

臺灣的死亡率步調效果： 步調調整後的平均餘命

董宜禎* 王德睦**

* 國立中正大學社會福利研究所博士候選人，E-mail: doreimi1218@yahoo.com.tw

** 國立中正大學社會福利研究所教授

收稿日期：2010.06.24；接受刊登：2011.06.27

中文摘要

「步調效果」(tempo effect)的研究首度出現在生育率上,之後逐漸擴展至其他時期率的討論,尤其是初婚率與死亡率。所謂的「步調效果」是指慣用的「時期」測量,其多種率與平均餘命會受到「步調」影響,產生偏誤的情形(Bongaarts and Feeney 2006)。有鑑於此,去除年齡改變所造成的扭曲,估計「實際」的趨勢變化已成為長久以來學界努力的目標。一般均接受生育步調改變會對時期別生育率產生影響,但對於死亡率的步調效果則有較大爭議。另一方面,臺灣目前僅有生育率與初婚率步調效果的研究,對於死亡率步調的討論與經驗研究尚付之闕如。因此本研究乃針對死亡率步調作系統性的討論,進一步探究臺灣死亡率的步調效果,瞭解死亡率下降的過程中,平均餘命受步調效果的影響與實際變化趨勢。研究結果發現,臺灣成人死亡率的變化同於其他高平均餘命國家,更接近邏輯斯模型(logistic model)而非 Gompertz 模型。此外,在當時條件(current conditions)的觀點下,調整過後的平均餘命與生育率一樣,為去除步調效果後的時期率測量。當去除死亡的步調效果後,慣用的平均餘命有高估的現象,且女性大於男性,平均的步調效果各為 2.3 與 2.1,女性的步調效果高於瑞典、美國、德國、丹麥、英格蘭與威爾斯,原因可能是臺灣死亡率下降的速度較快,造成步調效果偏高的情形。再者,兩性在調整過後平均餘命之差異上,一路呈現平滑的上升趨勢,但在時期別指標之差異上卻受到步調效果影響,分成兩階段的變化,期間上下波動,這也顯示使用調整過後的平均餘命比未調整的平均餘命可能更可以反映當時的死亡率條件。

關鍵字：步調效果、平均餘命、時期率、邏輯斯模型、Gompertz 死亡率改變模型

壹、前言

「我們會活多久？」是長久以來備受關注的議題，零歲時平均餘命（life expectancy at birth）即是此測量的重要指標之一。事實上，若要準確了解某一年輪（cohort）的零歲時平均餘命，最直接的方法就是追蹤該年輪自事件可能發生開始，至事件發生的機率為零的實際經驗（Ryder 1964），也就是等待這一群人均已死亡後再計算，這是對實際一群人平均壽命最直接精確的測量。不過以年輪為基礎的測量，所需要的資料期間長達數十年乃至百年以上，難以滿足當前所需，且平均餘命計算的目的之一是反映該社會的健康狀態，以年輪為基礎則時間跨越太久，不能達到此目的。

為了解決這個問題，人口學者乃以時期（period）為基礎來測量，假設有一個假設性年輪（synthetic cohort）的人口，以某一時點的年齡別死亡率（age-specific mortality rate）經歷整個生命週期，則其平均死亡年齡為何？此一時期別測量已成為各界較為通用的指標（Guillot 2011）。然而，Bongaarts and Feeney（1998a, 1998b, 2002, 2003）指出時期別測量的率或平均餘命會受到「步調」的影響，而產生扭曲（distortion），文獻上稱之為「步調效果」（tempo effect），造成估計結果的偏誤。所謂的步調是事件發生的平均年齡，由於事件發生平均年齡的改變，且死亡率條件（mortality conditions）無法維持在某一時點不變，影響生命率與平均餘命的數值，導致慣用的平均餘命高估或低估，稱為「步調效果」。

對於「步調效果」的關注，首先出現在總生育率的研究，Ryder（1956, 1964, 1983）注意到平均生育年齡（步調）延後，造成時期別總生育率估計生育水準（量）上的誤差，並提出校正方法，企圖調整總生育率使其接近完成生育率。之後 Bongaarts（1999）指出 Ryder 的校正方法僅考慮平均生育年齡（步調）對於生育量的影響，事實上生

育量的多寡也會影響生育步調。在生育率下降的過程中，首先是高胎次的生育率下降，高胎次通常也是高年齡，高胎次的生育率下降，就會讓平均生育年齡下降，使真實的生育「量」與「步調」混雜，而無法清楚分離。Bongaarts and Feeney (1998a) 乃提出分胎次計算總生育率，避免高胎次減少的影響，其校正式提出後，激起廣泛的討論與運用 (Bongaarts 1999, 2002; Lesthaeghe and Willems 1999)，後來有些學者加以修正 (Zeng and Land 2002; Kohler and Philipov 2001)，有些則提出其他校正方式 (Schoen 2004)，但這些修正只是去除步調效果的方式不同而已，一般均接受生育步調改變會對時期別生育率產生影響 (Horiuchi 2005)。

步調效果除了存於總生育率外，其他的時期率 (period rate) 也會受影響，其中逐漸增加的討論包括初婚率 (first marriage rate) 與死亡率。在初婚率方面，除使用 Bongaarts-Feeney 對總生育率的校正方式外，也使用 Kohler-Philipov 的修正方法，來校正總初婚率 (total first marriage rate) (Winkler-Dworak and Engelhardt 2004)，以及以 Schoen 的方法去除初婚率的步調效果 (Schoen and Canudas-Romo 2005)。在死亡率方面，Bongaarts and Feeney (2002, 2003) 延續生育率步調效果的概念，提出時期別平均餘命也存在步調效果，在平均餘命上升的過程中，使慣用的時期別平均餘命有高估的情形。然而，此一論點激起很大的討論，後續有些人口學者論證死亡率步調效果的存在 (Bongaarts and Feeney 2008a, 2008b, 2008c, 2008d; Feeney 2003; Horiuchi 2005; Luy 2006, 2008; Vaupel 2002, 2008b)；有些則對校正方法提出質疑 (Wilmoth 2005; Guillot 2006)；也有學者否定死亡率步調的存在，認為死亡率的量為 1，平均餘命本身即為步調測量，因此無法再校正步調效果 (Guillot 2003; Wilmoth 2005; Rodriguez 2008)，甚至認為時期別平均餘命與 Bongaarts and Feeney 校正式 (以下簡稱 BF 校正式) 所代表的對象不同 (Goldstein 2008; Rodriguez 2008)。

雖然陸續有學者針對死亡率步調效果提出反駁與解釋，但僅限某

些議題的研究與證明，目前關於死亡率步調效果與校正式等爭議仍缺乏系統性討論；另一方面，去除年齡改變所造成的扭曲，估計「實際」趨勢變化已成為長久以來學界努力的目標。臺灣在步調效果的研究，僅限於生育率與初婚率（劉一龍、王德睦 2005；王德睦、劉一龍 2008；王德睦、張國偉 2010；Tu and Zhang 2004），對於死亡率步調的討論與經驗研究尚付之闕如。有鑑於此，本研究乃深入討論死亡率步調之爭議與回應，釐清慣用的時期別平均餘命是否存在步調效果？若存在，則什麼情況會產生扭曲，導致高估或低估的偏誤？時期別平均餘命與 BF 校正式何者才能代表我們真實的壽命，或者兩者指涉的對象不同？釐清這些問題後，進一步探究死亡率下降過程中，臺灣在這兩者的變化趨勢及代表意涵。

貳、死亡率步調效果與爭議

一、死亡率步調效果

Bongaarts and Feeney (2002) 認為死亡率步調的基本理念與生育率步調相同，但兩者因結構差異而有不同調整方法。總生育率步調以目前生育率水準估計生育數量，作為現在生育水準指標。因此，當平均生育年齡因步調改變，年齡別生育率也會改變。基於同樣的理念，時期別平均餘命以目前死亡率水準估計平均死亡年齡，作為現在死亡水準指標。倘若平均死亡年齡因步調變動，即立刻反映在年齡別死亡率，由此得出的平均餘命易受影響（Luy 2006）。

從死亡的發生率¹（incidence rates）觀之，年齡別死亡發生率是死

1 文獻上較少使用死亡的發生率，因其分母是該年齡（ t 時 a 歲）人口出生時的人口數，也就是 $t-a$ 年前的出生數，要計算一年的死亡發生率，需要長達百年左右的人口資料。除了少數很早就有人口統計資料的國家外，少有國家有足夠的資料以供分析。加總年齡別死亡發生率，稱為總死亡率（total mortality rate），目前也僅有 Sardon (1994) 與 Bongaarts and Feeney (2006) 等少數人使用（Bongaarts and Feeney 2006）。

亡的相對頻率，分母為該出生年輪的總人口，各年齡組加總後的死亡率為 1（所有人均會死亡），為此年輪的實際經驗，平均死亡年齡的計算與解釋都相當明確。但時期別平均餘命的解釋卻受步調效果而出現問題（Bongaarts and Feeney 2002）。死亡在「量」上並無不同人口間的差異，但不代表不存在死亡的步調效果。為了說明死亡率步調效果，Feeney（2003）從風險率²角度切入，以假設性人口加以說明。他將一年分成五等分區間（每等分 0.2 年），假定所有出生均在區間中點，且年輪中所有人均有相同壽命。1925 年以前所有年輪的壽命均為 60 歲，1925 年之後壽命開始延長，壽命延長呈線性，每年增加 0.2 歲，至 1975 年壽命為 70 歲，即停止延長（詳見附錄 1，圖 A）。

假設每一年輪人口量為 2 萬人（圖 A 中的每一點），則 1925 年以前，每年年中有 600 萬人，其中年初時 0 到 58 歲人口各有 10 萬人，年初時 59 歲人口有一半存活到年中，因此有 5 萬人，另 5 萬人是當年年初到年中的出生數。1975 年之後則每年有 700 萬人。圖 A 顯示 1925 年之前與 1975 年之後，每年均有 10 萬人（5 點）死亡；而 1925 年至 1974 年，則有 8 萬人死亡（4 點），其原因為壽命延長，使得原本應於當年（ t 年）死亡的最年輕年輪延至次年（ $t+1$ 年）死亡。

