

研究論文

台灣女性初婚率的量與步調*

王德睦[‡]

國立中正大學社會福利學系教授

張國偉

國立中正大學社會福利學研究所博士生

收稿日期：98年9月9日；接受刊登：99年2月1日。

* 本文為97年國科會計畫，編號NSC 97-2410-H-194-032-MY2之第一年研究結果，並於98年5月23-24日於中正大學與東吳大學合辦之「健康、照護、工作與退休——新興社會風險與弱勢關懷」國際學術研討會發表（舉辦地點：東吳大學）。感謝國立成功大學老年學研究所楊靜利老師、中央研究院歐美研究所李瑞中老師以及國立中正大學社福所李妙純老師，以及兩位匿名審查委員給予詳細的建議與指正，文中謬誤由作者自行負責。

[‡] 通訊作者，E-mail：tmwang@sw.ccu.edu.tw。

中文摘要

1970年代之後，大部分工業化國家的時期別結婚率快速下降，文獻指出，這是由於女性延後結婚年齡所致，而這些變化通常被忽略了。在台灣的例子當中，本文使用Bongaarts 和 Feeney（1998a, 2006）（簡稱B-F法）與Kohler 和 Philipov（2001）（簡稱K-P法）調整式，分析台灣的女性總初婚率的變化是受到平均初婚年齡與初婚年齡變異的改變造成的步調所影響，或受到1971年至2007年女性曾經結婚比例的「量」的影響。台灣的例子中，我們發現女性總初婚率的下降是由於不同年齡層的步調扭曲所造成，顯示台灣地區女性的初婚率並未大幅下降，只是不斷延後第一次結婚的時間。長遠來說，女性初婚時間不斷地延後，未來不僅將使總生育率持續下降，且亦可能使單身老年人家戶數量上升，值得未來家庭人口政策持續關注。

關鍵字：總初婚率、時期別曾經結婚比例、**B-F法**、**K-P法**

An Analysis of First Marriages among Females in Taiwan

Te-Mu Wang^{‡‡}

Professor, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

Kuo-Wei Chang

Doctoral Student, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

Abstract

Since the beginning of the 1970s, the rate of first marriages has declined dramatically in most industrialized societies, the reason being that people delay marriage to a much later age. This paper explores how much of the change in this first marriage rate among females can be attributed to delays, reflected in changes in the mean and variance of their ages at the time of marriage, and how much of it is due to the proportion of women who got married (whether or not for the first time) between 1971 and 2007 in Taiwan. We show that the latter proportion is distorted due to changes in the timing of the first marriage.

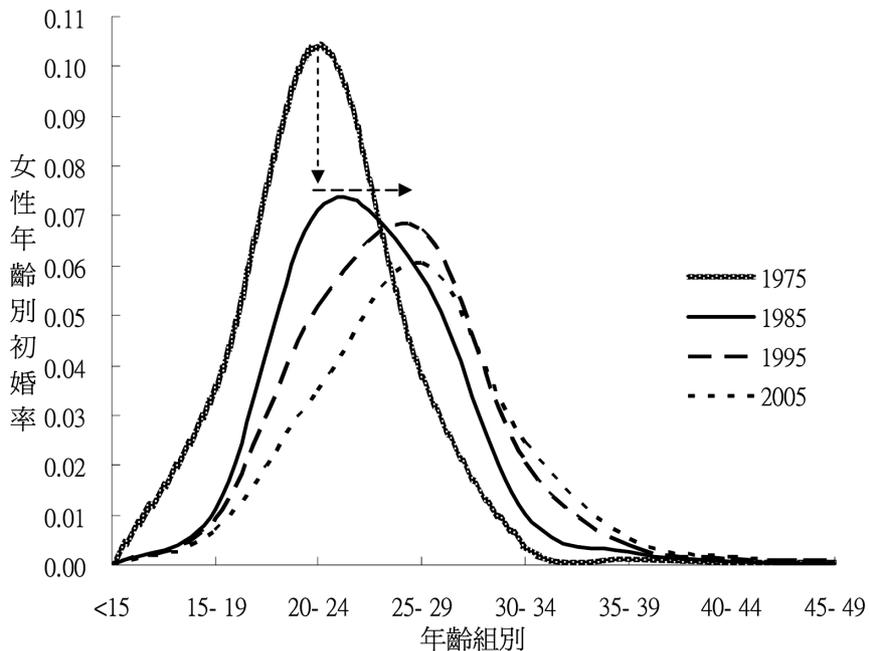
Keywords : First marriage rates, proportion ever married, B-F method, K-P method

^{‡‡} Correspondent author. E-mail address: tmwang@sw.ccu.edu.tw.

壹、前言

過去幾十年來，台灣的婚姻行為逐漸出現改變，尤其是平均初婚年齡的延後、結婚率下降、離婚率的提高，使得台灣的家庭組成型態趨於多樣化。根據過去相關理論研究顯示，在後物質主義的影響，以及步入後工業社會下，因為個人意識高漲與社會制度結構的轉變，將使得未來單身未婚的比率會越來越高，而這樣的演變趨勢，看起來似乎也直接或間接的影響了台灣的總生育率回升希望漸漸消失。而台灣的女性是不是真的不結婚了呢？似乎還沒有出現一個完整的定論。

由1975、1985、1995、2005等四年的資料，我們可以看到由年



資料來源：內政部出版，歷年《中華民國台灣地區人口統計》。

圖1 台灣女性年齡別初婚率（1975年、1985年、1995年、2005年）

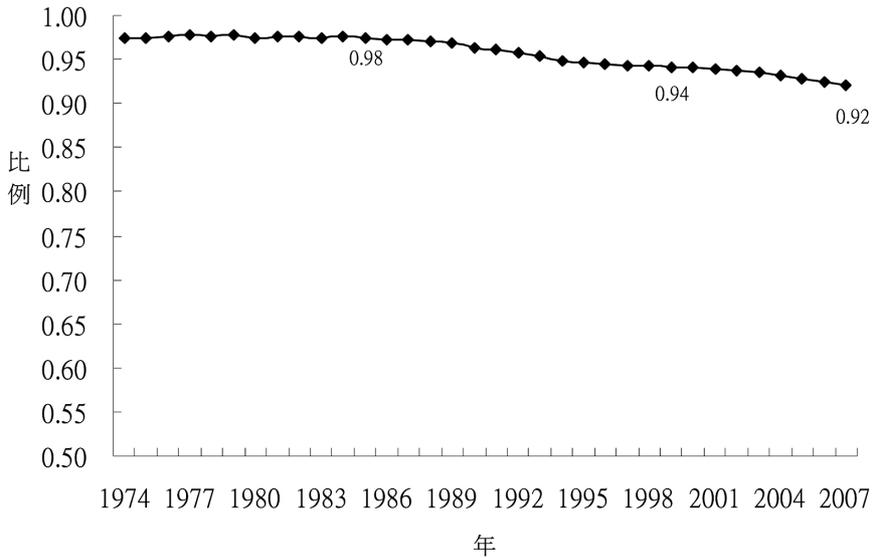
齡別初婚人數與年齡別女性人數，計算台灣女性的年齡別初婚率（AFMR），如圖1所示，首先是初婚峰頂先行下降，下降的意涵即是女性年齡別初婚數量往下降，由1975年的初婚峰頂10.5%不斷下降至2005年的3.5%；其次，峰點平移與分佈擴散，其意涵為女性開始不斷提高初婚年齡，由1975年的21.83歲提高至2005年的26.83歲。簡單來說，女性年齡別初婚率的變化，猶如年齡別總生育率的變化般出現改變，但是兩者不同的是，生育率由高齡-高胎次先下降，而初婚率由低年齡先下降。

而觀察一群人口是否終身不婚，最好的方式是使用年輪（cohort）人口的計算方式，因此，我們也利用有限資料計算出台灣女性之年輪別完婚率（completed marriage rate），如表1，發現1952-1961年出生世代至50歲時，其完婚率也高達96%以上，而其他世代人口，因為尚未達到完成結婚的年齡點，如1962-1966年出生世代尚有5年的時間有初婚發生的風險，但其年輪別初婚率也高達92%，而其他年輕且未完成結婚年輪

