

人口學刊
第 38 期，2009 年 6 月，頁 1-31
Journal of Population Studies
No. 38, June 2009, pp. 1-31

台灣的存活曲線矩型化與壽命延長

王德睦* 李大正**

* 國立中正大學社會福利研究所教授

** 國立中正大學社會福利研究所博士候選人

收稿日期：2008.12.18；接受刊登：2009.06.30

中文摘要

1920年以後，台灣的死亡率開始長期大幅度的下降。早期以嬰幼兒死亡率的下降較明顯，晚近嬰幼兒死亡率已降至很低的水準，主要的死亡年齡以老年為主。上述變遷趨勢使得台灣的存活曲線，在年輕的部分由快速下降轉為接近水平；而在老年的部分則由較為平緩的下降，轉為較快速的下降，呈現出存活曲線矩型化的趨勢。存活曲線矩型化隱含存在壽命極限的概念，然是否存在壽命極限仍有爭議，部分學者轉從死亡年齡的集中化（死亡壓縮）的角度來理解矩型化現象，並延伸討論有關壽命延長的現象。

本文以生命表中的存活函數 (l_x) 與死亡函數 (d_x) 為分析的基礎，探討 1955-2005 年間台灣的死亡壓縮以及存活曲線的水平化、垂直化及其蘊含之壽命延長等現象。我們以 $SD(M+)$ 、 C_{50} 以及死亡年齡的四分位差 (IQR) 等指標測量死亡壓縮程度，並分解出各年齡組死亡率變化對死亡壓縮的影響。其次以固定矩型、移動矩型以及 Cheung et al. (2005) 建議的 β 、 θ 、 θ^* 、 $M+4SD(M+)$ 等指標來衡量水平化、垂直化與壽命延長程度。結果顯示：(1) 存活曲線矩型化的程度（包括水平化與垂直化）於 1955-2005 年間持續上升。(2) 死亡壓縮的現象自 1970 年起趨於平緩，而造成死亡壓縮的主要力量從嬰幼兒死亡率下降轉向中、高年死亡率下降。(3) $M+4SD(M+)$ 以及 $M+kSD(M+)$ 兩個指標顯示兩性近五十年來的壽命延長仍呈現緩升趨勢，然本文之研究結果仍不足以確定壽命延長是否有極限。

關鍵詞：死亡率、存活曲線矩型化、死亡壓縮、壽命延長

壹、前言

人類死亡率的變化趨勢一直是人口學探究的現象，而平均餘命是反映死亡水準變化的主要指標之一。Wilmoth (2000) 指出，中世紀以來，人類出生時平均餘命增長了三倍（從 20 多歲增長到晚近的 80 歲左右），壽命延長主要原因在於生活水準提升以及傳染病的預防與控制。19 世紀晚期以及 20 世紀初期已開發國家嬰幼兒死亡率的下降導致平均餘命快速增加；1970 年代以後，平均餘命延長的主因則來自於老年死亡率下跌。至於平均餘命是否有極限、是否會不斷地延長，目前仍是未定之論 (Fries 1980; Olshansky et al. 1990; Oeppen and Vaupel 2002)。死亡率除了與平均餘命有密切關連外，其變遷同時反映出存活經驗的改變，例如存活曲線 (survival curve) 隨年齡增加而下降，已是眾所周知的事實。然而，隨著死亡率下降，存活曲線會產生什麼變化，也產生一些討論；Fries (1980) 指出在死亡率下降、平均餘命增加的過程中，存活曲線會逐漸接近矩型，稱之為存活曲線矩型化 (rectangularization)。蓋因傳染病逐漸得到控制，使嬰幼兒死亡率下降到很低的水準，存活率 (survival rate) 大致維持在略低於 1 的水準，存活曲線的年輕階段乃逐漸趨於水平；另由於生活方式改變，使慢性病發病的時間延後，加上人類基因的限制，使人類零歲時平均餘命的上限約落於 85 歲，大量的死亡數集中於 85 歲左右。在此階段，存活率快速隨年齡而下降，存活曲線逐漸接近垂直，形成存活曲線的矩型化。

依照 Fries (1980) 的論點，因為人類壽命有特定極限，在死亡率下降的過程中，死亡的年齡乃逐漸朝此極限集中，形成矩型化。但是，一些低死亡率的國家，如日本，女性的平均餘命已經超過 85 歲，而且其增加趨勢並未有停止的跡象，使得存活曲線矩型化與平均餘命上限間的關連，引起一些爭論 (Oeppen and Vaupel 2002; Olshansky et

al. 2001; Wilmoth 1998)。一些學者 (Oeppen and Vaupel 2002; Ahlburg and Vaupel 1990) 並不認為平均餘命正迫近其極限。Manton et al. (1991) 認為美國存活曲線未見明顯矩型化的結果間接說明平均餘命未迫近其極限, Yashin et al. (2001) 觀察法國、日本、瑞典、與美國的存活曲線後, 指出存活曲線矩型化的趨勢逐漸為平行的往右 (高年齡) 移的趨勢取代, 而有稍許的「去矩型化」(derectangularization)。

理論上, 存活曲線不可能完全矩型化, 因為完全矩型化隱含存在特定的壽命極限, 所有人存活至壽命極限那一刻才同時全部消耗殆盡。然而, 是否存在壽命極限, 目前仍有爭論, 部分學者為迴避存活曲線矩型化的問題, 轉而討論與矩型化緊密關連的另一個現象——死亡壓縮 (compression of mortality)。其意指死亡率下降過程中年輕人口存活率上升, 使死亡者多為老年人口, 反映出的死亡年齡朝向高年齡集中化現象 (Wilmoth and Horiuchi 1999)。關於死亡壓縮的檢驗, 晚近也有不同的發現, 如 Rothenberg et al. (1991) 指出美國 1962-1984 年間呈現死亡率擴張而非壓縮的情形。Wilmoth and Horiuchi (1999) 的研究則指出瑞典、日本等低死亡率國家死亡壓縮的情形比美國明顯且趨於穩定。雖然 Fries 對存活曲線矩型化的說明隱含死亡壓縮的趨勢, 並將之與疾病壓縮關連在一起; 然而, 此三者乃不同概念, 測量指標也不盡相同 (Cheung and Robine 2007; Cheung et al. 2005; Kannisto 2000)。

學界對於矩型化、死亡壓縮的衡量指標已發展成熟且相當豐富, 並已普遍應用於已開發國家, 因此本文不打算進一步修正與發展。然而各個指標適用範圍不盡相同, 因此我們擬先介紹各種指標內容並檢討其適用範圍, 其次探討台灣存活曲線矩型化與死亡壓縮變遷情形, 並進一步分析台灣民眾的壽命延長情形。

貳、存活曲線矩型化、死亡壓縮及其測量

Fries (1980) 觀察 1900-1980 年美國死亡率變遷所提出的存活曲線矩型化論點與疾病壓縮 (compression of morbidity) 的討論相關連。Fries 認為存活曲線矩型化是由於零歲時平均餘命迫近其極限，而平均餘命之所以迫近其極限，乃因外在因素所造成的死亡幾乎消失殆盡、早夭減少；剩下的死亡年齡差異，是由於個體間先天的、基因的差異造成。醫藥技術的發展延緩致命性疾病（如心臟病、癌症等）與其他高齡相關疾病的發病年齡，使得老年疾病與死亡都壓縮到接近壽命上限時才相繼發生，造成疾病壓縮與死亡壓縮¹。

此外，Fries (1980) 也預期存活曲線的發展最終將呈現高度矩型化，此時相對應的平均餘命為 85 歲，死亡年齡分配的標準差為 4 歲，最高的死亡年齡將落在 100 歲；此典型的死亡年齡分佈呈常態分配，因此 81-89 歲期間包含了 68.26% 的死亡人數，77-93 歲期間包含了 95.44% 的死亡人數。隨著平均餘命的延長，死亡年齡分佈將朝向常態分配發展。雖然 Fries 觀察到疾病壓縮與存活曲線矩型化、平均餘命延長、死亡率壓縮等現象同時發生且互有關連，但部分學者指出上述現象乃不同概念，應該分開討論 (Wilmoth and Horiuchi 1999; Cheung et al. 2005)。例如平均餘命與死亡年齡的變異不必然相關，平均餘命是平均死亡年齡的概念，在平均餘命延長的過程中，死亡年齡的變異可能擴大也可能縮小。若有壽命極限存在，當平均餘命接近壽命極限，大多數死亡的發生集中於壽命極限，才會使死亡年齡變異持續縮

