

中国女性未育比例的变化^{*}

——基于队列的分析

王 甜 谭惟伊 韩 璐 姜全保

【摘 要】中国女性终身不育现象增加,引起了社会各界的广泛关注。文章使用 2017 年全国生育状况抽样调查数据,基于队列的视角计算了各出生队列的年龄别未育比例及其城乡和教育差异,分析了队列生育的推迟与补偿效应,并对各队列未育比例的差异进行了分解。研究表明,较晚出生队列的女性在 29 岁时的未育比例明显上升,且高学历、城市女性的上升趋势更为明显,反映了较晚出生队列的女性推迟初育的现实;虽然在育龄期后期存在生育的补偿效应,但在较晚出生队列中相应的补偿程度降低。初婚年龄越晚,女性终身无子女的可能性越大;在较晚出生的队列中,未婚比例上升对年龄别未育比例升高的贡献不断增大。通过逐步替换法对队列未育比例变动进行分年龄的分解,结果显示,在生育年龄早期,晚出生队列年龄别未育条件概率的升高导致了队列未育比例的增加;在生育年龄中后期,女性年龄别未育条件概率有所降低,存在一定程度的补偿生育,但补偿能力有限。预期未来年轻女性的终身不育水平将进一步上升。

【关键词】未育比例 生育推迟 队列分解

【作 者】王 甜 西安交通大学公共政策与管理学院,博士研究生;谭惟伊 西安交通大学公共政策与管理学院,硕士研究生;韩 璐 西安交通大学公共政策与管理学院,博士研究生;姜全保(通讯作者) 西安交通大学人口与发展研究所,教授。

一、引 言

近年来,世界不少国家出现女性终身不育比例快速上升的现象。据统计,2010~2012 年美国处于育龄末期的女性中大约 15%从未生育(Frejka, 2017),一些欧洲国家的相应比例甚至超过 20%(Sobotka, 2017; Fiori 等, 2017)。在东亚地区,日本、韩国、新加坡

^{*} 本文为国家社科基金重大项目“中国家庭结构功能变迁及发展能力提升研究”(23&ZD185)的阶段性成果。

等国与中国香港和中国台湾地区也出现了类似的现象,伴随着晚婚和不婚现象的增多,女性终身不育的比例开始快速攀升(Sobotka, 2021)。关于中国女性终身不育现象的研究显示,中国 40 岁及以上女性终身无活产子女的比例在 0.42%~6.07%之间(翟振武、刘雯莉, 2020);2020 年,全国 49 岁女性未育比例为 5.16%(Jiang 等, 2023;张翠玲等, 2023)。尽管当前中国育龄女性的终身不育水平仍远低于欧美国家,但从其近年的发展态势来看,未来中国女性的终身不育水平有可能进一步升高。这对全社会实现适度生育水平、推动人口高质量发展提出了现实挑战,有必要对其发展态势开展系统科学的研究。

女性的终身不育水平随时期和队列推移变化明显,且在城乡、不同地区和不同学历的人群中存在差异(Jiang 等, 2023;张翠玲等, 2023)。队列终身不育水平的升高受到年龄别未育比例变动的影响。低年龄时未育比例的升高,即生育的推迟效应,在较高年龄时会有所补偿,但这一补偿可能是不充分的,例如,韩国的一项研究发现(Yoo, 2022),韩国 1969 年以后出生队列的女性,年轻时生育推迟的效应中仅有不到一半在育龄末期得到补偿。队列生育水平是生育推迟与补偿效应共同作用的结果(Sobotka, 2011),当低年龄段的生育推迟程度不断加深,而在较高年龄段的生育补偿效应减弱,队列生育率将不断下降,导致终身无子女比例上升。

国内外有大量研究关注女性终身不育水平上升的现象。既有研究发现,婚姻推迟或不婚是导致未育水平升高的主要驱动力。在东亚社会,较大比例的适婚年龄女性推迟进入或不进入婚姻是这些社会无子女比例升高的主要原因(Frejka 等, 2010);在中国,女性婚姻推迟也在相当程度上造成了一孩生育率的下降(郭志刚, 2017),1990~2000 年婚姻推迟导致的已婚比例下降解释了总和生育率下降的 40%(Jiang 等, 2019)。然而,由于缺乏详细的生育史数据,近年中国学者在该领域的研究大多基于特定时期的无活产子女比例来推断女性终身未育水平。於嘉(2022)基于 2018 年中国家庭追踪调查数据研究发现,在调查时已度过生育期的队列(1970 年以前出生)中仅有不到 2%的女性未生育,尚未度过生育期的“80 后”女性中,未生育比例达 13.2%。张翠玲等(2023)利用 2010 和 2020 年全国人口普查数据,计算了不同出生队列女性在调查时的无活产子女比例,发现 1980 年出生队列在 40 岁时无活产子女的比例比 1970 年出生队列提高了 5.27 个百分点;生育推迟程度随队列推移明显提高,终身不育水平上升。陈蓉(2023)使用 1995、2015 年“小普查”和 2020 年全国人口普查数据,计算了上海市各年龄组女性的无子女比例,同样发现女性终身未育的比例随队列推移明显上升。概括起来,受数据信息可得性所限,既有研究主要计算了特定时期(通常为调查时点)女性的未育比例,利用这些结果难以直接比较各队列在不同年龄未育比例的差异,因而无法系统分析队列未育水平的变动趋势与特征。

2017 年全国生育状况抽样调查提供了详细的生育史信息,为进一步系统分析中国

女性未育水平提供了数据基础。本文使用该调查中女性的初婚和怀孕史信息,从队列的角度主要研究以下4个问题:一是各队列年龄别未育比例的变化趋势,包括分城乡、不同受教育程度和不同初婚年龄群体未育水平的异质性;二是各队列初育推迟及其在较高年龄段补偿性生育的情况,从而全面理解队列初育水平的变化趋势;三是分析婚姻推迟、已婚未育和未婚未育对队列年龄别未育比例变动的影响;四是在理解队列生育推迟与补偿效应的基础上,进一步将各队列在特定年龄节点未育比例的差异分解,考察各年龄未育条件概率变动的影响,探讨年龄别不育水平的变动对于到生育年龄的重要节点及终身不育水平的影响。通过这些分析,本文研究结果有望对全面理解中国女性终身不育水平的变化趋势、制定有效的干预措施提供参考。