由此例，1925 年至 1975 年壽命由 60 歲增至 70 歲，上升了 17%，粗死亡率由千分之 16.7 降至千分之 14.3，下降了 14%（詳見附錄 1，圖 B）。但粗死亡率的下降卻不是平滑下降，而是壽命開始增長就驟然下降，壽命停止增加又驟然上升。在此過程中，分母（人口量）因壽命延長而增加，但粗死亡率的驟降與驟升卻是分子的效果，死亡人數由 10 萬減為 8 萬，又增加到 10 萬，這是死亡率步調所致。

上述的假想例子，一年中僅 5 個時點出生小孩，顯然不切實際，

2 風險率為 t 時 a 歲發生事件的人數與 t 時 a 歲暴露於此風險（exposed to risk）的人數之比值，常用的年齡別死亡率是代表。年齡別死亡率的分子為 t 時 a 歲的死亡人數，分母為 t 時 a 歲的人口。代表所有 t 時 a 歲的人均有死亡的風險，且發生事件（死亡）後，即不列入分母（Bongaarts and Feeney 2006）。

若增加出生小孩的時點，結論亦不受影響。另一方面，年輪中所有人的壽命均相同也不符事實，各年齡應該均有死亡的可能。Feeney (2003) 進一步說明，壽命延長對年齡別死亡率的影響。如前例，若一年中僅 5 個時點出生小孩，且各年齡的死亡均發生在該年齡的中點，從某年 (t 年) 一開始，在該年死亡的人，死亡的時間線型延後，直至該年結束停止壽命延長，該年延長壽命時間為 0.2 年 (詳見附錄 1，圖 C)。

若以 N_x 代表圖 C 中，三個年度一開始 X 歲的人數， D_x 代表第一及第三年 X 歲的死亡人數，第二年 (t 年) 的死亡數因壽命延長而減少為 $0.8D_x$ 。第一年 X 歲的人年數為 $N_x - 0.5D_x$ ，第二年為 $N_x - 0.4D_x$ ，第三年為 $N_x - 0.3D_x$ ，其中 0.5 為第一年死亡者少存活的年數，若存活年數每年增加 0.2 年，則第三年 (t+1 年) 死亡者存活年數增為 0.7 年 (0.5 + 0.2)，故少存活的年數降至 0.3 年 (1 - 0.7)，第二年為過渡期，死亡者的少存活年數為 0.4 年 ((0.5+0.3) / 2)，此三年 X 歲的年齡別死亡率分別為：

$$\frac{D_x}{N_x - 0.5D_x}, \frac{0.8D_x}{N_x - 0.4D_x}, \frac{D_x}{N_x - 0.3D_x}$$

分母中減去的部分是：在該歲死亡者少存活的人年數，因壽命延長而逐年下降。若以 q_x 代表 X 歲的死亡機率 (D_x / N_x)，則年齡別死亡率轉換為：

$$\frac{1}{\frac{1}{q_x} - 0.5}, \frac{0.8}{\frac{1}{q_x} - 0.4}, \frac{1}{\frac{1}{q_x} - 0.3},$$

成年人的死亡機率很低，其倒數很大，減去 0.5、0.4、或 0.3 差別不大。差異大的在分子，使得 t-1 到 t 年年齡別死亡率下降 20%，t 到 t+1 年年齡別死亡率又上升 25%。也就是，t 年壽命的延長使該年年齡別死亡率大幅下降，而次年 (t+1 年) 壽命停止延長，年齡別死亡率又幾乎回復原先水準。以上假想性的例子，顯示死亡率的步調效果

存在，使年齡別死亡率及其衍生之零歲時平均餘命受到步調的扭曲。Vaupel (2002) 與 Horiuchi (2005) 也以數學式論證死亡率步調效果的存在。不過，後續仍有許多爭議與討論，因此下一節我們將在這個脈絡底下指出主要的批評與回應。

二、死亡率步調之爭議

學界大部分已接受生育率步調效果，但對死亡率步調仍有許多爭議，主要的批評認為死亡率並無量的變化（每個人只會死一次），且平均餘命事實上就是靜態人口（stationary population）的平均死亡年齡，本身即為步調測量，因此無法再調整步調效果（Guillot 2003; Wilmoth 2005; Rodriguez 2006, 2008）。再者，Rodriguez (2008) 反對時期別平均餘命會因步調效果而產生偏誤，認為其與調整過的平均餘命都是真實指標，只是指涉對象不同，前者估計當時死亡率，後者則反映過去死亡率。

死亡率和生育率或初婚率在性質上確有不同，不是所有女性均生育第一胎，不是每一女性均會結婚，不同人口中，在生育與初婚上均存在平均數量的高低差異，然而所有人均會死亡，不同人口中並無存在死亡的平均數量之差異。只是，步調效果不必然牽涉數量，步調會影響時期率，而量只在時期率用來估計數量時，才被步調效果影響；當時期率用來估計其他人口測量時，同樣受到步調效果影響，例如：慣用的平均餘命（Luy 2008）。其次，針對靜態人口的問題，Vaupel (2008b) 以簡單的例子說明即使在靜態人口的情況下，時期別平均餘命仍有步調扭曲的問題產生。

另一方面，為了進一步釐清這些問題，Bongaarts and Feeney (2008a, 2008b) 與 Vaupel (2002) 認為必須先區分平均餘命的測量究竟是在率 (rate) 或者條件 (condition) 的前提下討論。在率³

3 Bongaarts and Feeney (2008b) 認為率的觀點可理解為死亡是隨機 (random) 因素所致，由於外在環境造成立即死亡 (immediate death) 的情況，例如：因為傳染病、意外

(rates) 的觀點下，死亡人數是暴露在這個風險人口數的線型函數，且此函數完全由死亡數相對於風險人口的比率所決定，當期觀察到的死亡率不會遞延到之後更高的年齡組，只是簡單的總體參數 (summary measures)，描述所觀察的事件率。可由幼童死亡率或意外死亡率等突發或偶發性情況理解「率」的觀點，不同於衰老性死亡具有死亡率遞延作用。在此一觀點下，Bongaarts and Feeney (2010) 同意 Guillot (2006)，即使平均死亡年齡改變，也不會有步調扭曲的問題，故不需要校正。

相反地，條件 (conditions) 的觀點乃指，當一個國家的死亡主要是衰老 (senescence) 因素造成，尤其高平均餘命國家的成人死亡率，死亡人口集中在中高年齡組，每個人活完該活的年數後死掉，而當新的條件出現，例如：公共衛生或環境改善、醫療技術進步、洗腎設備發明等條件改變，存活年數隨之增加，但也提高之後較高年齡組的死亡率。此時觀察到的死亡率 (當時率, current rates) 不必然反映當時條件 (current conditions)，也就是 Vaupel (2002) 指的：當時率下的平均餘命不必然等於當時條件下的平均餘命。這也是為什麼 BF 校正式以成人死亡率為依據，因為大部分的衰老從 30 歲以上才開始，僅適用嬰幼兒死亡率很低的國家 (Bongaarts and Feeney 2008d)。所以，在條件的觀點底下，時期別平均餘命受到步調效果而產生扭曲的情形 (Bongaarts and Feeney 2010; Vaupel 2008a, 2008b)。

換個角度切入，Bongaarts and Feeney (2010) 認為步調效果對時期指標是否會產生扭曲，取決於時期指標的三種用途而定：(1) 僅作為簡述時期別的年齡別率，這可從假設性年輪的角度來解釋。(2) 在缺乏計算真實年輪指標時，作為真實年輪指標的替代 (proxy)。(3) 若當時條件維持固定，真實的時期指標。若是 (1) 的情況，

事件或暴力等因素而死亡 (通常發生在兒童或年輕成人)，此時死亡率不會像衰老性死亡將死亡率遞延到更高年齡組，而較像傳染病，爆發就立即死亡，沒有傳染病馬上恢復原本的死亡情況。

Bongaarts and Feeney (2010) 同意 Guillot (2006) 的看法，即使步調效果存在，也不會產生扭曲的偏誤，故不需要校正。此時的時期指標仍具意義，尤其人口成長主要由時期別生育率與死亡率變化所決定，而步調效果導致事件的膨脹或縮減，都會直接影響人口動態 (population dynamics)。

使用 (2) 時，時期率指標受步調效果影響，導致年輪指標的偏誤，必須校正步調效果。但是這種情況很罕見，通常很難以單一時期別指標代表年輪指標 (Bongaarts and Feeney 2010)，只有基於「線性移動」(shifting linear) 假設下，也就是假定不同年輪的存活率年齡分配型態不變，只是繼起的年輪以固定比例往後延，則 BF 校正式的平均餘命 $e_0^*(t)$ 會與 $e_0^*(t)$ 年前出生年輪的平均餘命 $e_0^c(t-e_0^*(t))$ 相同，例如：2000 年校正過後的平均餘命 $e_0^*(t)$ 為 80 歲，等同於 80 年前出生年輪的平均壽命，數學式表為 $e_0^*(2000)=80$ 歲，則 $e_0^*(2000)=e_0^c(1920)$ 。在這個假設下，校正式為過去年輪的死亡率水準 (Goldstein 2008; Rodriguez 2008)。

最後一種情況是假設未來的死亡率條件 (mortality conditions) 維持在當時條件不變 (包括平均死亡年齡)，即 Guillot (2006, 2008) 的「靜態平衡」(stationary-equivalent) 與「當時條件下」(under current conditions)，此亦是 BF「步調校正式」(tempo adjusted) 所設定的條件。若觀察到的年齡別死亡率完全能夠代表當時條件，即 Vaupel (2008a) 所謂的「當時事件率完全等於當時條件」，則 (1) 與 (3) 的數值相同。然而，上節對附錄 1 的說明，已指出在固定條件下，會有不同的年齡別死亡率。年齡別死亡率是當時條件的扭曲指標，故需校正。因此校正式並沒有要代表任何年輪指標，也沒有企圖將時期別資訊轉為年輪資訊，而是去除步調效果後的平均餘命，為時期率測量 (Bongaarts and Feeney 2010; Luy 2008)。