1 相對於 Fries 的壓縮論，亦有其他學者提出疾病擴張論與動態均衡論。雖然存活曲線矩型化的論點與疾病壓縮的討論有關，然陳寬政等曾論及雖然各國人口與公共衛生學者對於疾病率、殘障率與死亡率之間的關連已有許多討論，但仍未能確定疾病擴張或壓縮與壽命延長的關係 (陳寬政等, 1999)。本文焦點在於存活曲線矩型化與壽命延長，因此不探討疾病壓縮或疾病擴張的問題。

小。然而，是否存在壽命極限或目前人類的壽命是否已趨近極限，一直是學界爭論的議題；有些學者認為零歲時平均餘命的極限為 85 歲（Fries 1980; Coale 1996），也有學者認為各年齡組的死亡率仍然持續下降，平均餘命也持續上升（Vaupel 2001; Oeppen and Vaupel 2002）。還有學者認為，雖然死亡率持續下降，但未來平均餘命的增加會很緩慢（Wilmoth 2000; Olshansky et al. 2001）。為了避免是否存在壽命極限的爭論，一些學者（Wilmoth and Horiuchi 1999; Wilmoth 2000; Kannisto 2000, 2001）轉而直接討論死亡率下降與平均餘命增加的過程中，是否產生死亡壓縮的問題，矩型化與死亡壓縮的測量方法也隨之發展，以下進一步介紹矩型化與死亡壓縮的測量方式與相關討論。

（一）矩型化及死亡壓縮的測量方法

存活曲線矩型化的論點曾遭受一些質疑，例如 Myers and Manton（1984）指出 Fries 對存活曲線矩型化的程度僅由目視來判斷，缺乏客觀的衡量指標。他們以美國 1962-1979 年死亡年齡的平均數以及標準差（SD）來檢驗矩型化論點。如果矩型化確實發生，則隨著平均死亡年齡增加，死亡年齡的標準差會縮減。結果顯示整體的死亡年齡變異確實隨著平均死亡年齡增加而縮小，但是 60 歲以上死亡年齡分佈的標準差卻呈現擴大趨勢，其他研究也有類似的發現（Rothenberg et al. 1991; Nusselder and Mackenbach 1996）。此擴大趨勢被稱為死亡擴張（expansion of mortality），據此挑戰矩型化的論點。然而，由於死亡年齡分佈會隨著平均餘命延長而向右偏移，使特定年齡以上的死亡年齡變異上升，而顯現出死亡擴張。也就是說以截斷年輕年齡組資料而僅觀察高齡死亡年齡的變異，容易產生資料截斷的偏誤（Fries 1984; Robine 2001; Kannisto 2000）。

如何客觀地檢驗矩型化的論點，引發了許多的後續研究，Wilmoth and Horiuchi（1999）將之整理、歸納為十個指標，分別為：固定矩型（fixed rectangle）、移動矩型（moving rectangle）、最快下降

(fastest decline)、最尖轉角 (sharpest corner)、最快平穩 (quickest plateau)、延展指標 (prolate index, PI)、死亡年齡的四分位差 (interquartile range of age at death, 以下簡稱 IQR)、死亡年齡的標準差 (standard deviation of age at death, 以下簡稱 SD)、基尼指標 (Gini Index)、Keyfiz 的 H 指標 (Keyfiz's H)。此十種指標大致可以分成三類：固定矩型與移動矩型直接測量存活曲線符合矩型的程度；最快下降、最尖轉角、最快平穩與延展指標在測量存活曲線垂直化的程度，死亡年齡的四分位差、死亡年齡的標準差、基尼指標、Keyfiz 的 H 指標在測量死亡年齡的集中程度。

Robine (2001) 曾以移動矩型、固定矩型、最尖轉角、最快平穩、IQR 等指標檢驗法國 1890-1994 年間存活曲線矩型化以及死亡率壓縮的程度，結果支持矩型化與死亡壓縮的觀點。事實上，上述指標彼此間存在著高度相關，Wilmoth and Horiuchi (1999) 以上述十個指標檢視瑞典、日本、美國的資料，發現除了最尖轉角與最快平穩兩個指標與其他指標的相關係數略低（分別為接近 0.8 與接近 0.9），其他指標間的相關係數均達 0.9 以上。因此，他們建議使用單一指標即可。其中，IQR 是他們建議使用的指標，因為 IQR 避免了年齡截斷的問題，而且有容易計算與理解的優點；其代表涵蓋 50% 生命表死亡人數 ($d(x)$) 的年齡區間，當死亡年齡分佈變異縮小，死亡年齡的四分位差便減小。另外，還可以從不同時期 IQR 的差異中 (ΔIQR) 分解出各年齡組死亡率變化對於死亡壓縮的影響。晚近研究對 ΔIQR 的分解顯示出早期死亡壓縮主要是年輕死亡率下降造成，老年死亡率下降造成的死亡壓縮是較為晚近的情形 (Wilmoth and Horiuchi 1999)。

(二) 以死亡年齡眾數為基準的測量指標

就死亡壓縮的變化而言，只要年輕的死亡率下降，其他年齡的死亡率不需變動，則 IQR、SD 等死亡壓縮的指標就會下降。死亡壓縮的過程中，存活曲線逐漸呈現先水平化而後垂直化的矩型化現象，年

輕死亡率下降使存活曲線接近水平的過程稱為水平化；高齡死亡率下降使高齡部分存活曲線由較為平緩的下降轉為較快速的下降的過程，稱為垂直化（Cheung et al. 2005）。然而，年輕死亡率下降在存活曲線矩型化的過程中，是屬於水平化的部分，而非垂直化的部分。要顯現垂直化部分的死亡率壓縮，必須去除年輕部分的死亡率資料，但是究竟起算的年齡應該是幾歲，則莫衷一是。為了避免年齡截斷造成的偏誤的問題，使用 IQR 來測量死亡壓縮可以避免年齡截斷的問題，但未能正確捕捉造成存活曲線垂直化的死亡壓縮程度。晚近 Kannisto（2000, 2001）、Cheung et al.（2005）發展出新的測量方法來處理上述問題，他們使用的指標均奠基於對死亡年齡的分佈的討論。採用的理論基礎可追溯自十九世紀時 Lexis 將人類壽命分配（length-of-life distribution）區分為三個階段（Kannisto 2001; Cheung et al. 2005），第一個階段為出生時的 J 型曲線，代表剛出生時死亡率極高，而後快速下降；最後階段是晚年的常態曲線（normal curve）；介於此兩階段中間的是未成熟的死亡（premature death），是由於外力的影響或生活條件不良所造成。三個階段中的後兩個階段有部分重疊，如圖 1。

討論存活曲線矩型化中垂直化所對應的死亡壓縮，是屬於高年齡的部分，其指涉的是 Lexis 所謂壽命分配的最後階段，也就是常態分配的死亡型態。Kannisto（2000）據此發展出壽命後期死亡年齡眾數（M）及相關的測量，由於 Lexis 所區分的第二與第三階段的前半重疊，只能觀察到後半段，若將 M 以上右半邊曲線對摺至左半邊，就可以重建整個第三階段，如圖 1 中的虛線部分。而死亡年齡眾數也會是此一常態分配的平均數²。此一常態分配的標準差可做為第三階段壽命分配變異性的測量，也就是測量老年階段死亡年齡分佈的變異。由於實際的死亡率資料中僅能觀察到第三階段的一半（大於 M 的部

2 我們參考 Lexis 的常態壽命區間概念，將 M 以上右半邊之分佈情形對摺至左半邊以建立完整的第三壽命區間，再以卡方檢定方法檢驗其是否符合常態分佈。結果顯示近半世紀以來台灣兩性的第三壽命區間死亡數分佈幾乎均符合（接近）常態分佈。究竟該分佈是否符合常態分佈對於後續分析的結果影響不大。