二、数据与方法

(一) 数据来源

本文使用的数据来自2017年全国生育状况抽样调查。该调查的目标总体为2017年7月1日零时居住在中国大陆地区的15~60岁中国籍女性人口。调查采用分层三阶段与规模成比例的概率抽样方法,借助计算机辅助系统进行调查实施,最终获得249 946位育龄女性有效样本。调查围绕被访女性的怀孕生育史收集了丰富的信息,包括每一次怀孕的结束年月及怀孕结果(活产、死产或者流产)等,为本研究系统考察各队列女性的未育水平提供了重要的数据基础。调查实施的全流程质量控制、异地核查和多源数据比对等方案为调查结果的准确性提供了保障,有研究表明,该调查具有较高的数据质量(庄亚儿等,2018)。

结合本文研究对象的特征,本文在分析过程中剔除了婚育年龄极端、不符合常理或关键信息缺失的样本,包括初育或初婚年龄不满10岁、初婚或同居年份缺失(“记不清”)的样本,最终保留的有效分析样本量为249 917人^①。

(二) 研究方法

现有研究中,关于终身未育的界定方式并不一致(Schroder-Butrerfill等,2005;Jiang等,2023)。从人口学的队列视角来看,终身未育比例是指同一队列的女性中无活产子女(having no live birth)的比例(Baudin等,2021)。本文沿用这一界定方式,并考察女性在生育年龄段的不同节点处未育比例的变化,即同一队列女性在特定年龄时尚未生育过活产子女者的占比。根据本文的研究内容,具体指标和估算方法如下。

1. 年龄别未育比例

用 TP^a 表示 a 队列女性的总人数, FB_i^a 为 a 队列在完整年龄 i 岁生育一孩的人数,即

^① 为了提高分析结果的外部有效性,本文在分析过程使用抽样平台关于住户、个人信息的结构性指标进行事后加权,所有计算结果均为加权结果。

年龄区间 $[i, i+1)$ 的初育人数, 这样, a 队列在 i 岁的生育比例可表示为 $\frac{FB_i^a}{TP^a}$ 。假设从 10 岁进入生育历险期, a 队列的女性在 x 岁时的未育比例用 P_x^a 表示, 则:

$$P_x^a = 1 - \sum_{i=10}^x \frac{FB_i^a}{TP^a} \quad (1)$$

2. 生育的推迟与补偿效应

借鉴既有关于婚育推迟和补偿效应的研究思路 (Sobotka 等, 2011; Yoo, 2016; 姜全保、淡静怡, 2020), 本文通过设定基准队列, 将观察队列与基准队列在不同年龄未育比例的差值作为队列生育推迟与补偿效应的相对测度, 若观察队列在育龄早期相对于基准队列的年龄别未育比例上升, 表明观察队列的一孩生育推迟 (Postponement); 若二者的差值达到最大后随年龄逐渐减小, 表明观察队列的一孩生育存在推迟后的补偿效应 (Recuperation)。

以 m 表示观察队列 a 与基准队列 b 之间年龄别未育比例差值的绝对值达到最大时的年龄, 则观察队列相对于基准队列的初育推迟程度可以用 m 岁对应的未育比例差值 D_m^a 表示:

$$D_m^a = P_m^a - P_m^b \quad (2)$$

在 m 岁以后, 队列 a 在年龄 n 岁时初育的补偿效应可以用 R_n^a 表示:

$$R_n^a = P_n^a - P_n^b - D_m^a \quad (3)$$

3. 年龄别未育比例的因素分解

一般而言, 婚姻状态可以分为已婚和未婚两种, 未婚女性的未育比例通常较高。一个队列中, 不同婚姻状态的占比和各婚姻状态下未育比例的变化均会影响队列的总体未育比例。鉴于此, 本文将队列间年龄别未育比例的变动分解为 4 个部分: 未婚比例变动、未婚者的未育比例变动、已婚比例变动和已婚者未育比例变动。

用 NP_x 表示队列在 x 岁时的未婚比例, NQ_x 表示队列在 x 岁时未婚女性的未育比例, MP_x 表示队列在 x 岁时的已婚比例, MQ_x 表示队列在 x 岁时已婚女性的未育比例。这样, 队列在 x 岁时的未育比例 P_x 可表示为:

$$P_x = NP_x \times NQ_x + MP_x \times MQ_x \quad (4)$$

观察队列 a 与基准队列 b 在某一特定年龄 x 岁时的未育比例差值表示为:

$$\begin{aligned} P_x^a - P_x^b = & (NP_x^a - NP_x^b) \times \frac{(NQ_x^a + NQ_x^b)}{2} + (NQ_x^a - NQ_x^b) \times \frac{(NP_x^a + NP_x^b)}{2} \\ & + (MP_x^a - MP_x^b) \times \frac{(MQ_x^a + MQ_x^b)}{2} + (MQ_x^a - MQ_x^b) \times \frac{(MP_x^a + MP_x^b)}{2} \end{aligned} \quad (5)$$

式(5)右边的 4 项中, $(NP_x^a - NP_x^b) \times \frac{(NQ_x^a + NQ_x^b)}{2}$ 表示未婚比例变动影响、 $(NQ_x^a - NQ_x^b) \times \frac{(NP_x^a + NP_x^b)}{2}$ 表示未婚女性未育比例变动的影响、 $(MP_x^a - MP_x^b) \times \frac{(MQ_x^a + MQ_x^b)}{2}$ 表示已婚

