依據，而許多重要的個體經濟模型及時間序列模型都可建立在這個架構上。此方法彌補了Engle and Granger所提出二階段共整合檢定方法的缺點。而1994年Gonzalo以此方法更證明了Johansen共整合分析法之檢定力高於Engle and Granger二階段檢定法。

Johansen更於1990年提出Trace統計量與最大特徵根統計量來檢驗共整合向量的個數。

1. Trace 統計量

$$\lambda_{\text{trace}}(\lambda) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln[1 - \hat{\lambda}_i] \dots \quad (3)$$

虛無假設: $\text{rank}(\Pi) \leq r$

對立假設: $\text{rank}(\Pi) > r$

2. 最大特徵根統計量

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln[1 - \hat{\lambda}_{r+1}] \dots \quad (4)$$

虛無假設: $\text{rank}(\Pi) = r$

對立假設: $\text{rank}(\Pi) = r+1$

$\hat{\lambda}_i$: 特徵根的估計值

T : 觀察值的個數

r : 共整合向量個數

本研究擬以此共整合方法檢定經濟成長 GDP、人口老化 AP 以及醫療保健支出 NHE 是否具有共整合的現象。

三、向量誤差修正模型

根據 Engle and Granger (1987) 所提出的 Granger representation 定理代表性理論，其指出共整合與誤差修正模型同時存在的關係。以往若變數被檢定為非恆定數列時，就必須將其差分再進行迴歸分析，因此容易造成各變數間的長期關係被否定，只剩下短期的關係，在實證結果上會造成誤差。但依 Engle and Granger (1987) 提出此理論模型後，便可採用此線性模型，在不用取差分情形探討短期關係時仍能保全長期關係的本質。所以在變數 $y_t \sim CI(1,1)$ 的情形下，勢必存在誤差修正模型，故將共整合加入 VAR 模型中，即為向量誤差修正模型 (vector error correction model, VECM)。因此本研究的 VECM 模型代替傳統的差分模型，其模型如(5)、(6)、(7)式表示：

$$\Delta y_{NHE,t} = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{NHE,i} \Delta y_{NHE,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{GDP,i} \Delta y_{GDP,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{AP,i} \Delta y_{AP,t-i} + \gamma_1 Z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta y_{GDP,t} = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{NHE,i} \Delta y_{NHE,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{GDP,i} \Delta y_{GDP,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{AP,i} \Delta y_{AP,t-i} + \gamma_2 Z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

$$\Delta y_{AP,t} = \alpha_3 + \sum_{i=1}^p \beta_{NHE,i} \Delta y_{NHE,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{GDP,i} \Delta y_{GDP,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{AP,i} \Delta y_{AP,t-i} + \gamma_3 Z_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (7)$$

此處， $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ 稱為調整係數，而 Z_{t-1} 稱為誤差修正項 error correction term (ECT) 衡量短期下，變數偏離長期均衡值的偏離量 ($ECT \neq 0$)。此外，在有共整合情況下 $I(0)$ ，即為 ECM 模型中加入誤差修正項，才能使得變數在長期關係下仍處於模型中，另因由於差分模型中所有變數均為恆定 $I(0)$ ，故無須擔心檢定統計量的分配為非標準常態分配，此即與傳統差分模型不同之所在。

肆、實證分析

一、資料說明

本文係探討我國經濟成長、人口老化和國民醫療保健支出之關係，其樣本資料來源，醫療保健支出取材自行政院衛生署2009年12月編印2008年國民醫療保健支出及公務統計年報、死因統計，GDP取材自台灣經濟新報以2001年為基期，消費者物價指數取材自台灣經濟新報以2006年為基期，0歲至14歲及65歲以上人口結構比例，取材自行政院內政部及衛生署統計資料。因我國醫療保健支出統計資料係自1991年開始統計，故樣本觀察期間從1991年至2008年止共18年。

主要探討的三個變數，被解釋變數為國民醫療保健支出 (NHE)，解釋變數為經濟成長採取國內生產毛額 (GDP)，及人口結構採取達65歲以上人口結構比例 (AP) 等三個變數做分析，分析時，將國民醫療保健支出 (NHE) 和以2001年為基期之國內生產毛額 (GDP) 以2006年為基期消費者物價指數 (CPI) 除之，以消除物價變動的影響，轉化成實質的資料作為分析用。

