

婚姻能延長壽命嗎？

— 台灣與美國的實證資料研究

余清祥

Ching-Syang Jack Yue

國立政治大學統計系

副教授

感謝詞

本文的完成，首先要感謝國科會自然處研究補助，計劃編號 NSC 85-2121-M-004-004；新光人壽保險公司提供的夫妻連生保險資料；台灣大學經濟系胡玉蕙教授的建議；以及政治大學保險研究所精算組張育郡與劉鼎先同學的資料輸入、整理與程式撰寫。

婚姻能延長壽命嗎？

— 台灣與美國的實證資料研究

摘要

藉由婚姻制度，人類男女得以組織家庭，在人生中同甘共苦，追求幸福。然而，幸福的定義中是否亦包含了壽命的延長呢？近年來，有學者提出有配偶的人較為長壽的現象：例如Trowbridge (1994)及Smith and Zick (1994)。然而，過去的分析大多使用某一時期的調查資料，無法忠實地反應同一群人中結婚者與未婚者的死亡率。本研究以台灣及美國的追蹤資料(Longitudinal data)為基礎，檢驗已婚者死亡率較低的假設，同時計算若將婚姻狀況列入精算費率，已婚者可享有的純保費折扣。

關鍵詞：生命期望值，追蹤調查資料，婚姻狀況

壹、緒論

婚姻制度是人類特有的制度，藉由婚姻，夫妻可共組家庭與共享相同生活方式。人類社會也以家庭為基本單位，使安定生活與繁衍後代更為容易。由於夫妻的分工合作與互相照顧，長久以來，人們多半認為已婚者較未婚者有較穩定的生活與健康的身心狀況，因而也較為長壽。但這個臆測直到1940年代才有學者以美國1940年的戶口普查為根據，以五歲為一組比較已婚者與未婚者的死亡率(Dublin et. al.)。之後較為完全的研究有美國社會保險管理處(Office of Actuary, Social Security Administration)根據1960及1980年戶口普查，加上普查前後各一年的死亡紀錄而公佈的調查資料。Trowbridge(1994)則以社會保險管理處於1984年5月及1992年2月修定的新資料，說明同年齡的已婚者與未婚者（含單身、喪偶及離婚者）的死亡率比值最大為2，也就是未婚者的死亡率為已婚者的兩倍，其中死亡率比值在25至55歲間隨年齡而增大。除此之外，也有學者以社

會及經濟方面的觀點，說明夫妻生存機會互相影響的原因。以 Smith and Zick (1994)的實證研究為例，他們認為婚姻關係使夫妻生活在共同的環境下，因此享有類似的風險(Risk of mortality)；而離婚則可解釋為共同生活環境的終止。

儘管婚姻關係對死亡率與風險取向有相當的關聯，但迄今婚姻仍未列入壽險費率的計算，僅在汽車保險中存在因結婚而有保費折扣的情形，但折扣比例也不是很大。(以在美國購買汽車保險為例，單身保戶會因結婚而降低保費，但這個折扣在保戶超過30歲後取消，因為保險公司認為30歲比是否結婚更重要，同時他們也認為年齡因素與婚姻狀況的影響會重複、互相抵銷。)在一般的認知中，是否抽煙通常比是否已婚更能代表投保人的風險傾向。

但 Trowbridge (1994)根據社會保險管理處的資料，發現二十歲以上的是否結婚比是否抽煙更具影響力，將婚姻狀況排除在費率計算之外並不恰當。然而社會保險管理處的資料以戶口普查(每十年一次)資料為依據，無法對同一群人作縱向研究，作為已婚者有較低死亡率的直接證據。本研究使用台灣及美國各一組的追蹤調查(Panel Study 或 Longitudinal Survey)資料，驗證已婚者是否有較低死亡率；若有較低死亡率，則計算兩性已婚者在不同年齡下所享有的純保費折扣。除此之外，本研究對死亡率的估計與死亡率的修勻(Graduation, or Revision)，也有詳細的說明與探討。本文第2節將以Trowbridge使用的普查資料，計算已婚者的純保費折扣；第3節介紹本文使用的兩組追蹤調查資料，考慮資料的實證分析，包括死亡率的估計與修勻；第4節及第5節各為討論、結論與建議。

貳、婚姻與死亡率的關係

根據 Trowbridge(1994)的解釋，已婚者具有較低死亡率的原因有以下四點：

- 1.自我選擇：婚姻也是一種自我選擇，強壯(Robust)的男女性較容易結婚(結婚年齡多在30歲之前)，但較衰弱或易生病的則不容易結婚。
- 2.責任感：由於必須對配偶及子女負起家庭責任，已婚者對自己

的生活較為小心，通常不會選擇危險性較高的活動及嗜好。

- 3.互相照顧：已婚者除了在生活起居及病痛煩惱時互相照顧外，婚姻關係也帶給人們心理上的慰藉，具有安定心理的作用。
- 4.社會壓力：社會上一般對婚姻的定位，使得未婚者遭受有形及無形的壓力，因而造成未婚者有較高的死亡率。

