

台灣的壽命延長：平均餘命與死亡年齡眾數的比較

施堯啓¹、張國偉²、王德睦³

¹ 國立中正大學社會福利系助理教授

² 南華大學生死學系社工組助理教授

³ 國立中正大學社會福利系教授

摘要

量測壽命水準的指標有死亡年齡分配的平均數、中位數及眾數，亦即平均餘命、死亡年齡中位數及死亡年齡眾數。死亡率下降的過程由嬰幼兒死亡率下降開始，促使零歲平均餘命迅速上升，人口轉型的晚期則以老年死亡率下降為主，使壽命水準持續延長。相較於平均餘命及死亡年齡中位數受到嬰幼兒及青壯年死亡率的影響，成年後的死亡年齡眾數完全由老年死亡風險所決定，故死亡年齡眾數為反應晚期的死亡率下降最適當之測量；另有研究也指出高齡的條件平均餘命（如 $e(65)$ ）低估了老年死亡風險的影響，所以晚近愈來愈多壽命水準及死亡率研究轉而進一步探討死亡年齡眾數的應用。故本文接續此脈絡，探討戰後台灣人口壽命水準的變化，比較歷年死亡年齡眾數、死亡年齡中位數及零歲平均餘命用以衡量台灣人口壽命延長的差異，並進一步應用在比較兩性壽命水準及比較死亡年齡眾數及條件平均餘命。因為高齡人口數太少，致使死亡率年齡分佈不規律，本文採用 Gompertz 函數來修勻生命表函數，輔以 Kannisto 的方法計算死亡年齡眾數。最後，研究發現，即使近年台灣人口的零歲平均餘命增長趨緩，台灣人口的死亡年齡眾數仍在增加，死亡年齡眾數可有效測量老年死亡風險的變化。

關鍵字：壽命水準、老年死亡率、死亡年齡眾數

一、前言

過去二百餘年來，人類的壽命有長足的增長。在經濟較為發達的國家，目前的死亡率已下降至相對低的水準，兩性的零歲時平均餘命(life expectancy at birth, e_0)自十九中期約為 30 至 45 歲上升到目前的 80 歲左右(Horiuchi et al. 2013)。台灣女性的零歲時平均餘命由 1906 年的 28.97 歲上升至 2015 年為 83.62 歲，男性也由 1906 年的 27.67 歲上升至 2015 年的 77.01 歲，兩性壽命均有顯著的成長。

零歲時平均餘命一直被視為壽命水準的最佳且最廣泛使用的指標，對一人口的平均壽命提供了簡單而清楚的估計。然而，此指標對於嬰幼兒死亡率的變化遠比對高齡的死亡率變化來得敏感(Cheung and Robine 2007)。在人口轉型的初期，死亡率的下降以嬰幼兒死亡率為主(Tu 1985)，使用零歲時平均餘命容易顯示死亡率的下降；然而人口轉型的後期，低年齡的死亡率已下降至極低的水準，絕大多數的人均能存活至老年，此時整體人口死亡率的下降則僅能仰賴老年人的死亡率下降，零歲時平均餘命就不再能明顯的反映出高齡的死亡率下降。

平均餘命在統計上是期望值、平均數的概念，是集中趨勢(central tendency)的測量之一。在非常態分配中，平均數並非合適的集中趨勢測量，其他的集中趨勢測量，如中位數、眾數可能是更合適的測量。由於死亡的年齡分佈為雙峰且偏態的分配，死亡年齡分佈的中位數(median age at death, Md)及死亡年齡分佈的眾數(modal age at death, M)均適合作為壽命水準的測量(Canudas-Romo 2010; Cheung and Robine 2007; Horiuchi et al. 2013)。然而，由於零歲時平均餘命與死亡年齡中位數均受較年輕人口死亡率下降的影響，而死亡年齡眾數僅由老年死亡率所決定(Canudas-Romo 2010; Horiuchi et al. 2013; Wilmoth 2000)，所以晚近愈來愈多壽命水準及死亡率研究轉而進一步探討死亡年齡眾數作為壽命水準測量(Canudas-Romo 2010; Horiuchi et al. 2013; Kannisto 2001)。雖然，以某一退休年齡為基礎的平均餘命，諸如 55 歲、60 歲、65 歲的平均餘命(e_{55} 、 e_{60} 、 e_{65})，也不受低年齡組死亡率影響，但以基數加上條件平均餘命(conditional life expectancy)為壽命水準測量，會因基數不同而不同，且低估了老年死亡率的變化(Horiuchi et al. 2013)。

在台灣死亡率下降的過程中，零歲時平均餘命、死亡年齡中位數、死亡年齡眾數的變化如何？死亡年齡眾數與條件平均餘命歷年的差距為何？女性死亡率低於男性，壽命水準高於男性，但壽命水準的差距是擴大或縮小？本研究接下來要探討這些議題。

二、死亡年齡平均數、中位數與眾數的相關探討

描述、分析壽命水準的趨勢，仰賴有關死亡資料的合適統計量數，對此，人口學上有二種測量方式，其一是死亡的比例或死亡機率的估計；另一是以存活時間的長短來表達，也就是壽命水準的集中趨勢（Horiuchi et.al. 2013），而三種最常用的集中趨勢測量是死亡年齡分佈的平均數、中位數和眾數，也就是平均餘命、死亡年齡中位數及死亡年齡眾數。