本章主要係以上述數據資料，對於台灣經濟成長與因少子導致人口高齡化對醫療保健支出之關係，以第三章所述之時間序列計量理論模型及以 Eviews5.1 軟體工具進行分析，來探討三個變數之間是否具有長期相關關係。

表 4-1 變數定義表

代碼	說明
NHE	國民醫療保健支出
GDP	經濟成長採取國內生產毛額
AP	65歲以上人口結構比例
DB	0歲至14歲人口結構比例

表 4-2 變數敘述統計表

變 數	NHE	GDP	AP
平均數	5587.562	9516499	8.523333
中位數	5925.911	9696804	8.530000
最大值	7504.003	13089718	10.43000
最小值	2858.319	5771492	6.530000
標準誤	1534.373	2302032	1.163084
偏 態	-0.388701	-0.004644	-0.071722
峰 態	1.826108	1.3915397	1.945364
J-B 值	1.486783	0.882338	0.849625

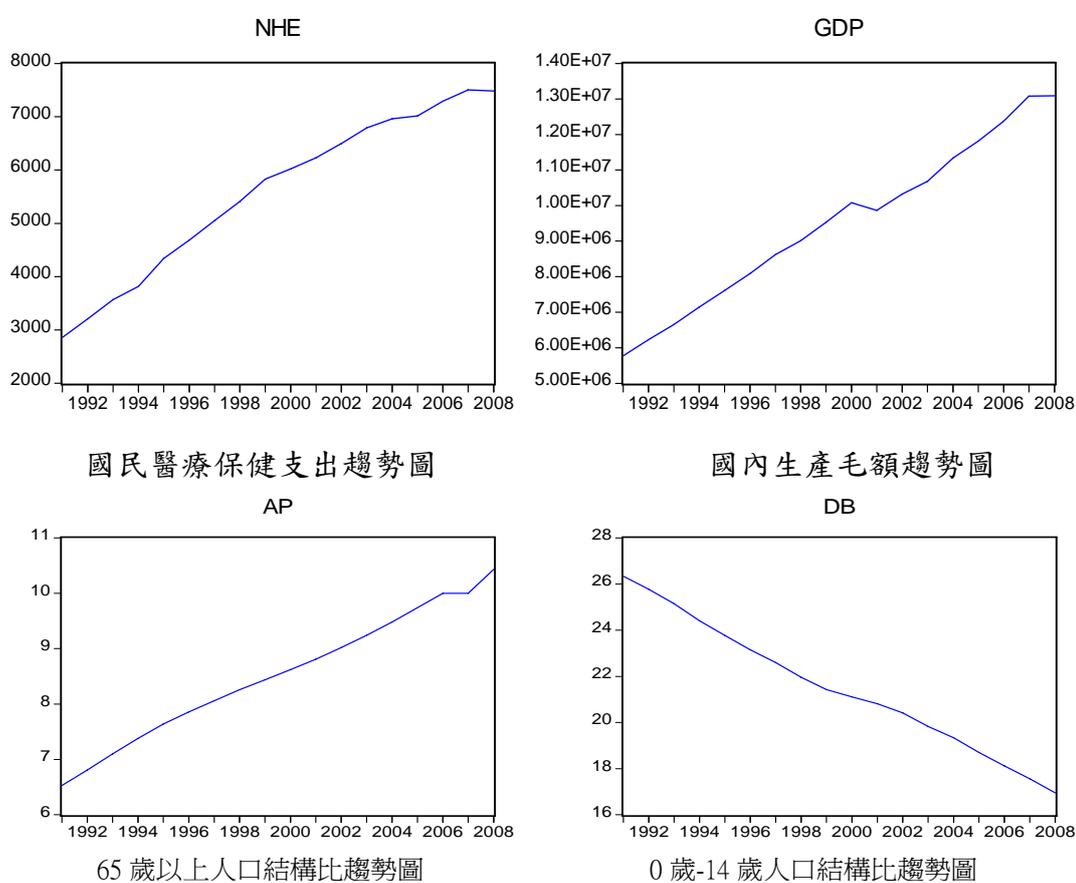


圖 4-1 各變數趨勢圖

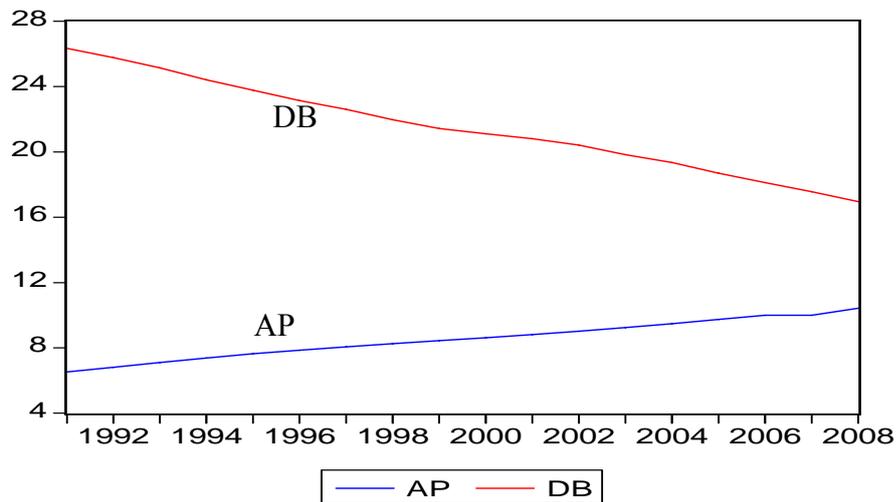


圖 4-2 自 1991 年至 2008 年 0-14 歲 DB 與 65 歲以上 AP 人口結構趨勢圖

二、ADF、PP 與 NP 單根檢定之結果

單根檢定是用以檢測時間數列資料是否為恆定，故在探討經濟成長、人口老化對醫療保健支出成長之因素前，應先用單根檢定來檢測該三個變數是否符合恆定的特性，本文單根檢定方法採用 ADF、PP 及 NP 單根檢定三種，其最適落後期數是根據 Schwarz 準則選取。該三種單根檢定的虛無假設皆為非恆定且具有單根的性质，在這三種單根檢定水準項若拒絕虛無假設，表示該時間序列資料是恆定的數列 $I(0)$ 。如果變數經過一階差分後就可成為恆定的數列，則表示該時間序列資料為 $I(1)$ 一階整合數列，如果變數經過 d 階差分後仍可成為恆定的數列，則表示為 $I(d)$ 的 d 階整合數列。

