

台灣出生時平均餘命分解：1920-2017

施堯啟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

有關台灣平均餘命長期趨勢的研究，大多聚焦於區分死亡率轉型階段或壽命水準的成長極限等議題。近來國外亦有研究提出如何在平均餘命成長趨緩的共同趨勢中有效的測量壽命水準。上述研究具有一致的研究背景，即在死亡率下降的過程中，嬰幼兒死亡率下降使得出生時平均餘命快速上升，但到了老年死亡率開始下降時，成長減緩的出生時平均餘命卻無法充分反應其效果。為了進一步掌握台灣平均餘命的長期趨勢，以及死亡率轉型對出生時平均餘命的實質作用，本研究建立 1920 至 2017 年之間的單齡生命表，並使用兩種方式分解出生時平均餘命。首先，我們計算男女區間平均餘命（temporary life expectancy）對該年出生時平均餘命的貢獻度，並分解兩性區間平均餘命差異對該年兩性出生時平均餘命差異的作用；其次，我們使用 Arriaga (1984) 的方法，分解死亡率變動對於出生時平均餘命的直接、間接與互動效果。研究發現，1920 至 2017 年間，男女各區間平均餘命對當年零歲時平均餘命之貢獻，由幼年及青壯年逐漸轉移到中壯年及晚年階段，但女性區間平均餘命擴展速度高於男性，兩性平均餘命差距曾略有停滯，但其後繼續擴大。死亡率變動效果亦呼應區間平均餘命擴增的作用，1940-80 年間平均餘命增加，來自於 60 歲以下各年齡組死亡率一致下跌的貢獻，1980 後平均餘命增加幅度開始縮減，但開始有 60 至 75 歲年齡組的作用，其後餘命增加幅度再減，增長的作用再轉移至高齡人口。本研究發現，單以區間平均餘命分解平均餘命僅能呈現死亡率變動或差異的靜態效果，但透過死亡率下降的直接和間接效果，則可見到平均餘命成長趨緩，除了死亡率下跌轉移至高齡階段外，缺少交互作用的動態效果亦是重要因素。

關鍵字：死亡率變動、出生時平均餘命、區間平均餘命

壹、平均餘命成長的方向

目前文獻中常見死亡率分析的方法，包括建立死亡率模型(Thatcher, 1999)，分析平均餘命成長趨勢（陳寬政等，1999；董宜禎等，2015），或者透過分析平均餘命的成長，來反應死亡率變動的效果(Andreev, Shkolnikov, & Begun, 2002; Vaupel & Canudas-Romo, 2003)。近來亦有透過死亡率模型的推導，以死亡率變動的測量指標來分解平均餘命的變化（Bergeron-Boucher, Ebeling, & Canudas-Romo, 2015）。這些研究均關切死亡率的變動，是探討平均餘命變化的重要策略。

死亡率如何變動，不易單由分析粗死亡率所能回答，平均餘命在任何年齡的變動，並不代表各年齡的死亡率也發生同樣幅度的變動，甚至部分年齡的死亡率可能反而提高，抵消了一部分其他年齡死亡率下跌的效果（Arriaga, 1984）。Canudas-Romo（2010）證明，任何年齡的死亡率下跌均對於平均餘命有影響，幼年時期死亡率下跌所增加的存活人數，自然比老年時期死亡率下跌所增加存活年數來的高，幼年或青壯年時期死亡率下跌的對於平均餘命的貢獻，自然要高於老年時期死亡率下跌所能造成的貢獻。提升不同生命階段存活機會難易程度的差異，也引起資源應如何配置的討論（Vaupel, 1986）。

那麼，在特定年齡死亡率下跌或差異，究竟造成多大幅度的平均餘命變化或差距？平均餘命變動的可能性和幅度取決於當下已達到的平均餘命水準(Arriaga, 1984)，若處於死亡率下降的晚期，平均餘命水準已高，僅高齡死亡率下跌，平均餘命如何能維持成長？加上高齡死亡率發展趨平的現象，當死亡率下降的趨勢在高齡組停滯時，平均餘命又如何變化？

在上述的形式議題之外，文獻當中另有實質議題的相關研究，例如如何透過死亡率變動，以瞭解死亡率轉型的發生時間與速度，作為瞭解整體人口變動的分析指標（Mirzaee, 1979；Tu, 1995）。此外，平均餘命成長趨緩和壽命極限作為理論議題引起相當大的重視（Canudas-Romo, 2008; Wilmoth, 1998），因而有存活曲線矩型化和死亡壓縮的研究（王德睦與李大正，2009），以及採用生命表熵探討壽命上限的相關研究（劉士嘉 & 林正祥, 2017）。作為一個理論層次的問題，成長的生物極限是否存在，既是探討死亡率成長的人口學者所爭論的議題，又是分析高齡死亡率的重要考量，於是產生非常不同的研究路徑與脈絡。

關於高齡死亡率趨平與平均餘命成長趨緩，台灣目前的研究以數據收斂為主要結論（陳寬政等，1999），但國外其他研究不斷指出超高齡人口或高齡人瑞挑戰學界對於壽命上限的認知（Barbi, Lagona, Marsili, Vaupel, & Wachter, 2018; Robine, 2011）。然而與歐洲國家長達百年的死亡率下降與人口轉型過程相比，台

灣的死亡率轉型過程相對壓縮許多，較能夠對比的日本，也只有在死亡率下降過程與台灣相似（陳寬政等，1999）。台灣在進入高齡死亡率趨平階段，平均餘命成長趨緩之際，背後的實質作用的來源為何？在男女兩性之間是否呈現同樣的趨勢？或者兩性的死亡率差異可能是造成平均餘命成長趨緩原因之一？

目前台灣文獻中，以分解平均餘命或討論區間餘命為題的研究仍為少數。董宜禎及陳寬政等人（2015）使用區間餘命及其貢獻度，檢視各年齡組區間平均餘命可能成長的上限，這個觀念也出現在涂肇慶（1995）當中。關於兩性出生時平均餘命差異，則有郭貞蘭（2006）。本研究以楊靜利與李大正（2008）所修補的台灣早期人口資料，加上最新的人口與生命表資料，來切入這些議題，並且以分解死亡率對平均餘命變動的影響，來探討自 1920 年至 2017 年之間台灣平均餘命的成長，並探討近年來平均餘命成長趨緩的成因，尤其是透過分解平均餘命，以期瞭解死亡率變動的影響。

貳、研究方法

本研究採用 Arriaga（1984）所發展的區間餘命（temporary life expectancy）以及利用平均餘命的特性，來分解生命階段或年齡分組當中死亡率變動，對於平均餘命所造成的作用。Arriaga（1984）採用區間餘命來分析死亡率變動的影響，還有兩個重要的原因。一是高齡死亡登記的準確性，二是存活至高齡的少數人口，其死亡數因為人數稀少造成的隨機波動，都可能對於估計高齡死亡率及變異造成影響。

出生時平均餘命為區間餘命和存活率的乘積和（董宜禎等，2015），或稱出生時平均餘命為存活率作為權數，區間餘命的加權平均數（Tu，1995），均是利用生命表函數與區間餘命之間的數學關連而推導得知。而 Arriaga（1984）所採取的方法則是利用生命表函數 l_x 在區間的減少，而取得死亡率變動的影響，並用來比較不同的生命表 l_x 差異的幅度，加上對於下一組區間餘命或平均餘命的影響，來反應不同年份的死亡率變動或不同性別的死亡率差異，對平均餘命的影響。

Arriaga（1984）提出的區間平均餘命（temporary life expectancy, ${}_i e_x$ ）為：

$${}_i e_x = \frac{T_x - T_{x+i}}{l_x} = \frac{1}{l_x} \int_x^{x+i} \ell(a) d_a \quad (1)$$

直接效果（Direct effects）為兩個組間平均餘命之差乘以 l_x 的意義在於此組間平均餘命的變化（增加或減少）乘上組間開始時的存活者人數（ l_x , the number

of survivors at exact age x years)，因此可得到平均存活年數的變化（增加或減少）：

$${}_iDE_x^{t+n} = \frac{\ell_x^t}{\ell_a^t} ({}_ie_x^{t+n} - {}_ie_x^t) \quad (2)$$