平均餘命向來是人口學研究衡量壽命水準的主要工具，零歲時平均餘命為

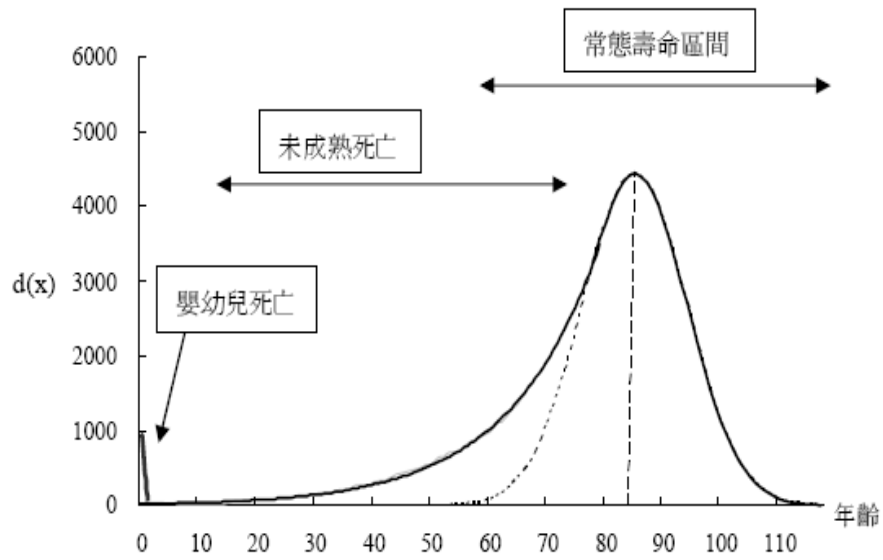
$$e_0 = \int_0^{\infty} l(x)dx, \\ = \int_0^{\infty} x d(x)dx$$

其中 $l(x)$ 為存活至 x 歲的機率（ $l(0)=1$ ）， $d(x)$ 為 x 歲死亡的機率密度

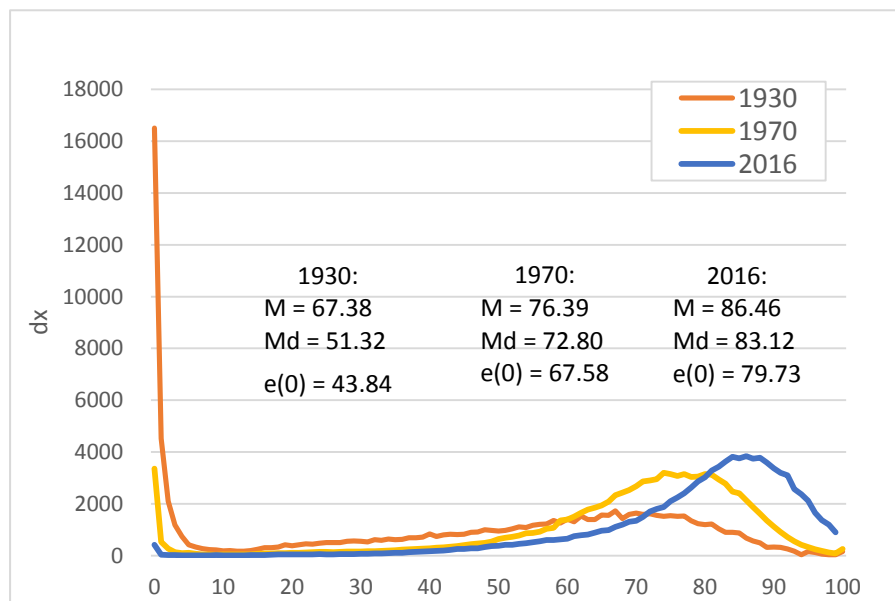
（ $\int_0^{\infty} d(x)dx = 1$ ），零歲時平均餘命顯然是生命表中的平均死亡年齡。而死亡年齡中位數 Md ，是指一半的人口在此年齡前死亡，使得 $L(Md)=0.5$ 。而死亡年齡眾數是死亡年齡分配（ $d(x)$ ）的峰點，也就是 $M=\{x | \max[d(x)]\}$ 。由於生命表中的死亡年齡分配有兩個峰點，其一在零歲，另一在高齡部分。用以做為集中趨勢，死亡年齡眾數顯然是指後者，也就是 $M=\{x | \max[d(x)] \text{ for } x>5\}$ （Canudas-Romo 2010）。當老年死亡率下降，而存活率上昇時，老年人死亡年齡延後，自然將死亡年齡分佈峰點的位置推向更高齡，因此死亡年齡分佈峰點所在的年齡，即可反應整體人口的壽命水準，而前述峰點所在的死亡年齡眾數因此成為衡量壽命水準的測量之一（Horiuchi et al. 2013）。

十九世紀時，Lexis 將人類壽命長度的分佈（length-of-life distribution）區成三個階段，所謂壽命長短也就是生命表中的 $d(x)$ 函數（Kannisto 2001，Cheung et al. 2005）（見圖一）。第一個階段為剛出生時的 J 型曲線，剛出生的嬰幼兒死亡率極高，而後快速下降，反映出人類身體組成的缺陷；最後階段是晚年的常態曲線（normal curve）；介於此二階段中間是未成熟的死亡（premature deaths），是由於外力影響或不良生活條件所造成，而後面兩階段有重疊的部分。圖一顯示，死亡年齡分配為雙峰（bimodal）分配，峰頂分別在零歲和高齡部分；除嬰幼兒死亡率外，死亡年齡分配呈現負偏態（negatively skewed）。早期死亡率較高時，零歲時的峰點高於高齡時的峰點，晚近死亡率低的情況下則反之，如圖一所示。