也就是說，Trowbridge 認為婚姻狀況是一個人心理及生理狀況的反射，如同抽煙者選擇抽煙是一樣。

值得一提的是已婚者與未婚者的死亡率比值並不是定值，隨著年齡不同而有所變動。以美國社會福利管理處公佈的1960年及1980年資料為例（參考表2.1，Figures 2.1及2.2），死亡率比值在15至19歲最大，之後隨著年齡降低，在30至34歲或35至39歲最小，再漸漸升高，除了15至19歲這一組，始終小於1。這個死亡率比值曲線與一般年齡別死亡率曲線類似，屬於船型曲線（或浴缸型曲線；Bathtub curve）。其中15至19歲已婚者的高死亡率，可能與結婚年齡太小，已婚者身心尚未完全發展所致；30至34歲與35至39歲已婚者的低死亡率，可能歸因於穩定的經濟環境，以及對家庭的責任感，不致選擇高風險性的活動。

表 2.1 死亡率比值（已婚／未婚）

年齡層	1960		1980	
	男性	女性	男性	女性
15-19	1.057	1.135	1.253	0.833
20-24	0.570	0.611	0.625	0.541
25-29	0.442	0.438	0.408	0.403
30-34	0.362	0.407	0.317	0.369
35-39	0.347	0.451	0.292	0.398
40-44	0.383	0.511	0.355	0.437
45-49	0.432	0.595	0.356	0.491
50-54	0.484	0.650	0.360	0.557
55-59	0.545	0.705	0.453	0.603
60-64	0.587	0.740	0.527	0.621
65-69	0.633	0.794	0.550	0.696
70-74	0.692	0.853	0.608	0.713
75-79	0.733	0.832	0.558	0.766
80-84	0.783	0.927	0.629	0.681
85-89	0.854	0.890	0.755	0.613
90-94	0.900	0.923	0.805	0.652

與抽煙習慣比較，過去的資料顯示婚姻狀況對死亡率的影響更大。表2.2為表2.1中1980年的已婚者（男女性合併）與未婚者之死亡率比值，及1980 CSO中不抽煙者與抽煙者的死亡率比值。讀者不難看出除了15至19歲之外，其他各年齡層的婚姻狀況較抽煙習慣更有影響力。然而在其他因素相同下，保險公司通常都對抽煙者增收額外保費，以反應抽煙習慣帶來的額外風險。我們建議保險業者建構類似表2.2的兩性年齡別婚姻折扣因子(Discount factor)，給予已婚者保費折扣（或增收未婚者保費）。

表 2.2 已婚／未婚與不抽煙者／抽煙者的死亡率比值之研究

年齡層	已婚者／未婚者 (表 2.1 數值)	不抽煙者／抽煙者 (1980 CSO 數值)
15-19	1.10	0.70
20-24	0.58	0.66
25-29	0.40	0.61
30-34	0.34	0.53
35-39	0.34	0.49
40-44	0.39	0.47
45-49	0.42	0.46
50-54	0.45	0.48
55-59	0.52	0.53
60-64	0.57	0.61
65-69	0.62	0.68
70-74	0.66	0.74
75-79	0.65	0.81
80-84	0.65	0.86
85-89	0.68	0.93
90-94	0.72	0.98

以下我們以美國社會福利管理處公佈的資料與1979-81 U.S. Life Table比較，計算已婚者的折扣因子。令 ${}_tq_x^m$ 及 ${}_tq_x^u$ 各為現年 x 歲的已婚者與未婚者在 t 年內死亡的機率，而 ${}_tp_x^m = 1 - {}_tq_x^m$ 及 ${}_tp_x^u = 1 - {}_tq_x^u$ 為相對的生存機率。(男性及女性的死亡率與生存機率也可仿此定義。)假設我們已建構了兩性各年齡別的已婚者與未婚者的死亡率表，在利率水準為 i 的情形下，可比較現年 x 歲投保終身壽險(Whole life insurance)的已婚者與未婚者的保費。若令折扣

因子為 $v = (1+i)^{-1}$ ，則已婚者投保一單位終身壽險的保費 (P_x^m) 為

$$P_x^m \sum_{k=0}^{\infty} v^k {}_k p_x^m = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k+1} {}_k p_x^m q_{x+k}^m \quad (2.1)$$

或以精算符號表示 $P_x^m \ddot{a}_x^m = A_x^m$ ；未婚者的保費 P_x^u 也類似。

表 2.3 已婚者與未婚者的終身壽險純保費
(保額\$1,000，利率 $i=5\%$)

投保年齡	男性			女性		
	已婚	未婚	比值	已婚	未婚	比值
30	5.81	8.74	0.66	4.60	6.09	0.76
35	7.48	11.05	0.68	5.90	7.74	0.76
40	9.67	14.12	0.68	7.56	9.90	0.76
45	12.56	18.20	0.69	9.72	12.66	0.77
50	16.45	23.62	0.70	12.54	16.25	0.77
55	21.73	30.85	0.70	16.34	21.06	0.78
60	29.05	40.50	0.72	21.69	27.73	0.78

表 2.4 已婚者與未婚者的終身壽險純保費
(保額\$1,000，利率 $i=10\%$)