表1 台灣女性年輪別完成結婚率（%）

出生世代	15- 19歲	20- 24歲	25- 29歲	30- 34歲	35- 39歲	40- 44歲	45- 49歲	完成初婚率
1952-1956	0.16	0.48	0.29	0.05	0.02	0.01	0.01	1.00
1957-1961	0.12	0.46	0.28	0.08	0.02	0.01	0.00	0.96
1962-1966	0.10	0.32	0.35	0.11	0.03	0.01		0.92
1967-1971	0.05	0.31	0.36	0.10	0.03			0.85
1972-1976	0.05	0.26	0.32	0.14				0.77
1977-1981	0.04	0.27	0.30					0.61
1982-1986	0.07	0.16						0.24
1987-1991	0.03							0.03

資料來源：內政部出版，歷年《中華民國台閩地區人口統計》。



資料來源：內政部出版，歷年《中華民國台閩地區人口統計》。
附註說明：未婚單身年齡別資料於1974年才有陳列。

圖2 台灣女性45-49歲曾經結婚比例（1974年-2007年）

的情況，也因為還有高達10至25年的時間可以完成結婚的行為，因此，就有限的資料，並無法得知其未來是否會發生初婚的行為。

最後，我們將1974年至2007年，45-49歲單身未婚比例計算出來，用1減去此年齡別的單身比例，如圖2，卻看到不同的圖像，即是完婚率似乎沒有下降得很快，因為至2007年為止，仍有高達92%的女性已有過結婚的行為。

初婚行為的改變對於生育率可能產生影響，其主要原因在於，延後第一次結婚的年齡，會使得第一胎的生育時間相對延後，也會使得生育胎次相對減少，使得總生育率逐年下降（Bongaarts, 2002; Bongaarts & Feeney, 2006）；另外，對於家庭結構而言，初婚年齡越早、結婚年輪

越晚與曾因工作而離家者會使得初婚夫婦選擇自立門戶的機率提高，而不傾向選擇代間同住（王俊豪，2008）。而初婚行為的改變，則與整體社會經濟變遷有相當大的關聯，如高等教育擴張使得受教育年限延長、現代化的生活形態改變了傳統對於結婚生子的社會壓力等，都會造成人們改變其步入婚姻的時間點。

基於上述簡單比較台灣地區歷年女性初婚行為轉變所產生的好奇，本研究主要欲討論，在女性平均初婚年齡不斷延後，以及伴隨女性總初婚率快速下降過程中，到底是不是整個台灣女性的初婚行為產生徹底轉變，抑或只是因為平均初婚年齡步調所造成的影響（tempo effect），而我們使用了B-F法與K-P法去除初婚年齡延後的步調影響後，到底總初婚率（Total First Marriage Rate, 簡稱TFMR）以及時期別曾經結婚的比例（Period Proportion Ever-Married, 簡稱PPEM）為多少？最後，並討論調整後的意涵。

貳、文獻檢討

一、婚姻行為轉變：不婚趨勢來臨

自1970年代以來，先進工業國家的時期別結婚率快速下降。根據文獻指出結婚率的下降是由於人們延後結婚時間所致，然而這些變化卻經常被忽略了，在西歐等先進工業國家中，初婚率快速下降通常伴隨著初婚年齡顯著上升這樣的特徵，即是「二次人口轉型」理念（Second Demographic Transition 簡稱SDT；Lesthaeghe, 1995）。此一轉變也伴隨著同居比例的上升、很低的生育率、婚外生育比例的上升。此一巨大的轉變，學者稱之為「二度人口轉型」（Lesthaeghe, 1995; van de Kaa,

2002)。這些學者認為這是由於意識型態產生巨大轉變，由「利他主義」(altruism)轉為「個人主義」(individualism)所產生的巨大社會、人口行為的轉變。van de Kaa最近研究認為由第一次人口轉型(First Demographic Transition, 簡稱FDT)至第二次(SDT)最根本的轉變就是：個人的價值與態度的改變(世代價值觀不同)。其核心辯證是：第一，價值轉變，由以孩子為中心(child-king)的傳統價值，轉變為以自己為中心的個人生活追求方式來臨；第二，日益普及與隨時可獲得的便利避孕技術與工具及墮胎技術的解放效果，加上國家對於婚姻與生育的法令鬆綁以及越來越多女性可以主導避孕之時代的來臨，弱化了婚姻與生育的連結，而產生二次人口轉型的特徵：家庭逐漸弱化、離婚率與同居率提高、高墮胎率、結婚年齡不斷延後、終身未婚比例提高、生育年齡不斷提高(尤其是第一胎)、高胎次的生育減少，而使得人口的自然增加率開始出現負成長的情況(van de Kaa, 2002: 1-10)。

二次人口轉型的提出雖然在於解釋與預測，許多西歐國家其未婚生子的比例逐年升高(Kiernan, 2001)，也指出婚姻行為徹底轉變，可是在西歐其結婚率仍遠高於同居未婚的比例(Winkler-Dwork & Engelhard, 2004)。另外，西歐許多先進工業國家甚至將初婚率視為影響成人與小孩福利的重要指標，因為已婚夫婦與其子女的生活福祉都比未婚同居者以及子女來得高(Waite, 1995)。且Coleman(2004: 16)也提出根據Bongaarts和Feeney(1998a)的方式分析1945年至1985年歐洲各國的初婚率，發現初婚率先降後回穩(丹麥、法國上升)，反駁二次人口並非轉型，只是部分的改變，而人們只是晚婚，並非完全不結婚，其結論指出這並非轉型，只是部分生活形態的轉變。

另外，近來也有許多理論被提出來解釋為何人們會結婚？以及什麼因素影響兩性結婚的時間。這些理論的發展是從由純粹經濟學的解釋出

發至制度取向研究。家庭經濟學的理论是最有名的，它指出結婚是一種理性的選擇，個體決定結婚時，一定是考量其婚後的利益比單身時顯著來得高（Becker, 1973; 1974; 1997）。傳統上，兩性分工使得家戶生產可以有效率的運作，也因為工作職場上對於兩性薪資與工作差異的比較利益原則，支持了男主外、女主內的論證，也是結婚的主要考量。

但是性別角色分工近來受到兩點質疑與批評，首先，依照比較利益原則的話，因為性別角色使得女性在市場上的工資很低（普遍比男性低），所以，大部分的女性應該都要積極結婚，而使得女性的完婚率應該很高，且女性的結婚時間應該都會比較早，但事實卻出現女性延後結婚時間與不結婚的比例大於男性（Cherlin, 2000）。而Oppenheimer（2000: 285）也指出，事實上，結婚數量仍遠高於同居，主要是為了長期投資的累積，來獲取較高的生活上經濟安全的保障，所以性別分工如果奠基於傳統核心家庭的分工策略上，那麼高教育程度的女性，在婚姻市場上應該是越受歡迎，且其結婚率應該越高才對。其次，Becker對於兩性偏好與比較利益的假設是立基於性別分工的基礎上之兩性議價模型（bargaining models）而形成其偏好不同，進而討論配對的可能性，而非兩性透過一段時間的「議價的過程」（bargaining proceed）而來（Cherlin, 2000; Lundberg & Pollak, 1996）。根據Cherlin（2000, 2004）研究指出，女性延後結婚是因為其本身在議價過程中，議價的籌碼與能力（教育程度、工資水準）提高了，甚至大部分的女性會使用婚前同居來進行搜尋與議價的過程，因為同居提供了一個更好的機會來觀察男性的潛在賺取能力以及分享家務工作與養育小孩的意願，而女性會不會以結婚來結束單身，則看這段期間的議價結果。

關於亞洲的婚姻行為方面，澳洲學者Jones（2005, 2007）長期觀察東亞及東南亞等國家的婚姻與生育行為研究也提出了「逃避婚姻」

(flight from marriage) 假設。其研究指出由於1970-2000年的35歲以上女性單身比率逐年增加是以往未見過的現象，（尤其是都會區的高教育女性）並將這些國家嘗試歸納儒家文化與馬來文化對於女性結婚壓力規範不同，進而促成不同的高齡單身比例演變，而都會區的避孕工具（保險套、避孕藥容易取得）、高等教育女性的人力資本與避孕知識與技術、以及到了都會區可以避免原生家庭督促結婚的壓力等，影響這些女性步入婚姻的時間，甚至會出現終身不婚比例大增，而提出「逃避婚姻」的假設。

從上述西歐、美國、亞洲等相關研究，從理性選擇到制度變遷的看法皆指出，女性不僅僅因為教育提高、個人意識覺醒、兩性的性關係改變、法律制度的改變而延後其組成家庭（步入婚姻）的時間，甚至開始出現終身不婚的趨勢。然而上述研究大都使用時期別一年齡別的單身未婚比例做為比較單身趨勢與推論未來的基礎。然而，我們知道時期別的率通常都會伴隨「量」與「步調」的影響，而有步調扭曲的情況（關於此點詳後述）。因此，本文好奇的是，台灣女性的時期別結婚率於逐年下降當中，只是因為年輕的年輪人口結婚延後的影響呢，還是初婚行為徹底轉變了？