參、研究方法

一、調整平均餘命的方法

長久以來，人口學者以時期別零歲時平均餘命來代表一人口的死亡水準，其計算基於年齡別死亡率 $m(x)$ ，因此也受到死亡率步調效果的影响。我們使用 Greville 方法的生命表，由年中人口與死亡人口取得單一年齡別死亡率，並估計死亡機率为：

$$q(x) = \frac{m(x)}{\frac{1}{n} + m(x) \left[\frac{1}{2} + \frac{n}{12} (m(x) - \log_e C) \right]} \quad \dots\dots\dots \text{式 (1)},$$

為單一年齡別率，故 n 為 1。 $\log_e C$ 為 0.095，
零歲時平均餘命為：

$$e_0(t) = \int_0^{\infty} l(a,t) da \quad \dots\dots\dots \text{式 (2)},$$

其中 $l(a,t)$ 代表 t 年的生命表中，存活到 a 歲的比例，

$$l(a,t) = e^{-\int_0^a \mu(x,t) dx} \quad \dots\dots\dots \text{式 (3)},$$

其中 $\mu(x,t)$ 是 t 年 X 歲的死亡力 (force of mortality) (Preston et al. 2001)，

$$\mu(x,t) = \lim_{n \rightarrow 0} \left[\frac{l(x,t) - l(x+n,t)}{nl(x,t)} \right] = \frac{-d \ln(l(x,t))}{dx} \quad \dots\dots\dots \text{式 (4)}。$$

由式 (4) 微分方程式估得 $\mu(x,t)$ ，其因地、因時而有很大差異，共通之處只在於死亡力呈 U 型的年齡分佈，最低點通常在 5 至 25 歲。然而，若為高平均餘命的國家，則有一些相同的特性：首先是死亡幾乎發生在成人，除了極少數 (2% 左右) 之外，新生兒均能存活到成年；其次為 30 歲以後，死亡率呈指數函數的成長；最後是所有成人的死亡率均隨時間近乎等量的改善 (Bongaarts and Feeney 2002)。

成人的死亡力年齡分佈，呈指數函數增加，

$$\mu(a,t) = \mu(0,t)e^{ba} \dots\dots\dots \text{式 (5)},$$

其中 b 為大於 0 的參數，此為 Gompertz 死亡率改變模型⁴ (Gompertz mortality change model) (Preston et al. 2001; Bongaarts and Feeney 2002)。由於此模型僅適用於成人， $\mu(0,t)$ 指 30 歲的死亡力，將此函數取對數之後成為線型，即 $\ln(\mu(a,t)) - \ln(\mu(0,t)) = ba$ 。美國的資料顯示，歷年的直線接近於平行 (Bongaarts and Feeney 2002)，顯示各年齡的死亡水準隨時間等量改善。

利用這些特質，Bongaarts and Feeney (2002) 導引出 t 年平均餘命的步調效果 $S(t)$ 為：

$$S(t) = e_0(t) - e_0^*(t) \dots\dots\dots \text{式 (6)},$$

e_0^* 為校正步調效果後的平均餘命，其估計在於解式 (7) 的微分方程式：

$$e_0(t) = e_0^*(t) - \frac{1}{b} \ln \left[1 - \frac{de_0^*(t)}{dt} \right] \dots\dots\dots \text{式 (7)},$$

其中 b 是 Gompertz 死亡率改變模型 (式 (5)) 中的 b 參數。

由於此一校正方式是以成人的死亡力趨勢為依據，假定 30 歲以前無死亡，因此只適用於嬰幼兒死亡率很低的國家。為了使用此方法，必須重新建構兩性生命表，設定 30 歲以前的死亡率為 0。式 (7) 中，顯示要校正死亡的步調效果時，平均餘命的估計必須使用到校正後平均餘命之改變率，這是複雜、難解的方程式。

Bongaarts and Feeney (2002) 提出二步驟的估計方法，Luy (2005, 2006, 2008) 也沿用之：首先將設定 30 歲以前死亡率為 0 的零歲時平均餘命平滑化，他們均使用六次式 (sixth degree polynomial) 的平滑⁵。其次再估算校正後的平均餘命 $e_0^*(t)$ 時，以平滑

4 此方程式可由統計軟體 STATA 或 SAS 的非線性迴歸模型 (nonlinear regression model) 估計參數值。

化後的平均餘命 $e_0(t)^s$ 取代原先的平均餘命，以 Euler 方法（參見 Luy 2005）解式（7）：假設初始年為 1950 年時，設定 1950 年的步調效果 $S(1950)$ 為 2，作為微分方程式的初始條件（initial condition），1950 年校正後的平均餘命 $e_0^*(1950)$ 則為 $e_0(1950) - S(1950)$ 。因此 1951 年校正後平均餘命則為：

$$e_0^*(1951) = e_0^*(1950) + \{1 - e^{-b(1950)[e_0(1950)^s - e_0^*(1950)]}\} \dots \text{式 (8)},$$

以後各年以此方式估算，即

$$e_0^*(t+1) = e_0^*(t) + \{1 - e^{-b(t)[e_0(t)^s - e_0^*(t)]}\} \dots \text{式 (9)},$$

由式（1）至式（9）即可算出各年校正後的平均餘命與步調效果。

依此方式，Bongaarts and Feeney（2002, 2006）估算法國、日本、瑞典、美國、丹麥、英國的平均餘命，發現步調效果使平均餘命高估一至三歲多（詳見附錄 2，表 A 與表 B）。Luy（2005, 2006, 2008）也以此方法，探討東、西德的平均餘命，指出以時期別平均餘命計算時，兩德的平均餘命逐年接近；但校正步調效果後，兩德男性的平均餘命差異仍在擴大，女性雖已逐漸縮小，但仍大於時期別指標（詳見附錄 2，表 C）。

二、資料說明與死亡率改變模型之考量

由於 Bongaarts and Feeney（2002, 2003, 2008a, 2008b）校正死亡率步調的方法，僅考慮成人的死亡率，適用於 30 歲以前死亡率很低的國家，為了呈現臺灣 1906 年至 2009 年平均餘命與 30 歲存活率的變化趨勢，我們使用楊靜利與李大正（2008）整理「臺灣省五十一年來統計提要」、「臺灣省戶籍統計要覽」、「臺灣地區戶籍人口統計之調整」、「臺閩地區人口統計」（2006 年之後為「人口統計年刊」）與歷年來「臺閩地區人口統計」（內政部 2004-2009）等資料，

5 六次式的平滑使用統計軟體 EXCEL 取得，同時也利用「參數設定，估計複迴歸方程式」加以驗證。

取得單年齡組完整的人口數據，作為生命表與校正式各項函數計算的基礎資料。

圖 1 為臺灣零歲時平均餘命之趨勢，死亡率自 1920 年代開始快速下滑，使得零歲時平均餘命一路向上攀升，從 30 歲左右的壽命水準，到 2009 年時，已達到 77 歲以上，女性甚至高達 83 歲，顯示 20 世紀初期以來平均死亡年齡持續增加，遂使慣用的平均餘命產生高估的情形；另一方面，觀察臺灣生命表中 30 歲的存活率 $l(30,t)$ ，1940 年代以前存活者仍不到七成；1950 年代中期，男性與女性分別為 0.85 與 0.83；1970 年代中期則高達 0.96 與 0.94，顯示臺灣晚近時期應可適用於此校正方式⁶。

值得注意的是，BF 校正式為了簡化死亡率步調效果的分析，使

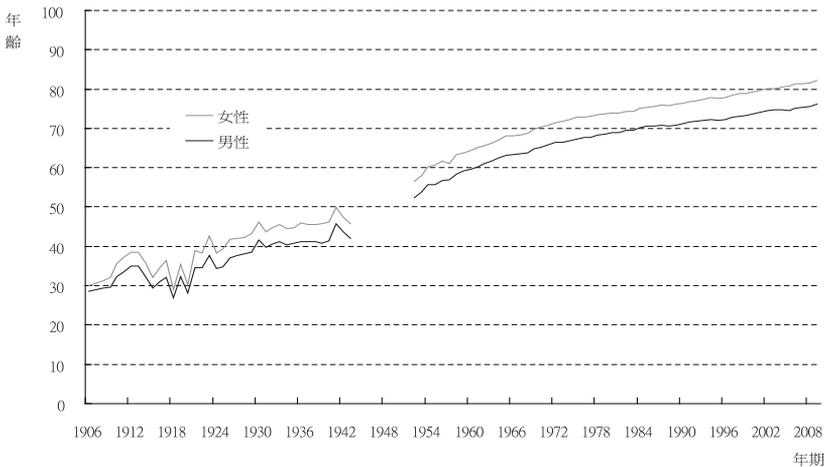


圖 1 臺灣兩性零歲時平均餘命（1906-2009）

資料來源：（1）楊靜利與李大正（2008）；（2）內政部（2004-2009）。

6 BF 校正式假設 30 歲以前的死亡率為零，這是很嚴謹的假設條件，目前絕對標準尚無定論，不過由各國的使用情況，30 歲存活率約介於 94% 至 98% 之間（Bongaats and Feeney 2002, 2006; Luy 2005, 2006, 2008; The Human Mortality Database 2011），我們除了依這個標準選取資料外，同時進行 1952-1974 年的校正，檢視兩者的適用情況。

用 Gompertz 死亡率改變模型描繪成人死亡率隨年齡呈指數函數成長；但另一方面，許多經驗研究也顯示此模型系統性地低估 40 歲以下與高估 80 歲以上年齡組的死亡率，因而陸續有學者提出解決方法，例如：Makeham (1860) 在 Gompertz 模型加入另一常數的 Makeham 模型 (Makeham model)，用以修正 30 至 70 歲年輕年齡組低估問題，但仍未改善高年齡組高估的情形。直到各種形式的邏輯斯模型 (Logistic model) 出現後，才逐漸解決這些問題 (Thatcher et al. 1998; Thatcher 1999; Thatcher et al. 2010)。有趣的是，當範圍限縮在 80 歲以上的死亡率時，僅需使用兩個參數的 Kannisto 模型 (或稱 logit 模型)，即可得到配適度甚佳的估計 (Thatcher et al. 1998)。然而，針對成人死亡率的變化，則以三個參數所估得的邏輯斯模型略勝一籌 (Thatcher 1999)，表示為：

$$\mu(x) = \frac{\alpha e^{bx}}{1 + \alpha e^{bx}} + r \quad \dots\dots\dots \text{式 (10)},$$