投保年齡	男性			女性		
	已婚	未婚	比值	已婚	未婚	比值
30	2.04	4.22	0.48	1.45	2.41	0.60
35	3.02	5.82	0.52	2.15	3.46	0.62
40	4.51	8.25	0.55	3.17	4.97	0.64
45	6.73	11.72	0.57	4.66	7.08	0.66
50	9.91	16.52	0.60	6.77	9.99	0.68
55	14.42	23.01	0.63	9.77	14.00	0.70
60	20.78	31.85	0.65	14.08	19.63	0.72

表2.3與表2.4是利率 $i = 5\%$ 及 10% 時，已婚者與全體同年齡人口的純保費比較，比較年齡為30至60歲。在 $i = 5\%$ 時，已婚男性平均可減少約30%的純保費，高於女性已婚者的22%~24%，較同年齡的已婚者其折扣比例也較大。當利率為10%時，已婚者的折扣比例更大，年輕已婚者與年長已婚者的折扣比例也擴大；與利率為5%相同，男性已婚者獲得的純保費折扣也大於女性已婚者，純保費折扣在35%~52%（高於女性的28%~40%）。

若夫妻投保連生保險(Joint-life insurance)，其純保費折扣也類似。以 x 及 y 各代表丈夫及太太投保年齡，則其純保費 P_{xy}^m 為

$$P_{xy}^m \sum_{k=0}^{\infty} v^k {}_k p_{xy}^m = \sum_{k=0}^{\infty} v^{k+1} {}_k p_{xy}^m (q_{x+k}^m + q_{y+k}^m - q_{x+k}^m \times q_{y+k}^m), \quad (2.2)$$

其中假設

$${}_k p_{xy}^m = P(T_x > t, T_y > t) = {}_t p_x^m \times {}_t p_y^m \quad (2.3)$$

為夫妻皆生存超過 k 年的機率，其中 ${}_k p_{xy}^m = {}_t p_x^m \times {}_t p_y^m$ 為夫妻的生存機率互相獨立的假設。表2.4為夫妻投保連生終身保險(Joint whole life insurance)的計算數值。與表2.3類似，隨著利率升高，已婚者的純保費折扣也較大。在丈夫年齡(x)固定下，折扣隨著妻子年齡上升而下降；固定妻子年齡也有相同的現象。另一個值得注意的現象是因為通常女性的死亡率比同年齡的男性低，表2.5中夫妻年齡對調下（如 $x=30, y=40$ 與 $x=40, y=30$ ），丈夫年齡較大的一組具有較高的純保費。例如 $x=40$ 及 $y=30$ 的純保費10.95 大於 $x=30$ 及 $y=40$ 的 9.83，其他 x 與 y 的組合也類似。

表 2.5 已婚者與未婚者的連生終身壽險純保費（保額\$1,000）

投保年齡		i=5%			i=10%		
x	y	已婚	未婚	比值	已婚	未婚	比值
30	30	7.50	11.16	0.67	3.03	5.91	0.51
	40	9.83	14.01	0.70	4.51	8.07	0.56
	50	14.35	19.67	0.73	7.83	12.63	0.62
40	30	10.95	16.08	0.68	5.33	9.68	0.55
	40	12.86	18.39	0.69	6.61	11.57	0.57
	50	16.46	23.28	0.71	9.59	15.72	0.61
50	30	18.01	25.46	0.71	10.59	17.71	0.60
	40	19.05	27.18	0.70	11.64	19.32	0.60
	50	21.93	31.19	0.70	14.19	22.94	0.62

無論是個人保險或連生保險，在美國社會福利管理處的資料下，我們發現婚姻狀況是不可忽略的考慮因素，在利率為10%時，某些年齡的已婚者純保費僅有未婚者的一半左右。然而我們引用的資料僅以戶口普查資料加上普查年後共三年的死亡資料，並非追蹤資料，無法反應婚姻對同一群人產生的累積影

響。下一節中我們將以台灣及美國的追蹤資料為基礎，藉以驗證已婚者是否有較低的死亡率。

參、實證研究

本節為婚姻狀況與死亡率的實證研究，使用兩組追蹤調查資料，台灣與美國各一組，檢驗婚姻是否與死亡率相關。由於兩組資料的樣本數目並不大，估計的死亡率上下振盪幅度太大，不符合死亡率隨年齡遞增的實際情形，因此需要考慮修勻(Graduation)，期使最後的死亡率估計值具有平滑(Smooth)與遞增的特性。

§3.1 台灣地區資料

首先簡介台灣地區資料的來源與特性，再介紹死亡率的估計方式與使用的修訂方法。

1. 資料來源與特性

台灣地區資料是新光人壽公司所提供的被保險人資料，屬於連生保險(Multiple life)契約，被保險人為夫妻關係(夫為主被保險人，妻為從被保險人)。本保險契約於 1985 年開始上市，但並不是該公司的主要商品，而是經常以類似“附約”(Rider)的型態其他產品，例如終身壽險及定期壽險並存。