由於 ℓ_a^t 是用來分解 e_a ，若要知道這些存活年數變化對於平均餘命的影響，設條件起啟年齡為 a ，則需要再除以起始年齡時的存活人數 ℓ_a （the number of persons alive at exact age a ）。若 $a = 0$ ，則此條件平均餘命為出生時平均餘命（ e_0 ），則可知 $\ell_0 = 1$ ，可以忽略，或者將 ℓ_0 固定為 100,000。

而當 x 歲到 $x + i$ 歲的死亡機率從 t 與 $t + n$ 下降時， $t + n$ 年存活到 $x + i$ 歲的人數，比 t 年多了：

$$\begin{aligned} {}_iCS_x &= \ell_x^t \cdot \frac{\ell_{x+i}^{t+n}}{\ell_x^{t+n}} - \ell_{x+i}^t \\ &= \ell_x^t \cdot \frac{\ell_{x+i}^{t+n}}{\ell_x^{t+n}} - \ell_x^t \cdot \frac{\ell_{x+i}^t}{\ell_x^t} \\ &= \ell_x^t \cdot \left(\frac{\ell_{x+i}^{t+n}}{\ell_x^{t+n}} - \frac{\ell_{x+i}^t}{\ell_x^t} \right) \end{aligned} \quad (3)$$

若死亡率下降使得原未能存活的人存活到 $x + i$ 歲。假設 $x + i$ 到 $x + i + j$ 歲(下一組)的死亡機率不變，由於 x 到 $x + i$ 歲的死亡率下降，增加了存活到 $x + i$ 歲的人數，造成 $x + i$ 到 $x + i + j$ 歲之間的存活年數增加，即是間接效果（Indirect effect, IE ）：

$$\begin{aligned} {}_iIE_x^t &= {}_iCS_x^t \cdot e_{x+i}^t \\ &= \theta \cdot \ell_x^t \cdot e_{x+i}^t \end{aligned} \quad (4)$$

若因 x 到 $x + i$ 歲的死亡率下降而存活到 $x + i$ 歲的人口，在 $x + i$ 歲之後的死亡率並非不變，這些額外的存活人口再遭遇 $x + i$ 歲之後的死亡率變化，即是互動效果。這個互動效果定義為兩個部分的差：（1）額外存活人口的存活年數（ CS ）對於下個年齡組之後的平均餘命的影響；（2）間接效果（Arriaga, 1984）。

在 x 到 $x + i$ 歲之間因死亡率下降而存活下來的人口，平均存活的時間等於在死亡率下降後在 $x + i$ 歲時的平均餘命（ e_{x+i}^{t+n} ）。因此， $x + i$ 歲時的平均餘命乘以死亡率下降後的新增存活人數（ ${}_iCS_x^t$ ），再除以起始年齡時的存活人數 ℓ_a^t ，

即是死亡率下降之後存活的總效果，Arriaga（1984）稱為 OE ：

$${}_iOE_x = \frac{{}_iCS_x^t}{\ell_a^t} e_{x+i}^{t+n} \quad (5)$$

而互動效果為：

$$\begin{aligned} {}_iI_x^t &= {}_iOE_x - {}_iIE_x^t \\ &= \frac{{}_iCS_x^t}{\ell_a^t} e_{x+i}^{t+n} - {}_iCS_x^t \cdot e_{x+i}^t \end{aligned} \quad (6)$$

換句話說，若下一個年齡組 $x+i$ 歲和 $x+i+j$ 歲之間的死亡機率進一步下降時，由於 x 到 $x+i$ 歲的死亡率下降，使 ℓ_{x+i}^t 上升，而這些人在下一個年齡組又經歷死亡率下降，使 $x+i$ 到 $x+i+j$ 歲之間的存活年數進一步上升，即是互動效果（Interaction effect, I ），套入公式(5)，互動效果可以表示為：

$${}_iI_x^t = {}_iCS_x^t \cdot (e_{x+i}^{t+n} - e_{x+i}^t) \quad (7)$$

綜而言之，特定年齡組死亡率下對於平均餘命增長有直接效果，其效果來自於存活至下一組的人數增加了；若下一個年齡組的死亡率不變，則對平均餘命有間接效果，意即對平均餘命增長的影響，是來自於前一個年齡組的死亡率下降，間接地增加了下個年齡組之後的平均餘命；若下一個年齡組的死亡率也下降，則存活至下一組的人數因為當組死亡率下降而增加的平均餘命，則是存活人數增加和死亡率再下降所形成的互動效果。

而各年齡分組的最後一組不會再遭遇下一組有無死亡率變化的問題，因此，最後一組年齡組僅有直接效果：

$$DE_{x+}^t = \frac{\ell_x^t}{\ell_a^t} (e_x^{t+n} - e_x^t) \quad (8)$$

在進一步討論出生時平均餘命變動的分解之前，我們必須討論出生時平均餘命的組成（Tu, 1995）。由於：

$$T_0 = \sum {}_iL_x \quad (9)$$

因此，

$$e_0 = \frac{T_0}{l_0} = \frac{\sum iL_x}{l_0}$$

$$e_0 = \frac{\sum iL_x}{l_0} = \sum \frac{iL_x}{l_0} = \sum \frac{l_x}{l_0} \cdot \frac{iL_x}{l_x} = \sum s_x \cdot {}_ie_x \quad (10)$$

上式 s_x 即是存活率， ${}_xP_0$ 表示從零歲存活到 x 歲的機率，或是存活至每個階段或年齡組開端的機率，也就是以階段或年齡組區分的區間平均餘命所使用的權數。透過這個權數，出生時平均餘命即是區間平均餘命的加權平均數 (Tu, 1995)。因此出生時平均餘命即是區間餘命與存活率的乘積和 (董宜禎等，2015)，而我們也可以透過這個運用，將出生時平均餘命以生命階段或年齡分組來進行分解 (Tu, 1995)。

然而這個方法僅折解當年出生時平均餘命的組成，不能進行死亡率變動或差異造成的平均餘命變動幅度或差異的比較。Arriaga (1984) 利用區間餘命的特性，來分解平均餘命變動或差異。

由於出生時平均餘命即是區間餘命與存活率的乘積和，將區間餘命與存活率的乘積，除以出生時平均餘命，即是該區間餘命對出生時平均餘命的貢獻度 (董宜禎等，2015)，即

$$p_x = \frac{s_x \cdot {}_ie_x}{e_0} \quad (11)$$

再者，兩個出生時平均餘命 e_0^1 和 e_0^2 的差異，也可以用式 (9) 來表示，

$$e_0^1 - e_0^2 = \sum ({}_ie_x^1 \cdot s_x^1 - {}_ie_x^2 \cdot s_x^2) \quad (12)$$

因此，區間平均餘命差異對出生時平均餘命差異 (p_x^d) 的貢獻度時，即為

$$p_x^d = \frac{{}_ie_x^1 \cdot s_x^1 - {}_ie_x^2 \cdot s_x^2}{e_0^1 - e_0^2} \quad (13)$$

若設 $l_0 = 1$ 時， $s_x = \frac{l_x}{l_0} = l_x$ ，則

$$p_x = \frac{l_x \cdot {}_ie_x}{e_0} \quad (14)$$

$$p_x^d = \frac{{}_ie_x^1 \cdot l_x^1 - {}_ie_x^2 \cdot l_x^2}{e_0^1 - e_0^2} \quad (15)$$

平均餘命亦有不同年齡組加權，愈往高齡，存活人數愈少，存活率愈低，對平均餘命的貢獻也愈低。因此，若高齡死亡率持續下降，反應在區間餘命的延長之上，但由於存活率或存活人數處於低點，對於平均餘命的貢獻，並不容易產生實質的影響（董宜禎等，2015）。