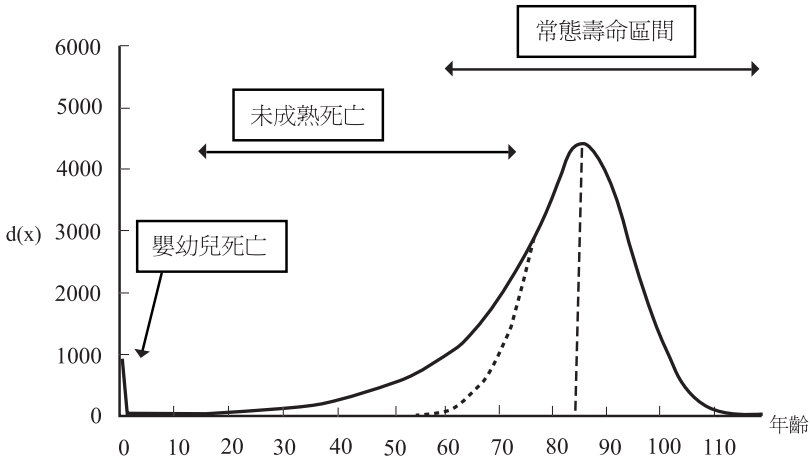


圖 1 Lexis 常態壽命區間示意圖

分)，常態分配的標準差僅能以第三階段中大於死亡年齡眾數的年齡計算，Kannisto (2000) 乃稱之為眾數以上的個體壽命標準差 (standard deviation of individual life duration above mode)，以 $SD(M+)$ 表示，

$$SD(M+) = \sqrt{\frac{\sum(x - M)^2}{n}} \quad (式 1)$$

其中 n 是生命表中超過 M 的死亡人數， x 為此 n 個人的個別壽命。 $SD(M+)$ 等於此分配的標準差。

由於 $d(x)$ 在接近死亡年齡眾數的部分可能呈現多峰分佈的情形 (參考圖 2)，Kannisto (2001) 建議以式 2 求出確切的死亡年齡眾數估計值，若壽命後期 $d(x)$ 觀察值的最高值落於 x 歲，則：

$$M = x + \frac{d(x) - d(x-1)}{[d(x) - d(x-1)] + [d(x) - d(x+1)]} \quad (式 2)$$

晚近的研究顯示，以死亡年齡眾數為基礎的指標能確切掌握死亡年齡分佈的變化趨勢，Kannisto (2001) 以十五個國家分性別計算 M 、 $SD(M+)$ ，結果 M 呈現緩慢上升，而 $SD(M+)$ 逐漸下降，顯示壽命

後期有死亡壓縮的現象。Cheung et al. (2005) 以香港 1976-2001 年的資料作分析，也有類似的發現，隨著 M 的增加，SD(M+)呈現下降趨勢。

除了以SD(M+)為測量死亡壓縮的指標外，Kannisto (2000) 還提出了 C 指標來測量死亡壓縮。C 是一系列的指標，統稱 C-family，常見的有 C₁₀、C₅₀、C₉₀；以 C₅₀ 為例，代表涵蓋 50% 死亡數的最小年齡區間。雖然 IQR 以及 C₅₀ 均衡量 50% 死亡數所分散的年齡區間，但相對於 IQR，C₅₀ 涵蓋了典型的死亡年齡 (M)，在死亡數集中的基礎上檢驗死亡數的分散情形，同時考量了死亡數的集中與分散情形，能更精確掌握壽命後期的變化趨勢。以所有死亡年齡內容為基礎的 IQR 因為會受到嬰幼兒與青壯年死亡數的影響而未能明確反映典型的壽命區間 (圖 2)。然而，IQR 的優點在於其變化 (Δ IQR) 可以進一步分解，從而了解不同年齡死亡率變化對 IQR 的影響程度。兩種方法各有優點且都避免了武斷決定截斷年齡的問題。

(三) 存活曲線的水平化與垂直化

以上關於死亡壓縮的指標，IQR 涵蓋了所有年齡的死亡訊息，與 M 相關的測量指標 SD(M+)則突顯出壽命後期的死亡壓縮。從存活曲線的變化來看，各個年齡死亡率變遷造成存活曲線的矩型化實包括了水平化與垂直化的效果。在死亡率下降的過程中，水平化與垂直化屬於前後兩個不同發展階段，但水平化的測量卻付之闕如。Eakin and Witten (1995) 所提出的延展指標³ (prolate index, PI) 以及 Kannisto (2000, 2001) 提出的 M 及其相關測量著重於壽命後期階段，也就偏向關連於存活曲線垂直化的部分。

3 延展指標計算方式為 $PI = \cos(\theta) = \frac{S(x') - S(x'')}{\sqrt{[S(x') - S(x'')]^2 + [x' - x'']^2}}$ ，意指連接存活曲線垂直化部分之最大加速點與最大減速點成一直線，該直線與最大減速年齡上的垂直線兩者所形成的夾角 θ ， θ 越小，代表存活曲線的垂直化越陡峭，PI 值越大。

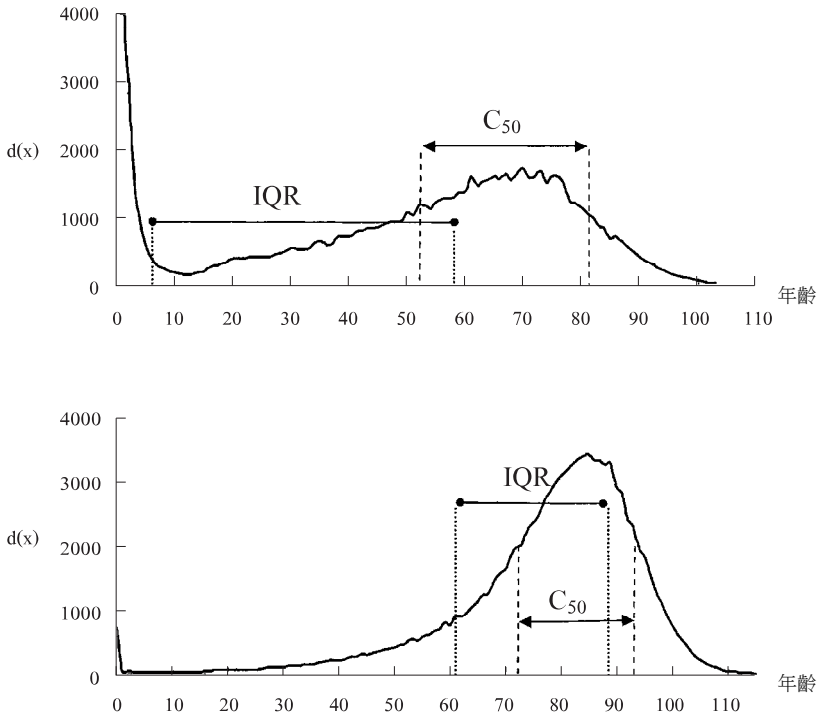


圖 2 C₅₀ 與 IQR 的比較

說明：以圓點為兩端的區間代表 IQR 涵蓋的年齡範圍，
以箭頭為兩端的區間代表 C₅₀ 涵蓋的年齡範圍，
上下圖使用的資料分別為台灣 1960 年、2005 年兩性生命表
圖形的概念參考自 Kannisto (2000)。

Cheung et al. (2005) 曾檢討垂直化的測量方法，指出延展指標是基於經驗存活曲線中（圖 3 中實線的存活曲線），「連接最大加速點與最大減速點之直線」與「最大減速點上垂直線」兩者形成的夾角（圖 3 中的 θ ）。但經驗存活曲線包含了壽命分配的第一與第二階段死亡率的效果，要討論垂直化應專注於第三階段。然第三階段的常態分配僅能觀察到眾數之後的存活率，必須重建圖 1 中的常態分配。由於常態分配中小於平均數四個標準差的機率已經極小 (<0.0001)，以 $M-4SD(M+)$ 的年齡為起點，假定之前的存活率均為 1， $M-4SD(M+)$ 之後至 M 點則假定與 M 點之後對稱，如此「理論的」存活曲線將如圖

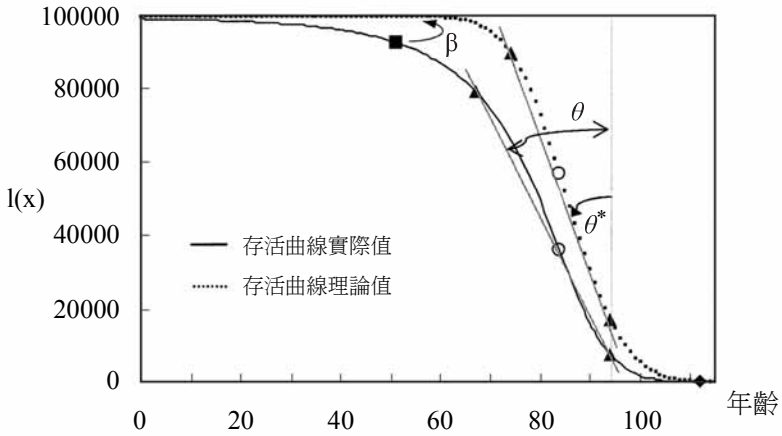


圖 3 存活曲線的水平化、垂直化測量概念圖

說明：存活曲線上的圓圈代表死亡年齡眾數(M)，其左方與右方的三角形分別代表「最大加速點」與「最大減速點」。正方形對應的是 $M-4SD(M+)$ ，圖形右下方菱形對應的是 $M+4SD(M+)$ 。圖形使用的資料來自 2000 年兩性生命表。

