

北高兩市與全台男女各年齡層擇偶機會的差異 —兼論男性外婚與女性不婚

張榮富

國立台北教育大學

摘 要

本文運用Veevers（1988）的方法，計算1980年與2008年台北市、高雄市及全國未婚男女的逐歲可婚指標，以分析擇偶機會的年齡、性別及城鄉差異。結果顯示：（1）男女擇偶機會的優劣情況要視年齡層而定。年輕時女性較男性高；年長時男性較女性高。（2）都會區男性的擇偶機會大於鄉區男性。這一點可以解釋，為什麼「外籍新娘」多分布在鄉區。（3）不慎錯過了擇偶機會高峰年齡的後果，女性比男性來的嚴重，都會女性又比鄉區女性更嚴重。（4）由於都會年輕女性比鄉區同齡女性更有機會錯過高峰年齡，故本文認為，近期年輕女性未婚率上升背後所隱含的不只是「晚婚」（延後進入婚姻），而且還將是非自願性「不婚」（想婚而未找到伴侶），尤其是未來都會區女性「不婚」的增加。

關鍵詞：婚姻市場、婚姻擠壓、不婚、跨國婚姻、性別比

張榮富 國立台北教育大學社會與區域發展學系副教授，E-mail: jfchang@tea.ntue.edu.tw

* 作者感謝匿名審查人對本文提出的寶貴建議與指正。本文的部份圖文曾分別發表於三場研討會中，作者感謝王杏玫、胡容慈、許淑娟、范慧美、陳冠旭等同學的參與及幫忙。本文與研討會論文之內容已有大幅差異。本文所有文責由作者自負。

（收件：2013年1月23日，修正：2013年9月1日，接受：2013年9月19日）

壹、前言

近年來台灣男女初婚年齡明顯延後。根據經建會2009年出版的《台灣地區兩性婚姻趨勢分析》顯示，1991年至2007年間，男性初婚年齡由29.1歲延後為31.0歲，女性初婚年齡由26.0歲延後為28.1歲（趙偉慈，2009）。兩性初婚年齡皆有延後的趨勢，但女性較男性明顯。於此同時，男女各年齡層的有偶率也在下降。1991年至2007年間，男性25至29歲者的有偶率由41.7%降為17.0%；30至34歲者的有偶率由73.2%降為47.3%。女性25至29歲者的有偶率由65.1%降為31.4%，30至34歲的有偶率由82.8%降為60.2%。與鄰近的日韓相比，台灣25至34歲男女性的有偶率皆低於日本，更遠低於南韓。

台灣的婚姻現象除了有時間上的演變之外，似乎也有空間分佈上的差異。根據內政部資料，2008年的台北市與高雄市男女結婚平均初婚年齡較全台平均高，台北市男女更是高居全台第一，新郎平均初婚年齡為33.2歲，新娘為30.5歲。根據紀玉臨、周孟嫻、謝雨生（2009）的研究，大陸籍與東南亞籍的「外籍新娘」的空間分佈也有明顯的城鄉差異。都市化程度愈低的地區「外籍新娘」的比率愈高。婚姻現象空間分佈差異常被由「擇偶機會」的空間分布差異來討論，最常被討論的三個區域性因素是教育與所得性別差異及「性別比」（sex ratio）。前二者介於社會與人口因素之間，「性別比」則較屬「純人口因素」。

本文試圖以擇偶機會來討論台灣的婚姻現象，但也是較屬「純人口因素」的分析。不過本文分析人口因素工具不是傳統上常見的「性別比」，而是人口學者Veevers（1988）融合擇偶年齡配對因素與年齡層性別人口因素（包括「性別比」）所成的可婚指標（Availability Index）方法，簡稱AI法。

本文運用戶政司人口統計中的未婚男女的年齡層資料和新郎及新娘結婚對數資料，依Veevers的可婚指標法，計算2008年台北市、高雄市及全國未婚男女逐歲的可婚指標值。除了以此討論都會區與非都會區男女擇偶機會的年齡差

異之外，本文亦將分別比較北高兩市的與全國的男女1980年至2008年的可婚指標，以分析都會區與非都會區男女擇偶機會的長期變化，並以此討論「晚婚」、「不婚」及「外婚」等議題。

貳、文獻討論

一、婚姻市場與婚姻擠壓

婚姻市場（marriage market）是一個由經濟學衍生而廣為運用於擇偶上的概念。從經濟學的角度來看，有買方與賣方（需求與供給）在進行交易便形成一個「市場」，擇偶是在一個男女皆扮演供給者與需求者的雙重角色而且依雙方偏好互選配對的市場環境中進行的。社會科學學者習以婚姻市場來泛稱人們在擇偶時所面對的這種情境。婚姻市場為個人在擇偶時同時提供了機會與限制。

就相關文獻的整理中發現，學者們對婚姻市場與擇偶機會的關係有兩個常被討論方向。第一個是「可接觸性」的討論。男女雙方在建立最初關係環境時會因求學環境、職業、族群或社會地位等因素而有所不同，藉由此種可接觸或容易接觸某種類異性的環境中形塑「個人的」婚姻市場，將影響其擇偶的選擇及機會。例如，Kalmijn and Flap（2001）及De Graaf et al.（2003）用男女建立最初關係的場合（區域性婚姻市場）的概念來解釋教育與族群配對的同質性。國內學者巫麗雪、蔡瑞明（2006）以台灣的樣本研究顯示，學校、工作場合作為兩性交往的接觸場合有助於提高族群通婚的機會，在家庭鄰里所認識的結婚伴侶的平均年齡差距較高，在學校或工作場合所認識的結婚伴侶的平均年齡差距最低。

第二個討論婚姻市場的方向是「潛在的可婚異性數量」。男女性別比（sex ratio）是最常被注意到的造成可婚數量的人口結構因素。婚姻擠壓（marriage squeeze）的問題是由性別比最早延伸出的也是最重要的「評估擇偶機會」的概

念（Glick, Beresford, and Heer, 1963）。所謂「婚姻擠壓」是指適婚年齡的人口性別比例出現明顯差距，而形成某一性別未婚率的顯著增加。也就是說當未婚人口的性別比例（一群人口中，每100位男性對應的女性人數）不均或嚴重偏斜時，過多的一方將面臨競爭者眾，而產生擇偶的困難，甚至最終找不到對象被「擠出」婚姻市場。

形成婚姻擠壓的人口因素很多，除了台、港、韓、中國及印度等地最常被垢病的男嬰偏好所導致的出生性別比失衡（natal inequality）之外，由於男女年齡配對（男大女小）上的婚姻斜坡（marriage gradient），出生率（fertility rates）的快速變動（Glick, 1988）「例如快速的少子化除了會導致年齡層人口差距之外亦會導致跨齡（男大女三歲）性別比的失衡」。此外，性別死亡率差異（sex differences in mortality）（Goodkind, 1997; Huguet et al., 2000）以及性別遷移差異（Sex differences in migration），也皆是導致婚姻市場中適婚男女性別比失衡而產生婚姻擠壓的重要因素。近年來，中、港、台三地少子化及出生性別比例不均所產生的婚姻擠壓現象，已引起不少媒體與學者的關注。本文的可婚指標模式雖乃屬婚姻擠壓概念下「評估擇偶機會」的方法，但與性別比的方法仍有重大差別。

由於婚姻擠壓的程度會影響到（擠壓到）婚姻市場中男女的擇偶機會，因此測量婚姻擠壓是一種衡量擇偶機會的方式。過去以人口性別比為基礎來測量婚姻擠壓的模式，大都假設男女的擇偶年齡（差距）偏好不變，或有固定的幾個年齡差距偏好（Akers, 1967; Schoen, 1983；楊文山，2006），其關心的重點是人口結構性因素及其在固定夫妻年齡差距下擇偶機會的性別差異（而非年齡差異）影響。^①

以固定夫妻年齡差距為基礎的性別比評估方式明顯的違背了心理學與人口學的相關實證結果。不只心理學自述性的研究顯示，個人對異性與自己年

^① 楊文山（2006）的論文中對各種測量婚姻擠壓的方式已有很詳細的介紹。

齡差距的偏好會隨自己年齡增加而改變（Buunk et. al., 2001; Kenrick and Keefe, 1992；張榮富，2006），人口統計資料中夫妻年齡差距與結婚年齡的關係（例如戶政司統計中的新郎及新娘結婚對數表）更顯示，不同年齡差距男女配對成功率亦有所不同（詳見表四）。

本文所用的Veevers（1988）可婚指標（AI）法是在性別比差異與年齡層人口差異之基礎上，將「擇偶年齡配對因素」加入。相對於過去以男女固定年齡差距假設之下的研究，Veevers的AI法有兩個重要特點。第一，夫妻年齡差距不再是固定值，而是隨自己年齡的改變而改變。第二，考慮男女年齡差距配對成功的機率。不同年齡差距的男女互選配對成功率不只會不同，而且此「年齡差距配對成功率」也將會隨自己年齡的改變而改變。

1980年代開始有幾個研究有把上述「擇偶年齡配對因素」考慮進入其評估擇偶機會的方法。依時間序為，Goldman, Westoff, and Hammerslough（1984）的Availability Ratio（AR）、Veevers的Availability Index（AI）和Lampard（1993）修改AR而得的Iterated Availability Ratio（IAR）。^② 在Lampard（1993）的論文中已對這三種概念接近的方法有頗為詳細的介紹與比較。其結論中很重要的一點是，三種指標對結婚率的預測力是：AI優於IAR；IAR優於AR。^③ 這是本文採用Veevers的可婚指標（AI）於本文中評估台灣男女擇偶機會的原因之一。另一個採用Veevers可婚指標的重要原因是，就計算指標所須資料的「可得性」而言，依台灣人口資料的現況，可婚指標法（AI）無疑是資料最易取得且成本最低的一種計算方式（詳見本文第五章第三節）。

^② Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton（2004, 2005）又略為修改了Lampard的IAR法，但其方法仍稱為IAR法。由於台灣有學者對本文捨Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton（2004, 2005）的IAR法而採用Veevers的AI存有疑慮，故本文將在第五章第三節中對此兩個方法做一分析討論。