圖一 Lexis 常態壽命示意圖



圖二 台灣生命表年齡別死亡人數的眾數 (M)、中位數 (Md) 與零歲時平均餘命 (e_0): 1930、1970 與 2016 年



來源：本研究計算。

圖二顯示 1930 年、1970 年及 2016 年之間台灣生命表死亡人數 ($d(x)$) 分佈的變化情形。1930 年零歲死亡人數達 16,500 人，此後快速下降再緩慢的上昇，死亡年齡分佈在老年部分存在波動，且缺少明確可辨認的峰點，但根據計算，1930 年死亡年齡眾數為 67.4 歲，零歲時平均餘命 43.8 歲，兩者相差約 24 歲，而死亡年齡中位數在兩者之間。1930 年至 1970 年之間出現死亡率大幅下跌，1970 年零歲死亡人數已不到 4,000 人，幼兒及青壯年死亡率也明顯低於 1930 年時，當中累積的存活人數使得死亡年齡集中在 60 歲以後，並在 76.4 歲達到峰點，同年的零歲時平均餘命為 67.6 歲，其與死亡年齡眾數的差距已縮小到 9 歲左右，死亡年齡分佈更向左偏。在 2016 年時，嬰幼兒及青壯年死亡率再下跌，死亡人口再向老年端累積，2016 年零歲時平均餘命為 79.7 歲，死亡年齡眾數為 86.5 歲，兩者的差距再縮小至 7 歲左右。須注意的是，圖二生命表 $d(x)$ 的分佈顯示，除了在零歲時的峰點，成年之後的 $d(x)$ 相當不穩定，甚至可能出現多個峰點，造成判斷死亡年齡分佈眾數的困擾 (Thatcher et al. 2010; Horiuchi et al. 2013)。

上述現象，呼應了 Wilmoth (2000) 所指出平均餘命上升速度已經減緩，其原因主要是死亡率下降特質改變。死亡率的下降初期主要在年輕部分，死亡率下降的後期則以高齡死亡率下降為主。年輕部分死亡率下降在生命表中會累積比較多的存活年數，對零歲時平均餘命有較大的影響，高齡部分死亡率下降所累積的存活年數則相當有限，無法明確地反應在零歲時平均餘命的延長當中。因此，人口學者大致同意，未來的平均餘命仍會繼續上升，但幅度趨緩 (Olshansky et al. 2001; Wilmoth 2000)。

雖然零歲時平均餘命一直是主要的壽命水準測量，然而以偏態的死亡年齡分配而言，平均數並非良好的集中趨勢指標。死亡率下降的過程中，嬰幼兒死亡率、未成熟的死亡持續下降，Lexis 的第三階段在死亡率下降的晚期乃成為主要的死亡年齡。依照 Lexis 的論點，此階段死亡年齡分配為常態，常態分配的平均數、中位數和眾數均相同，三者均是合適的壽命水準測量。然而此常態分配只能觀察到右半部，眾數以下仍然與未成熟的死亡重疊，計算出的平均數與中位數與此常態分配所具有的不同，會低估壽命水準，僅眾數同於常態分配的平均數、中位數和眾數。因此，死亡年齡眾數逐漸被用以做為壽命水準的測量。

Canudas-Romo (2010) 指出零歲時平均餘命的計算使用了所有年齡的資料，死亡率下降的過程中，任何年齡的死亡率下降均影響到零歲平均餘命；死亡年齡中位數受到低於此量數的死亡率下降的影響甚大，且僅有低於死亡年齡中位數的年齡別死亡率下降，才會推昇死亡年齡的中位數 (Horiuchi et al. 2008; Canudas-Romo 2010)。最後，Canudas-Romo (2010) 指出，低於死亡年齡眾數的年齡別死亡率的下降，也伴隨著較少的死亡數，不對死亡年齡眾數發生影響，而當有足夠的人口存活到高齡階段並加上此階段死亡率的下降，將有更多的死亡數

發生在老年時期，死亡年齡眾數因而隨之上昇。簡而言之，死亡年齡眾數則僅受大於（等於）此量數年齡的死亡率下降影響，而不受低於此量數年齡的死亡率下降影響；死亡年齡中位數則相反，受低於此量數年齡的死亡率下降影響，而不受高於此量數年齡的死亡率下降影響。在死亡率下降的晚期，死亡年齡眾數可能是衡量壽命水準更為合適的指標。

此外，除了使用死亡年齡眾數去除低年齡組死亡率的影響之外，我們也可使用某一年齡（如 55、60、65 歲）為基礎的條件平均餘命（conditional life expectancies）。如某一社會均 65 歲退休，65 歲時的平均餘命即是平均的領取年金給付年數。然而，退休年齡並非均同，而以不同年齡為基礎所估算的壽命水準（基礎年齡加上條件平均餘命）會不同。條件平均餘命的前提是，納入計算的個人必須存活至指定的年齡，也因此條件平均餘命應能獨立於嬰幼兒死亡率的影響，而能捕捉到老年死亡率變動的效果（Horiuchi et al. 2013）。

最後，在老年社會當中，瞭解壽命延長在不同人口群當中呈現的樣貌與差異，也是人口學關心的重點（Horiuchi et al. 2013）。在現代社會中，女性的平均餘命均高於男性。根據歐美國家的觀察，此差異先擴大而後縮小（Glei and Horiuchi 2007, Horiuchi et al. 2013）。本研究也希望檢視台灣的壽命水準的兩性差異是否已縮小，並使用不同的壽命水準指標分析其變化。

三、研究方法

本研究在於比較不同的壽命測量如何反應台灣人口壽命延長過程中的差異。在這些分析之前，必須建構單一年齡生命表。我們收集自 1952-2016 年間，歷年年齡別、性別的年中人口數、死亡人數，以計算歷年各年齡別死亡率，並據此製作歷年單一年齡生命表。零歲時平均餘命及條件平均餘命均在生命表中；而死亡年齡中位數為生命表中存活人數（ $l(x)$ ）剩一半時的年齡，也可以從生命表中計算。

依定義，死亡年齡眾數是生命表中死亡人數（ $d(x)$ ）最高時的年齡，但是如前所述，死亡年齡眾數受高齡死亡率變化影響， $d(x)$ 在接近死亡年齡眾數時，因高齡人口少， $d(x)$ 不穩定而可能呈現多峰分佈的情形。Kannisto（2001）建議以式（1）計算死亡年齡眾數估計值（以下死亡年齡眾數均指以 Kannisto 方法計算所得之眾數）。若壽命後期 $d(x)$ 觀察值的最高值落於 x 歲，則死亡年齡眾數

$$M = x + \frac{d(x) - d(x-1)}{[d(x) - d(x-1)] + [d(x) - d(x+1)]} \quad \text{式（1）}。$$