比例变动的影响、 $(MQ_x^a - MQ_x^b) \times \frac{(MP_x^a + MP_x^b)}{2}$ 表示已婚女性未育比例变动的影响。其中, 未婚比例的升高和已婚比例的下降, 代表了婚姻推迟对未育比例的影响; 未婚女性未育比例和已婚女性未育比例变动的影响, 则代表不同婚姻状态下女性的生育行为对未育比例总体变动的影响。需要注意的是, 未婚比例等于 1 减去已婚比例, 因此, 未婚比例变动和已婚比例变动的绝对值大小相等, 但方向相反。从各部分影响的累加属性可以推断, 未婚比例变动影响和已婚比例变动影响的方向也相反。

4. 未育比例的分年龄分解

本文使用逐步替换的方法研究年龄别未育的条件概率对队列在到达生育年龄段的特定节点处时未育比例变动的影响。

用 p_x 表示某一队列中 $x-1$ 岁时尚未生育的女性在 x 岁仍未生育的条件概率, 该队列在到达某一特定年龄 x 岁时尚未生育的比例可以表示为 $P_x = \prod_{i=10}^x p_i$ 。以队列 b 为基准, 将队列 a 从 10 岁到 x 岁之前的年龄别未育条件概率逐步替换至队列 b , 则两个队列在特定年龄 ω 岁时队列未育比例的总差异中, 10 至 $x-1$ 岁未育条件概率变动的影响为:

$$\delta_{10|x}^{a-b} = \prod_{i=10}^{x-1} p_i^a \times \prod_x^{\omega} p_i^b \quad (6)$$

这样, 队列到达特定年龄 ω 岁时未育比例的总差异中, 某一年龄 x 岁时未育条件概率变动的影响为:

$$\begin{aligned} \delta_x^{a-b} &= \delta_{10|x+1}^{a-b} - \delta_{10|x}^{a-b} \\ &= \prod_{i=10}^x p_i^a \times \prod_{x+1}^{\omega} p_i^b - \prod_{i=10}^{x-1} p_i^a \times \prod_x^{\omega} p_i^b \\ &= \prod_{i=10}^{x-1} p_i^a \times (p_x^a - p_x^b) \times \prod_{x+1}^{\omega} p_i^b \end{aligned} \quad (7)$$

两个队列在 ω 岁未育比例的总差异为:

$$P_{\omega}^a - P_{\omega}^b = \sum_{x=10}^{\omega} \delta_x^{a-b} \quad (8)$$

在实际测算中, 将队列 a 的年龄别未育条件概率逐步替换到 b 的结果, 与将队列 b 的年龄别未育条件概率逐步替换到 a 的结果不同; 为了消除这种差异的影响, 本文取

$$\delta_x = \frac{1}{2} \times (\delta_x^{a-b} - \delta_x^{b-a}) \quad (9)$$

三、研究结果

利用上文介绍的数据与方法, 本文重点分析 1957 年以来女性出生队列的未育比例、人群差异和变化特征。

(一) 未育比例

图 1a 针对 1957~1987 年出生队列的初育情况, 展示了各队列女性在 29 岁、49 岁两

个关键节点处的未育比例。1957~1967 年出生队列的女性在 49 岁时仍未生育的比例均低于 2%;这些队列女性在 29 岁时尚未生育的比例也较低,基本保持在 5%以下。但此后的出生队列中,女性推迟初育的现象增加;1967~1987 年出生队列的女性在 29 岁时尚未生育的比例快速上升,在最年轻的出生队列中相应比例已接近 20%。

图 1b 以 5 年为间隔,展示了 1957~1987 年各出生队列女性的年龄别未育比例随年龄的变化趋势。图中曲线显示,1967 年之后出生的各队列中,年龄别未育比例的变化差异明显,越晚出生队列的未育比例越高。图 1c 进一步区分不同受教育程度,对比展示了 1957 和 1977 年出生队列的年龄别未育比例。整体而言,受教育程度越高的女性,未育比例越高。以这些队列女性在 39 岁时的未育比例为例,1957 年出生队列中,初中及以下、高中和大专及以上学历女性的未育比例分别为 0.52%、1.43%、3.59%;1977 年出生队列的对应比例分别为 1.50%、4.84%、5.29%。图 1d 展示了 1957 和 1977 年出生队列的女性年龄别未育比例的城乡差异。由图 1d 的结果可见,城市女性的未育比例明显高于农村。在 39 岁时,1957 年出生队列中城市和农村女性的未育比例分别为 1.56%和 0.33%,1977 年出生队列中相应城市和农村女性的未育比例分别为 4.53%和 1.05%。

