

南 華 大 學

社會學研究所碩士論文

台灣地區人口結構及教育擴張對有偶
率影響—1978 至 2002 年

*The Effects of Population Aging and Higher Educational
Expansion on Nuptiality in Taiwan, 1978-2002*

研究生：張國偉

指導教授：楊靜利 博士

中華民國九十四年六月

南 華 大 學

(系所名稱)

碩 士 學 位 論 文

台灣地區人口結構及教育擴張對有偶率影響 — 1978 至 2002 年

研究生：(張國偉)

經考試合格特此證明

口試委員：

楊靜利
陳克政
王德勝

指導教授：楊靜利

系主任(所長)：翟孝弟

口試日期：中華民國 94 年 06 月 03 日

誌謝

論文終於寫完了。在南華的三年研究所生活，算是我人生最精彩的階段，不管是打桌球、排球或是平日上課都是我最快樂的時候，很感謝各位老師和同學的照顧，我愛你們。

碩士論文得以付梓，首先需要感謝楊老師用心教導。期間我也逐漸體會學術生活的樂趣和規則(當然包含許多酸甜苦辣的滋味)。另外，感謝陳寬政、王德睦兩位老師，在論文審查時給予許多寶貴意見。還有很多同學的幫忙，謝謝大家！

最後，將論文獻給我最親愛的爸爸、媽媽，還有姊姊和小弟，以及大舅、小舅，你們的無限包容和關心，讓我可以安心的寫論文和讀書。謝謝！

張國偉

2005年7月7日

於南華大學 學海堂

中文摘要

生育率持續下跌將造成人口年齡組成嚴重老化，如何促使台灣地區生育率適度的回升，已成為政府及人口學家們關心的焦點。欲使生育率回升，除了鼓勵民眾生育、訂定婚姻移民政策之外，提高兩性有偶率也經常被提出討論。欲提高有偶率，則必須了解有偶率的變化內容與方向。本文主要使用行政院主計處 1978 至 2002 年人力資源調查資料，建構出年期別、性別、年齡別、教育別之各種婚姻狀況表，並利用標準化粗率差異的方法，將「人口結構變化」及「教育結構變化」對有偶率的影響呈現出來。研究結果發現：人口年齡組成的影響方向對兩性有偶粗率影響一致，均隱藏了有偶率的真實下降幅度。換句話說，人口年齡結構老化使未婚人口的「能見度」降低，可能讓社會誤以為有偶率並沒有下降，或者感覺不到實際的下降幅度。資料同時顯示女性年齡組成對女性有偶率的影響程度較男性大，未來兩性壽命差距可能逐漸擴張，女性的人口年齡組成將較男性更為老化，對於有偶率的隱藏效果也將更大，我們必須注意此一變化，以免忽略了可能的潛在問題。在教育結構方面，男性 1990 年以前的影響並不明顯，1990 年之後影響力才逐漸顯現，可能與高等教育擴張有關。女性的影響力則散布於整個期間（1978-2002），顯示女性教育地位取得的穩定成長趨勢。女性教育結構的變遷相當不利於粗有偶率的變化，也就是說，如果女性的教育結構沒有擴張的話，有偶率就能夠維持過去的水準，此一結果恐怕是教育政策制定者所始料未及的。就教育程度別來看，低教育程度的男性和高教育程度的女性之有偶率下降幅度最大，顯示傳統「門當戶對」、「男高女低」的婚配方式仍然被普遍奉行。

關鍵詞：人口結構、教育結構、標準化因素分解、有偶率、教育擠壓

*The Effects of Population Aging and Higher Educational Expansion
on Nuptiality in Taiwan, 1978-2002*

Abstract

The fertility rates have been below replacement level for more than 20 years in Taiwan. Recently, it is worse that total fertility rates have reached the lowest low level. For example, it was 1.34 in 2003 and 1.23 in 2004. It will result in an inevitable rapid population aging, so that the relative officers and demographers are now engaged in a task: how to motivate people to give birth. One of the strategies is encouraging getting married. However, we don't know exactly how marriage rates decline though we do know they have declined. Current rate of married is affected by variations in age and educational structures. And the processes of specific marriage rate compose marital status. Therefore, we applied a standardization procedure to decompose the effects of age structure and educational structure on proportions of state "current of married" from 1978-2002, by using data retrieved from the Surveys of Manpower which were conducted by the Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan.

Results from the standardization analyses indicated that the change of age composition from 1978 to 2002 has a leveling effect on the proportion current of married for both males and females. In other words, population aging has hid the decrease of marriage rate and make those who are current of married more visible. In the meantime, the change of educational structure from 1978 to 2002 has a magnifying effect on the proportion current of married for only females. Marriage rate appears to decrease among the less-educated men and the better-educated women, parallel with an expansion of higher education. So the effects of change of educational structure on proportion current of married are different for men and women.

Key words : Population Composition Educational Composition
Standardization analysis Current rate of Married

章節目錄

| | |
|-------------------------|----|
| 第一章、緒論 | 1 |
| 第一節、研究動機與目的..... | 1 |
| 第二章、文獻檢討 | 7 |
| 第一節、人口因素與結婚機會..... | 7 |
| 第二節、經濟因素與是否結婚..... | 13 |
| 第三節、社會性因素與婚配形式..... | 16 |
| 第四節、小結..... | 20 |
| 第三章、研究方法 | 21 |
| 第一節、分析模型設計..... | 22 |
| (一)、人口組成與年齡別有偶率之分解..... | 22 |
| (二)、教育結構組成對有偶率之影響..... | 23 |
| 第二節、資料與變項說明..... | 24 |
| 第四章、分析結果 | 26 |
| 第一節、年齡組成影響..... | 26 |
| (一)、年齡組成的變化..... | 27 |
| (二)、年齡別特殊率的影響..... | 27 |
| 第二節、教育組成對有偶率影響..... | 29 |
| (一)、年齡別教育程度比率變化..... | 30 |
| (二)、教育別有偶比率變化狀況..... | 32 |

| | |
|----------------------------|----|
| (三)、年齡組成、教育組成、年齡別有偶率影響粗有偶率 | 33 |
| (四)、小結 | 34 |
| 第五章、結論與討論 | 37 |
| 參考文獻 | 40 |
| 一、中文部分 | 40 |
| 二、英文部分 | 42 |

圖表目錄

| | | |
|-------|---------------------------------|----|
| 表 1.1 | 台灣地區生育趨勢變化，1983-2003..... | 2 |
| 表 1.2 | 台灣地區教育機會，1976-2002..... | 3 |
| 表 1.3 | 台灣勞動參與率變遷，1978-2002..... | 4 |
| 圖 4.1 | 台灣地區十五歲以上人口比例變化（1978 與 2002） . | 27 |
| 圖 4.2 | 台灣地區兩性年齡組有偶率變化（1978 與 2002） ... | 29 |
| 表 4.1 | 兩性教育程度變化幅度(1978-2002 年)..... | 31 |
| 表 4.2 | 兩性教育程度有偶率變化（1978-2002） | 32 |
| 圖 4.3 | 年齡組成、教育組成對有偶粗率的影響，1978-2002 .. | 36 |

第一章、緒論

第一節 研究動機與目的

台灣地區現階段人口變遷肇始於日據時代中期（陳寬政、王德睦與陳文玲 1986），約於一九二零年前後人口死亡率開始下降，生育率也隨著死亡率之後下跌，至 1983 年，淨繁殖率為 1，總生育率 2.16，2003 年總生育率更達到 1.235 超低水準（內政部 2004）。生育率持續且快速的下跌將造成人口年齡組成嚴重的老化，如何促使台灣地區生育率適度的回升，已成為政府及人口學家們關心的焦點。欲使生育率的回升，除了鼓勵民眾生育，設立移民政策之外，提高兩性有偶率及促使兩性提前結婚也是經常被提出來的解決方法之一。

一、台灣生育率與有偶率下降

先從人口統計資料來觀察台灣地區的生育趨勢和變化情形（表 1.1）。1983 年至 2003 年間台灣地區的總生育率由 2.17 降至 1.235，降幅達 18% 以上。期間的主趨勢是下降的，只有少數年間有特殊的變化，例如 1986 年因為虎年之故，生育率較低，1988 年前後的波動則為龍年效應（Goodkind 1997）。總生育率下降主要是由年齡別育齡婦女生育率變化而來，1983 年 20-29 歲育齡婦女生育率皆在 154‰ 以上，之後逐年下降，至 2003 年生育最高組也只有 92‰。若就年齡別來看，34 歲以下都是下降趨勢，只有 35-39 歲組有些微回升，主要是晚婚趨勢使得生育時間延後。

育齡婦女生育率並非全部有偶婦女的生育趨勢，因此需要進一步觀察有偶婦女年齡別生育率。15-19 歲的有偶婦女生育率增加速度最快，接著是 20-24 歲有偶生育率，25-29 歲則維持穩定趨勢，30-39 歲也是增加趨勢。育齡婦女生育率是快速下降的趨勢而有偶婦女生育率則是上升趨勢，兩者呈相反變化，因此，總生育率逐年下降快速，是因為婦女的有偶率下降快速所致（張明正、李美慧 2001）。但就實際數字計算上，這樣的說法可能需要進一

步觀察，因為「年齡別生育率」是「有偶率」乘上「有偶生育率」。假定「有偶率」除到等號左方即是「有偶生育率」，所以「年齡別生育率」如果固定不變的話（維持一定水準），表 1.1 的變化則是呈現出「有偶率」和「有偶生育率」呈現相反方向的變化。因此，有偶率下降快速，將是造成 15-19、20-24 歲人口組有偶生育率高居不下的原因。

表 1.1 台灣地區生育趨勢變化，1983-2003

| 生育指標 | 1983 | 1988 | 1993 | 1998 | 2003 |
|------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 總生育率 | 2,170 | 1,855 | 1,760 | 1,465 | 1,235 |
| 育齡婦女年齡別生育率 | | | | | |
| 15-19歲 | 26 | 16 | 17 | 14 | 11 |
| 20-24歲 | 154 | 111 | 91 | 66 | 52 |
| 25-29歲 | 174 | 164 | 149 | 116 | 92 |
| 30-34歲 | 63 | 64 | 75 | 73 | 69 |
| 35-39歲 | 14 | 14 | 18 | 21 | 20 |
| 40-44歲 | 3 | 2 | 2 | 3 | 3 |
| 45-49歲 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 有偶婦女年齡別生育率 | | | | | |
| 15-19歲 | 623 | 667 | 702 | 772 | 979 |
| 20-24歲 | 412 | 400 | 389 | 413 | 457 |
| 25-29歲 | 225 | 232 | 239 | 254 | 222 |
| 30-34歲 | 71 | 74 | 93 | 108 | 100 |
| 35-39歲 | 15 | 15 | 21 | 25 | 26 |
| 40-44歲 | 3 | 2 | 3 | 3 | 3 |
| 45-49歲 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

資料來源：整理自歷年台灣地區人口統計。

二、兩性相對變化與婚姻配對

台灣的有偶率下降，主要係未婚人口結婚年齡逐漸延後所造成，而結婚年齡延後則是因為近年來整體高等教育大幅擴張，使兩性就學人數增加，造成就學年限延長所致；另一個重要因素則是兩性教育程度與經濟能力的相對變化。

戰後幾十年來，因為教育機會增加、職業結構轉型，使得女性教育程度快速提升，勞動參與程度逐年提高，與男性的工作薪資差距也在逐漸縮小當

中。根據表 1.2 資料顯示：我國男/女性高等教育粗在學率從民國 65 年分別為 19.31% 與 11.91% ，到了民國 91 年時，分別升至 80.7% 與 86.3% ，顯示女性的平均教育程度已超越男性。高等教育受教率快速增加，台灣地區高等教育人口在短短不到 30 年增加約 4 倍。自 1992 年起，女性高等教育人數比率已超越男性人數高等教育人數比率，且有逐漸擴大趨勢。

表 1.2 台灣地區教育機會，1976-2002

| 教育 年期 | 粗在學率 | 義務教育 (6-14 歲) | 初等教育 (6-11 歲) | 單位：% | | | |
|-------------|------|------------------|------------------|---------------|-------|---------------|------|
| | | | | 中等教育(12-17 歲) | | 高等教育(18-21 歲) | |
| | | | | 男性 | 女性 | 男性 | 女性 |
| 1976 | 69.7 | 97.1 | 100.7 | 77.6 | 69.3 | 19.3 | 11.9 |
| 1981 | 72.5 | 100.0 | 101.1 | 82.6 | 82.5 | 20.8 | 16.6 |
| 1986 | 78.3 | 100.0 | 99.6 | 90.9 | 93.6 | 26.7 | 23.6 |
| 1991 | 83.7 | 100.7 | 101.0 | 93.6 | 97.3 | 38.1 | 37.7 |
| 1996 | 84.8 | 101.0 | 101.1 | 94.1 | 97.6 | 45.7 | 49.8 |
| 2002 | 95.1 | 99.6 | 100.0 | 98.3 | 100.0 | 80.7 | 86.3 |

資料來源：教育部「中華民國教育統計指標」。整理自「社會指標統計 民國九十一年」。

勞動參與率方面，雖然近年來女性整體的勞動參與率水準(約 45% 左右)與男性一樣停滯不前，那是因為低年齡組受教育擴張影響而下降，其他年齡組則均有明顯的上升，尤其是 25-29 歲的婦女，其勞動參與率上升的幅度最大，整體來說與男性的差距愈來愈小。根據歷年人力運用調查報告(2002)，1978 年男性總體平均勞參率由 77.96% 滑落至 2002 年的 68.22%，女性則由 39.13% 提升至 46.59%，(見表 1.3)；若分年齡組觀察，1978 年 15-19 歲年齡組男、女性勞參率分別從 43.64%、45.83% 降至 2002 年的 13.42% 及 12.26%，下降的原因主要在於教育擴張使此年齡組人口大量就學所致。而 1978 年 25-29 歲組之男、女性勞參率則分別從 95.83%、60.64% 相對變化為 2002 年的 90.12% 與 72.74%，最能反映勞動參與率上升的情形。

薪資收入方面，2002 年 15-64 歲有工作之有偶女性(有酬者)平均月收入為 28,627 元，與 1990 年之 17,683 元相較，增加了 10,944 元(61.89%)。女性有酬工作的收入也隨著教育程度提升而增加，國中及以下者平均薪資收入為每月 22,402 元，高中(職)與大專以上程度者分別為 27,835 元與 40,612