Kannisto 的調整只是考慮上下一歲的生命表死亡數，而無修勻（smoothing）。

修勻常是基於死亡率年齡分配的理论性假定，最早發展也最常用的死亡率年齡分配為 Gompertz 函數，指死亡力（force of mortality）為年齡的指數函數（Preston et al. 2001:192-193，Horiuchi et.al. 2013，陳寬政與董宜禎 2014），

$$\mu(x) = aq^x, \quad \text{式 (2)}$$

換算成生命表的存活人數則為年齡的雙指數存活函數：

$$l(x) = Ab^{q^x}. \quad \text{式 (3)}$$

同時也有許多文獻指出，邏輯函數（logistic function）比 Gompertz 函數更適合描述高齡階段的死亡率變化（Horiuchi and Wilmoth 1998; Thatcher 1999，Thatcher et.al. 2010; Cheung et.al. 2011）。然而，陳寬政與董宜禎（2014）以台灣的死亡率資料分析指出，以邏輯函數適配台灣的生命表死亡機率並不比 Gompertz 函數為佳，在高齡部分反而低估了死亡率。

陳寬政與董宜禎（2014）曾以重複計算最小平方法（iterative least square），對 30 歲以上的生命表存活機率，來估計下述方程式之係數

$$\log l(x) = \log a + q^x \log b + v(x), \quad \text{式 (4)}$$

估計係數之後，並重新估計生命表中的 $l(x)$ 與 $q(x)$ 。為延續理論對話及先前台灣的經驗研究，我們選用了 Gompertz 的單指數死亡函數來修勻生命表的 $q(x)$ ，估計完成後，以 $q(x)$ 的預測值，帶入歷年生命表，重新再以 Kannisto 的方法計算 M。本研究採用 Gompertz 的死亡函數如下：

$$q(x) = aq^x \quad \text{式 (5)}$$

其中， x 為年齡，我們以最小平方法來估計取自然對數後的死亡機率 $q(x)$ ，如以下方程式所示：

$$\log q(x) = \log a + x \cdot \log q \quad \text{式 (6)}$$

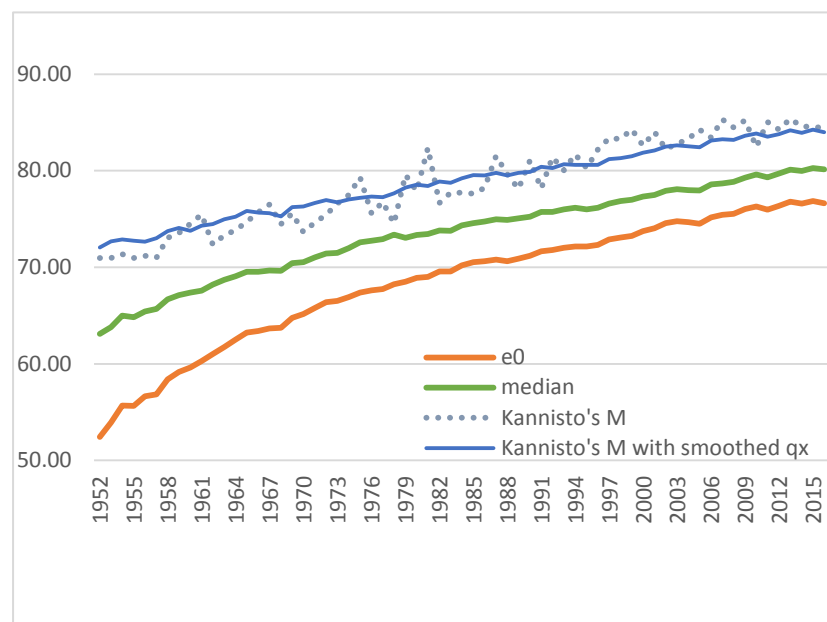
此處死亡函數與前述 Gompertz 存活函數，使用相同的 q 值（陳寬政與董宜禎，2014）。由於 $q(x)$ 、 $d(x)$ 和 $l(x)$ 三者之間可以相互決定（Preston et al. 2001; Thatcher et al. 2010），因此，若採用 Gompertz 存活函數，可透過修勻 $l(x)$ 並帶入生命表中，而得到修勻過後的 $d(x)$ ；而我們採用 Gompertz 死亡函數，則是透過修勻 $q(x)$ ，而達到修勻 $d(x)$ 的目的。無論採用哪一個函數，最後均可利用修勻過後的 $d(x)$ 來計算 M。就我們所知，現有眾數研究當中，有 Horiuchi 等人（2013）直接修勻年齡別死亡數的觀察值，未對死亡分佈做理論性的假設。

