

# 全民健保對健康差距之影響—以平均餘命為測量

吳宛蕙<sup>1</sup> 楊長興<sup>2,\*</sup>

**目標：**探討全民健保是否有助於改善男性、女性最高與最低都市化，以及最高與中等都市化程度民眾平均餘命之差距。**方法：**以1987至2003年為研究期間，使用內政部之人口資料檔及衛生署之死因資料檔，計算出各都市化程度民眾的平均餘命後，採用Box及Tiao的時間數列介入分析，比較全民健保介入民眾平均餘命差距之影響評估。**結果：**全民健保實施後，並沒有顯著降低最高、最低都市化位階民眾平均餘命的差距，但是男性最高、中等都市化位階65歲平均餘命差距，以及女性最高、中等都市化位階0歲、5歲、65歲平均餘命差距皆有顯著性的縮小。**結論：**全民健保的實施對於民眾的健康有正向的改善，城鄉間女性健康差距較男性小，同時對於最高、中等都市化位階平均餘命改善程度優於最高、最低都市化位階平均餘命差距，特別是老年人的部份，但是最高、最低都市化位階民眾平均餘命的差距並沒有顯著性的縮小，因此未來應持續推動最低都市化位階地區民眾婦女保健、產前照護、環境改善及教育提升，使偏遠地區民眾得以獲得適當照顧，進而提升偏遠地區民眾平均餘命，以縮小城鄉間平均餘命的差距。(台灣衛誌 2007；26(3)：196-207)

**關鍵詞：**全民健保、平均餘命、健康差距、都市化、時間數列

## 前 言

世界衛生組織報告指出，二十一世紀都市化、環境、相對收入、新科技發展、人口及流行病的改變等相關議題仍然是影響民眾健康的主要因素[1]。然而，早期台灣都市化快速的發展，造成醫療資源[2]、收入及社會地位[3]、教育[4]、交通[5]、生活模式[6]等城鄉差距的問題，不僅影響了民眾的健康，同時也反應出城鄉之間的健康不均等，而家戶及地區間的貧富差距的擴大更是影響民眾健康的重要因素，根據行政院主計處的統計，以台灣最高與最低20%的所得階

層五等位來看，平均每戶年所得比率由1976年的4.18:1，2002年增加為6.16:1；若以十等位來看，倍數更高達60倍以上[7]，顯示民眾所得分配兩極化日益嚴重，貧富差距不斷的惡化，而這些問題所延伸的就是平均餘命與死亡率的改變[3,4,8]。

平均餘命不僅可以用來表示國民健康及生命消長的情形，更可以代表一個國家的社會經濟福祉[9]，然而與其他測量死亡率的方法相比，平均餘命的優勢是可以控制各個年齡層的差異，不會受到實際人口年齡分布的影響[10]，同時因為死亡率只能說明往生者的情形，但是對於當前活著的人我們則可以利用死亡率去推估其存活或是生命預期，不但較為正面，對於人類而言也更具有意義，由圖一(利用生命表函數中的存活人數(number of survivors)所畫出)更可以清楚的得知，人的一生活的機會是大於死亡的機會，與其將重心放在如何避免死亡，更應該關注如何讓這一生活得更好，因此本研究將

<sup>1</sup>財團法人國泰綜合醫院內湖分院

<sup>2</sup>國立台北護理學院醫護管理研究所

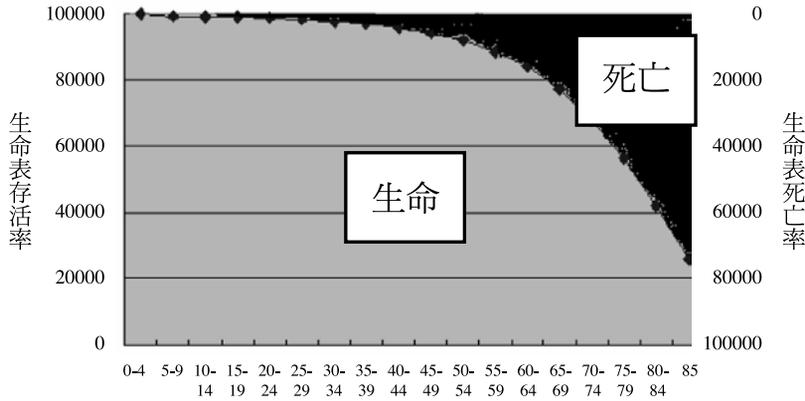
\*通訊作者：楊長興

聯絡地址：台北市萬華區內江街89號

E-mail: yangch@mail1.ntcn.edu.tw

投稿日期：95年7月31日

接受日期：96年5月10日



圖一 2003年男性第一季各年齡層特殊生命率與特殊死亡率

使用平均餘命進行更進一步的分析。

與平均餘命相關的研究仍然持續受到重視，過去平均餘命的研究主要有地域性的差異[8]、種族[11]、教育[12]、所得[13]等層面，但卻鮮少有研究探討平均餘命與都市化之間的相關，仍然需進一步的研究。

全球化的趨勢下，新藥及科技的擴張已無國界的改善人民的健康，許多科技的發展讓人們的壽命得以延長，但並不是每個人都能力或是能夠去支付這樣的科技所帶來的花費，尤其是許多落後的國家，即便科技的快速發展，人民仍然無法享受科技進步所帶來的好處，因為這樣的科技發展常常是較有富有的民眾得以使用，許多貧窮的民眾因為經濟的因素卻無法獲得醫療進步所帶來的效益，但是由於臺灣於1995年3月1日實施了全民健康保險(以下簡稱全民健保)，讓全體民眾可以享受到健康保險的保障，大幅提高民眾就醫的可近性也提升醫療資源的使用，並降低民眾就醫的財務障礙[14]。

都市化位階差異確實會造成民眾健康的不均等，社會不公平對於個人健康是有直接的風險，但是較好的健康保險可以降低健康的不均等[15]，健保開辦以前，當時只有59%的民眾享有健康保險的保障，全國還有八百多萬人是沒有涵蓋於健保內，其中大都為14歲以下的兒童及65歲以上的老人，但是到了2005年3月保險對象總人數共有