元。薪資性別差異也與教育程度及勞動參與率一樣，產生相同趨勢，女性薪資收入較 10 年前增加 1.6 倍，而男性只增加 1.4 倍。

表 1.3 台灣勞動參與率變遷，1978-2002

單位：%

| 性別 年期 | 總勞 參率 | 男 女 | | 15-19 歲 | | 20-24 歲 | | 25-29 歲 | |
|-------------|----------|------|------|---------|------|---------|------|---------|------|
| | | 男 | 女 | 男 | 女 | 男 | 女 | 男 | 女 |
| 1978 | 58.8 | 77.9 | 39.1 | 43.6 | 45.8 | 78.8 | 56.1 | 95.8 | 60.6 |
| 1983 | 59.3 | 76.4 | 42.1 | 36.2 | 39.2 | 75.9 | 60.9 | 95.3 | 46.5 |
| 1988 | 60.1 | 74.8 | 45.5 | 28.0 | 29.9 | 71.7 | 66.1 | 94.5 | 56.8 |
| 1993 | 58.8 | 72.7 | 44.9 | 19.3 | 19.6 | 65.9 | 62.1 | 93.2 | 62.7 |
| 1998 | 58.0 | 70.6 | 45.6 | 16.8 | 15.4 | 61.3 | 59.9 | 92.4 | 68.7 |
| 2002 | 57.3 | 68.2 | 46.6 | 13.4 | 12.3 | 54.7 | 59.2 | 90.1 | 72.2 |

資料來源：自行整理自「人力資源統計年報」(<http://www.dgbas.gov.tw/census~n/four/ytable7.xls>) 2004/1/5。

整體來看，女性與男性之社會、經濟地位平均距離愈來愈小，甚至有愈來愈多女性已超越男性。而台灣地區的婚姻配對形式一直以來都是強調「門當戶對」與「男高女低」兩種婚配形式（李美玲 1986；蔡淑鈴 1990、1994）。「門當戶對」是指男女雙方之社會、經濟地位相接近者結婚；「男高女低」則是指女性傾向嫁給社會、經濟地位比自己高的男性。¹在許多社會裡，包括台灣，婦女不論受何種教育，都有尋求往上配對的現象，例如男性身體要高於女性，年紀要大於女性，男性必須有較高教育程度及收入。²而台灣地區近幾十年來的兩性變遷趨勢，將可能使愈來愈多教育程度、經濟地位較低的男性，以及教育程度、經濟地位較高的女性，在婚姻市場上面臨擇偶的困境。所以兩性婚配的考量，以後將可能是影響有偶率的決定性因素。

三、初婚年齡上升

另外，兩性在各婚姻狀況率上也出現變化，其主要變化在於平均初婚年齡逐年延後、中年人口離婚率逐年上升、再婚率逐年提高。從內政部戶政司

¹ 前者是指涉兩性在選擇配偶時或是父母決定兒女婚事時，會考量另一方的家庭背景，此一情形為傳統社會較為普遍；後者，為兩性擇偶時，主要考量以個人社會、經濟條件作為主要考慮因素。兩種方式有些不同。

² 李美玲，(1986)，引自社會學家柏納德（Tessie Bernard）所提出的男女婚配的「社會差距」（marriage gradient）理論。62 頁

(2004) 歷年統計資料觀察，未滿 15 歲結婚比率皆維持在很低的水準，至 2003 年為止降至 0.01%，15-24 歲人口結婚率從 40.64% 降至 10.28%，其中以 20-24 歲組下降最快，而結婚率高峰群組則由 20-24 歲與 25-29 歲兩組轉移到 25-29 歲及 30-34 歲組，同時發現中高年齡組結婚比率有提升現象。³ 兩性平均初婚年齡在這段期間的變化，男性由 27.4 歲上升到 30 歲，女性從 23.6 歲上升到 26.1 歲；2002 年，結婚新郎平均年齡 33.4 歲，新娘平均年齡 27.9 歲，平均初婚年齡新郎為 31.0 歲，新娘為 26.8 歲；平均再婚年齡新郎為 44.3 歲，新娘為 36.3 歲，初婚及再婚年齡均呈現出升高趨勢。⁴ 這些特定時期的不同年齡別人口婚姻狀況表現，反映出來的其實是不同的世代 (cohort，或翻譯為年輪人口) 的未婚狀況，在初婚率節節下降的趨勢中，目前年輕世代在育齡期間的未婚率恐將更高。由『民國九十一年社會發展趨勢調查報告—家庭生活』中發現：台灣地區成年未婚者中，男女比例各佔 56.49% 及 43.51%，而未婚者尚未結婚之主因，以經濟基礎尚為穩定者居多占 34.86%，與民國八十七年調查比較主因從「未遇理想對象」變成「經濟問題」。而 20-64 歲未婚者之結婚意願調查與八十七年比較，35 歲以下人口無結婚意願比例增加了 8.39%，35-64 歲增加 8.03%，整體增加了 8.14%。

四、小節

1983 年開始台灣因為淨繁殖率達 1.01 的替換水準而進入生育轉型後 (陳寬政、王得睦與陳文玲 1986；Chang et al 1987)，生育水準發展將會慢慢趨向靜止狀態而不會再有太大的變動，因此關於引起粗出生率產生內生性週期波動來源的人口年齡組成與生育年齡分佈二者的作用也就更加相對重要。

(李美玲 1990；王德睦、金泰康 1995)，因為生育年齡分佈資訊主要來自於有偶率的分佈 (母親數量的分佈)，而婚姻狀況的分佈，則是決定人口資料上

³ 內政部戶政司 (2003)，指出 1998 年男、女再婚人數分別為 17752 與 13920，至 2002 年提升至 34501 與 22336。

⁴ <http://www.moi.gov.tw/stat/>。內政部統計處資料，比較初婚率與再婚率統計即可看到此一趨勢。2004/01/15。

的有偶數量變化。簡述以上台灣社會變遷過程發現，結婚行為會受到許多主、客觀因素影響，因此本文主要針對 1978 年至 2002 年大型抽樣調查根據加權推估母體，呈現年齡別有偶率、教育程度別有偶率標準化因素分解後的結果，並進一步討論教育程度別影響結婚率的效果，以及人口結構逐漸老化對結婚率的影響效果。最後，討論粗、淨有偶率變化之可能意義與影響。

以下簡述本論文各章概要：

第二章、文獻探討。針對影響結婚意願之人口、經濟、社會等三種結構性因素家裡討論並歸納出研究模型分析之假設。

第三章、資料使用、變項說明與模型設定。主要使用行政院主計處 1978 至 2002 年人力資源調查資料庫，建構出年期別、性別、年齡別、教育別、之各種婚姻狀況表，並利用標準化粗率差異的方法將「人口結構變化」及「教育結構變化」對有偶率影響呈現出來。

第四章、討論人口結構趨向老化對於人口有偶率的影響；教育制度擴張使年輕人口就學率大量提高直接使年輕人口初婚年齡自動延後，造成晚婚與晚育的影響。

第五章、結論與討論。

第二章、文獻檢討

根據學者研究（陳紹馨 1979；陳寬政、王德睦與陳文玲 1986，李美玲 1990），台灣地區人口變遷始於日據時代中期。1920 年前後人口死亡率開始下跌，而出生率未有明顯的變化，死亡率先於出生率下降造成人口自然增加率快速上升。出生率在 1951 年以後開始下降則使台灣人口轉型中期的自然增加率跟著逐漸下降，至 1984 年時淨繁殖率（**Net Reproduction Rate**）已經低於穩定人口替換水準（陳寬政等 1986），最後則持續維持低出生、低死亡的人口狀態而完成台灣地區人口轉型。目前台灣地區人口由於生育轉型已達末期，有關引起粗出生率產生內生性週期性波動來源的人口年齡組成變化與生育年齡分佈變化二者的作用，也越趨重要。

人口年齡組成，主要是指各年齡別人口結構變化的影響，生育年齡分佈一般則針對有偶女性的數量與生育數量進行分析，所以近年來關於人口老化的關鍵因素與「有偶率」及「有偶生育率」有相當重要的交互關係（王德睦 1992）。而有偶率變化與有偶生育率的變化與婚姻市場上的均衡有關。換句話說，婚姻制度佔有極大關聯，透過婚姻結合的方式，兩性之間長期的親密關係可以被合法化。然而，不論在哪一個社會裡，結婚都不會是單純的「隨機抽樣配對」(**random sampling pattern**)遊戲，而大多是具有規範性的社會活動，兩人的結合除了與價值體系的偏好（**preference**）有關外，還受到許多結構性因素的影響，譬如居住或活動空間遠近之地理條件、人口的性別組成、以及社會階層結構的制約等（蔡淑鈴 1994；蔡文輝 1998）。所以討論有偶率變化之前，必須先討論可能影響有偶率變化的因素。底下將分別就人口結構、經濟因素、社會因素等三方面來討論：

第一節、人口因素與結婚機會

影響婚姻的人口因素一般是指特定年齡範圍的性別人數比例，也就是在婚姻市場上，未婚之兩性人口數量的相對比值。換句話說，是指一地區裡總

共有多少未婚或無配偶的男性及女性人數可以結婚，而婚姻市場主要的討論意義就在於供需之間的關係，以及成本和效益之間的利害關係。隨著出生數量下降，世代人口結構組成與婚姻關係在近年來也是學者們研究關注的重點之一。

一、性比例的影響

當未婚人口的性別比例（一人口群中，每 100 個女性對應的男性人數）嚴重偏斜，就會造成婚姻擠壓（marriage squeeze）的現象，也就是造成某些男性或女性無法找到配對的人，等於是被「擠出」婚姻市場。婚姻擠壓的結果會產生幾種婚姻「徵狀」。譬如說，如果一地區女性人數多於男性，則會有女性單身及離婚率較高、晚婚及再婚率較低的現象出現（Guttentag & Secord, 1983）；另外，因為大部分女性轉向職場，使得女性的傳統角色受到稀釋，而因為未婚女性之間的婚姻市場競爭擴大，乃間接促成不婚的婚姻市場（Lichter, D.T. 1990；Tak Wing Chan 2003），甚至於使未婚生子的比例增加（South, S.J. & Lloyd, K.M 1992）。因此，性比例不均，可能使兩性出現失婚、未婚生育機率提高。

晚近對美國的研究發現有兩種婚姻趨勢與婚姻擠壓有關。首先是 Crowder, K.yled, Tolany and Stewart E. (2000) 利用 1990 年 Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS) 及家庭動態收支調查 (Panel Study Of Income Dynamics) 資料，使用層級分析發現美國大都會地區內異族（不同種族）通婚現象明顯，主要因素是黑人年輕男性死亡率較高、監禁率較高，直接造成適婚男性短缺。另外，則是 Wilson's (1987) 的研究指出：⁵黑人單身及未婚生子率高可能歸因於可婚人數的減少及想結婚人數減少，並非如家庭經濟學所說的〈詳後述〉是因為財富增加的原因。研究結婚時間方面，Lichter, D.T. (1990) 發現 1980 年美國白人女性普遍有晚婚（超過 30 歲結婚）的現象，30 歲以後結婚女性嫁給已結過婚而單身男性（31.8%）機率高，30 歲以前結

⁵轉引自 South, S.J.; Lloyd, K.M (1992)。

婚女性只有 10.3% 嫁給已結過婚男性，白人女性婚姻延遲達 73.9%。女性超過 30 歲未婚者多要求男性教育程度比自己高。可是通常這些女性的教育程度都是屬於上層高等教育程度的族群，因此除非她們願意接受另一件教育程度比他們還低，否則將繼續單身狀態。另外婚姻市場上延遲也使得美國上層白人女性投入勞動經濟市場機會大增，且退出率較少。

台灣的性比例問題則有不同的經歷。早期先民渡海來台墾荒，根據施瑯的觀察，當時「無家眷者十有五六」。清朝佔領台灣後，因為實施海禁全面限制渡台，所以當時冒險渡台者多是拋家棄子的羅漢腳，且偷渡盛行之後，婦女也不適合從事這種禁令的冒險行動，於是更拉長了男女之間的比例。⁶另外，文化上亦有溺嬰及重男輕女現象（陳紹馨 1979；李美玲 1994）。台灣在清代時期即有嚴重的性比例不均衡狀況，因為男性人數多於女性，也促成家庭結構的不正常，更因為婦女稀少，聘金奇高，使得一般的農民難以成家。如清康熙五十六年（1717 年）所編制的諸羅縣志指出：

「有好多村莊住了幾千人，卻沒有一個女人。由於大陸各港嚴禁婦女前來台灣，婦女的身價非常昂貴，取一個太太要花上一百兩銀子。有些積蓄的農人多半回到大陸成親。如果一個人在大陸上沒有成家，而須在台灣結婚，他所能娶到的對象多半是離過婚的婦女、寡婦或是被遺棄的女婢等等。」

所以台灣諺俗中有「一個某卡好三個天公祖」，這應該是移墾初期男女人口懸殊的寫照（謝國興，1993）。之後性比例已逐漸隨著時間遷移而改善。光緒二十二年（1896 年）性比例 119，日據以後的光緒三十一年（1905 年）為 111.3，民國四年（1915 年），降為 104.5，民國二十四年（1935 年）為 103.4，

⁶ 道光年間，廈門地區流行一首「勸人莫過台灣歌」，其中歌詞大意：「在家鄉走投無路，因此盤算著到台灣求發展，但又缺乏路費盤纏，只好先典當家產和佃權。下定決心不顧妻兒淚眼相送，直走海邊……。」這首歌提供了幾項重要的資訊：第一，當時閩粵地區的經濟情況與人口壓力，使得大量的居民必須移居海外尋求新的發展空間。第二，要到台灣，偷渡是最省錢（也是最省事的）的辦法，不過相對的危險性也比較高，除了船隻較小的因素承攬偷渡的「客頭」十分專橫也是重要原因。第三，渡台的人開始多半想投靠親友，但又可能無以為靠，也不見得人人發財，想當初為了要發財致富而拋妻離子，遠離家鄉。

至民國三十二年(1943年)則再降為102.7。若依年齡組來看,1905年15-39歲年齡五組(分五歲為一組)皆維持在121以上,到了1949年則維持在104至109左右(陳正祥 1997)。

光復後,因為嬰幼兒死亡率持續下降以及出生數量增加,醫藥及公共衛生技術進步,使出生人口存活率大為提高,加上戰後大量軍人移入以及他們帶來的出生潮(1946-1964年出生者)已悄悄為台灣地區帶來空前人口數量的自然增加。1960年代後這批人口陸續進入適婚年齡(十五歲以上),人口數量激增並持續一段時間。李美玲(1994)利用自1905來歷次人口普查資料,勾勒二十世紀台灣人口婚姻狀況的變遷。其研究發現從1905年至1935年,15-44歲兩性出現男多於女的現象,這是移民社會的特徵,到了1935年性比例才慢慢出現均衡,也鬆解了1905年以來對男性較不利的婚姻擠壓(marriage squeeze)現象,找配偶的困難逐漸減輕;相對的女性在找配偶方面的稀貴性優勢也見緩和。女性結婚的時機因而略為延後,呈現有偶比率下降,男性有偶比率上升的情形,因此可以說,至二次大戰前,台灣地區人口有偶比率的變遷,基本上是一種人口學因素的影響,主要仍是對於適婚人口數不平衡的調適過程,所以這段時期有偶率變化和社會經濟變遷的影響可能性不大。