為取得最大的資料範圍，我們根據可獲得的各年度年齡別死亡人數，以 100

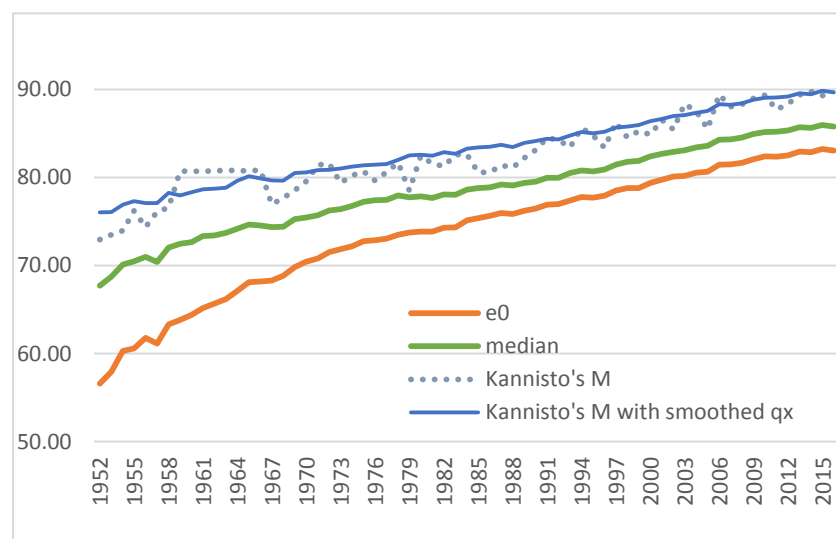
歲以上作為為單一年齡生命表的死亡年齡上限，來計算生命表的 $q(x)$ 。即使如此，早年死亡年齡高於 95 歲的死亡人數極少，我們因此採用 30 歲至 95 歲間各年齡的生命表 $q(x)$ ，來修勻死亡機率，未包括最高年齡組的 $q(x) = 1$ 。文獻指出，Gompertz 死亡函數雖適用全年齡，但參數值則依年齡而分四組；然而，我們僅使用一組參數，目測修勻結果與生命表 $q(x)$ 相當吻合，修勻過後的 $q(x)$ 亦可反應生命表 $q(x)$ 在高齡段的波動，可能恰好吻合 $q(x)$ 於 20 至 95 歲之間為固定率的幾何成長（陳寬政與董宜禎 2014）。最後，我們將修勻過後的死亡機率，重新帶入歷年生命表並再次計算生命表函數與 M 。

圖三及圖四分別記錄了兩性的死亡年齡眾數及修勻過後的死亡年齡眾數（以修勻後的 $q(x)$ 帶入生命表計算而得），未經修勻而直接計算的 M ，反應了生命表 $d(x)$ 的波動及不穩定，而修勻後計算而得的 M ，則顯得穩定且能符合未經修勻 M 的增加模式，顯示以修勻方式來計算 M 的重要性（Thatcher et al. 2010; Horiuchi et al. 2014）。

圖三、台灣男性零歲時平均餘命 (e_0)、死亡年齡中位數 (Md) 及死亡年齡眾數 (M): 1952-2016



圖四、台灣女性零歲時平均餘命 (e_0)、死亡年齡中位數 (Md) 及死亡年齡眾數 (M): 1952-2016



四、研究結果與討論

根據圖三及圖四，自 1950 年代以來，台灣人口的壽命水準有長足的進步。由於死亡年齡分佈為雙峰分佈，若觀察成年後的死亡分佈，則此成年死亡年齡分佈呈負偏態 (*negatively shewed*)，因此，零歲時平均餘命 (死亡年齡分佈的平均數) 將低於死亡年齡眾數，而死亡年齡中位數將位居二者之間。Cheung 等人 (2008) 指出，高死亡率地區當中，零歲時平均餘命與死亡年齡眾數的差距約有 30 歲以上。圖三及圖四顯示，1955 年時，台灣男女零歲時平均餘命分別為 55.7 歲與 60.6 歲，死亡年齡中位數分別為 64.8 歲與 70.5 歲，而死亡年齡眾數分別為 72.8 歲與 77.3 歲，男女死亡年齡眾數約高於零歲時平均餘命等 17 歲。到了 1970 年，這個差距為男性 11.1 歲，女性 10.1 歲，2016 年時，男性零歲時平均餘命與死亡年齡眾數的差距再減至 7.3 歲，女性則減為 6.6 歲，與已開發國家中兩者差距約 5 歲 (Horiuchi et al. 2013)，已相去不遠。

出生平均餘命自 1952 年後的增加，約以 1980 年代為分隔。1980 年代以前，零歲時平均餘命及死亡年齡中位數的增加速度均高於死亡年齡眾數，而增加速度漸趨平緩；80 年代以後，零歲時平均餘命、死亡年齡中位數與死亡年齡眾數三者開始呈現平穩的線性成長。值得注意的是，死亡年齡眾數自 1952 年起即是平緩而穩定的成長。

研究指出，世界主要國家死亡年齡分佈中位數和零歲時平均餘命的成長有類似的模式。一般而言，這兩個指標自 19 世紀中起即開始明顯的成長，到了 20 世紀下半才趨緩，主要的原因即是嬰幼兒及成人死亡率下降所致；但眾數在時間軸上的變化和在不同國家之間卻不太一致 (Canudas-Romo 2010; Horiuchi et al. 2013)。這些已開發國家的死亡年齡眾數在 20 世紀中之前的增長有限，到了 20 世紀中期以後，死亡年齡眾數才開始增加 (Horiuchi et al. 2013; Robine 2001)。

我們發現，台灣人口壽命水準指標的變化與前述研究中的高所得國家有幾個相同與不同之處。就相同的部分，近年以來，這三個壽命水準指標呈現近乎線性的增長，且三者幾乎平行地增加，顯示此處零歲時平均餘命的增加，如同死亡年齡眾數，同樣主要來自於老年死亡率的下跌，反應的是死亡率轉型後期時壽命水準延長的特徵 (Horiuchi et al. 2013)。然而，死亡年齡中位數也有相同的增長趨勢，則可能表示低於此中位數的年齡別死亡率仍在下跌當中 (Canudas-Romo 2010)。

就不同的部分，台灣死亡年齡眾數自 1950 年代起即呈現線性成長，且成長幅度穩定而沒有轉折，而不同於其他已開發國家的死亡年齡眾數，呈現先慢後快的增長。根據 Canudas-Romo (2010) 對死亡年齡眾數的分析，台灣死亡年齡眾數持續上昇的現象，應是自死亡率開始下跌之後，死亡率 (包括老年死亡率) 全