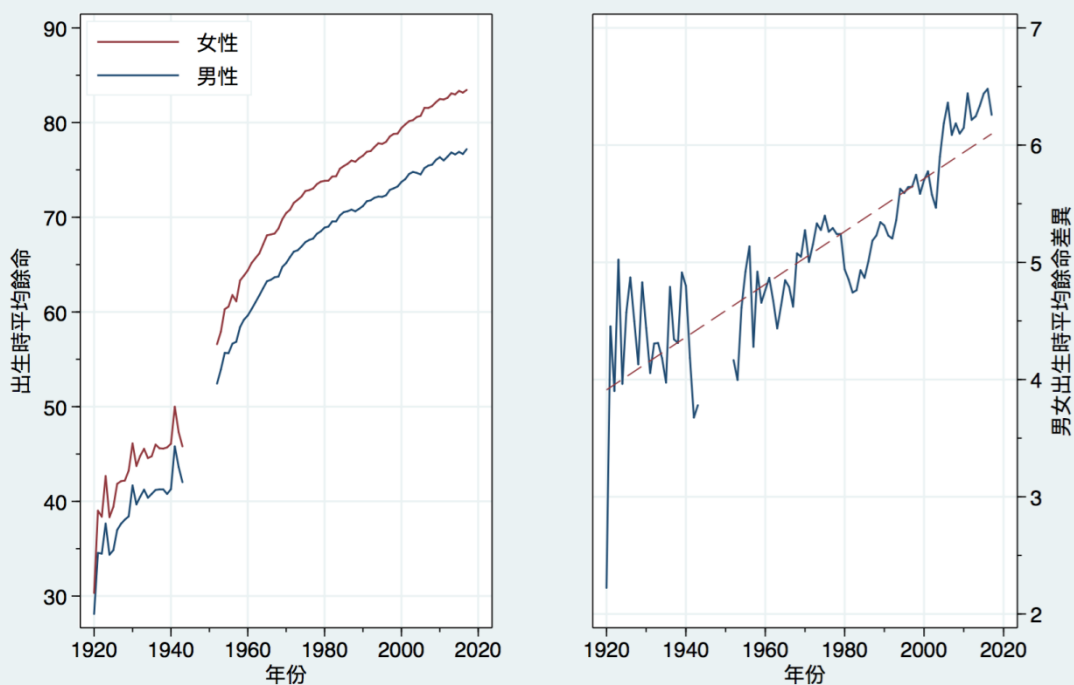
Arriaga 透過直接、間接、互動效果的分解來取得年齡別死亡率差異對平均餘命差異的總效果，因此，與上式相同的年齡別貢獻度並不相同。由於 Arriaga 處理的是特定年齡組之間死亡率變動或差異，對於平均餘命造成的效果，事實上是依據既已達成的年齡別平均餘命水準，並且具有方向性的影響該年齡之後的壽命水準，因此與純粹分解區間餘命差異對平均餘命差異的效果有實質意義的差異。Arriaga 的方法還可以區分直接和間接等限定特定年齡組內死亡率變動的專屬效果，有關針對區間餘命的分解，可見 Arriaga（1984: 89-90）。

參、研究發現

一、出生時平均餘命變化

1920 年至 1940 年之間，男性出生時平均餘命由 28.10 歲快速增加至 41.28 歲，女性則由 30.32 歲增加至 46.08 歲，兩性出生時平均餘命分別在 1920 至 1940 年的 20 年間增加了 13.18 歲及 15.76 歲。其後，1940-1960 年之間兩性出生時平均餘命仍然維持大幅成長，兩性分別增加了 18.34 歲及 18.30 歲，1960-1980 年之間則增加 9.28 歲及 9.46 歲。1980-2000 年間及 2000-2017 年間，兩性出生時平均餘命已不再有先前大幅增長，其中 2000-2017 年間，男性平均餘命由 73.73 歲增加至 77.19 歲，增加 3.46 歲，女性平均餘命由 79.43 歲增加至 83.45 歲，增加 4.02 歲。

圖一、台灣出生時平均餘命與男女差異: 1920-2017

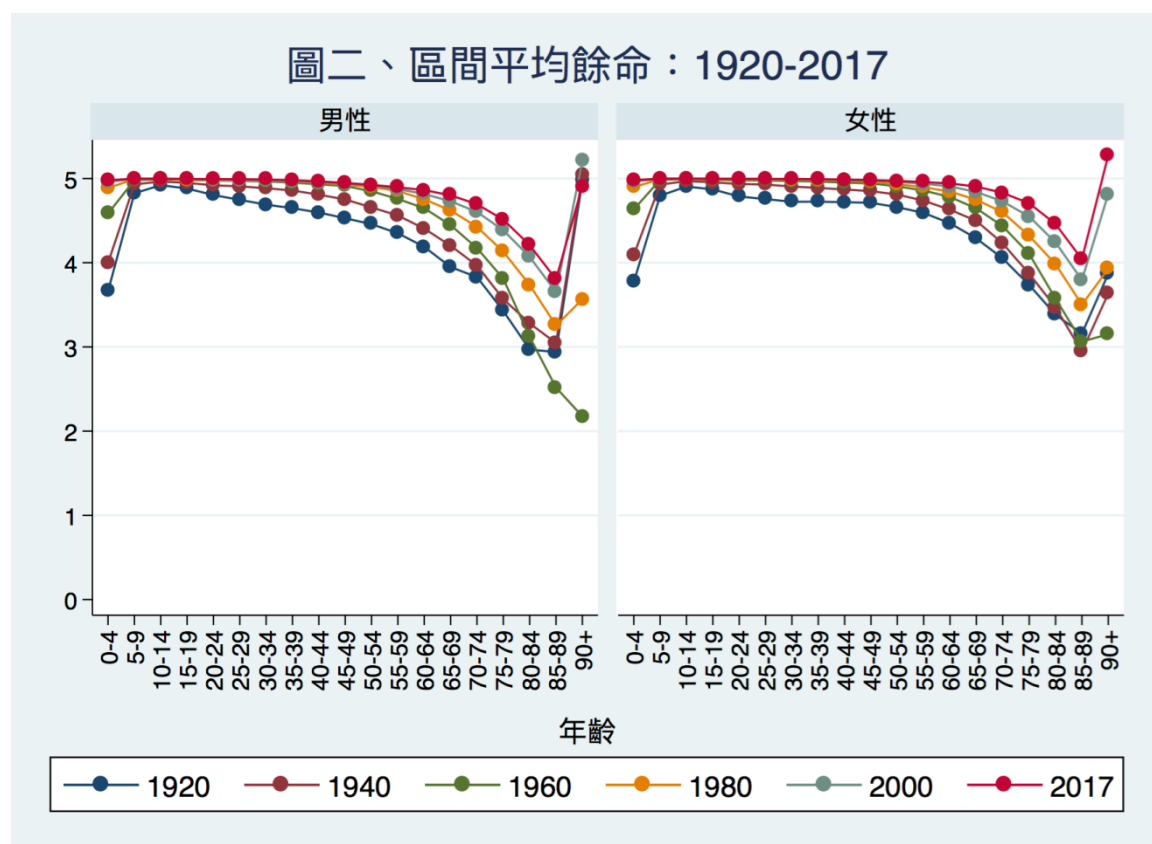


在男女差異部分，1920 年兩性出生時平均餘命差異為 2.22 歲，1940 年為 4.80 歲，這個期間兩性平均餘命的差異波動，也反應了此期間男女出生平均餘命水準原本的波動情形。由於 1944 至 1951 年因為戰亂缺少資料，我們以 1940 與 1960 年進行比較，發現 1940 年兩性出生時平均餘命差異為 4.80 歲與 1960 年為 4.76 歲，兩性出生時平均餘命差異大致相同，但圖一顯示此期間男女出生時平均餘命仍有大幅波動，到了 1980 年，兩性餘命差異已將近 5 歲，1980 年後雖然一度下