另外,戰後至1966年因為人口遷移造成性比例失衡的狀況更甚於本世紀初。從1966年35-49歲得人口統計來看,男性人口數超過女性達百分之四十之多,這群人於1949年大陸撤退正是介於18-32歲,這次遷移對台灣男性婚姻狀況分布影響極大,隨著時間推移,至1990為止已成為台灣地區男性老年人口獨身比率特別高的現象。戰後的婚姻型態至1980年代為止主要是結婚時機的延後,但是終身不婚比例無顯著變化,主要延緩結婚的人口群在30歲以下者,過了45歲仍未婚的女性只占了將近百分之2,男性占了百分之2.3(李美玲,1994)。近年來,兩性雖然因為平權觀念宣導使民眾生育態度上已有不少轉變,不過台灣至八〇年代為止生育行為上仍有重男輕女現象,許多民眾仍至少會想生一個男孩,而這種偏好對生育率有顯著提升效果(林瓊純,1988)。

另外，薛承泰（2003）利用中華民國歷年台閩地區人口統計資料計算指出：「十五歲以上人口在過去三十年仍呈持續增加趨勢，男性雖比女性多，但是人數已逐漸在接近中。但由於每年可婚者（適婚而未婚者）乃為人口年齡結構與過去婚姻狀況的綜合結果，若進一步觀察此類人口歷年的變化，而十五歲以上未婚人口也隨著時間呈現增加的趨勢，且男性比女性多。值得注意，這些可婚人口性別比卻一直呈現偏高（即男比女多）的情形。三十年前男性可婚人口比女性多出 83 萬，如果限制在台灣地區通婚，那麼每三個男子就有一位找不到對象。這種情形，雖然隨著時間而降低偏斜的程度，到 2002 年為止，男性可婚人口比女性仍多出約 70 萬，也就是每五個男子就有一位找不到本土的對象。性比例偏高的情形除了在 15 歲以上總人口與未婚人口，離婚人口在 1995 年之前男性也是多於女性」。上述研究指出：台灣的婚姻市場逐漸出現兩極化現象，其主要影響在於兩性未婚人數性比例不平衡。但是隨著近年來，生育率下降以及嬰兒性別選擇不明顯，影響結婚與生育的效果至今仍未有明顯的數據可以指出來，所以性比例對於台灣的有偶率影響可能不會有太大的影響。

二、人口週期的影響

婚姻市場除了討論性別比例不均問題外，人口週期性變動也是人口學者們（Ryder 1983；陳寬政 1987；李美玲 1990）關心的焦點，但是這些討論主要聚焦「生育率」的變化上面，將人口週期性變動分成內生性與外生性的區別，而外生性的人口週期則是來自於 Easterlin(1973)的「相對經濟地位」理論而產生的週期概念，內生性週期概念則是指人口年齡組成的內在動力。孫得雄及宋永澧(Sun and Song 1979)根據 Kitagawa(1955)所發展出來的粗出生率分解方法，指出台灣地區的人口年齡組成在 1967 年以前對粗出生率下跌有相當大的貢獻，主要是因為在戰爭期間出生的少量婦女，在 1967 年以前渡過生育的高峰；而當戰後出生的嬰兒朝嬰兒開始於 1967 年以後進入生育年齡，人口年齡組成開始對粗出生率產生向上的推力。雖然其文中並未說是人口週期的效果，但是經由標準化粗率因素分解的效果，確實為人口周期性因

素（李美玲 1990）。

人口週期性變動為內生性的，主要是由人口年齡組成的變動所引起，但事實上，人口週期性變動包含兩種因素的週期性效果。第一種人口週期效果，即指人口年齡組成變動的影響，人口年齡組成的週期效果，也較為人熟知也有較多人討論。第二種週期效果，也是較被忽略的，則為生育年齡變動所影響。粗出生率之受到人口年齡組成的影響，事實上是透過生育率的年齡型態在運作，人口年齡組成的變動以及婦女生育年齡變動的聯合作用造就了粗出生率的長期趨勢外，呈現週期性的波動和起伏。在生育率長期大幅下跌的生育轉型期間，人口週期效果雖然一樣地存在和運作，但是由於轉型期間生育率的變動幅度相當可觀，相形之下，人口週期效果便容易被忽略，尤其是生育年齡變動所導致的第二種人口週期效果更鮮有討論（李美玲 1990）。到了轉型末期，由於人口趨向靜止，人口的週期性波動相對地更加顯著，勢將成為主要的人口變遷。人口週期性變動關係到未婚人口的數量多寡，而出生數量的多寡以及性別比例的變化，則是兩性可選擇伴侶的機會考量。因此瞭解台灣地區有偶率和人口組成的變化關係，有助於我們對人口變遷的細節有更深刻的掌握。

近年來，年輕人口群出現晚婚、晚育的現象已逐漸影響特殊別有偶率的變化快速，另一方面，人口結構組別逐漸轉向老人為主的過程中也會影響平均有偶率逐漸提高，而平均有偶率是隨著這兩個因素因為時間變遷交互影響的結果，也就是晚婚導致晚育，晚育造成年輕人口數量逐年減少，年輕人口數量減少造成有偶率計算的分母減少，而提高年齡組成的影響效果，使得有偶率變化受到遮蔽效果，出現真實有偶率失真的情形。而人口組成對於有偶率變化效果至今仍無法清楚解釋。後續討論，將加上近年來高等教育大幅擴張，進而使得年輕人口（15 至 24 歲）高等教育在學比率提高，自動延後結婚的年齡，進而影響了生育年齡分佈的變化，造成週期變化更加不力於生育率的提升，進而觀察台灣地區是否如西方國家經驗，教育擴張對於婚姻市場產生的擠壓現象。

第二節、經濟因素與是否結婚

家庭通常具有生物、心理、社會、經濟與文化層面的意義(蔡文輝 1998)。婚姻制度在傳統社會中扮演的角色，不只是夫妻共同組成的生活體，也是兩性勞務分工(男主外、女主內，丈夫是妻子的主要經濟來源)的基礎，進一步更背負著家庭繁衍的責任。但工業革命之後，機器取代了人力，強調效率、分工和組織的生產過程，改變了人類的傳統經濟活動方式。另一方面，工業化促使生產組織不斷分化，使得職業市場趨於多元，並逐漸跳脫傳統以勞動體力為主的工作型態，使得女性就業機會增加；尤其二次大戰之後，由於教育的普及以及服務業興起，女性就業增加的現象更為明顯，尤其西方社會受到教育機會急速擴張影響，兩性教育程度差距已消失不見，也改變婚姻市場機會結構，直接地促成女性角色改變(changes in Women's role)，女性教育程度高，薪資所得相對提高(Tak Wing Chan 2003)。女性大量投入就業市場後，自身經濟能力愈來愈高，家庭似乎不再吸引女性。換句話說，女性愈來愈獨立了，理性一點來說，婚姻這個「交易」的好處愈來愈小。當交易越來越小的時候，單身會是一個好選擇，另外就是且戰且走的繼續尋找下一個對自己較有好處的對象，因此婚姻延遲及終身不婚的可能性就逐漸增加。

婚姻的理性選擇由Gary Becker (1973; 1974)所提出，其中「交易」(gains-to-trade)與「女性獨立」(independent hypothesis)是其中的核心概念。Becker認為，不論是男生或女生，比較結婚與單身所得到之「淨所得」大小，是決定結婚與否的關鍵；「淨所得」則由男女雙方的薪資收入、人力資本值、以及相對的薪資比率差額來決定。Becker的婚姻經濟學立基於兩個假設：1、每個人都盡可能求得最好；2、婚姻市場是均衡的。因此，不同的薪資所得、能力、教育程度、年齡、家庭背景以及其他特性的男人與女人之間尋找伴侶會有所競爭，婚姻最重要的是如何尋找具吸引力，報酬較高的另一伴。(Becker G. S. 1997; ⁷Parrado et al. 2002)。他認為不只是婚姻市場存在理性選擇，更重

⁷王文娟、李華夏、吳惠林、鄒繼礎 譯(1997)，Becker, G. S.著，《家庭論》。

要的是每個結婚的人都期待結婚後的「效用水準」會比單身時來的高。依他的看法，「愛情」與「想要有自己的小孩」是結婚的兩大動機，但是，每對夫妻之結合會有所得，也會有所失，譬如，失去自己的獨立性，必須負擔婚禮的費用等，更重要的成本是經營一個好的婚姻所需要的努力與時間付出，例如女性的家務時間。所以當女性職業地位與薪資收入提高，女性會更不願意放棄本身職業地位及薪資所得所帶來的收益。例如、日本近年來因為IT（網際網路）產業、勞動力集中的高服務業擴增，女性就業機會因此而擴大，女性就業人數自然增加使得女性不願進入婚姻；再加上電器化的家庭設備、外食或調理好的現成食品充斥市面，這些便利機器及服務成為家是省力化、伙食外部化的生活幫手，大幅減輕家庭主婦的家是負擔，更加提高了女性外出就業的可能性（李光廷 2003）。

但即使有現代化家庭設備的協助，女性仍然負擔較多的家務，產生家庭與工作間的衝突。例如瑞典，其政府幾十年來努力推動家庭內的兩性工作平等與經濟平權，傳統的家庭分工還是存在，女性必需滿足家庭及小孩的每日所需，而男人只需要對經濟上負擔負責就好了，結婚之後女性仍然必需要投入相當多時間及勞力在家務勞動，這對人力資本高的未婚女性而言，可能是造成他們不想進入婚姻的主要原因（Nyman 1999）。

但 Blossfeld（1995）對於 Becker 的「女性獨立假設」並不贊同。他舉西德為例：當地女性生小孩及結婚與否其實跟他們的教育程度及職業位階無太大關係，主要是因女性教育年限延長而造成組織家庭的時間延後，且他整理瑞典、西德、法國、荷蘭、英國、美國、義大利、西班牙、匈牙利等九國的資料分析，指出三個主要影響因素：人力資本投資增加（如世代人數、依賴時間、小孩數量、初婚年齡延後等）之變項，被統計控制後，女性教育程度增加，會減少有偶率和生育率；而這些國家的人力資本投資變化則有強弱區分，由強到弱依序為義大利、西班牙>英、荷、法、德>美國；教育制度的影響主要在於女性，因為高等教育擴充以及對於人力資本的強烈需求，所以當女性大量就學，以及在學年限延長，對於結婚和生育則會出現顯著減少的

行爲。但是減少婚姻和生育的同時，歐洲各國和美國則出現「同居」比例逐年增加趨勢，且大部分同居者以受高等教育的年輕兩性人口居多，顯示高等教育對於婚姻率產生擠壓的現象，也就是將傳統法定婚姻形式擠壓至兩情相悅的同居形式，因此，同居的比例在這些國家出現不同程度的增加趨勢（Blossfeld,1995）。

東亞地區的狀況，如日本地區女性教育程度的增加與初婚時間（年齡）延後也密切相關，因為大學教育機構增加（也就是高等教育擴充）使得年輕、未婚的男女性在學人數增加，慢慢地晚婚成爲一種趨勢，而這種趨勢也擴散至低教育程度的人口，幾乎所有女性都傾向晚婚（Raymo 2003）。另外南美地區情況，如 Parrado et al.（2002）利用 1998 年墨西哥人口調查資料及 2000 年人口普查資料，分析當地結婚行爲與社會、經濟差異。發現墨西哥女性社會經濟條件的改善並不像西方女性獨立假設和交易假設，會減少結婚的慾望。相反的，降低經濟上的不確定，會成爲男性和女性結婚的有利條件。

台灣於 1970、80 年代，從農業社會轉爲工業社會，勞力密集產業提供許多女性就業機會；90 年代後，服務業部門快速成長，吸引更多女性投入勞動市場。另一方面，教育程度、職業地位、工作年資越高的女性，獲得薪資也越高（Schumann et al.,1994），隨著女性逐漸穩定取得高等教育學歷的同時，也提高了女性的人力資本，使女性可以延伸工作領域，向外擴展職業層級範圍，也使得女性退出勞動市場的機會增加，越不容易在婚後離職（Sørensen, 1983）。

根據楊靜利等（2004）使用 1978 至 2002 年人力資源統計調查，分年齡組比較有酬就業者平均薪資差異（分性別），發現不論在哪一個年齡層，女性的平均薪資均低於男性，但愈年輕者，差距愈小。20-29 歲年齡組的女性多數未進入婚育階段，2002 年時情平均薪資接近男性的九成，30-34 歲組相對於 20-29 歲組來看，雖然與男性的差距拉大，但就時間軸來看，卻是性別差異縮小最大的一組，蘊涵著婚育對女性的薪資影響愈來愈小。其他年齡組也

有相似的變遷趨勢，顯示男性在經濟上正逐漸減弱當中。2003 年行政院主計處之「台灣地區社會發展趨勢調查：家庭生活報告」，結果顯示經濟問題是近來未婚者尚未結婚的主要因素（佔 34.86%），再者是未遇到理想對象（佔 27.06%），第三則是未達適婚年齡（佔 22.12%）。雖然 1998 年的調查結果也顯示經濟基礎尚未穩固、未遇到理想對象與未達適婚年齡是大未婚主因，但是四年來經濟基礎尚未穩固以及未達適婚年紀分別增加 10 及 3 個百分點。⁸顯然人力資本累積與經濟資本累積，已是現代台灣地區未婚者考量結婚與否的主要因素，而這三項因素與我們緒言談的台灣地區兩性因為教育機會增加、職業結構轉型，使得整體女性教育程度快速提升，勞動參與程度逐年提高，工作薪資與男性的差距也在逐漸縮小之相對變化，造成傳統以來的婚配形式有相當重要的關係，也與第三節要談的結婚的社會性因素有關。

綜合上述，經濟條件對是否結婚之影響是全面性的，尤其在先進工業化社會裡，如歐洲國家和美國以及台灣和日本，教育程度某種程度代表以後的人力資本，因此在每個人都渴望自己學歷越高，就可以賺越多錢的同時，他們的就學年限將隨著學歷增加而延長，因此兩性婚姻行為也深受影響。而在講究升學主義的台灣，教育（學歷）扮演著人力資本高低之代言人（黃毅志 1992、1993、2002；蔡淑鈴 1994、1996、2002），高等教育機構大量擴張以及錄取率增加必然會影響年輕世代的婚姻考量，尤其是女性。

第三節、社會性因素與婚配形式

社會因素對婚姻的影響經常不是在結婚與否，而是婚姻配對型式的決定。在傳統社會中，婚姻配對經常受到家庭背景的影響，也就是父母親的社會經濟地位所決定的社會階級以及擁有的社會網絡，對於個體的婚姻締結有密切的關係。而兩性配對如果很順利，此社會的結婚率將會相對提高，如果配對不順利，那麼將造成某部分人口暫時或永久失婚的現象，也就是晚婚及