以下將分析我國國民醫療保健支出 (NHE)、經濟成長 (GDP)、達 65 歲以上人口結構比例 (AP) 三個變數，分別使用 ADF、PP、NP 單根檢定三種方法來驗證資料是否為恆定的數列，分析時採用包含截距項和時間趨勢 (intercept and time trend) 的方式進行。以下則為各資料在 ADF、PP 和 NP 單根檢定的結果，由表 4-3 可知三個變數均具有單根。表 4-3 單根檢定分析結果

變數 單根檢定	NHE	GDP	AP
ADF	0.515(1)	-0.532(0)	-1.509(1)
PP	3.686(2)	-0.556(2)	-0.754(3)
NP	MZa	-2.382	-1.726
	MZt	-0.896	-0.656
	MSB	0.376	0.379
	MPT	9.093	10.383
最適落後期數	(1)	(1)	(1)

註：1. $\frac{H.E}{CPI} = \alpha + \beta_1 GDP + \beta_2 OLD + e_t$

2. 時間：1991 年~2008 年

3. NHE：國民醫療保健支出 NHE (百萬元)

4. CPI：台灣消費者物價指數 基期 2006=100

5. GDP：實質 GDP 基期 2001=100

6. AP：達 65 歲以上人口結構比例

7. *** 表示 1% 顯著水準，** 表示 5% 顯著水準，* 表示 10% 顯著水準。

8. 括號內最適落後期數根據 Schwarz information criteria 選取。

由上表 4-3 的單根檢定分析結果可知，NHE、GDP、AP 三個變數在 ADF、PP 及 NP 單根檢定下，均無法拒絕有單根的虛無假設，故此模型中之三個變數均為 $I(1)$ 非恆定時間序列的特性。

