

# 台灣社會福利支出與國民所得的長期關係研究

李政峰

國立高雄應用科技大學企業管理系教授

jfllee@cc.kuas.edu.tw

連春紅

崑山科技大學國際貿易系副教授

chlien@ksu.edu.tw

黃芳麗

國立高雄應用科技大學企業管理系碩士在職專班研究生

fl5438@kcg.gov.tw

## 摘要

近年來隨著國民所得大幅成長，以及社會結構的改變，民眾對於社會福利的需求日益增加，如何適當規劃社會福利支出的擴充，乃是政府應該慎重考慮的重要課題。

本文試圖以探討台灣社會福利支出與國民所得之間的長期關係為主，研究樣本以 1967 年—2010 年，共計 44 年的社會福利支出與國民所得之年資料，以單根檢定、共整合檢定等方法，分析國民所得是否可以支撐社會福利支出且永續經營，並檢定其因果關係。實證結果顯示，就長期而言，社會福利支出與國民所得之間具有正向的關係，表示社會福利支出可被國民所得所支持。但在短期上，兩者互為因果關係，國民所得的短期增加會提高短期的社會福利支出，但短期社福支出的增加卻對國民所得的成長有短暫不利的影響。

**關鍵詞：**單根、共整合、社會福利、國民所得。

**Keywords:** unit root ; Co-integration ; social security ; national income

## 壹、緒論

### 一、研究背景及動機

「社會福利」在民主政治的過程中，是現代國家之重要任務，我國以「社會福利」作為政府德政之施行，是各政黨極為重視的國家政策之一。為因應社會環境結構快速變遷所引發的多元與複雜的社會問題，政府發揮社會福利之功能，預防與減緩社會問題的發生，提供各項社會福利措施，創造祥和、互助、公平及多元化的社會為目標。社會福利涉及領域甚廣，舉凡政治、經濟、社會與法律等的內容多元複雜，所衍生的觸角也無所不在。

目前社會福利政策在國內政黨競爭的過程中，眾多的社會福利政策成為政黨或候選人所開出來的競選支票，候選人之施政理想亦將社會福利列為首要目標，以爭取選票，而民意代表及執政者亦大力爭取社會福利以獲得選民之支持。儼然「社會福利」或「福利國家」為民之所欲而且合乎政客的胃口。然在選舉的過程中，各個政黨更是提出許多類型的社會福利政策，以期贏得選民的支持，吸引選票，達到勝選的目的。例如老農津貼、敬老年金等，都是各個政黨在競選期間所提出來的福利政策，以最近的選舉為例，政客為順應第 13 任總統副總統及第 8 屆立法委員選舉，老年農民福利津貼加碼案，正吵得沸沸揚揚的，前提之下社會福利的加碼，應先考量政府的財政預算。

從社會福利政策推動至今，關係較大者，大概是全民健康保險以及國民年金等兩項社會福利政策，前者已經在 1994 立法，並於 1995 年 3 月 1 日開辦，因全民健康保險的開辦，國民年金亦於 2008 年 10 月 1 日開辦。社會保險支出乃大幅躍升，並成為社會福利支出的主軸。

不負責任的政客，為了討好選民乃至廣開社會福利支票，因政治發展形勢丕變，而積極地要推動各種社會福利措施，因此，行政官員可以藉機會擴大掌握中的預算大餅，量求自己的政治利得（political gains）。然而，社會福利制度若設計不當，勢必衍生其他的新的社會問題，歐債危機就是一個很好的例子，其本質原因是西方國家普遍奉行的高福利與財政能力不足之間的長期矛盾。今天看來，西方福利國家正瀕臨失敗，無論是希臘等歐元區國家還是美國，都疲於應付不可持續的政府財政以及由此引發的眾多經濟和社會問題。

綜上所述，有限度的社會福利制度，對於社會、政治與經濟等大環境結構的改變，才不致於使社會福利龐大支出造成對於台灣經濟不堪負荷而致負債累累的影響，建立適當的社會福利支出機制、因應措施及規劃，乃是政府應該慎重考慮的重要課題。

## 二、研究目的

近年來隨著國民所得大幅成長，基於大環境中社會、政治與經濟等結構的改變，民眾對於社會福利的需求日益增加，再則我國人口結構漸邁入高齡化，家庭結構規模縮小，民眾對社會福利需求日益殷切，政府也將以各項社會福利作為施政重點，適度增長社會福利確有必要。但是，許多先進國家面臨社會福利支出擴張難以控制的困境，社會福利給付標準易升難降，給付條件易放難縮，因此福利規模之擴大，不僅造成政府財政沉重負擔，對於影響基礎建設的推動，也值得警惕，必須在資源有限下，力避過度之給付。另外，社會學者又不斷發掘新的社會問題及需求，需要更多的資源投入，以協助維持民眾基本生活。

基於以上理由，如何適當規劃社會福利支出的擴充，乃是政府刻不容緩應該慎重考慮的重要課題。探討社會福利支出對整體經濟發展長期關係研究及國民所得的長期趨勢是否可支撐社會福利支出？二者是否存在著一個「共整合」的穩定長期之均衡關係，做為進一步研究總體經濟變數之間短期及長期因果關係的基礎，並權衡其是否可以永續經營，是本文分析研究的重點所在。社會福利體系為政府部門的一部份，因此，必須負擔起協調整合的責任，制訂完善社會福利政策與機制，包括政策形成、制度設計及措施推動，並能效維持社會的穩定及有助於健全台灣的經濟體質。

## 貳、文獻探討

### 一、國民所得

經濟學古稱經世濟民之道。為官者研究如何把一國有限之土地、勞動、資本與管理資源，做最有效率之生產與配置，以滿足全國人民的最大效用。在日常生活中常會討論及被報導有關政府的政策措施或社會的現實問題，諸如國民所得、總就業量、失業率、平均工資、一般物價水準、物價上漲率、外匯收支與經濟成長率等。以上總體經濟學所討論者以「國民所得」為重點，故又稱「所得理論」。國民所得能測量一國的生產的能力，1934年美國學者「國民所得會計之父」顧志耐發表國民所得資料，採會計觀念建立「國民所得會計帳」，於1971年以「國民所得總體經濟」的研究成果榮獲諾貝爾經濟學獎被稱為「國民所得會計之父」。

國民所得的定義、衡量方法、各種國民所得之間的關係，可做為經濟福利指標的弱點與補救之道，「國民所得」的短期變動可用「凱因斯所得理論」來解釋，或以「景氣波動」來分析；「國民所得」的長期趨勢則以「經濟成長理論」來探討。經濟成長的指標主要是國民生產總額（Gross National Product，簡稱GNP）。計算方法通常有兩種，一是將國民全年之薪資所得與非薪資所得（包括利潤、利息、地租等）總合計算而得，換句話說，是由所得面來測量一年中國民從事生產活動的成果。另一則是由支出面來看，一國一年之總產值不是消費掉、或是省下來投資、就是外銷到國外去了。所以這方法就是將最終消費及投資支出、政府的（最終消費與投資）支出及外銷額加總起來，再減去進口額即是。