降，但 2000 年左右已將近 6 歲，自 2005 年起兩性出生時平均餘命差異達到 6.1 至 6.5 歲。

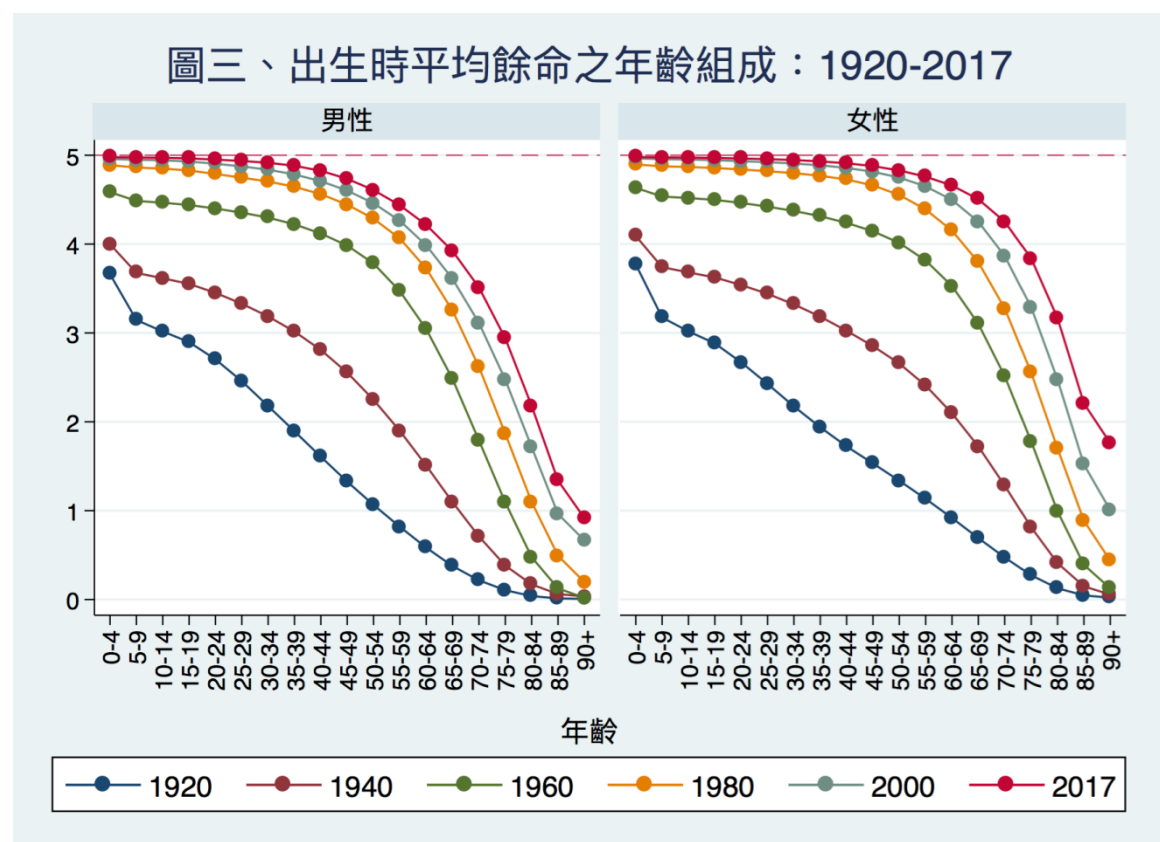
二、區間餘命與出生時平均餘命

圖二比較歷年五歲年齡組所構成的區間平均餘命，可發現男女均有擴展。由於圖二的區間餘命以五歲為上限，並以 90 歲（含）以上為最高年齡組，1920 年至 2017 年的五歲年齡組區間餘命，持續由左下往右上發展。0-4 歲年齡組區間餘命從 1920 及 1940 年在四歲左右，到了 2017 年已逼近上限五歲了。各年齡組區間餘命均有成長，在 1960 年以後，男性 50 歲以下的各組區間餘命均已接近五歲，同樣的現象可在女性當中見到，但女性高齡組區間餘命發展更為穩健，2017 年女性 60 歲以下的各組區間餘命均已逼近五歲。圖二顯示，女性區間平均餘命擴展的幅度大於男性，女性區間平均餘命逐漸成長至各區間所在的極限，在低年齡組尤其如此，在高年齡組的成長幅度也大於男性，使得女性各組區間餘命連成的曲線與圖示右上角之間所夾出面積明顯小於男性。



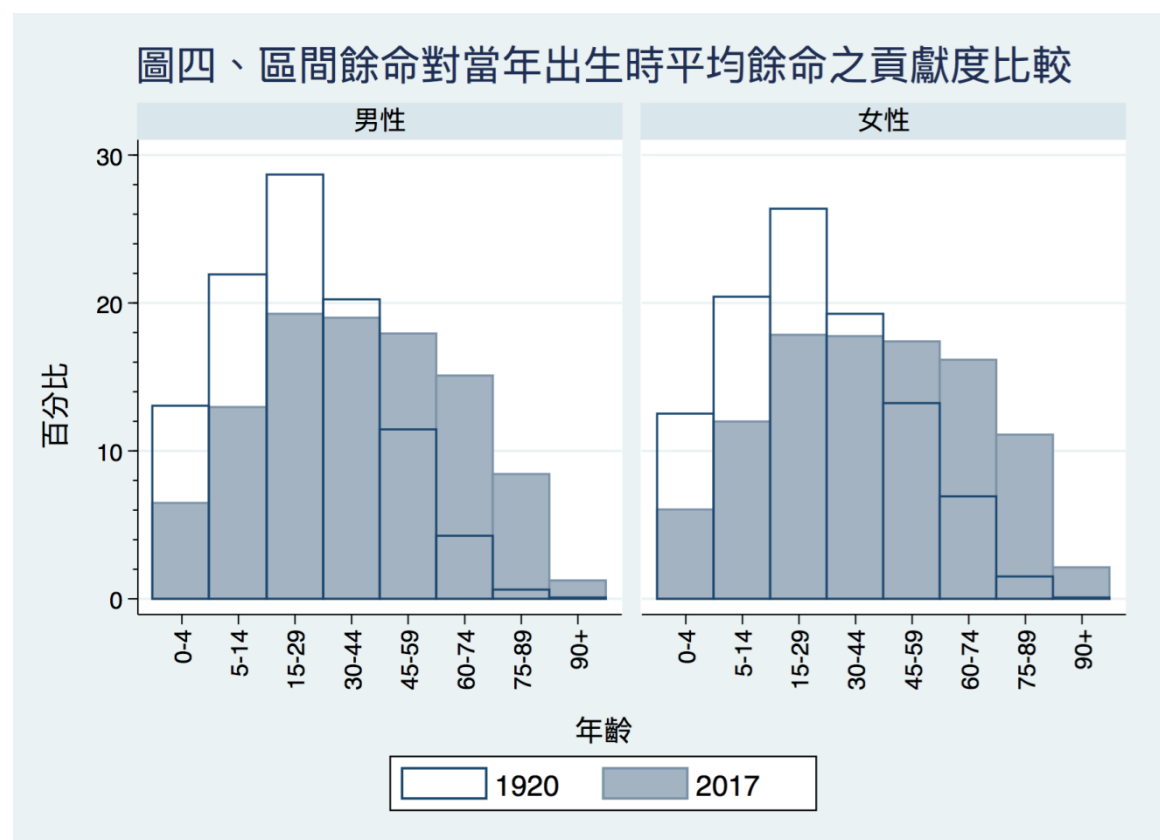
由於區間餘命僅表示個人存活在特定年齡區間當中平均存活的年數，個人出生時平均餘命可視為各組區間餘命的加權平均數，權數是存活至該組區間餘命開始年齡的機率，也就是存活率。出生時平均餘命即是區間餘命與存活率的乘積和，個別區間餘命與存活率的乘積，即可表示出生時平均餘命在此年齡區間的年齡組成（Tu，1995；）或區間餘命對當年出生時平均餘命的貢獻（陳寬政等，1999；董宜禎等 2015）。

圖三顯示各 1920 至 2017 年各年齡組區間餘命與存活率的乘積，即是以圖二各組區間餘命乘上各自存活率的結果，考慮存活率後各年齡組區間餘命的作用出現了變化。大略而言，圖三當中男女出生時平均餘命年齡組所構成的曲線，均比圖二往左下角移動，顯示未考慮各年齡別存活率的作用之前，區間餘命並無法反應在年齡開端之前的存活或死亡風險，例如，考慮存活率後，90 或 90 歲以上區間餘命高於前一組區間餘命的現象已不復見。區間餘命本身並不足以反應其對於出生時平均餘命的作用，仍需考量存活率，才能充份顯示區間餘命對出生時平均餘命的貢獻。或許可以說，兩性在區間平均餘命的延長，加上存活率的作用，才能將區間餘命的作用拓展到出生時平均餘命的整體上升。