由於這類型的連身保險與附約相似，也無需身體健康檢查(Health exam.)，保額也以少於新台幣壹佰萬元居多。在主被保險人死亡時，其配偶可領取一次給付的保險金；而從被保險人死亡時，則視主被保險人的存活與否，給予退費或 50% 的保險金。本文的實證分析採用 1985 至 1995 年的資料為樣本，樣本中的男性被保險人年齡介於 20 與 60 歲，女性被保險人年齡則是 17 至 49 歲，資料總數約一萬餘筆。

2. 死亡率的估計及修訂方法

台灣地區的資料僅紀錄被保險人投保時的整數年齡、性別、退保或死亡時

間，但缺乏死亡時的實際年齡，因此必須給定投保年齡的假設，才能估計各年齡別的死亡率。首先，令投保年齡為均勻分配，也就是當被保險人的紀錄顯示為 30 歲時，我們假設他（或她）為 30 1/2 歲；同時，我們以 30/360 計算曝露數（Exposure），即一年有 360 天及每個月有 30 天。在這兩個假設下，我們先算出中央死亡率(Central death rate), m_x ,

$$m_x = \frac{x\text{歲的死亡人數}}{x\text{歲的曝露數}} = \frac{d_x}{L_x} \quad (3.1)$$

其次，假設死亡率服從均勻死亡分配(Uniform Death Distribution；U.D.D.)，則死亡率 q_x 可表為

$$q_x = \frac{m_x}{1 + m_x/2} \quad (3.2)$$

另一方面，因為本組資料的樣本數並不大，我們以 Whittaker 修勻法對(3.2)式中得出估計值作修整。若令 u_x 及 v_x 為死亡率 q_x 的原始估計值及修勻值，則 Whittaker 修勻法是選擇 v_x 使得

$$F + hS = \sum_x W_x (v_x - u_x)^2 + h \sum_x (\Delta^z v_x)^2 \quad (3.3)$$

最小化。上式中 F 為適度性(Fit)函數，用來測量修勻值與原始估計值的差距；S 為平滑性(Smoothness)函數，代表修定值相互之間的平滑程度)； $h > 0$ ； z 為正整數； $\Delta v_x = v_{x+1} - v_x$ 為差分運算子； W_x 為加權數（一般選為曝露數）。修勻台灣地區資料時我們選用 $z= 3$ (使修勻值較平滑)及 $h= 10^8$ (使適度性與平滑性的加權比例相當)。關於 Whittaker 修勻法的參數選取與詮釋，抑或是其他修勻法的介紹，請參考余清祥(1997)或 London(1985)。

表 3.1 為最後的死亡率修勻值(以五年為一組)，以及 1994 年台灣地區簡易生命表，圖形比較則可參照 Figures 3.1 及 3.2。由表 3.1 的數值可知，無論是男性或女性，連生保險所得出的死亡率低於 1994 台灣地區簡易生命表數值，其中因為樣本數不足，女性 17 至 22 歲的曝露數不足 2,000 人天(或 6 人年)，Figure 3.2 僅有 23 至 49 歲女性資料。另外，Figures 3.1 及 3.2 的死亡率比值(保險公司資料 / 1994 台灣簡易生命表)與美國 1960 與 1980 普查資料類似(Figures 2.1 及 2.2)，均為船型曲線，在 20 及 30 歲有遞減的傾向，之後隨著年齡遞增。然而，由於台灣地區資料的樣本數不大，而且年齡分佈集中在 20 至 40 歲之間，因此台灣地區所得的船型曲線與上一節並不相同，最小比值的對應年齡也不同，但最小的死

亡率比值大約都是 0.4 左右，也就是已婚者的死亡率約只有未婚者的 40%。

表 3.1 台灣地區死亡率數值比較（保險公司資料）

年齡層 ($x, x+5$) ${}_5q_x$	男性		女性	
	1994 台灣 簡易生命表	保險公司 數值	1994 台灣 簡易生命表	保險公司 數值
15-19	.00686	—	.00243	.00237
20-24	.00701	.00070	.00299	.00347
25-29	.00801	.00248	.00339	.00351
30-34	.01060	.00579	.00390	.00266
35-39	.01381	.01082	.00550	.00238
40-44	.01961	.01645	.00790	.00325
45-49	.02772	.02279	.01221	.00752
50-54	.03915	.03020	.01916	—
55-59	.05879	.03685	.03024	—

§ 3.2 美國地區資料

1. 資料來源與特性

美國地區的追蹤資料為 Inter-university Consortium for Political and Social Research(ICPSR)所提供的調查研究，調查名稱為 Panel Study of Income Dynamics(PSID)。PSID 是具有全國代表性的問卷調查，其調查主旨在於了解美國家庭收入與其變動的決定因素。

為求樣本可代表全美國的家庭，PSID 的抽樣分成兩部份：一為由調查研究中心(Survey Research Center)由全美各地抽取的橫斷面(Cross-section)近 3,000 份的樣本，一為戶口普查局(Census of Bureau)為就業機會處(Office of Economic Opportunity)抽取約 1,900 個低取入戶的子樣本(Subsample)。本研究使用的 PSID 樣本為 1968 至 1992 年資料。