由表4-3的實證結果，可明顯的發現不管利用何種單根檢定方法，國民醫療保健支出NHE、經濟成長GDP和65歲以上之人口結構比例AP對台灣而言，皆為非恆定的時間序列資料。本文的單根檢定實證結果和先前學者的研究結果相同。

由於NHE、GDP及AP三個變數被檢定結果，確定具有單根I(1)非恆定時間序列的資料，再來就是探討該三個變數間是否相關，長期下是否具有穩定的均衡關係，利用共整合檢定該三個變數間是否具有共積關係，再來探討國民醫療保健支出成長的因素。

三、共整合檢定實證分析

由前節實證分析結果了解，國民醫療保健支出(NHE)、經濟成長(GDP)和65歲以上之人口結構比例(AP)的資料，均具有單根的非恆定的序列，進而運用共整合理論再來分析這些相關的三個變數間，在長期下是否具有穩定的共積均衡關係，若具有長期的穩定關係存在，利用共整合分析法，即能進一步了解影響我國國民醫療保健支出成長的因素。本文採Johansen共整合分析，採用Johansen(1988,1990)最大似估計法檢定三個變數間共整合關係，並以Johansen(1994)軌跡檢定法與最大特徵根檢定法分析之，以檢定GDP、AP與NHE三個變數間是否具有長期共積情形，而在VECM中分為有常數項及無常數項與時間趨勢項等，共區分為五種向量誤差修正模型(error-correction model)，本文係採用CASE4的模型分析共整合向量個數的估計及檢定，其軌跡檢定之結果如表4-4。

表4-4 Johansen共整合檢定分析結果

觀察變數	H ₀	軌跡檢定		最大特徵根檢定	
		λ-trace 統計量	5% 臨界值	λ-max 統計量	5% 臨界值
NHE、GDP、AP	r=0	52.367*	42.915	29.747*	25.823
	r≤1	22.620	25.872	12.088	19.387

註：1.「*」表示在5%顯著水準下拒絕H₀

由上表4-4 Johansen共整合檢定分析結果，統計量顯示經濟成長GDP、65歲以上人口結構比例AP和國民醫療保健支出NHE三個變數間，當r=0時「λ-trace統計量」及「λ-max統計量」均大於5%的信賴區間臨介值，換言之，在5%的顯著水準下拒絕虛無假設H₀。而當r≤1時「λ-trace統計量」及「λ-max統計量」均小於5%的信賴區間臨介值，此即在5%的顯著水準下無法拒絕虛無假設H₀。且其P值大於0.05顯示經濟成長GDP、65歲以上人口結構比例AP和國民醫療保健支出NHE三個變數間存有一個共積，表示變數間存在著共整合關係。

本文經濟成長GDP與國民醫療保健支出NHE間的共整合檢定，實證結果和先前學者Murthy and Ukpolo(1994)採取1960至1987年的美國次級資料，分析老年人口比例對醫療保健支出是否有顯著影響，其研究結果與Hitiris and Posnett(1992)的實證結果符合，老年人口比例對醫療保健支出有顯著影響。Blomqvist and Carter(1997)亦是以OECD中之18個國家為樣本資料，對平均每人醫療保健支出、平均每人國內生產毛額GDP及65歲以上人口比例做研究，實證結果顯示在長期下醫療保健支出與其變數間具有共整合關係，與本文研究結果相符。而Hansen and King(1996)以OECD之20個國家1960年至1987年資料為樣本，以平均每人國內生產毛額GDP為解釋變數，以平均每人醫療保健支出為被解釋變數，以ADF單根檢定及共整合檢定探討二者間的關係，實證結果二者並無共整合關係，亦即醫療保健支出與GDP二者無相關，此結果與本文研究結果相反。

本文65歲以上人口結構比例AP和國民醫療保健支出NHE間具有共整合檢定實證結果和先前多位學者研究結果均相同，即國民醫療保健支出隨著65歲以上老年人口增加而成長，二者間是成正向關係。Zweifel et al.(1999)探討醫療保健支出與人口老化間的相關性，分析方式採取縱剖面分析，以瑞士1983年至1992年10年間，該國個人臨終死亡前所支付的醫療保健支出情形，卻意外發現人口老化這個議題，不是造成醫療保健支出增加的原因，此結果與本文研究結果相反。