邱承威（2000）針對過去經濟成長過程中的貧窮現象，做一個全面的分析，利用1976年至1997年的家計收支資料，探討經濟的成長是否增進國民福利水準及改善貧窮家戶的貧窮程度。實證結果顯示，國民所得的增加，使得國民福利水準呈現增加的趨勢。

林宜靜（2001）以台灣在1978年至1999年間之時間序列資料中，採最大概似法估計法分析，並將共整合關係式加入VAR模型中建立VECM模型，來探討國民所得與社會福利指標之關係，並利用衝擊反應函數（Impulse Response Function）分析與變異數（Variance Decomposition）分解來判斷台灣國民所得與社會福利指標之因果關係。結果發現，每人醫療保健支出、懸浮微粒、落塵量、每人家庭用水量、以及航空貨運量之人均所得彈性皆為正值。

無論計算方式如何，國民所得所測量的是一國的生產的能力，並且是為市場生產商品的能力、被包括在其中的生產活動是生產經由市場交易的商品，並且是公開的、被登錄的。我國編制國民所得資料的單位為行政院主計處，1953年根據聯合國的「國民所得會計制度」，開始逐年統計，按年編算資料。

由圖1國民生產毛額趨勢圖，可看出台灣的國民生產毛額隨著時間有不斷上升的趨勢，惟90年因全球石油危

機及科技網路泡沫化，首度出現經濟負成長。97、98 年全球金融海嘯，景氣重挫全球，經濟成長陷於停滯，創下史上最長衰退期，人民的失業率提高，其社會福利支出相對增加。

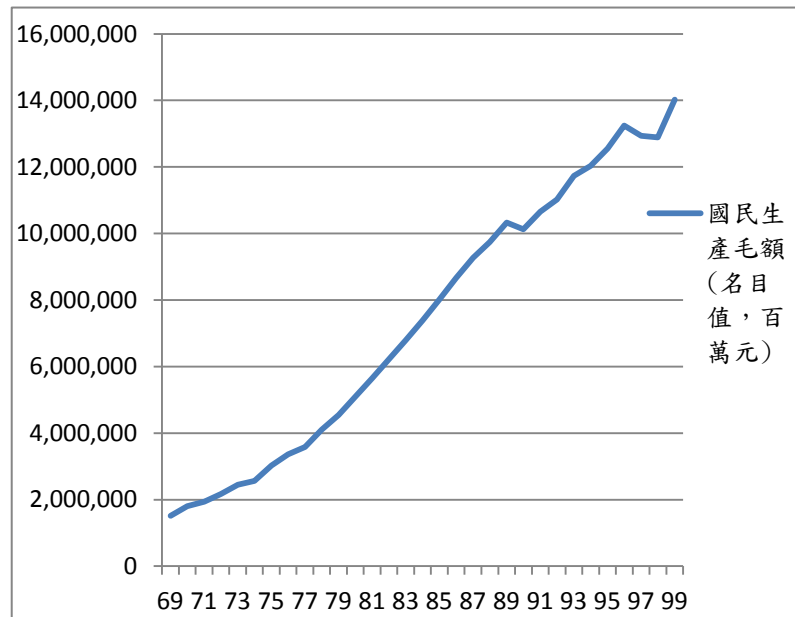


圖 1 國民生產毛額趨勢圖

## 二、社會福利

「社會福利」一詞首見於 1941 年羅斯福總統與邱吉爾首相所擬訂之「大西洋憲章」，及 1945 年所簽訂之「聯合憲章」。在國民所得達先進國家水平後，社會安定的重要條件就是社會福利，中外學者對「社會福利」之定義不盡相同。社會福利相關文獻彙整如下：

(一)林萬億(1997)認為：「社會福利係指協助個人與團體獲得滿意的健康、生活水準，以及個人與社會關係，進而容許其發揮所有能力，增進滿足家庭與社區需求的福祉之有組織化的活體與體系，亦即社會福利包括健康照顧、經濟安全及社會服務」。

(二)美國社會工作人員協會(Nation Association of Social Workers)所出版之《社會工作百科全書(Encyclopedia of social work)》認為「社會福利一般係指政府與民間機構所提供之各種系統化措施，其目的在於防止、減輕或解決既有的社會問題，並增進個人、團體及社區的福祉」(劉獻文，1998)。

(三)台灣社會福利學刊(電子期刊)第一期 P170，(楊靜利) 指出社會福利是社會互助的一種方式，政府在其中扮演比較積極的角色，包括社會救助與社會保險。社會救助是最早的社會福利型態，1531 年英國建立第一部社會救助法，四百多年來仍是各國援引，不可或缺的生活保障制度。

(四)行政院研究發展考核委員會編印之《我國社會福利定義與範圍之研究》將社會福利定義為：「社會福利係以傳統文化之仁愛思想及民生主義為基礎，針對社會現實與未來變遷，並配合社會資源之運用，所推行之各種政策與措施；其目的在於預防、減輕或解決社會問題，進而增進個人、家庭、團體及社會的福祉，以提昇民眾生活品質，並促進國家建設的整體發展。」

依據憲法促進經濟與社會均衡發展之原則，民國 83 年行政院頒布的「社會福利政策綱領」，是我國社會福利發展的重要依據，為因應國際潮流、社會快速變遷以及國民的需要，行政院於 93 年 2 月 13 日核定修正，以前瞻性、延續性、兼顧理想性及務實性的精神，重新確立我國社會福利政策規劃的基本原則。

綜上所述，社會福利可被界定為「政府制定政策來保障人民的基本生活，創造人民的福利，解決社會問題，促進社會安定，增進人民的社會福祉。」，社會福利政策乃國家或政黨為謀達成某種目標，所確立的某些社會福利基本原則或方針。

社會政策也具有引導社會福利制度的傾向，我國政府推動社會福利之基本理念與原則，依八十三年公布之「社會福利政策綱領」為近年來社會福利制度發展的基礎。簡而言之，即包含社會保險、社會救助、福利服務、國民就

業及醫療保健等五項。

社會福利支出對經濟成長影響的在文獻上也有不同的看法，彙整相關文獻如下：

(一)、蔡吉源(1997)實證結果發現大幅度長期增加社會福利消費性支出，有助於勞動邊際生產力的提升，但會降低勞動工作意願，導致就業水準的下降，不利經濟成長。

(二)、邱承威(2000)針對過去經濟成長過程中的貧窮現象，做一個全面分析，利用1976年至1997年的家庭收支資料，探討經濟的成長是否增進國民福利水準及改善貧窮家戶的貧窮程度，實證結果顯示，國民所得的增加，使得國民福利水準呈現增加趨勢，而以人均所得衡量的貧窮家戶，並無貧窮程度惡化之情形，以家計總所得衡量的貧窮家戶則有貧窮程度惡化的現象。