22,063,428人，納保率大幅增加到了97%，同時醫療院所的特約率也高達92.54% (共17,336家)[16]，可以發現就醫可近性有顯著的改善，但是，是否會因為全民納保的醫療策略而縮小民眾的健康差距，進而促進整體民眾的健康，值得更深入一步的進行探討。

## 材料與方法

### 資料來源及收案時間

資料來源是內政部的「各鄉鎮市區人口數按性別及單一年齡分」、以及行政院衛生署的「臺灣地區居民死因資料檔」，利用這些資料計算出臺灣地區依市鎮鄉都市化位階區分的最高、中等都市化位階的各季平均餘命，探討全民健保實施後，對臺灣地區市鎮鄉平均餘命的影響效果分析。

本研究為縱貫性相關性研究，採次級資料分析方法，由於全民健保的實施必須有一段長期的觀察才可看出其對民眾健康影響的成效，因此本研究選擇健保介入前後八年(每3個月為一季，共計68季，即68個觀察值)的觀察時間作為研究期間(1987-2003年)，共計17年。

本研究依據勞委會勞工安全衛生研究所採用的曾國雄、吳水源[17]研究修正後的都市化位階進行研究，此研究以台灣316個市、鄉、鎮為研究對象，依其人口特性、經

濟特性、教育水準及住宅水準特性、醫療保健及衛生環境等19個都市特性要因，將臺灣地區市鎮鄉區依集群分析(cluster analysis)法將都市化位階類似的歸為同一組，共分類為八大都市化位階，其中都市化位階的綜合指標值最高者第一都市化位階，依序排列，而指標值最低者為第八都市化位階。

值得注意的是，在資料分析時如果將八大都市化位階皆進行彼此間的比較，可能會產生分析上的偶然(by chance)情形，因此本研究僅針對都市化位階最高、中等、最低平均餘命的比較。由於都市化位階區分為八大組，因此中等的都市化位階分別有第四都市化位階及第五都市化位階，選擇其中一個都市化位階都不能真正代表中等都市化位階的平均餘命，因此本研究將第四組和第五組都市化位階合併，重新計算出第四、第五組合併後的平均餘命，得出的數值更能代表中等都市化位階平均餘命真實情形(三個都市化位階所包含的市鄉鎮列於表二)。

同時計算出最高、中等、最低都市化位階0歲、5歲、65歲的平均餘命，更細膩的呈現出各個都市化位階在1987-2003年的長期趨勢分析，由於0歲、5歲、65歲這三個族群是健康上較為弱勢的族群，因此如果全民健保的實施是可以為民眾帶來健康的效益，那麼對於弱勢族群的人口效果應更為顯著；其中0歲平均餘命更常被使用於國際間的比較。

本研究利用簡易生命中的Greville法進行平均餘命的估算，此方法不僅較為簡單，且也較為廣為使用，計算公式如下：

$${}_nq_x = \frac{{}_n m_x}{\frac{1}{n} + {}_n m_x \left[ \frac{1}{2} + \frac{n}{12} ({}_n m_x - \log_e c) \right]}$$

其中 ${}_nq_x$ 代表死亡機率(probability of dying)， ${}_nM_x$ 代表年齡別死亡率(各個年齡層的死亡人數除以該年齡層的年中人口數)，而 $n$ 則為年齡組距(例如：當年齡組為0歲時，則 $n=1$ ，而當年齡組為0-4時，則 $n=5$ )， $\log_e c$ 等於0.095(為常數C的自然對數)，因為 $C_n = \frac{{}_n m_x + n}{{}_n m_x}$ ，所以 $\log_e c = \frac{1}{n} * \log_e \frac{({}_n m_x + n)}{{}_n m_x}$ ，依據實際的死亡經驗，C的數值通常為1.08和1.10之間，因此一般而言 $\log_e c$ 約等於0.095，一般而這在進行此公式的運算時都會直接將 $\log_e c$ 代入0.095[10]。

整個簡易生命表是以年度資料的概念為起點，並利用死亡率( $m_x$ )推估出死亡機率( $q_x$ )的數值，再推算出死亡人數( $d_x$ )、存活人數( $l_x$ )、存活人年數( $L_x$ )、總人年數( $T_x$ )而得出平均餘命( $e_x$ )的數值，因此平均餘命可以解釋為在年滿X歲之後均當可望存活的年數[9]。

在計算出各1987-2003年各季的平均餘命後，進一步再計算出最高都市化與中等都市化位階民眾平均餘命的差距，以及最高都市化與最低都市化位階民眾平均餘命差距後

表一 十九個都市特性要因表

| 序號 | 都市特性要因      | 序號 | 都市特性要因           |
|----|-------------|----|------------------|
| 1  | 人口密度        | 11 | 製造業密集度           |
| 2  | 平均男性人口總遷移率  | 12 | 商業密集度            |
| 3  | 平均女性人口總遷移率  | 13 | 金融保險不動產及工商服務業密集度 |
| 4  | 一級產業就業人口比   | 14 | 男性高中(含)以上教育程度比   |
| 5  | 二級產業就業人口比   | 15 | 每千人醫生數           |
| 6  | 三級產業就業人口比   | 16 | 醫療院所密集度          |
| 7  | 每人每年經常收入    | 17 | 平均每千人每日垃圾清運量     |
| 8  | 每人每年消費支出    | 18 | 有浴室家宅百分比         |
| 9  | 單位人口二級產業營業額 | 19 | 單位家庭電話數          |
| 10 | 單位人口三級產業營業額 |    |                  |

資料來源：[17]