二、時期率的量與步調

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（quantum）和步調（tempo）來表達（Bongaarts & Feeney, 2006）。所謂的「量」是指生命週期中，事件發生的平均次數；而「步調」則指發生事件的平均年齡。例如：總生育率（total fertility rate）是生育行為的「量」之測量，而零歲時平均餘命

(life expectancy at birth) 則為死亡狀況的「步調」測量。

然而，這些事件的「量」與「步調」可以年輪 (cohort) 為基礎來測量，也可以以時期 (period) 為基礎來測量。以年輪來測量，是簡述同時出生的一群人之實際經驗；而時期的測量，則以一個時間點的年齡別率 (age-specific rate) 為基礎，假設有一個年輪的人口以此年齡別的生命率 (vital rate) 經歷整個生命週期，則其生命週期的「量」與「步調」會是如何。由於年輪的測量，是一群人自事件可能發生開始，追蹤至事件發生的機率為0的實際經驗，因此意義較為清楚，而被視為是實際的「量」或「步調」(Ryder, 1964)。

雖然時期的「量」與「步調」測量較為複雜，在概念上較為不清晰，但是由於年輪的測量，需要等到事件均已發生，而有長達數十年乃至百年的時間差距。例如，加總一年輪之年齡別生育率的完成生育率 (completed fertility rate)，須等此一年輪的人口到達不再能生育的年齡，才可以計算，已經晚了該年輪主要的生育時間二、三十年；若以零歲時的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，其所需要的資料其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 & Feeney, 2006)。

雖然時期測量在人口學上較為通用的，但是時期測量的「量」乃至「步調」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, Bongaarts & Feeney, 1998a, 1998b, 2002, 2003, 2006)。對於「步調效果」的關注，一開始是在總生育率方面。Ryder (1956, 1964, 1983) 長期關注由於平均生育年齡 (步調) 延後，所造成以時期的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。然而，他所提出的校正方

法，一方面因校正後的數值與原先的總生育率相差不大（Brass, 1974; Foster, 1990），而並未激起廣泛的討論與使用。另一方面，Bongaarts（1999）也指出，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，就會使平均生育年齡下降，使「量」與「步調」混雜，而無法清楚分離。

因此，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。就各胎次校正總生育率後，由於總生育率只是各胎次的總生育率的加總，加總校正後的胎次別總生育率，即成為校正後的總生育率。Bongaarts和Feeney（1998a）所提出的去除總生育率步調效果的方式為：

$$TFR'_i = TFR_i / (1 - r_i) \quad (\text{式1}),$$

$$TFR' = \sum TFR'_i \quad (\text{式2}),$$

其中， TFR_i 為當年觀察到的 i 胎次的總生育率， r_i 為 i 胎次當年平均生育年齡與前一年之差距， TFR'_i 是校正生育步調後之胎次別的總生育率。加總校正後的胎次別總生育率即是校正後的總生育率。

Bongaarts和Feeney的校正是提出後，激起廣泛的討論與運用（Bongaarts, 1999; Lesthaeghe & Willems, 1999; Bongaarts, 2002），雖然也有對其校正方式提出修正（Zeng & Land, 2002; Kohler & Philipov, 2001），也有提出以其他校正方式去除生育步調的效果（Schoen, 2004），但這些修正只是去除步調效果的方式不同而已，一般均已接受生育步調改變會對於時期別生育率產生影響（Horiuchi, 2005）。針對台灣總生育率的「量」與「步調」，劉一龍與王德睦（2005, 2008）

也曾經使用Bongaarts-Feeney, Zeng-Land與Schoen的方法, Tu 和 Zheng (2005) 也以Bongaarts-Feeney與Kohler-Philipov的方法, 去除生育步調的效果, 來校正總生育率。研究的結果顯示, 當前的生育步調效果使台灣的時期別總生育率下降了0.3至0.4之間, 校正後的總生育率在1.4至1.5之間, 有別於目前所觀察之1.1的總生育率(王德睦、劉一龍, 2008)。

步調效果除了存在於總生育率外, 其他的時期率(period rate)也會受到其影響, 其中逐漸增加的討論包括初婚率(first marriage rate)與死亡率。在死亡率方面, Bongaarts 和 Feeney (2002, 2003) 提出平均餘命會受到死亡步調的影響, 並提出校正方式後, 激起很大的討論, 後續有一些人口學者(Vaupel, 2002; Feeney, 2003; Horiuchi, 2005; Luy, 2005; 2006) 論證死亡率步調效果的存在, 也有學者對其校正的方法提出質疑(Gillot, 2006)。初婚率方面, 則除了延續使用Bongaarts 和 Feeney對總生育率的校正方式外, 也使用了Kohler-Philipov的修正方法, 來校正總初婚率(total first marriage rate, Winkler-Dwork & Engelhard, 2004), 以及使用Schoen的方法去除初婚率的步調效果(Schoen & Canudas-Romo, 2005)。本研究則擬使用Bongaarts 和 Feeney的校正方式與Kohler-Philipov的修正方法, 進行分析台灣地區的時期別總初婚率, 並觀察初婚步調對於初婚率的影響效果為何。

三、人口學分析的二種率

Bongaarts 和 Feeney (2006) 區分兩種年齡別率: 第一種率為風險率(hazard rate), 第二種率為發生率(incidence rate)。風險率為 t 年時 a 歲發生事件的人數與 t 年時 a 歲暴露於此風險(exposed to risk)的人數比值, 常用的年齡別死亡率是代表。年齡別死亡率的分子為 t 年時

a 歲的死亡人數，分母為 t 年時 a 歲的人口。代表所有 t 年時 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。

發生率則為 t 年時 a 歲發生事件的人數與 t 年時 a 歲所有人的比值，年齡別生育率是其代表。也就是分母是包括所有 t 年時 a 歲的人口，而不論是否已經發生此事件。年齡別生育率的分母為 t 年時 a 歲的女性人數，包括已經生育的人數。兩種率的差異在於分母，風險率不包括已經發生事件的人口，發生率則包括。

年齡別生育率、結婚率、死亡率均可以計算風險率和發生率。然而文獻上較少討論出生的風險率，因為一名女性可以生育數名子女，縱使區分胎次，其暴露於風險的人口之區分會變的相當複雜。例如，第二胎的風險率之分母是，生過第一胎而未生第二胎的 t 年時 a 歲之女性人口，在人口統計資料中少有此項資料的記載。而死亡的發生率也較少使用，原因在於其分母是該年齡（t 年時 a 歲）人口出生時的人口數，也就是 t 年時 a 歲年前的出生數，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來提供分析。加總年齡別死亡發生率，稱為總死亡率（total mortality rate），在文獻上也僅有 Sadon（1994）、Bongaarts 和 Feeney（2006）等少數人使用。

結婚與生育相同，事件可能重複發生。類似於總生育率分胎次的分析，將侷限於初婚（first marriage）的探討，則能避免問題。學者探討結婚步調對於結婚率的影響，也以初婚率為探討對象（Winkler-Dwork & Engelhard, 2004; Schoen & Canudas-Romo, 2005）。年齡別初婚率可以用發生率，也可以用風險率測量。台灣的生育步調對於總生育率的影響，過去已有研究。然而，初婚步調對於初婚率的影響，以及死亡步調對於死亡率、平均餘命的影響，仍值得進一步探討。初婚率的步調影響

則是本文主要處理的議題。

參、研究方法

在平均結婚年齡的逐年上升與時期別結婚率的下降的情況下，到底有多大的比例是因為較年輕的年輪人口中一生中從未結婚的比率上升，又有多少成分只是因為年輕的年輪人口結婚延後的影響呢？Winkler-Dworak 與 Engelhardt（2004）分析奧地利、德國和瑞士資料，指出在三個國家的初婚率下降中，初婚年齡的上升（初婚步調）影響均很顯著；Scheon 與 Canudas-Romo（2005）也分析英格蘭、威爾斯和美國的資料，而有相同的結論。

