

高校扩招对我国初婚年龄的影响

——基于普查数据的分析

刘昊

(中国人民大学社会与人口学院, 北京 100872)

摘要: 利用第五次和第六次全国人口普查数据, 考察了自高校扩招以来我国人口受教育结构发生的巨大变化对我国初婚年龄的影响。结果显示, 高校扩招后, 我国各年份出生同期人的中位初婚年龄持续上升; 在2010年, 受益于高校扩招的适婚人口的已婚比例相比2000年同龄人的已婚比例显著下降, 且受高等教育人口的已婚比例低于未受高等教育人口的已婚比例。高校扩招带来的人口受教育结构变化对我国初婚的推迟现象具有较强的解释力, 解释力表现出随年龄增加逐渐减小的特点, 并具有性别差异, 其中对“六普”时点23岁的男性解释力高达78%, 对23岁女性的解释力亦超过50%。

关键词: 高校扩招; 初婚推迟; 性别差异; 普查数据

中图分类号: C92-05 文献标识码: A 文章编号: 1000-4149(2016)01-0019-10

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2016.01.003

The Influence of College Enrollment Expansion on the First Marriage Age in China: Analysis Based on Census Data

LIU Hao

(School of Sociology and Population Studies, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Using the fifth and the sixth population census data, we examine the relationship between college enrollment expansion and the change of first marriage age in China. The results show that, after college enrollment expansion, the median of the first marriage of the different birth cohorts kept increased and the marriage proportions of people who benefited from college expansion in 2010 are lower than people with the same age in 2000. Meanwhile, the higher educated people's marriage proportions are lower than people who didn't enter college. The college enrollment expansion is the major force postponing first marriage, and the influence decrease as age increases and more than 50%. For male who are 23-year-old in 2010, 78% of the total change of marriage proportion is

caused by college enrollment expansion, and for female, this ratio is also more than 50%.

Keywords: college expansion; first marriage postponement; gender difference; census data

一、问题的提出

婚姻是和社会和法律共同认可的配偶约定和契约关系,是组成家庭的基础,也是人成年历程中的关键事件。婚姻的许多方面都受到社会学家和人口学家的广泛关注,比如初婚年龄变动趋势及其影响因素、初婚风险、配偶匹配及婚龄差等。研究显示,近年来欧美发达国家或地区和亚非拉等发展中国家或地区的初婚年龄如中位婚龄都呈现上升的趋势,其中教育的扩张是一个重要的影响因素^[1-3]。

中国人的婚姻家庭观念很强,是一个“普婚”的国家,终身未婚率很低。传统的婚姻是由父母安排的,青年人到适婚年龄大部分会由父母安排结婚,具有早婚的特点。随着社会的发展,包办婚姻向自由恋爱结婚的转变明显^[4],父母安排在婚姻中的影响渐小,年轻人获得更多自由来寻找结婚对象,初婚年龄也出现了上升的趋势,即新中国成立后全国平均初婚年龄变化呈波动中总体上升的趋势,特别是北京等地趋势明显^[5-7]。

对我国初婚年龄提高的主要解释有两种:人口政策派和社会经济发展理论派^[8]。人口政策派认为:20世纪70年代,我国为控制人口过快增长,鼓励晚婚晚育,一般将比法定婚龄晚3年结婚视为晚婚,即男性大于25岁,女性大于23岁。人口政策对初婚年龄的影响很大^[9]。社会经济发展理论派认为我国经济建设取得巨大进步,社会发展很快,女性经济能力提升,也一定程度上推迟了平均初婚年龄^[10-11]。不过,近年来,有多个对个体的研究认为受教育程度的提高会推迟初婚,特别是对女性影响较大,且影响程度具有地域差异^[12-14]。但是,尚未有研究从教育扩张的角度在宏观上对我国初婚年龄的变化趋势进行影响程度的分析。

新中国成立以后,我国社会发生了巨大而又快速的变迁,每十年甚至每五年社会都出现较大变化,对我国初婚年龄的变化趋势研究需要不断追踪。特别是21世纪以来,我国人口政策保持稳定,但教育政策发生了较大变化。我国于1999年发布《面向21世纪教育振兴行动计划》,正式提出要扩大高等教育规模,全面开始高校扩招。自1999年以来,我国高等教育规模大幅提升,本专科在校生规模从1998年的340万人提高到2231万人,高等学校数量从1022所提高到2723所,高等教育毛入学率在2010年达到26.5%^①。根据人口普查数据^②,6岁以上人口中受教育程度^③在大专及以上学历的人口比例从2000年的3.8%已经上升到2010年的9.5%,其中普查时20-30岁人口的大专及以上教育程度人口比例从2000年的8.0%上升到2010年的23.8%。