其中 $\frac{\alpha e^{bx}}{1 + \alpha e^{bx}}$ 為衰老死亡率 (senescent mortality)，即與衰老相關的死亡作用，生命力通常隨年齡增加而減少， α 與 b 為大於 0 的參數； r 為非衰老死亡率 (background mortality)，亦即獨立於年齡因素的死亡作用。由於 BF 校正式主要針對成人死亡率，本研究乃使用三個參數的邏輯斯模型來與上述的 Gompertz 死亡率改變模型做進一步的比較。

下一節我們將使用上述的校正方式，探討時期別零歲時平均餘命在臺灣高估的情況？校正步調效果之後，歷年的平均餘命為何？進行步驟依序如下：一、計算 1952 年至 2009 年年齡別死亡率，建構慣用的歷年生命表。二、估算各年 Gompertz 死亡率改變模型與邏輯斯模型的參數及其配適度。三、設定 30 歲以前無死亡，重新建構各年生命表。四、平滑歷年的平均餘命，計算 $e_0(t)^s$ 。五、以 Euler 方法估算各年校正步調效果的平均餘命與死亡率步調效果。

肆、臺灣平均餘命的分析

探討死亡率的步調效果，意指隨著壽命延長，慣用的零歲時平均餘命會產生多少步調扭曲的現象？由於式（7）平均餘命的校正式需使用到死亡率改變模型的 b 參數值，所以，我們首先建構 1952 年至 2009 年⁷臺灣兩性慣用的生命表。由式（4）計算各年與各年齡的死亡力，之後使用 30 歲以上的資料，估計 Gompertz（式（5））與邏輯斯模型（式（10））之各年的參數 b ，並檢討臺灣成人死亡力吻合 Gompertz 死亡率改變模型以及邏輯斯模型的情況。

一、Gompertz 死亡率改變模型與邏輯斯模型之估計

Gompertz 死亡率改變模型僅適用於成人，而臺灣資料與先前文獻結果相同（Bongaarts and Feeney 2002），若將成人死亡率取對數後，歷年的直線接近平行，顯示各年齡的死亡水準幾乎隨時間而等量下降，成人死亡率可藉由 Gompertz 死亡率改變模型（式（5））捕捉其變化。表 1 呈現 1952 年至 2009 年臺灣 Gompertz 死亡率改變模型中，30 歲死亡力 $\mu(0, t)$ 與參數 b 的估計結果，這個模型與 30 至 95 歲單一年齡別死亡率的配適度相當高，其中 $\mu(0, t)$ 的變化與預期一樣，不論男性或女性，均隨時間而下降；另一方面，男女兩性的參數 b 分別為 0.08 與 0.09，若再觀察參數 b 的標準差及歷年數值（詳見附錄 3）可知，參數 b 隨時間變動的程度較小⁸。兩性在模型中的解釋力（ R^2 ）接

7 BF 校正式假設 30 歲以前死亡率為零，研究結果理當呈現存活率較高的 1975-2009 年資料，然而，我們同時估計 1952-1974 年資料發現，各年度吻合 Gompertz 模型與邏輯斯模型的配適度仍接近 99%，且兩個時期的研究結果相當接近，於是仍保留 1975 年之前的資訊。

8 由 Thatcher 等（2010）的研究可知，若死亡率模型包含的年齡範圍過廣，則參數 b 隨時間變動的幅度較小；若聚焦 70 歲以上的死亡率時，參數 b 隨時間而增加。不過，調整零歲時平均餘命所使用的 BF 校正式，主要以 30 歲以上成人死亡率為依據，模型需納入較廣的年齡範圍，此乃其限制。

近 99%，表示 Gompertz 模型與臺灣成人死亡力的吻合度相當高，結果亦如 Bongaarts and Feeney (2002) 和 Luy (2005, 2006, 2008) 的研究。

表 1 Gompertz 模型與邏輯斯模型之參數估計，1952-2009 年

		u(0,1952)	u(0,2009)	1952-2009 年平均數		
				b	st.dev.b	R ²
Gompertz 模型	男性	4.09(.10 ⁻⁴)	7.27(.10 ⁻⁵)	0.08093	0.00441	0.99412
	女性	4.10(.10 ⁻⁴)	7.16(.10 ⁻⁶)	0.09234	0.00859	0.98751
邏輯模型	男性	7.57(.10 ⁻⁵)	3.09(.10 ⁻⁵)	0.09951	0.00919	0.99620
	女性	6.98(.10 ⁻⁵)	2.42(.10 ⁻⁶)	0.10909	0.00978	0.99764

說明：u(0,1952)與 u(0,2009)分別為 1952 年與 2009 年 30 歲的死亡力。

除此之外，我們也加入邏輯斯模型的模擬，兩性死亡力的變化同樣隨時間而下降，但參數 b 的平均數值與 R² 略高於 Gompertz 模型，特別在女性配適度的部分，多了 1% 的解釋力，此也驗證臺灣成人死亡率的成長趨勢同其他高平均餘命國家的變化，更接近邏輯斯曲線而非指數成長 (Bongaarts 2005; Thatcher et al. 1998; Thatcher 1999; Thatcher et al. 2010)，因此式 (8) 平均餘命的校正式我們捨棄 Gompertz 模型，改以使用邏輯斯模型的歷年參數 b (詳見附錄 3)。

圖 2 為 1952 年至 2009 年忽略 30 歲以下的死亡率後，臺灣兩性零歲時平均餘命 $e_0(t)$ 與平滑化後的平均餘命 $e_0(t)^s$ (六次式)，顯示 $e_0(t)$ 與 $e_0(t)^s$ 兩者的吻合程度超過 99%，女性略高於男性。期間可看出女性的零歲時平均餘命 $e_0(t)$ 顯著上升，以及平滑化後的平均餘命 $e_0(t)^s$ 快速增加的趨勢；男性也有類似的情況，不同之處在於男性的 $e_0(t)$ 與 $e_0(t)^s$ 均低於女性的水準，最低點在 1952 年。大體而言，兩性的差距幾乎維持不變，直到 1992 年才稍有微幅增加的現象；除此之外， $e_0(t)$ 幾乎等於 $e_{30}(t) + 30$ ，主要原因在於 30 歲以前死亡率為 0 的設定。下一節我們將以平滑化後的平均餘命 $e_0(t)^s$ 作為式 (9) 計算的基礎，估算臺灣各年校正後的平均餘命與步調效果。

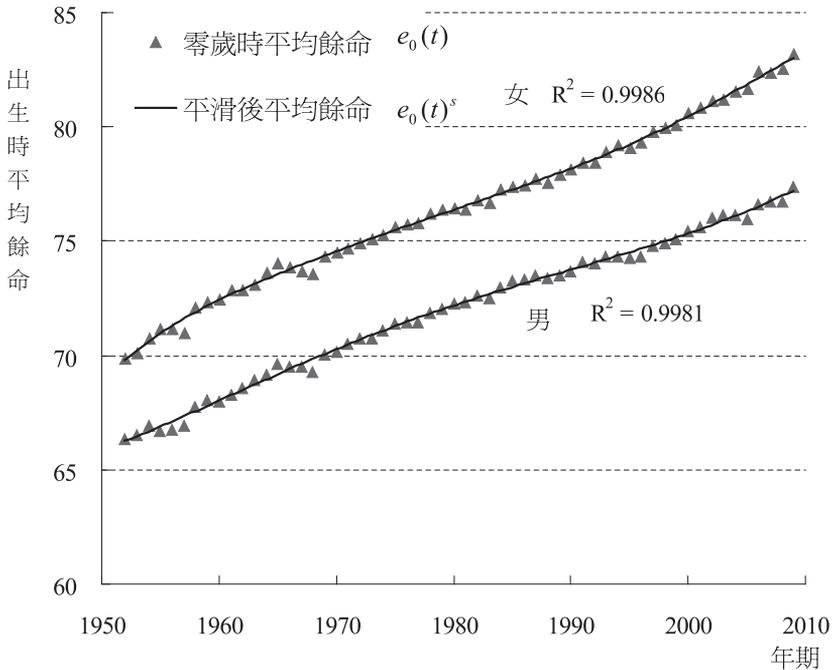


圖 2 1952-2009 年臺灣 30 歲以下死亡率為 0 時，兩性的零歲時平均餘命 $e_0(t)$ 與平滑化後平均餘命 $e_0(t)^s$

二、調整後的平均餘命之趨勢變化

我們首先指出兩性的步調效果有多大，接著比較兩性在調整與未調整的平均餘命之差異，最後觀察兩性步調效果的情況。圖 3-1 與 3-2 分別為 1952 年至 2009 年臺灣男性與女性的零歲時平均餘命 $e_0(t)$ 與調整過後的平均餘命 $e_0^*(t)$ ，此時設定 30 歲以下的死亡率為零。其變化趨勢類似於法國、英格蘭與威爾斯、瑞典、西德、美國與日本的女性 (Bongaarts and Feeney 2002, 2008a, 2008b; Luy 2006, 2008)。整體而言，兩性零歲時平均餘命 $e_0(t)$ 雖呈現緩慢增加的趨勢，期間卻上下波動，主要是因為觀察到的死亡率下降與增加所造成的結果，即在死亡率條件的觀點下，當預期壽命增加時，死亡年齡往後延遲，觀察到的