⁸ 未達適婚年紀，並非這些未婚人口皆是未滿 18 歲，而是這些人口仍屬在學，認為年紀還不到婚嫁的時候。

不想結婚。工業社會後，家庭背景等附予地位（*ascribed status*）逐漸為個人成就地位（*achieved status*）。如教育成就、職業、收入等，所取代（Shu-Ling Tasi 1993、1994、1996、2002；R.D.Mare 1998；Park 2001；Park&Smits 2003；Gunn Elisabeth Birkelund & Johan Heldal 2003），雖然個人成就地位在婚配上的角色愈來愈重要，但婚姻是兩個家庭（族）的重要聯繫橋樑，因此婚姻關係往往也是社會階層形塑與流動的管道，所以社會學上相關的討論多集中於社會階層與社會流動的文獻上。其對於婚姻配對型式主要有兩個基本假設：第一種假設是「同質性地位通婚」，也就是門當戶對的選擇，主張人類社會裡最普遍也最盛行的配對方式是社會地位相近者彼此聯姻，此種婚姻在傳統社會最為盛行，結婚時主要以家庭和家之間的成本效益作為考量，子女決定權並不大（Park 2001；Park&Smits 2003）；第二種假設是「男高女低」的配對方式，認為女性傾向於嫁給社會經濟地位比自己高的男性，此種婚姻的選擇主要為現代化工業國家的普遍現象，考量配偶時，主要是以個人的主觀意願選擇，家庭雖有干涉權，但卻非主要決定權。

而有關社會地位之測量，最常使用的指標是教育程度，使得教育同質性（*educational homogamy*）的婚配關係為「同質性地位通婚」中最常討論的對象。⁹國外實證研究van Leeuwen, Marco H.D（2002）提到：

「由於家長權威的衰弱使擇偶變成了自由選擇，工業化發生使政治權、經濟權從家庭解放到工廠及市場上，所以人們走出傳統家庭以主的生產單位，此時歐洲也由於一連串理性化過程的結果，人們越來越不重視個人的家世背景（*ascription*），而越來越重視個人的努力成就（*achievement*），隨著這種勞力市場上的轉變，婚姻市場也開始發生變化了，也變得較少重視社會起源（*social origin*），而較重視優良的教育程度。（p103.）改變的因素有偏好（*preference*）的改變；父母控制權（*parental control*）改變；同時教育也改變了偏好及父母的控制權。所以讓分屬不同社會團體的人可以在學校認識交往，並且也改變人們擇偶的偏好。」

⁹ Jeroen Smits（2002）.p253.。其主要的討論類似於傳統「門當戶對」之婚姻形式。

因此，婚姻行為除了背後結構性（人口組成結構及教育制度和經濟發展）因素之外，更重要的是個人與制度互相影響，其中教育在個人生命歷程中佔極重要位置。家庭和教育在現代社會是個人從出生到死亡當中最先接觸生活的人生階段，社會化效果也最為深刻，因此選擇偏好（*preference*）至少從出生到大學畢業，求學期間被教育制度或同儕團體形塑出來，也會在未來工作場所及生活網絡當中不斷的改變。社會科學家很早就開始觀察兩性婚姻配對長期趨勢，因為婚姻緊密連結個體和家庭，而社會藩籬（*Social boundaries*）越薄，社會呈現較開放狀態（*Kalmijn 1991a、1991b；Smits,Ultee,Lammers 1998*）。

進一步說，因為夫妻共享社會資源，所以婚姻選擇意味著文化與經濟品味的選擇。*Smits*（2002）研究 55 個國家的資料指出，高教育程度的這些精英們，在婚姻配對選擇上表現出高度的社會階層封閉性，他（或她）只會與教育程度相等或以上者締結姻緣，產生個人的教育成就逐漸與職業、經濟生活、社會地位扣連在一起，因此教育程度可能成為社會階級劃分的工具。*Smits* 進一步指出，高教育程度者比低教育程度者更容易擁有配偶，以美國而言高教育程度者比中、低教育程度者高出 8.5 倍的機會可擁有配偶，紐西蘭 4.7 倍，法國 15 倍等。當然，教育程度的影響會因其他條件的不同而不同，例如信仰新教國家，與儒教、穆斯林教與天主教等國家相較之下，呈現出較低的夫妻教育程度同質性。反觀，韓國宗教上的影響不大，且社會起源（家族背景）的影響已經轉移至教育程度。愛爾蘭與英國等隨著工業化越深，教育是決定生活機會（*life chance*）關鍵因素，而與生活風格和文化品味也互相關連（*Tak Wing Chan 2003*），進一步可以說，學校機構和大學教育提供年輕未婚男女互相認識的機會，因此教育成為配偶選擇過程中重要因素，所以當教育機會越來越普及，夫妻間教育程度同質性也會越來越高。

台灣相關的研究最早始於蔡淑玲（1994）利用 *log-multivariate models* 分析婚姻的配對模式，結果支持「同質性地位通婚」的假設。不論是就附予地位（如族群、與階級背景等，一出生即存在之社會地位）來說，或是依成

就地位（以教育取得，經過個人後天努力得來的）而論，都觀察到臺灣地區民眾傾向和自己社會位置相近者結婚。這種婚配傾向若放在族群的屬性上就是族群內婚的現象，如果考慮出身背景（家庭背景）就是「門當戶對」的選擇。不過，同類相聚也不是婚姻配對現象唯一的法則。當異質性（不同出身背景及社會地位）地位通婚發生時，發現「男高女低」的原則可以充分解釋台灣地區民眾對配偶教育程度的選擇傾向。另外蔡淑鈴（1994）發現有個明顯的婚姻配對障礙是在於高中與大學之間；楊靜利（2003）也發現「女高男低」的配對的增加多集中在大學教育程度(含以下)的女性，假設人們的觀念無法突破男高女低的傳統觀念，隨著台灣高等教育擴張快速及女性增幅大於男性的條件下，將會產生兩極化的不婚人口出現，也就是低教育程度、低社經地位的男生逐漸找不到適當配偶，高教育程度、高社經地位的女性逐漸不想結婚，1990年以來台灣陸續引進外籍配偶正可說明此一現象。

行政院主計處「婦女狀況趨勢和數字統計」報告（饒志堅等 2003）指出：「近年來由於國人與中國大陸及東南亞國家貿易往來頻繁，娶鄰近泰國，越南和中國大陸籍新娘情形日漸增多，所以我國移入人口數量以女性較多。比較各國，國際遷入人口中性比例(每百名女性之男人數)之差異頗大，大部分國家都在 90-141 之間遊走，而台灣地區為 61 明顯低於其他國家地區。」因此，遷移人口的性比例傾斜，是否會對台灣產生婚姻擠壓的效果，頗值得進一步觀察，但外籍配偶的引進確實減少台灣某部分男性族群娶妻的障礙（夏曉鵬 2000；吳惠林 2004）。

但是這樣的婚姻擠壓效果背後的主要因素大都來自於高等教育擴張後的婚姻擠壓，如楊靜利（2004）使用 1990、1993、2000 年的婦女婚育與就業調查資料研究指出，雖然台灣地區隨著教育擴張的現象產生婚配形式改變，主要改變在於「男高女低」比例移轉到「男女相等」，「女高男低」比例出現上升趨勢，但是「大學」卻是「女高男低」擴張的頂點，也就是說研究所以大學學歷的女性婚姻由「女高男低」轉往不婚的趨勢。而這樣的趨勢將隨著高等教育機構中研究所的成立數量激增，以及女性就讀比例逐漸高過男性產生「教

育」擠壓「有偶率」的現象。

第四節、小結

簡言之，不論男女在過去半個世紀來，其結婚年齡都往後延了幾年，從未婚人口年齡的分布來看，40 歲以下未婚人口的比例歷年來一直在增加，未婚人口比例也和學歷有關，尤其是女性未婚人口，大專以上學歷者遲婚現象最為明顯，例如大專以上女性 25-29 歲組有 71.9% 未婚，30-34 歲組有 33% 未婚；高中職女性則分別為 34.6% 與 16.1% 未婚（內政部 2003）。婚姻市場（marriage market）與當地人口的組成、經濟條件、社會習慣等都有關係，人口、經濟、社會因素會影響結婚、離婚、單身、晚婚率的高低（Elisabeth et al. 2003；R.Mare 1998）。

人口組成影響有偶率的重點在於隨著「人口結構組成」趨向老化狀態，會對於粗有偶率產生影響，且人口週期性變動所產生的遮蔽將會讓社會誤以為台灣的有偶率是變動不大的，因此真實有偶率將會是本文觀察的主要重點；經濟條件雖然包括教育程度、職業地位與所得高低等元素，但現代家庭經濟來源主要是依靠家庭內的勞動人口在勞動市場上工作獲取薪資收入，因此「人力資本」高低決定其個體之社會經濟條件，而市場經濟在資訊不透明底下，教育程度的高低是衡量人力資本多寡的最佳單一指標（黃毅志 1992、1993、2002），因此，教育機構的大量擴張，以及人們普遍追求更高學歷則是現代社會變遷的主要觀察點，而根據 Blossfeld（1995）的研究，可以發現教育擴張擠壓有偶率的現象已經是未來先進工業國家必須面臨的課題；另一方面，婚配形式必須考量社會地位的測量，尤其是個人成就地位，也經常使用教育程度，在婚姻配對形式研究中「教育程度」經常討論的指標。因此，本研究將使用標準率分解的方式，來討論人口組成與教育組成對有偶率的影響。

第三章、研究方法

本文主要分析台灣地區年齡組成與教育組成變遷對一般有偶率（定義為 15 歲以上人口結婚與配偶同住的比例）的影響。年齡組成變遷對有偶率的影響在性別上應該是一致的，但教育結構變遷對有偶率的影響卻可能因為性別的不同而不同。隨著時間的變化，年齡越高，人口的有偶比率也隨之提高，因此兩性的年齡結構老化將有利於粗有偶率的上升。但教育擴張將使得兩性延後結婚的時間和年齡，因此，會對於生育期的女性產生「擠壓有偶率」的效果，擠壓效果將會對使女性減少生育時間，也將間接降低國人的生育率，除非台灣社會可以大量接受非婚生子女的出現，否則有偶率恐怕是考量生育率變化的一個重要因素。整體而言，教育擴張的後果將使台灣地區 15-49 歲不婚人口比例增加。因此，本文希望利用線性分解方式，來描述人口結構以及教育擴張對於有偶率擠壓現象的發展趨勢。

在人口學文獻中，對於兩個團體或同一個團體兩個不同時間點的粗率差異分析，一般常用粗率差異分解法來進行討論。此一方法是由 Kitagawa(1955) 所提出，簡單來說就是運用標準化 (standardization) 程序把兩個粗率 (crude rate) 之間的差異，分解成可歸因於特殊率 (specific rate) 差異的部分與可歸因於組成結構 (composition) 的差異部分，來比較真正率的差異，並分解出組成結構差異對二者粗率所造成影響效果。換句話說，如果要了解特殊率變動對兩個時期間粗率差異的影響，我們可以將組成結構加以固定處理，也就是假設組成結構變遷完全不存在，只有特殊率的變動來計算粗率的差異，再將計算得到粗率和原來兩個粗率的差異做比較，即可算出粗率差異中特殊率變動的效果。同理。將特殊率加以固定，使用同樣的計算程序，即可獲得粗率差異中組成結構所貢獻的效果。基本上任何一種與年齡有關的社會或經濟現象之粗率 (crude rate) 的表現，都是由年齡別特殊率 (age-specific rate) 和年齡組成所共同決定，因此，在同一時間比較兩個團體以上的人口現象時，粗率並無法表達團體間真正的差異。

第一節、分析模型設計

有偶率的長期變化與台灣地區人口結構，教育擴張，勞動市場的結構，性別階層化及人口組成變化等等許多因素息息相關，有許多值得研究的空間。使用人力調查，主要是有利於突破因樣本數小而無法區分年齡別、教育程度別、婚姻狀態別模擬台灣地區人口有偶率變化之限制，且此調查之教育程度資訊可靠度比普查資料準確。另一方面，兩性整體有偶粗率計算會受到人口結構老化影響及教育程度擴張影響，而這個變化可能間接影響到生育率數據變化，甚至是年齡別有偶生育率數據變化，而分解數據的呈現未來將可提供生育政策欲緩和提升參考。

陳寬政、Winsborough 與李美玲 (1986) 以及王德睦與金泰康 (1995) 曾使用粗率差異分解法來討論粗出生率的變遷。我們初步的分解式只考慮年齡組成與年齡別有偶率兩個變項，與前述學者進行粗出生率的分解相同，但爾後納入教育程度變項之分解方法則略有不同。此法主要考量教育擴張的對於婚姻擠壓的效果，但是擠壓之後是否轉往同居，則是本研究方法無法繼續深入的研究限制，所以後續研究者如有興趣則可以繼續深入研究擠壓之後的方向為何。

一、人口組成與年齡別有偶率之分解

設標準年齡組成爲 $k(a)$ ，標準年齡別有偶率 $m(a)$ ，15 歲以上之民間人口爲 $P(t)$ ， t 年時 a 歲人數爲 $P(a, t)$ ， t 年時有偶總人數 $M(t)$ ， t 年時 a 歲有偶人口爲 $M(a, t)$ 。則 t 年的有偶粗率爲 $m(t)$ 可分解爲：

$$m(t) = \frac{M(t)}{P(t)} = \sum_a \frac{M(a, t)}{P(t)} = \sum_a \frac{M(a, t)}{P(a, t)} \times \frac{P(a, t)}{P(t)} = \sum_a m(a, t) \times k(a, t) \quad (1)$$

令 $u(a, t) = m(a, t) - m(a)$ 表示 t 年年齡別有偶率與標準年齡別有偶率之差距； $v(a, t) = k(a, t) - k(a)$ ，表示 t 年年齡組成與標準年齡組成之差距。則 (1) 式可分解爲：

$$\begin{aligned}
m(t) &= \sum_a m(a,t)k(a,t) \\
&= \sum [m(a) + u(a,t)][k(a) + v(a,t)] \\
&= \sum m(a)k(a) + \sum m(a)v(a,t) + \sum k(a)u(a,t) + \sum u(a,t)v(a,t)
\end{aligned} \tag{2}$$

經此標準化分解後，得 $\sum m(a) \times k(a)$ 為一常數，代表不隨時間變動的標準有偶率； $\sum m(a) \times v(a,t)$ 為年齡組成的影響效果； $\sum k(a) \times u(a,t)$ 為年齡別有偶率的變化效果； $\sum u(a,t) \times v(a,t)$ 則為前二者的交互作用。

二、教育結構組成對有偶率之影響

如果將年齡別有偶率按教育程度再進一步分解，則(1)式可擴展為：

$$\begin{aligned}
m(t) &= \frac{M(t)}{P(t)} = \sum_a \frac{M(a,t)}{P(t)} = \sum_a \frac{P(a,t)}{P(t)} \frac{M(a,t)}{P(a,t)} \\
&= \sum_a k(a,t) \left[\frac{M_1(a,t) + \dots + M_i(a,t)}{P(a,t)} \right] \\
&= \sum_a k(a,t) \left[\frac{M_1(a,t)}{E_1(a,t)} \frac{E_1(a,t)}{P(a,t)} + \dots + \frac{M_i(a,t)}{E_i(a,t)} \frac{E_i(a,t)}{P(a,t)} \right] \\
&= \sum_a k(a,t) \sum_e e(a,t) m(a,e,t)
\end{aligned} \tag{3}$$