表二 臺灣地區最高、中等、最低都市化位階市鎮鄉

| 都市化位階    | 市鎮鄉   |
|----------|---|
| 第一(最高)位階 | 台北市、永和市   |
| 第四(中等)位階 | 新營市、平鎮鄉、岡山鎮、八德鄉、淡水鎮、沙鹿鎮、竹東鎮、台東市、仁德鄉、竹南鎮、汐止鎮、五股鄉、楊梅鎮、馬公市、南投市、仁武鄉、頭份鎮、潭子鄉、造橋鄉、潮州鎮、橋頭鄉、太平鄉、烏來鄉   |
| 第五(中等)位階 | 竹北鄉、烏松鄉、大寮鄉、龍潭鄉、深坑鄉、斗六鎮、草屯鎮、湖口鄉、虎尾鎮、大雅鄉、吉安鄉、瑞芳鎮、烏日鄉、水里鄉、路竹鄉、大甲鎮、大溪鎮、新市鄉、大社鄉、佳里鎮、湖內鄉、北港鎮、埔里鎮、清水鎮、麻豆鎮、和美鎮、永安鄉、東港鎮、林園鄉、斗南鎮、大湖鄉、霧峰鄉、三峽鎮、竹山鎮、旗山鎮、新城鄉、大肚鄉、鹿港鎮、梓官鄉、花壇鄉、后里鄉、大園鄉、新化鎮、橫山鄉、林口鄉、東勢鎮、山上鄉、朴子鎮、關廟鄉、玉井鄉、梧棲鎮、蘇澳鎮、善化鎮、水上鄉、芎林鄉、北斗鎮 |
| 第八(最低)位階 | 鹽埔鄉、東河鄉、枋山鄉、金峯鄉、西嶼鄉、番路鄉、七美鄉、東山鄉、柳營鄉、達仁鄉、崙背鄉、鹿草鄉、和平鄉、土庫鎮、泰安鄉、琉球鄉、滿州鄉、褒忠鄉、白沙鄉、內門鄉、芳苑鄉、東勢鄉、麥寮鄉、東石鄉、二崙鄉、秀林鄉、泰武鄉、大同鄉、元長鄉、牡丹鄉、春日鄉、萬榮鄉、桃源鄉、瑪家鄉、豐濱鄉、尖石鄉、來義鄉、田寮鄉、三地鄉、海端鄉、望安鄉、四湖鄉、信義鄉、台西鄉、延平鄉、水林鄉、茂林鄉、仁愛鄉、口湖鄉、獅子鄉、霧台鄉、蘭嶼鄉、卓溪鄉、三民鄉         |

資料來源：[17]

(即將二個地區民眾的平均餘命相減)，再深入探討全民健保的介入是否讓地區民眾的平均餘命差距(共計68個觀察值)有縮小的趨勢。

因此，本研究採用時間數列(time series)的介入分析模式(intervention analysis model)進行主要的統計分析。所謂的時間數列是指按照時間先後有一定的順序所產生的一系列觀察值的集合，也就是說，動態系統(dynamic system)會因為時間的連續觀察，而使得觀察值產生有順序的觀察值集合[18]。時間數列的介入分析由Box與Tiao於1975年代所發展，為研究事件衝擊的評估典範，除了廣為使用於經濟學門等領域，近年來更廣泛應用在公共衛生及醫療相關產業[19-20]，Girard也應用了這個方法分析在英國及威爾斯在1940-1990年期間實施百日咳疫苗注射接種的成效[19]，以及Fleming與Becker[20]便利用此分析方法探討美國德州在1989年實施的強制騎乘摩托車戴安全帽法令對於死亡、頭部相關死亡、嚴重損傷及整體損傷所造成的差異情形。

時間數列的分析方法是指在隨機的過程中每一個觀察值都具有相同機率的分布，以及互相獨立的隨機變數(通常假設為常態)序列之線性組合( $a_t, a_{t-1}, a_{t-2}$ ) (為過去資料的線性組合，亦即數列的隨機變數，當 $N_t$ 獨立時，則表示數列和前一期無關，但當 $N_t$ 不獨立時，則表示數列和前幾期是有關的)，其期望值為0，變異數為 $\sigma_a^2$  (固定常數)，稱之為白噪音(white noise)的數列[18]，也就是說，時間數列不去探討個別因素所帶來的影響，考量了所有可能影響的因素，更能夠全面解釋全民健保實施後所帶來的影響。

影響健康政策的因素太多，因此不適合用迴歸的分析方法來呈現，因為所得出的結果解釋力不必然不高，無法更進一步的說明，但是時間數列的資料是用前期及前數期視為本身的自變項，所以可以以自變項直接反應依變項的結果。

時間數列的介入分析最先使用於分析洛杉磯政府執行新的空氣污染管制法案是否可以降低空氣中每月臭氧污染量[21]，然而影響臭氧污染量的因素很多，但是當沒有其他

的政策或介入比起新的法案所帶來的影響更大時，即可將臭氧污染量的改變歸因為是新法案介入所帶來的影響；而健保政策如同於法令的實施，都會受到許多因素的影響，因此當沒有比全民健保對健康照護的影響更大的政策或介入發生時，即可將此一改變歸因為全民健保的影響，因此本研究使用時間數列進行分析，探討這樣的介入因素會讓數列中的數值有所不同的趨勢為何，進而了解全民健保的實施所帶來的影響。

全民健保於1995年3月1日實施，但是因為本研究的資料屬性屬於季資料，因此將1995年第一季以前設為政策介入前，而1995年第二季以後設為政策介入後，比較全民健保實施後對於平均餘命變化所帶來的影響。

以下為時間數列介入模式的方程式：

$$LE_t = C + B\xi NHI + N_t$$

$LE_t$ ：第t期的平均餘命C(constant)：平均餘命數列中的常數項(與平均餘命運算中所提及的 $\log_e c$ 不同，前者為數列中的常數項，後者的 $\log_e c$ 則為常數c的自然對數，一般以0.095代入公式中進行運算)，而 $N_t$ 則是指數列中的干擾項(noise)，至於虛擬變數 $\xi NHI$ 則定義為：

$$\xi NHI \begin{cases} = 0, & \text{若 } t < 1995 \text{ 年第一季 (1-3月),} \\ & \text{亦即 0 代表健保介入前} \\ = 1, & \text{若 } t \geq 1995 \text{ 年第二季 (4-6月),} \\ & \text{亦即 1 代表健保介入後} \end{cases}$$