2. 死亡率的估計及修勻方法

美國地區資料記載所有樣本的出生日期，樣本死亡時可算出其實際年齡，不需要投保年齡為均勻分配的假設。其餘則與處理台灣地區資料的方法相同：

曝露數以 30/360 計算，死亡率為 U.D.D. 假設，最後的死亡率修勻值採用 Whittaker 法。

由於 PSID 的樣本數約僅有台灣地區資料的一半，死亡率 q_x 在 Whittaker 法修勻後仍舊不是十分平滑，35 歲以後的男性及女性已婚者死亡率也未呈單調遞增的現象，與 1979-81 U.S. Life Table 不同（參考表 3.2、Figures 3.5 及 3.6）。PSID 資料中男性與女性已婚者死亡率與 1978-81 U.S. Life Table 死亡率非常接近，在 60 歲之後的已婚者則有明顯的低死亡率。Figures 3.7 及 3.8 為 PSID 已婚者與 1979-81 U.S. Life Table 的死亡率比值也呈現相同現象。另外，因為 PSID 的樣本數不是非常充足，以五歲一組為單位比較死亡率可能較為適當，較易看出 PSID 中 20 至 60 歲已婚者的低死亡率。表 3.2 即為 PSID 與 1979-81 U.S. Life Table 的五歲一組死亡比較。明顯的可看出 1979-81 U.S. Life Table 在 30 歲之後的死亡率為單調遞增，但 PSID 的已婚女性則不然，在 70 歲之後尚未呈現遞減的現象。然而，讀者仍可看出 PSID 已婚者的死亡率僅有 1979-81 U.S. Life Table 中的 1/3 或更少，已婚者的死亡率較同年齡平均人口的死亡率為低。

表 3.2 美國地區死亡率數值比較 (PSID 資料)

年齡層 (x,x+5) ${}_5q_x$	男性		女性	
	1979-81 U.S. Life	PSID (已婚者)	1979-81 U.S. Life	PSID (已婚者)
20-24	.00742	.00347	.00237	.00237
25-29	.00789	.00222	.00262	.00004
30-34	.00764	.00214	.00309	.00144
35-39	.00890	.00323	.00438	.00233
40-44	.01271	.00539	.00689	.00309
45-49	.01994	.00850	.01097	.00372
50-54	.03211	.01234	.01727	.00422
55-59	.04950	.01654	.02591	.00458
60-64	.07531	.02065	.03920	.00482
65-69	.11247	.02425	.05823	.00490
70-74	.16473	.02706	.08817	.00489
75-79	.23350	.02903	.13528	.00473

肆、討論

在前一節的實證研究中，我們用新光人壽公司與台灣地區簡易生命表比較，以及 PSID 與 1979-81 U.S. Life Table 比較，兩組資料皆顯示已婚者的死亡率較低。值得注意的是 PSID 資料為全美各地加權處理的抽樣，可能產生抽樣偏差的機會很小，分析結果的可信度很高；台灣地區資料雖為單一保險公司的保單資料，樣本可能有選擇偏差(Selection biased)而不具全國代表性，購買連生保險者本身可能擁有某種共同特性。但婚姻本身就是一種選擇，與抽煙習慣類似，因此我們認為實證結果可信，我們支持已婚者有較低的死亡，與同年齡未婚者有顯著差別，應可考慮將婚姻狀況列入計算費率的因素。

表 4.1 台灣地區婚姻狀況(人口總數)調查表

年齡層	男性總數	男性未婚	男性已婚	女性總數	女性未婚	女性已婚
15 歲以下	2663171	2633171	42	2442912	2442790	118
15-19	1032061	1025796	6105	976274	954317	215000
20-24	911104	847714	60817	868467	683633	178526
25-29	962374	612510	336549	918641	365629	529820
30-34	999400	307385	659204	958977	153194	757642
35-39	945331	142496	753508	913049	82616	761580
40-44	848300	71841	723153	821938	54853	689395
45-49	568978	32604	498852	551629	28210	462989
50-54	426680	19532	379783	421684	14751	352084
55-59	400396	16562	356315	409795	11868	330246
60-64	370095	18731	318313	345121	9641	258264
65-69	380492	38677	298045	283182	9276	182356
70-74	264749	37831	186762	205377	8441	103347
75-79	143043	19068	92345	127880	5926	45660
80-84	74364	9217	41819	78211	3954	18054
85-89	23301	2098	10894	32412	1722	4396
90-94	5738	545	2184	9186	574	898
95-99	905	114	292	1709	132	144
100 歲以上	175	36	73	330	48	51

另一方面，由於現今並未有依婚姻狀況分類而編製的生命表，如果僅有已婚者的死亡率值表或已婚者與未婚者（或全部人口）的死亡值比例表，則必須依賴婚姻狀況比例（如表 4.1 的台灣婚姻狀況調查表）估計各年齡別的已婚者及未