3 中的虛線存活曲線。「連接 M 與最大減速點之直線」與「最大減速點上的垂直線」所形成的夾角 θ^* ，即為垂直化的測量，夾角越小代表垂直化程度越大。由於死亡率下降的過程中，M 也逐漸上升，影響夾角的計算，因此需將年齡常規化 (normalize) 後 (也就是所有年齡均除以 M)，再計算垂直化程度。經驗存活曲線與理論存活曲線的垂直化程度可分別依據 (式 3) 與 (式 4) 獲得，

$$\theta = \tan^{-1} \left| \frac{V_{\max i} - V_{\max d}}{SV_{\max i} - SV_{\max d}} \right| \quad (\text{式 3})$$

$$\theta^* = \tan^{-1} \left| \frac{M - V_{\max d}}{SV_M - SV_{\max d}} \right| \quad (\text{式 4})$$

其中 $V_{\max i}$ 與 $V_{\max d}$ 分別為最大加速與最大減速的年齡， $SV_{\max d}$ 與 $SV_{\max i}$ 分別為最大加速年齡的存活率與最大減速年齡的存活率。M 與 SV_M 分別為死亡眾數年齡與其存活率。

存活曲線水平化則反映壽命分配的第一、第二階段死亡水準的下降，因此計算垂直化的啟始年齡即為水平化的終止年齡。連接「1（零歲時的存活率）與終止年齡（ $M-4SD(M+)$ ）存活率之直線」與「1之水平線」形成的夾角（ β ）即為水平化的程度。 β 越小代表水平化程度越高，測量方式如（式5），

$$\beta = \tan^{-1} \left| \frac{Sh_{min} - 1}{h_{min} - 0} \right| \quad (\text{式 } 5)$$

其中 Sh_{min} 是 $M-4SD(M+)$ 的存活率， h_{min} 為 $M+4SD(M+)$ 的存活率。

參、台灣的存活曲線矩型化與死亡壓縮

本文蒐集歷年年齡別、性別的年中人口數與死亡人數，計算年齡別死亡率，據此製作單一年齡生命表，以進一步探討矩型化與死亡率壓縮的變遷趨勢。然而，日據時期以來台灣的年齡別死亡數與總人數數據參差不全，二次大戰期間的數據目前仍無從查證。楊靜利與李大正（2008）曾檢討日據時期以來台灣人口資料的缺漏情形，並對出生、死亡、總人口數據做了合理的插補與調整，就其增補的結果以及晚近刊佈的數據，目前可獲得的單一年齡死亡率數據為 1906-1943 年以及 1952-2006 年 0 至 100 歲。本研究採用該研究的單一年齡死亡率資料來計算各種生命表函數。由於高年齡組人數明顯減少而造成死亡率不穩定，因此我們以 Preston 等人建議的 Gompertz 方法估計高齡死亡率，並據以獲得高齡死亡數⁴（Preston et al. 2001）。圖 4 是 1920 年

4 本文的主要目的在於觀察存活曲線矩型化、死亡壓縮與壽命延長的趨勢，而不在於精確推估或模擬高齡死亡率。估計高齡死亡率有許多不同的方法，但不同死亡率估計方法下之平均餘命差異很小。（詳見內政部統計處網頁公佈之「簡易生命表修正說明」）。即便常用之 Gompertz 方法有其限制（余清祥，2002），然各種死亡率估計方法對於矩型化、死亡壓縮、壽命延長的整體趨勢影響不大，因此本文僅採用 Gompertz 方法（ $\mu(x) = a \cdot e^{bx}$ ）推估 95（含）歲以上之死亡率。

至 2006 年台灣的年齡別死亡率，顯示出在死亡率下降的過程中，不僅嬰幼兒死亡率有大幅的下降，中、老年人的死亡率也有明顯下降。對應於死亡率變遷，圖 5 是 1920 年至 2006 年間存活曲線的變化情形，曲線從接近直角三角形轉為接近矩型，矩型化的趨勢很明顯；在年輕部分由快速下降轉為接近水平，老年部分則由較為平緩的下降轉為較快速的下降。

圖 6 呈現生命表中死亡數的年齡分佈 ($d(x)$)，1920 年時，第一個峰期的死亡數集中於 10 歲以下，第二個死亡年齡峰期大約集中於 30 歲左右。之後嬰幼兒期的死亡數明顯下降，逐漸轉至高齡期。此外，高齡期的死亡年齡眾數也逐漸往右移動；1940 年時，高齡期的死亡年齡眾數落在 70 歲，1960 年、1980 年、2006 年則分別為 80 歲、82 歲與 85 歲。對應於圖 5 中 1920 年、1940 年、1960 年、1980 年與 2006 年的零歲平均餘命分別為 29.2 歲、43.5 歲、61.8 歲、71.1 歲與 77.8 歲，從上述的趨勢看來，隨著平均餘命的增加，台灣的存活曲線呈現明顯的矩型化，死亡年齡分佈也朝向高年齡推進。

為了確切衡量台灣存活曲線矩型化與死亡壓縮的變化程度，我們首先以固定矩型與移動矩型來檢驗矩型化的程度（式 6、式 7），進一步以 Cheung et al. (2005) 發展的方法（式 3、式 4、式 5）衡量存活曲線的水平化 (β) 與垂直化 (θ 、 θ^*) 程度。其次以 C_{50} 、 $SD(M+)$ 以及 IQR 檢驗死亡壓縮的程度，並分解出各年齡組死亡率下降對死亡壓縮的影響。

固定矩型與移動矩型其實就是在計算存活曲線與兩軸間所形成的面積，兩者的差異在於固定矩型是以資料所及最高年齡為終點（本文以 100 歲為計算終點），移動矩型則不限定最高年齡，而以固定的存活率 (ε) 為右邊截斷的終點，使 $l(y) = \varepsilon$ 。通常 ε 設定為一極小數值，依循 Wilmoth and Horiuchi (1999) 的建議，本文將 ε 設定為千分之一。固定矩型的計算方式為，