測量初婚率可以使用風險率，也可以使用發生率。Winkler-Dworak 和 Engelhardt（2004）兼採風險率和發生率，Scheon 和 Canudas-Romo（2005）則使用風險率。在發生率上，對於初婚率的測量，Winkler-Dworak 和 Engelhardt（2004）和 Bongaarts 與 Feeney（2006）均使用總初婚率（Total First Marriage Rate，簡稱TFMR）。所謂總初婚率，如同總生育率，是年齡別初婚率的加總。即

$$TFMR = \sum_{x=15}^{49} \frac{D_x}{K_x} = \sum_{x=15}^{49} F_x \quad (\text{式3})$$

由式（3）中 D_x 代表X歲女性的初婚人數， K_x 為X歲女性人數， F_x 為X歲的年齡別初婚率。總初婚率的意義是：如果有一年輪（假設之年輪）人口，依照當年的年齡別初婚率結婚，則至50歲時該年輪人口曾結過婚的比例，簡單來說，它是一群人口「累積」初婚發生率的概念，與總生育率的計算意涵類似。

對於初婚的風險測量，文獻上（Winkler-Doworak & Engelhardt, 2004; Scheon & Canudas-Romo, 2005; Bongaarts & Feeney, 2006）多採「時期別曾經結婚的比例」（Period Proportion Ever Married, PPEM）。其計算來自於時期別婚姻生命表（period nuptiality table），此計算概念則為『時點』概念，是指某一特定時點上，某一群人口曾經結過婚的比例。即

$$PPEM = 1 - l_{50} \quad (\text{式4})$$

l_{50} 是婚姻生命表中，至50歲仍未結婚的比例。若以 q_x 代表X歲初婚的機率，則

$$l_{50} = \prod_{x=15}^{49} (1 - q_x) \quad (\text{式5})$$

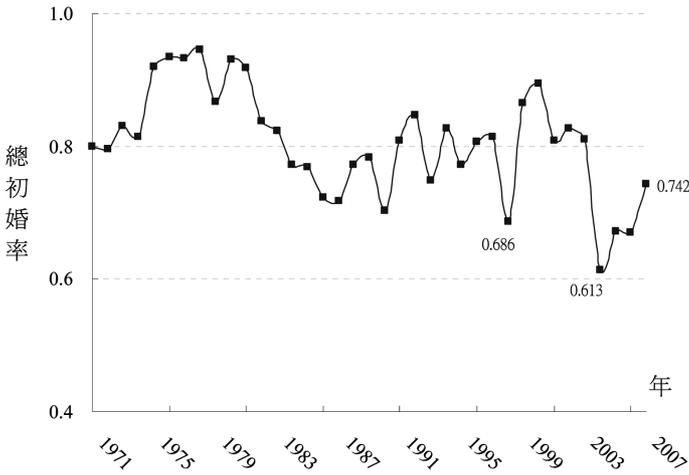
以 M_x 代表年齡別初婚的風險率， M_x 顯然是 D_x 除以X歲仍未婚的女性人數 N_x 。則

$$q_x = 1 - \exp\left(-\frac{D_x}{N_x}\right) = 1 - \exp(-M_x) \quad (\text{式6})$$

因此，

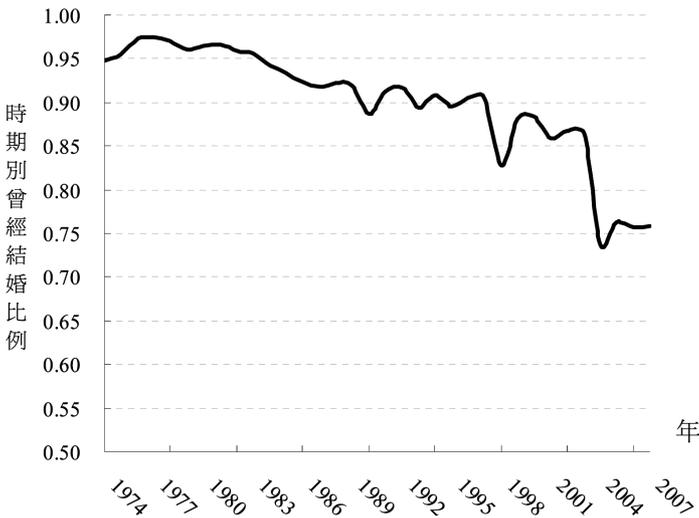
$$PPEM = 1 - \exp\left(-\sum_{x=15}^{49} M_x\right) \quad (\text{式7})$$

圖3，是台灣女性自1971年至2006年的總初婚率，最高點在1978年的0.95，最低點在2004年的0.61，雖然在1990年代總初婚率有起有伏，



資料來源：歷年《中華民國台閩地區人口統計》。

圖3 台灣女性的總初婚率，1971年-2007年

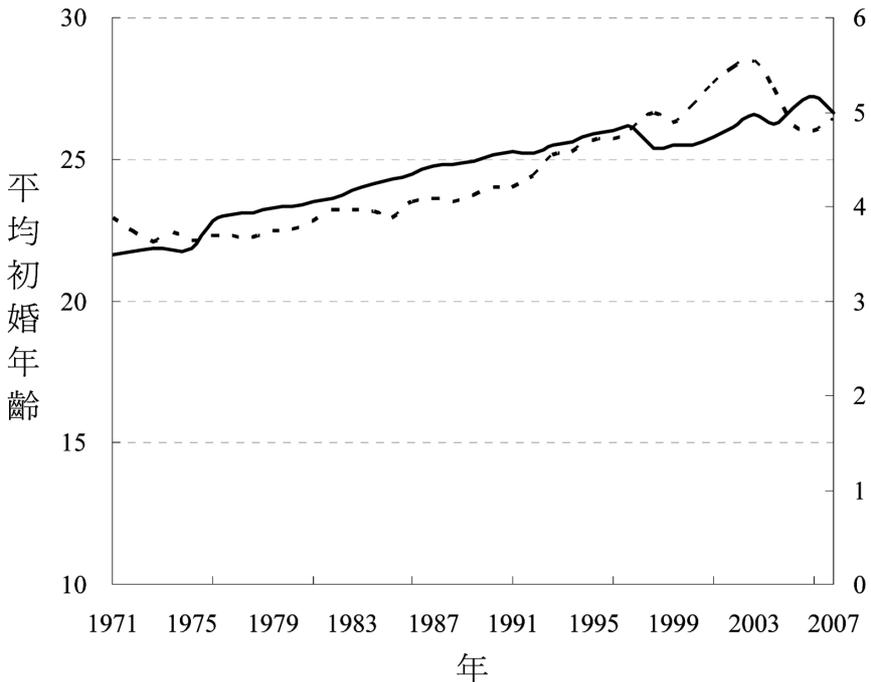


資料來源：內政部出版之歷年《中華民國台閩地區人口統計》。

圖4 台灣女性之時期別曾經結婚比例，1974年-2007年

但大致是維持下降的趨勢。圖4，則是台灣女性的PPEM，自1974年至2006年的趨勢，最高點在1977年的0.97，最低點在2004年的0.74，比總初婚率有更明顯的下降趨勢。然而不論是總初婚率或是PPEM的下降，其意義到底是台灣女性越來越多人選擇單身未婚呢？亦或只是初婚年齡延後而已？圖5顯示，台灣女性的初婚平均年齡自1971年的21.6歲，上升至2006年的27.22歲，有明顯的上升，對於總初婚率和PPEM可能有某種程度上的抑制：也就是總初婚率與PPEM的下降，有部分的原因可能是由於平均年齡上升影響所造成的。

使用Bongaarts和Feeney（1998a, 2006）的校正式，以 $TFMR'$ 代表



資料來源：內政部出版之歷年《中華民國台灣地區人口統計》。

圖5 台灣女性平均初婚年齡與標準差，1971年-2007年

去除初婚步調效果的總初婚率，則

$$TFMR(t) = (1 - r(t)) TFMR'(t) \quad (\text{式8})$$

式中的 $r(t)$ 為與前一年比較，平均初婚年齡的增加年數。然而，此一校正式假定，初婚年齡分配只是平均數的改變，改變的型態與變異數不變。圖3也顯示台灣女性的初婚年齡分配，不但平均數逐年升高，標準差也逐年擴大，明顯不符合假定。