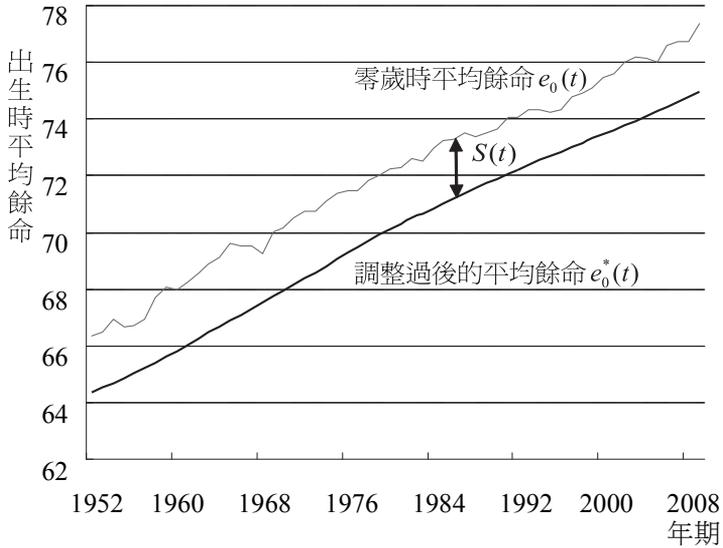


圖 3-1 1952-2009 年臺灣 30 歲以下死亡率為 0 時，男性零歲時平均餘命 $e_0(t)$ 與調整過後的平均餘命 $e_0^*(t)$

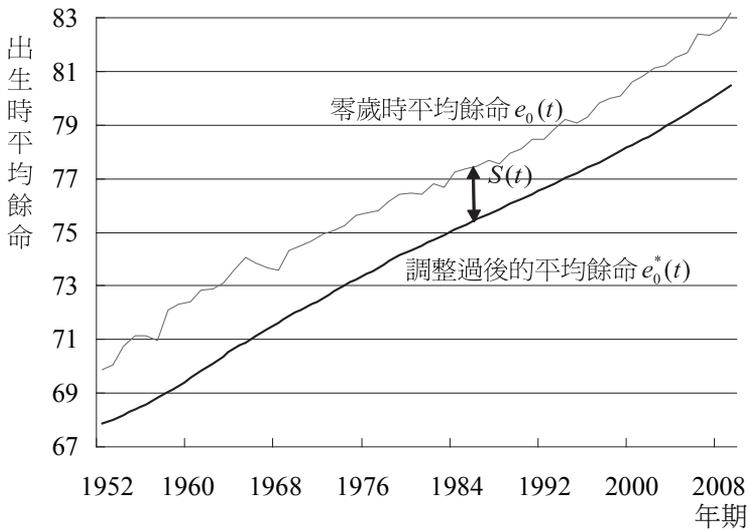


圖 3-2 1952-2009 年臺灣 30 歲以下死亡率為 0 時，女性零歲時平均餘命 $e_0(t)$ 與調整過後的平均餘命 $e_0^*(t)$

死亡人數減少，此時死亡率快速下降，使得生命表估得之時期別平均餘命因步調效果而有高估的情形；當壽命停止延長，觀察到的死亡率又驟然上升，使時期別平均餘命下降，步調效果也跟著下降，導致時期別平均餘命上下波動的趨勢。

此情形若僅在觀察到的事件率觀點下，瞭解歷年時期別平均餘命的變化趨勢，那是可行的，這時時期別平均餘命只是描述當時觀察到的事件率（Bongaarts and Feeney 2010; Vaupel 2008a）；但若以死亡率條件的觀點討論，則當時事件率下的平均餘命無法完全代表當時條件下的平均餘命，且調整過後的平均餘命 $e_0^*(t)$ 為去除步調效果後的時期率測量，其平滑穩定的上漲趨勢亦較未調整者符合實際情況。

步調效果 $S(t)$ 則為未調整的平均餘命 $e_0(t)$ 與調整過後的平均餘命 $e_0^*(t)$ 之差異，即 $S(t) = e_0(t) - e_0^*(t)$ ，也就是說估計取得的平均死亡年齡 $e_0^*(t)$ 為去除步調效果 $S(t)$ 後的平均餘命，是當時條件下的平均死亡年齡，與去除生育步調後的生育率一樣，仍為時期率測量，而非過去死亡條件的測量。圖 3-1 與 3-2 顯示未調整的平均餘命 $e_0(t)$ 高於調整過後的平均餘命 $e_0^*(t)$ ，換句話說，當平均死亡年齡增加，死亡人數會隨時間而往後延遲，當年度的死亡人數減少，死亡率隨即下降，平均餘命增加，使得時期別率無法完全反映當時的死亡率條件，導致時期別平均餘命 $e_0(t)$ 因步調效果而產生高估的情形。另一方面，步調效果符合死亡率下降的邏輯，比較圖 2 與圖 3 時更為清楚，圖 3 顯示兩性步調效果 $S(t)$ 的變化相當穩定；再從圖 2 觀之，也可以發現此時兩性的零歲時平均餘命幾乎固定成長的現象。換言之，死亡率持續穩定下降時，平均死亡年齡改變，零歲時平均餘命與調整過的平均餘命呈現緩慢成長的趨勢，只是後者低於前者，期間步調效果的數據變化不大。

圖 4（詳細數據見附錄 3）是 30 歲以前死亡率為零時，兩性平均餘命的差距，細線為時期別平均餘命 $e_0(t)$ ，粗線為調整過後的平均餘命 $e_0^*(t)$ 。1952 至 2009 年期間，不論是否調整過的平均餘命，大致上

女性的平均餘命比男性多出四歲，不同之處在於期間變化的趨勢大相逕庭。校正步調效果後，兩性 $e_0^*(t)$ 的差距從 1952 年的 3.5 到 2009 年的 5.79，一路呈現平滑的上升趨勢，且有逐漸擴大的現象，尤其是 1960 年代以前與 1990 年代以後，而非時期別所示：1992 年以前兩性差距在 4 至 4.5 歲間上下波動，維持一段時間後才逐漸拉大，至 2009 年時，女性已高於男性 5.79 歲。不過，由於 BF 校正式假設 30 歲以前死亡率為零，而臺灣在 1960 年代以前，30 歲以下仍有近一成五至一成七的死亡人口，遂使在此之前的數據可能稍有偏誤。

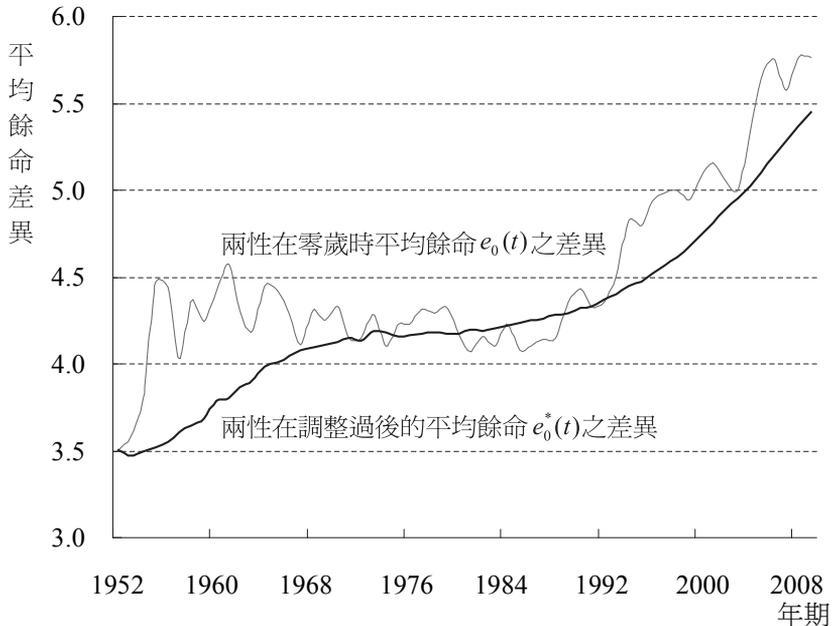


圖 4 1952-2009 年臺灣 30 歲以下死亡率為 0 時，兩性在零歲時平均餘命 $e_0(t)$ 與調整過後的平均餘命 $e_0^*(t)$ 之差異

兩性平均餘命 $e_0(t)$ 的變化在圖 4 中可分成 1952 年至 1984 年期間與 1980 年代中期以後兩個階段，這個情況再次凸顯步調效果對時期別平均餘命 $e_0(t)$ 的影響，若觀察圖 4 與圖 5，發現兩性在步調效果的

差異大小會直接影響兩性時期別平均餘命差異之波動情形，遂使兩性平均餘命的差異隨兩性步調效果高低而變化。再者，調整過後的變化呈現穩定平滑的上升趨勢，顯然調整過後的情況可能較符合實際的死亡率條件。歷年來隨著平均餘命逐年上升，死亡人數往後延遲，當年度觀察到的死亡人數減少，時期別死亡率隨之下降，僅顯示當時觀察到的時期事件率變化，無法完全反映當時的死亡率條件，時期別平均餘命受步調效果影響而產生高估的情形。

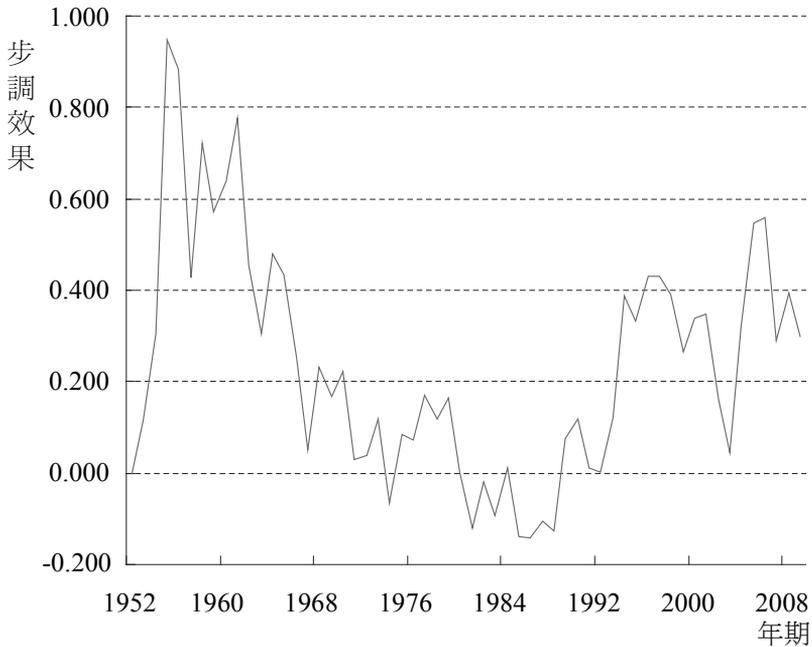


圖 5 1952-2009 臺灣兩性步調效果 $S(t)$ 的差異

除此之外，時期別平均餘命 $e_0(t)$ 除了 1974 年至 1988 年期間有 8 年低於調整過後的平均餘命 $e_0^*(t)$ 外，其餘均擁有較高的水準。進一步探討兩性在 $e_0(t)$ 與 $e_0^*(t)$ 差異的差異，即[女性 $e_0(t) - 女性 e_0^*(t)$] - [男性 $e_0(t) - 男性 e_0^*(t)$] 時，即可估得兩性步調效果的差異[女性 $S(t) - 男性 S(t)$]，結果描繪至圖 5，除了初始年設定外，整體而言，女性大於