本研究以自我迴歸移動平均均合模式(Autoregressive Integrated Moving Average, ARIMA)對模式加以鑑定(identify)、估計(estimate)、診斷(diagnostic)，以找出最適模式，即可對模式進行預測(forecasting)及控制(control)。因為本研究使用季資料進行分析，以模式ARIMA(P, D, Q)<sub>s</sub>來表達，其中p代表自我迴歸的階數，當遇到無定向型的时间數列模式時，就須將原始數列進行d次差分，使其轉為平穩型數列，因此d則是取差分的次數，至於q則為移動平均的階數，因為為季節性資料所以s等於4；在自我迴歸過程以AR表示( $\phi$ 為代表符號)，移動平均過程則以MA來看示( $\theta$ 為代表符號)[18]。

利用SAS 8.2計算出各都市化位階各季

的平均餘命後，再以時間數列的套裝軟體SCA(Scientific Computing Associates, SCA)進行時間數列分析計算，在計算的過程中，如果多一個參數則會損失一個自由度，因此有效觀察值會因為模型不同而有所差異，但觀察值並非遺漏，亦不會造成結果判斷上的誤差，同時SCA系統可以對於模式自動進行估計及修正功能，去檢測全民健保介入後對於都市化位階差異地區平均餘命係數變動值及顯著情形為何，以了解全民健保的介入是否降低民眾平均餘命的差距。

## 結 果

由表三男性最高、中等、最低都市化位階人口的性別及年齡分布可知，在1976年、1995年或是2003年最高、中等、最低都市化位階男性青壯年(20-44歲)的人口數都高於其他年齡組別人口，其次依序為未成年人口(0-19歲)、中年(45-64歲)、老年人口(65歲以上)；可以得知最高都市化位階人口的年齡分布及趨勢和中等、最低都市化地區屬於類似的情形，而女性也有相同的趨勢，舉例來說，我們可以發現19歲以下的人口呈現逐年下降的情形，而65歲以上的老年人口則是逐年上升。

在平均餘命方面，由圖二可以清楚得知最高都市化位階平均餘命高於中等都市化位階，而中等都市化位階的平均餘命則高於最低都市化位階，由最高都市化位階第一季的平均餘命來看，在1987年、2005年、2003年男性的0歲平均餘命分別為74.80歲、75.58歲、78.48歲，而女性則分別為79.03歲、80.13歲、82.44歲，整體而言，平均餘命是逐年成長，同時，女性的平均餘命一直是優於男性，與國際有相同的趨勢。

而由圖三則可以清楚得知男性、女性最高與最低都市化位階，及最高與中等都市化位階民眾平均餘命差距分布的情形，無論是男性或是女性最高與最低都市化位階民眾平均餘命的差距，都大於最高與中等都市化位階民眾平均餘命的差距，而這樣的結果由圖二更可以清楚得知，因為最高都市化民眾

表三 男性最高、中等、最低都市化位階人口的性別及年齡分布

| 年度                 | 總計               | 0-19歲            | 20-44歲             | 45-64歲           | ≥65歲             |
|--------------------|------------------|------------------|--------------------|------------------|------------------|
| 最高都市化位階地區          |                  |                  |                    |                  |                  |
| 1987               | 1,446,257 (100%) | 514,542 (35.58%) | 606,391 (41.93%)   | 239,843 (16.58%) | 85,481 (5.91%)   |
| 1995               | 1,440,881 (100%) | 454,762 (31.56%) | 612,935 (42.54%)   | 239,378 (16.61%) | 133,806 (9.29%)  |
| 2003               | 1,404,639 (100%) | 368,308 (26.22%) | 548,256 (39.03%)   | 334,254 (23.80%) | 153,821 (10.95%) |
| 中等(第四組、第五組)都市化位階地區 |                  |                  |                    |                  |                  |
| 1987               | 2,218,278 (100%) | 853,793 (38.49%) | 858,413 (38.70%)   | 383,642 (17.29%) | 122,430 (5.52%)  |
| 1995               | 2,485,455 (100%) | 852,988 (34.32%) | 1,043,024 (41.97%) | 386,469 (15.55%) | 202,974 (8.17%)  |
| 2003               | 2,703,320 (100%) | 770,748 (28.51%) | 1,145,870 (42.39%) | 540,008 (19.98%) | 246,694 (9.13%)  |
| 最低都市化位階地區          |                  |                  |                    |                  |                  |
| 1987               | 444,062 (100%)   | 161,263 (36.32%) | 177,716 (40.02%)   | 79,287 (17.85%)  | 25,796 (5.81%)   |
| 1995               | 424,091 (100%)   | 122,540 (28.89%) | 186,475 (43.97%)   | 78,361 (18.48%)  | 36,715 (8.66%)   |
| 2003               | 405,890 (100%)   | 94,294 (23.23%)  | 176,239 (43.42%)   | 89,041 (21.94%)  | 46,316 (11.41%)  |

註：( )內的數值為百分比，男性八大都市化位階的年中人口數1987年為10,126,362人；1995年則為10,946,551；2003年11,467,881人

平均餘命優於中等都市化位階，而最低都市化位階民眾的平均餘命則是最低的，因此會衍生出圖三的結果。

表四之時間數列介入分析結果發現，全民健保對於最高、中等都市化位階男性0歲平均餘命差之介入分析結果，男性的平均餘命數列屬於平穩型季節性數列，數列模式為 $(1,0,0)_4$ ，由表一可以得知，在全民健保的介入下，男性最高都市化與中等都市化位階65歲民眾平均餘命的差距減少了0.23歲，有達到統計上顯著的意義( $t$ 值為-1.85)。