尽管社会的人口受教育结构在短期内发生了如此巨大的变化,但目前尚未有研究针对21世纪以来,我国初婚年龄的变化趋势进行分析。特别是,到2010年第六次全国人口普查时,早期受益于“高校扩招”政策的大学生们已经陆续进入婚龄,可以初步观察到高校扩招即高等教育的扩张所带来的对初婚年龄的影响。根据前述已提到的研究,受教育程度提高会在一定程度上推迟婚龄,那么可以推测高校扩招会对我国初婚年龄的整体水平带来较大的影响。甚至已有研究讨论了高校扩招对河北省育龄妇女生育模式的影响,认为其推迟了平均初育年龄,对生育模式变化的贡献率高达34.70%^[15]。在我国非婚生育极少的背景下,初婚是先于生育的,这一研究的结果更让我们大胆推测高校扩招对我

① 数据来源:1998年全国教育事业统计公报;2010年全国教育事业统计公报。

② 数据来源:2000年第五次全国人口普查;2010年第六次全国人口普查。

③ 根据普查数据指标解释,受教育程度是指普查时所接受的最高学历教育,包括在校、毕业等。

国初婚年龄也应该有较大的影响。

那么，我国 21 世纪以来初婚年龄的变化趋势究竟是怎样的呢？微观层面的研究已经发现，受教育程度高的人口存在相对晚婚的倾向。那么教育扩张情况下，我国初婚年龄的变化主要是由于人口受教育结构的变化即受高等教育的人口比例提高引起的，还是由于某类受教育程度人口初婚年龄变化引起的呢？我国高校扩招政策所带来的人口受教育结构变化究竟对初婚年龄的整体水平带来了多大的影响呢？本文拟通过对第五次全国人口普查和第六次全国人口普查（以下简称“五普”、“六普”）的数据进行分析，回答上述几个问题。

二、理论框架和文献综述

我国高校按计划招生，从 1999 年开始的高校扩招政策通过逐年扩招的方式，直接改变了人口受教育结构，大大提升了人口受高等教育比例。这一结构性的变化通过传导会影响我国整体初婚年龄水平。

首先，高校扩招大大提升女性受教育程度，提高女性经济独立预期，将推迟整体初婚年龄。对初婚年龄影响因素研究的重要基点是从女性经济地位的变化来探讨的。帕森斯（Parsons）的性别角色分工理论认为男性通过工作为家庭获取主要的经济来源，女性则照料家庭和养育子女，但在经济来源上依赖丈夫的支持^[16]。当女性经济能力提升并逐渐独立时，她们不需要早婚以获得经济支持，因此可能推迟结婚，从而社会整体表现出初婚推迟^[17-19]。不过，随着从婚姻中获得经济收益的降低，女性经济独立仅仅是推迟初婚还是会带来终身不婚，学者仍有讨论。奥本海默（Oppenheimer）认为现代家庭已经不单单依靠男性的收入，而是考虑双方的经济能力，因此经济能力强能帮助女性进入婚姻，同时女性经济能力提升只是帮助她们耐心等待合适的伴侣，而非不婚^[20]。对男性而言，经济能力强始终是帮助他们进入婚姻的重要因素^[21]。

高校扩招后，按计划招生的高校不按性别区分招生要求，女性受高等教育比例大大提高，到 2010 年已与男性基本持平。而高等教育则是现代社会个体经济能力获得的重要途径之一：根据人力资本理论，教育能提高劳动者工作能力，进而带动工资提高，可以将教育的过程看作人力资本投资的过程^[22-23]。该理论也在我国得到了证实，多项研究认为 2000 年以后我国的高等教育回报率在 10% 左右且在持续增长并高于世界平均水平，而且女性的回报率高于男性^[24-27]。那么，高校扩招大大提高了女性受教育程度，提升其实际经济能力使得其对未来经济能力的预期提高，进而提升经济能力降低对婚姻伴侣的经济依赖从而可能推迟初婚。

在校身份本身就会推迟初婚^[13,28]，高校扩招所带来的大量适婚青年接受高等教育也会将初婚年龄推迟。高等教育一般从 18 岁开始，本科毕业为 22 岁左右，如果读研究生，在校期会一直延长到 25-30 岁。法律规定男性 22 岁，女性 20 岁就可以结婚，说明这个年龄之后的未婚人口都已经进入适婚年龄，因此，受高等教育的人口在校时间延长本身就可能推迟初婚，而且，由于女性进入婚龄比男性要早，那么女性因接受高等教育而延长在校时间对初婚年龄带来的影响可能比男性更大。