婚者的死亡率。令 M_x 及 U_x 為 x 歲的已婚與未婚人數，而 q_x ， q_x^m ， q_x^u 各為全部人口、已婚者、未婚者的 x 歲人口在一年內死亡的機率。在給定如表 3.1 中的已婚者與全部人口的死亡率比值配合，如表 4.1 的婚姻狀況調查表，我們可由

$$\frac{q_x^m}{q_x^u} = \frac{1 - \frac{q_x^m}{q_x} \times \frac{M_x}{M_x + U_x}}{\frac{q_x^m}{q_x} \left(1 - \frac{M_x}{M_x + U_x}\right)} \quad (4.1)$$

及

$$q_x = \frac{M_x q_x^m + U_x q_x^u}{M_x + U_x} \quad (4.2)$$

求出 q_x^m 及 q_x^u ，進而算出各年齡的已婚者及未婚者之間保費差距。

伍、 結論與建議

本文選用的兩組追蹤調查資料都支持已婚者比同年齡的未婚者有較低死亡率的說法。在第三節的實證研究，我們發現婚姻狀況是計算保費時不可忽略的重要因素。以終身壽險為例，在年利率為 5% 的假設下，已婚男性平均比未婚者少 30% 到 35% 的純保費，利率為 10% 時則少 35% 到 50%；對已婚女性而言則是利率為 5% 的減少 32% 到 34% 純保費，利率為 10% 的減少 30% 到 40%。保險公司若能確切根據保戶的特性計算出合理的保費，不但使消費者享有公平的待遇，保險公司自身也可藉此分離有不同風險性的團體，減少將不同族群歸成同類而產生的理賠金額振盪(Fluctuation)。

另一方面，因為從未結婚者、離婚者、及喪偶者生活經驗不同，其死亡率可能有差別。然而本文中僅將全部人口分成已婚者及未婚者(含從未結婚、離婚、喪偶)兩類，實際上並不完備。Trowbridge(1994)指出喪偶者在未婚者中的死亡率最高，從未結婚者則最低。我們的兩組資料分析中的 PSID 也有類似的傾向，

但樣本數不足難以下結論。(台灣部份資料在夫妻任一方死亡後及停止記錄，因此無法作追蹤調查。)未來在資料樣本允許下，可將未婚者作更細的劃分，比較未婚者間的死亡率差別。

參考文獻

1. Carriere, F. Jacques and Chan, Lai K.(1986), "*The Bounds of Bivariate Distributions that Limit the value of Last-survivor Annuities*", Transactions, Society of Actuaries, Vol. XLII, 51-69.
2. Carriere, F. Jacques (1988), "*Parametric Models for Life Tables*", Transactions, Society of Actuaries, Vol. XLIV, 77-99.
3. Dublin, L.I., Lotka, A.J., and Spiegelman, M. (1949), "*Length of Life*", New York: Ronald Press, 134-139 .
4. Kruskal, W. H. (1958), "*Ordinal Measures of Association*", American Statistical Association Journal, 814-861.
5. London, D. (1985), "*Graduation: The Revision of Estimates*", ACTEX Publication, Connecticut.
6. Manton, Kenneth G. and Poss, Sharon S. (1979), "*Effects of Dependency Among Causes of Death for Cause Elimination Life Table Strategies*", Demography, Vol. 16, Number 2, 313-327.
7. Oakes, D. (1982), "*A Model for Association in Bivariate Survival Data*", Journal of Royal Statistical Society B, 414-422.
8. Smith, K. R. and Zick, C. D. (1994), "*Linked Lives, Dependent Demise? Survival Analysis of Husbands and Wives*", Demography, Vol. 31, 81-93.
9. Tolley, H. Dennis and Manton, Kenneth G. (1983) , "*Multiple Cause Models of Disease Dependency*", Scandinavian Actuarial Journal, 211-226.
10. Trowbridge, C. L. (1994), "*Mortality Rates by Marital Status*", Transactions, Society of Actuaries, Vol. XLVI, 99-122.
11. Yashin, A. I., Manton, K. G., and Stallard, E. (1986), "*Dependent Competing Risks: A Stochastic Process Model*", Journal of Mathematical Biology, 119-140.
12. 余清祥 (1997), "*修勻：統計在保險上的應用*", 台北雙葉書局.