四、向量誤差修正模型實證研究

由表4-4 Johansen共整合檢定分析結果，可明顯看出經濟成長GDP、65歲以上人口結構比例AP和國民醫療保健

支出NHE間具有長期共積關係，即三個變數間互相具有長期共移均衡情形。再以誤差修正項判斷三變數間在短期是否仍能具有均衡關係。因此該三變數間必須建立誤差修正模型。

就短期向量誤差修正模型估計結果，經濟成長GDP、65歲以上人口結構比例AP和國民醫療保健支出NHE三個變數間在短期上對長期均衡的誤差調整而言，均存在著調整行為。

將經濟成長GDP、65歲以上人口結構比例AP和國民醫療保健支出NHE三個變數以共整合向量標準化，其結果可得本文三個變數間的VECM之迴歸方程式如(4-1)、(4-2)、(4-3)式表示如下：

$$\Delta NHE_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{NHE,i} \Delta NHE_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{GDP,i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{AP,i} \Delta AP_{t-i} + \gamma_1 Z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \dots (4-1)$$

$$\Delta GDP_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{NHE,i} \Delta NHE_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{GDP,i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{AP,i} \Delta AP_{t-i} + \gamma_2 Z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \dots (4-2)$$

$$\Delta AP_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^p \beta_{NHE,i} \Delta NHE_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{GDP,i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{AP,i} \Delta AP_{t-i} + \gamma_3 Z_{t-1} + \varepsilon_{3t} \dots (4-3)$$

表 4-5 、VECM 估計結果

	共整合向量 Z_{t-1}		
NHE_{t-1}	1.000		
GDP_{t-1}	-0.0011*** (0.00031) [-3.410]		
AP_{t-1}	-903.520* (756.129) [-1.195]		
趨勢項	261.471*** (136.389) [1.917]		
常數項	9716.646		
	ΔNHE_t	ΔGDP_t	ΔAP_t
誤差修正項	-0.080 (0.259) [0.310]*	-298.869 (434.443) [-0.688]*	0.0003 (7.4×10^{-5}) [5.049]*
ΔNHE_{t-1}	0.246 (0.507) [0.487]	991.561 (849.607) [1.167]	-0.0008 (0.0001) [-5.782]
ΔNHE_{t-2}	0.612 (0.732) [0.836]	49.346 (1227.04) [0.040]	-0.0006 (0.0002) [-3.098]
ΔGDP_{t-1}	-0.0003 (0.0004) [-0.807]	-0.561 (0.706) [-0.795]	4.19×10^{-7} (1.2×10^{-7}) [3.480]
ΔGDP_{t-2}	-0.0001 (0.0003) [-0.436]	-0.166 (0.479) [-0.346]	1.90×10^{-7} (8.2×10^{-8}) [2.334]
ΔAP_{t-1}	1183.953 (992.983) [1.192]	2653595 (1665514) [1.593]	-1.952 (0.284) [-6.879]

ΔAP_{t-2}	625.159 (1226.79) [0.509]	390174.8 (2057671) [0.189]	1.493 (0.351) [4.259]
常數項	-1763.9184 (312.658) [-0.565]	-194529.5 (524417.) [-0.371]	0.44746 (0.08933) [5.009]

註：1. () 內數值為係數估計值之標準差。

2. [] 內之數值為係數估計值 t 統計量，* 為 10% 下顯著；** 為 5% 下顯著；*** 為 1% 下顯著。

由此三個變數組成之迴歸方程式顯示，在其他條件不變情況下，我國經濟成長 GDP、65 歲以上人口結構比例 AP 和國民醫療保健支出 NHE 的估計結果：

首先，在第一條方程式中 NHE，當前期(t-1)的 NHE 偏離長期均衡值時，其調整係數估計值為-0.080，修正的方向正確，且 t -值為 0.310，在 5% 的顯著水準下，顯著異於 0；在第二條方程式中，GDP 調整係數的估計值為-298.869，調整方向正確，修正的方向正確，且 t -值為-0.688，在 5% 的顯著水準下，顯著異於 0；同樣的，在第三條方程式中，AP 調整係數的估計值為 0.0003，調整方向正確，修正的方向正確，且 t -值為 5.049，在 5% 的顯著水準下，顯著異於 0。

