

高等教育对婚育行为影响的历时演变*

——兼论原生家庭社会阶层的异质性影响

陈 滔

【摘 要】人口负增长形势下,考察育龄人群婚育行为的影响机制及其潜在变化,对于全面理解当前年轻人的晚婚和低生育行为、制定有效的家庭支持措施具有重要意义。文章利用 2006~2021 年中国综合社会调查数据,分析了高等教育对初婚和生育行为的影响及其随时间变化趋势,重点检验了高等教育扩招以来原生家庭社会阶层的异质性影响。研究发现,接受高等教育会显著推迟个人的初婚年龄,减少其生育数量;随着时间的推移,高等教育对个人初婚年龄的推迟效应在年轻队列中明显增强,但对生育数量的抑制效应有所减弱。在原生家庭社会阶层较低的群体中,高等教育对生育行为的抑制效应更为显著;不过,相应异质性并未随时间扩大。在年轻的出生队列中,较高社会阶层出身的高等教育学历者实际生育的数量显著更低,反映了家庭成长环境及价值观念对高学历年轻人生育行为的重要影响。基于此,文章强调生育支持政策体系的建构应当重视不同群体生育状况的异质性,有针对性地设计政策干预,为育龄人群的家庭构建行为提供更有力的支持。

【关键词】高等教育 婚育行为 队列差异 处理效应异质性

【作 者】陈 滔 西安交通大学人文社会科学学院,助理教授。

一、引 言

20 世纪 90 年代以来,中国年轻一代的初婚年龄不断推迟,育龄妇女的总和生育率在更替水平以下进一步下降。第七次全国人口普查数据显示,2020 年中国居民的平均初婚年龄为 28.67 岁^①,总和生育率约 1.3。2022 年,全国人口规模开始转入负增长。在新的人口发展形势下,考察年轻人婚育行为的影响因素,探讨相应影响在新时期的具体表现、潜在差异和变化,对理解当前中国社会日益普遍的晚婚现象和低生育现状具有重要

* 本文为教育部人文社会科学研究青年基金项目“新生代青年的生育动机:本土化测量及其对生育行为的影响机制研究”(编号:23YJC840003)的阶段性成果。

① 数据来源:《中国人口普查年鉴 2020(中册)》表 5-4。

意义,也是推动实现人口高质量发展的内在要求。

以往针对不同国家或地区的经验研究大多发现,高等教育会显著推迟个人的初婚年龄、减少其生育数量(Park 等,2017;李建新、彭云亮,2012)。不过,伴随着社会发展和高等教育扩张,这一结论的有效性开始受到挑战。有研究指出,尽管高等教育延长了个人在校时长,客观上推迟了其进入婚姻市场的年龄,不过,由于结婚成本快速上升、婚姻市场的竞争日趋激烈,接受过高等教育的个人更有可能在婚姻市场上因其潜在经济能力而具有竞争优势,从而提高结婚的可能性(Park 等,2017)。此外,有研究利用美国跨期较长的调查数据分析指出,高等教育与生育行为的关系随时间发生了重要变化,由原先的显著负向相关转变为零相关或正向相关(Kravdal 等,2008)。换言之,随着社会环境、人口发展阶段等因素的变化,高等教育对婚育行为的影响可能发生改变。

进入 21 世纪以来,中国社会的生育政策、人口及教育发展状况发生了重要变化。一方面,为缓解持续低生育率对人口与经济社会发展的不利影响,生育政策历经多次重大调整,包括“单独两孩”“全面两孩”政策的实施,以及三孩生育政策配套支持等。不少研究考察了生育政策调整前后育龄人群生育率的变化(如石人炳等,2018),不过,很少有研究探讨高等教育对婚育行为的影响在政策调整前后是否发生变化。另一方面,随着高等教育大规模扩招,高学历群体内部异质性不断凸显;其中比较典型的有,扩招后越来越多较低社会阶层的青年接受高等教育(彭骏、赵西亮,2022;Brand 等,2010)。由于原生家庭的社会经济资源(即“先赋性”特征)对个人的婚育行为有着重要的影响,扩招后高等教育对个人婚育行为的影响是否会因原生家庭社会阶层而呈现差异?到目前为止,这些问题尚未得到应有的解答。

在人口及其教育结构快速变化的新形势下,有必要系统检验高等教育对年轻人婚育行为的影响、群体差异及发展变化。为此,本文使用跨期较长的全国性抽样调查数据,系统考察近几十年来中国社会高等教育对年轻人婚育行为的影响及其变化趋势,并从原生家庭社会阶层的视角检验可能的异质性。本文的研究问题包括:(1)高等教育对中国居民初婚及生育行为的影响是否随时间发生了明显变化?(2)高等教育对婚育行为的影响是否因原生家庭社会阶层特征而存在系统性差异?通过探讨这些问题,剖析日益扩大的高等教育群体内部婚育行为的差异,本文的研究发现有望为理解当前中国居民晚婚和低生育现象补充新的证据,从而为制定家庭发展和生育支持政策提供针对性建议。

二、文献综述与研究假设

(一) 高等教育与婚育行为的关系

婚育行为的经典理论大多认为,高等教育会显著推迟个人的初婚时间(Oppenheimer, 1988),减少其生育数量(Becker 等,1990)。究其原因,其一,高等教育过程需要投入大量

时间与精力,且极有可能改变个人的婚育价值观念(陆杰华,2022),从而使个人的结婚年龄显著推迟;其二,接受过高等教育的个人往往从事竞争程度较高的职业,由此意味着因生育影响或中断职业可能面临较高的“机会成本”;加之,接受过高等教育者很少会依赖子女养老,客观上降低了生育带来的边际收益。因此,接受高等教育对生育意愿和实际生育数量具有负面影响(朱州、赵国昌,2022)。