综上所述，高校扩招这一教育政策会带来人口受教育结构的变化，进而推迟我国整体的初婚年龄。

三、我国初婚年龄变化趋势

本文对全国人口总体初婚年龄变化趋势的考察是从出生同期人的角度，查看同一出生年份的人口

初婚年龄的情况。由于存在终身未婚的人，且本文拟观察人口部分尚未超过30岁，如果使用平均初婚年龄或平均单身年龄计算会受右删减的影响造成较大偏差，因此本文使用中位初婚年龄进行趋势分析^[3]。

根据“六普”数据，本文利用分初婚年龄、性别、初婚年份数据，试图对近20年我国初婚年龄的变化进行分析。为此，文章选取“六普”时点年龄为20-40岁即出生年份为1970年到1990年间的人的初婚中位年龄进行估计，即该年份出生同期人已婚比例为50%时的年龄，如图1和表1所示。对各年份出生同期人的

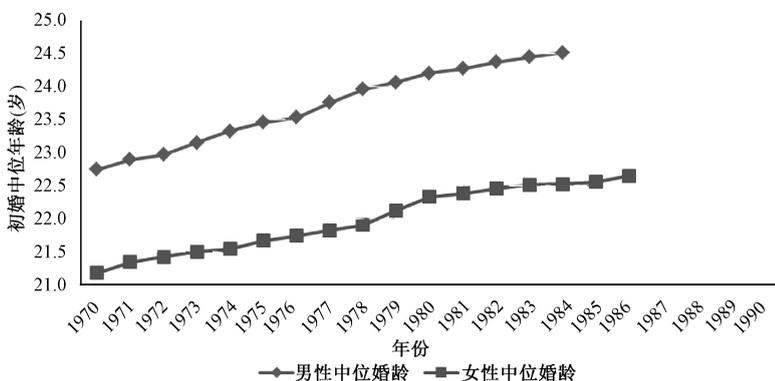


图1 1970-1990年出生同期人初婚中位年龄

资料来源：根据“六普”基础数据计算获得。

初婚中位年龄，需要利用“六普”数据进行估算。以1970年出生的男性同期人为例，估计方法如下：根据“六普”数据，可以得到该出生同期人初婚年龄的累积频率分布，找到累积频率分布离50%最近的两个整数年龄点（“六普”数据中，只能获得整数年龄点的累积频率分布），即22岁累积已婚比例为41.44%，23岁累积已婚比例为52.92%。然后，假设该出生同期人在22岁到23岁这一年中，初婚行为均匀分布，可以估算1970年男性出生同期人的中位初婚年龄为22.75岁^①。其中，到2010年人口普查时点，男性1985年及以后出生的人口和女性1987年及以后出生的人口已婚比例均未过半，在中位年龄趋势图中未标注。

表1 1970年、1980年、1984年出生同期人初婚中位年龄

年份	1970年	1980年	1984年	1970-1984年间变化
男性初婚中位年龄	22.8	24.2	24.5	1.7
女性初婚中位年龄	21.2	22.3	22.5	1.3

资料来源：根据“六普”基础数据计算获得。

从图1和表1中可以发现，1970年到可观测的1984年（女性可到1986年）间，各年份出生同期人初婚中位年龄持续保持上升趋势，增长速率较稳定，在15年间男性增加1.7岁，女性增加1.3岁，增幅分别为7.5%和6.3%。预计未来趋势仍将继续上升，男性1985年出生的人口在普查时点已经超过24.5岁（1984年男性出生同期人初婚中位年龄），而已婚比例仅有46.5%；女性1987年出生人口在普查时点也已经超过22.5岁（1986年女性出生同期人初婚中位年龄），而已婚比例仅有44.6%，因此男性1984年出生同期人、女性1987年出生同期人的初婚中位年龄会在已有趋势上继续上升。

到2010年，我国提倡晚婚晚育的人口政策已经稳定执行了三四十年，对初婚年龄变化的影响应该逐渐减小，那么对于此次观测到的21世纪以后才初婚的1970-1990年份出生同期人的初婚中位年龄持续上升的趋势如何解释？诚然，初婚年龄受各类政策和社会变迁及发展的综合影响，本文希望结

① 具体计算方法为： $22 + (50\% - 41.44\%) / (52.92\% - 41.44\%) = 22.75$ 。

合高校扩招政策带来的短期受高等教育人口比例的快速增加，尽量剥离其他因素，估计其对初婚年龄变化的影响程度。

四、高校扩招对我国初婚年龄变化的影响

前述已经分析，高校扩招是一个政策工具，它通过直接影响人口受高等教育比例进而影响初婚年龄。在这个过程中，社会各方面会同时发生其他变迁，可能会对婚龄带来影响。但是，有两点可以确定：一是在高校扩招政策后到2010年，我国人口政策对婚龄的要求没有发生新的变化，人口政策已经稳定了三四十年，其影响已较小；二是在计划招生的体系下，我国人口受高等教育比例的变化是受高校扩招政策唯一影响的。那么，我们在估算高校扩招政策的影响时，通过受教育程度对人口总体初婚年龄水平的变化进行分解，只估算人口受高等教育比例变化对初婚年龄的影响，从而剥离其他因素的影响。