就圖三而言，即使 1920 至 2017 年之間，出生時平均餘命的年齡組成或稱區間餘命對出生時平均餘命的貢獻，仍然由左下往右上成長，出生時平均餘命年齡組成與圖示右上角構成的三角面積，表示男女出生時平均餘命仍有相當大的成長空間。

圖四比較 1920 與 2017 年男女區間餘命對出生時平均餘命的貢獻度，也就是各年齡組區間餘命與存活率的乘積和，佔當年出生時平均餘命的百分比（詳細資料可見附表一）。空心長條表示 1920 年各年齡組區間餘命的貢獻度，實心長條則表 2017 年的貢獻度。為簡化說明，我們保留 0-4 歲及 5-14 歲，其餘年齡組均以 15 歲作為區間。結果顯示，1920 年男女各年齡組區間餘命的貢獻度均有右偏現象，男性區間餘命貢獻度來自於 0-14 歲部分共佔 34.96%，自於 15-29 歲則達 28.67%，女性 0-14 及 15-29 歲區間餘命貢獻則分別為 32.86% 及 26.31%。而 2017 年時，先前右偏的區間餘命貢獻度則大幅的向右移動，反而成為較為對稱的分配。比較 1920 年與 2017 年區間餘命貢獻度，可發現區間餘命的作用已由集中於幼年與青壯年時期而均勻的移轉到高齡階段，女性在 75 歲以上區間餘命的貢獻度比男性更高。



出生時平均餘命的年齡組成或區間餘命對出生時平均餘命的貢獻，或許可稱為分解平均餘命的靜態指標。由於它並不涉及存活率或死亡率的變動，反應的是當下的存活狀態加上區間餘命對平均餘命的影響。由於此概念不涉及存活狀態的變動，著眼的不是存活狀態變動如何造成出生時平均餘命的後續變動，而是當下出生時平均餘命的分解。

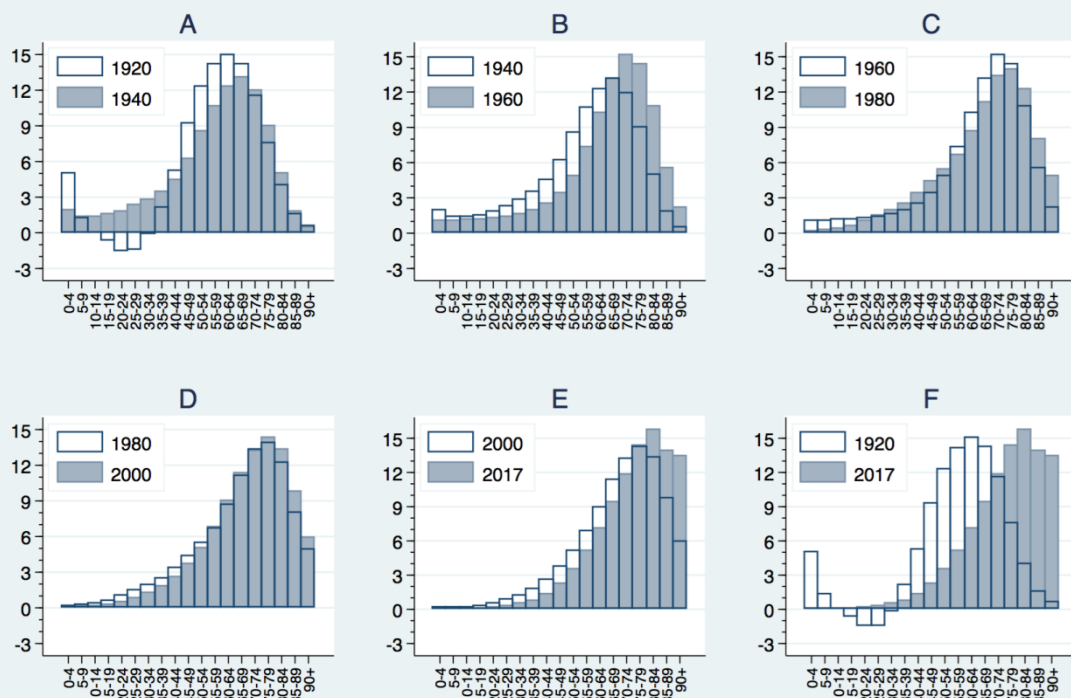
三、兩性平均餘命差異

延申區間餘命貢獻出生時平均餘命之分析，我們進一步探討男女區間餘命差異對當年出生時平均餘命性別差異所造成的效果。圖五列出 1920 至 2017 年間兩性區間餘命差異對出生時平均餘命差異的貢獻度，單位為百分比，並以 20 年為間隔進行比較。圖五 A 顯示 1920 及 1940 年兩性區間餘命差異對平均餘命性別差異的貢獻度，空心長條表示 1920 年資料，實心長條表示 1940 年資料。1920 年男女在 15 至 34 歲之間的區間餘命是男性高於女性（圖四分組略有不同），表示當年男性青壯年的死亡率低於同年齡的女性，其他各年齡組均是女性區間餘命高於男性，尤其區間餘命的性別差異多來自於中壯年時期；而 1940 年則不再有男性青壯時期較高的區間餘命，各年齡組區間餘命均是女性高於男性。

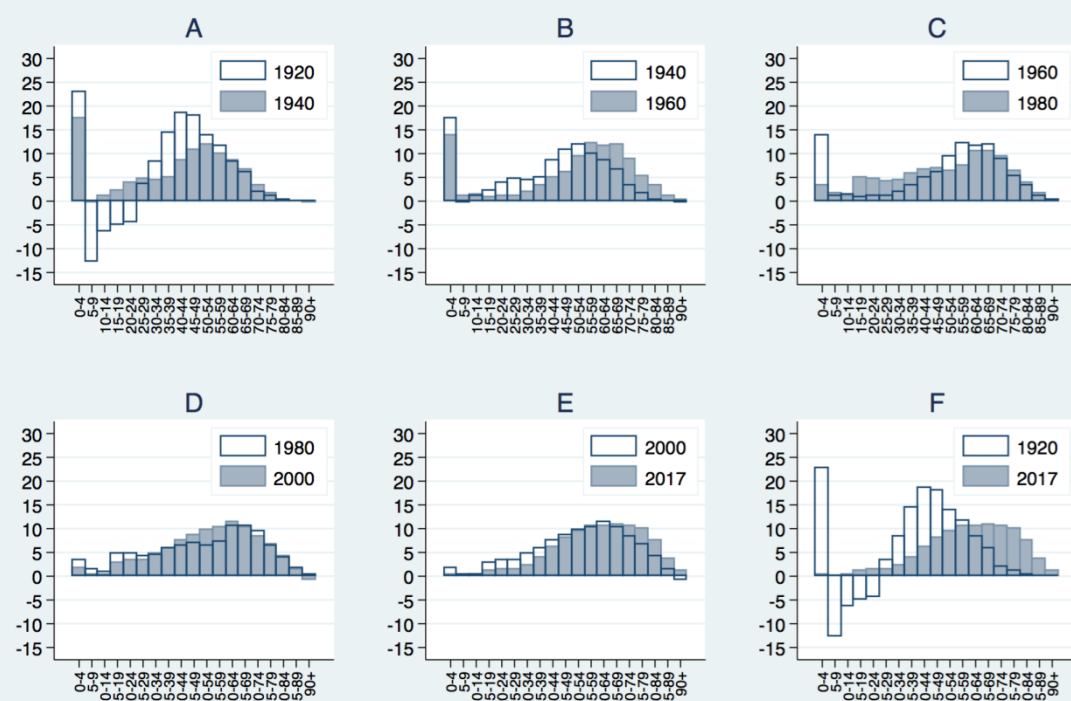
圖五 B 至圖五 E，兩兩比較了 1940、1960、1980、2000 及 2017 年出生時平均餘命的性別差異，除了平均餘命的性別差異逐漸擴大外（見圖一），圖五各圖中可明顯見到幼年與青壯時期兩性區間餘命落差對平均餘命差異的影響愈來愈小，但中壯年及老年時期兩性區間餘命或死亡率落差的作用則愈來愈明顯，1980 及 2000 年均以 75-79 年齡組區間餘命差異的貢獻度最高，2017 年則轉以 80-84 歲年齡的區間餘命貢獻度最高，達 15.76%，且 85 歲以上的貢獻度合計為 27.35%，高達 85.72% 的平均餘命性別差異是由 60 歲以上的區間餘命差異所造成，高齡死亡率的性別差異是目前出生時平均餘命性別差異的主要原因之一。