(三)、Darby (1979)及Alesina and Rodrik (1994)認為過多的社會福利支出會壓抑民間儲蓄，不利於資本累積及經濟成長。

(四)、Sala-i-Martin(1997)及Lee and Chang (2006a, 2006b)認為政府的社會福利政策中諸如救助金、津貼、補貼等移轉性支出是具有生產力之公共財，有利經濟成長。

(五)、劉宗欣、林恭正(2003)以健康保險之補助款及福利服務補助作為社會福利支出的替代變數進行研究，其結論認為社會福利支出是造成台灣跨世代財政負擔的因素，不利經濟發展。

(六)、胡勝正(2002)認為社會福利與經濟成長存在互補與矛盾關係，認為在於完善的社會福利制度下，社會福利支出將有助縮小貧富差距，促進社會和諧、減少社會衝突成本、提升勞動生產力，有助於經濟成長。但經濟成長雖然可提升國家對照顧弱勢民眾的能力，如果經濟成長的動力是來自於經濟的知識化，則可能帶來貧富差距的擴大。

(七)、黃哲悠(1991)研究台灣自1963年至1987年，社會福支出之研究經濟效果，將社會福利支出變數分成兩部份，一為社會保險支出，一為不含社會保險支出之社會福利支出，以觀察此兩變數對總體變數之乘數效果。研究發現當政府提高社會保險支出時，每增加一百萬元，所得提高2.452百萬元，醫療保健消費提高1.4百萬元。非社會保險支出之社會福支出每增加一百萬元時，所得提高2.23百萬元，一般性消費提高1.063百萬元，醫療保健消費提高0.031百萬元。所以不論政府提高社會保險支出或非社會保險支出之社會福利支出，均會使得國民所得、私人消費支出、醫療保健消費支出提高。

(八)、Ramirez et al (2003)研究9個主要拉丁美洲國家，自1983年至1993年之資料為樣本，針對9個主要拉丁美洲國家的公共支出和人力資本對經濟成長的影響，實證結果發現公共教育經費和保健支出對私人資本形成和長期經濟成長有顯著的影響。

(九)、黃明鳳(2009)提出一國經濟成長利益除可提昇國民所得、降低整體貧窮率、提高預期壽命外，並可充裕政府財政，支持其增加社會福利支出改善國民健康、飲水淨化、衛生照護、傳染病防治等，提升國民水得水準；同時亦可藉由基礎教育的支出，有助於人力資本累積。

(十)、徐律初、歐俊男、謝文盛(2008)指出社會福利支出由1990年之前占歲出中的第四位，逐年成長到占總歲出的第一、二位，不論是金額或比重成長速度都相當迅速。隨著經濟與社會的成長，社會福利已逐漸成為民眾心中政府所必需擔負的重要政策。

(十一)、彭懷真(1982)探討我國的工業化和社會福利之間的關係，以瞭解社會福利的必要性。實證研究結果發現，台灣地區各項福利指標與工業化指標呈相近的趨勢變化，顯示工業化帶動了台灣全面的社會變遷，除了出現新的社會問題之外，也產生更多的福利需求。

不同文獻之間的比較基礎往往是十分薄弱的，不同實證結果可能出現相當不同的面貌，甚至部分會有互相衝突的現象。

### 三、我國社會福利政策的歷史演進

台灣的社會福利政策依歷史演進可分為四個階段

第一階段(1945年到1964年)，國民政府從中國大陸撤退來台時，所依循的社會福利政策是1945年在中國大陸時期，由國民黨所通過的四大政策綱領。這一階段的社會福利是滿足國家威權統治機器的合法性需要，較不重

視台灣社會的需求，所以社會福利涵蓋的人口群是少數的，社會福利支出也只占政府總支出的少數比例。台灣社會福利的發展，此階段的遲緩的。

第二階段(1965年起至1978年)，此時期台灣已開始邁向以製造業生產出口為導向的工業化社會，而有本土化社會政策的制定。此一階段雖為本土化社會政策制定的起步。

第三階段(1979年到1989年)，台灣社會受到國內外政治事件的衝擊，造成當時社會動盪不安、人心浮動，社會抗爭迭起，此階段的社會政策有消音及安撫人民的作用，同時使台灣的社會福利立法粗具雛形。也就是從1950年代以降的職業別保險，加上社會救助的政策走向，逐漸擴大及於個人的社會服務與就業政策。

第四階段從1990年以來至本世紀初，執政的國民黨已不再單獨主導國家的社會福利政策。行政院在1994年通過「社會福利政策綱領」，成為爾後社會福利政策的主要根據。新立的法與修正的社會立法比過去還多，社會福利支出也大幅成長。然而，其中有很多福利立法或方案先於政策，因此，常被譏為「政策的福利多於福利政策」，或「有政策的福利，而無福利政策」。

各類社會福利支出中社會保險支出佔社會福利支出比例最大，91年度各級政府社會福利支出較90年度少，因為減列90年度原中央與台灣省政府精省前積欠勞工保險及全民健康保險費，91年度不再編列之故。

1980年以前台灣的社會福利支出相當有限，直到1980年代後許多相關的社會福利法規先後完成立法。因此，自69年的2.5%逐年成長到71年的3.7%後又下降，至84年的3.1%之後又維持穩定成長。另84年因全民健保施行、92年增列公教人員保險養老給付補助，社會保險支出有明顯增加。

國家推動社會福利政策，目的在於保障國民基本生存、平衡社會資源分配、照顧弱勢民眾以及提升國民的生活品質，社會福利政策更該著重在整合資源、調節供需、提升效率、積極回應等方面。

文獻彙整中發現社會福利支出皆有其正反面意見及其意義存在，國民對生活水準及生活品質的要求亦不斷地提高，追求富有保障且安定的國民生活之理想國境，衡酌國家總體資源及政府財力，目前國民所得較高的國家均以社會福利為施政重心，社會福利支出由以上的分析及數據顯示出其佔政府年度支出預算之百分比逐年提高，也反映出社會問題，然而我國目前社會保險制度，除了存在體系分立、職業分立及其他的社會福利制度面等相關問題外，尚未能有效整合資源，各項保費連年虧損，社會福利項目其標準不一，散見於不同主管機關與各法規中，缺乏整體規劃，導致各行其是的資源浪費與錯置。

人民之社會福利需求仍持續成長，而全球化政治經濟的影響、人口老人、家庭結構不穩定、所得分配不均及經濟成長遲緩與財政困窘，在資源有限的情況下，應審慎檢視現行社會福利支出制度，避免政治因素或經濟因素而產生各縣市政府有不同的福利水準差異，更重要的是因應社會福利支出機制，有其檢視標準與支出的限度，健全社會福利體制，以維持福利提供的適度成長。

## 參、研究方法

### 一、研究架構

本研究探討社會福利支出國民所得的長期關係研究，研究包含以1967年至2010年之社會福利支出(含社會保險支出、社會救助支出、福利服務支出、國民就業支出、醫療保健支出等5項支出)年資料及國民生產毛額等年資料。