人口总体初婚年龄水平的变化按受教育程度可以分解为两个方面，一个方面是人口受教育结构变化带来的影响，即受高等教育人口比例增加后，这部分人口的初婚年龄水平对总体的影响会加大；另一个方面则是不同受教育程度人口组内初婚年龄水平发生变化，从而带来人口总体的初婚年龄变化。后面在估算高校扩招政策的影响时主要是针对第一方面即人口受教育结构变化带来的影响，通过对人口总体初婚年龄变化进行分解，更明晰地了解变化原因。特别的，本文研究高校扩招政策的影响，在研究对象上只选取受益于该政策的人口作为研究对象，并选取合适的参照组，尽可能地较少受非扩招政策因素的扰动。

1. 研究对象

我国1999年正式开始高校扩招，以18-19岁为应届高中毕业生年龄推算，1999年参加高考受益于高校扩招政策的高中毕业生的出生年份应为1980-1981年为主，本文将受益人口的出生年份起始年定为1980年，“六普”时点年龄为30岁。经过三到四年的大专及以上学历教育，毕业时为22-24岁左右，同时考虑第二节的初婚中位年龄，本文将受益人口可研究对象在“六普”时点的最小年龄定为23岁，即1987年出生。因此，本文将高校扩招对我国初婚年龄变化影响的研究对象定义为1980-1987年出生的同期人，“六普”时点年龄为23-30岁；参照组对象为1970-1977年出生的同期人，“五普”时点年龄为23-30岁。

“五普”和“六普”普查时点23-30岁人口分性别受教育程度在大专及以上学历的比例见表2。可以发现，23-30岁人口在“五普”和“六普”时点受教育程度即人口受教育结构发生了很大的变化，受大专及以上学历教育的人口比例达到“五普”的近三倍，其中女性人口在“五普”时各年龄受大专及以上学历的比例均落后于男性，甚至在1970年出生人口中落后幅度达到25%，但到“六普”调查时，女性受教育程度结构与男性基本相同，未表现出显著的性别差异。

2. 计算方法

为了解高校扩招的影响，假设1999年我国没有进行高校扩招，按照1978-1998年高校招生规模的发展势头，到2010年，我国人口应该是怎样的受高等教育比例呢？本文通过教育年鉴数据^①获得各年份的本专科在校生人数，并从“六普”数据中获得各年龄组数据，通过队列推移得到各年份18-24岁组人口数，计算得到我国1978-2010年高等教育毛入学率的数据，发现，1978-1998年高

^① 国际通用评价高等教育普及程度的指标是毛入学率，即当年本专科在校生人数与当年18-24岁年龄组人口的百分比。数据来源：《中国教育统计年鉴》。

表2 23-30岁人口于“五普”、“六普”时点受大专以上学历的人口比例(分性别)

%

年龄	出生年份		男性		女性	
	“五普”	“六普”	“五普”	“六普”	“五普”	“六普”
23	1977	1987	8.8	24.0	7.8	24.0
24	1976	1986	8.4	22.7	7.4	22.6
25	1975	1985	8.3	21.8	7.3	21.6
26	1974	1984	8.1	21.7	6.8	21.4
27	1973	1983	8.2	21.7	6.8	21.9
28	1972	1982	7.8	21.0	6.1	21.2
29	1971	1981	7.6	19.5	5.9	19.3
30	1970	1980	7.3	18.2	5.3	17.4

数据来源：“五普”数据和“六普”数据，均为长表数据。

注：其中须特别指出的是，例如对1978年出生的人口，其在“五普”时仅为22岁，部分未来将接受大专及以上学历教育的人口尚未接受高等教育，因此对该出生同期人在“六普”调查时受大专以上学历教育的人口比例会较“五普”高。但本文只对普查时点同一年龄人口进行对比，不影响对比结果。

等教育毛入学率按照较小、稳定的增速缓慢增长，从1998年出现显著拐点，1999年高校扩招之后增长速度显著提高。根据我国高等教育毛入学率的数据，本文选取1978-1998年的数据，按此招生增长速率进行预测^①，可以发现在非扩招的情况下，我国2010年高等教育毛入学率应为2.96%。查看毛入学率的历史数据，可以发现1999年毛入学率为2.38%，2000年的毛入学率为3.23%，2000年的毛入学率是最接近2010年非扩招毛入学率预测值的。