面長期穩定下跌的結果¹；而台灣零歲時平均餘命與死亡年齡中位數在 1950 年至 1980 年間迅速地由先快後慢，再過渡到 1980 年以後穩定上昇的過程，則可能是嬰幼兒、青少年及成年死亡率快速下跌的結果。相對於主要的高所得國家，在死亡率轉型後期，老年死亡率開始下跌時，形成死亡年齡眾數先慢後快的上昇；台灣死亡年齡眾數的持續上昇，則可能反應的是老年死亡率在死亡年轉型之初即開始下跌。

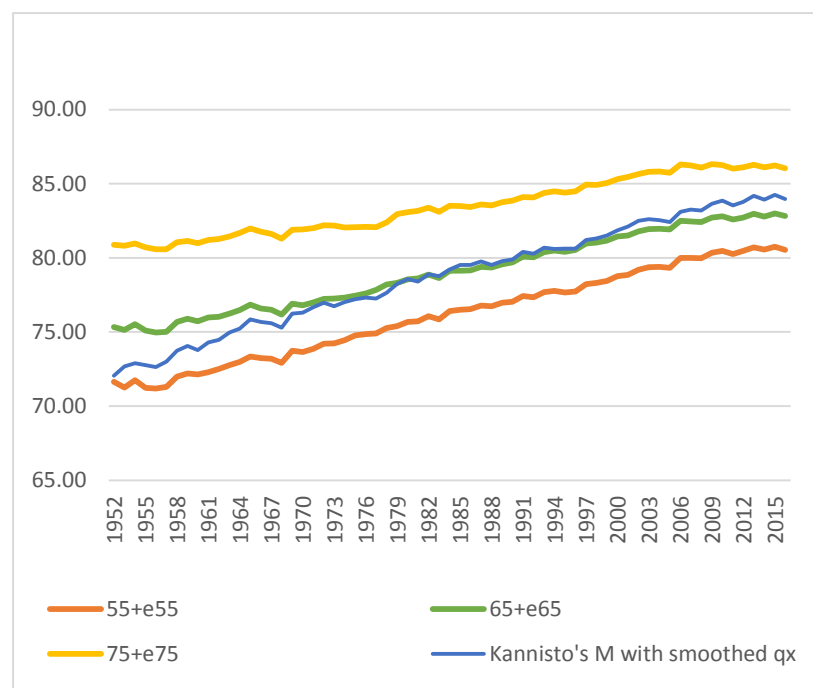
條件平均餘命的計算立基於存活至特定年齡的人口群，高齡的條件平均餘命（如 e55、e65、e75 等）不受低年齡組死亡率的影響，因此其趨勢似乎應與死亡年齡眾數的趨勢相近。然而研究證實，死亡年齡眾數上昇的步調，準確地捕捉到老年死亡率的變化（Horiuchi et al. 2013）。由於死亡年齡眾數上昇的速度高於條件平均餘命，也顯示條件平均餘命未能即時而充分反應老年死亡率的變化。

圖五及圖六分別為男性與女性條件平均餘命與死亡年齡眾數的比較。如同先前研究，我們的確發現台灣兩性的條件平均餘命的增長幅度低於死亡年齡眾數。由於死亡年齡眾數採計所有老年年齡組的死亡狀態，而個別的條件平均餘命僅考慮存活至此特定年齡者未來的存活狀態，因此死亡年齡眾數可以反應存活至多個老年年齡組者未來壽命水準的整體狀態。若不同年齡的高齡條件平均餘命均同步上昇，則死亡年齡眾數也應上昇，且上昇幅度應更高於個別的條件平均餘命。

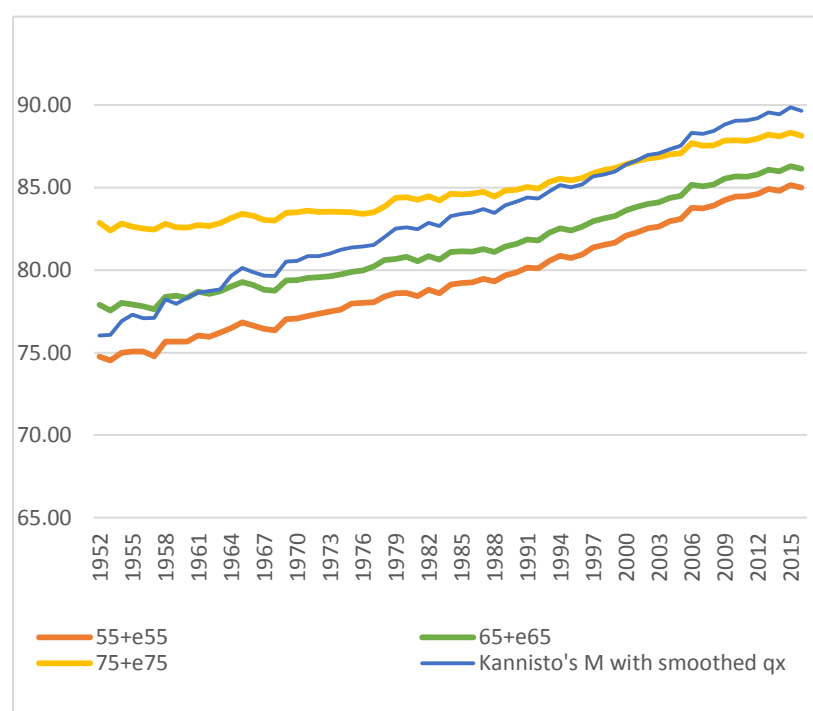
在圖五及圖六當中，我們發現三個現象。首先，女性條件平均餘命在 1990 年後上昇速度加快，男性則無此現象。其次，約略在 2005 年後，兩性的條件平均餘命上昇速度同時放慢，前述兩個條件平均餘命的變化，同樣可在死亡年齡眾數的變化中觀察到。第三，相較於女性的死亡年齡眾數，台灣男性的死亡年齡眾數成長的幅度較低，可能表示高齡端的死亡率下跌步調存在性別差異。