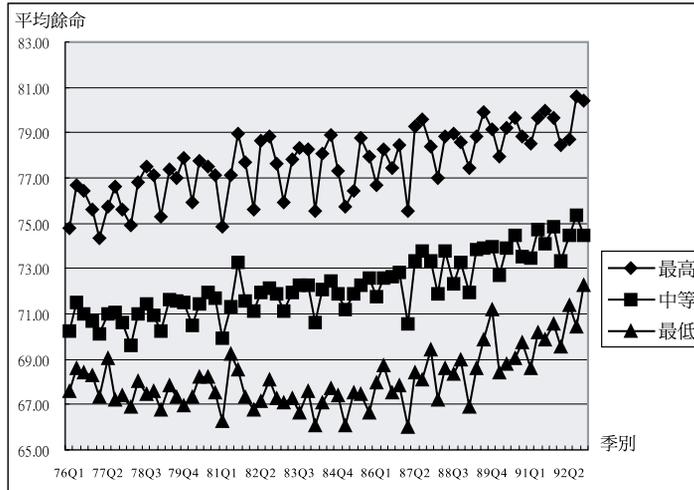
而全民健保對於最高、中等都市化位階女性0歲平均餘命差之介入分析結果，而女性的平均餘命數列也屬於平穩型數列，數列模式為 $(1,0,0)$ ，在全民健保的介入下，女性最高都市化與中等都市化0歲、5歲、65歲平均餘命差距皆達到統計上顯著的意義(如表五)；但是由表六、表七可以清楚得知全民健保的實施對於最高、最低都市化位階男性0歲、5歲平均餘命差以及女性65歲平均餘命差之介入分析有下降的趨勢，但整體而言均沒有達到統計上顯著的意義。

## 討 論

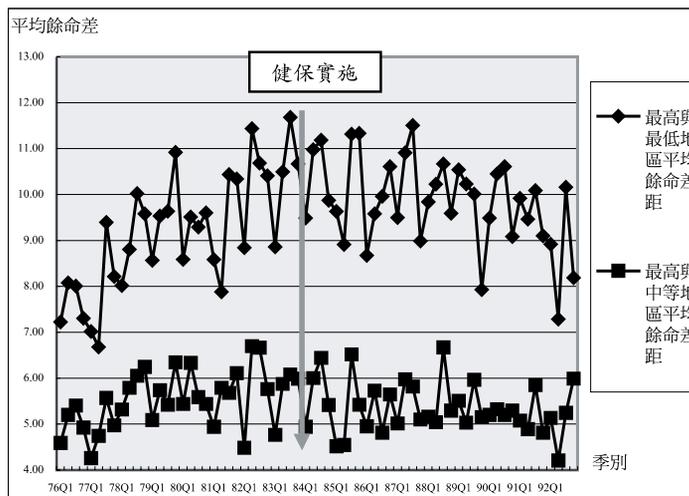
全民健保是否能縮短不同都市化位階間

民眾的健康差距？根據時間數列介入分析顯示，在全民健保的介入下，雖然未對最高、最低都市化位階地區之平均餘命差距有顯著性的影響，但是最高、中等都市化位階男性65歲平均餘命差距及女性0歲、5歲、65歲平均餘命差距有顯著的負相關(表四~表七)，顯示全民健保的實施對於最高、中等都市化位階地區民眾之平均餘命差距的改善顯著性較高、最低都市化位階地區之平均餘命差距來的高，這樣的結果指出全民健保對於不同都市化位階地區所帶來的影響效益有所不同，同時也指出健保政策的實施確實與不同都市化位階民眾平均餘命的差距降低有關。

這樣的結果呈現出地域性的健康差距，以醫院的地理分布來看，醫學中心仍然集中於台北市，醫療資源高度集中於都會地區，但仍然有幾個縣市是沒有區域層級以上的醫院[22]，皆為社經發展較為落後之縣市。都會地區的醫療資源明顯優於鄉村地區，因此雖然有全民健保的實施，但是某些偏遠地區仍然呈現醫療資源較為缺乏的現象。除了醫療資源差距外，城鄉間家戶及地區間的貧富差距更是逐年擴大，最高與最低20%所得由早期的4.18倍增加到6.16倍[7]，都顯示出城鄉間的差距，而這些因素都是影響民眾健康的主要原因。



圖二 1987-2003年最高、中等、最低都市化位階男性各季平均餘命



圖三 1987-2003年男性最高、中等及最高、最低0歲平均餘命差距分佈趨勢

然而，和國際趨勢相同的是，性別也是影響平均餘命重要因素之一，我國女性平均餘命都高於男性[22]，有許多生物學及行為的理由也指出女性在生命延長的經驗中，較男性更有相對性的優勢；女性的平均餘命高於男性主要原因包括：1.男性所從事的工作通常比女性來得粗重；2.女性也較男性更重視身心保健；3.醫學的進步也使得婦女懷孕、生產的風險及死亡率大幅下降；4.臺灣地區歷

年女性惡性腫瘤死亡率也較男性來得低[23]；5.男女生活習慣差異；6.疾病死亡率差異，男嬰在其他的疾病的死亡率也都較女嬰來的高，而這些都是女性平均餘命高於男性的原因。

研究發現，男性0歲平均餘命以最高都市化位階來看，1987年至1995年平均餘命增加的幅度為0.78歲，而在1995年至2003年平均餘命增加的幅度為2.9歲；同樣的女性0歲平均餘命以最高都市化程度來看，平均餘命