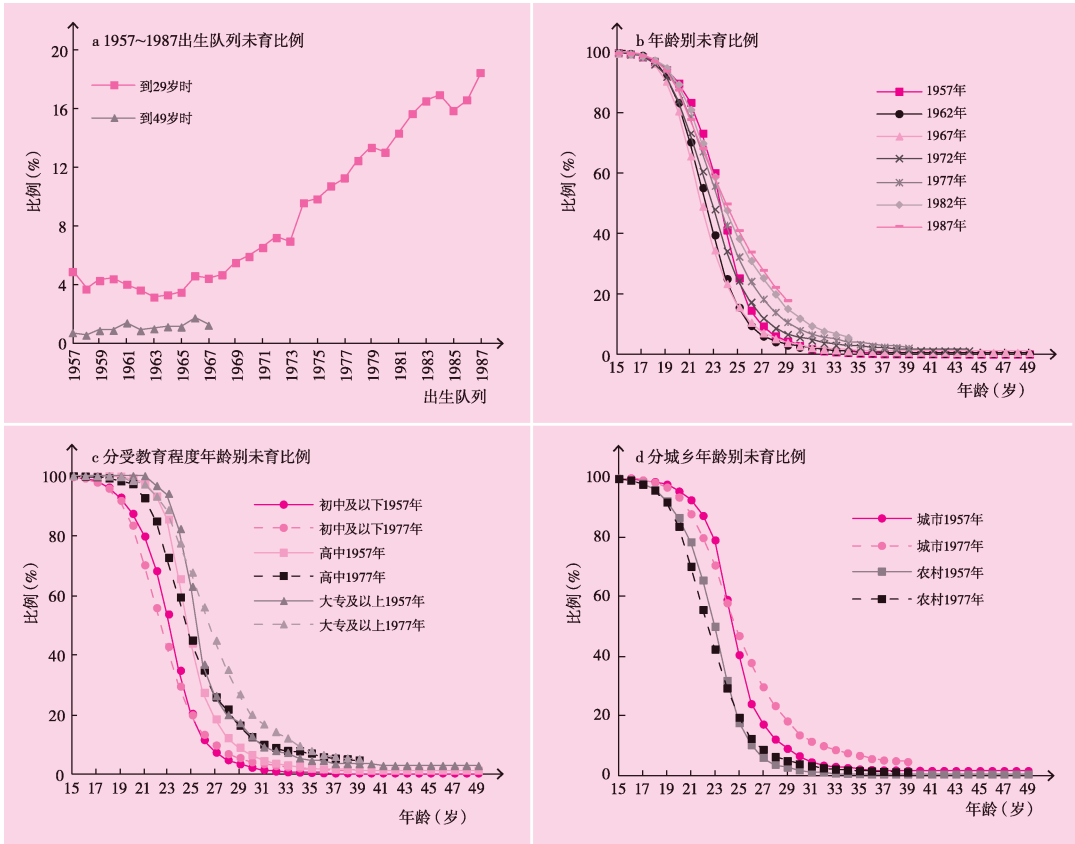


图 1 队列未育比例

(二) 已婚女性的未育比例

中国现行婚姻法规定,女性最小结婚法定年龄为 20 岁;实践中,女性初婚旺盛年龄大约在 20~30 岁之间(封婷,2023)。受近年来女性初婚年龄不断推迟的影响,女性在 30 岁以上登记结婚的比例逐年增加。鉴于此,本文重点关注初婚年龄在 20 岁和 30 岁的女性婚后未育的情况。图 2 针对不同出生队列的女性,展示了初婚年龄与婚后特定时间节点(30 岁、40 岁)处未育比例的关系。图 2 显示,初婚年龄越晚的女性中,在婚后特定时间点(30 岁或 40 岁)未育比例越高;且越晚出生队列中,初婚年龄推迟对给定时间点未育比例升高的贡献越大。

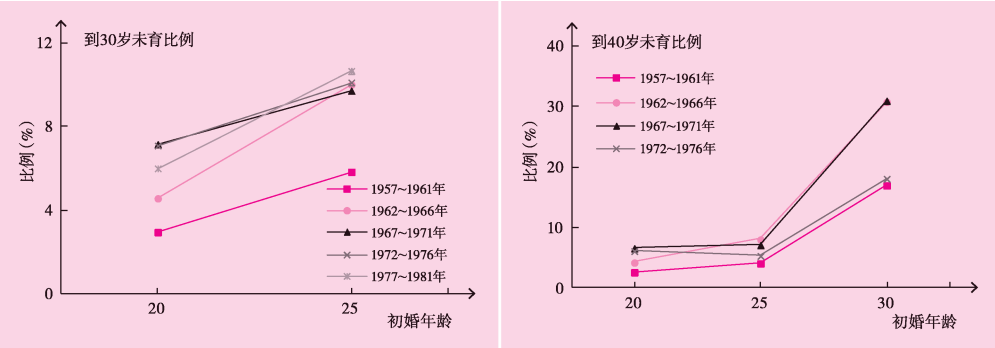


图 2 不同初婚年龄到 30 岁和到 40 岁时未育比例

受婚育行为相关性的影响,初婚年龄越晚的女性,终身无子女的可能性越大。如图 3 所示,20 岁初婚的女性中,85%以上在婚后 4 年内生育了子女,婚后 10 年尚未生育的比例在 10%以下,终身无子女比例很低。与之相比,30 岁初婚的女性中,婚后 10 年尚未生育的比例超过 16%;从不同队列来看,1962~1966 年、1967~1971 年出生队列的女性在婚后 10 年尚未生育的比例超过 30%,1977~1981 年出生队列的女性在婚后 5 年尚未生育的比例也超过 30%。由于 40 岁以后生育一孩的可能性很小,因而,30 岁初婚的女