¹ 根據我們的分析，1930 年代台灣男性的死亡年齡眾數尚未達到 70 歲，但同期的女性死亡年齡眾數已大致已有 70 歲，然而 1930 年代以上的高齡死亡人數過少，1943 年以後又逢戰亂造成人口資料中斷，以致於我們的分析無法回溯到 1920 年代，甚至更早，也無法連貫。

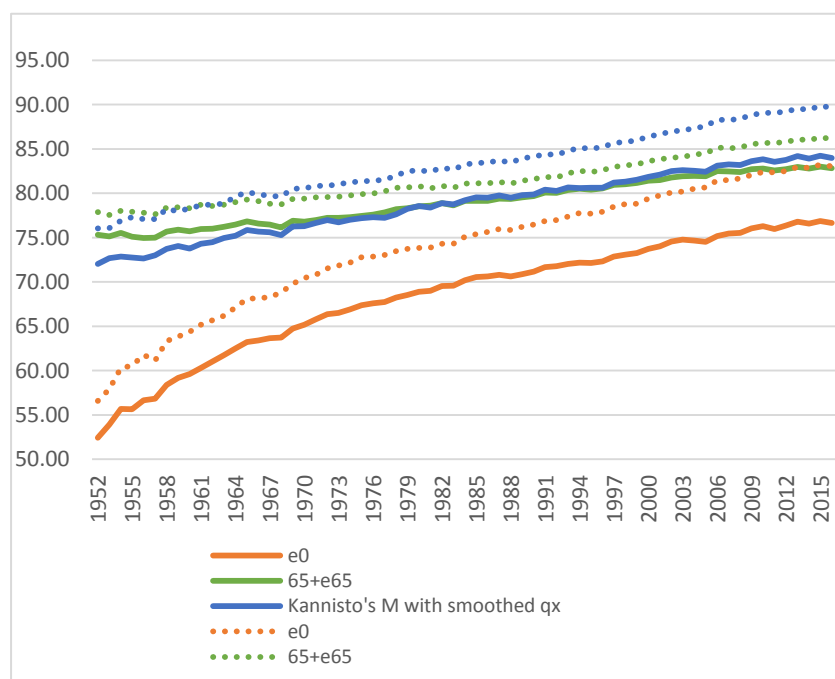
圖五、台灣男性條件平均餘命（ e_{55} 、 e_{65} 、 e_{75} ）及死亡年齡眾數（ M ）：1952-2016



圖六、台灣女性條件平均餘命（ e_{55} 、 e_{65} 、 e_{75} ）及死亡年齡眾數（ M ）：1952-2016



圖七、台灣兩性零歲時平均餘命 (e_0)、65 歲時平均餘命 (e_{65}) 及死亡年齡眾數 (M): 1952-2016

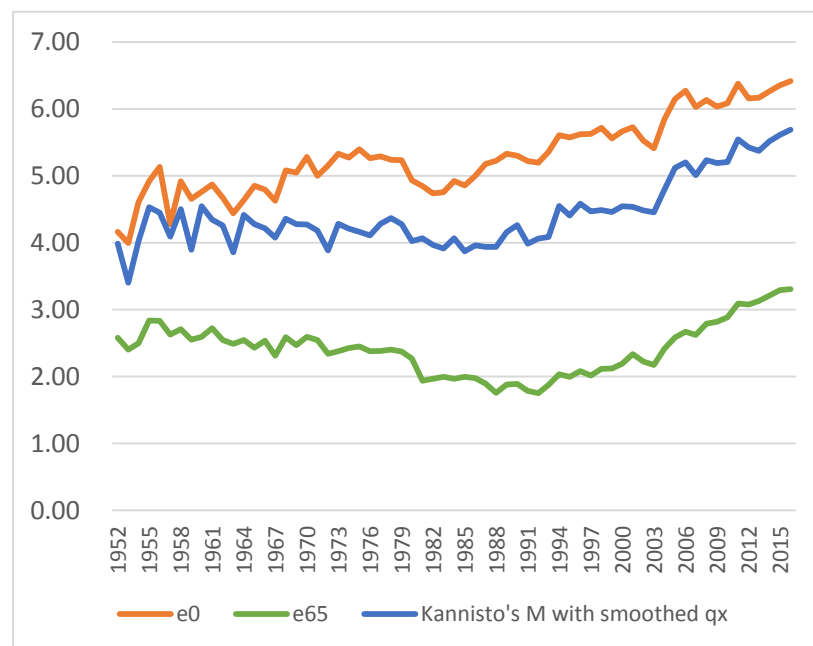


註：男性以實線表示，女性以虛線表示。

圖七顯示台灣兩性的零歲時平均餘命 (e_0)、死亡年齡眾數 (M) 及 65 歲時平均餘命 (e_{65}) 的變化趨勢，圖中可約略看出兩性壽命水準均在提昇，但變化的幅度卻不盡相同。我們以圖八來顯示此三個壽命水準指標的性別差異。由於零歲時平均餘命反應的是所有年齡組的死亡水準，而死亡年齡眾數僅反應老年部分的死亡水準，因此零歲時平均餘命的性別差異大於死亡年齡眾數的性別差異；而條件平均餘命對老年死亡水準不如死亡年齡眾數來得敏感， e_{65} 的性別差距因而低於死亡年齡眾數的性別差異 (Horiuchi et al. 2013)。

圖八顯示，零歲時平均餘命的性別差異自 1952 年起平緩而持續地擴大，在時間軸上缺少明顯的變化點。然而，死亡年齡眾數及 65 歲時平均餘命的性別差異，則呈現先降後昇的狀態，轉折點大略落在 1990 年左右。單就零歲時平均餘命已不足以反應兩性在高齡端的壽命水準變化及性別差異，對照圖五及圖六的兩性的條件平均餘命與死亡年齡眾數的變化，我們約略可勾勒出兩性壽命水準變化的差異所在。我們發現，即便台灣老年男性透過死亡年齡眾數與條件平均餘命所反應出壽命水準穩定增加的現象，老年女性在 1990 年以後壽命水準的加速提昇，明顯地擴大了壽命水準的性別差異，而此差異尤其以死亡年齡眾數來得更為顯著。