本研究討論的區間餘命貢獻度，僅能透過比較區間餘命及存活率而計算對於平均餘命的影響，除了未涉及任何死亡率的變動，也無法反應個別年齡組區間餘命差異對於後續區間餘命的影響。根據 Arriaga（1984），我們比較男女區間餘命差異，並且分解對於平均餘命差異所產生的總效果。圖六 A 顯示 1920 年 0-4 歲女性區間餘命或死亡率具有絕對優勢，高達 22.85% 的兩性平均餘命差異來自於 0-4 歲女性優於男性的存活機率，對於後續各年齡組產生累積而長遠的作用，但當年卻有合計 28.57% 的兩性出生時平均餘命差異，來自於 5-24 歲男性的生存優勢的作用，1920 年對比如此強烈的兩性生存優勢，可能是兩性平均餘命差異僅差 2.22 歲的原因。

圖五、兩性區間餘命差異對出生時平均餘命差異之貢獻度比較



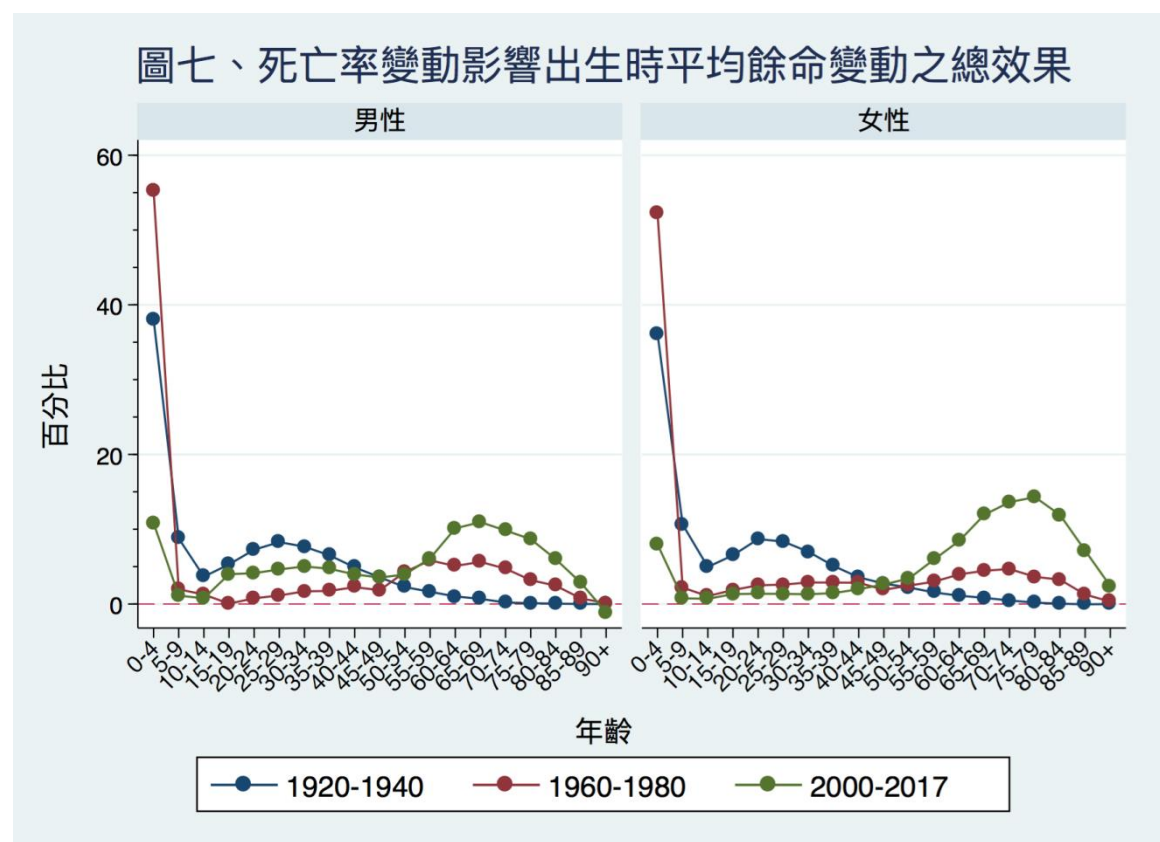
圖六、兩性死亡率差異佔出生時平均餘命差異之總效果百分比



四、分解出生時平均餘命與區間平均餘命

出生時平均餘命趨緩成長，可從各期間平均餘命增加的幅度來看(見圖一)，除了各期間平均餘命的比較之外，我們也可以從不同年齡組死亡率下跌的結果，折解平均餘命的變動。圖七顯示，男性 1920 至 1940 年間增加平均餘命 13.18 歲，其中 0-4 歲死亡率的下降，使得男性平均餘命增加 5.03 歲，佔總增加年數的 38.10%，而 5-29 歲之間，以 5 歲為組距的年齡別死亡率下跌，則造成了平均餘命增加 0.48 年（10-14 歲）至 1.16 歲（5-9 歲），合計佔總增加年數的 24.99%。除了幼年時期死亡率下跌對延長平均餘命的貢獻外，從圖七還可以見到，1920-1940 年之間男性年齡別死亡率下跌影響出生時平均餘命變動第二個峰點在 25-29 歲時，這個年齡組貢獻了 1.09 歲的平均餘命，佔總增加年數的 8.28%，其後各年齡組的貢獻持續下降，30-59 歲的青壯年齡組貢獻有限，60 歲以上死亡率下跌，僅佔 2.09%，尤其 80 歲以上死亡率變動的效果，還不達 0.1%。

圖七同時也呈現 1920-1940 年女性死亡率下跌的影響，與前述男性的狀態並無不同。這些現象反應了，1920-1940 年期間，台灣男性平均餘命成長的動力主要來自幼年時期死亡率的下跌，60 歲以上或甚至 80 歲以上的死亡率變化並未對平均餘命成長有實質作用，也反應了當時壽命水準尚低，出生平均餘命尚未達 50 歲之情況。



在 1960 至 1980 年間，幼年時期死亡率下跌的作用仍然十分顯著，但少年和青壯時期死亡率下跌的作用降至低點，取而代之的是 50 歲以上年齡別死亡率的

變動，開始對平均餘命成長發生作用（見圖七）。男性 50-79 歲間死亡率下跌的作用，佔 1960 至 1980 年平均餘命成長的 28.77%，女性 50-79 歲間死亡率下跌則佔 22.17%。男女 80 歲以上死亡率變動對平均餘命的作用仍低。

而在 2000-2017 年之間，男性出生時平均餘命僅增加 3.46 歲，女性則增加 4.02 歲，由於死亡率下跌的作用已完全由幼年與青壯年時期移轉到老年時期，即便實際貢獻的年數有限，就比例而言，60 歲以上年齡組死亡率下跌的作用，已成為這個時期平均餘命成長動力的主要來源，其中男性 60 歲以上死亡率下跌貢獻了平均餘命成長達 47.27%，這個百分比在女性更高達 69.73%（見圖七）。在平均餘命趨緩成長之際，已無明顯低齡組死亡率下降而推升平均餘命的效果，60 歲以上死亡率下降對平均餘命成長已有實質作用。

死亡率在高齡端可能因存活人口稀少與資料登記錯誤等因素而產生誤差，即使 1980 年之後，90 歲以上死亡率變動開始對平均餘命成長發生作用，但效果仍低。此外，在幼年及青壯年時間的死亡率下跌對於平均餘命成長的深遠的影響，因為這期間的死亡率一旦下降，將使大量人口得以存活至中年，甚至晚年，因而對於平均餘命成長有非常大的貢獻度。而在死亡率轉型後期，這些死亡率下跌的大幅度貢獻已不復見，取而代之的是的高齡時期死亡率下跌所造成的小幅度貢獻。