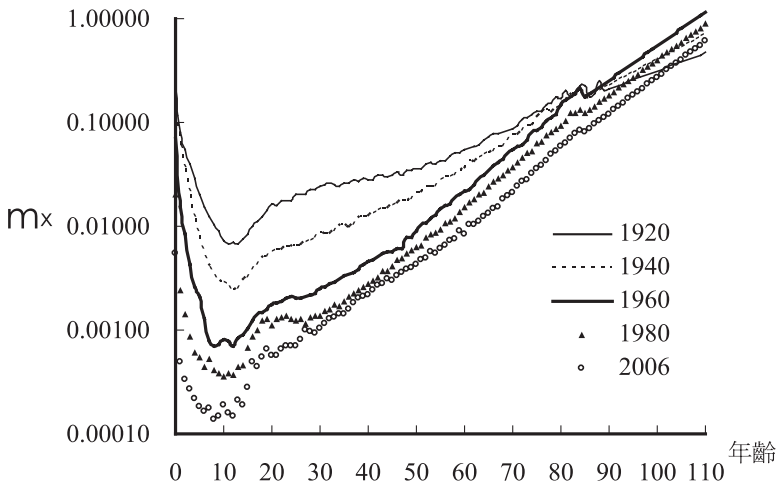


圖 4 台灣的年齡別死亡率，1920-2006 年

資料來源：(1)台灣省五十一年來統計提要（台灣省政府主計處，1994）
 (2)中華民國台閩地區人口統計（內政部，2006）
 (3) 85 歲以上為預測值

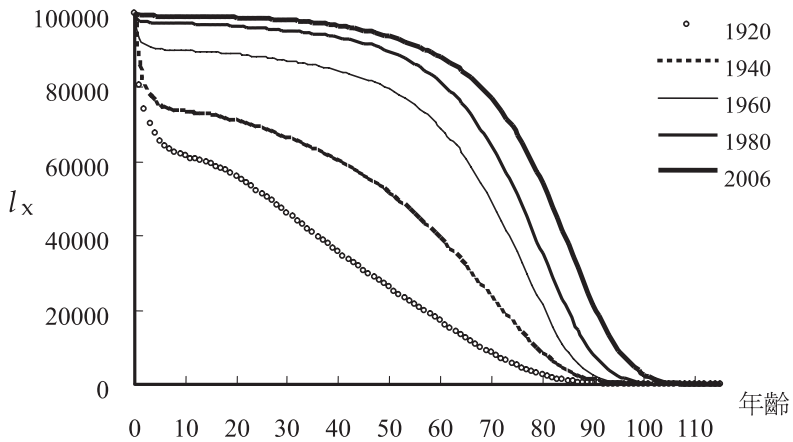


圖 5 台灣的存活曲線，1920-2006 年

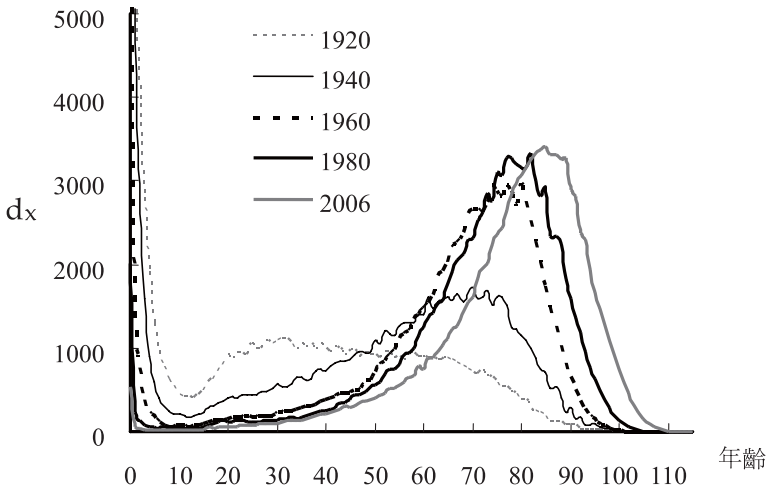


圖 6 台灣生命表年齡別死亡人數，1920-2006 年

$$FR = \frac{\int_0^{\varphi} l(x)dx}{\varphi} \quad (\text{式 6})$$

其中 φ 代表高年齡終點。存活曲線越接近矩型則 FR 值越大，1 代表完全矩型化。移動矩型的計算方式為，

$$MR = \frac{\int_0^{\gamma} l(x)dx}{\gamma} \quad (\text{式 7})$$

表 1 為存活曲線矩型化程度的測量結果，由於 M、SD(M+)、 β 、 θ^* 等指標均是在常態壽命區間的基礎上來測量矩型化程度。從圖 4 與圖 6 可看出，二次戰後台灣年輕死亡率降至低水準，使得高齡死亡年齡分佈接近常態壽命分佈，因此本文從 1955 年開始計算矩型化的變遷趨勢。表 1 中的 M 顯示男女兩性死亡年齡眾數近五十年來上升了 10 歲左右，分別從 71 歲上升至 81 歲以及從 76 歲上升至 87 歲。反映出壽命延長的趨勢。FR 與 MR 衡量矩型化的整體變遷狀況，顯示矩型化程度逐漸上升。水平化 (β) 與垂直化 ($\theta; \theta^*$) 也有類似的情況，

男女兩性水平化的角度分別從 1955 年的 21.0 度與 19.2 度下降至 2005 年的 4.8 度與 5.1 度。男性水平化程度近半世紀以來較女性明顯，反映出年輕男性死亡率的改善對存活率的助益較女性明顯。在垂直化的結果方面，理論上去除嬰幼兒以及年輕年齡組死亡率影響後的垂直化程度 (θ^*)，男女兩性分別從 1955 年的 21.2 度與 18.1 度下降至 2005 年的 18.6 度與 13.6 度，降幅分別為 12.2% 與 24.8%，反映出兩性眾數以上個體壽命差異縮小使得存活曲線垂直化的部分明顯快速陡降，而女性陡降的程度比男性大。

表 1 中的 $SD(M+)$ 顯示男性眾數以上個體壽命的變異從 1955 年的 9.4 歲逐漸下降至 2005 年的 7.9 歲，女性則從 8.7 歲下降至 7.2 歲，呈現死亡壓縮的趨勢。圖 7 中的 C_{50} 與 IQR 的發展也顯示類似的情形；男性的 C_{50} 從 1952 年的 23.5 年壓縮至 2006 年的 16.1 年，女性則從 23.7 年下降至 14.1 年。1970 年代起男性的 C_{50} 維持在 17 年左右，女性的 C_{50} 則平穩於 14 年左右。與 C_{50} 雷同，隨著死亡年齡眾數 (M) 向上延伸， IQR 也呈現逐年下降趨勢；1970 年代以後兩性 IQR 呈現持平狀態，男性的 IQR 維持在 19 年左右，女性的 IQR 則維持在 15 年左右。無論是 $SD(M+)$ 、 C_{50} 還是 IQR ，均顯示女性死亡壓縮程度長期以來均大於男性。從 C_{50} 與 IQR 的變遷趨勢來看，70 年代以後死亡壓縮的程度已經較之前緩和。

C_{50} 與 IQR 均為涵蓋 50% 生命表死亡數的測量，且均受到涵蓋年齡死亡率變化的影響，雖然 C_{50} 較 IQR 更能代表壽命後期死亡率壓縮的實際情形，然 IQR 的改變有可以進一步分解的優勢，從而了解年齡死亡率變化對死亡壓縮的貢獻程度。Wilmoth and Horiuchi (1999) 指出，以 $\Delta IQR(t_1, t_2)$ 代表 t_1 時間與 t_2 時間 IQR 的差異， $\mu(x, t)$ 代表 t 年 x 歲的死亡力，以 $x_p(t)$ 代表 t 年 p 百分位數之死亡年齡，以 $I_p(x, t)$ 表示 t 年 x 歲是否超過該年的 p 百分位數，若是，則其值為 0，否則為 1。則 ΔIQR 的變化程度以及各年齡組的影響力分別如 (式 8) 與 (式 9)。

表 1 台灣存活曲線矩型化程度，1955-2005

年期	男性						
	M	SD(M+)	FR	MR	β	θ	θ^*
1955	70.99	9.49	0.53	0.57	21.02	30.89	21.22
1960	74.49	9.10	0.57	0.63	17.25	28.83	20.38
1965	74.04	9.35	0.60	0.64	13.40	27.74	20.23
1970	76.17	8.85	0.63	0.66	12.02	26.16	18.95
1975	75.00	9.20	0.64	0.68	10.32	24.41	19.79
1980	77.90	8.07	0.66	0.68	9.49	24.81	19.49
1985	77.04	8.84	0.67	0.69	7.54	23.90	19.10
1990	79.06	8.29	0.68	0.69	5.63	22.98	19.48
1995	79.00	8.70	0.69	0.69	5.77	22.50	19.37
2000	81.29	7.92	0.71	0.71	5.63	22.26	18.57
2005	81.00	7.90	0.71	0.71	4.88	20.44	18.69
年期	女性						
	M	SD(M+)	FR	MR	β	θ	θ^*
1955	76.00	8.79	0.58	0.60	19.26	30.19	18.11
1960	77.93	9.12	0.61	0.64	15.52	26.57	17.52
1965	80.06	7.97	0.65	0.66	12.98	24.10	15.73
1970	79.56	7.83	0.67	0.69	9.33	23.03	16.38
1975	80.15	7.65	0.69	0.71	8.65	20.01	15.21
1980	82.47	7.35	0.70	0.71	8.11	20.44	15.97
1985	83.00	7.06	0.72	0.72	5.29	20.39	14.08
1990	84.04	7.09	0.73	0.73	5.88	20.54	16.36
1995	85.00	6.96	0.74	0.74	6.02	21.20	13.11
2000	86.11	7.11	0.75	0.75	5.15	18.78	15.98
2005	87.01	7.22	0.76	0.77	5.14	18.36	13.67

說明：M 代表生命表中死亡眾數之年齡，SD(M+)為死亡眾數以上的個體壽命標準差，FR 為固定矩型指標，MR 為移動矩型指標， β 為水平化角度， θ 為實際存活曲線垂直化角度， θ^* 為理論存活曲線垂直化角度。 θ 與 θ^* 的差異可以約略視為未排除與排除嬰幼兒與年輕年齡組死亡率之影響下，存活曲線垂直化程度的差別。