随着高等教育的扩招,婚育的社会文化与环境发生重要变化,高等教育对婚育行为的影响可能随之发生变化。首先,随着高等教育扩招,越来越多的年轻人接受高等教育,婚姻市场上适婚人群的年龄和教育结构发生重要变化,由此可能导致年轻队列的初婚年龄普遍推迟(陈蓉,2023)。其次,近年来中国生育政策历经数次重大调整,这可能影响或改变高等教育和生育行为之间的关系。随着“单独两孩”“全面两孩”等政策的推行,生育行为的政策约束普遍放松,由此扩大了育龄人群的生育选择空间(张樾樾、崔玉倩,2020)。与政策调整前已进入育龄后期者相比,年轻队列的个体利用政策空间实现较高生育水平的可能性更大(朱州、赵国昌,2022),由此可能降低高等教育对生育行为的抑制效应。据此,本文提出如下假设。

假设 1a:高等教育对初婚年龄的推迟效应在年轻队列中不断增强;

假设 1b:高等教育对生育行为的抑制效应在年轻队列中有所减弱。

(二) 高等教育对婚育行为影响的异质性

既有关于高等教育对婚育行为影响的研究,大多是比较高等教育和高中学历者(即高中毕业后未上大学者)在平均初婚年龄或生育数量方面的差异。在高等教育不断扩张的背景下,不同学历的人群构成发生重要变化,简单对比高等教育和高中学历者之间婚育行为的差异有可能会掩盖两个人群内部日益凸显的异质性。以往研究发现,随着高等教育快速扩张,在高等教育群体和高中学历群体内部,原生家庭社会阶层差异不断扩大(郭冉、周皓,2020),这些结构性变化对理解高等教育与个人婚育行为的关系及其变动提供了重要的现实背景(Brand 等,2011)。

具体来看,一方面,原生家庭的经济资源有助于提高个人在婚姻市场上的竞争优势、缓解其生育养育幼儿的经济压力(Brand 等,2011),由此可能对婚育行为产生激励效应(Tan,2023)。对原生家庭社会阶层较低的高学历者而言,个人在结婚、生育子女等家庭发展过程中获取原生家庭经济支持的可能性更小,而且这些个体在获得高学历后回馈和反哺原生家庭的社会预期更高。因此,与原生家庭社会阶层较高者相比,出身于较低社会阶层的高学历者更需要依靠自身努力获取劳动力市场的经济回报、谋求个人发展(程猛、康永久,2016;Brand 等,2010)。这些因素可能推迟其进入婚姻的时间,挤压其生育空间。另一方面,家庭社会阶层的差异也体现在家庭文化价值观念、个人成长环境等方面。原生家庭作为个人成长的主要环境,对个人价值观念的塑造起着不可替代的作用

(Kiley 等, 2020)。一般来说, 较高社会阶层的原生家庭中文化价值观念相对现代(靳永爱、沈小杰, 2022), 更有可能认同或包容晚婚、少育等行为(陈滔、胡安宁, 2020)。综合来看, 受原生家庭经济资源和文化观念的差异性影响, 社会阶层较高和较低的原生家庭均可能强化高等教育对个人婚育行为的抑制效应。据此, 本文提出如下假设。

假设 2a: 与中间阶层相比, 高等教育对个人初婚年龄的推迟效应在较低和较高阶层群体中更为明显;

假设 2b: 高等教育对生育行为的抑制效应在较低和较高社会阶层中更为明显。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文主要使用中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)数据, 检验上文提出的研究假设。CGSS 是中国最早的全国性、连续性的综合社会调查项目, 该调查以最近一次的全国人口普查或 1% 人口抽样调查数据为基础制作抽样框, 采用多阶段分层整群概率抽样方法抽取样本, 调查对象为 18~69 岁的中国居民。自 2003 年起, CGSS 项目已成功实施多轮调查并发布调查结果, 为研究中国社会变迁提供了宝贵的数据资源。

在历次调查中, CGSS 均收集了被访者的教育、婚姻、家庭背景等信息; 2008 年起, 该项目也收集了受访者的生育信息。此外, 2006 年调查收集的所有家庭成员(包括住在家和不住在家)关系的详细信息, 为重构当年调查样本的生育数据提供了可能^①。为最大化利用这些信息分析各时期年轻人婚育行为的影响机制及演变, 本文使用 2006~2021 年的 CGSS 调查数据进行分析, 具体包括 2006、2008、2010、2011、2012、2013、2015、2017、2018 和 2021 年共十期调查。在分析过程中, 本文对调查样本使用抽样概率进行加权, 以消除抽样设计中不等概率抽样设计对分析结果的影响。

本文关注的重点是, 高等教育获得对个人初婚和生育行为的影响及其历时变化。为降低未观测异质性的干扰, 本文将分析样本限定为历次调查时 18~49 岁(即处于主要婚育年龄)、受教育程度在高中及以上的被访者, 包括高等教育获得者和高中毕业后未上大学者(简称“高中学龄者”)两个群体。考虑到迄今为止中国社会的婚外生育十分少见(陈佳鞠、翟振武, 2016), 本文对生育行为的分析将样本进一步限定在已婚人群中, 着重分析历次调查时已结婚 5 年及以上的被访者的生育数量, 以降低截面调查中因被访者的生育历险时长(或婚龄)不同而导致的不可比问题。最后, 为检验高等教育对婚育行为

① CGSS 2003 和 2005 年的调查没有询问受访者的生育行为信息, 家庭成员信息也仅包括“截至调查时点的一周内, 住在所调查户内的所有人”, 未覆盖流动外出的家庭成员, 因而这两期调查数据无法完整识别和重构受访者的生育数据。

影响的历时演变,本文综合重要历史节点、人口生育率变动趋势和样本分布特征,将考察样本按照出生年份划分为4组^①,分别为1957~1970年出生、1971~1980年出生、1981~1990年出生和1991年及以后出生的被访者。对比这些不同出生队列中高等教育对婚育行为的影响,可以为高等教育影响婚育行为的历时演变提供直观检验。