恰好，2000年我国进行了第五次全国人口普查，能够获得2000年我国各年龄人口受教育程度的人数，本文认为可以考虑用“五普”数据中各年龄高等教育人口比例（受高等教育指大专及以上学历教育程度，下同）来推测非扩招情况下2010年的情况。同时，在梁秋生等考察高校扩招对育龄妇女生育模式的文章中，也是用2000年“五普”人口受高等教育比例作为不扩招情况下2010年人口受高等教育比例进行估算^[15]。

第一，将各年龄人口总体已婚比例按公式(1)进行分解，即：

$$M_i = P_i^s * M_i^s + P_i^h * M_i^h \quad (1)$$

其中： M_i 为普查时点年龄为*i*岁的出生同期人已婚比例。 P_i^s 为年龄*i*岁出生同期人中未受高等教育的人口比例。 M_i^s 为年龄*i*岁出生同期人中未受高等教育人口的已婚比例。 P_i^h 为年龄*i*岁出生同期人中受高等教育的人口比例。 M_i^h 为年龄*i*岁出生同期人中受高等教育人口的已婚比例。*i*为23-30岁，以下同。

第二，利用2000年“五普”23-30岁各年龄人口受高等教育比例作为不扩招情况下2010年人口受教育程度的比例进行估算，可以得到不扩招情况下2010年各年龄人口已婚比例的估计值，计算方法详见公式(2)，即：

$$M_{i2010}^e = P_{i2000}^s * M_{i2010}^s + P_{i2000}^h * M_{i2010}^h \quad (2)$$

其中： M_{i2010}^e 为“六普”普查时点年龄为*i*岁的出生同期人在不扩招情境下已婚比例的估计值。 P_{i2000}^s 为“五普”普查时点年龄为*i*岁的出生同期人中未受高等教育的人口比例。 M_{i2010}^s 为“六普”普查时点年龄为*i*岁的出生同期人中未受高等教育人口的已婚比例。 P_{i2000}^h 为“五普”普查时点年龄*i*岁出生同期人中受高等教育的人口比例。 M_{i2010}^h 为“六普”普查时点年龄*i*岁出生同期人中受高等教育人口的已婚比例。

第三，在“六普”已婚比例较“五普”已婚比例下降部分中，未被不扩招情境下的估计值所解

① 预测方法：以高等教育毛入学率为因变量，以年份为自变量，利用1978-1998年数据进行一元线性回归拟合，拟合效果较好， R^2 为0.93，以该拟合方程对2010年高等教育毛入学率进行了预测。

释的部分，即为高校扩招所带来人口受教育程度结构变化的解释部分，记为高校扩招的解释力。高校扩招的解释力可表达为公式(3)：

$$\theta_i = (M_{i2010} - M_{i2010}^e) / (M_{i2010} - M_{i2000}) * 100\% \quad (3)$$

其中： θ_i 为高校扩招对“六普”普查时点年龄为*i*岁的出生同期人已婚比例相比“五普”同龄人变化的解释力。 M_{i2010} 为“六普”普查时点年龄为*i*岁的出生同期人的已婚比例。 M_{i2010}^e 为“六普”普查时点年龄为*i*岁的出生同期人在不扩招情境下已婚比例的估计值。 M_{i2000} 为“六普”普查时点年龄为*i*岁的出生同期人的已婚比例。

后面将首先对“五普”和“六普”数据中普查时点23-30岁人口的已婚比例分年龄、分性别和分教育程度进行对比分析，即1970-1977年出生人口和1980-1987年出生人口进行对比，然后利用“五普”和“六普”数据，以及上述计算方法，将“五普”中23-30岁人口的受教育程度比例作为不扩招情况下2010年23-30岁人口受教育程度的数据进行估算，以期获得高校扩招解释力的数据。

3. 结果分析

“五普”和“六普”普查时点23-30岁的两组出生同期人分性别、年龄、受教育程度进行已婚比例对比，见图2和图3。可以发现：一是，对“五普”和“六普”而言，各年龄、不同受教育程度的女性已婚比例均大于男性，已婚比例的差值对未受高等教育人口而言表现出随年龄增大而减小，对高等教育人口而言则表现出随年龄增大先增加后减小。对27岁以前的不同受教育程度的男性和女性，其“六普”已婚比例的差值小于“五普”，28岁及以后“六普”差值开始大于“五普”。

二是，对“五普”和“六普”而言，受高等教育的男性和女性已婚比例均小于未受高等教育的男性和女性，其差值随年龄的增大而减小，女性差值比男性更大，且“六普”差值相较“五普”更大。以“六普”数据为例，23岁时受高等教育的女性人口已婚比例比未受高等教育者低43.1%，30岁时则低7.1%，男性则分别为27.4%和4.8%。