將整理的樣本資料進行實證檢定，以單根檢定來看是否具有恆定關係，如具恆定關係，則可以支撐社會福利支出，並且永續經營，再利用共整合來檢定社會福利支出與國民生產毛額之長期關係，並檢定其因果關係。再依據估計結果，進行實證結果的分析，來判斷台灣社會福利支出與國民所得之關係。

### 二、單根檢定

本研究採用傳統之ADF單根檢定法及Ng-Perron檢定(以下簡稱NP檢定)等檢定方法來進行單根檢定，提昇檢定的正確性。

#### (一)、ADF單根檢定法

檢定單根的存在，一個最常使用的檢定稱為Augmented Dickey-Fuller檢定(ADF test)，下列常見的三種模型

來檢定時間數列是否存在單根：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \times t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 $\alpha$ 為常數項， $t$ 為時間趨勢項， $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$

$H_0: \rho = 0$  ( $y_t$ 具有單根，為非恆定的時間數列)

$H_1: \rho \neq 0$  ( $y_t$ 不具有單根，為恆定的時間數列)

既然時間序列存在單根會造成許多問題，一如 Nelson and Plosser (1982) 所揭示，如果我們忽略總體經濟變數具有單根之問題，則過去實證總體經濟研究中所得到的統計推論都是錯的。

因此必須先對個別變數作單根檢定，以確定是否為定態資料，若沒有先判定時間序列是否為定態，將可能造成檢定估計得無效率。在傳統的 Dickey-Fuller(DF)檢定中，假設時間序列在經過一次差分之後，就能得到為白噪音(white noise)的誤差項，但這樣的假設易產生自我相關的現象。為修正此情況，Said and Dickey(1984)允許殘差項為恆定、可逆(invertible)的 ARMA(q,p) 過程，使得 DF 單根檢定的迴歸式中納入了應變數的差分落後項，以期使殘差項符合白噪音(white noise) 消除殘差項的序列相關(serial correlation)。這種假設似乎較 Dickey-Fuller(1979)的假設，更符合時間序列本身及殘差項的特性。

ADF 單根檢定加入了 $\Delta y_t$ 的落後項來消除數列相關其估計模型有下列三種類型：

1. 不含截距項(drift term 或稱漂浮項)及時間趨勢項(time trend)，即為一純隨機漫步模型：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

2. 含截距項，即為一漂浮隨機漫步模型：

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

3. 含截距項及時間趨勢項，即為一趨勢漂浮隨機漫步模型：

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \times t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

模型中 $\Delta$ 表一次差分運算因子， $\alpha$ 表示截距項， $t$ 表示時間趨勢項， $r$ 為最適落後期數， $\varepsilon$ 為殘差項。

$H_0: \rho = 0$  ( $y_t$ 具有單根，為非恆定的時間數列)

$H_1: \rho \neq 0$  ( $y_t$ 不具有單根，為恆定的時間數列)

在進行單根檢定之前，需對模型設定最適落後期數，以使得殘差項通過白噪音檢定，而後再對其 $\rho$ 水準值進行檢定。模型的檢定結果若 $\rho$ 顯著異於零，則為拒絕單根的虛無假設(即:  $H_0: \rho = 0$ )，或說拒絕變數為非穩定之虛無假設，亦即變數為穩定的數列；反之，則為無法拒絕單根的虛無假設，即變數為非穩定的數列。如果變數的水準值為非穩定的數列，我們將對變數取一階差分，再予以檢定，結果若拒絕虛無假說，則認定變數為 I(0)的時間數列。

## (二)、Ng-Perron 單根檢定

傳統的單根檢定法中，可能會產生兩個問題：(1) DeJong et al. (1992) 提自當自我迴歸多項式 AR(p) 的解(root)相當接近且數值非常小時，將導致檢定力不足；(2) Ng and Perron (1996) 提到在一階差分序列

的移動平均多項式 MA(1) 的殘差項為負根且數值很大時，會使得單根檢定遭受嚴重的資料失真 (size distortions)。因此，NP 單根檢定法解決了傳統單根檢定可能發生的檢定力不足及資料失真問題。Ng and Perron 建構了三個檢定統計值  $MZ_\alpha$ ， $MZ_t$ ， $MSB$ 。

Ng-Perron 之檢定統計量如下：

$$MZ_\alpha = (T^{-1}y_T^2 - S_{AR}^2)[2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2]^{-1} \quad (7)$$

$$MZ_t = MZ_\alpha \times MSB \quad (8)$$

$$MSB = [T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / S_{AR}^2]^{1/2} \quad (9)$$

虛無假設  $H_0$ ：數列非恆定，對立假設  $H_1$ ：數列為恆定。

以上三式之檢定統計量都是根據  $S_{AR}^2$ ，而  $MZ_\alpha$  與  $MZ_t$  的統計量可以視為 Phillips(1987) 與 Phillips and Perron(1988) 的  $Z_\mu$  與  $Z_T$  檢定之統計量進一步修正。

本研究擬採用上述 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定及 Ng-Perron 單根檢定來推估變數之單根情形。若接受變數具有單根的虛無假設(即不穩定的時間數列)，則需對原始的時間數列進行差分，直至拒絕虛無假設為止，以判斷數列的整合階次，若各變數的整合階次相同，則可以下一小節的共整合檢定，來確定變數間是否存在共整合關係與共整合向量的個數。

### 三、共整合檢定

若變數為非恆定 I(1) 態，變數間不具有共整合(co-integration) 情況時，便會出現虛假(spurious) 關係，使得檢定結果產生偏誤，則須將各變數進行差分(differencing)，直到各變數的某一階段差分為定態。再以利用 VAR 模型分析變數間的因果關係。但差分會將長期趨勢消除，所以，VAR 只可檢定短期因果關係。

若變數之間有共整合的現象存在，則需要加入誤差修正項以反映變數之間的長期均衡關係，因此必須檢定共整合關係是否存在。

Engle and Granger(1987) 提出處理多個非恆定時間數列之間的線性組合有可能會形成恆定數列的情況，也就是非恆定時間數列之間會有共整合的關係，數個 I(1) 的非定態序列做了線性組合後，竟然會產生一個 I(0) 的定態序列，表示兩個數列有長期的共同移動關係存在，此種均衡關係可利用變數間的定態過程來表示。

以下，我們簡單介紹常用的共整合檢定。

#### (一)、Johansen 共整合檢定

Johansen(1988) 與 Johansen and Juselius(1990) 提出以最大概似估計法來估計及檢定共整合向量，以確定數列之共整合關係存在與否。本研究在此即以 Johansen 的「最大概似估計法」為共整合分析方法。