為了進一步比較 1920-2017 年之間平均餘命成長的實質作用來源，避免高齡資料誤差，並便於比較 1920 年至 2017 年間差異甚大的死亡率下跌作用，以下我們採用 Arriaga 的方法計算 30 歲至 90 歲之間的區間餘命，並以同樣以 5 歲年齡組，分解年齡別死亡率變動對於 30 歲至 90 歲區間餘命的直接、間接與交互效果。

表一顯示，對 1920 年的男性而言，30 至 90 歲區間餘命為 22.01 歲，1940 年時此區間餘命增加至 30.10 歲，20 年間共增加 8.09 歲。區間餘命的成長，來自於不同年齡別死亡率下跌的總效果。表一計算了各年齡組的合計總效果，並折解為直接、間接及交互效果，不同年齡組死亡率下跌的直接、間接及交互效果則以圖八表示。

衡量平均餘命成長，自然必須考量當時已達成的平均餘命水準，水準愈高，再度成長的幅度也愈小。同樣的現象也可以在區間餘命當中見到。根據 Arriaga 的概念，30 至 90 歲區間餘命表示的是人口在這 60 歲區間當中所能存活의 平均壽命，而兩個時間點區間餘命的變動，則表示兩個時間點死亡率變動所造成的作用。以下表一中，男性 30 至 90 歲區間餘命的成長，自 1920-1940 年的 8.09 歲，一路縮減至 2000-2017 年的 2.41 歲，但同時此區間餘命也從 1920 年的 22.01 歲，增加至 2017 年的 47.19 歲。在日趨縮小的區間餘命當中，直接效果與間接效果仍然維持一定作用，即死亡率下跌對該年齡組區間餘命增長的直接效果，以及因為死亡率下跌而新增的存活人口而提高下一個年齡組區間餘命的間接效果；相對的，交互效果表示的是當前年齡組死亡率下跌而新增的存活人口享有下一個年齡組死亡率同樣下跌，而進一步提高區間餘命的作用。交互效果除了絕對量下降外，佔總效果的比例也在下降，例如 2000-2017 年之間，交互效果有 0.14 歲，僅佔總效果 6.0%，表後除了先前年齡組死亡率下跌之外，後續年齡組死亡率下跌幅度相當有限。這部分的作用可由圖八顯示。

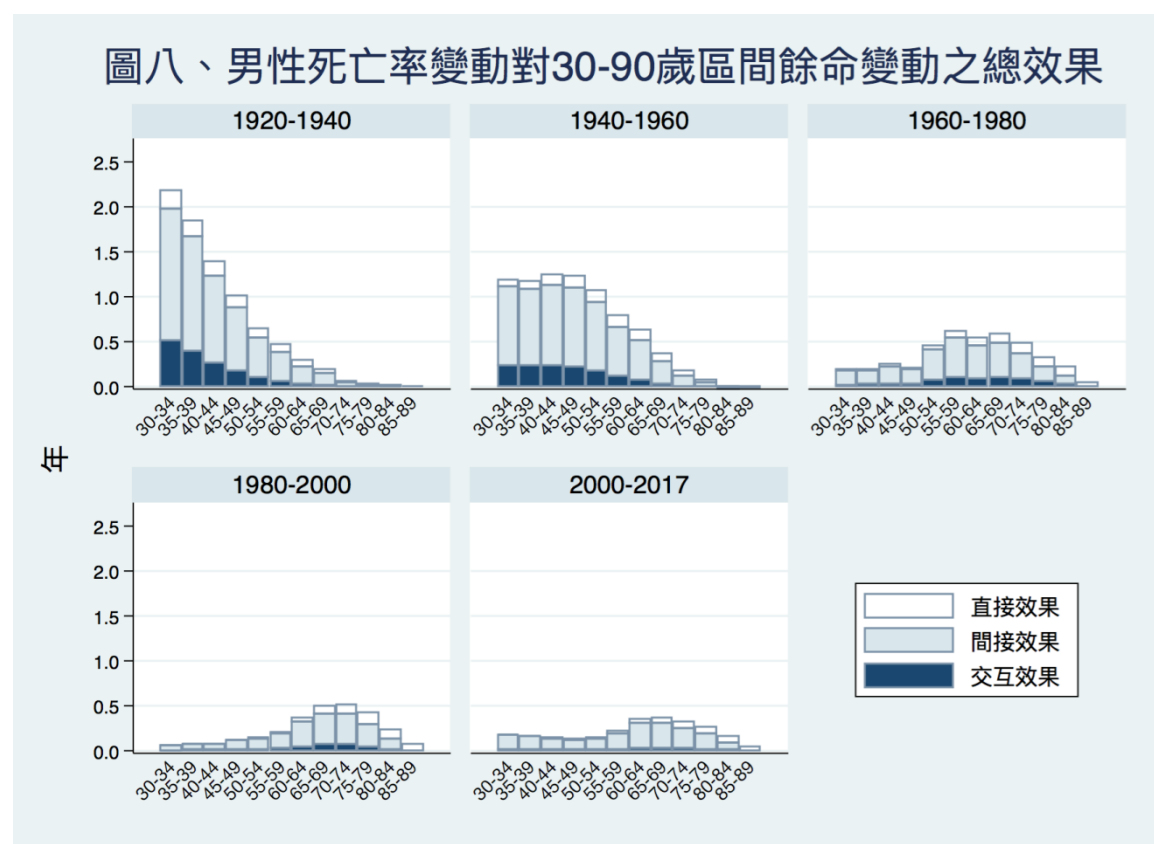
圖八顯示，在 1920-1960 年期間，50 或 60 歲之前的死亡率下跌造成了明顯的直接與間接效果，尤其間接效果的作用更為顯著，在 30 至 60 歲間死亡率下跌的帶動下，發生在後續年齡組的交互效果也同樣明顯。但 1960 年起 30 至 60 歲的死亡率下跌幅度降至低點，不再有明顯的直接與間接效果，也因而缺少交互效果，取而代之的是 60 歲至 90 歲之間緩慢增加的直接與間接效果，需注意的是，80 至 90 歲之間의 直接與間接效果仍然相對偏低，提高區間餘命的作用仍相當有限。表二及圖九顯示的是女性 30 至 90 歲區間餘命的分解結果，從中可見到其變動模式與男性大致相同。1960 年起交互效果已相當低，2000-2017 年交互效果僅佔總效果 7.5%，在圖九幾乎無法見到。

表一、男性 30 至 90 歲區間餘命變動之分解

	1920 [*]	1940	1960	1980	2000
${}_{90}e_{30}^t$	22.01	30.10	37.98	42.04	44.78
${}_{90}e_{30}^{t+20}$	30.10	37.98	42.04	44.78	47.19
${}_{90}e_{30}^{t+20} - {}_{90}e_{30}^t$	8.0909	7.8789	4.0639	2.7369	2.4127
直接效果 ^{**}	1.0201	0.9704	0.7580	0.5881	0.4051
間接效果 ^{**}	5.5254	5.6242	2.7002	1.8518	1.8637
交互效果 ^{**}	1.5454	1.2843	0.6057	0.2969	0.1439

^{*} 此處表示 1920-1940 年之間 30-90 歲區間餘命的變動，即 $t = 1920$ ，表內除 2000 年與 2017 年比較之外，其餘各區間餘命均以 20 年間隔來比較其變動。