其中 $e(a,t)$ 為 t 年 a 歲中人 e 教育程度者所佔的比例， $m(a,e,t)$ 為 t 年 a 歲人口中 e 教育程度者的有偶率。

同樣令 $v(a,t) = k(a,t) - k(a)$ 表示 t 年年齡組成與標準年齡組成之差距， $x(a,t) = e(a,t) - e(a)$ 表示 t 年 a 歲者之教育組成與標準教育組成之差距， $y(a,e,t) = m(a,e,t) - m(e,a)$ 表示 t 年 a 歲 e 教育程度者之有偶率與 a 歲 e 教育程度之標準有偶率的差距。則 (3) 式可再進一步分解為：

$$\begin{aligned}
m(t) &= \frac{M(t)}{P(t)} = \sum_a k(a,t) \sum_e e(a,t) m(a,e,t) \\
&= \sum_a [k(a) + v(a,t)] \sum_e [e(a) + x(a,t)] [m(a,e) + y(e,a,t)] \\
&= \left[\sum_a k(a) + \sum_a v(a,t) \right] \sum_e [e(a)m(a,e) + e(a)y(e,a,t) + x(a,t)m(a,e) + x(a,t)y(a,e,t)] \\
&= \sum_a \sum_e k(a)e(a)m(a,e) + \sum_a \sum_e k(a)e(a)y(a,e,t) + \sum_a \sum_e k(a)x(a,t)m(a,e) \\
&\quad + \sum_a \sum_e k(a)x(a,t)y(a,e,t) + \sum_a \sum_e v(a,t)e(a)m(a,e) + \sum_a \sum_e v(a,t)e(a)y(a,e,t) \\
&\quad + \sum_a \sum_e v(a,t)x(a,t)m(a,e) + \sum_a \sum_e v(a,t)x(a,t)y(a,e,t)
\end{aligned} \tag{4}$$

其中 $\sum_a \sum_e k(a)e(a)m(a,e)$ 為基準年的有偶率， $\sum_a \sum_e k(a)e(a)y(a,e,t)$ 表示當年齡組成與教育組成固定時，年齡別、教育別有偶率變動對粗有偶率的影響，為真正的有偶率水準變化， $\sum_a \sum_e k(a)x(a,t)m(a,e)$ 表示當年齡組成與年齡別教育別有偶率固定時，教育組成變動對粗有偶率的影響， $\sum_a \sum_e v(a,t)e(a)m(a,e)$ 為人口年齡組成對粗有偶率的影響，其它項則為因素間同時變動所產生的交互作用。

第二節、資料與變項說明

首先從行政院主計處歷次「人力資源統計調查」年資料中，¹⁰取出性別、年齡別、教育程度別、婚姻狀況等變項，接著加權計算母體比例，包括歷年各年齡組人口在不同教育程度上兩性婚姻狀況，最後使用標準化因素分解粗率的模型帶入分析。資料整理及建檔步驟：首先，使用人力資源調查原始檔編碼成spss檔。其次，將各基本變項次數分配整理出來，主要擷取變項有性別，年齡，教育程度，婚姻狀況，整理兩性年齡、教育程度、婚姻狀況之樣本分布情形。第三，交叉分析表整理出兩性各年齡別、教育程度別之婚姻狀況表，分年齡組（五歲一組）整理在EXCEL檔，第四、利用標準化因素分解模型計算其組成別特殊有偶率（composition-special rate）並加以調整固定。

原始問卷之婚姻狀況分為單身未婚、有偶（含同居）、離婚（含分居）、喪偶等四種類別。主要的構想在於分解有偶率的變化趨勢，而有偶率對於生育率影響則在於生育期間的婦女，超過 49 歲以後停經婦女則對於生育率沒有影響，因此我們進行一般有偶率的分解，年齡以五歲為一組，共分為 15-19、20-24、25-29、30-34、35-39、40-44、45-49 等，共 7 組。教育程度則分為三類，分別為低教育程度（國中及以下）、中教育程度（高中職與五專）、高教

¹⁰人力資源運用調查主要目的在明瞭台灣地區勞動力運用、移轉及就業、失業狀況等短期變動情勢，作為訂定人力政策、推動職業訓練、改善企業經營等決策之重要參考數據。調查對象，主要以居住於台灣地區之普通住戶與共同事業戶，其戶內年滿十五歲，自由從事經濟活動之本國籍民間人口為主（不包括武裝勞動力及監管人口），目前調查樣本約二萬戶（近六萬人）。調查方式，由台北市、高雄市及各縣市政府主計處（室）分別就約僱統計調查員調查。

育程度（技術學院、大學以上含研究所）。

由於人力資源統計調查屬於大型的抽樣調查，因此進行輸入時，需將原始資料根據母體比例進行還原加權，並計算比例變化，這樣才能繼續進行標準化粗率因素分解的動作。

第四章、分析結果

研究結果頗為符合我們的預期：年齡組成變遷對有偶率的影響在性別上是一致的，但教育結構變遷對有偶率的影響則因為性別的不同而不同。也就是隨著人口年齡組成趨向老化結構的同時，將會對 15-49 歲兩性人口產生有偶率的提升效果。另一方面，隨著高等教育逐漸擴張的同時，對 15-49 歲男性則無產生明顯擠壓有偶率的現象，到了九〇年代中之後，才略有些微的擠壓現象；女性則是從 1978 年開始出現一路出現擠壓的現象，也就是說女性的教育地位穩定取得的同時，會對於真實有偶率產生向下滑落的效果。以下分別說明 1978-2002 年兩性之「人口組成」、「教育組成」以及「年齡別有偶率」之變化趨勢，以及三個因素如何影響「有偶粗率」的發展方向。

第一節、年齡組成影響

年齡組成 (age composition) 係指各年齡組 (一般以五歲為一組) 人數占總人口的比重分配。考慮年齡組成因素，乃因為基本上任何一種與年齡有關的社會或經濟甚至婚姻狀況現象之粗率 (crude rate) 的表現，都是由於年齡別特殊率 (age-specific rate) 和年齡組成所共同決定的。因此，在比較同一時間的兩個團體以上的人口現象時，粗率的差異法並無法表達出團體間真正的差異。例如，目前台灣地區的粗死亡率較美國為低並不表示台灣有較好的生命品質，而是因為台灣擁有較高的年輕人口比重，而年輕人口的死亡率又較其他年齡組為低的關係。同樣的，當同一個團體進行不同時間的比較時，年齡組成亦會成為主要干擾因素。年齡組成對有偶人口數量的影響主要是透過有偶率而來。在不考率人口成長的情況之下，當有偶率提高或降低時，有偶人口數量也就隨之升降。台灣地區 1979 年到 2002 年的年平均有偶率變化，男性從 51.7% 上升至 56.4%，共上升 4.7 個百分點，女性從 46.6% 上升至 54.09%，共上升 7.5 個百分點。這些變化，一方面來自於各年齡別有偶率真正的變化，一方面來自於 15 歲以上民間人口年齡組成變遷的影響。

一、年齡結構組成的變化

台灣地區的人口生育率自 1951 年就開始下降，日據時代因死亡率下降而累積越來越多的嬰幼兒人口於光復後陸續進入生育年齡，下降中的生育率為一降低函數，育齡人口則為上升性的函數，兩者相乘，所得的新生嬰兒量為一個單峰函數，其最高點就是出生量的峰點（陳寬政、王德睦與陳文玲 1986）。台灣地區人口成長的高峰期在 1947 年至 1967 年間，這期間所出生的嬰兒數到 1979 年時約為 10-30 歲之間，大部分人以進入民間人口的範圍，到 2002 年，則推進到 30-50 歲，以成為民間主要人口，其大部分人口都已完婚。

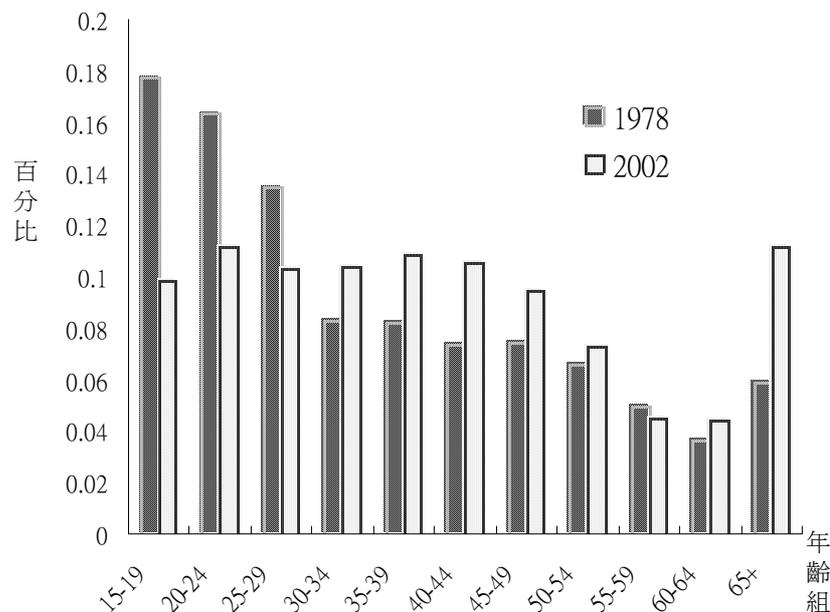


圖 4.1 台灣地區十五歲以上人口比例變化（1978 與 2002）

從 1978 年到 2002 年間，因為峰期人口隨著時間變動而推移到不同年齡組中，使得民間人口年齡組成產生不同的變化，其中以 30-49 歲（由於出生峰期）及 65 歲以上（由於死亡率下降）年齡組人口比重呈現逐漸攀升，而中 50-64 歲組人口比重增加比重變化最少，年輕人口比重（30 歲以下各組）降低速度最快，兩性人口各年齡組比重變化比例呈現相同變化趨勢。因此，在年輕人口比重逐漸下降，老年人口逐漸上升的情況下，整個台灣地區民間的

人口組成將隨時間推移呈現逐漸老化的人口狀態（如圖 4.1 所示）。隨著年輕人口比例逐漸減少，對於有偶粗率計算會有提升的效果。

二、年齡別特殊有偶率變化

除了年齡組成的影響之外，粗率的改變大致來自於各年齡別特殊率的變化。1978 年與 2002 年兩性有偶率的年齡分佈型態，我們可以看到皆呈現一單峰分配狀態，兩端呈現出下降趨勢，年輕人口群因為近十年來高等教育擴張迅速加上經濟累積不易，所以會主動延後結婚時間，使得有偶率逐年下降。由於婚姻對於生育影響的主要人口群在於 49 歲以前的人口有偶變化情形，而停經後的婦女生育機會幾乎是零，所以觀察兩性 49 歲以下年齡組有偶率變化可知道 1978 年男性 15-49 歲七組（五歲一組）有偶率分別為 0.6%、10.5%、52.3%、85.2%、91.7%、93.7%、89%；女性則分別為 3.72%、28.84%、67.12%、87.53%、93.76%、92.13%、92.49%。經過了 25 年後，兩性特殊別有偶率增減幅度出現不一樣的情形，2002 年男性 15-49 歲各組變化幅度為-0.4%、-5.5%、-26.7%、-30.6%、-14.1%、-8.6%、0.2%。下降最多為 25-34 歲人口群，45-49 歲人口群則出現有偶率增加情形，這可能是外籍配偶引入的效果，¹¹但是需要進一步的調查資料才能說明此一現象，由於男性有偶率對於生育率影響不大，主要在於其不會受到生育生理上的限制。反觀女性變化，至 2002 年為止，女性 15-49 歲各組有偶率變化，分別滑落-1.69%、-4.04%、-16.82%、-14.98%、-6.59%、-8.54%、-4.95%，下降最多人口群依然集中在 25-34 歲人口，但下降幅度不像男性那麼多，但綜觀各年齡特殊有偶率變化，可以看到女性 15-49 歲皆呈現下降情形。

整體觀之，可以發現有偶率變化漸漸趨向一個邏輯曲線型態，30 歲以下人口是兩性累積經濟基礎以及不斷尋找適當另一半的時間，而 30 歲以後的人

¹¹ 計算低教育程度未婚比例發現 1983 年低教育有偶率變化發現 35-39 歲開始出現逐年負成長趨勢，1993 年 40-44 歲也開始出現增加快速，但是 45-49 歲出現逐年正成長，顯然九〇年代開始引進外籍配偶對低教育未婚男性娶老婆有些助益。

口則是準備妥當或是感覺自己也老大不小了，使得結婚或有偶的機率增加速，因此至 49 歲以後整體有偶率則趨向穩定狀態。從 15-19 歲組觀察，發現女性降幅較大，主要是因為就學率大增所致；20-24 歲組，女性降幅遠超過男性，這與近年來大專院校的激增，女性就讀高等教育之在學率遠超過男性有關，另一方面男性因為兵役及傳統上必須負擔家庭經濟支柱壓力，所以會有累積一定經濟基礎才會結婚的社會壓力存在，因此男性畢業生及社會新鮮人會先投入就業市場累積經濟，再選擇組成家庭；25-29 歲組，女性降幅一樣遠超過男性，但是到了 30-34 歲組時，女性有偶率降幅卻低於男性，顯示女性過了 30 歲以後，結婚比率遠超過男性。反觀男性的下降幅度是女性兩倍之多，最大因素可能是有一群低教育程度男性嚴重面臨婚姻障礙所致。

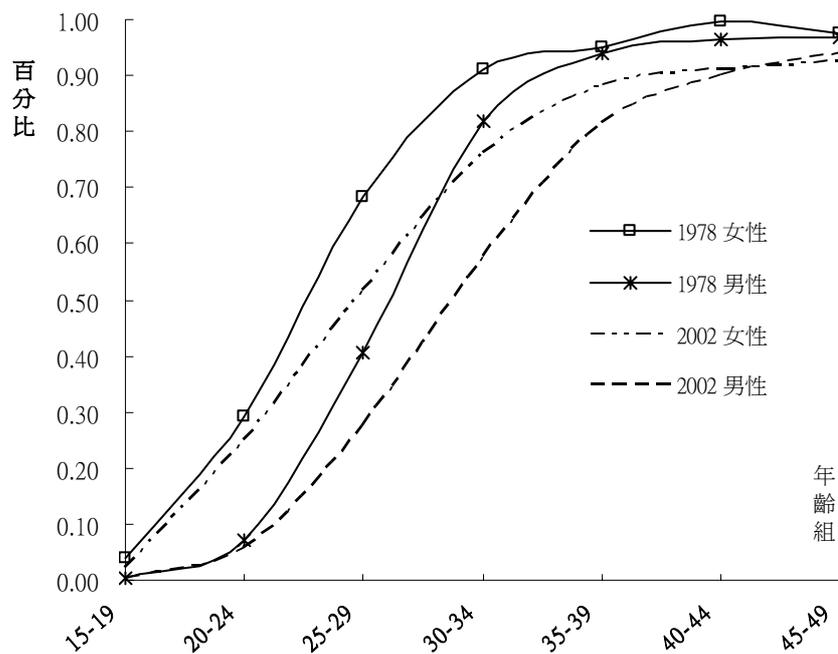


圖 4.2 台灣地區兩性年齡組有偶率變化 (1978 與 2002)