表四 男性最高、中等都市化位階平均餘命差之健保介入分析模式

| Parameter                                | Nt        |                      | Estimate( $\beta_i$ ) | SE   | t值     |
|--|-----------|----------------------|-----------------------|------|--------|
| 男性最高都市化與中等都市化位階0歲平均餘命的差 <sup>1</sup> 介入  | constant  | (1,0,0) <sub>4</sub> | 3.22                  | 0.63 | 5.12   |
|  | $\phi_4$  |                      | 0.43                  | 0.11 | 3.80   |
|  | NHI(INHI) |                      | -0.20                 | 0.13 | -1.47  |
| 男性最高都市化與中等都市化位階5歲平均餘命的差 <sup>2</sup> 介入  | constant  | (1,0,0) <sub>4</sub> | 3.03                  | 0.61 | 4.97   |
|  | $\phi_4$  |                      | 0.45                  | 0.11 | 3.96   |
|  | NHI(INHI) |                      | -0.16                 | 0.13 | -1.24  |
| 男性最高都市化與中等都市化位階65歲平均餘命的差 <sup>3</sup> 介入 | constant  |                      | 3.48                  | 0.09 | 39.58  |
|  | NHI(INHI) |                      | -0.23                 | 0.12 | -1.85* |

註：\* $\alpha < 0.1$

<sup>1</sup> 資料時間：1987年第一季~2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：64。

<sup>2</sup> 資料時間：1987年第一季~2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：64。

<sup>3</sup> 資料時間：1987年第一季~2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：68。

表五 女性最高、中等都市化位階平均餘命差之健保介入分析模式

| Parameter                                | Nt        |         | Estimate( $\beta_i$ ) | SE   | t值      |
|--|-----------|---------|-----------------------|------|---------|
| 女性最高都市化與中等都市化位階0歲平均餘命的差 <sup>1</sup> 介入  | constant  | (1,0,0) | 3.24                  | 0.53 | 6.17    |
|  | $\phi_1$  |         | 0.25                  | 0.12 | 2.16    |
|  | NHI(INHI) |         | -0.61                 | 0.21 | -2.94** |
| 女性最高都市化與中等都市化位階5歲平均餘命的差 <sup>2</sup> 介入  | constant  | (1,0,0) | 3.00                  | 0.51 | 5.94    |
|  | $\phi_1$  |         | 0.29                  | 0.12 | 2.45    |
|  | NHI(INHI) |         | -0.55                 | 0.20 | -2.74** |
| 女性最高都市化與中等都市化位階65歲平均餘命的差 <sup>3</sup> 介入 | constant  | (2,0,0) | 1.72                  | 0.42 | 4.13    |
|  | $\phi_1$  |         | 0.23                  | 0.11 | 2.06    |
|  | $\phi_2$  |         | 0.27                  | 0.11 | 2.47    |
|  | NHI(INHI) |         | -0.47                 | 0.18 | -2.67** |

註：\* $\alpha < 0.1$ ，\*\* $\alpha < 0.05$

<sup>1</sup> 資料時間：1987年第一季~2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：67。

<sup>2</sup> 資料時間：1987年第一季~2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：67。

<sup>3</sup> 資料時間：1987年第一季~2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：66。

增加的幅度也由1.1歲增加至2.31歲，男性、女性0歲平均餘命在中等、最低都市化位階也是相同的趨勢，皆顯示全民健保的實施，對國民平均餘命的影響。

除了不斷增進民眾的健康之外，降低健康差距也是健康政策重要目標之一[24]，然而實施全民健保目的不僅是要提供民眾適切的醫療服務，更要利用大眾的力量幫助真正需要幫助的民眾得以獲得良好的健康照護；研究發現女性最高、最低0歲平均餘命的差距比男性小，也就是說女性平均餘命的差距較男性來的更為穩定，這樣的結果與Burstrom等人[25]研究相同，而可能的原因是

女性對於自己的健康情形較為重視，因此當遇到病痛時，會較男性更為積極的尋求醫療資源，因此女性平均餘命差距會較男性來的低。

全民健保對於最高、中等都市化位階地區之平均餘命差距的改善顯著性較最高、最低都市化位階地區之平均餘命差距來的高，呈現地域性健康差距；而這樣的結果和過去研究認為全民健保的實施對於民眾健康有較佳改善的論點有類似的結果[8,26-28]；但卻與Burstrom等人[25]的研究結果不同，其研究結果顯示瑞典最高、最低社會經濟族群平均餘命的差距是逐年增加的。

表六 男性最高、最低都市化位階平均餘命差之健保介入分析模式

| Parameter                                | Nt        |                             | Estimate( $\beta_i$ ) | SE   | t值    |
|--|-----------|-----------------------------|-----------------------|------|-------|
| 男性最高都市化與最低都市化位階0歲平均餘命的差 <sup>1</sup> 介入  | constant  | (1,0,0) <sub>4</sub>        | 4.30                  | 1.01 | 4.26  |
|  | $\phi_4$  |                             | 0.57                  | 0.11 | 5.14  |
|  | NHI(INHI) |                             | -0.17                 | 0.26 | -0.66 |
| 男性最高都市化與最低都市化位階5歲平均餘命的差 <sup>2</sup> 介入  | constant  | (1,0,0) <sub>4</sub>        | 3.80                  | 0.96 | 3.97  |
|  | $\phi_4$  |                             | 0.61                  | 0.11 | 5.55  |
|  | NHI(INHI) |                             | -0.18                 | 0.25 | -0.72 |
| 男性最高都市化與最低都市化位階65歲平均餘命的差 <sup>3</sup> 介入 | constant  | (1,0,0)(1,0,0) <sub>4</sub> | 2.24                  | 0.56 | 4.06  |
|  | $\phi_1$  |                             | 0.26                  | 0.12 | 2.14  |
|  | $\phi_4$  |                             | 0.32                  | 0.13 | 2.51  |
|  | NHI(INHI) |                             | 0.10                  | 0.17 | 0.58  |

註：<sup>1</sup> 資料時間：1987年第一季～2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：64。

<sup>2</sup> 資料時間：1987年第一季～2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：64。

<sup>3</sup> 資料時間：1987年第一季～2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：63。