^{**} 直接效果、間接效果與交互效果為各年齡組的直接、間接與交互效果的各自加總。

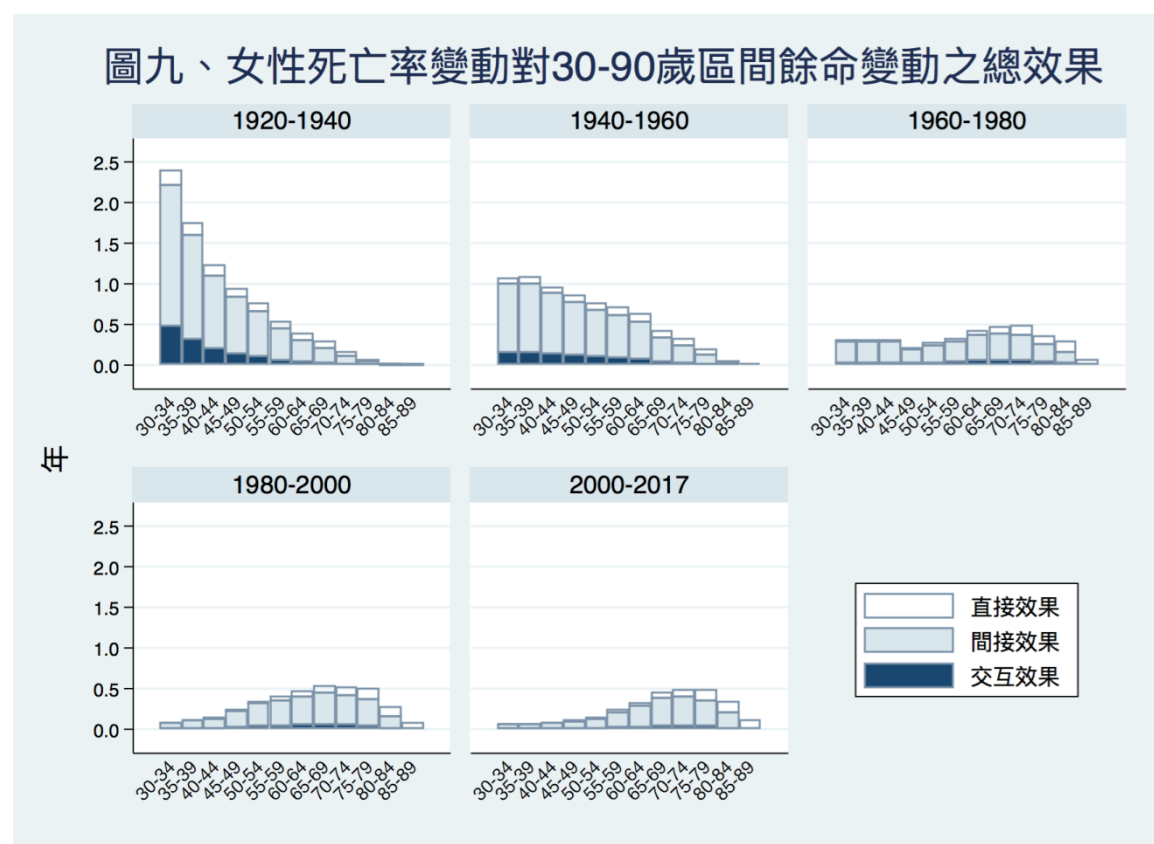


表二、女性 30 至 90 歲區間餘命變動之分解

	1920 [*]	1940	1960	1980	2000
${}_{90}e_{30}^t$	26.87	35.31	42.28	46.00	49.60
${}_{90}e_{30}^{t+20}$	35.31	42.28	46.00	49.60	52.38
${}_{90}e_{30}^{t+20} - {}_{90}e_{30}^t$	8.4379	6.9676	3.7226	3.5994	2.7833
直接效果 ^{**}	0.9273	0.8387	0.6723	0.6568	0.5690
間接效果 ^{**}	6.1658	5.2310	2.6648	2.5969	2.0056
交互效果 ^{**}	1.3448	0.8979	0.3855	0.3457	0.2086

^{*} 此處表示 1920-1940 年之間 30-90 歲區間餘命的變動，即 $t = 1920$ ，表內除 2000 年與 2017 年比較之外，其餘各區間餘命均以 20 年間隔來比較其變動。

^{**} 直接效果、間接效果與交互效果為各年齡組的直接、間接與交互效果的各自加總。



肆、結果與討論

本研究建立 1920 至 2017 年之間的單齡生命表，並使用兩種方式分解出生時平均餘命。首先，我們計算男女區間平均餘命（temporary life expectancy）對該年出生時平均餘命的貢獻度，並分解兩性區間平均餘命差異對該年兩性出生時平均餘命差異的作用；其次，我們使用 Arriaga (1984) 的方法，分解死亡率變動對於出生時平均餘命的直接、間接與互動效果。研究發現，1920 至 2017 年間，男女各區間平均餘命對當年零歲時平均餘命之貢獻，由幼年及青壯年逐漸轉移到中壯年及晚年階段，但女性區間平均餘命擴展速度高於男性，兩性平均餘命差距曾略有停滯，但其後繼續擴大，死亡率變動效果亦呼應區間平均餘命擴增的作用。本研究發現，單以區間平均餘命分解平均餘命僅能呈現死亡率變動或差異的靜態效果，但透過死亡率下降的直接和間接效果，則可見到平均餘命成長趨緩，除了死亡率下跌轉移至高齡階段外，缺少交互作用的動態效果亦是重要因素。

參考文獻

- 王德睦、李大正（2009）。〈台灣存活曲線矩型化與壽命延長〉。《人口學刊》，38, 1-31。
- 郭貞蘭（2006）。年齡別死亡率對兩性平均餘命成長與差異之影響分析：1950-2004。國立政治大學社會學研究所碩士論文，台北。
- 陳寬政、董宜禎（2014）。〈高齡死亡率之趨平發展〉。《健康與社會》，1(1), 23-45。
- 陳寬政、劉正、涂肇慶（1999）。〈出生時平均餘命的長期趨勢分析：台灣與日本〉。《台灣社會學研究》，3。
- 楊靜利、李大正（2008）。〈台灣人口資料之編製與調整：1905-1943 與 1951-1997〉。《調查研究-方法與應用》，23，119-154。
- 董宜禎、陳寬政、王德睦、吳郁婷（2015）。〈台灣人口平均餘命的趨緩成長〉。《人口學刊》，50, 29-60。
- 劉士嘉、林正祥（2017）。〈人類壽命上限值探討—以臺灣為例〉。《人口學刊》，55，133-163。
- Andreev, E., Shkolnikov, V., & Begun, A. Z. (2002). Algorithm for decomposition of differences between aggregate demographic measures and its application to life expectancies, healthy life expectancies, parity-progression ratios and total fertility rates. *Demographic Research*, 7, 499-522. doi: 10.4054/DemRes.2002.7.14
- Barbi, E., Lagona, F., Marsili, M., Vaupel, J. W., & Wachter, K. W. (2018). The plateau of human mortality: Demography of longevity pioneers. *Science*, 360(6396), 1459-1461. doi: 10.1126/science.aat3119
- Bergeron-Boucher, M.-P., Ebeling, M., & Canudas-Romo, V. (2015). Decomposing changes in life expectancy: Compression versus shifting mortality. *Demographic Research*, 33, 391-424. doi: 10.4054/DemRes.2015.33.14
- Canudas-Romo, V. (2008). The modal age at death and the shifting mortality hypothesis. *Demographic Research*, 19, 1179-1204. doi: 10.4054/DemRes.2008.19.30
- Canudas-Romo, V. (2010). Three measures of longevity: Time trends and record values. *Demography*, 47(2), 299-312.
- Robine, J.-M. (2011). Age Patterns in Adult Mortality. In R. G. Rogers & E. Crimmins (Eds.), *International Handbook of Adult Mortality*: Springer.
- Thatcher, A. R. (1999). The Long-Term Pattern of Adult Mortality and the Highest Attained Age. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 162(1), 5-43.
- Tu, E. J.-C. (1985). On long-term mortality trends in Taiwan, 1906-1980. *Chinese*

- Journal of Sociology*, 9, 145-164.
- Vaupel, J. W. (1986). How Change in Age-Specific Mortality Affects Life Expectancy.
Population Studies, 40(1), 147-157.
- Vaupel, J. W., & Canudas-Romo, V. (2003). Decomposing Change in Life Expectancy:
A Bouquet of Formulas in Honor of Nathan Keyfitz's 90th Birthday.
Demography, 40(2), 201-216.
- Wilmoth, J. R. (1998). The future of human longevity: a demographer's perspective.
Science, 280(5362), 395-397.