^③ 例如，在25至29歲組中，AI與結婚率的相關係數（Pearson correlation）高達0.820，而IAR及AR與結婚率的相關係數分別只有0.593與0.387（Lampard, 1993:334）。

二、可婚指標法的簡介

擇偶是指男女根據自己的擇偶偏好在一個「同性競爭及兩性互選」的婚姻市場中，互選配對的結果。因此把兩性擇偶年齡偏好的差異與兩性互選配對的概念，整合進入擇偶機會的評估研究中，似乎是學術發展的一個可被考慮的方向。

如前所述，1980年代中期，Goldman, Westoff, and Hammerslough（1984）整合了男女社會性資源的差距的概念之後，漸漸發展出婚姻市場中男女可婚比率（availability ratio）的概念，簡稱AR法。它是一個評估結婚機會的技術性模型，其計算方式如下：

$$\text{可婚比率AR} = \frac{\text{適合異性人數}}{\text{潛在競爭者（適合異性偏好的同性人數）}}$$

公式中「適合異性人數」的年齡層與人數受自己的年齡偏好所影響，「潛在競爭者」的年齡層與人數則受異性的年齡偏好所影響。可婚比例模式最重要的意義為把同性競爭與互選配對的概念帶入結婚機會的評估中，但此模型中所用的性別年齡偏好還相當簡略，同性別不同年齡者的年齡偏好皆為相同的一個固定數值，並不會隨著自己年齡的不同而改變，在年齡偏好設定上較缺乏彈性與實際性（Fraboni and Billari, 2001）。此外，在Goldman等人研究中，在適合對象評估上，未區分出對不同年齡異性的偏好「權重」差異。例如，對30歲女性來說，可能30到40歲男性都是適合的對象，但是30歲女性對於30-35歲男性偏好程度（權重）可能大於40歲男性。上述兩缺點成了Veevers（1988）的「可婚指標」與Lampard（1993）及Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton（2004, 2005）的IAR法改進的重點。IAR法將在本文第五章第三節討論，在此本文先解說Veevers（1988）的「可婚指標」。

Veevers（1988）的「可婚指標」（availability index）模型基本上承襲了Goldman等人的模式，也是由除數與被除數所構成，其計算方式如下：

$$\text{女性(男性)可婚指標AI} = \frac{\text{潛在新郎(新娘)人數}}{\text{該年齡層未婚女性(男性)人數}} \times 100$$

此計算模式亦有考慮到同性競爭與互選配對，然而不同於Goldman, Westoff, and Hammerslough (1984)的模式之處在於，它對被除數（「潛在新郎（或新娘）人數」）的計算有兩項重要的改進：「年齡偏好上下門檻」與「配對成功率」。

夫妻年齡差距不只是有性別差異而且會隨自己年齡的不同而有所改變。過去婚姻擠壓的評估或是Goldman, Westoff, and Hammerslough (1984)的可婚比率（AR）模式，常是以各年齡層（或所有已婚）夫妻年齡差距的平均數為年齡偏好的一個「固定值」（例如男比女大三歲）來計算相關的評估值。VeEVERS算式中的未婚男女的年齡偏好並非以一平均值或固定值來代表，而是使用「年齡上下門檻隨擇偶者年齡改變而改變」的概念。

夫妻實際年齡的差距實際上是一個「變異很大」且「並非高度集中」的分布型態，亦即「以夫齡減妻齡」所得出的「差距值」可能是一個從-20至+50的分布。更重要的是，夫妻實際年齡差距值的分布也會隨個人結婚年齡而異。^④ 是以VeEVERS算式中不用年齡差距「固定值」的概念而是以「年齡偏好上下門檻」與男女齡差距「配對成功率」的概念來計算「潛在新郎（或新娘）人數」。「年齡偏好上下門檻」與「配對成功率」在算式中是一個搭配在一起的概念，不宜分別看待。兩項綜合之，本文簡稱「擇偶年齡配對因素」（第五章「綜合討論」之第三節亦對此有所討論）。二者的關係如下所述。

詳言之，將「某一年齡者」與各年齡者結婚的所有人數分布（由少至老）列出（可參見表四），^⑤ 此一人數分布的前10%與後10%的配偶的年齡即

^④ 這一現象與心理學中的年齡偏好結果的異同可參見張榮富、唐玉蟬（2009）。

^⑤ 實際計算時，此一人數分布可由政府提供「結婚對數按新郎新娘年齡對數表」得知。詳見第三章之步驟一。

設為「某一年齡者」年齡偏好的「下限」與「上限」。自己年齡減年齡偏好「下限」即為年齡「下門檻」，自己年齡減年齡偏好「上限」即為年齡「上門檻」。此一設計在實際計算過程中的技術性意義是：在計算「某一年齡者」的「潛在新郎（或新娘）人數」時，只計算在其年齡偏好「下門檻」與「上門檻」之間的「配對成功率」。而「配對成功率」是Veevers算式中最重要特點。

「不同年齡差距的男女的配對成功率」在本文中的簡稱「配對成功率」。年齡偏好上下門檻內的異性年齡皆是擇偶者所能接受的，但是自己能接受的年齡差距並不一定是潛在欲求對象（上下門檻內的異性）所能接受的年齡差距。不同年齡差距的男女理論上應會有不同的配對成功率（詳見表三與表四）。以2008年高雄市資料為例（詳見表三中之C），27歲男性與娶到23歲新娘的機率（為0.08）比27歲男性與娶到27歲新娘的機率（為0.17）小很多，但是比27歲男性與娶到29歲新娘的機率（為0.04）大很多。Veevers模式中對被除數（「潛在新郎（或新娘）人數」）計算的重要改進，即是把男女不同年齡差距的配對成功率也估算進去（詳見本文研究方法之步驟二）。

參、研究方法

本章中將以2008年高雄市為例，先說明中各項變數的資料來源及某些資料的「插補」，之後再詳細說明可婚指標法的運算步驟。

一、未婚男女逐歲人口數的資料推估

以Veevers的可婚指標模式來估計未婚男女的擇偶機會時，需要使用「未婚男女的逐歲人口數」，但高雄市政府民政局所提供之「性別統計指標」表中，年齡皆採5歲一組，並無單齡（逐歲）未婚人口資料，因此須先對此相資料進行估算與「插補」。以下就2008年高雄市未婚男性人數資料為例，說明如何將

五歲為一組的未婚男性插補為單齡人口資料的方式：

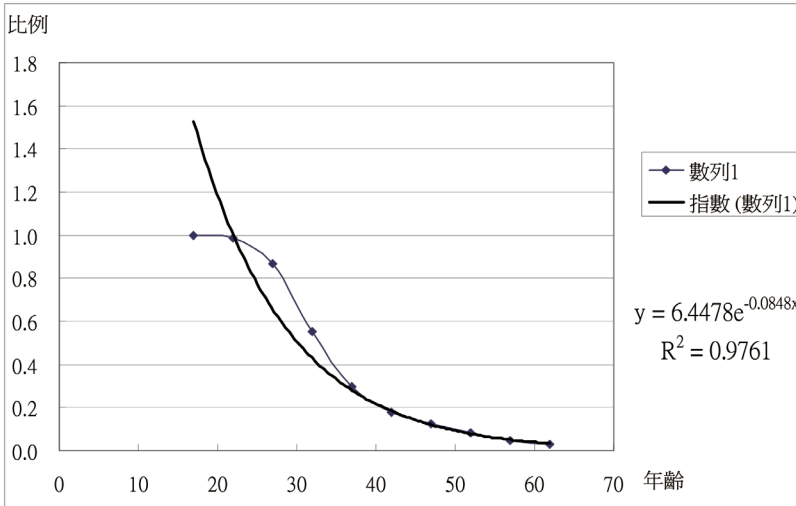
- (1) 表一的第2、3欄是直接由高雄市戶政司所提供之「高雄市各區現住人口數按性別、年齡及婚姻狀況分」表中取得，^⑥ 為5歲一組的資料。表格之第4欄，為本文根據2、3欄所計算得出的「未婚人口所占該年齡組人口總數的比例」。
- (2) 根據表一第4欄，進行指數型迴歸分析，加上指數型趨勢線並取得公式，以2008年未婚男性為例，取得公式為 $y=6.4478e^{-0.0848x}$ （如圖一所示）。由於指數型趨勢線的R2值為0.9761（接近1），^⑦ 表示此指數型

表一 2008年男性未婚比例人口數與比例

	總人數	未婚	未婚比例
15~19歲	52,248	52,220	0.99
20~24歲	54,168	53,419	0.99
25~29歲	66,298	57,591	0.87
30~34歲	64,770	35,607	0.55
35~39歲	61,392	18,188	0.30
40~44歲	61,697	11,131	0.18
45~49歲	60,322	7,624	0.13
50~54歲	57,591	4,724	0.08
55~59歲	49,657	2,316	0.05
60~64歲	28,653	827	0.03

^⑥ 擇偶機會通常會包括來自外圍縣市的工作人口或流動人口。本文受限於人口統計資料，只能侷限於北、高兩市的常住人口。

^⑦ 雖然R2值頗高，但由圖一中可見，年輕人口有低估現象，這是本文研究限制之一，也是未來可改進的方向。



圖一 2008年男性未婚比例指數型趨勢線

趨勢線相當可靠。在此特別須要說明的是，經推算過的未婚比例，若是大於1的部分，計算未婚人口時，仍以1代入算式計算避免出現未婚人口數多於實際人口數的情形（例如：20歲未婚比例為1.18，全部男性人口為11,282人，若按照趨勢圖計算未婚人口為13,312人，但現實中未婚人口不可能多於全部人口，因此未婚人口以11,282人計算）。

- (3) 透過指數型趨勢線公式，將X值以20至60逐一代入公式，所得出的Y值即為該年齡層的未婚比例。最後將得出之各年齡層Y值（未婚比例值）乘以該年齡層的總人口數，即估算出各年齡層的未婚人口數（如表二）。