圖八、台灣零歲時平均餘命 (e_0)、65 歲時平均餘命 (e_{65}) 及死亡年齡眾數 (M) 的性別差異：1952-2016



四、結論

本研究系統性地探討三個壽命水準指標（平均餘命、死亡年齡中位數及死亡年齡眾數）在死亡水準下跌晚期反應壽命水準變化的差異，並用以顯示台灣兩性壽命延長的不同。主要研究發現包括：

- 一、零歲時平均餘命考量全年齡的死亡水準變化，在死亡水準下跌晚期之際，主要以高齡死亡率為主的變化，不足以反應老年死亡率下跌的細微趨勢；相對而言，死亡年齡眾數僅受到高齡死亡率的影響，較能明確的傳達老年時期死亡率下跌的現象。
- 二、在比較死亡年齡眾數與條件平均餘命反應老年時期死亡率的變化時，我們發現條件平均餘命的增長幅度低於死亡年齡眾數。即使不同年齡基準的條件平均餘命可以顯示不同壽命水準未來存活狀態的變化，死亡年齡眾數作為反應老年時期存活狀態的單一指標，也能同步地反應條件平均餘命變化的綜合效果。
- 三、在壽命水準的性別差異分析當中，我們發現台灣男性壽命水準延長的幅度小於台灣女性，且女性壽命水準在 1990 年以後加速成長，造成兩性老年階段壽命水準差異呈現先降後昇，並持續擴大至今，其中原因待進一步探討。

我們認為平均餘命作為描述整體人口壽命水準的單一指標（summary measure）仍有其必要之處，但是在反應老年死亡率變化之時，使用死亡年齡眾數將可更清楚的展現壽命延長的細微變化。即使近年台灣人口的零歲平均餘命增長趨緩，台灣人口的死亡年齡眾數仍在增加，死亡年齡眾數可有效測量老年死亡風險的變化。

然而，死亡年齡眾數的運用與解釋尚待探索。死亡年齡眾數以及延申的相關指標（如眾數以上的死亡年齡標準差， $SD(M+)$ ）如何用於探討老年階段年齡別死亡率變化，將有助我們理解死亡壓縮與未來壽命延長的可能發展。而零歲時平均餘命、死亡年齡中位數及死亡年齡眾數三者之間的相對變化，更牽涉人類壽命長度的理論性分佈。由於死亡率下跌的過程中，涉及不同年齡人口在不同時期的死亡率變動，也涉及更深層的人口結構與疾病轉型的理論層次問題，同時運用死亡年齡眾數等多項指標自然可以更完整的描述整體人口長期的壽命水準變動。

參考書目

陳寬政與董宜禎

- 2014 「高齡死亡率之趨平發展」, 健康與社會 2 : 23-46。

Canudas-Romo, Vladimir

- 2008 “The modal age at death and shifting mortality hypothesis”. *Demographic Research* 19(30):1179-1204.
- 2010 “Three measures of longevity: time trends and record values”. *Demography* 47(2):299-312.

Cheung, S. L. K., and J. Robin

- 2007 “Increase in common longevity and the compression of mortality: the case of Japan”. *Population Studies* 61(1):85-97.

Cheung, S. L. K., J. Robin, F. Paccaud, and A. Marazzi

- 2009 “Dissecting the compression of mortality in Switzerland: 1876-2005”. *Demographic Research* 21(19):569-598.

Cheung, S. L. K., J. Robin, and S. Horiuchi

- 2011 “The rate of logistic mortality increase: international comparison and Asia societies.” Paper presented at the International Symposium on Health, Longevity, and Society. Academia Sinica, Taipei, Taiwan.

Cheung, S. L. K., J. Robin, E. J. C. Tu, and G. Caselli

- 2005 “Three dimensions of the survival curve: horizontalization, verticalization, and longevity extension”. *Demography*(42):243-258.

Glei, D. A. and S. Horiuchi

- 2007 “The narrowing sex differential in life expectancy in high-income population: effects of differences in the age pattern of mortality”. *Population Studies* 61(2):141-159.

Horiuchi, S., J. R. Wilmoth, and S. Pletcher

- 2008 “A decomposition method based on a model of continuous change”. *Demography* 45: 785-801.

Horiuchi, S., N. Ouellette, S. L. K. Cheung, and J.-M. Robine

- 2013 “Modal age at death: lifespan indicator in the era of longevity extension”. *Vienna Yearbook of Population Research* 11:37-69.

Kannisto, V.

- 2000 “Measuring compression of mortality”. *Demographic Research* 3 (6).
Available on-line at <http://www.demographic-research.org/volumes/vol3/6/>
- 2001 “Mode and dispersion of length of life”. *Population: An English Selection*

13:159-171.

Olshansky, S. J., B.A. Carnes, and A. Desesquelles

2001 "Prospects for human longevity in a aging world". *Science* 291:1491-1492.

Preston, S. H., P. Heuveline, and M. Guillot

2001 *Demography: Measuring and Modeling Population Process*. Malden (MA): Blackwell.

Robine, J. M.

2001 "Redefining the stages of the epidemiological transition by a study of the dispersion of life spans: The case of France". *Population: An English Selection* 13: 173-193.

Thatcher, A. R., S. L. K. Cheung, S. Horiuchi, J.-M. Robine

2010 "The compression of death above the mode". *Demographic Research* 22(17):505-538.

Tu, Edward J.C.

1985 "On long-term mortality trends in Taiwan, 1906-1980". *Chinese Journal of Sociology* 9:145-164.

Wilmoth, J.R.

2000 "Demography of longevity: past, present, and future trends". *Experimental Gerontology* 35(9-10):1111-1129.