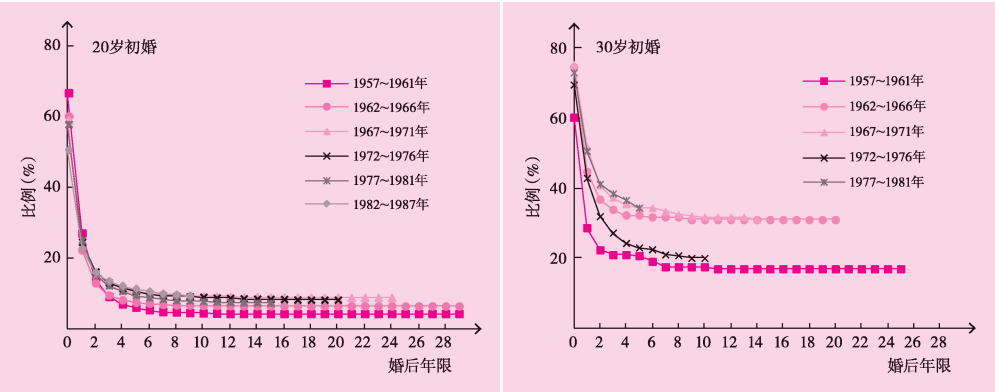


图 3 不同队列女性 20 岁和 30 岁初婚后未育比例

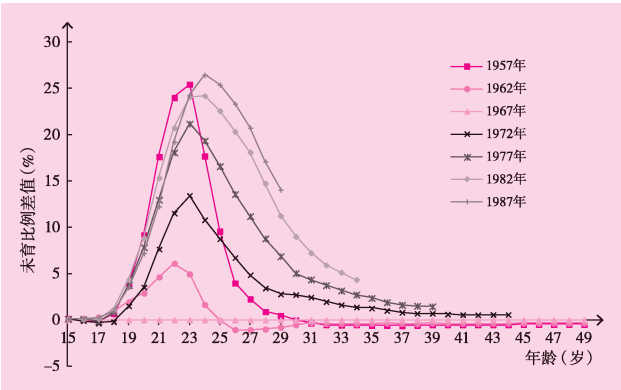


图 4 队列年龄别未育比例差值

性,婚后 10 年以后的未育比例基本稳定;与 20 岁初婚的女性相比,前者终身无子女的比例更高。

(三) 生育的推迟与补偿

图 4 以 1967 年出生队列为基准队列,展示了其他出生队列与基准队列年龄别未育比例的差值,初步呈现了这些队列未育比例差值在绝对值达到最大后的补偿性生育情况。与 1967 年出生队列相比,1957 和 1962

年出生队列女性的未育比例更高,差值绝对值在达到最大后,这些队列与基准队列年龄别未育比例差值迅速减少,最终降为负值^①。

较晚出生队列的女性中,年龄别未育比例均高于基准队列;且越年轻的出生队列中,相应初育推迟幅度更大。1972、1977、1982 和 1987 年出生队列与基准队列的年龄别未育比例差值绝对值分别在 23 岁、23 岁、24 岁和 24 岁达到最大,相应差值随队列推移明显变大,分别为 13.43、21.18、24.20 和 26.46 个百分点。相较于较早出生队列中女性年龄别未育比例(与基准队列的)差值随年龄先快速上升后快速下降的变化模式不同,较晚出生队列的女性中,年龄别未育比例差值曲线明显向右偏移,峰值大小随队列后移而增加,反映了较晚出生队列的初育推迟幅度不断加大的现实。

在差值绝对值达峰后,观察队列与基准队列的年龄别未育比例差值开始缩小,即队列初育开始出现不同程度的补偿。但由于较晚出生队列的初育开始补偿的年龄较晚,且其年龄别未育比例差值随年龄下降幅度远小于峰值时的差值,因而这些队列的初育补偿效应整体减弱,年轻队列女性终身未育的可能性较高。

图 5 区分城乡(图 5a)和受教育程度(图 5b),展示了各队列女性初育的推迟和补偿情况。图 5a 显示,若以农村女性为基准,各队列中城市女性的年龄别未育比例明显更高;且较晚出生队列中相应差值达峰的年龄推迟、峰值变大,表明较晚出生队列中城市女性推迟初育的幅度更大。在未育比例差值达到最大值后,各队列的城市女性均经历初育的补偿,但较晚出生队列的城市女性相应初育推迟效应未能完全得到补偿。例如,1977

① 相较于 1967 年出生队列,1957 和 1962 年出生队列的未育比例更高,这主要与婚育政策的变化有关(王鹏、吴愈晓,2013)。中国 20 世纪 70 年代推行“晚、稀、少”政策,导致 1957 年出生队列和 1962 年出生队列婚育的推迟。1980 年中国修改《婚姻法》,规定法定结婚年龄男性为 22 周岁、女性为 20 周岁,因此,23 岁达到婚龄要求后,早出生队列的生育水平快速上升。

年出生队列的城市女性在 39 岁时未育比例比农村女性高 3.47 个百分点,1987 年出生队列的城市女性在 29 岁时未育比例比农村女性高 21.22 个百分点。若以初中及以下学历的女性为基准,图 5b 显示,各队列中受教育程度越高的女性年龄别未育比例越高,初育的推迟趋势越明显。高中学历女性与基准组的年龄别未育比例差值在 23 岁左右达到最大值,峰值处相应差值在 28~32 个百分点之间,队列差异不大。相比之下,大专及以上学历女性与基准组女性的年龄别未育比例差值在 24 岁达到最大值,且峰值处相应差值明显更大,1957、1967 和 1977 年出生队列对应的峰值差值在 43~48 个百分点之间,1987 年出生队列中相应差值的最大值高达 63.76 个百分点。这些结果表明,在较晚出生队列中,受教育程度高的女性初育推迟的幅度明显更大。在差值达到最大值之后,各学历的女性经历了不同程度的补偿性生育;但在较晚出生队列中,高学历女性的初育推迟效应最终并未得到完全补偿。

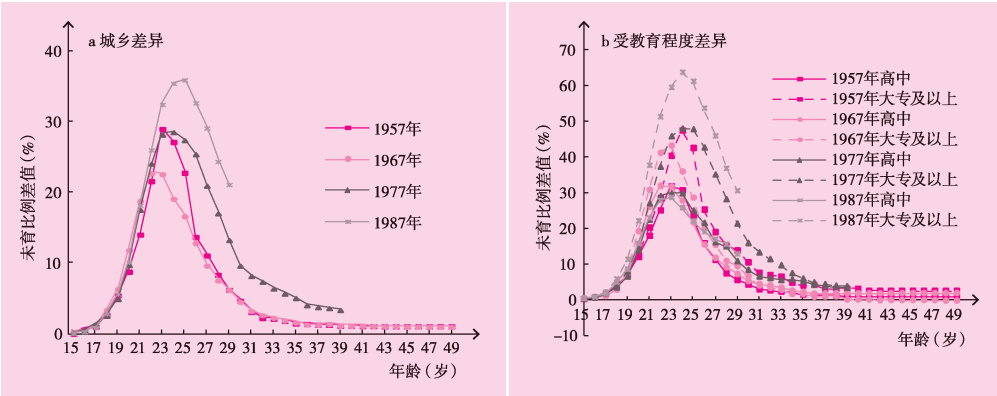


图 5 队列年龄别未育比例差值的城乡与受教育程度差异

(四) 年龄别未育比例的因素分解结果

图 6 展示了未婚比例变动(NP)、未婚者中未育比例变动(NQ)、已婚比例变动(MP)和已婚者中未育比例变动(MQ)对各队列年龄别未育比例总体变动(T)的贡献。

从未婚比例变动看,与 1967 年出生队列相比,1957 年出生队列在较低年龄段的未婚比例更高,导致年龄别未育比例上升,但 28 岁之后未婚比例的影响接近 0。1977 和 1987 年出生队列在较低年龄组未婚比例的上升也导致这些队列年龄别未育比例上升,且 1987 年出生队列中未婚比例的上升对年龄别未育比例上升的贡献更大、影响持续时间更长。