表二 2008年未婚男性人數估算

年齡 (X)	未婚比例 (Y)	總人口數 (A)	未婚人口 (Y*A)	年齡 (X)	未婚比例 (Y)	總人口數 (A)	未婚人口 (Y*A)
20	1.18	11,282	11,282	41	0.20	12,147	2,421
21	1.09	10,002	10,002	42	0.18	12,384	2,267
22	1.00	9,664	9,646	43	0.17	12,191	2,050
23	0.92	11,199	10,269	44	0.15	12,333	1,906
24	0.84	12,021	10,127	45	0.14	12,258	1,740
25	0.77	12,356	9,563	46	0.13	12,394	1,616
26	0.71	13,110	9,321	47	0.12	12,081	1,447
27	0.65	13,543	8,846	48	0.11	11,772	1,296
28	0.60	13,531	8,120	49	0.10	11,817	1,195
29	0.55	13,758	7,585	50	0.09	11,681	1,085
30	0.51	13,367	6,770	51	0.09	11,208	957
31	0.47	12,848	5,978	52	0.08	11,963	938
32	0.43	14,383	6,148	53	0.07	11,673	841
33	0.39	12,123	4,761	54	0.07	11,066	732
34	0.36	12,049	4,347	55	0.06	10,804	657
35	0.33	11,968	3,967	56	0.06	10,400	581
36	0.30	11,858	3,611	57	0.05	10,946	562
37	0.28	12,197	3,412	58	0.05	9,223	435
38	0.26	12,800	3,290	59	0.04	8,284	359
39	0.24	12,569	2,968	60	0.04	7,480	298
40	0.22	12,642	2,742				

二、可婚指標的計算步驟

取得相關人口統計資料後，並進行上述相關數據推估之後，即進行可婚指標的計算，其步驟如下：

步驟一：設定男女擇偶年齡上下限

利用「臺閩地區結婚對數按新郎新娘年齡與地區分」中的高雄市資料，將各年齡層所有的結婚人數排除年齡最長的前10%（年齡上限）與年齡最小的後10%（年齡下限）人數，取中間80%結婚人數的年齡分布計算。此一計算法的特別處將已婚者的年齡偏好推估為未婚者的年齡偏好。^⑧

以2008年高雄市27歲新郎為例，新郎人數共有621位，排除結婚對象年齡最長的前10%人數（約62人），和年齡最小的後10%（約62人），得出27歲已婚男性偏好的下限為23歲，上限為29歲。

此外，根據「臺閩地區結婚對數按新郎新娘年齡與地區分」中的高雄市資料，女性年齡越大，其結婚對象年齡也相對提高，由於女性約在40歲以後，年齡偏好上限多停留在65歲或以上，「臺閩地區結婚對數按新郎新娘年齡與地區分」逐歲化資料並未能計算出65歲以上結婚對數（而且65歲以上之結婚對數很少），因此本研究中的可婚指標只由20歲計算至44歲。此為本研究在計算時的另一限制。

步驟二：估算潛在新郎（新娘）人數

透過「臺閩地區結婚對數按新郎新娘年齡與地區分」計算該年齡層中新郎（新娘）與各個年齡的異性結婚的比例，並將該年齡未婚人口乘以此一比例，即可估算出潛在新郎（新娘）人數。例如2008年20歲的新娘共有154位，

^⑧ 「臺閩地區結婚對數按新郎新娘年齡與地區分」此表中的資料並未區初婚者與再婚者。此為本文之研究限制之一，詳見文末之「檢討」。

其中與20歲新郎結婚者有10位，因此20歲新娘選擇20歲男性的比例約為0.0649（ $10/154 \div 0.0649$ ），20歲女性選擇20歲男性結婚的情形推估至所有20歲未婚女性，將20歲未婚女性人數乘以0.0649，即為20歲男性的潛在新娘人數。

以2008年27歲未婚男性為例，其擇偶年齡偏好上下限為23歲到29歲，求出各年齡層潛在新娘人數，最後將23歲到29歲各年齡層潛在新娘人數加總，即可得之27歲未婚男性之潛在新娘人數，其計算過程與結果如表三所示。

步驟三：計算未婚男女可婚指標

經過資料的插補與估算後，進行可婚指標的計算，算法如下：

$$\text{女性（男性）可婚指標AI} = \frac{\text{潛在新郎（新娘）人數}}{\text{該年齡層未婚女性（男性）人數}} \times 100$$

表三 2008年27歲未婚男性潛在新娘人數

男性27歲					
偏好的女性年齡	該年齡新娘的數目 (A)	選擇27歲男性的人數 (B)	選擇27歲男性之女性所佔比 (C=B/A)*	未婚女性數目 (D)	潛在新娘人數 (C*D)
23	289	24	0.0830	7,981	662
24	374	38	0.1016	8,158	829
25	578	62	0.1073	7,868	844
26	789	119	0.1508	7,890	1,190
27	929	157	0.1690	7,498	1,267
28	912	80	0.0877	6,972	611
29	967	39	0.0403	6,619	267
27歲未婚男性潛在新娘總計					5,670

* C即為本文前述的「配對成功率」。

根據前述，27歲男性之潛在新娘人數為5,670，該年齡（27歲）未婚男性人數為8,846，故得出27歲男性之可婚指標值為64.1%。可婚指標所代表的意義是每100位未婚男性（女性），潛在可得的結婚對象有多少人。由於上述提及「臺閩地區結婚對數按新郎新娘年齡與地區分」之限制，本研究中只計算男女20歲至44歲的可婚指標。

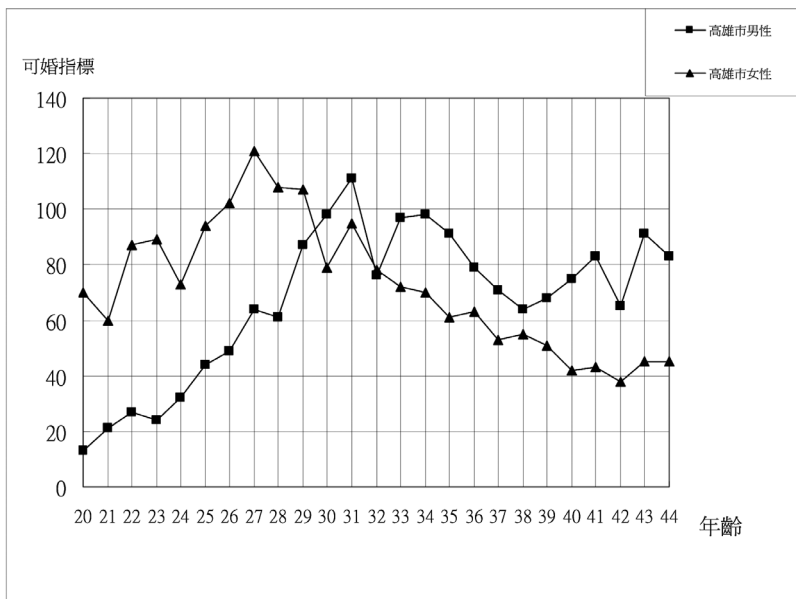
肆、北高兩市2008年男女可婚指標的結果

圖二與圖三為高雄市與台北市男女的可婚指標。由於兩市的情況差不多，本節只以高雄市為例，詳細分析男女可婚指標的涵意。

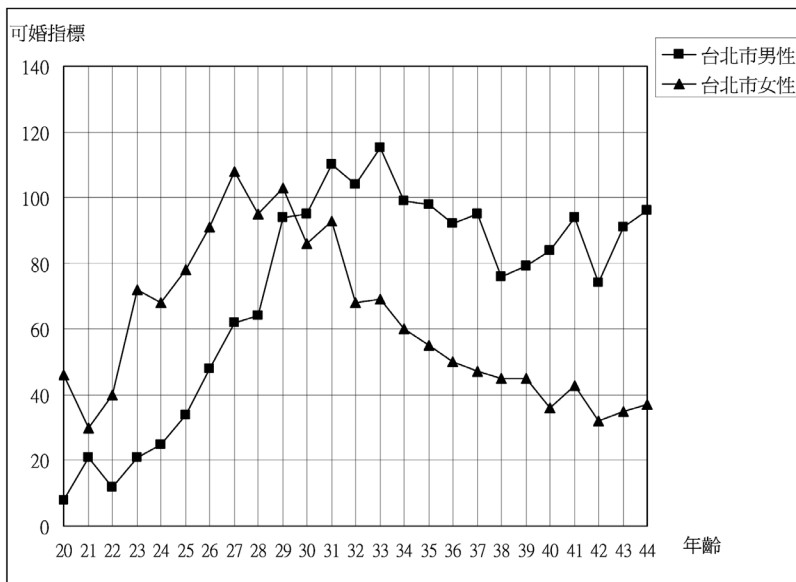
由圖二男性可婚指標折線圖可觀察到，20至31歲男性可婚指標呈現穩定上升趨勢，至峰頂31歲以後可婚指標才緩慢下降。大體而言，29至36歲間為男性擇偶機會相對較高的年齡層。值得特別注意的是，雖然31歲後男性可婚指標皆逐漸下降，但仍於38歲後略有回升。31至44歲男性可婚指標的變化是一「凹形」而非「斜坡形」。

由圖二女性可婚指標折線圖可知，20至27歲女性可婚指標穩定上升，27歲為高峰，27歲以後可婚指標則持續快速下降，至40歲後才在低點止穩。大體而言，22至32歲之間為女性擇偶機會相對較高的年齡層。值得特別注意的是，女性可婚指標過了27歲高峰後，為「斜坡形」或「滑梯形」下降，並不似男性有回升現象。

高雄市男女擇偶機會孰佔優勢？在圖二中有一個男性指標值初次約略追平女性指標值的年齡，本文稱它為「反轉點」，高雄市2008年男女可婚指標的「反轉點」在29歲（台北市與全國的可婚指標也有「反轉點」現象）。在「反轉點」之前，女性的可婚指標皆高於男性，之後則是男性的可婚指標高於女性。顯示高雄市年輕女性比年輕男性有相對較高的擇偶機會，而29歲以後的年長女性比年長男性有相對較低的擇偶機會。「高雄市男女擇偶機會孰佔優勢」



圖二 2008年高雄市未婚男女逐歲可婚指標



圖三 台北市2008年男女可婚指標折線圖

這個問題的答案是「視年齡層而定」。這與一般人的常識性看法雷同，只是本文用較學術性的方式證明了此一看法。換言之，「男女擇偶機會優劣的差異」不只是一個「性別問題」，更是一個「年齡問題」。男性或女性都有他/她們相對較優勢的擇偶年齡。