(二) 主要变量及其描述性统计

本文的被解释变量主要测量被访者的初婚事件和生育行为。对初婚事件的分析,本文综合使用被访者在调查时是否结婚和初婚年龄来测量;对生育行为的分析,受数据中生育时间信息缺失的限制,本文主要针对结婚5年及以上的已婚被访者,使用其现有子女数来测量。主要解释变量使用被访者是否接受过高等教育来衡量,参照既有研究(如郭冉、周皓,2020;Brand等,2010)的做法,接受过高等教育者赋值为1,高中毕业后未上大学者赋值为0。

为排除可能干扰分析结果的因素,本文控制了一系列在理论或经验上有重要影响的协变量,具体包括被访者的性别(1=女性,0=男性)、年龄、出生时的户口性质(1=农业,0=非农)、民族(1=汉族,0=其他民族)、政治面貌(1=党员,0=其他)^②。此外,关于高等教育对婚育行为影响的异质性分析,本文重点考察被访者原生家庭社会阶层的差异性影响。结合以往研究发现(林宗弘、吴晓刚,2010),本文使用被访者父母的最高学历(以学历较高的一方的受教育程度来衡量)、政治面貌(1=父母中至少有一人是党员,0=父母均非党员)、户口性质(1=父母中至少有一人为非农户口,0=父母均为农业户口)和被访者在14岁时的主观家庭社会经济地位(取值1~10,取值越大阶层越高)来综合测量原生家庭的社会阶层特征。通过因子分析对上述变量进行降维,产生“原生家庭阶层”因子。考虑到不同出生队列相应因子取值的可比性,本文分出生队列分别进行因子分析,并对各队列所得因子进行标准化^③,由此形成队列间可比的“原生家庭阶层”指数。

表1汇报了上述主要变量的描述性统计结果。分析样本中,70.4%的女性和66.5%的男性被访者在调查时已婚。使用初婚生命表方法调整右删失的影响后估计得出,样本中女性和男性平均初婚年龄分别为25.411岁和26.850岁。分析样本中,52.4%的女性

① 从人口与生育政策来看,1971年国务院转发卫生部军管会、商业部、燃料化学工业部《关于做好计划生育工作的报告》(国发[1971]51号文件),要求各省加强计划生育工作,“使晚婚和计划生育变成城乡广大群众的自觉行动”,标志着计划生育工作进入新阶段。同年,全国人口出生率结束高位波动,转入稳步下降阶段。1991年起,人口出生率跌破20‰。从高等教育政策来看,1999年大规模的大学扩招对应的大学入学队列主要出生在1981年及以后。

② 一般来说,中国居民高中毕业时的年龄为18岁,大学毕业时为22岁。考虑到“年满18岁”是入党的基本条件,因此本文以22岁时的政治面貌作为分析变量纳入模型。

③ 各队列的因子分析结果显示,这些指标均指向一个公因子,各队列中公因子的特征根均大于1.5,累计解释方差比例均在50%以上。

表 1 主要变量的描述性统计

| 变 量 | 女性 | 男性 |
|-------------------|---------------|---------------|
| | 均值(标准差) | 均值(标准差) |
| 初婚行为 | 0.704 | 0.665 |
| 初婚年龄 | 25.411(2.407) | 26.850(2.979) |
| 生育数量 ^a | 1.217(0.543) | 1.235(0.602) |
| 高等教育 | 0.524 | 0.538 |
| 年龄 | 32.616(8.936) | 33.283(9.075) |
| 出生时的户口 | 0.474 | 0.493 |
| 政治面貌 | 0.042 | 0.064 |
| 汉族 | 0.938 | 0.944 |
| 父母最高学历 | | |
| 小学及以下 | 0.292 | 0.341 |
| 初中 | 0.328 | 0.291 |
| 高中 | 0.269 | 0.257 |
| 大专及以上 | 0.112 | 0.111 |
| 父母政治面貌 | 0.237 | 0.246 |
| 父母户口性质 | 0.508 | 0.490 |
| 14岁时的家庭阶层得分 | 4.083(1.802) | 3.824(1.820) |
| 出生队列 | | |
| 1957~1970年 | 0.200 | 0.226 |
| 1971~1980年 | 0.295 | 0.303 |
| 1981~1990年 | 0.357 | 0.322 |
| 1991年及以后 | 0.148 | 0.149 |
| 样本量 | 11572 | 11192 |

注：^a 该变量仅针对结婚 5 年及以上子样本统计，女性和男性有效样本量分别为 5579 人和 5708 人。

应右删失可能产生的估计偏误,本文使用离散事件史模型分析高等教育对个人初婚事件的影响;针对被访者的生育行为,囿于调查数据未收集具体的生育时间信息,无法使用事件史模型来矫正右删失的影响,本文将分析样本限定于结婚 5 年及以上的子样本,在控制年龄等相关因素的情形下,考察高等教育对被访者生育数量的影响。尽管这一分析策略并不能完全消除不完整观测可能带来的估计偏差,不过,本文的处理方法是现有知识和数据约束下的较优方案。其合理性依据包括:其一,已有研究发现,中国居民的初婚初育间隔较小,且保持相对稳定(罗志华等,2022;Raymo 等,2015),高等教育和高中学龄者尽管初婚年龄相对较晚,但初婚初育间隔、一孩到二孩生育间隔的均值均在两年以内(靳永爱等,2019);其二,本文研究对象的主要生育期对应于严格的计划生育政策实施期或后生育转变期,受政策约束和生育转变的影响,这些被访者的生育数量总体较低,其理想子女数大多低于 2 个,计划生育子女数更低(庄亚儿等,2021)。因此,本文将生育

和 53.8%的男性接受过高等教育。

在结婚 5 年及以上的子样本中,女性的平均生育数量为 1.217 个,略低于男性,这些结果与以往研究发现基本吻合(陈滔、胡安宁,2020)。这些已婚被访者中,女性与男性接受过高等教育的比例分别为 45.2%和 45.6%(表中未展示),低于总样本的相应比例(52.4%和 53.8%),这与子样本中被访者的年龄较大有关。例如,已婚 5 年及以上的女性和男性样本中,1990 年以后出生的占比均不足 2%。除上述变量外,已婚子样本中其余变量的分布特征与总样本无明显差异。