三是，各年龄、各受教育程度的男性和女性“六普”已婚比例较“五普”均出现了下降，随年

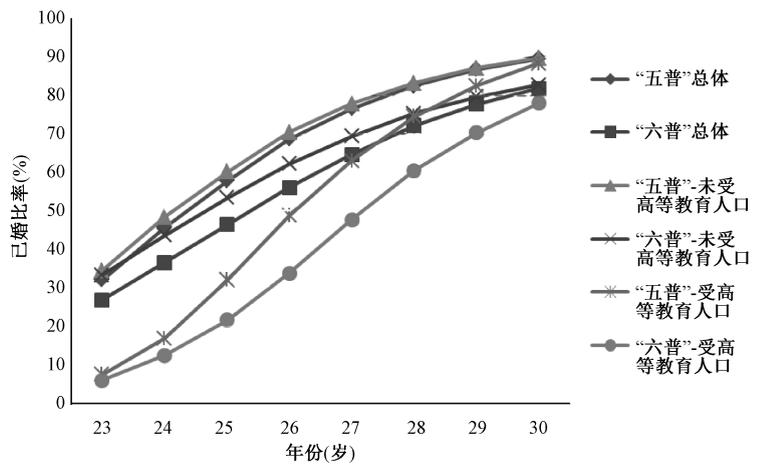


图2 23-30岁男性人口分受教育程度已婚比例对比

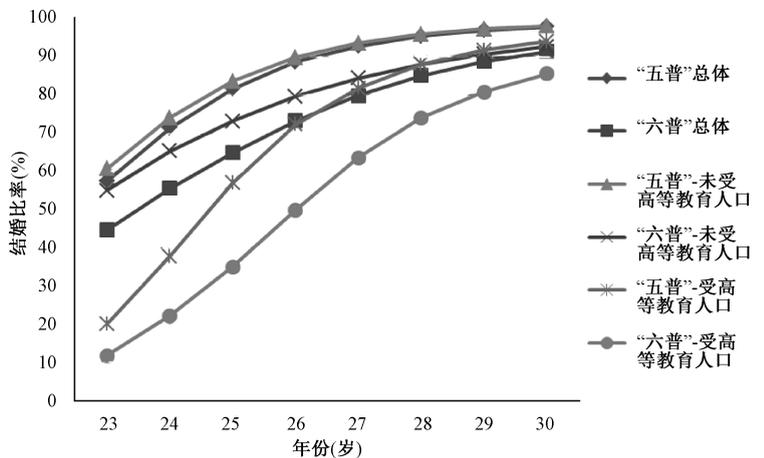


图3 23-30岁女性人口分受教育程度已婚比例对比

龄表现出下降幅度先上升后下降的趋势。其中,除29岁和30岁以外,女性下降幅度大于男性;受高等教育的男性和女性的下降幅度均大于未受高等教育的男性和女性。男性26岁和27岁时下降最多达12%以上,女性24-26岁时下降高达15%以上,特别是受高等教育的女性25岁和26岁的比例下降达到20%以上。

通过“五普”、“六普”数据,本文对高校扩招的解释力进行了估计。从表3和表4显示的结果看,一是,高校扩招在各年龄组均具有一定的解释力,且随年龄增加而降低。其中在低年龄组表现出很强的解释力,而在高年龄组的解释力则相对较弱,在23岁和24岁的男性和女性人口组,解释力均达到40%以上,而对28-30岁的男性和29-30岁的女性解释力却在20%以下。二是,高校扩招的解释力在两性之间具有显著的性别差异,男性解释力的跨度更大,随年龄增加解释力降低的速度远大于女性。低年龄组男性的解释力很强最高达到78.5%,而女性的最强解释力只有54.8%,然而在高年龄组却是女性的解释力更强,在30岁年龄组,女性的解释力仍达到13.1%,而男性在该年龄组高校扩招的解释力最弱,仅为7.8%。

表3 23-30岁年龄组不扩招情景下2010年已婚比例估计值及高校扩招解释力(男性)

%

年龄	“五普”已婚比例	“六普”已婚比例	降幅	不扩招估计值	解释力
23	32.1	26.8	-5.3	31.0	78.5
24	45.7	36.6	-9.1	41.1	48.7
25	57.8	46.5	-11.3	50.7	37.9
26	68.7	56.1	-12.6	60.0	30.7
27	76.7	64.7	-12.0	67.6	24.5
28	82.5	72.2	-10.3	74.2	19.1
29	86.9	77.8	-9.1	78.9	12.2
30	89.6	81.9	-7.8	82.4	6.7