承上述「年齡問題」的討論，過了擇偶機會高峰後，那一個性別的擇偶機會的流失會較嚴重呢？由於男性過擇偶機會峰頂後可婚指標下降幅度較女性緩慢，而且38歲後還略有回升，女性則一路快速下滑（沒有逆轉性）。所以答案很明顯的，男性錯失擇偶機會高峰後其代價（擇偶機會的流失）較不嚴重。換言之，就個人決策的層面而言，女性擇偶時機的把握比男性加重要。

伍、綜合討論

一、男性可婚指標的城鄉差異與外婚現象

本節比較台北市與全國1980年與2008年兩期男性可婚指標的變化，依其跨期差異及城鄉差異所代表的可能意含，嘗試討論台灣男性外婚（跨國婚姻）的現象。

首先要特別釐清一個定義。雖然本文並未直接計算全國各鄉區縣市的可婚指標，但是由於全國性資料中摻有大半非都會區人口，因此可把全國的可婚指標視為相對上較北高兩市更為「鄉區」一點的可婚指標。所以本文以下的城鄉比較中所陳述的「鄉區」是以全國性可婚指標為參考數據。^⑨故本文藉由圖四及圖五的台北市與全國男性可婚指標的差異來分析男性擇偶機會的城鄉差異及其長期變化。分析重點如下：

^⑨「全國」的人口資料實質上有包括北、高兩市，所以必然與「真正的鄉區縣市」有所差異。本文的圖四、五、六、七的城鄉差異比較，只是一個簡化版的分析。但是，如果任選一兩個鄉區縣市又可能面臨代表性問題，如果列出全國21縣市的比較又過於繁雜而不易分析。

- (1) 台北市與全國1980年男性可婚指標與年齡的關係與前述2008年的圖形類似，但是2008年男性可婚指標的最高峰年齡皆有右移現象。圖形也顯示，高峰年齡右移的同時，都會區與鄉區「年輕男性」的擇偶機會都有下降。另外，台北市（都會區）可婚指標的最高峰年齡在1980年與2008年皆高於全國（鄉區）。
- (2) 根據內政部資料顯示，長期中男性初婚年齡的延後及城鄉初婚年齡的差異（都會區男性較晚婚）。1980年至2009年台北新郎平均初婚年齡由28.9歲增至33.2歲；全國新郎平均初婚年齡由27.5歲增至31.6歲。
- (3) 承上述（1）與（2）兩點，本文推測，都會區與鄉區「年輕男性」的擇偶機會都下降（年輕男性漸漸不好找對象）與擇偶機會的最高峰年齡都右移，可能是男性初婚年齡普遍延後的一項因素（非唯一因素）。當然，本文的這個「年輕男性漸漸不好找對象是男性晚婚的原因之一」的看法，有待日後有興趣的學者做更詳實的驗證。
- (4) 圖四顯示，1980時，台北市（都會區）男性的擇偶機會皆高於全國（鄉區）「年輕男性」的擇偶機會。圖五顯示，2008時，台北市男性「年輕男性」（25歲以下）的擇偶機會略低於全國年輕男性，但其餘各年齡層男性的擇偶機會皆高於全國（鄉區）的擇偶機會。因此，就兩個時期城鄉男性擇偶機會的差異可知，25歲以上都會區男性的擇偶機會長期以來皆高於鄉區男性。這個發現似乎支持紀玉臨、周孟嫻、謝雨生（2009）的研究：外籍新娘在台灣的空間分佈與區域市婚姻市場的質與量的不均有關。詳述如下。

台灣大陸藉與東南亞藉的「外籍新娘」在空間分佈上有聚集現象且有明顯的城鄉差異。文獻中常見的解釋因素有三個：（1）男性社經條件區域性差異；（2）男性教育程度區域性差異；（3）「性別比」（sex ratio）。以往運用婚姻市場概念來探討「外籍新娘」的研究多注重前二因素（例如，駱明慶，2006），

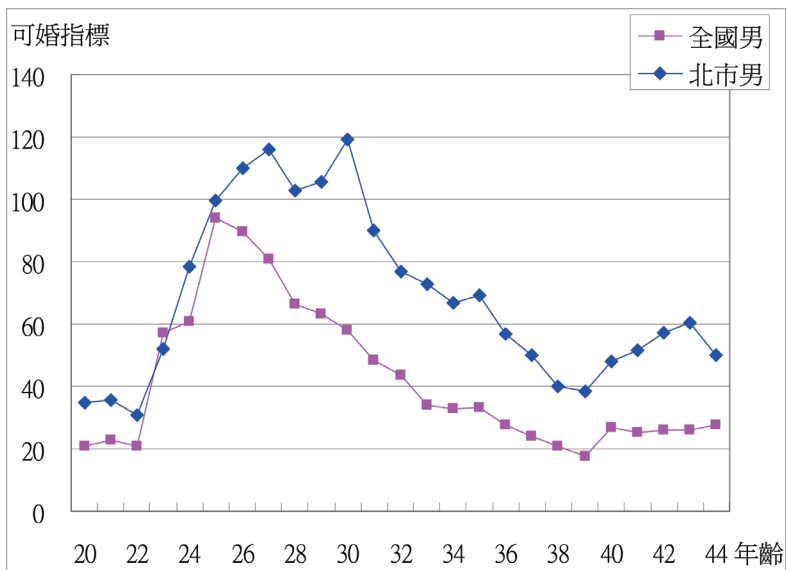
然而紀玉臨、周孟嫻、謝雨生（2009）的研究則證實了「區域婚姻市場的性別比」是一獨立於男性社經條件與教育程度以外的一個因素。

紀玉臨、周孟嫻、謝雨生（2009）的論文不只發現男性社經條件與教育程度愈差的區域（鄉區），娶（大陸藉與東南亞藉的）「外籍新娘」的比例愈高，也發現「外籍新娘」多集中於「區域性別比」相對較高（男多女少）的鄉區。區域性擇偶機會的差異顯然有扮演著一個角色。紀玉臨等人是用「性別比」來估算男女擇偶機會差異，本文則是用「可婚指標」來估算男女擇偶機會差異。雖然「可婚指標」的計算遠比「性別比」複雜，但都是由「純人口因素」所形成的一種對擇偶機會的評估。由上述第（4）點來看，「長期中都會區男性的擇偶機會都大於鄉區男性」，所以可推測出「鄉區男性娶『外籍新娘』的比例較高」。此為推動鄉區「外籍新娘」比率上升的一項人口因素。

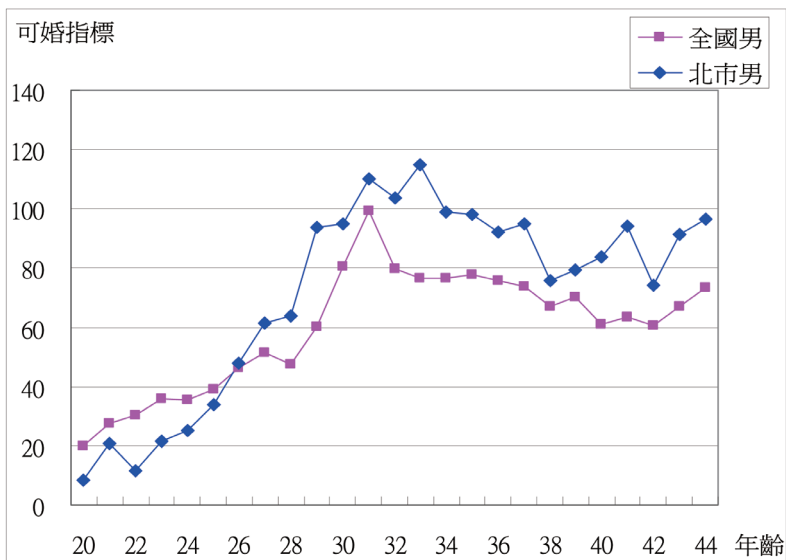
當然，本文的上述討論並不表示本文認為，男性區域性社經條件與教育程度差異不是重要因素。相反的，由於本文發現，不論都會區或鄉區，長期以來「年長男性」的可婚指標皆有上升（比較圖四與圖五可知），但台灣這段期間之中本國男性與大陸或東南亞籍女性的跨國婚姻卻明顯的有所成長。反向推測可知，可婚指標或性別比代表下的「區域性婚姻市場」的擇偶機會可能不是年長男性娶外籍新娘的主要原因。^⑩

順便一提的參考意見是，張榮富（2011）有關擇偶時機的研究中，曾以「配對成功率高峰（年齡）與擇偶利得高峰（年齡）的不一致」來解釋「台灣男性外婚」的現象。該文運用擇偶模擬配對模型得出的結果顯示，台灣男性擇偶利得的高峰年齡比其配對成功率高峰年齡來得早，故推論：「（擇偶利得高峰年齡來的較早的）想早婚的年輕男性可能苦於當時配對成功率較低而不易結婚」。本文猜測，由於鄉區男性可能較多屬於想早婚的男性，上述推論將更

^⑩ 駱明慶（2006）以教育成就的性別差異解釋台灣男性國際通婚的情況，紀玉臨、周孟嫻、謝雨生（2009）男性社經條件與教育程度與外籍新娘在台灣的空间分佈有關。似乎社經條件與教育程度才是主要因素。



圖四 1980年全國和台北市未婚男性可婚指標折線圖



圖五 2008年全國和台北市未婚男性可婚指標折線圖

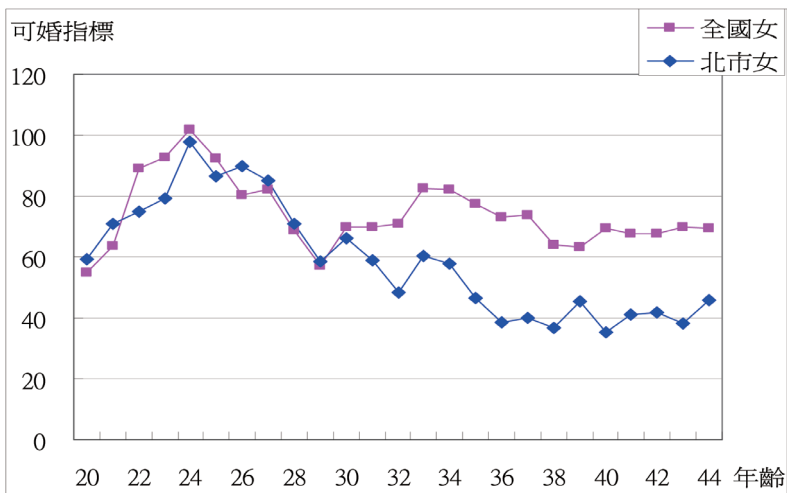
適用於「鄉區年輕男性的外婚」。換言之，雖然30歲以前的年輕鄉區男性與都會區男性同樣都面臨擇偶機會較低（長期而言是「下降」）的情況，但是早婚對鄉區男性可能有較高的「擇偶利得」，故年輕的鄉區男性比都會區男性更易面臨「想早婚卻苦於配對成功率較低而不易結婚」的困境，因此較多鄉區男性在年輕時就選擇外婚。