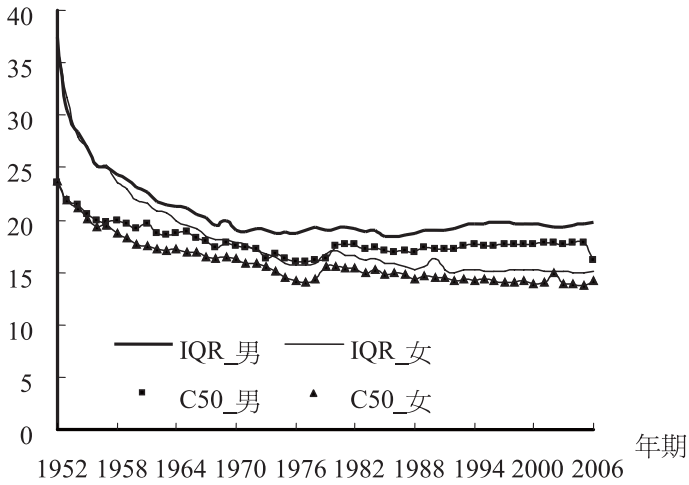


圖 7 台灣的死亡壓縮，1952-2006

$$\begin{aligned} \Delta IQR &= \Delta x_{75}(t_1, t_2) - \Delta x_{25}(t_1, t_2) \\ &= \int_{t_1}^{t_2} \int_0^{\infty} \rho(x, t) \mu(x, t) \left[\frac{I_{75}(x, t)}{\mu(x_{75}(t), t)} - \frac{I_{25}(x, t)}{\mu(x_{25}(t), t)} \right] dx dt \end{aligned} \quad (式 8)$$

其中， $\rho(x, t) = -\frac{\partial}{\partial t} \ln(\mu(x, t))$ ，a 至 b 歲死亡率變化所造成 IQR 的改變為：

$$\int_{t_1}^{t_2} \int_a^b \rho(x, t) \mu(x, t) \left[\frac{I_{75}(x, t)}{\mu(x_{75}(t), t)} - \frac{I_{25}(x, t)}{\mu(x_{25}(t), t)} \right] dx dt \quad (式 9)$$

表 2 為近五十年來 IQR 變遷的分解結果，負值代表該年齡組死亡率改變對提高死亡年齡分佈的第一四分位數年齡（Q25）的效果大於其提高第三四分位數（Q75）的效果，因此造成 IQR 縮減。表 2 中的正值代表該年齡組死亡率改變有提高 Q75 的效果，益於延長 IQR。整體而言，1956-2005 年間，負值作用力大於正值，因此 IQR 縮減，代表死亡率變化造成死亡壓縮的作用大於死亡擴張，使得男性與女性的 IQR 分別縮減了五年與十年。從每十年的變化趨勢來看，IQR 縮減的主要作用力從低年齡組轉向中高年齡組，而 75 歲以上年齡組一直有

表 2 各年齡組死亡率對 Δ IQR 的影響，1956-2005

年齡	Δ IQR (男)					Δ IQR (女)				
	1956	1966	1976	1986	1996	1956	1966	1976	1986	1996
	1965	1975	1985	1995	2005	1965	1975	1985	1995	2005
0	-3.19	-1.10	-0.59	-0.24	-0.10	-2.01	-0.96	-0.33	-0.13	-0.07
1-4	-1.52	-0.53	-0.13	-0.08	-0.05	-1.80	-0.59	-0.11	-0.04	-0.05
5-24	-0.46	-0.27	-0.10	-0.18	-0.33	-0.66	-0.26	-0.11	-0.07	-0.13
25-49	-2.04	-0.86	-0.44	-0.07	-0.28	-2.61	-0.72	-0.50	-0.21	-0.25
50-74	1.73	0.44	-0.38	0.47	-1.31	-0.49	-1.65	-0.52	-1.65	-2.38
75-89	0.75	0.43	1.41	1.27	1.97	1.31	0.40	1.63	1.34	2.61
90+	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17
Total	-4.74	-1.88	-0.23	1.17	-0.09	-6.26	-3.78	0.06	-0.75	-0.11

說明：正值代表擴大 IQR 的效果，負值代表縮減 IQR 的效果。

擴張 IQR 的作用，女性比男性明顯。晚近 IQR 的下降趨緩，50 歲以下年齡組死亡率變化對 IQR 的影響力減小，75 歲以上年齡組的影響力漸增，顯示未來 IQR 的變化決定於中、高年齡組死亡率的變化。

肆、存活曲線矩型化與壽命延長

Fries (1980) 所指的存活曲線矩型化現象建立在平均餘命之極限落於 85 歲的基礎上，這一點受到不少質疑。雖然依據 Coale (1996) 的觀察，平均餘命越高，其年增率越低，兩者呈現負的線性相關⁵；女性零歲時平均餘命的極限（增加率為 0 時）介於 84 至 85 歲之間，男性平均餘命的極限更低。但前曾述及，一些低死亡率國家女性的零歲時平均餘命已經迫近 85 歲，且各年齡層（尤其是老年）的死亡率仍持續下降。Oeppen and Vaupel (2002) 觀察歷年各國最高的零歲時平均餘命紀錄指出，最高的平均餘命是時間的線型函數，平均餘命將

5 台灣 1955-2005 年間男、女性平均餘命與平均餘命年增率的相關分別為 -0.6432 與 -0.4518。

持續上升。甚至有學者指出零歲時平均餘命可能延長至 150 歲（Caselli and Vallin 2001）。

Wilmoth（2000）認為平均餘命具有上限的說法缺乏證據支持，但是沒有上限並不代表平均餘命將大幅上升。事實上平均餘命上升速度已經減緩，不只是死亡率下降的速度減慢，而且也受到死亡率下降特質改變的影響。過去死亡率的下降主要在年輕部分，目前的死亡率下降則在於高齡部分；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則否。他推估未來的平均餘命仍會繼續上升，但幅度趨緩，到二十一世紀中期零歲時平均餘命才可能到達 85 歲；Olshansky et al.（2001）也有類似的結論。

暫且不論人類壽命是否存在上限，存活曲線矩型化的分析也能加入壽命延長的討論。Cheung et al.（2005）指出，基於壽命分配的第三階段相當接近常態分配，絕大部分的壽命會在離平均數四個標準差之內，觀察 $M+4SD(M+)$ 之年齡在歷年的變化，可作為衡量壽命延長的指標。他們發現香港的 $M+4SD(M+)$ 在近三十年間增加的幅度極為微小（兩性均約落於 117 歲），顯示壽命的延長受到抗拒。其後 Cheung and Robine（2007）進一步修正該指標，將最高死亡年齡經驗值納入考慮，以更精確估計常態壽命區間的最高年齡落於死亡年齡眾數以上幾個標準差的距離。其指出最高死亡年齡的估計式為 $M+kSD(M+)$ ，其中 $k = \frac{(AMRAD - \bar{M})}{SD(M+)}$ ，AMRAD 代表觀察期間「最大死亡年齡經驗值的平均值」（average maximum reported age at death）， \bar{M} 與 $SD(M+)$ 分別代表「死亡眾數年齡平均值」以及「眾數以上個體壽命變異的平均值」。

我們參考上述方法，以 $M+kSD(M+)$ 來衡量台灣壽命延長的情形。如果 M 與 $M+kSD(M+)$ 之間的距離越來越近，代表死亡壓縮，隱含台灣的壽命延長的空間受壓迫；如果 M 與 $M+kSD(M+)$ 間的距離越來越

遠，代表壽命延長仍繼續向上發展。受限於本文使用的死亡資料將最高年齡組設定為「100歲以上」，無法獲得最高死亡年齡經驗值⁶，因此我們以Gompertz法估算高齡死亡率下所獲得的最高死亡年齡取代經驗值。 $M+kSD(M+)$ 的計算結果如表3。