其向量誤差修正式 (VECM) 為：

$$\Delta Y_t = \Phi D_t + \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

長期矩陣  $\Pi = \alpha\beta'$ ， $\Pi$  為所有落遲項係數的線性組合， $\alpha\beta$  為  $n \times r$  矩陣， $\alpha$  為調整係數，表回復均衡的速度，當係數越大，代表變在失衡的狀態下，往均衡水準的調整速度越快；而  $\beta$  是  $r$  個行向量， $\beta$  也就是共整合向量， $\Pi \Delta Y_{t-1}$  為誤差修正項，表示變數間的長期關係，當  $\Pi = \alpha\beta'$  時，即使  $Y_t$  中的所有變數皆為單根，但是經過線性組合後形成恆定的關係， $\Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k}$  為各變數的短期動態關係，當個體受到干擾時，各變數脫離均衡時的動態調查情形。為了得知共整合向量的個數，將利用  $\Pi$  的(rank) 來檢定變數間共整合向量的個數，是 Johanson 最大概似法中估計與檢定的核心，共有以下三種：

1. 若  $\text{rank}(\Pi) = n$ ，則  $\Pi$  為全秩(full rank)矩陣， $Y_t$  為一之恆定數列。
2. 若  $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，則  $\Pi$  為零矩陣，代表 VAR 模型中，沒有共整合的關係，意即各變數間不存在長期均衡關係。
3. 若  $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ ，存在有  $r$  個共整合向量，使得  $Y_t$  線形組合變成平穩的時間序列。

Johansen and Juselius(1990)提出兩種不同決定共整合向量個數的檢定統計量：一為最大特性根檢定(maximal eigenvalue test)，另一為軌跡檢定(trace test)。

#### 1.最大特徵根統計量

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln[1 - \hat{\lambda}_{r+1}] \quad (11)$$

$H_0$ ：最大共整合階次為  $r$ (最多只有  $r$  個共整合關係)

$H_1$ ：最大共整合階次為  $r+1$ (最多只有  $r+1$  個共整合關係)

如果  $H_0$  為真，則  $\hat{\lambda}_{r+1}$  會很接近零， $\lambda_{max}(r, r+1)$  會很小；反之，在對立假設成立時，此兩種檢定量會較大。

#### 2.Trace 統計量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln[1 - \hat{\lambda}_i] \quad (12)$$

$\hat{\lambda}_i$ ：特徵根的估計值  $T$ ：觀察值的個數  $r$ ：共整合向量個數

$H_0$ ：最大共整合階次為  $r$  (最多只有  $r$  個共整合關係)

$H_1$ ：最大共整合階次為  $k$  (即最多只有  $k$  個共整合關係)

如果  $H_0$  為真，則  $\lambda_{r+1}, \lambda_{r+2}, \dots, \lambda_{r+k}$  都會很接近零， $\lambda_{trace}(r)$  會很小。

本文使用 Johansen(1988,1990)的最大似法為共整合檢定台灣社會福利的各項經費支出與國民所得是否具有共整合的現象，以避免 Engle—Granger 兩階段共整合檢定法的缺失，並提高檢定力。

### 四、誤差修正模型(VECM)

Engle and Granger (1987) 提出共整合 (cointegration) 理論。共整合關係主要是在描述時間序列變數間長期均衡關係，雖然短期可能因為衝擊導致偏離，但長期而言偏離的序列終會回到均衡。若變數間存在共整合關係，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 (13)、(14) 式表示：

$$\Delta y_{SOC,t} = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{SOC,i} \Delta y_{SOC,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{GNP,i} \Delta y_{GNP,t-i} + \gamma_1 Z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (13)$$

$$\Delta y_{GNP,t} = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{SOC,i} \Delta y_{SOC,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{GNP,i} \Delta y_{GNP,t-i} + \gamma_2 Z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (14)$$

此處， $\gamma_1, \gamma_2$  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

本章主要目的係運用蒐集之數據資料，對於台灣社會福利支出與國民所得之關係藉由前章所敘之計量理論方法及工具進行分析，以審視變數間之相關現象。本研究須檢定此二個變數是否具有長期均衡關係，所以先對社會福利總支出與 GNP 進行單根檢定，接著進行共整合檢定，最後作結論分析。本研究的實證分析以 Eviews 統計軟體進



行。國民所得是否可以支撐社會福利支出，可透過共整合檢定各變數之間是否具有長期均衡關係，若是，則兩者存在永續。在檢定變數是否具有共整合關係之前，必須先對各變數進行單根檢定，確認時間序列資料為非恆定性，才可以共整合檢定與 VECM 分析。

本研究變數資料為國民生產毛額 GNP 及台灣社會福利總支出(包含社會保險支出、社會救助支出、福利服務支出、國民就業支出、醫療保健支出等五大支出)，資料來源取自中華民國統計資訊網，資料期間為 1967 年—2010 年，共計 44 年的年資料進行實證研究。

首先由政府社會福利總支出與 GNP 長期趨勢圖來看，由圖 2 可見，國民生產毛額增加，社會福利總支出亦有攀升的趨勢，圖形走向大致呈現共同趨勢，惟在 2000 年時因逢 921 地震救災援助及善後措施，當時的社會福利支出有明顯的增加，故在圖形上出現急速上升的情形。

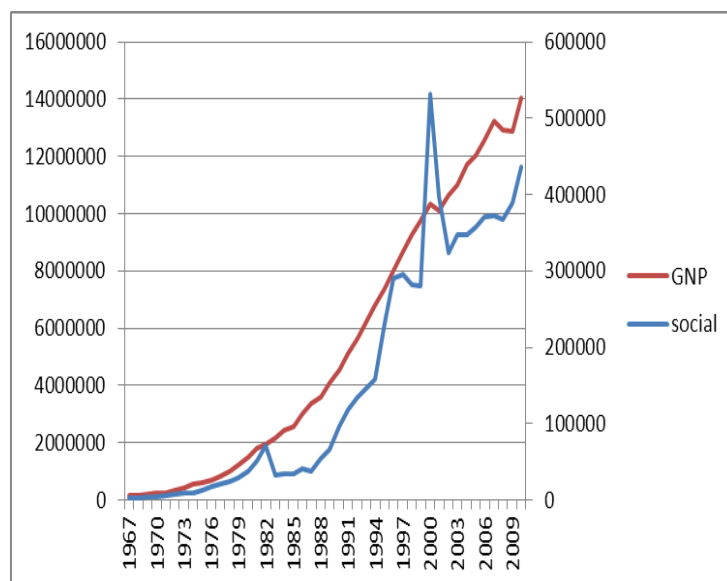


圖 2 社會福利總支出與 GNP 長期趨勢圖

表 1 社會福利總支出與 GNP 二變數之敘述統計量表

	社會福利總支出	GNP
均數	156441.7	5366309
中位數	68654	3844960
最大值	531809	14020591
最小值	2198	147140
標準差	159013.9	4684739
偏態	0.658	0.443
峰態	1.947	1.693
JB 值	5.207*(0.074)	4.573(0.102)