表七 女性最高、最低都市化位階平均餘命差之健保介入分析模式

| Parameter                                | Nt         |                      | Estimate( $\beta_i$ ) | SE   | t值    |
|--|------------|----------------------|-----------------------|------|-------|
| 男性最高都市化與最低都市化位階0歲平均餘命的差 <sup>1</sup> 介入  | constant   | (0,0,3)              | 5.79                  | 0.24 | 24.04 |
|  | $\theta_1$ |                      | -0.29                 | 0.12 | -2.50 |
|  | $\theta_3$ |                      | -0.38                 | 0.12 | -3.31 |
| 男性最高都市化與最低都市化位階5歲平均餘命的差 <sup>2</sup> 介入  | constant   | (1,0,0)              | 3.90                  | 0.65 | 5.96  |
|  | $\phi_1$   |                      | 0.29                  | 0.12 | 2.50  |
|  | NHI(INHI)  |                      | 0.11                  | 0.20 | 0.54  |
| 男性最高都市化與最低都市化位階65歲平均餘命的差 <sup>3</sup> 介入 | constant   | (1,0,0) <sub>4</sub> | 2.63                  | 0.43 | 6.09  |
|  | $\phi_4$   |                      | 0.32                  | 0.11 | 2.76  |
|  | NHI(INHI)  |                      | -0.22                 | 0.19 | -1.14 |

註：<sup>1</sup> 資料時間：1987年第一季～2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：68。

<sup>2</sup> 資料時間：1987年第一季～2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：67。

<sup>3</sup> 資料時間：1987年第一季～2003年第四季。單位：歲。有效觀察數值：64。

可能的原因為最低都市化位階地區由於醫療資源過於貧乏，因此即便健保實施為民眾帶來很大的效益，但偏遠地區的民眾仍然無法享受這個效益所帶來的好處，進而產生有保險而無醫療的狀況，因此就算在全民健保的實施之下，對於最低都市化位階地區的民眾影響仍然有限；然而對於中等都市化位階地區的民眾而言，在健保實施後，卻是大幅拉近與最高都市化位階地區的差距，可能的原因是中等都市化位階地區無論在獲取醫療資源或是環境衛生都較最低都市化位階地區的民眾來的更好，同時醫療資源也較為豐沛[23]，因此在全民健保的實施下，民眾獲取醫療資源時所要自行花費的醫療費用也跟

著減少，使得民眾在遇到傷痛病害時，會積極的尋求醫療資源的協助，才會產生最高、中等都市化位階地區民眾較最高、最低都市化位階地區民眾的平均餘命差距較有顯著的改善。

本研究顯示在男性、女性最高、中等都市化位階地區民眾的65歲平均餘命差距皆有顯著的下降，表示對於老人所帶來的效益較高，這與Dow與Schmeer的研究類似，其研究指出，全民健保的實施更是提升了老年人照護的可近性及降低了疾病死亡率[27]。同時，全民健保的實施對於健康弱勢的兒童部份有改善的趨向，這項結果也與楊長興等人[26]、Dow與Schmeer[27]的研究類似，其發



現全民健保的實施可以提升民眾就醫的可近性，降低民眾的死亡率，特別是健康弱勢的兒童族群，這也與先前所提及的健保實施主要是對於兒童及老人所帶來的效益較大相符合。

不過本研究亦有幾點限制，第一，由於死亡檔與人口檔中的地址並非居住地，而是戶籍地，因此可能導致民眾醫療資源的使用或是生活皆不在戶籍地等問題，有可能造成部份推論的偏差；第二，由於目前國內鮮少有研究依台灣地區市、鄉、鎮區分，並針對其人口、經濟、教育、居住、醫療保健、衛生環境等特性進行分類，因此採用曾國雄等人於1986年研究分類進行本研究資料分組依據，雖然當時的時空背景和現今有所不同，但僅有少數的鄉鎮差異較大，例如：林口，同時，本研究所使用最高(第一組)都市化位階中的台北市，無論和全國或是其他地區做比較都是平均餘命最高的地區，因此對資料結果影響不致於過大；而最低都市化位階(第八組)的地區幾乎為山地離島及偏遠地區，至今仍然變幅不大，不過若能有更新的資訊提供關於都市化位階的資訊，相信必能更精確的描述上述各項結果的變化。

全民健保的實施確實對於民眾的健康帶來不可抹滅的貢獻，能縮短最高都市化及中等都化位階民眾平均餘命差距；然而早期在公勞保的時代，農村地區的民眾大都是缺乏保險，因此母親產檢的實施相當缺乏，但是在全民健保實施後，新生兒的死亡率大幅下降，直接影響的就是平均餘命的改變，民眾的壽命也跟著大幅增加，因此，未來更應持續推動最低都市化位階(大都為偏遠地區)民眾之婦女保健、產前照護、環境改善及教育提升，使偏遠地區民眾得以獲得適當照顧，以持續縮短城鄉間健康差距，同時為了讓民眾的健康得以獲得更大的產出，不只無止境擴張醫療服務範圍，更應著重於環境改善與教育層面提升[29]，以根本的革新方法達到預防醫學的功能，讓民眾的健康有更進一層的保障，進而縮短城鄉間民眾健康的差距。

## 致 謝

本研究的完成，特別感謝長庚大學醫管系陳寬政教授、中油資訊處林副總經理茂文、高雄醫學大學公衛學系楊院長俊毓及義守大學醫務管理學系馬震中老師給予之管理面與學術面的修改建議與指導，以及感謝中央健康保險局碩士論文獎的獎助，僅此致謝。