二、年輕女性未婚率上升的背後所隱含的婚姻意涵

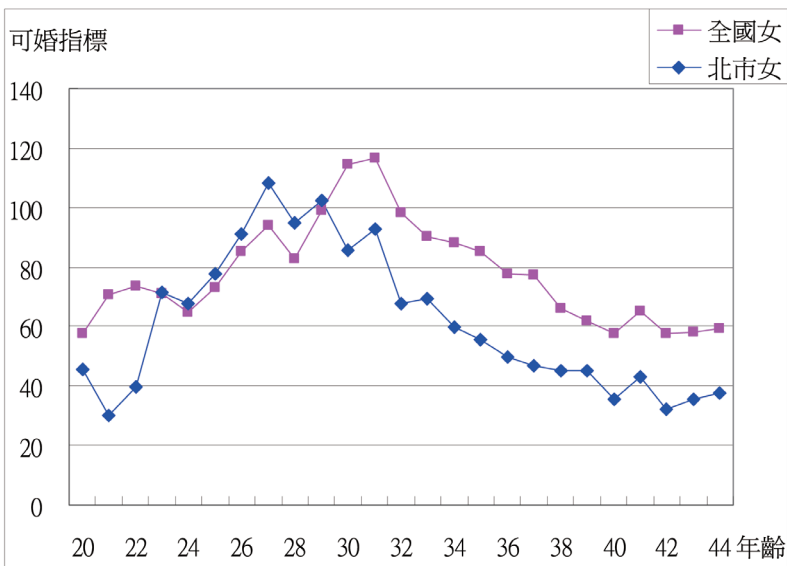
本節將先比較台北市與全國1980年與2008年兩期女性可婚指標的變化及其城鄉差異。其次，以可婚指標變化及域鄉差異來嘗試討論台灣女性的初婚年齡提高及年輕女性未婚率上升的背後所隱含的婚姻意涵：是晚婚或不婚？以下的城鄉比較，「鄉區」的可婚指標還是以全國的可婚指標為簡化的代表性數據。

（一）女性可婚指標的跨期變化及域鄉差異

- （1）圖六顯示，1980年時，台北市（都會區）與全國（鄉區）女性可婚指標最高峰年齡皆出現在24歲。圖七顯示，2008年時，兩區可婚指標的最高峰年齡皆有右移現象，而且全國女性可婚指標右移的幅度明顯大於台北市女性。全國女性可婚指標最高峰年齡右移至31歲，台北市女性只右移至27歲。換言之，時代變遷的結果，都會區女性擇偶機會高峰的年齡反而較鄉區女性更早來到。這也意味著，都會區女性可能更易錯失高擇偶機會的年齡而在進入低擇偶機會年齡時還須「認真尋找對象」，此時當然「事倍功半」（詳見後文討論）。
- （2）圖六顯示，1980年時，可婚指標的最高峰年齡（24歲）之前，台北市女性的可婚指標值略低於全國女性，但是在2008年時，25至29歲台北市女性的可婚指標值反而略高於全國女性。換言之，都會區的「年輕女性」的擇偶機會在此1980年至2008年中由略低於鄉區的「年輕女性」反轉成略高於鄉區的「年輕女性」（雖然相差不大）。



圖六 1980年全國和台北市未婚女性可婚指標折線圖



圖七 2008年全國和台北市未婚女性可婚指標折線圖

然而，更值得注意的是，圖六與圖七顯示，1980年時與2008年時，30歲以後的都會區「年長女性」的可婚指標值明顯的長期穩定的低於鄉區「年長女性」。

- (3) 由可婚指標的「絕對數值」來比較圖六與圖七可看出，可婚指標最高峰年齡右移的同時，長期而言（1980至2008），都會區與鄉區「年輕女性」的擇偶機會皆無下降。尤有甚者，兩區女性可婚指標最高峰年齡之指標值還都略有上升。簡而言之，都會區與鄉區「年輕女性」的擇偶機會都無下降反而略有上升，這一點與前述男性的情況非常不同。另外，根據內政部資料顯示，台北市與全國的新娘平均初婚年齡在1980年至2009年間皆明顯延後。^① 據此分析可知，台灣女性的晚婚的情況與上述男性的情況不同，較不能以「年輕女性漸漸不好找對象」（人口因素上的擇偶機會減少）來解釋。

雖然分析之（3）顯示，「年輕女性擇偶機會減少」不能用來解釋台灣女性的晚婚的情況，但可婚指標仍然對分析某些台灣正在發生的女性婚姻問題有所助益。在本節的下一單元中，作者將以上述第（1）、（2）點為基礎，加入「擇偶困境」的概念，分析兩個與女性「不婚」有關的問題。

（二）台灣女性「不婚」的兩個問題

本單元使用上一單元的女性可婚指標結果，嘗試同時解釋兩個常見的女性「不婚」的相關問題：（a）都會區女性是否比鄉區女性更容易「不婚」？（b）近期台灣年輕女性未婚率上升的背後代表的是「晚婚」還是「不婚的增加」？在討論這兩個問題之前，有下列幾點定義須先做釐清以利後續討論。

首先，要定義的是「不婚」（nonmarriage）與「晚婚」（late marriage）。

^① 1980年至2009年，台北新娘平均初婚年齡由25.3歲增至30.5歲；全國新娘平均初婚年齡由23.9歲增至28.9歲。

本文的「不婚」是人口統計學上「終生未婚率」的概念。「終生未婚率」並非是指終其一生未婚的機率，而是以到了某一個高年齡層尚處於未婚的比率。例如，美國的人口研究中常以40歲時仍然未婚定義為「終身未婚」，而日本《2010年度子女撫養白皮書》中定義50歲時仍然未婚為「終身未婚」。至於「晚婚」，可能有兩種涵義：「在某一年齡（例如30歲）之後才結婚」或「初婚年齡提高」。本文採用後者定義之。意即，在跨期的比較時當期的初婚年齡比上一期明顯提高。

其次，「不婚」可區分為兩種類型。第一類「不婚」為「不想進入婚姻」，亦即「放棄婚姻」(forgone marriage)。第二類「不婚」為「想婚而在40歲（或50歲）時尚未找到伴侶」(not yet to find a spouse)。前一類型涉及「結婚意願」(marriage willingness)或「結婚利益」改變的問題，例如Becker (1981)的「家庭論」以男女結婚後專業分工所能增加的結婚利得(gain of marriage)來討論夫妻的所得配對及結婚意願的高低。後一類型則涉及尋找結婚伴侶中「擇偶困境」的問題。本文把各種使得有意願結婚者不易找到「適配」伴侶的人口因素（例如「婚姻擠壓」）或社會性因素（教育程度）統稱為「擇偶困境」。

過去不少歐美的研究對女性晚婚與第一類「不婚」的關係已有所探討(e.g., Goldstein and Kenney, 2001; Martin, 2004)。雖有某些跡象顯示台灣近期女性「終生未婚率」的上升不太像是源於第一類「不婚」的大幅增加，^⑩但是這議題並非本文要討論的主題，本文也並不否認學界研究第一類「不婚」對解釋台灣女性婚姻現象的重要性。本文限於研究目的與研究工具，以下要分析的重點僅在於：運用女性可婚指標所提供的線索，探討台灣女性「晚婚」與第二類「不婚」的關係及其城鄉差異。

^⑩ 主計處公佈的「社會發展趨勢調查」顯示，2002年與2006年的20歲以上未婚族群中，男性表示有結婚意願者由69.59%上升至72.45%，女性表示有結婚意願者由65.79%上升至67.34%，「結婚意願」在4年內不減反增（吳思樺，2010）。

特別澄清的是，由於本文不涉及第一類「不婚」的討論，故分析時假設都會區與鄉區女性的結婚意願相同，或跨時期女性的結婚意願相同。單單只從可婚指標（人口因素形成的擇偶機會）所引發的「擇偶困境」的觀點來看女性的「晚婚」與「不婚」。

由前一單元之（1）與（2）可知，1980年時，台北市（都會區）與全國（鄉區）女性擇偶機會高峰的年齡皆為24歲，而當時台北市新娘平均初婚年齡為25.3歲，全國新娘初婚年齡為23.9歲。雖然都會區女性較鄉區女性容易在錯過了擇偶機會高峰的年齡之後才結婚，但情況並不嚴重。

然而，2008年時，台北市（都會區）女性擇偶機會高峰的年齡增為27歲，但是台北市新娘平均初婚年齡更大幅增至30.5歲。相較之下，全國（鄉區）女性擇偶機會高峰的年齡增為31歲，但是全國新娘初婚年齡只增至28.9歲。這意味著，時代變遷的結果，「近期中」都會區女性比鄉區女性更易錯失高擇偶機會的年齡，而在進入低擇偶機會年齡時「尋找對象」。此時擇偶當然「事倍功半」，陷入本文定義的「擇偶困境」之中。然而，這只是都會區女性第一層的「擇偶困境」（錯失時機的擇偶困境）。

雪上加霜的是，2008年時，都會區女性不只比鄉區女性更易在過了高擇偶機會的年齡之後尋找對象，30歲之後的都會區女性更是在一個擇偶機會比鄉區女性更低的婚姻市場中尋找對象。這是都會區女性第二層的「擇偶困境」（更低擇偶機會的擇偶困境）。