說明：括號中的數字表示 p 值。\*表示 10% 顯著水準。

表 1 呈現社會福利支出與 GNP 二個變數之基本敘述統計，如表中數字所示，社會福利支出的平均數為 156,441.7(佰萬元)，其中最大值为 531,809(佰萬元)(2000 年)，最小值为 2,198(佰萬元)(1967 年)；就 GNP 而言，平均數為 5,366,309(佰萬元)，其中最大值为 14,020,591(佰萬元)(2010 年)，最小值为 147,140(佰萬元)(1967 年)。

在社會福利支出最大值(2000 年)時，推論其當時的社會背景適逢 921 大地震賑災，協助災民重建家園。而就 GNP 而言是有逐年上升的趨勢，至 2010 年為最大值 14,020,591(佰萬元)。

## 二、單根檢定

在進行共整合分析前須判定變數是否具有非恆定性質，本節以傳統之 ADF 單根檢定及檢定力較高之 NP 檢定 ( $MZ_{\alpha}^{GLS}$ ) 進行單根檢定。

為判斷單根檢定所使用的模型，本文先由各變數圖形之序列走勢決定模型類型，依圖 2 顯示各變數原始值均含有截距項且具有明顯上升的時間趨勢項，故本文模型選擇包含截距項及時間趨勢項的檢定模型。

而最適落後期數選取，ADF 單根檢定以 BIC 準則選取最適落後期數；Ng-Perron 單根檢定則以 MAIC 準則選取最適落後期數。

檢定結果如表 2 所示，國民所得與社會福利支出數列，在 1%、5%、10% 的顯著水準下，均無法拒絕具有單根的虛無假設。爰此，可認定模型中的變數均為  $I(1)$  的時間數列。

表 2 ADF、 $MZ_{\alpha}^{GLS}$  單根檢定表

變數	單根檢定	檢定統計量	落後期數
GNP	ADF	-2.382	0
	$MZ_{\alpha}^{GLS}$	1.215	9
社會福利總支出	ADF	-2.746	0
	$MZ_{\alpha}^{GLS}$	0.04182	0

註：1. 數值為具有截距項及時間趨勢項模型下之檢定統計量。

2. ADF 檢定臨界值在 10%、5%、1% 顯著水準下分別為 -3.189、-3.518、-4.186481。

3.  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  檢定臨界值在 10%、5%、1% 顯著水準下分別為 -5.7、-8.1、-13.8。

4. ADF 最適落後期數係 EViews 5.0 根據 SIC 準則所選出； $MZ_{\alpha}^{GLS}$  則根據 MAIC 準則所選出。

## 三、共整合檢定

由上節單根檢定結果確定各變數均為  $I(1)$  數列後，本文將延續進行共整合檢定，若變數存有共整合關係，可經由線性組合使其不必透過差分即可成為穩定的數列，避免犧牲變數間的長期訊息，以觀察其長期穩定關係，在進行 Johansen 共整合檢定時，需要決定 VAR(p) 模型的階次，以消除殘差項數列自我相關。本文依據參數精簡原則，採用 BIC 準則取其值最小者為最適落後期數，以避免自由度不足之問題。其檢定結果顯示落後期為 4 期時之數值最小，作為探討共整合向量個數時之最適落後期數。此外，VECM 依有無常數項與時間趨勢項區分五種向量誤差修正模型 (error-correction model)，由於本文變數之時間序列圖大致具有共同之趨勢，因此採用 CASE 4 (ECT 有 TREND) 的模型進行共整合向量個數的估計及檢定。共整合檢定結果如表 3。

表 3 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	
		$\lambda$ -trace 統計量	5% 臨界值	$\lambda$ -max 統計量	5% 臨界值
GNP 與社會福利支出	$r=0$	29.811*	25.872	23.106*	19.387
	$r \leq 0$	6.705	12.518	6.705	12.518

說明：「\*」表示在 5% 顯著水準下拒絕  $H_0$

由表 3 得知，各變數間在  $r=0$  的  $\lambda$ -trace 及  $\lambda$ -max 統計量均大於 5% 臨界值，亦即在 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設，而在  $r \leq 1$  之  $\lambda$ -trace 及  $\lambda$ -max 統計量均小於 5% 臨界值，亦即在 5% 的顯著水準下無法拒絕虛無假設，

顯示 GNP 與社會福利支出間分別存有一個共整合向量

#### 四、VECM 模型

由共整合檢定的結果，可確認社會福利支出與國民所得(GNP)間具有長期的均衡關係。為進一步了解變數間的短期與長期關係，以下將估計一 VECM 模型，藉由此模型，可明瞭短期失衡下變數間的調整。若變數前一期偏離長期均衡之調整係數顯著，則當期變數會以特定速度均數復歸回到長期均衡值。當調整係數為正，表變數值短期被低估，將會以特定速度向上調整至下期；調整係數為負時，表變數值短期被高估，將會以特定速度向下調整至下期。若調整係數不顯著，在短期可能不會以特定速度調整至長期均衡值，惟長期下變數仍會均數復歸回到長期均衡值。

爰此，建立社會福利支出與國民所得(GNP)間之誤差修正模型，其 VECM 估計結果詳表 4。

表 4 社會福利支出與國民所得(GNP) 之 VECM 估計結果

共整合方程式		
GNPt-1	1.000	
社會福利支出 t-1	-10.338**	
	(5.142)	
	[-2.011]	
趨勢項	-472522.4***	
常數項	7370271	
	$\Delta$ GNP(t)	$\Delta$ 社會福利支出(t)
誤差修正項	-0.0001	0.024***
	(0.033)	(0.005)
	[-0.013]	[4.625]
$\Delta$ GNPt-1	0.203	-0.022
	(0.196)	(0.031)
	[1.032]	[-0.716]
$\Delta$ GNPt-2	-0.323	0.053
	(0.212)	(0.033)
	[-1.524]	[1.596]
$\Delta$ GNPt-3	0.827***	0.244***
	(0.315)	(0.049)
	[2.628]	[4.980]
$\Delta$ GNPt-4	0.076	0.179***
	(0.371)	(0.056)
	[0.204]	[3.094]
$\Delta$ 社會福利支出(t-1)	-2.102**	-0.785***
	(0.971)	(0.151)
	[-2.165]	[-5.199]
$\Delta$ 社會福利支出(t-2)	-0.199	-1.027***
	(1.224)	(0.190)
	[0.163]	[-5.399]
$\Delta$ 社會福利支出(t-3)	-1.990	-0.891***
	(1.311)	(0.204)

	[1.518]	[-4.371]
$\Delta$ 社會福利支出(t-4)	2.039***	-0.292
	(1.179)	(0.183)
	[1.730]	[-1.596]
常數項	109696.8	-108966.3***