Figure 3.1. Male Mortality Rates in Taiwan Area

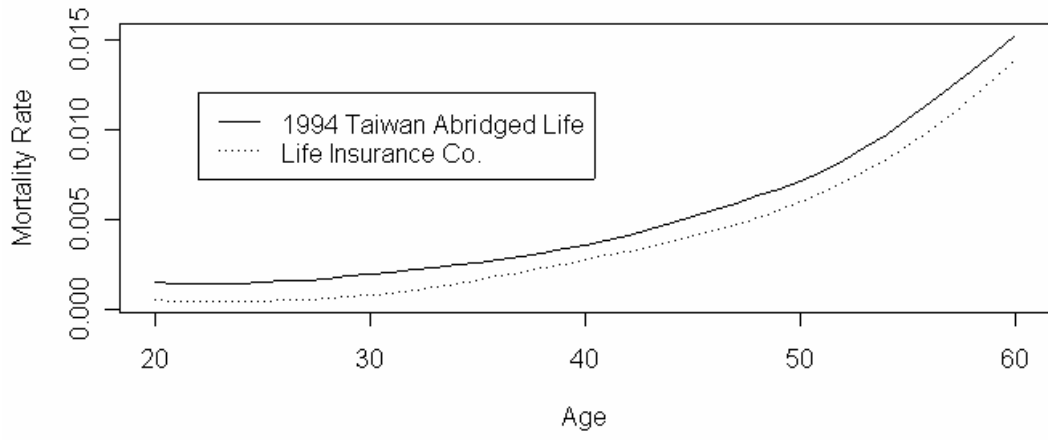


Figure 3.2. Female Mortality Rates in Taiwan Area

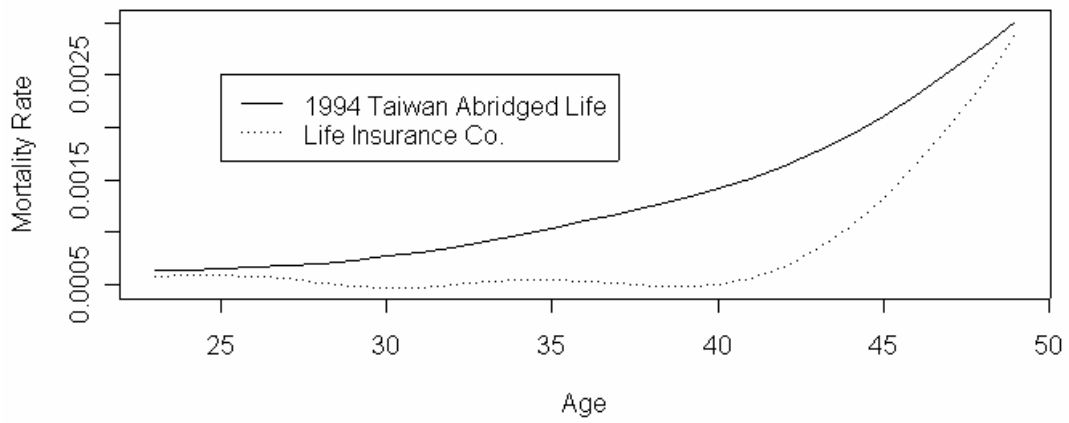


Figure 3.3. Ratio of Male Mortality in Taiwan Area

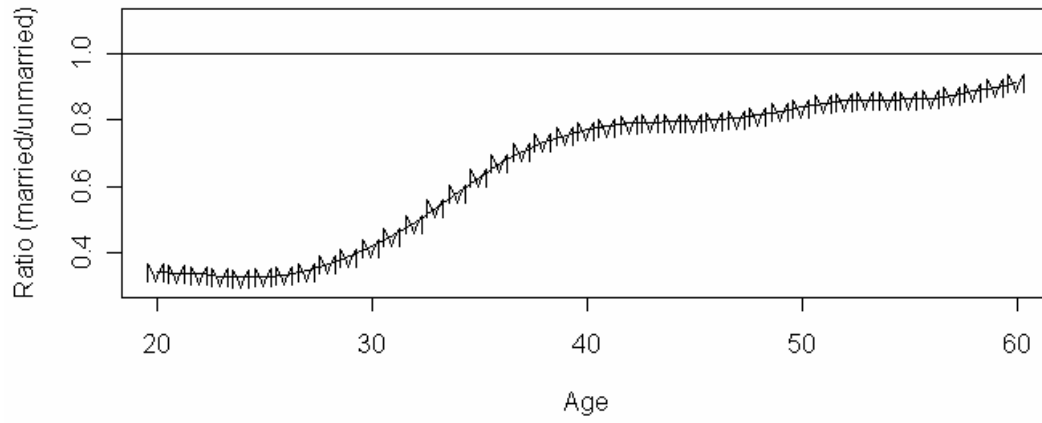


Figure 3.4. Ratio of Female Mortality in Taiwan Area