男性，呈現先下降後上升的V型分佈，期間上下波動，兩個峰頂分別為1955年的0.95（兩性在未調整的平均餘命差異為4.47，調整過後則為3.52）與2006年的0.56，谷底為1981至1988年，是少數幾年略低於男性的時期。意味著女性死亡率下降的幅度遠大於男性，使得平均死亡年齡延長，步調效果遠高於男性，不過這個差異自1955年以後一路縮減，表示男性死亡率也跟著快速下降，後來男性的步調效果甚至小幅超越女性；直到九〇年代，女性又取得領先的地位，且呈現大幅上漲的趨勢，顯示九〇年代以來，女性死亡率下降的幅度逐漸超越男性。

伍、結語

描述一人口的生育、結婚、死亡等生命週期事件，人口學者往往以此人口中這些生命週期事件分配的量和步調來表達（Bongaarts and Feeney 2008a, 2008b）。這些事件的「量」與「步調」可以年輪為基礎來測量，也可以以時期為基礎來測量，前者是簡述同時出生的一群人之實際經驗，後者則以一個時間點的年齡別率為基礎，假設有一個年輪的人口以此年齡別的生命率經歷整個生命週期，則其生命週期事件發生的「量」或「步調」會是如何？雖然以時期為基礎的測量較為複雜，在概念上較為不清晰，但是若以零歲時平均餘命來測量一年輪的壽命水準，則需等待該年輪均已死亡，才能計算，其所需要的資料期間長達數十年乃至百年以上。因此，以時期為基礎乃成為人口學上較常使用的測量（Bongaarts and Feeney 2006）。

人類壽命一直是各界關注的焦點，而平均餘命是測量的指標之一。然而，人口學上較為通用的時期測量，其多種率與平均餘命會受到「步調」的影響，而產生扭曲（步調效果），步調效果除了存在於總生育率與初婚率外，死亡率亦受影響（Bongaarts and Feeney 1998a, 1998b, 2002, 2003, 2008a, 2008b）。之後陸續有學者針對死亡率步調效

果提出反駁與回應。Bongaarts and Feeney (2010) 指出在率的觀點下，同意 Guillot (2006)，即使平均死亡年齡改變，也不會有步調扭曲的問題，故不需要校正。相對地，若從條件的觀點，當醫療技術進步、洗腎設備發明等新條件出現，觀察到的死亡率（當時率）不必然反映當時條件（current conditions），因此時期別平均餘命即受到步調效果而產生偏誤，這也是 BF 校正式所關注的情況。此外，其與生育率校正式相同，乃是去除步調效果後的時期率測量，既沒有要代表任何年輪指標，也沒有企圖將時期別資訊轉為年輪資訊（Bongaarts and Feeney 2010; Vaupel 2008b）。

由這個觀點出發，我們使用 BF 校正式，探討 1952-2009 年臺灣死亡率的步調效果，並比較調整與未調整的平均餘命之變化趨勢。結果發現當 30 歲以下死亡率為零時，這兩種平均餘命的變化趨勢類似法國、英格蘭、瑞典、西德、美國與日本的女性（Bongaarts and Feeney 2002, 2008a, 2008b; Luy 2006, 2008），呈現一路上漲的趨勢。另一方面，男性與女性的平均步調效果分別為 2.1 與 2.3，女性的部分高於瑞典、美國、德國、丹麥、英格蘭與威爾斯，主要原因可能是臺灣死亡率下降的速度較快，造成步調效果偏高的情形。

因此 BF 校正式的假設底下，步調效果作用在時期別平均餘命的情況主要有兩種，若平均死亡年齡延長，觀察到的死亡人數減少，死亡率下降，時期別平均餘命因而上升，造成高估的情況；相反地，隨著平均死亡年齡下降，當期的死亡人數增加，死亡率上升，平均餘命下滑，則產生低估。晚近以來，臺灣壽命水準逐漸提昇，慣用的平均餘命乃受到步調效果影響而有高估的偏誤，考量這個情形，使用調整過後的平均餘命可能更可以反映當時的死亡率條件。不過，本文雖然已指出時期別指標產生偏誤的情況，但礙於篇幅所限，難以進一步分解死亡率在不同下降速度與年齡分配上，如何作用於死亡率的步調效果，未來可針對這部分深入鑽研，釐清其間的關係。

謝誌

感謝陳寬政教授、楊靜利教授、余清祥教授與兩位匿名審稿人寶貴建議。

參考文獻

中文部分

- 王德睦、張國偉（2010）時期率的量與步調：臺灣初婚率的分析。臺灣社會福利學刊，8(2): 29-66。
- 王德睦、劉一龍（2008）臺灣生育率再分析——ACF法的應用。人口學刊，36: 37-65。
- 內政部（2004-2009）中華民國臺閩地區人口統計。臺北。
- 楊靜利、李大正（2008）臺灣出生與死亡資料之編製與調整，1905-1943與1951-1997。調查與研究，23: 119-154。
- 劉一龍、王德睦（2005）臺灣總生育率的分析：完成生育率與生育步調之變化。人口學刊，30: 97-123。

英文部分

- Bongaarts, J. 1999. "The Fertility Impact of Changes in the Timing of Childbearing in the Developing Countries." *Population Studies* 53: 277-289.
- Bongaarts, J. 2002. "The End of the Fertility Transition in the Developed World." *Population and Development Review* 28(3): 419-433.
- Bongaarts, J. 2005. "Long-Range Trends in Adult Mortality: Models and Projection Methods." *Demography* 42(1): 23-49.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. 1998a. "On the Quantum and Tempo of Fertility." *Population and Development Review* 24(2): 271-291.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. 1998b. "On the Quantum and Tempo of Fertility: Reply." *Population and Development Review* 26(3): 560-564.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. 2002. "How Long Do We Live?" *Population*

- and Development Review* 28(1): 13-29.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. 2003. "Estimating Mean Life." *Proceeding of the National Academy of Sciences* 100(23): 13127-13133.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. 2006. "The Quantum and Tempo of Life-Course Events." Pp. 115-151 in *Vienna Yearbook of Population Research*. Austria: Vienna Institute of Demography.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. 2008a. "Theoretical Basis for the Mortality Tempo Effect." Pp. 11-27 in *How Long Do We Live*, edited by J. W. Vaupel. Germany.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. 2008b. "The Quantum and Tempo of Life-Course Events." Pp. 29-65 in *How Long Do We Live*, edited by J. W. Vaupel. Germany.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. 2008c. "Five Period Measures of Longevity." Pp. 238-245 in *How Long Do We Live*, edited by J. W. Vaupel. Germany.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. 2008d. "Afterthoughts on the Mortality Tempo Effect." Pp. 263-269 in *How Long Do We Live*, edited by J. W. Vaupel. Germany.
- Bongaarts, J. and G. Feeney. 2010. "When Is a Tempo Effect a Tempo Distortion?" *Genus* 2: 1-15.
- Feeney, G. 2003. "Mortality Tempo: A Guide for the Skeptic." Unpublished manuscript. <http://www.gfeeney.com> (Date visited: March 2, 2010).
- Goldstein, J. 2008. "Found in Translation? A Cohort Perspective on Tempo-Adjusted Life Expectancy." Pp. 247-259 in *How Long Do We Live*, edited by J. W. Vaupel. Germany.
- Guillot, M. 2003. "Does Period Life Expectancy Overestimate Current Survival? An Analysis of Tempo Effect in Mortality." Paper presented at the PPA 2003 Annual Meeting, USA.
- Guillot, M. 2006. "Tempo Effect in Mortality: An Appraisal." *Demographic*

- Research* 14: 1-26.
- Guillot, M. 2008. "Tempo Effects in Mortality: An Appraisal." Pp. 129-152 in *How Long Do We Live*, edited by J. W. Vaupel. Germany.
- Guillot, M. 2011. "Period Versus Cohort Life Expectancy." Pp. 533-549 in *International Handbook of Adult Mortality*, edited by R. G. Rogers and E. M. Crimmins. New York: Springer.
- Horiuchi, S. 2005. "Tempo Effect on Age-Specific Death Rates." *Demographic Research* 13: 189-200.
- Kohler, H. P. and D. Philipov. 2001. "Variance Effect in the Bongaarts-Feeney Formula." *Demography* 38(1): 1-16.
- Lesthaeghe, R. and P. Willems. 1999. "Is Low Fertility a Temporary Phenomenon in the European Union?" *Population and Development Review* 25(2): 211-228.
- Luy, M. 2005. "The Importance of Mortality Tempo-Adjustment: Theoretical and Empirical Consideration." MPIDR Working Paper WP-2005-035. <http://www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2005-035.pdf> (Date visited: March 2, 2010).
- Luy, M. 2006. "Mortality Tempo-Adjustment: An Empirical Application." *Demographic Research* 15: 561-590.
- Luy, M. 2008. "Mortality Tempo-Adjustment: An Empirical Application." Pp. 203-33 in *How Long Do We Live*, edited by J. W. Vaupel. Germany.
- Makeham, W. 1860. "On the Law of Mortality and the Construction of Annuity Table." *Journal of the Institute of Actuaries* 63: 12-57.
- Preston, S. H., P. Heuveline, and M. Guillot. 2001. *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*. Oxford: Blackwell Publishing.
- Rodriguez, G. 2006. "Demographic Translation and Tempo Effect: An Accelerated Failure Time Perspective." *Demographic Research* 14: 85-110.