第二節、教育組成對有偶率影響

從教育程度比例變化，可以發現兩性教育程度逐年提升。也就是說，當個人教育程度提升時，個人教育年數會延長，而個人的結婚時間亦會往後延，使年輕人口結婚率大幅下降 (Blossfeld, 1995)。從兩性教育程度有偶率來看呈

現出與人口結構不同的變化方向，主要是在於高教育程度女性與低教育程度男性這兩群人出現有偶率逐年降低趨勢。本節討論主要針對加入教育程度變項之後的人口婚姻狀況變化情形。經由標準化粗率因素分解之後，可觀查出有偶率主要受到：

$$\begin{aligned} \text{式【3】中：} a \text{ 歲的人口比重} &\dots\dots\dots \sum K(a,t) \\ a \text{ 歲中} i \text{ 教育程度比例} &\dots\dots\dots \sum ei(a,t) \\ a \text{ 歲中} i \text{ 教育程度者有偶率} &\dots\dots\dots \sum mi(a,t) \end{aligned}$$

上述三者相對變化所影響。上一節中，我們已經討論過人口比重變化，接著我們將針對兩性教育程度比例「 $\sum ei(a,t)$ 」及教育程度別有偶率變化「 $\sum mi(a,t)$ 」加以討論。

一、年齡別教育程度比率變化

首先我們先觀察高、中、低三組教育趨勢變化，發現主要年齡別教育程度比例逐年升高，尤其是在高等教育比率上。台灣地區十五歲以上民眾受教育情形，如按照一般情形（指無跳級或留級等現象），其受教育情況如下：18歲以下皆屬義務教育（小學至國(初)中畢業，高中職非義務教育），¹²19至22歲大學或技術學院畢業；23歲以上屬於研究所階段，其畢業時間不一定，一般都以2年碩士畢業為優先。台灣教育擴張造成人口晚婚最主要影響以18至25歲年齡組最為強烈，而大部分男性大學畢業後需加上兵役兩年，這兩個因素使男性在25歲以前有偶率下降至低點，再加上近年來兩性皆有先累積經濟基礎再結婚的觀念使得男性結婚年齡逐年提高；女性亦是，雖然女性不用當兵不需花費兩年時間，但是其高等教育在學率增加速度比男性快很多，再加上傳統觀念還是希望等到經濟基礎穩定以及找到一個好對象再結婚也不遲，也會使女性逐漸延後結婚的時間，但與男性的「經濟基礎穩固再結婚」的壓力相比，女性結婚率還是較高一些。

¹² 12年國教至今仍未正式實施，但是高中（職）教育在學率，這十年來在台灣幾乎接近百分之百的受教率。

使用 1978 年至 2002 年人力資源調查資料，分成將教育程度分為高、中、低三組。資料顯示，台灣教育程度分布之發展，已由國中以下教育程度為主體的人口比例轉向以國中以下和高中職五專學歷之大多數人口。表 4.1 指出兩性教育程度這段時間的變化幅度，其中兩性在低教育程度上面比例大幅減少，中、高教育程度移動則呈現增加趨勢。由於出生人口逐年減少，未來教育程度的分佈會更往高教育程度集中。台灣在七〇年代經濟發展對於人力需求的迫切性，所以廣設高中(職)和專科學校，使得中教育程度的增加幅度在兩性教育程度中比重佔最多，所以增加幅度最多集中在 30-44 人口群。高教育程度增加比例最多者在於 20-29 歲，此一現象正好說明從 1990 年代開始台灣高等教育大幅擴張時期的現象，尤其是 1996 年之後教育改革的聲浪，掀起一連串廣設大學的連漪，所以隨著出生人口減少，高中(職)五專升大學的錄取率逐年提高，預期未來我國高等教育人口比例將會增加快速。整體人口素質提升雖然可以幫助整體社會經濟發展，但是教育年限延長對於社會整體發展的潛在負面影響為何？至今仍少有研究，整個社會變遷與價值觀的改變在未來高等教育可能是重要影響因素。

表 4.1 兩性教育程度變化幅度(1978-2002 年)

| 教育組 年齡組 | 男性 | | | 女性 | | |
|------------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | 低教育 | 中教育 | 高教育 | 低教育 | 中教育 | 高教育 |
| 15-19 | -0.351 | 0.287 | 0.064 | -0.451 | 0.383 | 0.068 |
| 20-24 | -0.354 | 0.167 | 0.186 | -0.509 | 0.288 | 0.221 |
| 25-29 | -0.400 | 0.279 | 0.121 | -0.599 | 0.435 | 0.165 |
| 30-34 | -0.442 | 0.376 | 0.066 | -0.642 | 0.537 | 0.104 |
| 35-39 | -0.462 | 0.379 | 0.082 | -0.587 | 0.508 | 0.079 |
| 40-44 | -0.408 | 0.328 | 0.080 | -0.459 | 0.389 | 0.069 |
| 45-49 | -0.319 | 0.249 | 0.070 | -0.333 | 0.283 | 0.050 |

二、教育別有偶率變化狀況

教育別有偶率計算爲了避免老年喪偶以及中年離婚率增加的干擾，以及考慮有偶比例對於生育率的影響，所以擷取 15-49 歲兩性人口組。¹³此一方式可以表現 1978-2002 年適婚年齡組人口有偶率分佈因爲教育擴張影響出現普遍晚婚的狀況。由表 4.2 發現兩性有偶率因爲教育結構變化產生不同的變化。低教育程度人口群中有偶率下降最多爲男性 25-39 歲人口群，其中以 30-34 歲低教育程度人口下降最多，達百分之 36.6，但是觀察 40-49 歲人口群我們可以看到有偶率降幅很低甚至有成長，表示低教育程度男性已出現某些調節的機制可供他們順利完成婚姻大事；女性方面則是以 25-29 歲人口群下降最多，但降幅只有百分之 15，但觀察 15-49 歲人口各組變化，有偶率皆出現下降的趨勢，反之則是單身人口比例有增加趨勢。

表 4.2 兩性教育程度有偶率變化（1978-2002）

| 教育組 年齡組 | 男性 | | | 女性 | | |
|------------|---------------|--------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | 低教育 | 中教育 | 高教育 | 低教育 | 中教育 | 高教育 |
| 15-19 | -0.010 | -0.003 | 0.000 | -0.047 | -0.008 | 0.004 |
| 20-24 | -0.086 | -0.051 | -0.029 | 0.009 | -0.086 | -0.049 |
| 25-29 | -0.335 | -0.218 | -0.246 | -0.150 | -0.088 | -0.287 |
| 30-34 | -0.366 | -0.247 | -0.305 | -0.120 | -0.098 | -0.228 |
| 35-39 | -0.219 | -0.153 | -0.052 | -0.068 | -0.097 | -0.138 |
| 40-44 | -0.123 | -0.070 | -0.065 | -0.061 | -0.133 | -0.057 |
| 45-49 | -0.019 | 0.029 | -0.004 | -0.024 | -0.054 | -0.192 |

中教育程度人口群中有偶率下降最多爲男性 25-39 歲人口群，其中以 30-34 歲低教育程度人口下降最多，達百分之 24.7，其變化趨勢與低教育程度男性人口群類似，但是下降幅度比他們少很多；女性方面則是以 30-34 歲人口群下降最多，但降幅只有百分之 9.8，與各組變化幅度比較則是下降幅

¹³ 此處教育程度有偶率的計算擷取 15-49 歲是爲了突顯出教育程度變遷對於年輕人口有偶率的影響。而最後將人口組成因素和教育組成的標準化因素分解則是以 15 歲以上之總人口區別出年齡組、教育程度別加以計算分解。

度最少的人口群，顯然中教育程度女性有偶率的變化幅度為三組人口群中最穩定以及下降較少，受到教育擠壓效果最少的一群，但是 40-44 歲人口組的有偶率下降達百分之 13.3 卻是一較特殊狀況，目前尚無較確切的資料進行了解，因此合理猜測可能是抽樣資料有些微抽樣誤差所造成。

高教育程度人口群中，有偶率男性 25-34 歲人口群下降最多，其中以 30-34 歲人口群降幅最多，達百分之 30.5，35 歲以後的人口群下降幅度與其他兩組比較相對較低，顯然是與男性之高教育程度，相對使其在婚姻市場上較有吸引力因素有關。女性方面則是以 25-34 歲人口群下降最多，其中 25-29 歲降幅百分之 28.7 最多，其次則是 30-34 歲組下降百分之 22.8，與另外兩組變化幅度比較，各年齡層下降幅度都是最高的，45-49 歲有偶人口下降仍有百分之 19.2，顯然高教育程度女性已有相當比例傾向不婚。

整體觀之，可以發現兩性未婚率升高最多者在於男性低教育程度，與 1978 年比較 2002 年男性單身的歲數可能延長至 39 歲左右；女性單身比例最高者在於高教育程度女性，與 2002 年比較 45-49 歲女性下降幅度高達百分之 19.2，顯示十個人當中即有二個屬於無配偶狀態。

(三)、年齡組成、教育組成、年齡別有偶率影響粗有偶率

$\sum k(a) \sum e(a) m(a, e)$ 代表基準年的有偶率， $\sum k(a) \sum e(a) y(a, e, t)$ 表示當年齡組成與教育組成固定時，年齡別、教育別有偶率變動對粗有偶率的影響，為真正的有偶率水準變化， $\sum k(a) \sum x(a, t) m(a, e)$ 表示當年齡組成與年齡別教育別有偶率固定時，教育組成變動對粗有偶率的影響， $\sum v(a, t) \sum e(a) m(a, e)$ 為人口年齡組成對粗有偶率的影響，其它項則為因素間同時變動所產生的交互作用。

由圖 4.3 來看，男性有偶率的真實變化情形一路下降，也就表示將年齡組成、教育組成固定時，年齡別、教育別有偶率對於有偶率的影響是呈現往下拉扯的影響，而教育組成影響則是將年齡組成、年齡別教育別有偶率

固定在標準有偶率下，教育組成變化對於有偶率的影響，我們可以看到其影響程度不大，而九〇年代以後開始出現下降趨勢，而一般粗有偶率則明顯隨著時間遞移而增加。最後，年齡組成效果則出現往上提升有偶率的效果，其餘分解式則可視為誤差項。整個來看男性粗有偶率受到人口結構變化影響程度較大，受到教育結構變化則較少，所以有偶率隨著年齡組成效果而出現上升趨勢。

女性有偶率的真實變化情形也是一路下降，表示將年齡組成、教育組成固定時，年齡別、教育別有偶率對於有偶率的影響是呈現往下拉扯的影響。而教育組成影響則是將年齡組成、年齡別教育別有偶率固定在標準有偶率下，教育組成變化對於有偶率的影響，我們可以看到其影響程度相當大，變化趨勢跟著有偶率真實變化的路線，顯示教育結構影響力與特殊有偶率影響力和程度差距不大，九〇年代以後教育結構影響開始超越真實有偶率影響效果，女性一般粗有偶率出現先增後降的趨勢，且波動幅度較男性大，而最高點於 1990 年，之後則都是往下滑落，年齡組成效果則出現往上提升有偶率的效果，且提升幅度大於男性，原因在於女性的平均餘命均高於男性，¹⁴因此女性老年人口數量(或比重)會比男性高，所以造成女性人口結構影響因素會較大，其餘分解式同樣視為誤差項。整個來看女性粗有偶率受到人口結構變化影響程度較男性大，教育結構方面也是高於男性，因此有偶率波動起伏較大。

(四)、小結

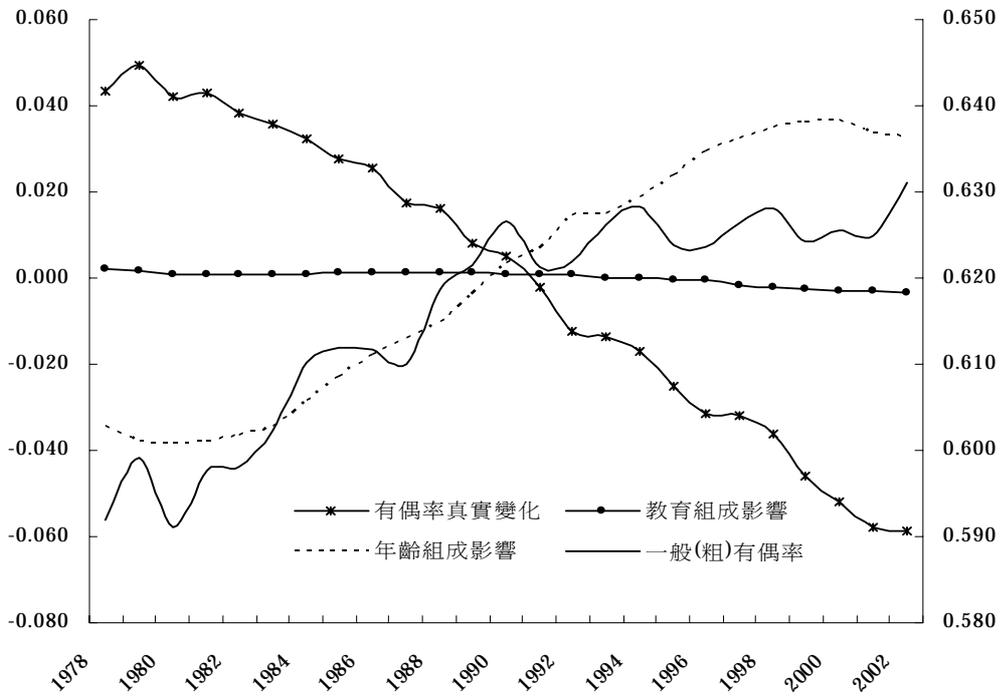
經由標準化因素分解，萃取出年 $\sum k(a) \sum e(a)m(a,e)$ 基準年的有偶率，以及 $\sum k(a) \sum e(a)y(a,e,t)$ 年齡組成與教育組成固定時，年齡別、教育別有偶率變動對粗有偶率的影響，和 $\sum k(a) \sum x(a,t)m(a,e)$ 固定年齡組成與年齡別教育別有偶率時，教育組成變動對粗有偶率的影響，還有 $\sum v(a,t) \sum$

¹⁴ 根據經建會（2004）計算，1978 年男性出生時平均餘命為 69.15 歲，女性為 74.32 歲，至 2002 年，男性出生時平均餘命 73.2 歲，女性為 78.93 歲。