表3呈現的結果可概分為兩部分，單一年期資料是奠基於人口登記資料而得到的結果，多年期合併資料的部分則是使用1956-2001年間第三次至第九次國民生命表的計算結果。每隔五年的單一年期數據顯示 M 逐漸增加而 $SD(M+)$ 逐漸縮小，兩性壽命區間的最高年齡呈現延長趨勢，無論從 $M+4SD(M+)$ 或 $M+kSD(M+)$ 來看都是如此。近十多年來男性的 $M+4SD(M+)$ 約落於113歲，女性約落於114歲， $M+kSD(M+)$ 則分別約落於107歲與110歲。若比較 $M+4SD(M+)$ 與 M 之間距離的變化，男性從1955年的37.9年逐漸下降至2005年的31.6年，女性從35.1年逐漸下降至28.8年。 $M+kSD(M+)$ 與 M 之間距離的變化也有類似的變遷趨勢。不過兩性 $M+4SD(M+)$ 以及 $M+kSD(M+)$ 的變化似乎起伏不定而未有趨於定值的情形，這與香港(Cheung et al. 2007)的研究結果不同。一個可能的原因在於本文沒有對死亡率做進一步修勻，加上單一年度資料可能有高齡人口數不足的問題。為了減低高齡人口數不足對研究結果的影響，我們嘗試以內政部統計處公佈之國民生命表資料檢視壽命延長的變遷情形。表3顯示國民生命表的資料結果與單一年期數據的變遷趨勢雷同，兩者同期間的 M 值相近，但是國民生命表得到之 $SD(M+)$ 較低，以致於其 $M+4SD(M+)$ 與 $M+kSD(M+)$ 的數據也較低。然而，大體上可見死亡壓縮與壽命持續延長的情形。值得注意的是，第八次(1989-1991)至第九次(1999-2001)國民生命表之間的變遷結果顯示出較為明顯的死亡擴張與壽命延長情形，此當與第九次國民生命表之高齡死亡率經過修正而與先前估計方法不同

6 由於本文採用的是楊靜利與李大正(2008)的資料，因此產生此限制。我們是在以Gompertz方法估計高齡死亡率下，存活人數(l_x)下降至0時的年齡，作為最高死亡年齡的估計值。

表 3 台灣的壽命延長，1955-2005

年期	男性				
	M	SD(M+)	MRAD	M+4SD(M+)	M+kSD(M+)
1955	70.99	9.49	100	108.95	102.03
1960	74.49	9.10	100	110.89	104.25
1965	74.04	9.35	103	111.44	104.62
1970	76.17	8.85	103	111.57	105.11
1975	75.00	9.20	103	111.80	105.09
1980	77.90	8.07	106	110.18	104.29
1985	77.04	8.84	107	112.40	105.95
1990	79.06	8.29	108	112.22	106.17
1995	79.00	8.70	109	113.80	107.45
2000	81.29	7.92	110	112.97	107.19
2005	81.00	7.90	110	112.60	106.84
1956-1958	72.64	8.04	100	104.79	100.07
1966-1967	74.16	8.63	103	108.68	103.62
1970-1971	75.52	8.13	103	108.02	103.26
1975-1976	77.21	7.85	103	108.60	104.00
1980-1981	78.58	7.19	103	107.33	103.11
1989-1991	81.44	6.65	106	108.04	104.14
1999-2001	81.93	8.46	111	115.76	110.80
AMRAD = 105.36 (104.14) \bar{M} = 76.91 (77.35) $\overline{SD(M+)} = 8.70$ (7.85) k = 3.27 (3.41)					
年期	女性				
	M	SD(M+)	MRAD	M+4SD(M+)	M+kSD(M+)
1955	76.00	8.79	107	111.16	106.36
1960	77.93	9.12	106	114.41	109.43
1965	80.06	7.97	108	111.94	107.59
1970	79.56	7.83	106	110.88	106.61
1975	80.15	7.65	107	110.75	106.57
1980	82.47	7.35	108	111.87	107.86
1985	83.00	7.06	109	111.24	107.39
1990	84.04	7.09	109	112.40	108.53
1995	85.00	6.96	111	112.84	109.04
2000	86.11	7.11	111	114.55	110.67
2005	87.01	7.22	110	115.89	111.95
1956-1958	77.69	7.63	104	108.23	104.58
1966-1967	78.83	7.55	105	109.04	105.43
1970-1971	79.51	7.53	106	109.65	106.04
1975-1976	81.08	7.32	106	110.37	106.87
1980-1981	82.49	6.75	105	109.48	106.26
1989-1991	83.67	6.40	108	109.26	106.20
1999-2001	86.00	6.99	112	113.96	110.62
AMRAD = 108.36 (106.57) \bar{M} = 81.94 (81.32) $\overline{SD(M+)} = 7.65$ (7.17) k = 3.45(3.52)					

說明：多年期之數據結果以及括弧內數據是根據內政部統計處公佈之第三次至第九次國民生命表計算而得。

有關。總而言之，近半世紀年來的死亡壓縮已逐漸趨緩；然兩性之壽命延長似乎仍緩慢上升，據此仍難斷定壽命延長是否有其極限。

伍、結論

Fries 認為若人類壽命存在自然極限，當平均餘命趨近於壽命極限，存活曲線將隨著死亡率下降、死亡年齡集中化而呈現矩型化。事實上，存活曲線的矩型化包含了水平化與垂直化的過程，此與年齡別死亡率的下降有緊密關連。當嬰幼兒與青壯年死亡率下降，顯示有越來越多的人存活至壽命後期，存活曲線因而產生水平化的現象；當人類壽命朝向特定年齡集中時，意指死亡年齡變異縮小，存活曲線的垂直化程度將益趨明顯。在人類壽命是否存在特定極限仍無定論的情形下，部分學者轉而討論死亡年齡的變異與存活曲線矩型化的關連。討論死亡年齡變異還隱含人類壽命是否持續延長的議題，如果在死亡年齡分佈向右偏移的過程中，高齡死亡變異不變甚至擴大，則反映人類壽命未達極限，仍有向上發展的空間；反之，死亡壓縮則反映人類壽命延長阻力增加。從目前相關的研究中可看出有關矩型化與死亡壓縮的衡量指標已發展成熟且相當豐富；然而，各個指標適用範圍不盡相同。例如固定矩型、移動矩型用以衡量矩型化的整體趨勢，雖然方便計算卻略顯粗糙，因為矩型化過程包含水平化與垂直化兩個特徵，這些指標的結果並未能區辨並反映之。後續的研究進一步發展出適用於水平化與垂直化的測量指標，例如 Kannisto(2000)提出的 $SD(M+)$ 以及 Cheung et al. (2005)發展的 θ^* 指標適用於垂直化的測量，而 Cheung et al. (2005)發展的 β 指標則適用於水平化的測量。另外，就死亡壓縮的指標而言，IQR 反映的是整體的死亡壓縮， C_{50} 則著重於壽命後期，也就是垂直化部分的死亡壓縮。

除了介紹與檢討各種測量指標外，本研究探討台灣 1955-2005 年間存活曲線的矩型化以及死亡年齡變異，並嘗試計算各年齡死亡率變化對死亡年齡變異的影響。透過固定矩型、移動矩型、 β 、 θ 、 θ^* 等指

標的變化顯示近半世紀以來存活曲線明顯朝向矩型化（包含水平化、垂直化）發展，然近年矩型化的程度趨緩。在死亡壓縮方面，死亡眾數年齡 M 逐漸增加而使死亡年齡分佈逐漸右移；同時 $SD(M+)$ 、 C_{50} 、 IQR 等指標反映死亡壓縮程度持續增加，然增加幅度逐漸趨緩，未來是否會進一步下降仍有待觀察。進一步探究年齡別死亡率對 IQR 的變化的影響，可看出 1970 年代中期以前，死亡壓縮主要來自嬰幼兒以及青壯年死亡率的下降；之後，75 歲以上年齡組的影響力漸增而嬰幼兒以及青壯年死亡率的影響漸減。整體而言，過去五十年來嬰幼兒以及青壯年死亡率下降對縮短 IQR 的力量大於 75 歲以上老年死亡率延伸 IQR 的力量，因而呈現死亡壓縮的趨勢。1970 年中期以後此兩股力量勢均力敵，未來 IQR 會增加或縮短，端視 50 歲以上年齡組死亡率的變化而定。然而，也由於 IQR 受到所有年齡組死亡率的影響，因此不若 C 指標較能掌握常態壽命區間而反映壽命後期的死亡壓縮。