表4 23-30岁年龄组不扩招情景下2010年已婚比例估计值及高校扩招解释力(女性)

%

年龄	“五普”已婚比例	“六普”已婚比例	降幅	不扩招估计值	解释力
23	57.4	44.6	-12.8	51.6	54.8
24	71.3	55.5	-15.8	62.1	41.5
25	81.5	64.8	-16.7	70.3	32.5
26	88.6	73.2	-15.4	77.5	28.2
27	92.6	79.8	-12.9	82.9	24.5
28	95.2	85.0	-10.3	87.1	20.6
29	96.8	88.6	-8.2	90.0	16.2
30	97.8	91.2	-6.6	92.1	13.1

五、总结与讨论

本文利用“五普”和“六普”的汇总数据,对我国近年来初婚年龄的变化趋势,以及1999年高校扩招对变化趋势的解释程度进行分析。文章发现,从1970年出生同期人到可观测到的1984年出生同期人,中位初婚年龄持续上升。1999年高校扩招政策带来的高等教育人口比例提高对适婚的23-30岁年龄组人口的初婚推迟有很强的解释力,从而很大程度上解释了我 国近年来的初婚年龄的上升趋势。

文章对近年来我国初婚年龄的变化趋势进行了分析,发现我国初婚年龄整体水平都成持续上升趋势,且女性的初婚年龄水平始终比男性低约2岁左右。到2010年,1984年出生同期人年龄组的人口是已经有超过50%的人口初婚的最小年龄组,其中位初婚年龄分别为男性24.5岁和女性22.5岁;而1970年出生同期人中位初婚年龄分别为男性22.8岁,女性21.2岁。

文章通过对人口按受教育程度分组发现,对“五普”、“六普”普查时点23-30岁人口而言,受高等教育的人口组已婚比例各年龄均低于未受高等教育人口组的已婚比例,文章还发现,两组不同受教育人口已婚比例差值随年龄变化而减小,且女性差值始终大于男性,这说明高等教育对初婚的推迟对女性影响更大,且我国作为“普婚”国家,高等教育人口更多是推迟初婚而非不婚。这与之前研究发现的受教育程度高会推迟初婚等结论基本一致^[12-14]。

从1999年高校扩招之后,我国“六普”普查时点23-30岁年龄组的人口受高等教育的人口比例比“五普”时点的23-30岁人口高约2倍,高校扩招带来的人口受教育结构的变化对23-30岁年龄组人口的已婚比例下降有很强的解释力。高校扩招的解释力在男性和女性的低年龄组的影响均大于高年龄组,在男性23岁组甚至解释力达到78.5%,女性23岁组也达到50%以上。对于受高等教育的人口而言,23岁是本科或大专刚刚毕业或毕业一两年的年龄,此时高校扩招的解释力很强说明这个年龄组的人口在过去的十年里不同受教育程度人口组内的已婚比例变化很小,总体已婚比例变化的主要原因是受人口受教育结构的影响,这可能与我国本专科在校生很少结婚有关,即与在校生身份推迟婚姻有关^[13,28]。但是,高校扩招对23岁女性组的解释力远小于男性,这主要是对23岁年龄组的女性而言,受高等教育的女性在过去十年里已婚比例出现了较大幅度的下降,从20%左右下降到10%,差值为8.2%,而受高等教育的23岁男性在“五普”和“六普”的已婚比例差值仅为1.4%。

对于男性和女性而言,高校扩招的解释力随年龄的增大都在不断减小,这一方面与高年龄组在高校扩招初期参加高考,当时高考录取率仍较低,导致该年龄组人口的结构变化较小有关,特别是对29岁、30岁年龄组的人口而言,人口受教育结构变化的程度小于23岁、24岁年龄组人口。另一方面,对25-27岁年龄组人口而言,其各教育程度“六普”已婚比例相较“五普”的下降幅度比低年龄组增大,导致人口受教育结构变化的解释力减小,即为高校扩招的解释力下降。受高等教育的男性“六普”比“五普”已婚比例的下降幅度在26-27岁达到高峰15%左右,随后出现小幅下降,到30岁年龄组下降幅度仍有10.3%,而在23岁组仅为1.4%;而这个下降幅度对受高等教育的女性而言在25-27岁达到高峰,下降幅度达到18%以上,之后迅速下降,到30岁年龄组下降幅度仅为8.5%,而在23岁组为8.2%。对于男性已婚比例的下降,可能与男性在30岁以前仍处于因受高等教育而积累实力的阶段,为积累更强的实力而推迟初婚。对于女性的已婚比例下降,与前述研究认为高等教育可以增加女性的婚嫁等待时间较为一致,但更支持奥本海默的观点^[20],即女性人力资本的提升会使得她们更耐心地寻找合适的婚姻,但她们在30岁前仍会较为普遍地进入婚姻,并非因为经济上减少对男性的依赖而不进入婚姻。