為了突破必須符合初婚年齡分配變異數不變的限制，Kohler 和 Philipov (2001) 假定步調效果可以因年齡而異，定義 t 年 a 歲的年齡步調改變

$$r(a, t) = \gamma(t) + \delta(t)(a - \bar{a}(t)) \quad (\text{式9})$$

其中 $\gamma(t)$ 是在沒有步調效果下， t 年初婚年齡分配的平均數 ($\bar{a}(t)$) 的改變率。而 $\delta(t)$ 則為初婚年齡分配變異數的改變率。在一般的情況下， $\gamma(t)$ 與 $\delta(t)$ 均大於零，則年齡別步調的改變 $\gamma(a, t)$ 在大於 $\bar{a}(t)$ 的年齡中，其值大於 $\gamma(t)$ ；在小於的 $\bar{a}(t)$ 年齡中，其值小於 $\gamma(t)$ 。若 $\delta(t)$ 小於零，則結果相反。如此就能反映出，不同年齡可以有不同的初婚步調效果。他們更進一步指出，觀察的總初婚率不受 $\delta(t)$ 影響，因此

$$TFMR(t) = (1 - \gamma(t))TFMR'(t) \quad (\text{式10})$$

其中 $\gamma(t)$ 是去除步調效果後，平均初婚年齡的改變，而非觀察到的、受到變異數扭曲的平均初婚年齡改變。對於台灣女性總初婚率的校正，在不考慮不同年齡有不同的步調效果下，可以使用式 (8)，若考慮不同年齡有不同的步調效果，則可以採用式 (10)。

在PPEM中去除步調效果，可以採用Goldstein所提的近似法（Winkler-Doworak & Engelhardt, 2004）：

$$PPEM'(t) \approx 1 - (1 - PPEM(t))^{1/\gamma(t)} \quad (\text{式11})$$

若考慮不同年齡有不同步調效果，則以 $\gamma(t)$ 取代式（11）中的 $r(t)$ 。

上述的討論指出，除了生育率具有步調效果，使時期總生育率的估算產生偏差外，時期的初婚率與死亡率也受步調的影響，使總初婚率、PPEM、與零歲時平均餘命受到步調的扭曲。本文目的在於討論台灣初婚率於一般估算中，步調效果的成度，以及校正步調效果後，初婚率的水準為何？具體而言，本研究所要探討的問題如下：

- 一、以總初婚率作為初婚狀況的測量時，台灣歷年的步調效果有多大？校正步調效果後，總初婚率歷年的水準為何？
- 二、以PPEM作為初婚狀況的測量時，台灣歷年的步調效果有多大？校正步調效果後，PPEM歷年的水準為何？

初婚率的測量分為發生率與風險率，以總初婚率（TFMR）為發生率的測量，以PPEM為風險率的測量。首先，收集1971至2006年之年齡別初婚人數與年齡別女性人數，計算年齡別初婚發生率，加總之後成為總初婚率。再收集1974年至2006年的未婚女性人數（台閩地區人口統計中自1974年才有年齡別未婚人數記載），計算年齡別初婚風險率，以式（4）計算PPEM。並分別計算初婚年齡的平均數與變異數。

校正初婚的步調效果，分為是否考慮年齡別步調效果差異。不考慮步調效果年齡差異時，採用Bongaarts 和 Feeney（1998a, 2006）的校正方式（式（8）、式（11））僅運用平均初婚年齡的變化；在考慮步調效果的年齡差異時，則採取Kohler與 Philipov（2001）的方法（式

(10) 以及式 (11)) 中以 $\gamma(t)$ 取代 $r(t)$ 。然而 $\gamma(t)$ 是去除步調效果後的初婚平均年齡改變，並非觀察到的初婚年齡改變。Kohler 和 Philipov (2001) 提出以反覆求解 (iteration) 的方式估計之，其計算之詳細的程序與過程，請見文末的附錄。

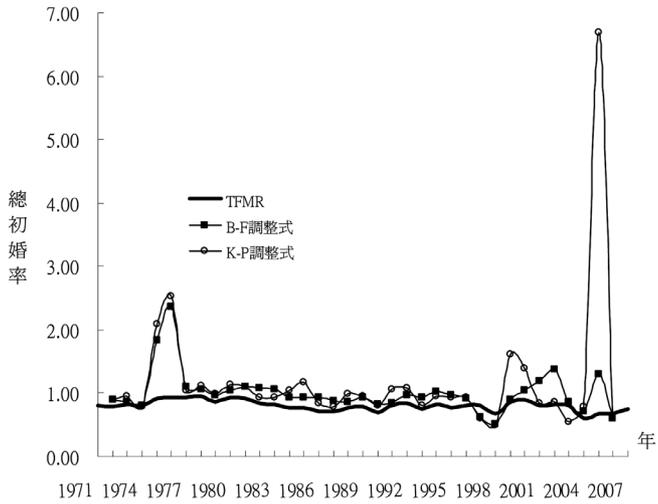
肆、研究結果

一、總初婚率 (TFMR) 的步調效果與校正

如前所述，校正初婚的步調效果，需區分為是否考慮年齡別步調效果差異。不考慮步調效果年齡差異時，採用 Bongaarts 和 Feeney (1998a; 2006) 的校正方式 (式 (8)、式 (11)) 僅運用前後年的平均初婚年齡變化進行調整；在考慮步調效果的年齡變異數差異時，則採取 Kohler 與 Philipov (2001) 的方法 (式 (10) 以及式 (11)) 中以 $\gamma(t)$ 取代 $r(t)$ 。

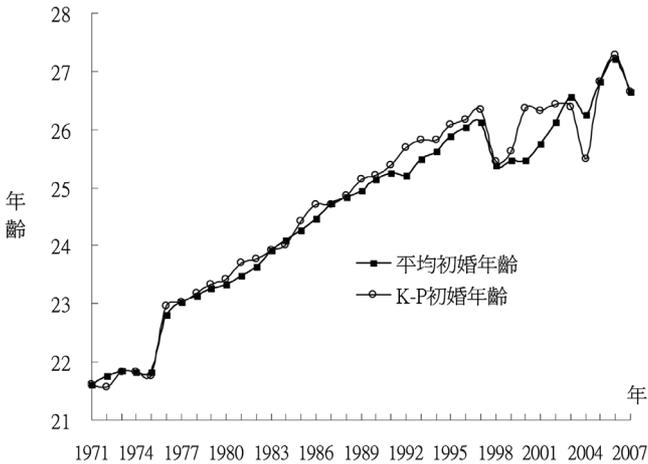
調整前後的總初婚率如圖6所示，可以看到B-F法的調整（未考慮年齡別步調效果的校正，只考慮平均初婚年齡的改變率）與TFMR比較上，均比較高，顯示平均年齡的延後確實壓抑了總初婚率，但是由於1975至1976年的年齡改變幾乎高達0.9歲，這也使得利用B-F調整式會有高於1以上的總初婚率的效果，另外尚有1975年、1976年、2000至2002年、2005年等資料，因為平均初婚年齡的改變高達0.5以上，而導致使用B-F調整式時，因為分母過小而出現總初婚率大於1的情況。

考慮步調效果的年齡變異數差異時，則使用 Kohler 與 Philipov (2001) 提出以反覆求解 (iteration) 的方式估計見式 (12) 至式 (17)，本研究估算的結果利用反覆計算了21次（計算結果請看附圖



註：詳細數據請洽作者。

圖6 台灣女性時期別總初婚率調整（1971年-2007年）



註：詳細數據請洽作者。

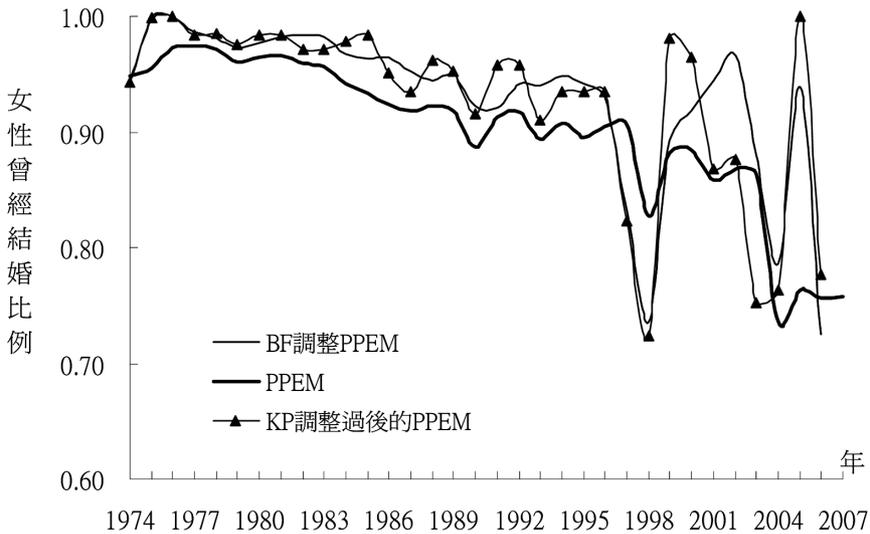
圖7 台灣女性時期別平均初婚年齡調整（1971年-2007年）

一)，才得出前後年的差距小於0.00之收斂的平均年齡，亦即去除步調效果後初婚平均年齡，以求得以 $\gamma(t)$ 來調整TFMR。我們可以看到K-P法的調整式，整體的趨勢依然高於未調整步調效果的TFMR，其變化也介於B-F法與未調整的TFMR之間。而校正後的平均初婚年齡與實際觀察的初婚年齡相較，則自1976年後較觀察值高，此點也證實了台灣的總初婚率的確受到初婚年齡逐年升高的步調，影響了總初婚率的數量，造成了步調的效果，也與Winkler-Doworak 和 Engelhardt（2004）分析奧地利、德國、瑞士的去除步調後的平均初婚年齡出現同樣的趨勢（先降後升，越後期差距越大）。