其次，觀察誤差修正項(ECT)的估計結果可知，GDP 對 NHE 的影響值為-0.0011，符號與預期一致，其 t -值為-3.410，AP 對 NHE 的影響值為-903.520，符號與預期一致，其 t -值為-1.19493，在 5% 的顯著水準下，顯著均異於 0；此結果顯示，NHE 除了隨時間(時間趨勢估計值為 261.471，顯著異於 0)而增加外，亦隨著 GDP 及 AP 增加而增加。

第三，進一步觀察短期成長率的關係可發現，在第一條方程式中，GDP 對 NHE 的影響為正，估計值為 0.0003，不顯著異於 0，顯示 GDP 的增加，有利於 NHE；在第二條方程式中，AP 對 NHE 的影響為正，估計值為 756.129，不顯著異於 0，顯示 AP 的增加有利於 NHE 的成長。

上述實證結果發現，我國經濟成長 GDP、65 歲以上人口結構比例 AP 和國民醫療保健支出 NHE 三個變數間是呈現正向的長期共移均衡關係，醫療保健支出在長期下將隨著經濟成長及我國 65 歲以上老人人口增加而相對成長，即 GDP 與 AP 對 NHE 的關係在長期下，存有一個共同長期關係，而短期內，三變數間的成長率亦互為因果關係。綜合實證分析結果，三變數在長、短期下，均具有共同可推測的趨勢。

伍、結論與建議

一、結論

本文探討我國在經濟成長(以 GDP 表示)及人口老化採年齡達 65 歲以上人口結構比例(AP)的前題下，與醫療保健支出(NHE)的長期成長關係，資料取自 1991 年至 2008 年作為分析樣本，被解釋變數為國民醫療保健支出(NHE)，解釋變數為經濟成長(GDP)和達 65 歲以上人口結構比例(AP)。首先以 ADF、PP 與 NP 單根檢定，檢定出三個變數均具有單根之非恆定數列，實證結果與 Hansen and King (1996)、Blomqvist and Carter (1997)、Gerdthán and Lothgren (2000,2002) 及林俊乙 (2003)、黃湘媚 (2005) 等人研究結果相符，變數皆為非恆定的資料。

單根檢定結果變數均為非恆定的數列資料，再利用 Johansen 共整合分析，檢定該變數間是否具有長期穩定的均衡關係，實證結果發現，利用 Johansen 最大似法發展出來的共整合分析檢定，在 5% 的顯著水準下無法拒絕虛無假設 H_0 。且其 P 值大於 0.05 顯示經濟成長 GDP、65 歲以上人口結構比例 AP 和國民醫療保健支出 NHE 三個變數間存有一個共積，表示三個變數間存在著共整合關係，實證結果發現經濟成長對國民醫療保健支出具有關鍵性的影響與預期結果相同。

實證結果可知，所得與醫療保健支出具有密不可分的關係，而且戰後嬰兒潮即將邁入老年人口，依目前少子化情形，其人口結構比例勢必更重，醫療保健支出會因而更增加，此預期趨勢，與本實證結果相符。但人口結構影響

醫療保健支出的原因，應是平均餘命延長，壽命延長導致老人因疾病因素而加重醫療保健支出成長，故人口老化是造成醫療支出成長的主因。

政府希望有效控制醫療保健支出的上升，除了必須注意所得成長所帶來醫療保健支出的增加外，預防重於治療的觀念及衛生教育宣導不可少，政府更應投入衛生教育工作，加強保健效果，才能徹底減少治療的醫療成本，台灣應比照芬蘭這個國家所推行「老人臨終前二週，才躺在病床上」的政策，才能減少醫療支出的成長。畢竟 OECD 先進國家中，唯獨只有注重老人保健運動的芬蘭，醫療保健支出占國內生產毛額比例，從 1991 年 8.8% 下降到 2007 年的 8.2%，不增反降，其對老人保健政策的落實就是降低醫療保健支出最佳的範本。