- Rodriguez, G. 2008. "Demographic Translation and Tempo Effect: An Accelerated Failure Time Perspective." Pp. 69-92 in *How Long Do We Live*, edited by J. W. Vaupel. Germany.
- Ryder, N. B. 1956. "Problems of the Trend Determination during a Transition in Fertility." *Milbank Memorial Quarterly* 34: 5-21.
- Ryder, N. B. 1964. "The Process of Demographic Translation." *Demography* 1: 74-82.
- Ryder, N. B. 1983. "Cohort and Period Measures of Changing Fertility." Pp. 737-756 in *Determinants of Fertility in Developing Countries*, edited by R. A. Bulatao and R. D. Lee. New York: Academic Press.
- Sardon, J. P. 1994. "A Period Measure of Mortality: The Example of France." *Population* 6: 131-150.
- Schoen, R. 2004. "Timing Effects and the Interpretation of Period Fertility." *Demography* 41(4): 801-819.
- Schoen, R. and V. Canudas-Romo. 2005. "Timing Effects on First Marriage: Twentieth-Century Experience in England and Wales and the USA." *Population Studies* 59(2): 135-146.
- Thatcher, A. R. 1999. "The Long-Term Pattern of Adult Mortality and the Highest Attained Age." *Journal of the Royal Statistical Society* 162(1): 5-43.
- Thatcher, A. R., V. Kannisto, and J. W. Vaupel. 1998. *The Force of Mortality at Ages 80 to 120*. Odense, Denmark: Odense University Press.
- Thatcher, A. R., S. L. K. Cheung, S. Horiuchi, and J. Robine. 2010. "The Compression of Deaths above the Mode." *Demographic Research* 22 (17): 505-538.
- The Human Mortality database. 2011. <http://www.mortality.org>. (Date visited: April 19, 2011).
- Tu, E. J. C. and X. Zhang. 2004. "Patterns of Low Fertility in Hong Kong

- and Taiwan." *Journal of National Development Studies* 4(1): 31-82.
- Vaupel, J. W. 2002. "Life Expectancy at Current Rates vs. Current Conditions: A Reflexion Stimulated by Bongaarts and Feeney's 'How Long We Live?'" *Demographic Research* 7: 365-378.
- Vaupel, J. W. 2008a. "Lifesaving, Lifetimes and Lifetables." Pp. 93-107 in *How Long Do We Live*, edited by J. W. Vaupel. Germany.
- Vaupel, J. W. 2008b. "Turbulence in Lifetables: Demonstration by Four Simple Examples." Pp. 271-279 in *How Long Do We Live*, edited by J. W. Vaupel. Germany.
- Wilmoth, J. R. 2005. "On the Relationship between Period and Cohort Mortality." *Demographic Research* 13: 231-280.
- Winkler-Dworak, M. and H. Engelhardt. 2004. "On the Tempo and Quantum of First Marriages in Austria, Germany, and Switzerland: Changes in Mean Age and Variance." *Demographic Research* 10: 231-264.
- Zeng, Y. and K. C. Land. 2002. "Adjusting Period Tempo Changes with an Extension of Ryder's Basic Translation Equation." *Demography* 39: 269-285.

附錄 1：死亡率步調效果說明圖

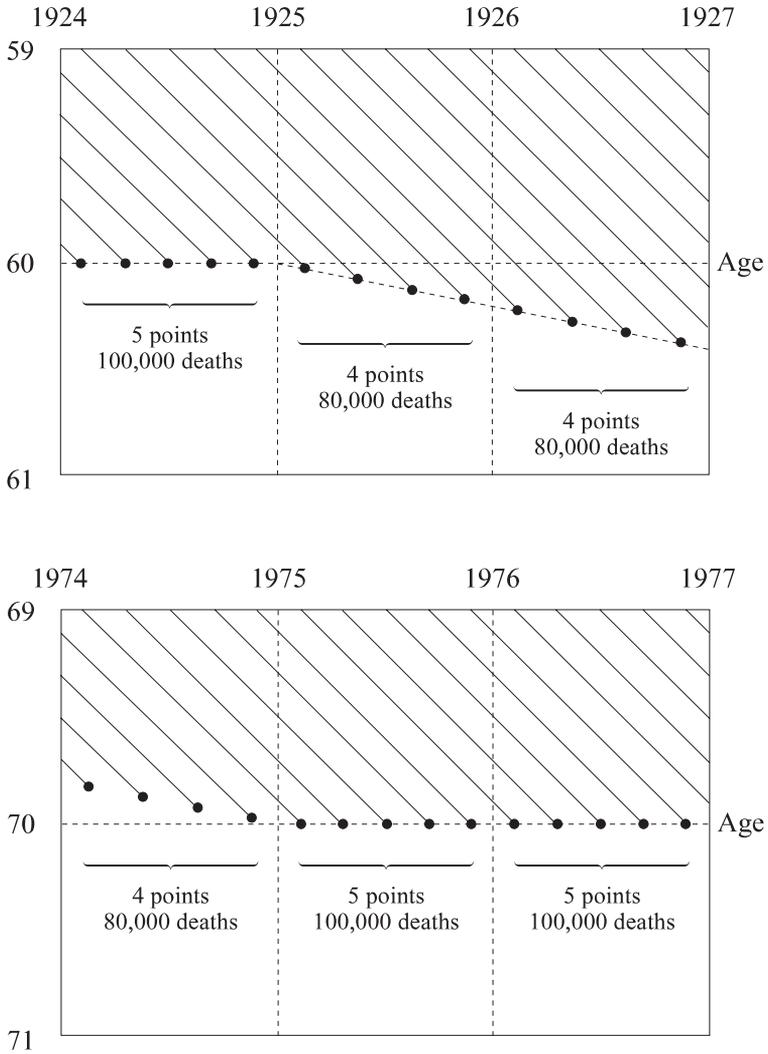


圖 A 假想人口的 Lexis 圖

資料來源：Feeney (2003)。

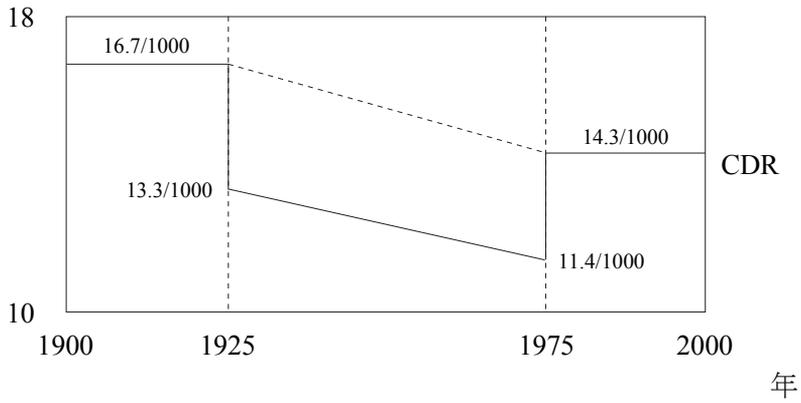


圖 B 壽命增加下的粗死亡率趨勢

資料來源：Feeney (2003)。

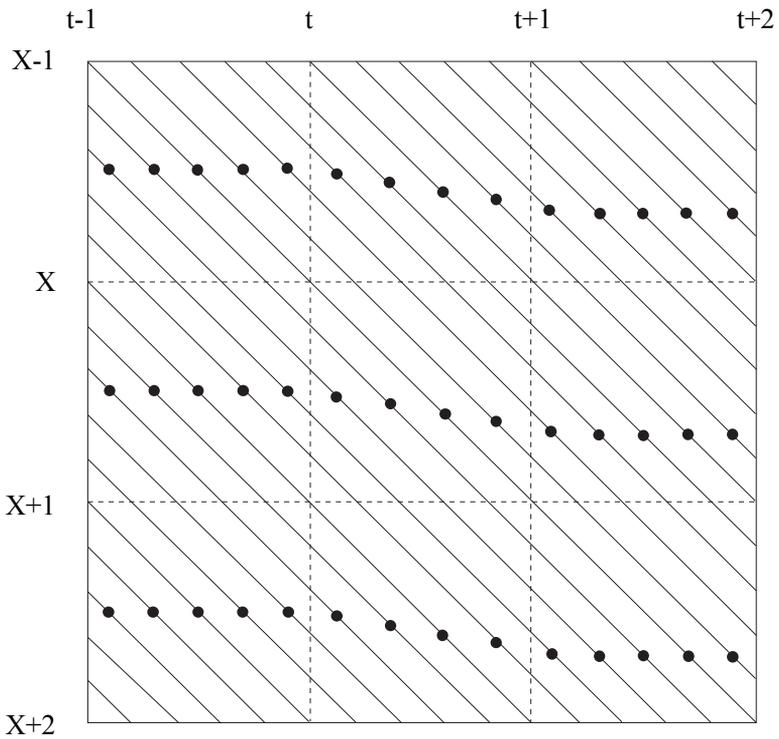


圖 C 多年齡死亡的 Lexis 圖

資料來源：Feeney (2003)。

附錄 2

表 A 1980-1995 年法國、日本、瑞典與美國女性在 30 歲以下死亡率為 0 時，平均餘命 $e_0(t)$ 、校正過後的平均餘命 $e_0^*(t)$ 與步調效果 $S(t)$

	平均餘命 $e_0(t)$		平均死亡年齡 $e_0^*(t)$		步調效果 $S(t)$
	1980	1995	1980	1995	1980-1995
法國	79.90	82.20	77.70	80.70	2.3
日本	79.90	83.60	76.60	80.90	3.3
瑞典	79.90	82.10	78.30	80.60	1.6
美國	79.20	80.20	77.20	79.20	1.6