二、時期別曾經結婚比例（PPEM）的步調效果與校正

時期別曾經結婚的比例的調整與估算我們還是採取B-F法與K-P法的調整式，只是這個估算主要是測量初婚的風險率。圖8，可看到台灣女性的PPEM，自1974年至2006年的趨勢，最高點在1977年的0.97，最低點在2004年的0.74，比總初婚率有更明顯的下降趨勢。而如果不考慮年齡別的變異，只考慮平均初婚年齡的延後，則我們可以觀察B-F法的調整，其整體趨勢雖然下降，但是離原本的PPEM（初婚風險率的測量）仍高出許多；而如果考慮年齡別變化差異的PPEM，我們則可以觀察KP法的調整式，顯然介於B-F法與原本觀察值之間變動，且其趨勢雖然有下降，但是仍相對來的高。

但是觀察TFMR的去除步調的調整，與PPEM的去除步調的調整，不管是使用B-F法或是K-P法的調整式，對於發生率與風險率的變化趨勢上，我們皆可以發現一個共同點：趨勢下降，但是步調影響顯著，且自1995年以後，上下震盪的幅度特別大，顯示女性延後結婚的量大，回



註：詳細數據請洽作者。

圖8 台灣女性PPEM的調整 (1974年-2007年)

補結婚的量也大，可是這並非表示台灣的初婚行為沒有發生改變，不過顯然高等教育於1995年以後大幅擴張直接提供了制度性的延後結婚的機會，也使女性的總初婚率與時期別曾經結婚的比例顯著受到步調的影響。（所有的調整結果，請參見附表1與附表2）¹

¹ 在美國，黑人單親母親和黑人無業年輕人經常被描述成一群無所事事，犯罪不斷的底層階級（underclass）。這個被貼上不名譽標籤的底層階級一詞，幾乎已成為黑人貧民窟（ghett）的代名詞（郭俊巖，2006：97）。有關底層階級的討論，可見王篤強（1998）、張世雄（2001）和洪惠芬（2005）。

伍、結論與討論

台灣的總生育率逐年下降，至2008年降至千分之1150，成為超低生育率的國家。而這段期間伴隨著女性教育程度的提升、工業化轉型、全球性經濟危機、失業率增加、離婚率增加等等複雜的因素，行政院便欲加強鼓勵結婚、與強調家庭傳統規範宣傳與規範，欲提高有偶率（結婚率）來挽救生育率（內政部，2008：66）。然而，台灣女性的初婚行為是否如二次人口轉型般的發生徹底轉變呢？

本研究使用了Bongaarts 和 Feeney（1998a; 2006）與Kohler 和 Philipov（2001）調整式，校正了台灣時期別育齡女性之總初婚率（發生率）與曾經結婚比例（風險率），可以發現，平均初婚年齡的延後，產生了步調的效果（tempo effect），也使的台灣的TFMR與PPEM被低估了，而其低估的程度於2004年時TFMR用B-F法低估了9.6%的總初婚率（將B-F法調整後減掉觀察值），用K-P法則低估了4.8%（將K-P法調整值減掉觀察值）；PPEM用B-F法則低估了4.95%（將B-F法調整後減掉觀察值），K-P法則2.6%的比例（將K-P法調整值減掉觀察值）。且兩者平均都高於觀察到的TFMR與PPEM，顯示台灣地區女性的結婚意願尚未如預期衰退，只是大家都在延後結婚的時間，來尋找更好的另一半，一旦找到了確定的另一半後，結婚率則會往上提升，一旦還沒找到則會延後，所以才於1995年以後形成大幅震盪的型態。

但，值得注意的是，第一，台灣女性的總初婚率並未徹底轉變，但是由於延後結婚的時間拉長了，使得步調效果更加明顯。第二，大幅震盪的原因，除了1995年之後的高等教育制度大幅擴張的制度性因素外，分別於1998年、2004年的TFMR與PPEM，不管是觀察值或是調整值，都顯示大幅下降，而這兩年剛好是亞洲金融風暴以及經濟不好的兩年，

顯示整體社會經濟因素對於台灣女性總初婚率可能產生相當程度的影響，尤其是高年齡組的單身女性，對於社會經濟因素的敏感度高於低年齡組，導致延後的量大，回補的量也很大。

就社會政策的啓示來說，延後初婚年齡對於生育率長期來說，可能產生直接影響為：延後第一胎的生育時間，女性因生理上的限制（生育期15-49歲）也會使可生育期間縮短，並使生育胎次減少，這些效果可能將使台灣地區的總生育率更難出現回升。而持續下降的生育率對於人口結構組成的影響，亦將是直接造成勞動力短缺，以及65歲以上老年人口增加的因素，也將不利於國家的勞動政策。另外，對家庭結構而言，除了初婚年齡越早、結婚年輪越晚與曾因工作而離家者會使得初婚夫婦選擇自立門戶的機率提高之外，一旦過了生育年齡且不婚的人口越多，將來無子女扶養的老年家戶比例亦將會上升。而台灣地區女性初婚行為的改變，顯然可能與整體社會經濟變遷有相當大的關聯，如，1995年以後，台灣高等教育擴張使得受教育年限延長、現代化的生活形態（服務業為主就業型態）改變了傳統對於結婚生子的社會壓力等，都會造成人們改變其步入婚姻的時間點。因此，未來我國的人口政策討論方向與重點，則必須針對高等教育擴張後，兩性適婚且未婚人口的生命歷程改變，而制訂出更適合於台灣面對全球化變遷下的家庭人口政策方向。

研究限制部分。首先，由於TFMR的計算主要源自於計算總生育率而來的調整式，而其分胎次別計算平均生育年齡的加總過程應用於初婚率的計算上，容易因為女性延後結婚的年齡變異量大，導致分母過小，而使調整後會出現超過1的情況，因此我們運用了發生率與風險率來同時檢證台灣女性的初婚行為轉變情況，所以TFMR的使用在台灣的情況可能不是那麼完美（超過1的機率太多），PPEM的調整則比較符合（介於1~0之間），這是值得未來研究進一步討論與思考的。

其次，由於本研究題目主要欲討論台灣地區女性初婚率的步調效果的總體資料呈現，所以並未針對個體對於初婚行為改變之因果關係作進一步說明。尤其是近20年來，台灣地區之家庭結構的改變（子女同住或自立門戶等）、社會經濟相關因素改變（現代化的生活形態轉變）、與生育率改變（結婚時間延後使得生育第一胎的時間延後，影響總生育率逐年下降）之影響。因此，建議後續研究，可以使用相關個體層次的調查資料來進行研究。

最後，由於本研究主要聚焦於女性的初婚率變化，當然結婚的行為是包含兩性雙方才有可能完成第一次婚姻的行為（初婚行為），因此，男性的初婚行為也是相當重要的變項，未來將會繼續進行調整男性的初婚率之研究。附圖2，本研究亦初步比較了台灣地區兩性之平均初婚年齡，發現兩性都呈現逐年延後結婚的趨勢，而兩性初婚年齡差距由1971年的5.7歲降至2008年的2.5歲，顯示女性受高等教育影響的效果比男性顯著，其人力資本大幅提高的情況下，延後初婚的時間，另外，可以發現於1975年、1998年、2004年、2007年兩性同時出現提早結婚潮的現象，尤其是女性更為明顯，綜觀這四年其社會、經濟變動幅度較大，因此，其內在影響機制，亦可能是未來研究台灣地區兩性初婚行為之研究關注點。而關於近10年來，台灣地區開始出現外籍配偶嫁入台灣的現象，而他們的婚姻行為是否會影響台灣整體女性的初婚行為的改變呢？我們也不得而知，但可以確定的是，因為這群男性尚屬少數²，由於他們可能因為低教育程度、年齡也超過適婚年齡，但尚無法找到合適的對