(三) 分析方法

为考察高等教育对个人婚育行为影响的历时变化趋势及其异质性,本文使用 2006~2021 年 CGSS 调查构建的混合截面数据进行实证分析。由于截面调查数据中婚育事件的观察窗口受限,部分被访者尚未经历或完成相应事件,由此不可避免地存在研究事件的右删失(right censoring)现象。为有效处理相

行为的分析样本限定为结婚 5 年及以上的受访者^①,能够较好地缓解因历时长短不同而导致生育数量不可比问题。利用这些已婚子样本,本文对被访者的生育数量拟合泊松模型,以探究高等教育对个人生育行为的影响及其历时变化。

四、研究发现

(一) 高等教育与初婚行为的关系

1. 描述性分析结果

为了直观展示高等教育与初婚行为的关系,本文首先区分性别和出生队列,运用单递减初婚生命表方法估计了不同学历被访者的平均初婚年龄,结果如图 1 所示。估计结果显示,不论性别、出生队列,接受过高等教育的被访者平均初婚年龄比高中学历者显著更大;在年轻队列中,相应差距更大。具体来说,在女性被访者中,高等教育与高中学历者平均初婚年龄的差距由 1957~1970 年出生队列的 0.81 岁扩大到 1991 年及以后出生队列中的 2.72 岁;男性被访者中相应差距由 1957~1970 年出生队列的 0.84 岁扩大到 1991 年及以后出生队列的 2.51 岁。随着队列推移,男女被访者的平均初婚年龄均不断推迟,男性的平均初婚年龄明显大于女性,这些结果与以往研究发现一致(和红、谈甜,2021;翟振武、刘雯莉,2020)。

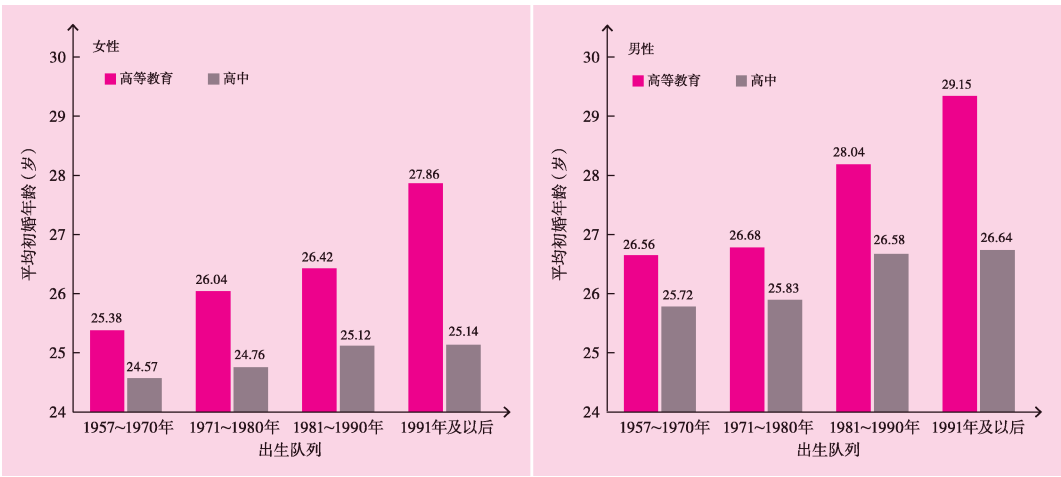


图 1 各队列被访者中高等教育学历与高中学历者的平均初婚年龄

2. 高等教育对初婚事件的影响:事件史模型分析结果

为系统检验高等教育对被访者初婚行为的影响及其历时变化,本文区分性别对被访

^① 本文还尝试使用结婚 8 年及以上的育龄人群作为生育行为的分析样本重新拟合模型,结果印证了本文主要研究结论的稳健性。

表 2 高等教育获得对初婚事件影响的离散事件史模型回归结果

| | 模型 1 | 模型 2 |
|-------------------------|-------------------|-------------------|
| | 女性 | 男性 |
| 高等教育(参照组:高中学历) | -0.118**(0.043) | -0.029**(0.010) |
| 年龄 | 0.016*** (0.003) | 0.019*** (0.003) |
| 出生时的户口(参照组:非农户籍) | 0.199*** (0.028) | 0.289*** (0.027) |
| 党员(参照组:其他) | -0.072(0.076) | 0.149*(0.052) |
| 汉族(参照组:其他民族) | -0.018(0.058) | 0.107(0.063) |
| 出生队列(参照组:1957~1970 年出生) | | |
| 1971~1980 年出生 | -0.001(0.042) | -0.017(0.041) |
| 1981~1990 年出生 | 0.022(0.068) | -0.154*(0.070) |
| 1991 年及以后出生 | -0.388** (0.142) | -0.791*** (0.145) |
| 高等教育 × 出生队列 | | |
| 高等教育 × 1971~1980 年出生 | -0.074(0.097) | -0.128(0.082) |
| 高等教育 × 1981~1990 年出生 | -0.142(0.099) | -0.163(0.088) |
| 高等教育 × 1991 年及以后出生 | -0.557*** (0.113) | -0.544*** (0.107) |
| 常数项 | -2.570*** (0.162) | -3.148*** (0.169) |
| 样本量 | 11572 | 11192 |

注:表中数值为回归系数和标准误(括号内);*、**、*** 分别表示 $p<0.05$ 、 $p<0.01$ 、 $p<0.001$ 。

为显著。这一结论与近年来高学历女性晚婚和不婚比例快速上升的现实相呼应,也与以往研究发现相吻合(贺光烨等,2023)。

各队列之间,较年轻出生队列的被访者初婚概率显著更低,晚婚现象更为明显。具体而言,与较早出生队列(1957~1970 年出生)相比,1981 年及以后出生的男性初婚显著推迟,1991 年及以后出生的女性也呈现类似的初婚推迟效应。此外,高等教育与出生队列的交互项系数显示,相较于 1957~1970 年出生的队列,高等教育对初婚事件的负向影响在 1991 年及以后出生队列中显著更大,这可能反映了社会文化环境和婚姻市场结构变化对年轻队列结婚行为的影响(陈蓉,2023)。随着高校扩招的持续和不断累积,年轻队列中越来越多的人获得了高等教育机会,由此改变了婚姻市场结构,整体上扩大了高等教育对初婚年龄的平均效应。这些结果为本文假设 1a 提供了经验支持。