加總上述兩個「擇偶困境」，本文形容都會區女性（相較於鄉區女性）是面臨一個「雪上加霜的擇偶困境」。意即，都會區女性不只比鄉區女性更易錯失高擇偶機會年齡層而在低擇偶機會年齡層時（30歲以後）尋找對象，而且此年齡層的擇偶機會比鄉區女性更低。「雪上加霜的擇偶困境」可以回答上述第一個「不婚」問題（問題a）。答案是：就不涉及結婚意願而只涉及擇偶機會的層面來討論，都會區女性比鄉區女性更容易因「擇偶困境」而「不婚」，而且在長期變遷之下似乎更趨嚴重（「不婚」的城鄉差異似有擴大的趨勢）。

續上述「雪上加霜的擇偶困境」論點，以下作者將說明「初婚步調」對「擇偶機會」的影響有城鄉差異，並以嘗試回答第二個「不婚」問題（近期台灣年輕女性未婚率上升的背後代表的是「晚婚」還是「不婚的增加」？）。循上述討論邏輯，以下的討論仍是在「不涉及結婚意願而只涉及擇偶機會的前提下」之下進行。

長期變化之下，全國（鄉區）女性因各種因素形成了的初婚年齡（28.9歲）早於擇偶機會高峰年齡（31歲）的情況。鄉區女性不只較沒有各種動機推遲預期結婚年齡，縱使預期結婚年齡推遲了也較不易因此錯失高擇偶機會的年齡，而且其較高年齡層的擇偶機會（相對於都會區女性）不算很低。在此三項因素之下，鄉區年輕女性未婚率上升反映的乎只是（較多是）結婚步調的延後，即「晚婚」（初婚年齡的提高）。這個現象比較接近王德睦、張國偉（2010）論文中所討論的初婚率的「步調效果」（tempo effect）。換言之，鄉區女性較可能只是初婚步調（初婚結婚時間上的規律）的延後，故只是導致「晚婚」，而非大幅增加「不婚」（40歲或50歲時仍然未婚）。

然而，都會區女性卻面臨「擇偶時機」與「初婚步調」衝突的局面。長期變化之下，台北市新娘平均初婚年齡（30.5歲）晚於擇偶機會高峰年齡（27歲）。都會區女性不只較有各種因素（例如求學或工作）推遲預期結婚年齡，如本文「雪上加霜的擇偶困境」所述，都會區女性也較易因推遲預期結婚年齡而錯失高擇偶機會年齡層，而在「比鄉區女性的擇偶機會更低的」婚姻市場中尋找對象。在此三項因素之下，都會區年輕女性未婚率上升反映的不只是結婚步調的延後（晚婚），而是將來「不婚」比率的提高。當「擇偶時機」與「初婚步調」衝突愈大時，將來會有更大比率的都會區女性因這種「雪上加霜的擇偶困境」而「不婚」。

換言之，縱使不涉及結婚意願的問題，在「平均初婚年齡右移的速度」比「高擇偶機會年齡右移的速度」更快的情況下（例如1980至2008的台北市一都會區），女性「年齡的增加」或「推遲預期結婚年齡」就會成爲女性「不婚」

的推手。故都會區這年輕女性（25至29歲）未婚率上升背後所代表的涵義就不只是「晚婚」（延後進入婚姻但還是會結婚），而是第二類「不婚」（想婚而在40或50歲時仍未找到伴侶）比率的增加。

根據前述分析，近年來台灣年輕女性（25至29歲）未婚率上升背後的涵義有城鄉差異，鄉區女性較屬「晚婚」，都會區女性則較屬「不婚」。根據2011年戶政司的統計資料顯示，台北市40至44歲與50至54女性的未婚率分別為0.213與0.138，明顯高於全台同齡女性的未婚率（0.154與0.073）。可見都會區女性不只初婚年齡比鄉區女性推遲，其「終生不婚率」亦高於鄉區女性。在人口有向都會區集中的趨勢下，都會區女性對全國性的婚姻統計數據將有更大的權值影響力。反映在台灣整體女性的婚姻統計數字上的結果便是：女性初婚年齡提高與各年齡層未婚率提高的同時初婚率亦不斷下降。

值得再度澄清的是，本文的上述解釋並不表示，其他因素（教育、所得或結婚意願）與女性晚婚或不婚沒有直接或間接的因果關係。都會區女性可能因教育與所得較高，因而較晚進入結婚考慮，或結婚意願較低，或擇偶條件較高而難找對象。過去國內學者對上述因素已有不少討論（駱明慶，2006；楊靜利、李大正、陳寬政，2006），但這些並非本文研究的範圍。本研究結果與解釋的理論意涵不在證明其他因素不重要，而在強調（新增一個論點）：不論主動或被動的遲婚原因為何，對都會區女性而言，「推遲婚姻擇偶年齡」本身就是「終生不婚率」上升的重要因素之一，而不是只會造成「晚婚」而已。

三、可婚指標（AI）法與IAR法的差異

在Veevers（1988）可婚指標（AI）法發表之後，與其較有相關的評估擇偶機會方法有Lampard（1993）的Iterated Availability Ratio（IAR）法與Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton（2004, 2005）的IAR法。讀者或許會有疑問，這兩篇論文都是發表在Veevers（1988）的論文之後，IAR法可能較好，為什麼本文不以IAR法來評估台灣男女的擇偶機會？本節將詳細比較Veevers（1988）可

婚指標法與Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton (2004, 2005) IAR法，¹³ 以釋各界疑慮。

Veevers (1988) 可婚指標法的計算是由兩大類因素所構成。第一類為「擇偶年齡配對因素」，又細分為「年齡偏好上下門檻」與「不同年齡差距的男女的配對成功率」（簡稱「配對成功率」，參見表四之C值）。第二類為「性別及年齡別人口因素」，又細分為「性別比」與「各年齡層人口比」。兩大類因素共四項變數。

Veevers (1988) 可婚指標法的計算是由兩大類因素所構成。第一類為「擇偶年齡配對因素」，又細分為「年齡偏好上下門檻」與「不同年齡差距的男女的配對成功率」（簡稱「配對成功率」，參見表四之C值）。第二類為「性別及年齡別人口因素」，又細分為「性別比」與「各年齡層人口比」。兩大類因素共四項變數。由此結構可知，傳統上分析婚姻擠壓的「性別比」，只是可婚指標法四項變數中的一項。Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton的IAR法也有相似的兩大類因素共四項變數。

Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton的IAR法與Veevers可婚指標 (AI) 法的不同之處在於第一大類因素「擇偶年齡配對因素」的概念與算法的差異。簡而言之，Veevers在「擇偶年齡配對因素」（「年齡偏好上下門檻」與「不同年齡差距的男女的配對成功率」）的處理上是根據人口資料而來（可詳見後文中之高雄市計算舉例），但是Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton的IAR法中「擇偶年齡配對因素」的兩要項要素則皆是由自述性的年齡偏好資料而來，例如取自婚友社（dating agency）的資料。

對於「年齡偏好上下門檻」應否由自述性的年齡偏好資料而來，作者在此

¹³ Lampard (1993) 的Iterated Availability Ratio (IAR) 法與Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton (2004, 2005) 的IAR法，概念上非常相似，後者只是對Lampard的potential partner joint preference（其角色類似可婚指標法中的「配對成功率」）的計算方式的改進。如文獻討論中所示，Lampard (1993) 已驗證出Veevers可婚指標 (AI) 法優於其IAR法，故本文在此只對Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton的IAR法與Veevers的可婚指標法 (AI) 做比較。

不特別討論，因為IAR法與可婚指標法中真正的核心差異在於「不同年齡差距男女的配對成功率（在IAR法中稱joint preference）會隨擇偶者年齡的不同而改變」。兩個方法都有注意到這一點，只是計算時使用資料與方式差異很大。

Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton根據男女對異性年齡偏好的強弱，^⑭ 加上年齡偏好互選的概念，計算其joint preference（作用類似「配對成功率」的角色）。例如，他們算出25至34歲的女性和比其大三歲的男性的joint preference值都是大於0.9（ $\lambda_{ij} > 0.9$ ，詳見Ní Bhrolcháin and Sigle-Rushton, 2004:8）。換言之，舉24歲與29歲女性為例而言，24歲女性與27男性相互接受對方年齡的機率（joint preference）有90%；29歲女性與32男性的機率亦有90%。

然而，如果我們以Veevers（1988）的概念，以「實際」夫妻年齡配對的人口資料來計算，上述兩例的配對機率比起Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton的joint preference值（90%）可就小很多了。以台北市為例，根據「臺閩地區結婚對數按新郎新娘年齡與地區分」的資料，由各年齡層男女與異性結婚的「對數」可換算得出每一年齡層男性或女性與不同年齡異性結婚的成功率。本文計算AI過程中須先算出此「配對成功率」（計算過程詳見本文表三之C），為了與IAR中的joint preference做更清楚的比較，截取一段「配對成功率」列出如表四。由表四可知，24歲女性和27歲的男性（比其大三歲的男性）的「配對成功率」為10%。24歲女性和26歲男性的「配對成功率」最高，但也只有11.1%率。29歲女性和32歲的男性（比其大三歲的男性）的「配對成功率」為9.1%。29歲女性和29歲男性的「配對成功率」最高，但也只有20.0%。

雖然計算的地區不同，一個是英國另一個是台北，但是joint preference與「配對成功率」的差異明顯的非常巨大。討論與比較IAR法與可婚指標法在joint preference與「配對成功率」數值的差異時有兩個重點。第一個問題：那一

^⑭ 對異性年齡偏好的強弱「給與權重」是自Lampard時就有的概念，但如何有客觀且一致性的方式？作者雖對Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton（2004, 2005）與Lampard（1993）在「給與權重」的方式上存疑（認為其方式摻入太多主觀設定），但這還不構成本文對IAR方式的主要批評，故並不在此詳談。

表四 2008年台北市24與29歲女性嫁給不同年齡層男性的配對成功率

單位：百分比

新娘 年齡	新 郎 年 齡													
	...	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
24	...	6.1	7.6	11.1	10.0	7.6	7.7	7.6	8.1	5.1	3.5	3.3	3.5	2.8
29	...	0.2	0.6	1.8	3.9	7.5	20.0	14.1	13.0	9.1	7.4	5.7	4.2	3.3