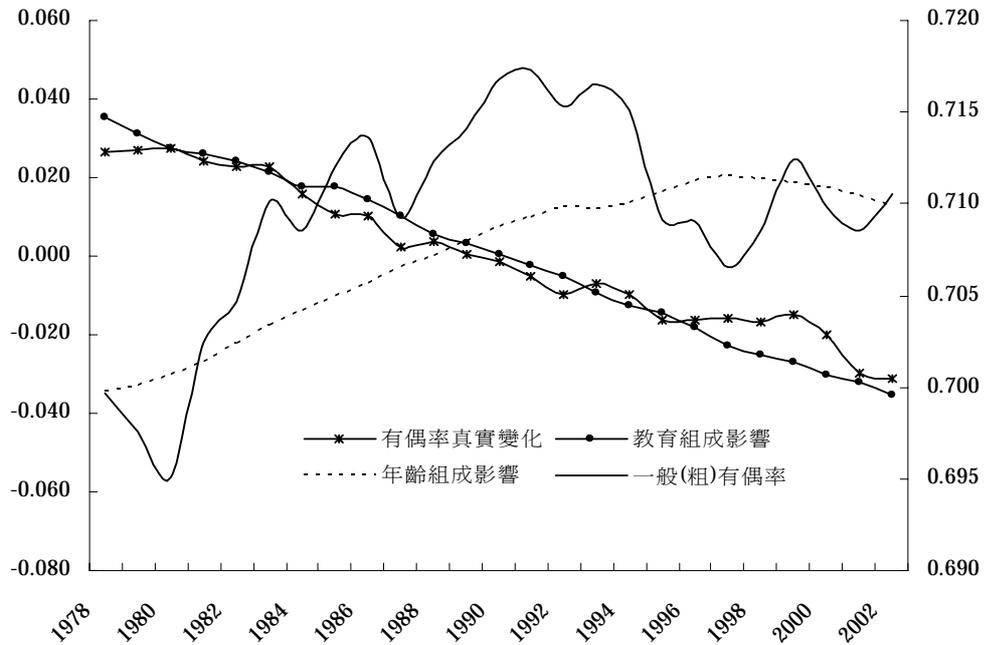
$e(a)m(a,e)$ 人口年齡組成對粗有偶率的影響，最後有其它項則為因素間同時變動所產生的交互作用。研究結果顯示：人口年齡組成的影響方向對兩性有偶粗率影響一致，而女性影響程度比男性大，未來隨著女性壽命長於男性的影響，人口組成因素對女性有偶率將會影響更大；真實有偶率變化反映的是特殊別有偶率變化，由分解結果也可以看到實際上台灣的有偶人數和比例正逐年減少；對於男性而言，教育結構的影響是在 1990 年代以後發揮影響力，尤其是高等教育機構大量擴張之後；而教育制度和機會的擴張對女性真實有偶率的影響則是從 1978 年即開始，且一路沿著真實有偶率變化方向往下拉扯，產生一路擠壓有偶率的現象。其主要原因在於早期台灣家庭重男輕女的教育栽培限制了女性在 1970-90 年代隨著台灣經濟發展，市場對於職業教育人力需求的擴張，促使女性可以大量就讀高中職以及五專和技術學院，產生第一波的教育擠壓有偶率現象，接著九〇年代中，高等教育機構大量擴張，加上家庭子女生育數減少，對於子女教育栽培不會有性別差異，使得女性高等教育在學比率和機會提高，且甚至超越男性，產生教育結構擠壓女性有偶率大於男性的結果。

圖 4.3 年齡組成、教育組成對有偶粗率的影響，1978-2002

(1) 男性



(2) 女性



說明：一般(粗)有偶率對應右邊的縱軸，其他參數對應左邊的縱軸。

第五章、結論與討論

台灣地區由於光復後高出生率以及隨後生育率快速下跌，使民國七〇年代以來的人口年齡組成有了相當明顯的變化，再加上七〇年代到九〇年代兩階段教育擴張使兩性相對條件產生改變，¹⁵進而影響有偶率的變化。早在九〇年代初期李美玲(1990)與王德睦(1992)研究即指出未來穩定生育率的變化需要密切注意有偶率的變化。近幾年，張明正、李美慧(2001)跟據1992、1998年兩次KAP調查研究指出，由於晚婚或三十歲以下的有偶率顯著下降造成總生育率在1991年下降至1.7，使用相關分析指出大專以上的有偶婦女或是工作性質為受雇的有偶婦女平均生育和期望生育數仍是大於二，主要是因養育子女的精神或機會成本過高而不會充分實現生育理想或期望。王錫美、余清祥(2005)使用主成分分析與時間序列分析發現有偶婦女累積生育率(MAFR)，考慮婦女婚姻影響因素，發現近年來台灣地區有偶婦女生育率變動不大，主要原因是年齡別有偶率下降。因此，本研究將教育結構萃取出來，發現高教育程度的女性數量擴張效果造成近十年來真實有偶率下降，也就是隨著年輕人口高等教育在學率提高，對於女性晚婚和單身時間有正向效果，因而產生擠壓有偶率的效果，這也是真實有偶率年年下降的主因。

國內對於有偶率變化討論的文章並不多，且根據學者(楊靜利、曾毅2000)推估未來一代家戶將大幅上漲，其中大部分為老年家戶，在中推計條件下，2050年獨居老人家戶將占總家戶的17%，獨居老人及僅與配偶同居老人家戶占總家戶數的29%，因此有偶率的了解可以作為了解未來家戶變遷的起始基礎。

為瞭解人口組成結構和教育組成結構這兩者變化對於有偶率的影響，本研究主要使用1978年至2002年的人力資源調查研究台灣地區15歲以上人口

¹⁵ 七〇年代至九〇年代主要是職業體系學校擴增最迅速，當時主要順應國家經濟發展對於職業人才所需；九〇年代以後，教育改革聲浪要求廣設大學，因此使得高等教育在這十年間急速增加，增加最快的時間在1996-2002年間，主要大都是由技職院校轉型而來。

的有偶率之變遷，以平均年齡組成爲標準，分解年齡組成對有偶粗率的影響效果，發現兩性年齡組成效果有利於有偶率變化，年齡別特殊率則不利於有偶率的變化，並發現對於女性影響較大，而兩性真實有偶率下降主要集中在年輕世代人口群，主要是教育擴張影響所致，而晚婚、單身比例的增加，將使生育年齡分佈逐年越趨集中，生育波動將會變得更爲敏感。

利用分解式觀察教育程度別有偶率，經由 1978 年與 2002 年之比較發現，低教育程度男性與高教育程度女性，未婚的時間最長，且高教育程度女性終身不婚的比例有增加趨勢。而此一發現與當初研究假設符合，也就是隨著台灣經濟、社會變遷，女性在教育程度、職業身份、工作收入等方面逐漸超越男性，但是其傳統婚配觀念或是選擇配偶觀念卻未隨著兩性變遷速度不一而而改變，因此使台灣地區出現兩極化的不婚趨勢。只不過隨著近年來外籍配偶的引進，與傳統低教育程度男性對婚姻的渴望逐漸獲得滿足，男性未婚率在 45 歲以前出現回升的現象。此點發現與薛承泰（2003）的研究發現不同，其研究主要認爲國民政府遷台後帶來大量單身軍人，使得性比例因素不均衡造成男性單身率提高。本研究則發現主要男性有偶率下降最嚴重在於低教育程度男性，此點與夏曉鵬（2000）研究發現類似，作者認爲娶「外籍新娘」的台灣多數男性多屬於社會階層中的低層，若以分佈地區來看，這些男性主要集中在農業縣份或都會區的邊陲地帶，若以職業來看，他們大多數爲工農階層，以年齡層來區分的話，大多數爲 30-40 歲。然而，對於這群與台灣經濟同時成長的農村青年（1960 年前後出生者，他們是在台灣經濟起飛階段出生，並且是在台灣資本開始外流時成爲適婚者）而言，台灣的經濟發展過程不僅邊緣化了他們的經濟地位，更邊緣化了他們在國內婚姻市場的經濟地位。

高教育程度女性則與低教育程度情況相反。蔡淑鈴（1994）及楊靜利（2004）研究指出，台灣地區婚配形式仍以「男高女低」、「門當戶對」形式爲主。90 年代前高等教育爲急速擴張，兩性婚配臨界點在於高中（蔡淑鈴 1994），也就是說當時女性假設是高中職以上學歷將不會嫁給比她學歷低的男性。而 90 年代以後的研究，則出現因爲女性教育程度提高比例高於男性而使

「男高女低」、「男女相配」的婚配形式，移轉至「女高男低」出現上升的現象（楊靜利 2004）。但是「女高男低」的婚配比例與傳統婚配比例仍有明顯差距，且未來上升速度可否跟得上男女相對變化的速度，是一值得觀察的面向。另外，Blossfeld（1995）與 James M. Raymo（2003）研究相繼發現，歐洲先進工業國家以及日本之女性婚姻行爲，發現不管是哪一種教育程度都開始傾向單身不婚的趨勢，且同居比例逐年增高，逐漸取代法定的結婚形式。台灣在不婚的趨勢上並沒有跟著日本的腳步，主要是高教育程度女性雖然單身的比例愈來愈高，中、低教育程度女性有偶率降幅並不大，而中、低教育程度的女性目前所佔的人口比重最大。但是未來隨著高等教育（大學錄取率）持續擴張的結果下，同居比例是否跟著增加仍需要持續觀察。根據楊靜利（2003）使用 2000 年戶口普查資料估計台灣地區的同居人數，共提出 85034，203776，273456 等三組估計值，但即使是最高估計，就目前社會狀況（如晚婚、婚前性行爲、離開父母家庭的比例增高趨勢）來說，仍屬於偏低。因此，作者認爲目前現有資料以及調查方式並非適當，所以往後的戶口普查考慮將有偶／同居之變項分開或是在戶長關係上增加「男／女朋友」之一類將有助於台灣同居人數的估計。

最後，使用標準化因素分解討論人口結構、教育結構的變化對有偶粗率的影響，此討論僅能解釋 1978-2002 年來 15 歲以上之人口數量變化以及教育制度擴張的變化對於有偶率真正影響效果爲何？假設想要進一步去了解近年來兩性維持單身主要因素則需要更細緻的進行研究。另一方面，倘未來資料允許的話，可進一步利用特殊別有偶率與特殊別有偶生育率進行推估，並計算出教育程度別的有偶生育率，以進一步討論教育擴張對家戶成員組成的影響，這些基本資料的建立，對於台灣地區的人口和生育政策以及教育和社會福利政策、家庭政策等規劃，均有相當程度助益。

參考文獻

一、中文部分：

- 行政院主計處，2003。台灣地區社會發展趨勢調查報告：家庭生活，南投市。
- 行政院主計處，2002。人力資源調查統計資料（1978至2002歷年）
- 內政部人口政策委員會，1992。人口政策資料彙集。台北：內政部。
- 王文娟、李華夏、吳惠林、鄒繼礎譯（1997）Becker, G. S.著，《家庭論》。台北：立緒文化。
- 王德睦（1992）「台灣地區未來人口成長之若干可能」《台灣大學人口學刊》15：1-15。
- 王德睦、金泰康（1995）「台灣地區生育率年齡分佈對出生率的影響」編入林松齡與王振寰主編，台灣社會學的回顧與前瞻，289-312。台中：東海大學社會學系。
- 王錫美、余清祥（2005）「台灣地區有偶率與婚姻移民對生育影響之研究」，二十一世紀的台灣人口發展：趨勢與挑戰，會議論文，台灣人口學學術研討會。
- 吳惠林（2004）「臺灣婚姻天秤上的新秤碼--外籍新娘經濟學」，張老師月刊，313：20-23。
- 李光廷（2003）「日本少子化對策省思」，當前台灣人口現象與生育政策研討會，會論文集，台灣人口學學術研討會，p1-37。
- 李美玲
 （1986）「夫妻年齡及教育程度差異對生育控制之影響」，人口學刊，9：61-77。
 （1990）「台灣地區婦女的生育步調與生育轉型」，人口學刊 13：145-166。
 （1994）「二十世紀以來台灣人口婚姻狀況的變遷」，人口學刊，16：1-15。
- 林瓊純（1988）「台灣地區嬰兒性別偏好之初步探討」，人口學刊，11：19-33。
- 金泰康（1994）「生育年齡分佈對粗出生率之影響」，東海大學社會所碩士論文。
- 夏曉鵬（2000）「資本國際化下的國際婚姻--以臺灣的「外籍新娘」現象為例」，台灣社會研究季刊，35：45-92。
- 張明正、李美慧（2001）「台灣地區人口轉型後之生育趨勢與展望」人口學刊，

23：93-112。

陳正祥 (1997)《台灣的人口》，台北，南天。

陳紹馨 (1979)《台灣的人口變遷與社會變遷》，台北，聯經。

陳寬政

(1985)「人口轉型的形式動態」，人口學刊 8：1-23。

(1987)「人口週期研究上的一些問題」，人口學刊 10：15-28。

(1997)「台灣地區人口出生數量的動態模擬」，人口學刊 18：1-18。

陳寬政、Winsborough 與李美玲 (1986)「台灣地區的人口週期與人口控制」，台灣社會與文化變遷論文集，瞿海源與章英華主編。台北：中央研究院民族學研究所。

陳寬政、王德睦、陳文玲 (1986)「台灣地區人口變遷的原因與結果」《台灣大學人口學刊》9：1-23。

黃毅志

(1992)「結構變遷與地位取得之關係：以教育擴充為例」，中國社會學刊，16：89-105。

(1993)「臺灣地區教育對職業地位取得的影響之變遷」，中央研究院民族學研究所集刊，74：125-161。

(2002)「書評--林南(Nan Lin)的「<社會資本>(Social Capital)」理論對於臺灣教育社會學研究之啟發」，台灣教育社會學研究，2(2)：153-163。

楊靜利

(1992)「台灣地區勞動力變遷之研究：1979-1990」，人口學刊，15：47-59。

(2003)「同居的意義與台灣同居人數的估計」，當前台灣人口現象與生育政策學術研討會。台北：台灣人口學會。

(2004)「台灣教育擴張與婚姻變遷」，人口、家庭與國民健康政策回顧與展望研討會會議論文，台北：政治大學。

楊靜利、曾毅 (2000)「台灣的家戶推計」，台灣社會學刊，24：239-279。

蔡文輝 (1998)《婚姻與家庭：家庭社會學》，台北：五南。

蔡淑鈴

(1990)「兩性之經濟成就差異：一個美國的實證研究」《美國研究》20(2)：25-49。

(1994)「台灣之婚姻配對模式」，人文及社會科學集刊，6(2)：335-371。

薛承泰(2003)「台灣地區婚姻的變遷與社會衝擊」。國政研究報告。

(http://www.npf.org.tw/PUBLICATION/SS/092/SS-R-092-005.htm#_ftn1)

饒志堅&賴秀珍&蔡惠華&王玉珍 (2003)「我國性別統計及婦女地位之國際比較研究」，政院主計處統計專題研究報告。

(<http://www.dgbas.gov.tw/dgbas03/div2all.htm>)

謝國興 (1993)《官逼民反－清代台灣三大民變》，台北，自立晚報。

二、英文部分：

Atkinson, Maxine P. & Glass, Becky L. (1985).“Marital Age Heterogamy and Homogamy, 1900 to 1980.” *Journal of Marriage & Family*, Vol. 47 Issue 3, p685, 7p, 5 charts

Chang, Ming-cheng, Ronald Freedman, and Te-hsiung Sun (1987) “Trends in Fertility, Family Size Preference, and Family Planning Practice: Taiwan, 1961-85,” *Studies in Family Planning*, 18(6):320-646.