模型中控制变量的拟合结果显示,出生时的户口性质对男性初婚事件的影响显著大于女性,党员身份对男性初婚事件具有显著的正向效应,但对女性的影响不显著。

3. 原生家庭社会阶层视角下高等教育对个人初婚行为影响的异质性

大规模的高校扩招推动了高等教育大众化,越来越多来自较低社会阶层的年轻人拥

者的初婚事件拟合离散事件史模型,结果如表 2 所示。在控制模型中其他协变量的影响后,高等教育对个人初婚事件的推迟效应依然存在;且不论男女,相应效应均高度显著。高等教育对女性初婚年龄推迟的影响大于男性,相应差异在 5%的水平上显著^①。可能的解释在于,高等教育在提升女性人力资本、增强其经济独立性的同时,可能在客观上降低她们对婚姻和家庭的依赖程度,提升其对配偶的期待与要求。因此,高等教育对女性初婚概率的负向效应更

① 使用 Wald 卡方检验,检验统计量的计算公式为: $T=\frac{\beta_1-\beta_2}{\sqrt{SE_{\beta_1}^2+SE_{\beta_2}^2}}$ 。将模型 2 和模型 3 的结果代入后计算得到的 $T=-2.02$ 。

有了高等教育机会,高等教育群体内部的异质性不断上升。为检验高等教育对个体初婚事件影响的潜在人群差异,表3在上文介绍的模型基础上进一步考虑原生家庭社会阶层与高等教育及出生队列的交互

表3 高等教育对初婚行为影响的异质性及其队列差异

| | 模型3 | 模型4 |
|--------------------------|-------------------|-------------------|
| | 女性 | 男性 |
| 高等教育(参照组:高中学历) | -0.321*** (0.034) | -0.202*** (0.031) |
| 高等教育×原生家庭阶层 | -0.086 (0.095) | 0.098 (0.086) |
| 高等教育×原生家庭阶层×1971~1980年出生 | 0.135 (0.099) | -0.075 (0.090) |
| 高等教育×原生家庭阶层×1981~1990年出生 | 0.086 (0.099) | -0.037 (0.090) |
| 高等教育×原生家庭阶层×1991年及以后出生 | -0.071 (0.101) | -0.178 (0.114) |
| 样本量 | 11572 | 11192 |

注:各模型的控制变量同表2;表中数值为回归系数和标准误(括号内);***表示 $p<0.001$ 。

项,探讨随队列推移原生家庭社会阶层对“高等教育—初婚行为”关系的潜在调节效应。

表3显示,高等教育与原生家庭阶层及出生队列的三维交互项系数均不显著,高等教育与原生家庭阶层的二维交互项也不显著^①。这表明,在考虑了模型中其他因素的影响后,各队列被访者中高等教育对初婚行为的作用在不同阶层的原生家庭之间并没有显著差异,假设2a未得到经验支持。可能的解释是,随着婚姻模式向“晚婚普婚”转变(陈卫、张凤飞,2022),不同阶层出身的高等教育学历者因学历获取过程、价值观念转变等因素而共同经历了推迟进入婚姻的行为转变。对接受过高等教育的个体而言,原生家庭经济资源等方面的差异并不会对其结婚早晚产生额外的影响,这从一个侧面印证了先赋性因素在婚姻事件中重要性不断下降的事实。年轻人的婚姻更多受教育等自致性因素以及同代人婚姻文化价值观念的影响。

(二) 高等教育与生育行为的关系

1. 描述性分析结果

图2区分性别展示了各出生队列已婚(5年及以上)被访者中高等教育和高中学历者平均子女数量的差异^②。可以发现,较早和较晚的出生队列中,男女被访者的平均子女数均相对较高,相比之下,1971~1980年出生队列的子女数最低。不同学历之间,接受过高等教育的被访者生育子女数量显著低于高中学历者,相应差距在中间队列(1971~1980年出生)中有所下降,1981年及以后出生队列中又有所拉大。具体来说,在1957~1970年出生的女性被访者中,高等教育学历者比高中学历者的平均子女数少0.27个,相应差距

① 本文尝试替换原生家庭阶层的测量方式,如将原生家庭阶层因子进行分组处理、使用14岁时的家庭社会经济地位等,分析结果显示,在本文考察期间,高等教育对初婚事件的影响在不同原生家庭类型之间无显著差异,本文的分析结果高度稳健。

② 需要说明的是,由于本文将生育行为分析样本进一步限定为“结婚5年及以上”的受访者,使得1991年及以后出生队列的样本占比较小(低于2%),因此,后续分析中将其与1981~1990年出生队列合并,不再单独讨论1991年及以后出生队列。