資料來源：內政部「臺閩地區結婚對數按新郎新娘年齡與地區分」之台北市資料。

個方法較合理？第二個問題：那一個方法（對計算台灣人的擇偶機會而言）較簡易可行？

區分兩種「年齡偏好」的性質將非常有助於回答「第一個問題」。Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton（2005）所用的「年齡偏好」是一種藉由自述法的研究（IAR法用婚友社資料）得到「未婚者」在擇偶時「希望的」理想對象的年齡上限與下限，或是「希望」與自己最好相差的歲數。它是一種「初始的年齡偏好」，為未婚的人們在尚不知對方其他資源的情況下自述的年齡偏好，此為Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton計算joint preference時的「年齡偏好」的性質。

然而，縱使我們在某一年齡時對某一年齡層的異性有強烈的偏好（給於很重的權數），但是「年齡偏好」只是擇偶者眾多擇偶偏好之一。由於異性的年齡與其他資源在擇偶者的心中常有可替代性，初始的年齡偏好往往因此產生調整。¹⁵ 在歷經各種年齡與其他資源的替代性考慮、交往過程中的種種意外、個人可婚機會因年齡增加後的壓縮，以及其他各種因素（例如種族、教育、所得

¹⁵ 此雖為交換理論的概念，但亦略有實證基礎。例如，根據作者近期未發表的研究顯示，在得知對方的年齡比期望的（初始的）年齡上門檻大3歲，而對方的收入比自己期望的（初始的）下門檻高三萬元時，有91%的受測女大學生（204人）會選擇認真考慮與對方交往。

及職業使前述之「可接觸性」擴大或縮小）的影響之後，擇偶者可能是在登出了「初始的年齡偏好」的「好幾年之後」，與某位異性結婚了。結婚當時擇偶者與其配偶的年齡差距則成為人口資料（臺閩地區結婚對數按新郎新娘年齡與地區分）中的「夫妻年齡差距（偏好）」，這是Veevers（1988）在計算「配對成功率」時的用的「年齡偏好」的性質。它是「結婚時最終的年齡差距偏好」，它是人們在所處時空環境中「可能並非最理想的但實際上接受了」的年齡差距偏好。

由上述討論可知，擇偶者最後接受的「結婚時最終的年齡差距偏好」可能與擇偶者最初表達的「初始的年齡差距偏好」會有很大的差距。回到原來的問題：Joint Preference與「配對成功率」那一個方法較合理呢？由於「Joint Preference」與「配對成功率」是由上述兩類不同性質的年齡資料換算而得，我們可把此一問題的核心轉換成：以擇偶者最後接受的「結婚時最終的年齡差距偏好」還是以擇偶者最初表達的「初始的年齡差距偏好」，那一個來做為計算擇偶機會的基礎較為合理？Veevers（1988）認為是前者，Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton（2005）則認為是後者。

Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton的文獻討論中，並非沒有注意到這兩種「年齡偏好」資料的性質差異。他們注意到，Veevers以人口資料中「夫妻年齡差距」為基礎的「年齡偏好」是擇偶者「最後接受的」年齡偏好，並不是「純的」年齡偏好。¹⁶ 但是，他們認為這樣不妥。由於Lampard（1993）及Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton（2005）的論文都是發表在Veevers（1988）的論文之後，可能易使讀者對Veevers的方法產生誤解（覺得可婚指標法較差），事實上那只是使用不同「年齡偏好」概念衍生的差異。

¹⁶ 作者認為Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton（2004, 2005）對Veevers（1988）的「年齡偏好」性質的認知還是略嫌不足。如本文上段所論，Veevers的「年齡偏好」資料，事實上不只受婚姻市場結構的影響，還受「各種已知或未知的交換因素」的影響，在特定時空環境與各種心理因素影響下，成為結婚時「最終的」年齡可接受差距。

值得特別提醒的一點是，「批評」並非等於「證明」。Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton (2004, 2005) 論文中對Veevers方法的上述評論，是僅止於學理上的「批評」而非實證研究上的「證明」。他們並未提出實證研究「證明」IAR法優於可婚指標法。^① 同理，本文雖對IAR法有所批評，但在還沒有更進一步的實證研究「證明」之前也不應該驟下優劣的斷言。是以對「第一個問題」（「那一個方法較合理？」）的討論到此已成了一個「見仁見智」的問題了。

雖然我們不易由上述討論中得出「第一個問題」的答案，但是我們還可以轉而評斷「第二個問題」：那一個方法（對計算台灣人的擇偶機會而言）較簡易可行？就本文研究而言，「第二個問題」的答案非常明顯，當然是以「夫妻年齡差距」換算而出的「配對成功率」較簡易可行。原因之一，因為戶政司已經有換算出這兩種數據的基礎資料（「臺閩地區結婚對數按新郎新娘年齡與地區分」）並且上網即可取得。原因之二，當我們要做跨時期擇偶機會的分析時，研究者不易找得到過去的、完整的、可信的、自述性的「初始的年齡偏好」資料。

綜合上述分析，本文不敢斷言Veevers的可婚指標一定是一個比Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton的IAR法在概念上更為優越的分析模式，但是它是現階段以台灣可得的資料來評估擇偶機會的跨時期及跨區域分析中，比IAR法較為簡易可行的模式。

^① Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton (2004, 2005) 的IAR法係承繼自Lampard (1993)。然而，Lampard本人在其論文中已有用英國54個行政區的資料比較Goldman的AR、Lampard的IAR和Veevers的AI（可婚指標）三種指標對結婚率的預測力，其結果顯示：AI對結婚率的預測力優於IAR與AR。例如，在25至29歲組中，AI與結婚率的相關係數（Pearson correlation）高達0.820，而IAR及AR與結婚率的相關係數分別只有0.593與0.387（詳見Lampard, 1993:334）。作者因此認為Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton應有義務為其改進版的IAR做實證上的比較研究，以證明其改進版的IAR對結婚率的預測能力是否已優於Veevers的AI。在此證明之前，根據Lampard (1993) 的實證，Veevers的AI仍是三法中最優者。

陸、結論與檢討

一、結論

本文運用戶政司人口統計中的未婚男女的年齡層資料和新郎及新娘結婚對數資料，依人口學者Veevers（1988）的可婚指標法，計算2008年台北市、高雄市及全國未婚男女逐歲的可婚指標，以評估其擇偶機會。另外，並比較1980年及2008年台北市與全國的可婚指標的跨期變化，以討論近期男性外婚與女性不婚增加的現象。本文的分析與討論皆以不涉及「結婚意願」的時期變化及區域差異為前提，而是單從人口因素形成的擇偶機會（可婚指標）來分析。以下是幾點主要結論：

- (1) 擇偶年齡對擇偶機會有非常重要的影響，但是男女的情況相反。2008年北高兩市或全國性年輕女性的擇偶機會較年輕男性高；年長女性擇偶機會則較年長男性低。換言之，男性或女性並無那一性別在擇偶機會上占「完全的」優勢。男女擇偶機會的相對優劣情況要「視年齡層而定」。
- (2) 男性擇偶機會在過了峰頂年齡後呈一「凹形」，女性則呈「溜滑梯形」，北高兩市或全國性男女可婚指標中都有此現象。這表示，不慎錯過了擇偶機會高峰年齡的後果，女性比男性來的嚴重。以2008年高雄市為例，男性約在38歲之後擇偶機會略有回升，女性則無此反彈的機會。就個人決策的層面而言，女性「擇偶時機的把握」要比男性重要。
- (3) 由於全國性資料中摻有大半非都會區人口，因此北高兩市與全國性可婚指標之比較可被視為城鄉可婚指標的比較。不論年輕或年長的都會區男性的擇偶機會都大於鄉區男性。這個發現可解釋，為什麼大陸籍與東南亞籍的「外籍新娘」多分布在鄉區而非都會區。除了

因為鄉區男性的社經條件與教育程度較差之外，純粹人口因素所形成的擇偶機會較小，亦是鄉區男性較多娶「外籍新娘」的因素。

- (4) 2008年時全國（鄉區）女性的初婚年齡（28.9歲）早於擇偶機會高峰年齡（31歲）而且其年長女性的擇偶機會較台北（都會區）女性高，因此鄉區女性不只較不易因此錯失高擇偶機會的年齡，擇偶機會也優於都會區女性。鄉區年輕女性未婚率的上升反映的似乎較只是結婚步調的延後（「晚婚」），而非「不婚」（40歲或50歲時仍然未婚）。
- (5) 都會區女性面臨本文所謂的「雪上加霜的擇偶困境」。1980年至2008年，雖然都會區（25至29歲）「年輕女性」的擇偶機會由略低於鄉區同齡女性反轉成略高於鄉區同齡女性，但是都會區「年輕女性」擇偶機會的增加只是一種「假象」（對都會區女性的結婚率毫無幫助）。由於2008年時平均初婚年齡（30.5歲）已大幅右移至可婚指標高峰年齡（27歲）的右方，都會區女性不只在年輕時比在鄉區女性更易錯失高擇偶機會年齡層，也有更大的機率（30歲之後）進入一個擇偶機會比鄉區女性更低的婚姻市場中尋找對象。
- (6) 根據「雪上加霜的擇偶困境」可知，都會區女性不只比鄉區女性更有可能因延後進入婚姻的考慮，而導致「晚婚」，而且也有更大的機率「不婚」（40或50歲時仍未婚）。此類「不婚」不是因為「結婚意願」的下滑使「不想進入婚姻」者增加，而是因為「擇偶時機」與「初婚步調」的衝突使「擇偶困境」升高，使「想婚而未找到伴侶」者增加。由於人口有向都會區集中的趨勢，都會女性的婚姻情況對全國性婚姻統計也會有更大的權值影響。故作者認為：近期台灣年輕女性（25至29歲）未婚率上升的統計數字背後所隱含的不只是「晚婚」（延後進入婚姻），而且還將是未來的「不婚」的增加，尤其是都會區女性的「不婚」。