² 根據內政部最新統計，女性配偶國籍歸化，最早為1982年的91人，至1997年時，才增加為2,191人，至2008年為止累積12,899人。相較於2008年時，台灣整體未婚人口數約6,601,228人來說，實屬於相當少數。資料來源：<http://sowf.moi.gov.tw/stat/year/list.htm> 2009-12-08。

象，才求助於婚姻媒合的管道等相關議題，也是未來從事台灣之初婚行為研究可以進行的方向。

附表1 TFMR調整結果

	TFMR	平均結婚年齡	平均數改變率	B-F調整式	去除步調效果的改變率	K-P調整式
1971	0.7988	21.613				
1972	0.7963	21.763	0.118	0.9027	0.1094	0.894
1973	0.8295	21.848	0.030	0.8552	0.1325	0.956
1974	0.8144	21.823	-0.010	0.8062	-0.0346	0.787
1975	0.9204	21.828	0.496	1.8250	0.5589	2.087
1976	0.9342	22.814	0.605	2.3639	0.6302	2.526
1977	0.9325	23.038	0.157	1.1068	0.1135	1.052
1978	0.9460	23.129	0.112	1.0656	0.1593	1.125
1979	0.8676	23.262	0.098	0.9621	0.1252	0.992
1980	0.9313	23.325	0.111	1.0472	0.1826	1.139
1981	0.9188	23.483	0.159	1.0927	0.1694	1.106
1982	0.8384	23.643	0.224	1.0799	0.1027	0.934
1983	0.8229	23.930	0.230	1.0691	0.1205	0.936
1984	0.7713	24.104	0.175	0.9353	0.2611	1.044
1985	0.7683	24.281	0.183	0.9407	0.3458	1.174
1986	0.7236	24.471	0.225	0.9334	0.1411	0.843
1987	0.7175	24.731	0.178	0.8734	0.0835	0.783
1988	0.7720	24.828	0.113	0.8699	0.2143	0.983
1989	0.7837	24.956	0.156	0.9289	0.1743	0.949
1990	0.7031	25.140	0.145	0.8223	0.1184	0.798
1991	0.8090	25.246	0.039	0.8421	0.2323	1.054
1992	0.8462	25.219	0.126	0.9683	0.2160	1.079
1993	0.7490	25.498	0.204	0.9404	0.0717	0.807
1994	0.8262	25.626	0.195	1.0268	0.1294	0.949
1995	0.7728	25.889	0.204	0.9706	0.1740	0.936
1996	0.8065	26.033	0.116	0.9121	0.1340	0.931
1997	0.8131	26.120	-0.322	0.6149	-0.3633	0.596
1998	0.6859	25.388	-0.320	0.5197	-0.3642	0.503
1999	0.8641	25.480	0.045	0.9048	0.4632	1.610
2000	0.8945	25.478	0.138	1.0378	0.3549	1.387
2001	0.8094	25.756	0.323	1.1953	0.0328	0.837
2002	0.8263	26.124	0.403	1.3832	0.0298	0.852
2003	0.8096	26.562	0.060	0.8615	-0.4303	0.566
2004	0.6127	26.245	0.135	0.7083	0.0723	0.660
2005	0.6714	26.831	0.486	1.3072	0.8615	4.847
2006	0.6698	27.217	-0.095	0.6114	0.0573	0.710
2007	0.7422	26.641				

附表2 PPEM調整結果

	PPEM	1-PPEM	1/1-r(t)	BF法	KP改變率r(t)	KP法
1974	0.948	0.052	0.990	0.946	0.967	0.942
1975	0.955	0.045	1.983	0.998	2.267	0.999
1976	0.973	0.027	2.530	1.000	2.704	1.000
1977	0.974	0.026	1.187	0.987	1.128	0.984
1978	0.971	0.029	1.126	0.981	1.189	0.985
1979	0.961	0.039	1.109	0.972	1.143	0.975
1980	0.965	0.035	1.124	0.977	1.223	0.983
1981	0.966	0.034	1.189	0.982	1.204	0.983
1982	0.959	0.041	1.288	0.984	1.114	0.971
1983	0.957	0.043	1.299	0.983	1.137	0.972
1984	0.941	0.059	1.213	0.968	1.353	0.979
1985	0.933	0.067	1.224	0.963	1.529	0.984
1986	0.924	0.076	1.290	0.964	1.164	0.950
1987	0.918	0.082	1.217	0.953	1.091	0.935
1988	0.922	0.078	1.127	0.944	1.273	0.961
1989	0.919	0.081	1.185	0.949	1.211	0.952
1990	0.887	0.113	1.169	0.922	1.134	0.916
1991	0.913	0.087	1.041	0.921	1.303	0.958
1992	0.916	0.084	1.144	0.942	1.275	0.958
1993	0.893	0.107	1.256	0.940	1.077	0.910
1994	0.908	0.092	1.243	0.948	1.149	0.935
1995	0.895	0.105	1.256	0.941	1.211	0.935
1996	0.905	0.095	1.131	0.930	1.155	0.934
1997	0.906	0.094	0.756	0.832	0.733	0.823
1998	0.827	0.173	0.758	0.736	0.733	0.724
1999	0.881	0.119	1.047	0.893	1.863	0.981
2000	0.885	0.115	1.160	0.919	1.550	0.965
2001	0.859	0.141	1.477	0.944	1.034	0.868
2002	0.868	0.132	1.674	0.966	1.031	0.876
2003	0.864	0.136	1.064	0.880	0.699	0.752
2004	0.737	0.263	1.156	0.786	1.078	0.763
2005	0.763	0.237	1.947	0.939	7.219	1.000
2006	0.757	0.243	0.913	0.725	1.061	0.777
2007	0.758	0.242	1.000		1.000	

附錄 求解公式

Kohler 和 Philipov (2001) 提出反覆求解 (iteration) 方式估計式

(1) 先估計歷年結婚年齡變異數的改變率 ($\delta(t)$)

$$\hat{\delta}(t) = 0.25 \log\left(\frac{\sigma^2(t+1)}{\sigma^2(t-1)}\right) \quad \text{式 (12)}$$

(2) 設定反覆求解的初始值 (initial value)，先設定 $\gamma(t)$ 估計值的初始值為其前後兩年觀察到的平均初婚年齡之平均。去除步調效果後的初婚年齡變異數 ($\delta^2(t)$) 估計值之初始值為觀察到的初婚年齡變異數，即

$$\hat{\gamma}_0(t) = \frac{1}{2} [u(t+1) - u(t-1)] \quad \text{式 (13)}$$

$$\hat{s}_0^2(t) = \sigma^2(t) \quad \text{式 (14)}$$

(3) 逐次修正去除步調效果後初婚年齡變異數的估計值，

$$\hat{s}_n^2 = \sigma^2(t) \left[\frac{\hat{\delta}(t)}{1 - \hat{\gamma}_{n-1}(t)} \hat{s}_{n-1}^2(t) \right]^2 + \frac{\hat{\delta}}{1 - \hat{\gamma}_{n-1}(t)} \kappa(t) \quad \text{式 (15)}$$

其中 $\kappa(t) = \int (a - u(t)) 3f(a, t) da$ ，是初婚年齡分配的三級動差 (third centralized moment)。

(4) 逐次修正去除步調效果的初婚平均年齡：

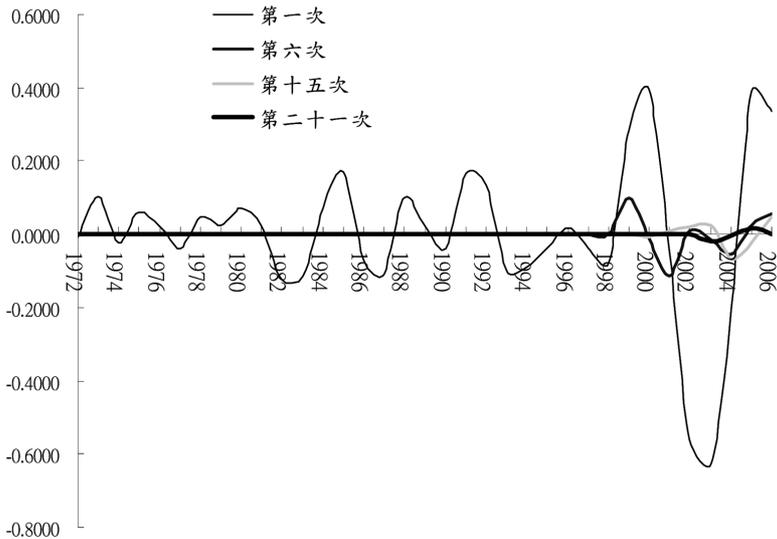
$$\hat{a}_n(t) = u(t) + \frac{\hat{\delta}(t)}{1 - \hat{\gamma}_{n-1}(t)} \hat{s}_n(t) \quad \text{式 (16)}$$