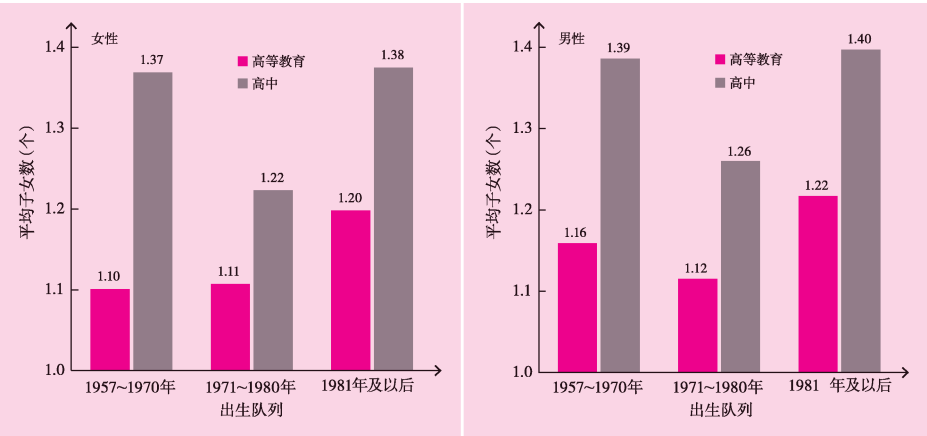


图2 各队列中高等教育与高中学历被访者的平均子女数

在1971~1980年出生队列中下降到0.11个、在1981年及以后出生队列中回升至0.18个。类似地,男性高等教育与高中学历者的平均子女数差距从1957~1970年出生队列的0.23个下降到1971~1980年出生队列的0.14个,在1981年及以后出生队列中有所回升(0.18个)。这些变化趋势可能与各队列在主要育龄期经历的生育政策不同有关。随着近年来生育政策逐步调整放松,正值生育旺盛期的年轻队列被访者更有可能将政策调整带来的生育空间转化成实际生育行为(朱州、赵国昌,2022),因而,1981年及以后出生队列的平均子女数量较1971~1980年出生队列更多。

表4 高等教育对已婚男女被访者生育行为影响的泊松模型拟合结果

| | 模型5 女性 | 模型6 男性 |
|------------------------|-------------------|-------------------|
| 高等教育(参照组:高中学历) | -0.175*** (0.022) | -0.180*** (0.024) |
| 年龄 | 0.009*** (0.002) | 0.013*** (0.002) |
| 出生时的户口(参照组:非农户籍) | 0.200*** (0.015) | 0.239*** (0.015) |
| 党员(参照组:其他) | -0.027 (0.041) | 0.054* (0.029) |
| 汉族(参照组:其他民族) | -0.096** (0.034) | -0.148*** (0.037) |
| 出生队列(参照组:1957~1970年出生) | | |
| 1971~1980年出生 | -0.023 (0.026) | -0.055* (0.026) |
| 1981年及以后出生 | 0.106 (0.141) | 0.136 (0.146) |
| 高等教育×1971~1980年出生 | 0.110*** (0.032) | 0.068* (0.032) |
| 高等教育×1981年及以后出生 | 0.108** (0.042) | 0.078* (0.039) |
| 常数项 | -0.128 (0.101) | -0.216* (0.105) |
| 样本量 | 5579 | 5708 |

注:表中数值为回归系数和标准误(括号内);+、*、**、*** 分别表示 $p<0.1$ 、 $p<0.05$ 、 $p<0.01$ 、 $p<0.001$ 。

2. 泊松回归分析结果
为了系统检验高等教育对生育行为的影响及其在不同队列之间的可能差异,本文对已婚5年及以上的子样本中男女被访者的子女数量分别拟合泊松模型,结果如表4所示。表4模型5和模型6的拟合结果均显示,在控制模型中其他协变量后,接受过高等教育的被访者子女数量显著更少。高等教育和出生队列的交互项系数显

著为正,这表明,与较早(1957~1970年)出生队列相比,高等教育对生育行为的负向影响在较年轻的队列(1971~1980年和1981年及以后出生)中显著更小,这与本文假设1b相吻合。可能的解释是,生育政策的调整放松缓解了高学历者的生育抑制效应,年轻队列中高学历者生育二孩的可能性相对于较早出生队列有所上升(陈蓉、顾宝昌,2020)。

综合模型5和模型6的结果进行Wald卡方检验,结果显示,高等教育对女性和男性被访者生育行为的影响没有显著差异。可能的解释在于,教育同质婚是中国婚姻匹配的主流形式(石磊,2019),表4中女性与男性样本展示的模型结果从不同视角反映了育龄夫妇教育特征对生育行为的影响。

3. 原生家庭社会阶层视角下高等教育对个人生育行为影响的异质性

表5汇报了在原生家庭社会阶层视角下,高等教育对生育行为影响的异质性及其队列差异拟合结果。由于前文的分析结果表明,高等教育对生育行为的影响在女性和男性样本之间不存在显著差异,因此,本文异质性分析不再区分性别分别拟合模型。表5模型7检验了高等教育与出生队列及原生家庭阶层变量的交互项效应。结果显示,在控制模型中其他变量的情形下,高等教育与原生家庭阶层的交互项系数显著为负,且高等教育与原生家庭阶层及出生队列的三维交互项系数也显著。综合这些结果可知,高等教育对生育数量具有显著的抑制效应,相应抑制效应随原生家庭阶层提高而进一步强化,也即,出身于较高社会阶层的高等教育学历者生育的子女数量平均更少。此外,家庭阶层的调节效应在不同出生队列中存在显著差异,在1971~1980年出生队列中,不同阶层出身的高学历者生育数量的差异显著更小。这与前文分析发现的各队列生育数量的差异相呼应,由于各队列在生育旺盛期经历的政策限制不同,1971~1980年出生队列的生育数

表5 高等教育对生育行为影响的异质性及其队列差异

| | 模型7 全样本 | 模型8 1957~1970年出生 | 模型9 1971~1980年出生 | 模型10 1981年及以后出生 |
|--------------------------|-------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 高等教育 | -0.113*** (0.012) | -0.230*** (0.052) | -0.159*** (0.045) | -0.119* (0.061) |
| 高等教育×原生家庭阶层 | -0.030*** (0.009) | | | |
| 高等教育×原生家庭阶层×1971~1980年出生 | 0.049*** (0.011) | | | |
| 高等教育×原生家庭阶层×1981年及以后出生 | 0.009 (0.019) | | | |
| 高等教育×家庭阶层为中下 20% | | -0.040 (0.092) | -0.042 (0.064) | 0.059 (0.088) |
| 高等教育×家庭阶层为中等 20% | | -0.030 (0.071) | 0.054 (0.061) | 0.061* (0.035) |
| 高等教育×家庭阶层为中上 20% | | 0.097 (0.064) | 0.058 (0.054) | 0.057* (0.024) |
| 高等教育×家庭阶层为最高 20% | | 0.122* (0.058) | 0.137** (0.052) | -0.049 (0.094) |
| 样本量 | 9723 | 3251 | 4602 | 1870 |