从队列未婚女性的未育比例变动看,与 1967 年出生队列相比,1957 年出生队列的未婚女性中未育比例较高,导致年龄别未育比例的上升,但在 28 岁之后未婚女性未育比例变化的影响接近于 0。相比之下,1977 和 1987 年出生队列中未婚女性未育比例的上升均导致了年龄别未育比例的上升;在较晚出生队列中,未婚女性未育比例升高,未

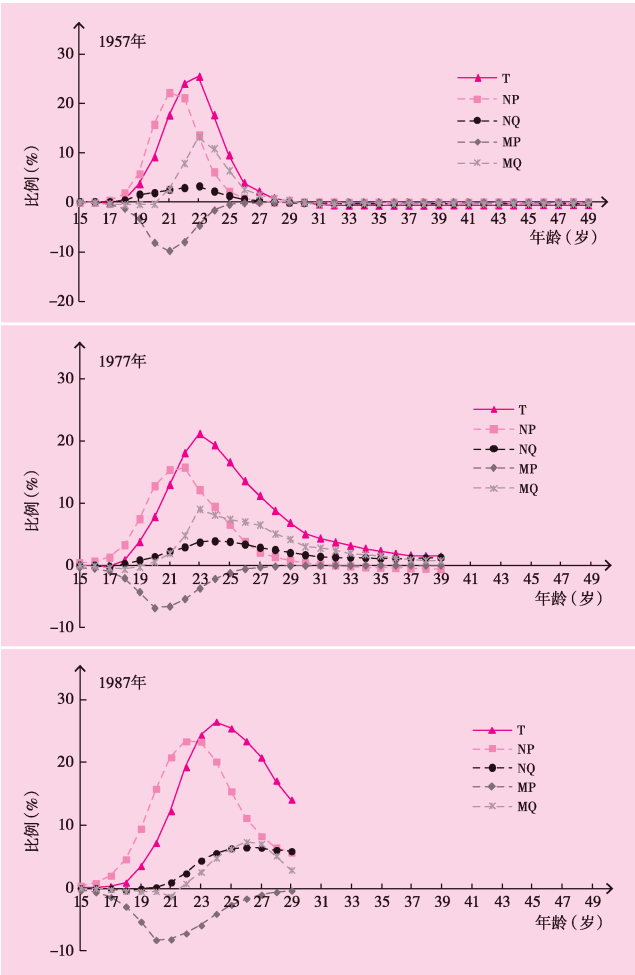


图6 各因素对队列年龄别未育比例变动的影响

注:基准队列为1967年出生队列;T表示各队列与1967年出生队列年龄别未育比例总差异,NP和MP分别表示未婚比例和已婚比例变动影响,NQ和MQ分别表示未婚女性未育比例和已婚女性未育比例变动影响。

别在21岁和22岁开始减小,而已婚女性未育比例的影响均从23岁开始减小;二者影响大小的年龄模式相似,表明女性婚后未育的时间较短;相比之下,1987年出生队列中未婚比例的影响在22岁开始减小,而已婚女性未育比例的影响在26岁之后才开始减小,反映出年轻队列婚后保持未育状态的时间变长。

(五) 未育比例的分年龄分解结果

图7展示了年龄别未育条件概率对于队列到某一年龄时未育比例差值的影响。在较早(1957和1962年)出生队列的女性中,49岁尚未生育的比例与1967年出生队列相差不大,但这些队列的女性在23~37岁的年龄别未育的条件概率低于1967年出生队列。

婚生育的比例减少,这表明在年轻队列中的生育行为仍然主要发生在婚内。同时,未婚生育的下降也与近年来一孩生育率的不断下降有密切关系,在晚婚和生育不断推迟的现实背景下,未婚生育逐年走低(陈卫、段媛媛,2019;李文珍,2020)。

已婚比例变动的影响与未婚比例变动的影响方向相反。在15~27岁,1957年出生队列已婚比例低于1967年出生队列,年龄别未育比例降低,这一影响在28岁之后接近于0;1977和1987年出生队列中,已婚比例均有所下降,导致年龄别未育比例降低。

从已婚女性未育比例的变动来看,与1967年出生队列相比,1957年出生队列的已婚女性未育比例在16~20岁略低,后续年龄段则较高;1977和1987年出生队列的已婚女性未育比例分别在16~19岁和16~21岁较低,后续年龄段明显上升。这表明,低龄生育现象略有增加。结合未婚比例的变化来看,1957和1977年出生队列未婚比例变化的影响分

在较晚(如 1972、1977、1982 和 1987 年)出生队列的女性中,各年龄未育的条件概率高于 1967 年出生队列,以致这些较晚出生队列在各年龄的未育比例相对较高。随着队列推移,这些队列女性在 18~29 岁的年龄别未育条件概率升高,且越晚出生队列的年龄别未育条件概率越高。其中,1972、1977 和 1982 年出生队列中,29 岁以后年龄别未育条件概率的差异对这些队列未育比例差值的影响转为负值,表明在 29 岁之后年龄别生育条件概率上升;1987 年出生队列在 24 岁后年龄别未育条件概率差异的影响也开始减小,预计在 30 岁之后将会进一步降低,最终成为负值,这意味着相应队列的年龄别生育条件概率在较高年龄段(30 岁之后)上升。