二、檢討

本文可婚指標法原本所欲估算的是「未婚（從未結婚）男女」的擇偶機會。計算過程中「擇偶年齡配對因素」（「年齡偏好上下門檻」與「不同年齡差距的男女的配對成功率」）所依賴的資料來源為「臺閩地區結婚對數按新郎新娘年齡與地區分」。然而此表中的資料並未區分初婚者與再婚者。亦即本文是以包括再婚者的人口資料計算出「擇偶年齡配對因素」，再假設其為「未婚男女的擇偶年齡配對因素」。這是本文受限於戶政司既存的統計方式下的權宜做法（也是Veevers可婚指標法原本的做法）。此為本文的研究限制之一。另外，本文計算過程中的兩種資料來源皆是「戶籍人口」。「戶籍人口」與「常在人口」的落差，以及「流動人口」的問題，都會影響不同年齡層者的擇偶機會的估算，本文無法討論可婚指標在不同類別人口資料之下的偏誤。此為本文的研究限制之二。

不論是Veevers（1988）的可婚指標法或Ni Bhrolcháin and Sigle-Rushton（2004, 2005）及Lampard（1993）的IAR法，都是在估算單一年度不同年齡層者的擇偶機會，故結果顯現的是一橫斷面的社會現象。這與使用「世代」（cohort）為分析概念的研究有所差異。例如，本文中2008年女性27歲者與37歲者擇偶機會的落差，不能解釋為同一出生世代的女性在「27歲時」與「37歲時」擇偶機會的落差。本文雖有長期趨勢（1980與2008）的跨期分析，但也非世代分析的概念。同一世代者不同年齡時的「擇偶機會」的評估方式，仍有待學界未來進一步的探討。

參考文獻

- 王德睦、張國偉（2010）。〈台灣女性初婚率的量與步調〉，《臺灣社會福利學刊》，第8卷，第2期，頁29-66。
- (Te-Mu Wang and Kuo-Wei Chang [2010]. "An Analysis of First Marriages among Females in Taiwan." *Taiwanese Journal of Social Welfare*, Vol. 8, No. 2:29-66.)
- 吳思樺（2010）。《臺灣未婚女性結婚意願之探究—「不婚」還是「想婚而不得婚」？》。台北：東吳大學社會學系碩士論文。
- (Szu-Hua Chu [2008]. *A Study of Marriage Willingness of Unmarried Women in Taiwan: Stay Single by Choice or Not?* Unpublished Master Thesis, Department of Sociology, Soochow University, Taipei.)
- 巫麗雪、蔡瑞明（2006）。〈跨越族群的藩籬—從機會供給觀點分析台灣的族群通婚〉，《人口學刊》，第32期，頁1-41。
- (Li-Hsueh Wu and Ruey-Ming Tsay [2006]. "Crossing the Boundary of Ethnicity: An Analysis of Ethnic Inter-marriage in Taiwan." *Journal of Population Studies*, No. 32:1-41.)
- 紀玉臨、周孟嫻、謝雨生（2009）。〈台灣外籍新娘之空間分析〉，《人口學刊》，第38期，頁67-113。
- (Yu-Lin Chi, Meng-Sian Jhou, and Yeu-Sheng Hsieh [2009]. "Spatial Analysis of Foreign Brides in Taiwan." *Journal of Population Studies*, No. 38:67-113.)
- 張榮富（2006）。〈年齡對擇偶年齡與身高偏好門檻的影響〉，《中華心理學刊》，第48卷，第3期，頁275-289。
- (Jung-Fu Chang [2006]. "Aging Effect on the Mating Preference Thresholds of Age and Height." *Chinese Journal of Psychology*, Vol. 48, No. 3:275-289.)
- _____（2011）。〈擇偶最佳時機的男女差異——一個以台灣人口資料的模擬配對研究〉，《思與言》，第49卷，第4期，頁215-274。
- (_____ [2011]. "Gender Differences on the Best Marriage Timing: A Simulation Match Study of Mate Selection by Taiwan Data." *Thought and Words: Journal of the Humanities and Social Science*, Vol. 49, No. 4:215-274.)
- 張榮富、唐玉蟬（2009）。〈個人結婚年齡與配偶年齡差距的關係〉，《教育與社會研究》，第19期，頁111-132。
- (Jung-Fu Chang and Yu-Chan Tang [2009]. "The Relationship between Individual's Marriage Age and Spouse Age Difference." *Formosan Education and Society*, No. 19:111-132.)
- 趙偉慈（2009）。〈台灣地區兩性婚姻趨勢分析〉，經建會網站。http://www.cepd.gov.tw/m1.aspx?sNo=0011882。2009/12/1。
- (Wei-Cih Jhao [2009]. "Tendency of Marriage in Taiwan." CEPD Website. http://www.cepd.gov.tw/m1.aspx?sNo=0011882 [accessed December 12, 2009].)
- 駱明慶（2006）。〈教育成就的性別差異與國際通婚〉，《經濟論文叢刊》，第34期，頁79-115。

- (Ming-Ching Luoh [2008]. “Gender Differences in Educational Attainment and International Marriages.” *Taiwan Economic Review*, No. 34:79-115.)
- 楊文山〈2006〉。〈臺灣地區的婚姻擠壓〉，涂肇慶（主編），《挑戰與回應》，頁68-84。北京：北京大學出版社。
- (Wen-Shan Yang [2006]. “Marriage Squeeze in Taiwan.” In Jow Ching Tu [ed.], *Transition and Challenge* [pp. 68-84]. Beginning: Beginning University Press.)
- 楊靜利、李大正、陳寬政（2006）。〈台灣傳統婚配空間的變化與婚姻行為之變遷〉，《人口學刊》，第33期，頁1-32。
- (Ching-Li Yang, Ta-Cheng Li, and Kuan-Jeng Chen [2006]. “Assortive Mating in Taiwan: Changes and Persistence.” *Journal of Population Studies*, No. 33:1-32.)
- Akers, D. S. (1967). “On Measuring the Marriage Squeeze.” *Demography*, Vol. 4, No. 4:907-924.
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Buunk, B. P., P. Dijkstra, D. T. Kenrick, and A. Warntjes (2001). “Age Preferences for Mates as Related to Gender, Own Age, and Involvement Level.” *Evolution and Human Behavior*, No. 22:241-250.
- De Graaf, N., W. Smeenk, W. Ultee, and A. Timm (2003). “The When and Whom of First Marriage in the Netherlands.” In Hans-Peter Blossfeld and Andreas Timm (eds.), *Who Marries Whom: Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies* (pp. 79-111). London: Kluwer Academic.
- Fraboni, R. and F.C. Billari (2001). *Measure and Dynamics of Marriage Squeezes: From Baby Boom to Baby Bust in Italy*. MPIDR WORKING PAPER WP 200-005. <http://www.demogr.mpg.de/Papers/Working/wp-2001-005.pdf> (accessed September 1, 2013).
- Goodkind, D. (1997). “The Vietnamese Double Marriage Squeeze.” *International Migration Review*, No. 31:108-27.
- Goldman, N., C. Westoff and C. Hammerslough (1984). “Demography of the Marriage Market in the United States.” *Population Index*, No. 50:5-25.
- Goldstein, J. R. and C. T. Kenney (2001). “Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U.S. Women.” *American Sociological Review*, No. 66:506-519.
- Glick, P. (1988). “Fifty Years of Family Demography: A Record of Social Change.” *Journal of Marriage and the Family*, No. 50:861-873.
- Glick, P. C., J. C. Beresford, and D. M. Heer (1963). “Family Formation and Family Composition: Trends and Prospects.” In M. B. Sussman (ed.), *Sourcebook in Marriage and the Family* (pp. 30-39). Boston: Houghton Mifflin.
- Huguet, J. W., A. Chamrathirong, N. R. Rao, and S. S. Than (2000). “Results of the 1998 Population Census in Cambodia.” *Asia-Pacific Population Journal*, Vol. 15, No. 3:3-22.
- Kalmijn, M. and H. Flap (2001). “Assortative Meeting and Mating: Unintended Consequences of Organized Setting for Partner Choices.” *Social Forces*, Vol. 79, No. 4:1289-1312.

- Kenrick, D. T. and R. C. Keefe (1992). "Age Preferences in Mates Reflect Sex Differences in Human Reproductive Strategies." *Behavioral and Brain Sciences*, No. 15:75-133.
- Lampard, R. (1993). "Availability of Marriage Partners in England and Wales: A Comparison of Three Measures." *Journal of Biosocial Science*, Vol. 25, No. 3:333-350.
- Martin, S. (2004). "Reassessing Delayed and Forgone Marriage in the United States." Russell Sage Foundation Working Papers: Series on Social Dimensions of Inequality, New York: Russell Sage Foundation.
- Ní Bhrolcháin, Maire and Wendy Sigle-Rushton (2004). "Gender Contrasts in Partner Supply: Marriage Market Estimates and Their Implications." S3RI Applications and Policy Working Papers A04/07. Southampton, GB, Southampton Statistical Sciences Research Institute.
- _____ (2005). "Partner Supply in Britain and the US: Estimates and Gender Contrasts." *Population*, Vol. 60, No. 1-2:39-70.
- Schoen, Robert (1983). "Measuring the Tightness of a Marriage Squeeze." *Demography*, No. 20:61-78.
- South, S. J. (1991). "Sociodemographic Differentials in Mate Selection Preferences." *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 53, No. 4:928-940.
- Veevers, J. (1988). "The 'Real' Marriage Squeeze: Mate Selection, Mortality and the Marriage Gradient." *Sociological Perspectives*, No. 31:169-189.

Gender Difference of Age-Specific Marriage Opportunity in Taipei, Kaohsiung and Taiwan: Implications for the Increase of Men' International Marriages and Women' Non-Marriages

Jung-Fu Chang

Abstract

This paper estimates gender difference of age-specific marriage opportunity in Taipei, Kaohsiung and whole Taiwan area by using Veivers (1988) "availability index". This paper finds that marriage opportunity of young women is higher than young men. In contrast, marriage opportunity of elder women is lower than elder men. Marriage opportunity of men in urban area is higher than in rural area. This explains why international marriages happen more often in rural area. As women in urban area are more often to miss high-marriage- opportunity ages when they are young, urban women are more likely to become non-marriage than women in rural area.

Keywords: marriage market, marriage squeeze, non-marriage, international marriage, sex rate.

Jung-Fu Chang is associate professor of the Department of Social and Regional Development, National Taipei University of Education, Taipei, Taiwan. <jfchang@tea.ntue.edu.tw>