註：1. ( ) 內之數值為係數估計值標準差。

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。

表 4 得知；首先，在第一條方程式中(國民所得)，當前期(t-1)的國民所得偏離長期均衡值時，其調整係數估計值為-0.0001，修正的方向正確，且 t-值為-0.013，在 5%的顯著水準下，不顯著異於 0；同樣的，在第二條方程式中(社會福利支出)，調整係數的估計值為 0.024，調整方向正確，t-值為 4.625，然在 5%的顯著水準下，顯著異於 0。其次，觀察誤差修正項的估計結果可知，社會福利支出對國民所得的影響值為-10.338，顯示兩者為正向的長期關係，符號與預期一致，其 t-值為-2.011，在 5%的顯著水準下，顯著異於 0，且時間趨勢估計值為-472522.4，顯著異於 0。

### 五、Granger 因果關係 (Granger Causality)

Granger(1969)提出因果關係檢定的概念係變數預測之準確性，決定此變數與其他變數是否具有因果關係。當變數 X 的過去資訊有助於變數 Y 之預測時，則在統計上稱之為 X 是 Y 之因或 Y 是 X 之果。反之，當變數 Y 的過去資訊有助於變數 X 之預測時，則在統計上稱之為 Y 是 X 的因或 X 是 Y 的果。

本實證模型中變數間存在共整合關係，故須以向量誤差修正模型(VECM)模型來檢定變數間的因果關係，Granger(1986b)指出，若兩變數間存在共整合關係，則變數間至少有一因果關係存在。Granger 因果關係檢定方法，藉由變數落後項係數做卡方檢定以決定變數間的因果關係。若該解釋變數之所有落後項之檢定為接受係數均為零的虛無假設，表示該解釋變數非被解釋變數之因；反之若顯著時，則稱該解釋變數為被解釋變數之因；若彼此都顯著時，表示有雙向因果關係。卡方檢定結果詳表 5 社會福利支出與 GNP 的因果關係檢定結果

表 5 在 VECM 下變數間的(短期)因果關係檢定

變數	Chi-sq	Prob.
社會福利支出→GNP	13.852	0.008
GNP→社會福利支出	35.061	0.000

註：社會福利支出為 GNP 之前因，GNP 亦為社會福利支出之前因

實證結果顯示，落後期的社會福利支出變動對當期國民所得變動具有預測能力，其 p-值為 0.008，且加總表 6 的第一條方程式中社會福利支出變動的落後項支出的係數值為-2.017，表示在短期上，社會福利支出為國民所得的前因，且影響性為負值，意謂著短期社福支出的增加將不利於短期國民所得的成長；此外，落後期的國民所得變動亦可解釋當期社會福利支出的變動，其 p-值接近於 0，且加總表 4-4 的第二條方程式中國民所得變動的落後項支出的係數值為 0.454，表示在短期上，國民所得為社會福利支出的前因，且影響性為正值，表示國民所得的短期增加將利於社福支出的短期成長。整體而言，兩者的短期關係為雙向的因果關係。

綜合表 4 與表 5 的結果可知，長期而言，社會福利支出與國民所得之間具有正向的關係，表示社會福利支出可被國民所得所支持。但在短期上，兩者互為因果關係，國民所得的短期增加會提高短期的社會福利支出，但短期社福支出的增加卻對國民所得的成長有短暫不利的影響。

國民所得對社會社福利支出具有正向效果，政府致力於社會福利措施的推動對於台灣社會存在的正面貢獻，但運用在經濟蕭條時，社會福利的大幅支出，對於國民所得有不良影響，在 GNP 呈現降低時，對於社會福利的擴大就值得深思。

## 伍、結論與建議

### 一、結論

社會福利支出佔政府總支出之比重，隨所得的提昇與社會結構之變遷呈逐漸增加趨勢，由於國民所得的高低與社會福利支出的多寡有著密切的關係，針對現時社會的實際需求，社會迅速的轉型，社會結構與價值亦趨多元化，社會福利發揮了應有的社會功能。

為因應社會福利不斷的推陳出新，不同團體爭相爭取新的福利措施，即使以福利國家自居的歐洲國家，福利政策也都在大幅的調整，逐步降低補助，因為龐大的社會福利支出，已經讓歐洲各國政府無以為繼，因此，政府如何適當規劃社會福利支出的擴充，乃是政府刻不容緩應該慎重考慮的重要課題。

本研究以探討台灣社會福利支出與國民所得之間的長期關係為主，研究樣本以 1967 年—2010 年，共計 44 年的社會福利支出與國民所得之年資料進行實證研究。

實證方法上，本研究首先利用 ADF(Augmented Dickey-Fuller)單根檢定法及 Ng-Perron 單根檢定法進行時間序列之恆定檢定，得到這二個變數的一階整合級次  $I(1)$  為恆定序列，接著以 VAR 模型進行 Johansen 最大似估計法之共整合分析，發現變數間存在共整合關係，將整合關係式建立 VECM 模型，來探討台灣社會福利支出與國民所得之因果關係。

在單根檢定結果顯示國民所得對台灣社會福利支出等變數均為  $I(1)$  的時間數列；而共整合檢定結果，變數間存在共整合關係，進而以 VECM 模型進行 Granger 因果關係檢定。

實證結果顯示，長期而言，社會福利支出與國民所得之間具有正向的關係，表示社會福利支出可被國民所得所支持。但在短期上，兩者互為因果關係，國民所得的短期增加會提高短期的社會福利支出，但短期社福支出的增加卻對國民所得的成長有短暫不利的影響。

### 二、建議

睽諸先進國家短期間內社會福利支出的急遽增加，不僅造成政府財政沉重負擔，影響基礎建設的推動，同時亦抑低經濟成長。社會福利支出佔政府總支出之比重，隨所得的提昇與社會結構之變遷呈逐漸增加趨勢，由於國民所得的高低與社會福利支出的多寡有著密切的關係，國民所得的提高帶動了台灣全面的社會變遷，除了出現新的社會問題之外，也產生更多的福利需求，因此，健全的社會福利體制有促進國家內部安定作用，在社會安定的環境下，才能促進經濟的穩定與發展。但是，社會福利支出應該不是大幅度增加的方式，為避免社會福利支票可能帶來預算吃緊的問題，政府應提出相對的因應策略，審慎考量以兼顧社會公平正義和財政健全，制訂完善社會福利政策與機制，包括政策形成、制度設計及措施推動，並能效維持社會的穩定及有助於健全台灣的經濟體質，所有社會福利政策應提出相對應之財源並定期檢視修正才能確保國家財政安全，避免不必要的支出濫用與浪費，有效控用債務的存、流量，才不會債留子孫。

最後，積極開拓政府社會福利經費之財源，並確立社會福利經費的財源種類與用途，結合社會救助與福利服務體系福利政策制定，社會福利不盡都是消費性支出，社會福利除了可回應目前社會服務的需求(如安老托兒等)，同時相關照顧產業的發展亦可創造就業機會，有助於經濟發展，經濟發展與社會福利同步改造，朝向永續性的方向發展。