在存活曲線以及死亡壓縮的趨勢下，觀察 $M+4SD(M+)$ 以及 $M+kSD(M+)$ 與 M 的距離後，發現兩者的差距逐漸縮小；加上 M 維持上升趨勢而 $SD(M+)$ 變化甚小的情形下，反映出台灣兩性常態壽命區間的分散情形已趨於穩定。以 $M+4SD(M+)$ 以及 $M+kSD(M+)$ 作為最高壽命理論值的指標，其變化顯示兩性近五十年來的壽命延長仍持續進行，但變化幅度已趨和緩。再者，從目前最長壽的國家日本的平均餘命長期趨勢看來，已明顯呈現向右轉而成長趨緩的現象，台灣也有類似的發展（圖 8）。依據國內學者的估計，無論以邏輯函數或是各年齡組死亡率每年下降 0.5% 至 1%，在廿世紀結束前，日本與台灣的平均餘命的發展都徘徊於 85 歲左右而不會到達百歲（陳寬政、劉正、涂肇慶，1999），反映未來死亡率下降對壽命延長的成效有限。然而本文的結果顯示，存活曲線矩型化、死亡壓縮持續進行的同時，呈現緩慢的壽命延長趨勢，據此仍不足以確定台灣民眾的壽命延長是否有極限。

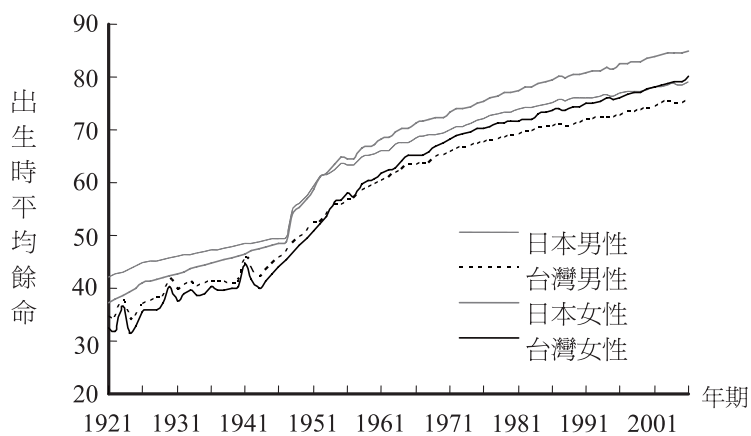


圖 8 台灣與日本的平均餘命（1921-2006）

說明：日本的資料來源參考自 HMD (<http://www.mortality.org/>)、日本人口問題研究所 (<http://www.ipss.go.jp/>)。

參考書目

中文部分

- 余清祥 (2002) 高高齡老人死亡率與 Gompertz 模型：理論與實證研究，*人口學刊*，24: 33-58。
- 陳寬政、劉正、涂肇慶 (1999) 出生時平均餘命的長期趨勢，*台灣社會學研究*，3: 87-114。
- 楊靜利、李大正 (2008) 台灣出生與死亡資料之編製與調整：1905-1943 與 1951-1997，*調查研究*，23:119-154。

英文部分

- Ahlburg, D. and J. Vaupel. 1990. "Alternative Projections of the U.S. Population." *Demography* 27(4): 639-652.
- Caselli, G. and J. Vallin. 2001. "Demographic Trends: Beyond the Limits?" *Population* 13(1): 45-71.
- Cheung, Karen S-L. and J. Robine. 2007. "Increase in Common Longevity and the Compression of Mortality: The Case of Japan." *Population Studies* 61(1): 85-97.
- Cheung, Karen S-L., J. Robine, J-C Tu, and G. Caselli. 2005. "Three Dimensions of the Survival Curve: Horizontalization, Verticalization, and Longevity Extension." *Demography* 42(2): 243-258.
- Coale, A. J. 1996. "Age Patterns and Time Sequence of Mortality in National Populations with the Highest Expectation of Life at Birth." *Population and Development Review* 22(1): 127-135.
- Eakin, T. and M. Witten. 1995. "How Square is the Survival Curve of a Given Species?" *Experimental Gerontology* 30(1): 33-64.

- Fries, J. 1980. "Aging, Nature Death, and the Compression of Morbidity." *The New England Journal of Medicine* 303(3): 130-135.
- Fries, J. 1984. "The Compression of Morbidity: Miscellaneous Comments about a Theme." *The Gerontologist* 24(4): 354-359.
- Kannisto, V. 2000. "Measuring the Compression of Mortality." *Demographic Research* 3, Article6. (www.demographic-research.org/Volumes/Vol3/6).
- Kannisto, V. 2001. "Mode and Dispersion of the Length of Life." *Population: An English Selection* 13(1): 159-172.
- Manton, K., E. Stallard, and D. Tolley. 1991. "Limits to Human Life Expectancy." *Population and Development Review* 17(4): 603-637.
- Myers, G. and K. Manton. 1984. "Compression of Mortality: Myth or Reality?" *The Gerontologist* 24(4): 346-353.
- Nusselder, W. and J. Mackenbach. 1996. "Rectangularization of the Survival Curve in the Netherlands, 1950-1992." *The Gerontologist* 36(6): 773-782.
- Oeppen, J. and J. Vaupel. 2002. "Broken the Limits to Life Expectancy." *Science* 296: 1029-1031.
- Olshansky, J., B. Carnes, and A. Desesquelles. 2001. "Prospects for Human Longevity." *Science* 291: 1491-1492.
- Olshansky, J., B. Carnes, and C. Cassel. 1990. "In Search of Methuselah: Estimating the Upper Limits to Human Longevity." *Science* 250: 634-640.
- Preston, S., P. Heuveline, and M. Guillot. 2001. *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*. Oxford: Blackwell Publishers.
- Robine, J. 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(1): 173-194.

- Rothenberg, R., H. Lentzner, and R. Parker. 1991. "Population Aging Patterns: The Expansion of Mortality." *Journal of Gerontology* 46(2): S66-70.
- Vaupel, J. 2001. "Demographic Insights into Longevity." *Population: An English Selection* 13(1): 245-259.
- Wilmoth, J. 1998. "The Future of Human Longevity: A Demographer's Perspective." *Science* 280: 395-397.
- Wilmoth, J. 2000. "Demography of Longevity: Past, Present, and Future Trends." *Experimental Gerontology* 35(9):1111-1129.
- Wilmoth, J. and S. Horiuchi. 1999. "Rectangularization Revisited: Variability of Age at Death within Human Populations." *Demography* 36 (4): 475-495.
- Yashin, A., A. Begun, S. Boiko, S. Ukraintseva, and Jim Oeppen, 2001. "The New Trend in Survival Improvement Require a Revision of Traditional Gerontological Concepts." *Experimental Gerontology* 37(1): 157-167.

Rectangularization of the Survival Curve and Longevity Extension in Taiwan

Te-Mu Wang* Ta-Cheng Li**

Abstract

The overall mortality rate in Taiwan has experienced a lengthy and drastic decline since 1920. The decline was first triggered by a phenomenal decrease in the infant mortality rate and, when this rate began to rest at its current low level, the elderly mortality rate took its turn to fall. As a result of the sharp drop then leveling off in the youth sector and the mild decrease then plunge in the elderly sector, rectangularization of the survival curve ensued. Although rectangularization of the survival curve implies the concept of a longevity limit, the existence of such a limit is still under debate. To avoid controversy, some scholars turn to interpret the rectangularization from the angle of mortality compression at age of death and extend their discussion to the phenomenon of longevity extension.

This paper, based on the analysis of life table survivors (l_x) and life table deaths (d_x), discusses several phenomena that appeared in Taiwan between 1955 and 2005. These phenomena include mortality compression, the horizontalization and verticalization of the survival curve, and the implied longevity extension. We use indexes, such as SD(M+) (standard deviation of age at death above M), C_{50} (the shortest age interval concentrating 50 percent of the life duration), and the interquartile range (IQR) of age at death, to measure the degree of mortality compression, and to decompose the influence of changing mortality rate on mortality

* Professor, Institute of Social Welfare, National Chung Cheng University.

** Ph. D. Candidate, Institute of Social Welfare, National Chung Cheng University.

compression by age group. Next, we apply fixed rectangle, moving rectangle and other indexes recommended by Cheung et al. (2005), such as β , θ , θ^* and $M+4SD(M+)$, to measure the horizontalization of the survival curve, the verticalization of the survival curve and the degree of longevity extension. Our results show that (1) rectangularization of the survival curve (including both horizontalization and verticalization of the survival curve) steadily increased during 1955 to 2005; (2) the degree of mortality compression had lessened since 1970, and the underlying force behind the mortality compression had shifted from the decrease in the infant mortality rate to the decrease in the adult and elderly mortality rate; (3) the two indexes $M+4SD(M+)$ and $M+kSD(M+)$ indicate that the longevity limit for both genders is still expanding upward gradually.

Keywords: mortality, rectangularization of survival curve, mortality compression, longevity extension