注:表中高等教育的参照组为高中学历,出生队列的参照组为1957~1970年出生队列,模型8、9、10中原生家庭阶层变量的参照组为最低20%;各模型的控制变量设置同表4;表中数值为回归系数和标准误(括号内);+、*、**、***分别表示 $p<0.1$ 、 $p<0.05$ 、 $p<0.01$ 、 $p<0.001$ 。

量普遍较低,该队列中高等教育对生育数量的影响在不同社会阶层之间差异显著更小。

为了更直观地分析和展示高等教育对生育行为的影响在不同阶层的原生家庭、不同出生队列之间的具体差异,本文进一步区分出生队列分别拟合模型。同时,根据前文的理论分析,随着高等教育扩招,高等教育对生育行为的影响可能随原生家庭阶层的提升呈现非线性变化。为此,本文以原生家庭阶层因子的5分位点为切点将因子合并为5分类^①变量,拟合该分类变量与高等教育的交互项效应,以检验可能的非线性影响。模型拟合结果如表5模型8至模型10所示,图3直观呈现了基于模型结果预测的边际效应。

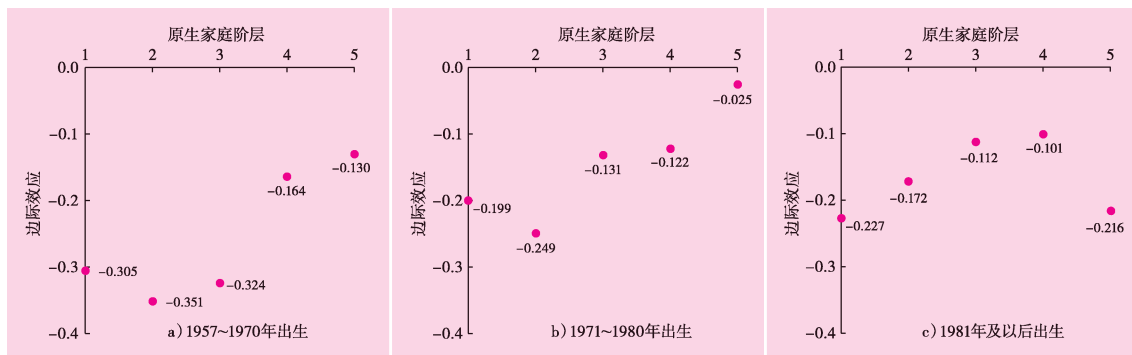


图3 高等教育对生育行为影响的异质性及其队列差异

模型8和模型9的结果显示,在1957~1970和1971~1980年出生队列中,高等教育对生育数量的负向影响对出身在最高阶层家庭的被访者显著更小。与之相对,在1981年及以后出生队列中,高等教育对生育数量的负向影响在出身于中间阶层的被访者中显著更小(见模型10),也即,在“80后”队列中,高等教育对个人生育行为的抑制效应在低阶层和高阶层群体中更为明显,假设2b获得经验支持。这些发现的可能解释如下。其一,相较于中高阶层,较低阶层出身的高等教育学历者面临回馈原生家庭、积累自身发展资源的多重压力(Brand等,2011),因此,高等教育对低阶层群体生育行为的负向影响更大。这种源自原生家庭的经济劣势,对各出生队列中的低阶层高等教育获得者均会产生影响,经济成本是抑制其生育行为的重要因素。其二,在年轻队列中,原生家庭阶层较高的个体,其成长环境更有可能使其认同个体主义价值观(靳永爱、沈小杰,2022),生育数量因而显著更低。

五、结论与讨论

高等教育的快速扩张和计划生育政策的调整为理解中国居民高等教育与婚育行为

^① 即原生家庭阶层因子得分分别处于最低20%、中下20%、中等20%、中上20%和最高20%。

之间的关系提供了新的社会背景。本文利用 CGSS 2006~2021 年共 10 期调查资料,分析了高等教育对中国居民婚育行为影响的队列差异及原生家庭阶层的异质性影响。研究发现:(1)接受高等教育会显著推迟个人的初婚年龄,减少其生育数量;(2)高等教育对个人初婚年龄的推迟效应在年轻队列中更强,但对生育行为的负向影响在年轻队列中有所减弱;(3)高等教育对初婚行为的影响不随原生家庭阶层的提升而显著变化,但其对生育行为的负向影响在原生家庭社会阶层较低的群体中更大,在 80 后出生队列中,高等教育对较低和较高阶层原生家庭的被访者生育行为的负向影响显著增大。

人口负增长形势下,本文的研究发现对新时代生育支持政策的完善具有启示意义。党的二十大报告明确指出要“建立生育支持政策体系”,本文的研究发现表明,生育支持政策体系的建构应当重视各群体生育空间转化潜力的差异与低生育发生机制的差异,有针对性地设计政策干预,支持个人的婚育行为。一方面,随着政策限制的放松,年轻队列更有可能将生育政策空间转化为实际生育行为。另一方面,年轻队列在生育决策过程中可能面临着不同的障碍。对出生于低阶层家庭且已经通过教育实现向上流动的高学历群体(“寒门贵子”)而言,教育获得之后的经济压力可能会挤压他们的生育空间;对出生于高阶层家庭的高等教育群体而言,虽然他们承担生育养育成本的经济能力更强,但他们的生育观念可能已经变化,“养儿防老”等传统生育观念对他们的影响在明显弱化(陈滔、胡安宁,2020)。因此,在三孩政策及其配套措施建设过程中,既需要重视“寒门贵子”所面临的经济束缚与生育养育压力,也需要关注育龄群体生育观念的变化。在坚持公平的原则下,对面临不同约束的群体给予不同的支持,可能对释放生育潜力、实现适度生育水平带来积极帮助。