資料來源：Bongaarts and Feeney (2002, 2008a)。

表 B 1970-1990 年丹麥、英格蘭與威爾斯、瑞典女性在 30 歲以下死亡率為 0 時，平均餘命 $e_0(t)$ 、校正過後的平均餘命 $e_0^*(t)$ 與步調效果 $S(t)$

	1970-1990 年平均死亡年齡 (平均數)			
	發生率	風險率 $e_0(t)$	平均死亡年齡 $e_0^*(t)$	步調效果 $S(t)$
丹麥	76.8	78.4	76.9	1.5
英格蘭與威爾斯	76.9	78.3	76.8	1.4
瑞典	78.2	80.0	78.1	1.9

資料來源：Bongaarts and Feeney (2008b)。

表 C 1975-2004 年德國在 30 歲以下死亡率為 0 時，平均餘命 $e_0(t)$ 、校正過後的平均餘命 $e_0^*(t)$ 與步調效果 $S(t)$

	平均餘命 $e_0(t)$		平均死亡年齡 $e_0^*(t)$		步調效果 $S(t)$
	1975	2004	1975	2004	1975-2004
西德，男性	71.17	77.76	70.91	74.96	1.7
東德，男性	71.28	76.33	71.36	73.37	0.9
西德，女性	76.84	72.76	75.59	80.74	1.9
東德，女性	75.91	82.48	75.34	79.63	1.6

資料來源：Luy (2006)。

附錄 3

1952-2009 年臺灣 30 歲以下死亡率為 0 時，單年的 $e_0(t)$ ， $e_0(t)^s$ ， b ， $e_0^*(t)$ 與 $S(t)$

t	男性					女性				
	$e_0(t)$	$e_0(t)^s$	b	$e_0^*(t)$	S(t)	$e_0(t)$	$e_0(t)^s$	b	$e_0^*(t)$	S(t)
1952	66.36	66.26	0.10	64.36	2.00	69.86	69.77	0.08	67.86	2.00
1953	66.49	66.46	0.09	64.53	1.96	70.07	70.21	0.09	68.00	2.08
1954	66.95	66.68	0.10	64.69	2.26	70.75	70.60	0.09	68.18	2.56
1955	66.67	66.89	0.09	64.86	1.80	71.13	70.97	0.09	68.38	2.75
1956	66.73	67.11	0.10	65.03	1.70	71.16	71.30	0.10	68.59	2.58
1957	66.93	67.34	0.10	65.23	1.70	70.96	71.61	0.09	68.83	2.13
1958	67.72	67.57	0.10	65.41	2.31	72.09	71.90	0.09	69.06	3.03
1959	68.06	67.80	0.10	65.61	2.45	72.31	72.17	0.12	69.29	3.02
1960	68.00	68.03	0.12	65.81	2.19	72.42	72.42	0.10	69.59	2.83
1961	68.28	68.26	0.11	66.04	2.24	72.85	72.67	0.11	69.84	3.01
1962	68.56	68.49	0.11	66.25	2.30	72.88	72.90	0.11	70.12	2.76
1963	68.91	68.72	0.10	66.47	2.43	73.11	73.13	0.12	70.37	2.74
1964	69.13	68.95	0.10	66.68	2.45	73.59	73.34	0.10	70.66	2.93
1965	69.61	69.18	0.10	66.89	2.72	74.05	73.55	0.11	70.90	3.15
1966	69.53	69.40	0.10	67.09	2.43	73.83	73.76	0.11	71.14	2.69
1967	69.52	69.63	0.11	67.31	2.22	73.65	73.96	0.11	71.39	2.27
1968	69.25	69.85	0.11	67.53	1.72	73.58	74.16	0.11	71.63	1.95
1969	70.03	70.07	0.09	67.75	2.27	74.31	74.36	0.10	71.87	2.44
1970	70.16	70.28	0.11	67.95	2.21	74.52	74.55	0.12	72.08	2.44
1971	70.51	70.49	0.10	68.18	2.33	74.69	74.74	0.10	72.33	2.36
1972	70.73	70.69	0.09	68.39	2.34	74.92	74.93	0.11	72.54	2.38
1973	70.74	70.90	0.12	68.57	2.17	75.06	75.11	0.11	72.78	2.28
1974	71.10	71.09	0.12	68.81	2.29	75.23	75.30	0.11	73.01	2.22
1975	71.38	71.29	0.12	69.05	2.33	75.64	75.48	0.12	73.22	2.42
1976	71.47	71.48	0.11	69.28	2.19	75.73	75.66	0.12	73.46	2.27
1977	71.46	71.66	0.11	69.50	1.96	75.81	75.84	0.12	73.68	2.13
1978	71.85	71.84	0.12	69.72	2.14	76.17	76.02	0.12	73.92	2.26
1979	72.04	72.02	0.10	69.94	2.10	76.40	76.20	0.10	74.13	2.26
1980	72.25	72.19	0.09	70.13	2.12	76.45	76.38	0.10	74.32	2.12
1981	72.30	72.36	0.11	70.30	2.00	76.40	76.55	0.11	74.52	1.88
1982	72.61	72.52	0.10	70.50	2.11	76.81	76.73	0.11	74.72	2.09

(續上表)

t	男性					女性				
	$e_0(t)$	$e_0(t)^s$	b	$e_0^*(t)$	S(t)	$e_0(t)$	$e_0(t)^s$	b	$e_0^*(t)$	S(t)
1983	72.52	72.69	0.09	70.68	1.84	76.66	76.90	0.11	74.91	1.75
1984	72.98	72.84	0.10	70.85	2.13	77.24	77.08	0.11	75.10	2.14
1985	73.24	73.00	0.09	71.04	2.20	77.36	77.26	0.10	75.30	2.06
1986	73.31	73.16	0.10	71.21	2.10	77.44	77.44	0.11	75.48	1.96
1987	73.52	73.31	0.10	71.39	2.13	77.70	77.62	0.11	75.67	2.03
1988	73.36	73.46	0.10	71.55	1.81	77.55	77.81	0.11	75.86	1.68
1989	73.52	73.61	0.09	71.73	1.79	77.93	77.99	0.11	76.06	1.87
1990	73.65	73.76	0.10	71.89	1.76	78.13	78.19	0.10	76.25	1.88
1991	74.07	73.91	0.09	72.06	2.01	78.45	78.38	0.11	76.43	2.02
1992	74.04	74.06	0.10	72.22	1.82	78.45	78.59	0.11	76.62	1.82
1993	74.32	74.21	0.09	72.39	1.93	78.87	78.79	0.12	76.82	2.05
1994	74.33	74.36	0.10	72.54	1.79	79.20	79.01	0.11	77.03	2.18
1995	74.26	74.52	0.09	72.71	1.55	79.10	79.23	0.11	77.22	1.88
1996	74.31	74.67	0.09	72.85	1.46	79.31	79.46	0.11	77.41	1.89
1997	74.76	74.84	0.08	73.01	1.76	79.80	79.69	0.10	77.61	2.19
1998	74.93	75.00	0.09	73.15	1.78	79.98	79.94	0.12	77.81	2.17
1999	75.10	75.17	0.09	73.31	1.79	80.08	80.19	0.11	78.03	2.05
2000	75.46	75.34	0.09	73.46	2.00	80.58	80.45	0.11	78.25	2.34
2001	75.61	75.52	0.09	73.62	1.99	80.81	80.72	0.12	78.47	2.34
2002	76.02	75.71	0.09	73.77	2.25	81.11	81.00	0.12	78.70	2.41
2003	76.16	75.90	0.09	73.94	2.23	81.21	81.28	0.11	78.93	2.27
2004	76.13	76.10	0.09	74.10	2.03	81.52	81.57	0.12	79.16	2.35
2005	75.98	76.31	0.09	74.27	1.71	81.68	81.86	0.13	79.41	2.26
2006	76.59	76.52	0.09	74.44	2.16	82.40	82.15	0.12	79.68	2.72
2007	76.74	76.75	0.09	74.60	2.14	82.35	82.44	0.12	79.93	2.43
2008	76.74	76.98	0.10	74.78	1.96	82.55	82.73	0.13	80.19	2.36
2009	77.37	77.22	0.09	74.97	2.40	83.16	83.02	0.12	80.47	2.69

The Tempo Effect of Mortality in Taiwan: Tempo-Adjusted Life Expectancy

Yi-Jhen Dong* Te-Mu Wang**

Abstract

The tempo effect was first discussed and applied to fertility studies, before being extended to other fields such as marriage and mortality. The tempo effect means that the period quantum and tempo of conventional life tables are impacted by tempo, which results in bias (Bongaarts and Feeney 2006). Therefore, the goal of recent studies has been to adjust this tempo distortion, which results from a rise or fall in the mean age at which an event occurs, and to estimate the actual period measure of longevity. In general, the fertility tempo effect is widely accepted, but the mortality tempo effect remains controversial. Studies of the tempo effect on fertility and first marriage have been examined thoroughly in Taiwan. For this reason, our research focuses on the mortality tempo effect, and explores unadjusted and adjusted life expectancies in Taiwan. Our results show first, that the observed adult mortality rate fits the logistic model better than the Gompertz model, as in other countries with high life expectancy. On the other hand, tempo adjusted life expectancy measures current conditions, as does fertility. Second, when the tempo effect on mortality is excluded (thus the value of average life span is increased), the conventional life expectancy has a positive bias, with women having a higher life expectancy than men, and the average tempo effect is 2.3 and 2.1 years respectively. Finally, the

* Doctoral student, Institute of Social Welfare, National Chung Cheng University.
E-mail: doreimi1218@yahoo.com.tw

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

Received: June 24, 2010; accepted: June 27, 2011.

tempo effect on women in Taiwan is higher than that in Sweden, the U.S., Germany, Denmark, England and Wales. The reason might be that mortality in Taiwan has decreased more sharply than other countries, causing the tempo effect to be higher. We conclude that the adjusted life expectancy is more accurate than the unadjusted one.

Keywords: tempo effect, life expectancy, period rate, logistic model, Gompertz mortality change model