## 參考文獻

1. WHO. Health for all in the 21th century, 1998. Available at: <http://www.euro.who.int/document/EHFA5-E.pdf>. Accessed May 5, 2005.
2. Balabanova D, Mckee M, Akingbade KP. Urban-rural disparities in health and living conditions in the Former Soviet Union: towards a comprehensive regional analysis. *Eur J Public Health* 2004;**14**:62-3.
3. Dickute J, Padaiga Z, Gragauskas V, Nadisauskiene RJ, Basys V, Gaizauskiene A. Maternal socio-economic factors and the risk of low birth weight in Lithuania. *Medicina* 2004;**40**:475-82.
4. Starkuviene S, Petranskiene J, Kalediene R. Inequalities in mortality of Lithuanian urban and rural populations: the effect of educational level. *Eur J Public Health* 2004;**14**:113.
5. Ho PS, Wang TN, Hsieh TK, Ko YC. Differences in physician utilization between aboriginal and non-aboriginal children. *Fam Pract* 2000;**17**:414-21.
6. Vorster HH, Wissing MP, Venter CS, et al. The impact of urbanization on physical, physiological and mental health of Africans in the northwest province of South Africa: the THUSA study. *S Afr J Sci* 2000;**96**:505-14.
7. 行政院主計處：中華民國台灣地區九十一年家庭收支調查報告。台北：行政院主計處，2003。
8. 溫啟邦、蔡善璞、鍾文慎：高雄市和台北市居民平均餘命差距之分析。台灣衛誌 2005；**24**：125-34。
9. 內政部統計處：中華民國九十一年台閩地區簡易生命表。台北：內政部，2004。
10. Shryock HS, Siegel JS. *The Methods and Materials of Demography*. NY: Academic Press, 1976; 249-71.
11. Wen CP, Tsai SP, Shih YT, Chung WS. Bridging the gap in life expectancy of the aborigines in Taiwan. *Int J Epidemiol* 2004;**33**:320-7.
12. Kalediene R, Petrauskiene J. Inequalities in life expectancy in Lithuania by level of education. *Scand J Public Health* 2000;**28**:4-9.
13. Shmueli A. Population health and income inequality: new evidence from Israeli time-series analysis. *Int J*

- Epidemiol 2004;**33**:311-7.
14. 羅紀琮：所得重分配量能來付費—全民健康保險之保費規劃。會計研究月刊 1995；**117**：42-7。
  15. Deaton A. Health, inequality, and economic development. *J Econ Lit* 2003;**41**:113-58.
  16. 中央健康保險局：健保局簡介。http://www.nhi.gov.tw/01intro/intro\_1.htm。引用2005/5/26。
  17. 曾國雄、吳水源：台灣地區市鎮鄉都市化位階特性之研究。師大地理研究報告 1986；**12**：287-323。
  18. Box GEP, Jenkins GM, Reinsel GC. *Time Series Analysis-Forecasting and Control*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1994;1-5.
  19. Girard DZ. Intervention times series analysis of pertussis vaccination in England and Wales. *Health Policy* 2000;**54**:13-25.
  20. Fleming NS, Becker ER. The impact of Texas 1989 motorcycle helmet law on total and head-related fatalities, severe injuries, and overall injuries. *Med Care*; **30**:832-45.
  21. Box GEP, Tiao, GC. Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *J Am Stat Assoc* 1975;**70**:70-9.
  22. Population Reference Bureau. World population data sheet, 2004. Available at: [http://www.prb.org/pdf04/04WorldDataSheet\\_Eng.pdf](http://www.prb.org/pdf04/04WorldDataSheet_Eng.pdf). Accessed January 6, 2005.
  23. 行政院衛生署：中華民國92年衛生統計(一)—公務統計。台北：行政院衛生署，2004。
  24. Whitehead M, Scott-Samuel A, Dahlgren G. Setting targets to address inequalities in health. *Lancet* 1998;**351**:1279-82.
  25. Burstrom K, Johannesson M, Diderichsen F. Increasing socio-economic inequalities in life expectancy and QALYs Sweden 1980-1997. *Health Econ* 2005;**14**:831-50.
  26. 楊長興、蔡尚學、楊俊毓：就醫可近性對於國民健康之影響—「可避免死亡率」之趨勢分析。台北：王金茂醫管論文獎，2000。
  27. Dow WH, Schmeer KK. Health insurance and child mortality in Costa Rica. *Soc Sci Med* 2003;**57**:975-86.
  28. Zimmer Z, Martin L, Lin HS. Determinants of old-age mortality in Taiwan. *Soc Sci Med* 2005;**60**:457-70.
  29. 謝啟瑞：健康經濟學。第一版。台北：五南書局，1996；21-2。

## Changes in health disparity after introduction of National Health Insurance: measurement on life expectancy

WAN-HUI WU<sup>1</sup>, CHIANG-HSING YANG<sup>2,\*</sup>

**Objectives:** To examine whether National Health Insurance has narrowed the gap of life expectancy between levels of urbanization. **Methods:** For the period from 1987 to 2003, population data were obtained from the Taiwan-Fuchien Demographic Fact Book, and cause of death information was obtained from the Department of Health. Life expectancy for residents was transformed to mortality series, and the event intervention analysis by Box and Tiao was employed to compare the disparities in life expectancy among the resident groups. **Results:** After the implementation of national health insurance in Taiwan, the gap in life expectancy between residents living in areas of the highest and those living in the lowest levels of urbanization was not statistically significantly reduced. For men at age 65, between areas of the highest and the middle levels of urbanization, the lifespan gap was significantly reduced. For females at birth, age 5, and 65, the gap between areas of the highest and middle levels of urbanization was also significantly reduced. **Conclusions:** Implementation of national health insurance was associated with reduction of health disparities for both genders, although seeming to be more apparent for females than males. The improvement of the gap in life expectancy between residents living in the areas of the highest and middle levels of urbanization was larger than that between the areas of the highest and lowest levels of urbanization, especially for senior citizens. In order to ensure health equity for all citizens, more resources need to be allocated for women's health care, prenatal care, and environmental protection and education in remote areas. (*Taiwan J Public Health*. 2007;26(3):196-207)

**Key Words:** *National Health Insurance, life expectancy, health disparity, urbanization, Box and Tiao's event intervention analysis*

---

<sup>1</sup> Cathay General Hospital, Neihu, Taipei, Taiwan, R.O.C.

<sup>2</sup> Department of Health Care Management, National Taipei College of Nursing, No. 89, Nei Chiang Street, Wanhua, Taipei, Taiwan, R.O.C.

\*Correspondence author. E-mail: yangch@mail1.ntcn.edu.tw

Received: Jul 31, 2006 Accepted: May 10, 2007