参考文献:

- [1] HOGAN D P, ASTONE N M. The transition to adulthood [J]. Annual Review of Sociology, 1986, 12: 109-130.
- [2] BUCHMANN M C, KRIESI I. Transition to adulthood in Europe [J]. Annual Review of Sociology, 2011, 37: 481-503.
- [3] JUAREZ F, GAYET C. Transition to adulthood in developing countries [J]. Annual Review of Sociology, 2014, 40: 521-538.
- [4] XU Xiaohe, WHYTE M K. Love matches and arranged marriages: a Chinese replication [J]. Journal of Marriage and the Family, 1990, 52 (3): 709-722.
- [5] 郭志刚, 段成荣. 北京市人口平均初婚年龄的研究 [J]. 南京人口管理干部学院学报, 1999 (2): 29-34.
- [6] 郭维明. 20世纪90年代我国婚育模式的初步分析 [J]. 人口学刊, 2003 (5): 18-21.
- [7] 刘娟, 赵国昌. 城市两性初婚年龄模式分析——基于中国综合社会调查2005年度数据 [J]. 人口与发展, 2009 (4): 13-21.
- [8] 叶文振. 我国妇女初婚年龄的变化及其原因——河北省资料分析的启示 [J]. 人口学刊, 1995 (2): 14-22.

- [9] 王跃生. 法定婚龄、政策婚龄下的民众初婚行为——立足于“五普”长表数据的分析 [J]. 中国人口科学, 2005 (6): 79-89.
- [10] 刘爽, 郭志刚. 北京市大龄未婚问题的研究 [J]. 人口与经济, 1999 (4): 14-20.
- [11] 叶文振, 林擎国. 中国大龄未婚人口现象存在的原因及对策分析 [J]. 中国人口科学, 1998 (4): 16-22.
- [12] 王鹏, 吴愈晓. 初婚年龄的影响因素分析——基于 CGSS2006 的研究 [J]. 社会, 2013 (3): 89-110.
- [13] 於嘉, 谢宇. 社会变迁与初婚影响因素的变化 [J]. 社会学研究, 2013 (4): 1-25.
- [14] 刘爽, 高华. 我国人口初婚风险影响因素及其变迁——基于 CGSS2010 的研究 [J]. 南方人口, 2015 (1): 1-14.
- [15] 梁秋生, 田冀, 籍海静. 高校扩招与育龄妇女生育模式的转变——以河北省为例 [J]. 人口研究, 2013 (2): 41-53.
- [16] PARSONS T. The social structure of the family [M] // ANSHEN R. The Family: Its Function and Destiny. New York: Harper & Brothers, 1949: 173-201.
- [17] BECKER G S. A theory of marriage: part I [J]. Journal of Political Economy, 1973, 81 (4): 813-846.
- [18] BECKER G S. A theory of marriage: part II [J]. Journal of Political Economy, 1974, 82 (2): 11-26.
- [19] BECKER G S. A treatise on the family [M]. Cambridge: Harvard University Press, 1991: 30-54.
- [20] OPPENHEIMER V K. A theory of marriage timing [J]. American Journal of Sociology, 1988, 94 (3): 563-591.
- [21] XIE Yu, RAMYMO J, GOYETTE K, THORNTON A. Economic potential and entry into marriage and cohabitation [J]. Demography, 2003, 40 (2): 351-367.
- [22] MINCER J. Investment in human capital and personal income distribution [J]. The Journal of Political Economy, 1958, 66 (4): 281-302.
- [23] MINCER J. Schooling, experience, and earnings [M]. New York: National Bureau of Economic Research, 1974: 41-63.
- [24] ZHANG Junsen, ZHAO Yaohui, PARK A, et al. Economic returns to schooling in urban China, 1988 to 2001 [J]. Journal of Comparative Economics, 2005, 33 (4): 730-752.
- [25] 刘精明. 市场化与国家规制——转型期城镇劳动力市场中的收入分配 [J]. 中国社会科学, 2006 (5): 110-126.
- [26] 罗楚亮. 城镇居民教育收益率及其分布特征 [J]. 经济研究, 2007 (6): 119-130.
- [27] 陈良焜, 鞠高升. 教育明瑟收益率性别差异的实证分析 [J]. 北京大学教育评论, 2004 (3): 40-45.
- [28] THORNTON A, AXINN W G, TEACHMAN J D. The influence of school enrollment and accumulation on cohabitation and marriage in early adulthood [J]. American Sociological Review, 1995, 60 (5): 762-774.

[责任编辑 方志]