人口結構高齡化既然已是全球趨勢，醫療保健支出除隨著經濟成長而成長外，更會因人口老化而加重。台灣為減緩醫療保健支出，在人口結構逐步邁入高齡社會同時，政府首先應落實經濟合作發展組織 (OECD) 2009 年所提出「健康老化政策」建議，提出有關改善老人與經濟及社會生活的融合、建構對老人環境較佳的生活型態、建構老人長期照護體系、關照社會與環境各面向間的健康影響因素，以營造讓國人在邁入高齡後，仍可以延長保持健康狀態及享有自主獨立的良好生活品質環境，有助於減少對醫療照護及福利資源的依賴。

少子高齡化的議題不但影響醫療保健支出的成長，更嚴重衝擊台灣的財經和國際競爭力，而鼓勵婦女生育的關鍵，在於如何解決婦女生育子女後，養兒育女的問題，政府應訂定政策幫助婦女解決困難，如托兒、幼教、就業、所得等等問題，創造一個對婦女公平、對小孩友善的環境；婦女養得起，能教得出好兒女，才會願意生育子女。

二、研究限制

本文內所採用數據資料因下列因素受限制，我國醫療保健支出統計係自 1991 年開始統計，至 2008 年才僅 18 年的資料，而中央健保局自 1995 年實施至 2008 年也只有 14 年的資料，只能取得年資料無法取得季資料，就時間序列的資料而言，年資料顯然是有些薄弱。

我國個人醫療保健支出統計資料係自 1996 年開始統計，故本文內所採取資料僅能就內政部及衛生署現有資料作分析研究，各項資料時間點無法一致。

人口結構的改變對醫療保健支出的影響，因國人民族性與其他國家情況有所差異，人口結構不同程度的改變，其人口老化對醫療保健支出的影響就會有不同程度的衝擊，本文對不同程度的人口結構改變因素無法深入剖析。

三、未來研究建議

外國稱讚台灣是健康的理想國，是健康的烏托邦，大病小病有健保，只有台灣做得到，台灣健保實施情形是世界之光。為民眾能享受全方位的醫療照護，為你我健康考量，健保財務負擔應有解決方法，如何減少 A 健保費的情形及其財務管控問題留供日後研究者探討之。

由本文可知，台灣人口老化與醫療保健具有密不可分的關係，而勞動力的規模取決於「人口規模」與「勞動力參與率」，故「人口規模」與「勞動力參與率」之間具有互為因果的關係；亦即具勞動力之扶養人口與人口老化關係為何？，台灣具勞動力之扶養人口比率與 OECD 國家比較是否相當？扶養人口與少子高齡化又具有何關係，此亦是大家應探討的問題。

台灣正處在生育率低及人口急速老化的人口風暴中，這一降一升二把利劍，同時架在脖子上，這人口政策是政府目前最急迫需要解決的問題。台灣第一代職業婦女，有「台灣阿信」之稱的前經建會主委何美玥女士，與國內其他人口政策專家同樣認為，要解決我國生育率低和所得偏低的問題，一定要從女性著手。換言之，女性是社會問題的「母球」，在少子高齡化的時代，這個「母球」應如何帶動生育，解決少子高齡化的全球性社經問題，這更是一項非常值得研究的全球性全面性的重要課題。

參考文獻

一、中文文獻

1. 中央健保局 (2010)。「全民健保照護全民總經理的話」及全民健康保險雙月刊國際瞭望篇。
2. 天下雜誌雙週刊 (2010)。願意生，養得起—150 萬嬰兒的挑戰。444 期 2010 年 4 月 7 日~2010 年 4 月 20 日