参考文献:

1. 陈佳鞠、翟振武(2016):《20 世纪以来国际生育水平变迁历程及影响机制分析》,《中国人口科学》,第 2 期。
2. 陈蓉(2023):《从上海看中国大城市女性终身未育趋势——兼论第二次人口转变理论的适用性》,《中国人口科学》,第 3 期。
3. 陈蓉、顾宝昌(2020):《实际生育二孩人群分析——基于上海市的调查》,《中国人口科学》,第 5 期。
4. 陈滔、胡安宁(2020):《个体主义还是家庭主义?——不同生育动机对生育行为的影响分析》,《江苏社会科学》,第 2 期。
5. 陈卫、张凤飞(2022):《中国人口的初婚推迟趋势与特征》,《人口研究》,第 4 期。
6. 程猛、康永久(2016):《“物或损之而益”——关于底层文化资本的另一种言说》,《清华大学教育研究》,第 4 期。
7. 郭冉、周皓(2020):《高等教育使谁获益更多?——2003~2015 年中国高等教育异质性回报模式演变》,《社会科学研究》,第 1 期。

8. 和红、谈甜(2021):《中国人口平均初婚年龄变化特点及晚婚的分因素贡献率》,《人口学刊》,第5期。
9. 贺光烨等(2023):《趋同还是趋异:教育对两性初婚时间的影响及其地区差异》,《社会发展研究》,第3期。
10. 靳永爱、沈小杰(2022):《中国城市地区女性社会经济地位、生育动机与二孩生育计划》,《人口研究》,第6期。
11. 靳永爱等(2019):《流动与女性生育间隔的关系——基于2017年全国生育状况抽样调查数据的实证分析》,《人口研究》,第6期。
12. 李建新、彭云亮(2012):《我国实际低生育水平的影响因素分析——邦戈茨低生育率模型应用》,《人口与经济》,第4期。
13. 林宗弘、吴晓刚(2010):《中国的制度变迁、阶级结构转型和收入不平等:1978~2005》,《社会》,第6期。
14. 陆杰华(2022):《青年群体婚育推迟的综合应对》,《人民论坛》,第8期。
15. 罗志华等(2022):《扩散、融合还是选择:流动如何影响女性初婚初育间隔?——基于2017年全国生育状况抽样调查数据的实证分析》,《人口与发展》,第6期。
16. 彭骏、赵西亮(2022):《教育扩张与城乡居民家庭教育代际流动性》,《经济学动态》,第5期。
17. 石磊(2019):《新中国成立以来教育婚姻匹配的变迁》,《人口研究》,第6期。
18. 石人炳等(2018):《中国生育政策调整效果评估》,《中国人口科学》,第4期。
19. 翟振武、刘雯莉(2020):《中国人真的都不结婚了吗——从队列的视角看中国人的结婚和不婚》,《探索与争鸣》,第2期。
20. 张樾樾、崔玉倩(2020):《高人力资本女性更愿意生育二孩吗——基于人力资本的生育意愿转化研究》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》,第2期。
21. 朱州、赵国昌(2022):《高等教育与中国女性生育数量》,《人口学刊》,第1期。
22. 庄亚儿等(2021):《全面两孩政策背景下中国妇女生育意愿及其影响因素——基于2017年全国生育状况抽样调查》,《人口研究》,第1期。
23. Becker G.S., Murphy K.M., Tamura R.(1990), Human Capital, Fertility, and Economic Growth. *Journal of Political Economy*. 98(5):S12-S37.
24. Brand J.E., Xie Y.(2010), Who Benefits Most from College? Evidence for Negative Selection in Heterogeneous Economic Returns to Higher Education. *American Sociological Review*. 75(2):273-302.
25. Brand J.E., Davis D.(2011), The Impact of College Education on Fertility: Evidence for Heterogeneous Effects. *Demography*. 48(3):863-887.
26. Kiley K., Vaisey S.(2020), Measuring Stability and Change in Personal Culture Using Panel Data. *American Sociological Review*. 85(3):477-506.
27. Kravdal O., Rindfuss R.R.(2008), Changing Relationships between Education and Fertility: A Study of Women and Men Born 1940 to 1964. *American Sociological Review*. 73(5):854-873.
28. Oppenheimer V.K.(1988), A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology*. 94(3):563-591.
29. Park H., Lee J.K.(2017), Growing Educational Differentials in the Retreat from Marriage among Korean Men. *Social Science Research*. 66:187-200.

30. Raymo J.M., et al.(2015), Marriage and Family in East Asia: Continuity and Change. *Annual Review of Sociology*. 41:471-492.
31. Tan J.(2023), Cross-national Differences in the Association between Intergenerational Support and Fertility in East Asia. *International Journal of Comparative Sociology*. 64(5):528-550.

The Changes in the Impact of Higher Education on Marriage and Fertility: Viewing from the Heterogeneity of Family Origin

Chen Tao

Abstract: It is of great significance to examine the potential changes in factors influencing marriage and reproductive behavior in the era of sustained marriage delay and fertility decline in China. Using data from the 2006~2021 CGSS, the article explores the potential changes in the effect of higher education on individuals' marriage and childbearing behavior, with special focus on the heterogeneity arising from the enlarging variation in higher education graduates' family origin. It finds that having higher education significantly delays one's age at first marriage, and the postponement effect strengthens among younger cohorts. In addition, having higher education also tends to reduce individuals' fertility, although this negative effect attenuates somewhat among younger cohorts. The negative impact of higher education on fertility is greater for those from lower social class families, and it increases significantly for the higher education graduates from higher social class families in the cohort born in the 1980s. The study highlights the importance to taking the heterogeneity and changes in the mechanism of delaying marriage and low fertility into consideration in making family support policies.

Keywords: Higher Education; Marriage and Childbearing Behavior; Cohort Variation; Heterogenous Treatment Effects

(责任编辑:牛建林)