## 陸、參考文獻

1. 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。
2. 陳旭昇(2007)，時間序列分析—總體經濟與財務金融之應用，東華書局股份有限公司出版。
3. 林宜靜(2001)，台灣國民所得與社會福利指標長期關係之研究，國立東華大學國際經濟研究所碩士論文。
4. 張智雅(2004)，我國政府支出對經濟成長的影響，逢甲大學會計與財稅研究所碩士論文。
5. 內政部(民91)，「社會福利政策之回顧與展望」全國社會福利會議分組報告。
6. 林萬億(2002)全國社會福利會議議題一「社會福利政策之回顧與展望」
7. 朱擇民、許璋瑤、王正、周麗芳(2002)全國社會福利會議議題二「社會福利資源之有效運用及財源籌措」
8. 楊秀娟、蕭玉煌(2002)全國社會福利會議議題三「如何健全社會福利之組織體系」

9. 王正、林大鈞(2002)全國社會福利會議議題四「建構完善之社會經濟安全體系」
10. 譚開元、吳淑瓊(2002)全國社會福利會議議題五「如何建構完整之照顧體系」
11. 鄭麗珍、林振春、馮燕撰(2002)全國社會福利會議議題六「如何健全家庭功能提昇生活品質」
12. 徐偉初、歐俊男、謝文盛(2008)，財政學(二版)，台北：華泰書局
13. 楊孝 (2003)，精緻人力的投資性社會福利措施，社區發展季刊，第 102 期
14. 1934 年美國學者「國民所得會計之父」顧志耐  
[http://content.edu.tw/vocation/business/sc\\_sb/EC/CLASS/CLASS6/6-2.HTML](http://content.edu.tw/vocation/business/sc_sb/EC/CLASS/CLASS6/6-2.HTML)
15. 美國社會工作人員協會 <http://www.socialworkers.org>
16. 黃明鳳(2009)，台灣地區各縣市社會福利支出、人力資本對所得分配影響之研究
17. 胡勝正(2002)，經濟成長與社會福利 <http://www.rad.gov.tw/learn/PDF/A/06-1.pdf>。
18. 李建強·張存炳(2007)，社會福利支出、人力資本與經濟成長—台灣的實證研究，經濟與管理論叢，第 2 期，225-247。
19. 邱慧敏(2002)，社會福利指標與經濟發展之實證研究，國立東華大學國際經濟研究所碩士論文。
20. 蘇郁婷(2005)，社會福利預算配置妥適性與執行成效之探討—以臺北市政府社會局為例，東吳大學會計學系碩士論文。
21. 莊雅如(2006)，台灣與 OECD 國家社會福利支出收斂之實證研究，逢甲大學財稅研究所碩士論文。
22. 鄭燕鈺(2008)，社會福利支出對相關產業影響之研究—產業關聯模型分析，朝陽科技大學財務金融系碩士論文。
23. (2002)吳明儒，國政分析，九十二年度社會福利預算結構初探。  
<http://old.npf.org.tw/PUBLICATION/SS/091/SS-B-091-008.htm>
24. (2002)趙揚清、黃怡靜，國政研究報告-當前台灣省鄉鎮市公所財政問題。  
<http://old.npf.org.tw/PUBLICATION/FM/091/FM-R-091-043.htm>
25. 林萬億(1993)，臺灣的社會福利民間觀點，五南圖書出版公司
26. 中華民國統計資訊網，<http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9L.asp>
27. 蔡吉源(1997)，社會福利支出對台灣總體經濟的影響，中央研究院研究中山人文社會科學研究所專書(42)。
28. 邱承威，2000，快速經濟成長下的台灣貧窮現象，暨南國際大學經濟學系碩士論文。
29. 三正(民 90)，機會與平等：社會福利財源措施與分配問題之探討，社會福利與財政研討會，31-58。
30. 「我國社會福利定義與範圍之研究」(1989)，行政院研究發展考核委員會出版。
31. 內政部社會司 <http://www.moi.gov.tw/dsa/>
32. 台灣社會福利學刊(電子期刊)(楊靜利)第一期，159-170，<http://www.sinica.edu.tw/asct/asw/journal/paper0105.pdf>
33. 黃哲悠，1991，我國社會福利支出之經濟效果—時間數列實證分析，逢甲大學經濟研究所碩士論文。
34. 彭懷真，1982，我國的工業化與社會福利的演變，國立台灣大學社會學研究所碩士論文。
35. 劉宗欣、林恭正(2003)，社會福利支出、國民年金與跨世代財政負擔，(台灣經濟政策與預測)，33，61-95。
36. 劉獻文，2001，福利國家理論之考察：詮釋方法的建構與批判。《文藻學報》(15)：139-159。
37. 周國瑞，台灣社會保險制度之實證研究—財富重分配效果分析，台大管理論叢，第十五卷第二期，2005 年 6 月。
38. 葉志誠(2002)。社會福利服務。台北：揚智文化，207-213。
39. Alesma, A. and D. Rodrik (1994)，"Distributive Politics and Economic Growth"，Quarterly Journal of Economics，109，465-490。
40. Darby, M. (1979)，Effects of Social Security on Income and the Capital Stock，Washington, D.C.：American Enterprise Institute Publisher。
41. Duleep, H. O. (1995)，"Mortality and income inequality among economically developed countries," Social

Security Bulletin, 58 (2), 34-50.

42. Encyclopedia of Social Work. Vol. I, 463-474. Silver Spring, MD: Nation Association of Social Workers.
43. Engle, R.F. and Grange, C.W.J. (1987), "Cointegration and error-correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
44. Gilbert, N., & Specht, H. (1974), *Dimensions of Social Welfare Policy*, New Jersey: Prentice-Hall.
45. Granger, C.W.J. (1986), "Developments in the study of cointegrated variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
46. Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Volume 12, pp.231-254.
47. Johansen, S., Juselius (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 52 No.6, pp.169-210.
48. Lee, C. C. and C. P. Chang (2006a), "Social Security Expenditure and GDP in OECD Countries: A Cointegrated Panel Analysis", *International Economic Journal*, 20, 303-320
49. Lee, C. C. and C. P. Chang (2006b), "Social Security Expenditure and Economic Growth: A Heterogeneous Panel Application", *Journal of Economic Studies*, 33, 386-404.
50. Lucas, R. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
51. Sala-i-Martin, X. (1996), "A Positive Theory of Social Security", *Journal of Economics Growth*, 1, 277-304.
52. Sala-i-Martin, X. (1997), "Transfers, Social Safety Nets, and Economic Growth", *IMF Staff Papers*, 44, 81-102.
53. Sims, Christopher A (1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, 48 (1), 1-48.
54. Titmuss, R. (1958), *Essays on the Welfare State*, London: George Allen & Unwin.
55. Wolfson, M., G. Kaplan, J. Lynch, N. Ross, & E. Backlund (1999) Relation between Income Inequality and Mortality: Empirical Demonstration. *British Medical Journal*, 319, 953-955