p100-p122。

3. 今週刊雜誌 (2010)。消失中的台灣人口危機風暴，比地球暖化更危急。688 期，p72-87。
4. 王慶仁 (2009 年)。中國經濟增長的動力與投資策略。兩岸金融研討會，上海金融學院國際金融研究所教授。
5. 行政院主計處 (2010)。2008 年國民所得統計年報及 2006 年為基期之台灣消費者物價指數。
6. 行政院衛生署衛生統計系列 (五) 國民醫療會計年度國民醫療保健支出及 2008 年國民醫療保健支出統計、2008 年死因統計、2008 年公務統計。
7. 李政峰 (2009)。高級財務計量課程講義。國立高雄應用科技大學財務金融研究所高級財務計量課程。
8. 法蘭克·荀馬赫 (Frank Schirmacher) (2008)。張志先生 (2008 年 9 月) 譯。少子化我們社會的災難與危機。台北：博雅書屋。
9. 林俊乙 (2003)。OECD 國家與台灣醫療保健支出成長因素之探討。逢甲大學會計與財稅所碩士論文，台中市。
10. 陳旭昇 (2007)。時間序列分析總體經濟與財務金融之應用。台北：東華。
11. 陳思遐 (2004)。家庭醫療保健支出決定因素—分量迴歸法。世新大學經濟學系碩士論文，台北市。
12. 康怡媚 (2006)。台灣地區所得分配與醫療保健支出之關聯性。東吳大學經濟學系碩士論文，台北市。
13. 勞倫斯·克里寇夫 (Laurence J. Kotlikoff) 及史考特·柏恩斯 (Scott Burns) (2004) 著，葉家興譯 (2005 年 3 月)。世代風暴—人口老化即將引爆新經濟危機「The Coming Generational Storm : What You Need to Know about America's Economic Future」。台北：左岸文化。
14. 游慧光、朱弘毅 (2001)。醫療照護真的是奢侈財嗎。台灣銀行季刊，p52 (2)，333-340。
15. 黃湘媚 (2005)。台灣健康照護支出與經濟變數動態關聯分析。國立中正大學社會福利所碩士論文，嘉義縣。
16. 齊燕駒 (2007)。家庭醫療保健支出影響因素之研究。佛光大學經濟學系碩士論文，宜蘭縣。
17. 鄭筱凡 (2008)。醫療保健支出與生命價值。國立中央大學產業經濟研究所碩士論文，桃園縣。
18. 盧清城 (2008)。臺灣醫療保健支出之空間模型研究。佛光大學經濟學系碩士論文，宜蘭縣。
19. 賴景莉 (2005) 台灣與 OECD 國家醫療支出收斂性之實證研究。逢甲大學財稅研究所碩士論文，台中市。

二、外文文獻

1. Blomqvist, A.G., R.A.L. Carter (1997). Is Health Care Really a Luxury? *Journal of Health Economic*, 16(2).p207-229.
2. Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74,p427-431.
3. Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, p111-120.
4. Gerdtham, U.G., J. Sogaard, F. Andersson, and B. Jonsson (1992). An Economic Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries, *Journal of Health Economic* 11 (1) .p63-84.
5. Gerdtham, U.G., M. Lofgren (2000). On Stationarity and Cointegration of International Health Expenditure and GDP., *Journal of Health Economic* 19 (4) .p461-475.
6. Health Affairs (2003). "Taiwan's New National Health Insurance Program : Genesis And Experience So Far" and "Does Universal Health Insurance Make Health Care Unaffordable? Lesson From Taiwan", vol. 22.
7. Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 335-346.
8. Newhouse, J. P. (1977), "Medical Care Expenditure: A Cross-National Survey," *Journal of Human Resources*, 12, 115-125.
9. Newhouse, J. P. (1992), "Medical Care Costs: How Much Welfare Loss?" *Journal of Economic Perspectives*, 6, 3-21.
10. Todd Jewell, Junoo Lee, Margie Tieslau, Mark C. Strazicich. (2003). Stationarity of Health Expenditures and GDP : Evidence from panel unit root tests with heterogeneous structural breaks. *Journal of Health Economic* 22 .p313-323.

三、網路資源

- 1.中央健康保險局出版品資訊網，第 1-84 期雙月刊。搜尋日期：2010 年 3 月。網址：<http://www.nhi.gov.tw/>。
- 2.中華民國統計資訊網。搜尋日期：2010 年 3 月。網址：<http://www.stat.gov.tw>。
- 3.內政部人口統計資訊網。搜尋日期：2010 年 3 月。網址：<http://www.moi.gov.tw>。
- 4.台灣經濟新報，搜尋日期：2010 年 3 月。網址：<http://www.tej.com.tw/twsite/>。
- 5.經濟建設委員會資訊網。因應高齡化時代來臨的政策建議及中華民國 97 年至 145 年人口推計。搜尋日期：2010 年 3 月。網址：<http://www.cepd.gov.tw/>。
- 6.衛生署衛生統計系列資訊網。搜尋日期：2010 年 3 月。網址：<http://www.doh.gov.tw/>。