Christine R. Schwartz & Robert D. Mare. (2003) “The Effects of Marriage, Marital Dissolution, and Educational Upgrading on Educational Assortative Mating” California Center for Population Research On-Line Working Paper Series , 1-63.(This paper is posted at the eScholarship Repository, University of California

Crowder, Kyled;Tolany, Stewart E. (2000). “A New Marriage Squeeze for Black Women: The Role of Racial Inter-marriage by Black Men.” *Journal of Marriage & Family* , Vol. 62 Issue 3, p792, 16p, 3 charts, 2 diagrams

Easterlin, Richard A., (1973) “Relative Economic Status and the American Fertility Swing,”pp.170-233 in Eleanor Sheldon(ed.), Family Economic behavior. Philadelphia : J. B. Lippincott.

Goodkind (1997) Creating new traditions in modern Chinese populations: Aiming for birth in the year of the dragon, *Population and Development Review* 17,(4).

Gunn Elisabeth Birkelund & Johan Heldal.(2003) “Who Marries Whom?

- Educational Homogamy in Norway” *Demographic Research* Vol.8.Article 1.
- Guttentag, M., & Secord, P. F. (1983) Too many women? The sex ratio question.
Beverly Hills: Sage Publications.
- Han-Peter Blossfeld (1995) The New Role of Women : Family Formation Modern
Societies , Westview Press , Boulder · San Francisco Oxford.
- Hyunjoon Park. (2001) “Educational Homogamy in East Asian Countries:
Patterns and Trends” Department of Sociology University of Wisconsin-
Madison. (<http://ucdata.berkeley.edu/RC28/Abstracts2.html>)
- J. Smits.(2002) “Social closure among the higher educated : Trends in educational
homogamy in 55 countries.” *Social Science Research* , 32, 251-277.
- James M. Raymo.(2003) “Education Attainment and Transition to First Marriage
Among Japanese Women” *Demography*, Volume 40-Number 1,February :
83-103.
- Kalmijn ,M. (1991a). “Status Homogamy in the United States.” *American
Journal of Sociology* 97:496-523.
- (1991b) “Shifting Boundaries: Trends in Religious and Educational
Homogamy.” *American Sociological Review* 56:786-800.
- Kitagawa,E.M.,(1955) “Components of Difference between Two Rates” *Journal
of the American Statistical Association*,50(272):1168-1194.
- Lichter, D.T.(1990) “Delayed marriage, marital homogamy, and the mate selection
process among white women.” *Social Science Quarterly* (University of
Texas Press), Vol. 71 Issue 4, p802, 10p, 2 charts;
- Nyman, Charlott (1999) “Gender equality in `the most equal country in the
world'? ” *Money and marriage in Sweden. Sociological Review*, Vol. 47
Issue 4, p766, 27p
- Park, H., & J. Smits.(2003) “Educational assortative mating in Korea: Trends
1930-1998.” *Research in Social Stratification and Mobility*. 1-28
(http://web.iss.u-tokyo.ac.jp/~rc28/east-asia-homogamy_rc28.pdf Tuesday,
August 05, 2003)
- Parrado, Emilio A.; Zenteno, Rene M.(2002) “Gender Differences in Union
Formation in Mexico: Evidence From Marital Search Models.” *Journal of
Marriage & Family* Vol. 64 Issue 3, p756, 18p, 4 diagrams, 2 graphs

- Raymo, J.M. and Y. Xie. (2000) "Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy." *American Sociological Review* 65:773-81.
- Robert D.Mare.(1998) "Assortative Mating , Intergeneration Mobility , and Educational Inequality
(<http://www.sscnet.ucla.edu/soc/groups/ccsa/mare.pdf>)
- Ryder, Norman B, (1983a.) "Chort and Period Measures of Changing Fertility,"pp.736-756 in R.A.Bulatao and R.D.Lee(eds.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*,Vol.2.Academic Press.
- Shu-Ling Tasi & Hei-Yuan Chiu. (1993) "Educational Attainment in Taiwan : Comparison of Ethnic Groups" *Humanities and Social Sciences*, Vol.3, No.2,188-202
- Shu-Ling Tasi.(1996) "The Relative Importance of Ethnicity and Education in Taiwan's Changing Marriage Market." *Humanities and Social Sciences*, Vol.6, No.3,301-313
- (2002) "Gender Expectations : Family Norms of Higher Education for Boys and Girls in Taiwan" Paper presented at the ISA-RC28 Meeting held at Berkeley, August, 4-16. Xie, Yu.
(<http://ucdata.berkeley.edu/RC28/Abstracts2.html>)
- Smits, J., W.C. Ultee, and J. Lammers. (1998) "Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables." *American Sociological Review* 63:264-85.
- South, S.J.&Lloyd, K.M.(1992) "Marriage opportunities and family formation: Further implications of imbalanced sex ratios." *Journal of Marriage & Family*, Vol. 54 Issue 2, p440, 12p, 3 charts
- Schumann,P.L.,Ahlburg,D.A.,and Mahoney,C.B. (1994) "The effects of human capital and job characteristics on pay" *Journal of Human Resources*,29(2) : 481-503.
- Sørensen,A.(1983) "Women's employment patterns after marriage" *Journal of Marriage and the Family*,45(2) : 311-321.
- Sun,Te-hsiung and Yung-li Soong, (1979) "On Its Way To Growth: Fertility Transition in Taiwan,Republic of China,"pp.117-148 in Lee-Jay Cho and K.Kobayashi(eds.),*Fertility Transition of the East Asian*

Population.Honolulu:The University Press of Hawaii.

Tak Wing Chan. (2003) "Sociology of industrial societies Lecture 5-Educational Homogamy" (<http://users.ox.ac.uk/~sfos0006/sis/15.pdf>)

Van Leeuwen, Marco H.D.(2002) "Partner choice and Homogamy in the nineteenth century : was there a sexual revolution in Europe ?" *Journal of Social History*, Vol. 36 Issue 1, p101, 23p

附表一、男性標準化因素分解數據

| Component | k(a)e(a)m(a.e) | 有偶率真實變 | 教育組成影響 | k(a)x(a.t)y(a.e.t) | 年齡組成影 | v(a.t)e(a)y(a.e.t) | v(a.t)x(a.t)m(a.e) | v(a.t)x(a.t)y(a.e.t) | 一般(粗)有偶率 |
|-----------|----------------|----------|----------|--------------------|----------|--------------------|--------------------|----------------------|----------|
| 1978 | 0.36913 | 0.04359 | 0.00194 | 0.00517 | -0.03451 | -0.00427 | 0.00109 | -0.00011 | 0.59188 |
| 1979 | 0.36913 | 0.04936 | 0.00157 | 0.00316 | -0.03782 | -0.00361 | 0.00105 | -0.00005 | 0.59923 |
| 1980 | 0.36913 | 0.04234 | 0.00099 | 0.00169 | -0.03817 | -0.00289 | 0.00096 | 0.00007 | 0.59116 |
| 1981 | 0.36913 | 0.04291 | 0.00077 | 0.00301 | -0.03798 | -0.00131 | 0.00090 | -0.00006 | 0.59772 |
| 1982 | 0.36913 | 0.03818 | 0.00103 | 0.00235 | -0.03668 | -0.00072 | 0.00084 | -0.00021 | 0.59804 |
| 1983 | 0.36913 | 0.03576 | 0.00092 | 0.00117 | -0.03442 | -0.00051 | 0.00070 | -0.00003 | 0.60237 |
| 1984 | 0.36913 | 0.03250 | 0.00101 | 0.00126 | -0.02867 | 0.00040 | 0.00052 | 0.00001 | 0.61025 |
| 1985 | 0.36913 | 0.02759 | 0.00120 | 0.00128 | -0.02284 | 0.00068 | 0.00046 | 0.00001 | 0.61194 |
| 1986 | 0.36913 | 0.02533 | 0.00141 | 0.00042 | -0.01805 | 0.00074 | 0.00035 | -0.00003 | 0.61169 |
| 1987 | 0.36913 | 0.01725 | 0.00111 | 0.00024 | -0.01422 | 0.00023 | 0.00023 | 0.00003 | 0.61003 |
| 1988 | 0.36913 | 0.01617 | 0.00114 | 0.00002 | -0.01025 | 0.00034 | 0.00015 | -0.00001 | 0.61875 |
| 1989 | 0.36913 | 0.00828 | 0.00126 | -0.00006 | -0.00383 | 0.00032 | 0.00010 | -0.00001 | 0.62141 |
| 1990 | 0.36913 | 0.00518 | 0.00082 | -0.00011 | 0.00320 | 0.00009 | 0.00004 | 0.00001 | 0.62669 |
| 1991 | 0.36913 | -0.00211 | 0.00074 | -0.00009 | 0.00680 | -0.00018 | 0.00005 | -0.00002 | 0.62125 |
| 1992 | 0.36913 | -0.01228 | 0.00102 | -0.00027 | 0.01427 | -0.00041 | 0.00009 | -0.00002 | 0.62189 |
| 1993 | 0.36913 | -0.01361 | 0.00016 | 0.00020 | 0.01493 | -0.00036 | 0.00012 | -0.00002 | 0.62623 |
| 1994 | 0.36913 | -0.01723 | 0.00002 | 0.00042 | 0.01880 | -0.00057 | 0.00019 | -0.00003 | 0.62830 |
| 1995 | 0.36913 | -0.02503 | -0.00041 | 0.00040 | 0.02378 | -0.00055 | 0.00034 | -0.00001 | 0.62373 |
| 1996 | 0.36913 | -0.03148 | -0.00058 | 0.00139 | 0.02932 | -0.00097 | 0.00055 | 0.00007 | 0.62361 |
| 1997 | 0.36913 | -0.03182 | -0.00172 | 0.00130 | 0.03233 | -0.00050 | 0.00078 | 0.00003 | 0.62647 |
| 1998 | 0.36913 | -0.03630 | -0.00215 | 0.00144 | 0.03504 | -0.00003 | 0.00094 | 0.00006 | 0.62811 |
| 1999 | 0.36913 | -0.04605 | -0.00257 | 0.00317 | 0.03607 | 0.00004 | 0.00109 | 0.00011 | 0.62432 |
| 2000 | 0.36913 | -0.05184 | -0.00309 | 0.00397 | 0.03641 | 0.00028 | 0.00131 | 0.00007 | 0.62543 |
| 2001 | 0.36913 | -0.05788 | -0.00298 | 0.00491 | 0.03377 | 0.00131 | 0.00137 | 0.00008 | 0.62495 |
| 2002 | 0.36913 | -0.05882 | -0.00362 | 0.00542 | 0.03273 | 0.00097 | 0.00156 | 0.00011 | 0.63102 |

附表二、女性標準化因素分解數據

| Component | k(a)e(a)m(a,e) | 有偶率真實變 | 教育組成影響 | k(a)x(a,t)y(a,e,t) | 年齡組成影 | v(a,t)e(a)y(a,e,t) | v(a,t)x(a,t)m(a,e) | v(a,t)x(a,t)y(a,e,t) | 一般(粗)有偶率 |
|-----------|----------------|----------|----------|--------------------|----------|--------------------|--------------------|----------------------|----------|
| 1978 | 0.45583 | 0.02658 | 0.03520 | -0.00252 | -0.03444 | 0.00049 | 0.00473 | 0.00042 | 0.69967 |
| 1979 | 0.45583 | 0.02704 | 0.03117 | -0.00049 | -0.03283 | -0.00098 | 0.00411 | 0.00052 | 0.69757 |
| 1980 | 0.45583 | 0.02728 | 0.02726 | -0.00235 | -0.03015 | -0.00111 | 0.00353 | -0.00012 | 0.69510 |
| 1981 | 0.45583 | 0.02416 | 0.02587 | -0.00057 | -0.02709 | 0.00009 | 0.00322 | 0.00004 | 0.70250 |
| 1982 | 0.45583 | 0.02284 | 0.02433 | -0.00009 | -0.02230 | -0.00002 | 0.00304 | 0.00013 | 0.70463 |
| 1983 | 0.45583 | 0.02287 | 0.02128 | -0.00025 | -0.01764 | 0.00097 | 0.00256 | -0.00031 | 0.71013 |
| 1984 | 0.45583 | 0.01564 | 0.01767 | -0.00063 | -0.01409 | 0.00076 | 0.00196 | -0.00014 | 0.70857 |
| 1985 | 0.45583 | 0.01051 | 0.01772 | -0.00058 | -0.01031 | 0.00048 | 0.00173 | -0.00012 | 0.71202 |
| 1986 | 0.45583 | 0.01035 | 0.01439 | -0.00037 | -0.00680 | 0.00040 | 0.00120 | -0.00011 | 0.71363 |
| 1987 | 0.45583 | 0.00249 | 0.01010 | -0.00023 | -0.00274 | 0.00040 | 0.00071 | -0.00004 | 0.70924 |
| 1988 | 0.45583 | 0.00381 | 0.00560 | -0.00010 | -0.00004 | 0.00036 | 0.00031 | -0.00004 | 0.71233 |
| 1989 | 0.45583 | 0.00064 | 0.00319 | -0.00045 | 0.00361 | 0.00045 | 0.00020 | -0.00003 | 0.71412 |
| 1990 | 0.45583 | -0.00131 | 0.00046 | -0.00014 | 0.00758 | 0.00023 | 0.00016 | 0.00000 | 0.71681 |
| 1991 | 0.45583 | -0.00523 | -0.00217 | 0.00029 | 0.00958 | 0.00010 | 0.00015 | -0.00002 | 0.71732 |
| 1992 | 0.45583 | -0.00992 | -0.00532 | 0.00033 | 0.01265 | -0.00003 | 0.00028 | -0.00005 | 0.71536 |
| 1993 | 0.45583 | -0.00702 | -0.00944 | 0.00026 | 0.01214 | 0.00007 | 0.00060 | -0.00002 | 0.71654 |
| 1994 | 0.45583 | -0.00984 | -0.01239 | -0.00003 | 0.01332 | -0.00003 | 0.00095 | -0.00002 | 0.71509 |
| 1995 | 0.45583 | -0.01630 | -0.01443 | -0.00102 | 0.01626 | 0.00077 | 0.00142 | 0.00009 | 0.70917 |
| 1996 | 0.45583 | -0.01638 | -0.01819 | -0.00290 | 0.01915 | -0.00024 | 0.00199 | 0.00034 | 0.70908 |
| 1997 | 0.45583 | -0.01579 | -0.02263 | -0.00375 | 0.02047 | -0.00007 | 0.00271 | 0.00037 | 0.70653 |
| 1998 | 0.45583 | -0.01652 | -0.02525 | -0.00349 | 0.01965 | -0.00053 | 0.00322 | 0.00048 | 0.70851 |
| 1999 | 0.45583 | -0.01505 | -0.02714 | -0.00188 | 0.01840 | 0.00032 | 0.00353 | 0.00019 | 0.71242 |
| 2000 | 0.45583 | -0.02011 | -0.03001 | -0.00145 | 0.01726 | 0.00087 | 0.00427 | 0.00056 | 0.70980 |
| 2001 | 0.45583 | -0.02964 | -0.03210 | -0.00091 | 0.01556 | 0.00141 | 0.00483 | 0.00008 | 0.70857 |
| 2002 | 0.45583 | -0.03110 | -0.03516 | -0.00052 | 0.01279 | 0.00151 | 0.00547 | 0.00006 | 0.71054 |