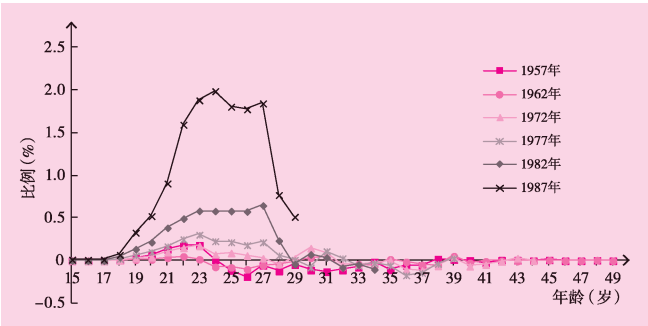


图 7 队列未育比例变动分年龄分解 (基准队列为 1967 年出生队列)

四、结论与讨论

本文使用 2017 年全国生育状况抽样调查数据,基于队列视角分析了中国 1957~1987 年出生队列女性中未育比例随队列、年龄变化的趋势,考察了这些女性的初育进程、推迟和补偿的具体过程。在此基础上,本文分解了婚姻状况对年龄别未育比例变动的贡献,以及各年龄保持未育状态的条件概率对队列总体未育水平的影响。本文的主要结论如下。

第一,总的来看,越晚出生队列的女性在各年龄的未育比例越高。1967~1987 年出生队列的女性在 29 岁时的未育比例呈明显的上升趋势,揭示了这些队列的初育推迟幅度不断加大的发展态势。与欧美及部分东亚国家相比,目前中国女性的终身未育水平仍较低,但年轻队列已呈现出明显的升高趋势,推迟生育或不生育的现象在增多。这一现象的可能原因在于,一方面,患不孕不育症的比例在增加。2020 年中国不孕不育症发生率在 10%以上,且有上升趋势(张翠玲等,2023)。另一方面,自愿不生育的人群规模也在增加,一孩生育意愿降低。本文使用的数据中,1977、1982 和 1987 年出生队列的女性汇报理想子女数为 0 的比例分别为 0.29%、0.37%和 0.41%,但这些队列在调查时实际未育比例依次为 2.74%(到 39 岁)、6.15%(到 34 岁)和 18.53%(到 29 岁)。受多重因素的影响,实际生育水平往往低于生育意愿(吴帆,2020),终身生育子女数为 0 的比例会高于理想子女数为 0 的比例。

第二,初婚年龄推迟提高了各年龄的队列未育比例,增加了队列女性终身未育的可能性。世纪性的人口转变完成后,各国生育水平的进一步下降在很大程度上可归因于结

婚和生育的推迟(Lesthaeghe, 2014)。在以婚内生育为主的中国社会,女性初婚年龄越晚,初育时间往往越晚。随着年龄的增长,队列初育水平在较高年龄段提升的空间极为有限。已有研究表明,在35岁以后,女性的生育能力迅速下降,患不孕症的比例提高(Mascarenhas等, 2012; Qiao等, 2021);加之,怀孕年龄越大,自然流产的可能性也越高。据估计,女性在37岁怀孕,自然流产的可能性为20%;44岁时相应可能性上升为30%;48岁时进一步上升到40%(Leridon, 2008)。因此,婚育年龄的大幅推迟有可能造成终身不育水平的上升。

第三,较晚出生队列、受教育程度较高、居住在城市的女性更可能推迟生育,且在育龄后期能够实现的补偿程度下降。与1967年出生队列相比,较晚出生队列的女性推迟初育的幅度加大;其中,高学历、城市女性初育推迟的幅度更大,学历及城乡间的差异也更大。在初育相对推迟的幅度(年龄别未育比例与基准组的差值)达到最大后,较晚出生队列、高学历、城市女性开始补偿性生育的年龄较大,且补偿幅度较小,终身无子女的比例更高。究其原因,相对于低学历女性,受过高等教育的女性生育意愿较低、更可能推迟婚育;年轻队列中,受过本科及以上学历的女性生育意愿更低、不生育倾向更高(於嘉, 2022);与农村女性相比,城市女性更可能因接受教育或职业发展而推迟婚育。

第四,本文关于年龄别未育比例的分解结果表明,当前女性未婚比例升高对年龄别未育比例上升的贡献最大,且相应影响在较晚出生队列中更大。与欧美等西方国家相比,中国目前非婚生育比例很低,婚姻推迟和婚内生育推迟是导致女性终身未育比例升高的主要原因。随着越来越多的年轻人更加注重个人发展,追求更高的受教育水平与职业目标,婚育年龄不断推迟,增加了全社会终身不婚比例上升的风险。为此,制定必要的支持和干预措施推动年轻人适龄婚育已成为现阶段人口与家庭领域的重大现实需求,也关系着适度生育水平和人口高质量发展目标的实现。

最后,本文对队列未育比例的分年龄分解发现,较晚出生队列的女性在29岁以前保持未育状态的概率升高,29岁及以后生育出现不同幅度的追赶或补偿,由此抬高了在较高年龄段生育的条件概率。考虑到高龄生育将会伴随着妇幼健康风险的上升,适时出台必要的干预措施对提升社会健康水平具有重要的现实意义。关注年轻人推迟初育年龄、高龄生育的风险因素,如职业女性面临的事业发展与家庭照料困境,制定必要的支持政策、健全婚育支持和服务体系,对提高人口健康水平、实现高质量发展极为关键。

本文也存在一定局限。首先,本文使用的怀孕史信息为回顾性数据,有可能存在不同程度的记忆或汇报偏差,尤其是在较早出生队列的女性中。其次,受数据所限,本文仅揭示了终身未育水平的变化趋势,未能区分主观上不想生育和客观上不能生育在其中的贡献。最后,本文考察对象中较晚出生队列的女性在调查时尚未度过生育期,因而无法准确计算其终身未育水平。

参考文献:

1. 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。
2. 陈卫、段媛媛(2019):《中国近10年来的生育水平与趋势》,《人口研究》,第1期。
3. 封婷(2023):《中国女性初婚进度的新变动、原因和趋势》,《中国人口科学》,第1期。
4. 郭志刚(2017):《中国低生育进程的主要特征——2015年1%人口抽样调查结果的启示》,《中国人口科学》,第4期。
5. 姜全保、淡静怡(2020):《中国女性婚姻的推迟与补偿》,《中国人口科学》,第5期。
6. 李文珍(2020):《1957年以来出生女性群体的婚孕新趋势——以未婚怀孕为中心的分析》,《人口学刊》,第6期。
7. 王鹏、吴愈晓(2013):《初婚年龄的影响因素分析基于CGSS2006的研究》,《社会》,第3期。
8. 吴帆(2020):《生育意愿研究:理论与实证》,《社会学研究》,第4期。
9. 於嘉(2022):《何以为家:第二次人口转变下中国人的婚姻与生育》,《妇女研究论丛》,第5期。
10. 翟振武、刘雯莉(2020):《中国妇女终身不孕水平究竟有多高?——基于人口调查数据的分析》,《人口研究》,第2期。
11. 张翠玲等(2023):《中国女性终身不育水平估计——基于第七次全国人口普查数据的分析》,《人口研究》,第3期。
12. 庄亚儿等(2018):《2017年全国生育状况抽样调查的实践与思考》,《人口研究》,第4期。
13. Baudin T., Sarkar K. (2021), Education and Childlessness in India. *Population*. 76(3):461–486.
14. Fiori F., Rinesi F., Graham E. (2017), Choosing to Remain Childless? A Comparative Study of Fertility Intentions among Women and Men in Italy and Britain. *European Journal of Population*. 33(3):319–350.
15. Frejka T. (2017), Childlessness in the United States. In Kreyenfeld, M., Konietzka, D. (Eds) *Childlessness in Europe: Contexts, Causes, and Consequences*. Springer.
16. Frejka T., Jones G.W., Sardon J.P. (2010), East Asian Childbearing Patterns and Policy Developments. *Population and Development Review*. 36(3):579–606.
17. Jiang Q., Yang S., Li S., et al. (2019), The Decline in China's Fertility Level: A Decomposition Analysis. *Journal of Biosocial Science*. 51(6):785–798.
18. Jiang Q., Zhang C., Zhuang Y., et al. (2023), Rising Trend of Childlessness in China: Analysis of Social and Regional Disparities with 2010 and 2020 Census Data. *BMJ Open*. 13(5):e070553.
19. Leridon H. (2008), A New Estimate of Permanent Sterility by Age: Sterility Defined as the Inability to Conceive. *Population Studies*. 62(1):15–24.
20. Lesthaeghe R. (2014), The Second Demographic Transition: A Concise Overview of Its Development. *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 111(51):18112–18115.
21. Mascarenhas M.N., Flaxman S.R., Boerma T., et al. (2012), National, Regional, and Global Trends in Infertility Prevalence since 1990: A Systematic Analysis of 277 Health Surveys. *PLoS Medicine*. 9(12):e1001356.
22. Qiao J., Wang Y., Li X., et al. (2021), A Lancet Commission on 70 Years of Women's Reproductive, Maternal, Newborn, Child, and Adolescent Health in China. *The Lancet*. 397(10293):2497–536.
23. Schroder-Butrerfill E., Kreager P. (2005), Actual and de facto Childlessness in Old Age: Evidence and Impli-

- cations from East Java, Indonesia. *Population and Development Review*. 31(1):19–55.
24. Sobotka T., Zeman K., Lesthaeghe R., et al. (2011), Postponement and Recuperation in Cohort Fertility: New Analytical and Projection Methods and Their Application (European Demographic Research Paper). *Vienna Institute of Demography*. Accessed on 10 August 2023.
 25. Sobotka T. (2017), Childlessness in Europe: Reconstructing Long-Term Trends among Women Born in 1900–1972. In Kreyenfeld, M., Konietzka, D. (Eds), *Childlessness in Europe: Contexts, Causes, and Consequences*. Springer.
 26. Sobotka T. (2021), World's Highest Childlessness Levels in East Asia. *Population & Societies*. 595:1–4.
 27. Yoo S.H. (2016), Postponement and Recuperation in Cohort Marriage: The Experience of South Korea. *Demographic Research*. 35(35):1045–1078.
 28. Yoo S.H. (2022), Postponement and Recuperation of Fertility in South Korea: Estimating and Projecting Completed Fertility. *Journal of the Korean Official Statistics*. 27(1):29–55.

Trends in Childlessness Proportion among Chinese Women: A Cohort Analysis

Wang Tian Tan Weiyi Han Lu Jiang Quanbao

Abstract: The increasing phenomenon of childlessness in China has caused extensive attention. Based on the 2017 China Fertility Survey data and from a cohort perspective, we first calculated age-specific childlessness proportions and the urban-rural, educational differences. Then, we analyzed the postponement and recuperation of first births, and finally we decomposed the differences in the childlessness proportion between cohorts. The results show that the childlessness proportion increases among women aged 29 in later birth cohorts, and is higher among urban women and among higher educated women, reflecting the reality of delayed first childbearing among women in later birth cohorts. Although there is a recuperation of childbearing at later reproductive ages, the corresponding recuperation is weaker in the later birth cohort. The older the age at first marriage, the greater the likelihood of childlessness for life, and the contribution of the rising proportion never-married to the rising of childlessness proportion increases in later birth cohorts. Using a stepwise replacement method, the age-specific decomposition of differences in the childlessness proportion between cohorts shows that at early reproductive ages, the higher age-specific conditional probability of not giving birth among later birth cohorts increased the childlessness proportion, and at advanced ages the age-specific conditional probability of not giving birth decreased, resulting in a recuperation of childbearing, but the degree of the recuperation is limited. The childlessness proportion among young women is expected to increase in the future.

Keywords: Proportion of Childlessness; Childbearing Postponement; Decomposition

(责任编辑:李玉柱)