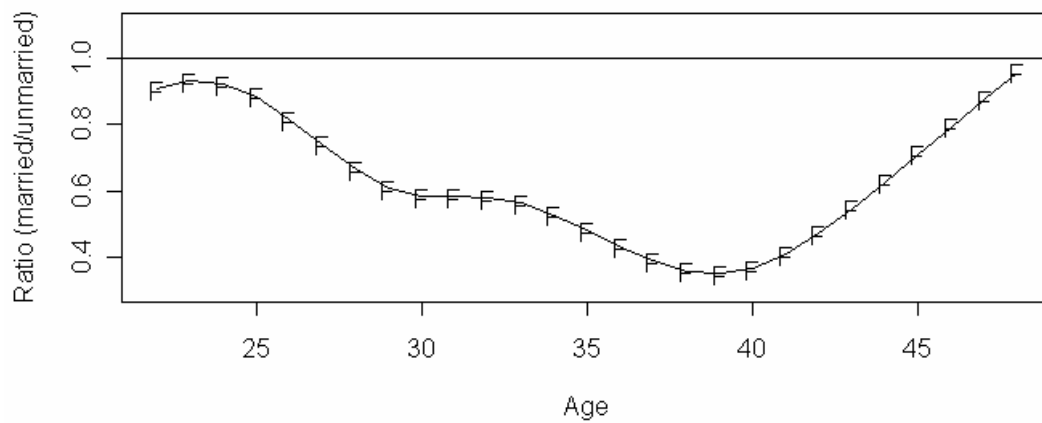


Figure 3.5. Married Male Mortality Rate from PSID

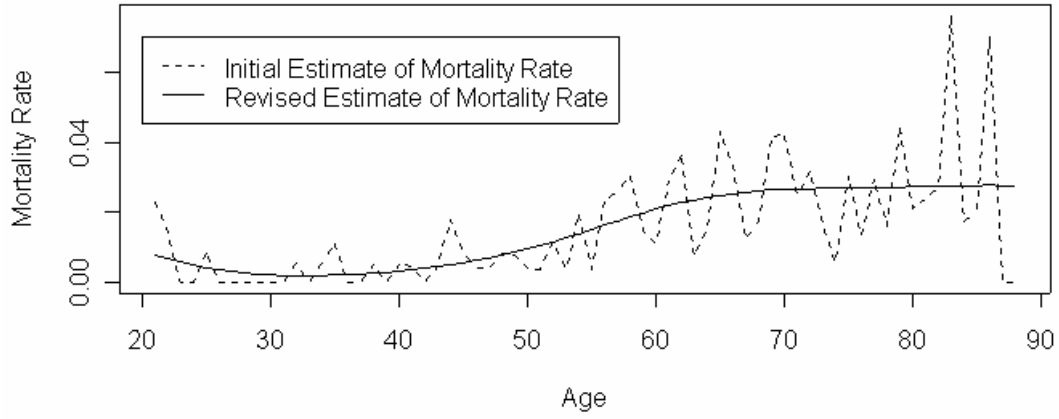


Figure 3.6. Married Female Mortality Rate from PSID

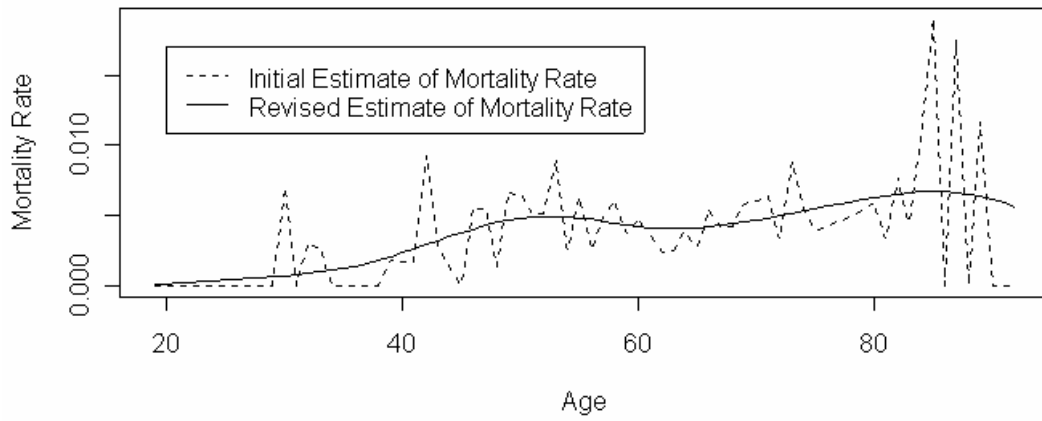


Figure 3.7. Ratio of Male Mortality From PSID

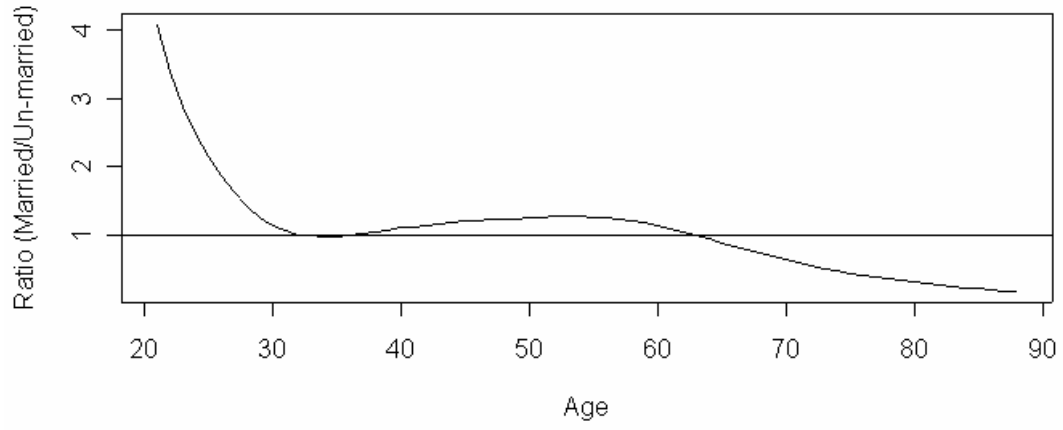


Figure 3.8. Ratio of Female Mortality From PSID