(5) 逐次修正去除步調效果後的平均年齡改變率：即

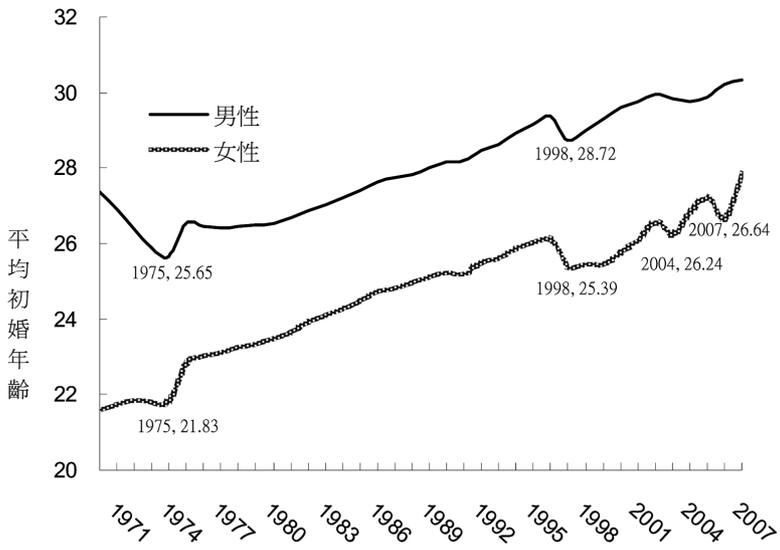
$$\hat{\gamma}(t) = \frac{1}{2} \left[\hat{a}_n(t+1) - \hat{a}_n(t-1) \right] \quad \text{式 (17)}$$

(6) 重複 (3) 到 (5) 的計算，直到收斂為止（收斂情況見附圖 1）。

以此方式所得 $\gamma(t)$ 到的估計值代式 (10)，即可得到校正步調效果後的總初婚率 $TFMR'$ ；取代式 (11) 中的 $r(t)$ 則是校正步調效果後的 $PPEM'$ 。



附圖1 K-P法反覆求解至收斂狀況



資料來源：內政部出版之歷年《中華民國台閩地區人口統計》。

附圖2 台灣地區兩性平均初婚年齡（1971年-2008年）

參考文獻

- 內政部。歷年《中華民國台閩地區人口統計》。台北：內政部。
- 內政部（2008）。《人口政策白皮書——針對少子女化、高齡化及民間問題對策》。台北：內政部。
- 王俊豪（2008）。〈台灣初婚夫妻的居住安排〉。《人口學刊》，37，45-85。
- 王德睦、劉一龍（2008）。〈台灣總生育率的分析——ACF法的運用〉。《人口學刊》，36，37-65。
- 劉一龍、王德睦（2005）。〈台灣地區總生育率的分析：完成生育率與生育步調之變化〉。《人口學刊》，30，97-123。
- Becker, G. S. (1973). A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81, 813-846.
- Becker, G. S. (1974). A Theory of Marriage: Part II. *Journal of Political Economy*, Supplement, 82, 11-26.
- Becker, G. S. (1997). *A Treatise on the Family* (Enl. ed.). Cambridge: Harvard University Press.
- 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. and G. Feeney (1998a). On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review*, 24(2), 271-91.
- Bongaarts, J. and G. Feeney (1998b). On the Quantum and Tempo of Fertility:

- Reply. *Population and Development Review*, 26(3), 560-64.
- Bongaarts, J. and G. Feeney (2002). How Long 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. *Vienna Yearbook of Population Research*, 115-151.
- Brass, W. (1974). Perspectives in Population Prediction: Illustrated by the Statistics of the England and Wales. *Journal of Royal Statistical Society A*, 137, 55-72.
- Coleman, David. (2004). Why We Don't to Believe Without Doubting in the "Second Demographic Transition"—Some Agnostic Comment. *Vienna Yearbook of Population Research*, Vienna, Austrian Academy of Sciences, 11-24.
- Cherlin, A. J. (2000). Toward A New Home Socioeconomics of Union Formation. In L. J. Waite (ed.), *The Ties that Bind: Perspectives on Marriage and Cohabitation*, (pp.126-144). New York: Aldine de Gruyter.
- Cherlin, A. J. (2004). The Deinstitutionalization of American Marriage. *Journal of Marriage and Family*, 66(4), 848-861.
- Feeney, G. (2003). Mortality Tempo: A Guide for the Skeptic. Retrieved 24-12-2008, from <http://www.gfeeney.com>.
- Foster, A. (1990). Cohort Analysis and Demographic Translation: A Comparative Study of Trends in Age Specific Fertility Rates from Europe and North America. *Population Studies*, 44, 287-315.

- Guillot, Michel. (2006). Tempo Effect in Mortality: An Appraisal. *Demographic Research*, 14, 1-26.
- Horiuchi, Shiro. (2005). Tempo Effect on Age-Specific Death Rates. *Demographic Research*, 13, 189-200.
- Jones, Gavin W. (2005). The Flight from Marriage in South-East and East Asia. *Journal of Comparative Family Studies*, 36(1), 93-19.
- Jones, Gavin W. (2007). Delayed Marriage and Very Low Fertility in Pacific Asia. *Population & Development Review*, 33(3), 453-478.
- Kiernan, K. (2001). The Rise of Cohabitation and Childbearing Outside Marriage in Western Europe. *International Journal of Law, Policy and the Family* 15, 1-15.
- 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.
- Lesthaeghe, R.(1995). The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation. In K.O. Mason and A. M. Jensen(eds.), *Gender, and Family Change in Industrial Countries*(pp.17-62).Oxford: Clarendon Press.
- Lundberg, S. and R. A. Pollak. (1996). Bargaining and Distribution in Marriage. *Journal of Economic Perspectives*, 10(4), 139-158.
- Luy, Marc.(2005) *The Importance of Mortality Tempo-Adjustment: Theoretical and Empirical Consideration*. MPIDR working paper. Retrieved 24-12-2008, from <http://www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2005-035.pdf>.

- Luy, Marc. (2006). Mortality Tempo-Adjustment: An Empirical Application. *Demographic Research*, 15, 561-590.
- Oppenheimer, V. K. (2000). The Continuing Importance of Men's Economic Position in Marriage Formation. In L. J. Waite (ed.), *The Ties that Bind: Perspectives on Marriage and Cohabitation*(pp.283-301). New York: Aldine de Gruyter.
- 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. In R. A. Bulatao, R. D. Lee, P. E. Hollerbach, and J. Bonggarts(eds.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*(pp.737-756). New York: Academic Press.
- Sadon, J. P.(1994). A Period Measure of Mortality: The Example of France. *Population: An English Selection*, 6, 131-150.
- Scheon, R. (2004). Timing Effects and the Interpretation of Period Fertility. *Demography*, 41(4), 801-19.
- Scheon, R. and V. Canudas-Romo (2005). Timing Effect on First Marriage: Twentieth-Century Experience in England and Wales and the U.S.A. *Population Studies*, 59(2), 135-146.
- Tu, E. J. C. and X. Zhang. (2005). Patterns of Low Fertility in Hong Kong and Taiwan. 《國家發展研究》，4（1），31-82.
- van de Kaa, Dirk. (2002). The Idea of A Second Demographic Transition in Industrial Countries. Paper presented at *the Sixth Welfare Policy Seminar*

of the National Institute of Population and Social Security, Tokyo, Japan.
January 2002.

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.

Waite, L. (1995). Does Marriage Matter? *Demography*, 32, 483-507.

Winkler-Dworak, Maria and H. Engelhardt. (2004). On the Tempo and
Quantum of First Marriage in Austria, Germany, and Switzerland:
Changes in Mean Age and Variance. *Demographic Research*, 10,
231-264.

Zang, Y. and K.C. Land (2002). Adjusting Period Tempo Changes with An
Extension of Ryder's Basic Translation Equation. *Demography*, 39,
269-285.