

中国女性婚姻的推迟与补偿*

姜全保 淡静怡

【摘要】中国女性推迟结婚,结婚率下降和初婚年龄的提高引起社会的广泛关注。文章使用1990、2000和2010年人口普查数据,依据年龄别初婚频率、曾婚比例及婚姻推迟、补偿和补偿指数指标,分析女性1930~1985年出生队列婚姻推迟和补偿情况,以及1965~1980年出生队列婚姻推迟和补偿的城乡差异。结果表明,1930~1985年出生队列,各年龄曾婚比例下降、婚姻推迟,婚姻的推迟和补偿存在城乡差异,受教育程度的提高对女性婚姻具有推迟效应。1930~1970年全国出生队列婚姻推迟得到完全补偿,1975~1980年婚姻推迟最终虽未完全补偿,但补偿指数较高,终身未婚比例很低。1985年出生队列补偿指数比之前的出生队列明显降低,终身未婚比例增加,晚婚转变为不婚的可能性增加。

【关键词】初婚频率 曾婚比例 婚姻推迟 婚姻补偿

【作者】姜全保 西安交通大学公共政策与管理学院人口与发展研究所,教授;淡静怡 西安交通大学公共政策与管理学院人口与发展研究所,博士研究生。

一、研究背景

近年来,中国女性平均初婚年龄不断提高,并有继续升高的趋势。1982、1990、2000和2010年女性的平均初婚年龄分别为22.39岁、22.07岁、23.31岁和24.66岁,25~29岁女性的未婚比例分别为5.27%、4.29%、8.67%和21.62%(Zhao, 2017)。女性的年龄别结婚率也在下降,2000~2010年22~24岁女性的年龄别结婚率下降了一半以上(Lu等, 2014)。中国女性终身未婚比例一直维持在很低的水平,在1990和2015年分别为0.2%和0.4%(郭志刚、田思钰, 2017)。然而,随着经济的快速发展,女性受教育程度与社会地位不断提高,其婚育观念也发生了改变,进而推迟进入婚姻的时间(赵智伟, 2008)。女性初婚年龄存在户籍差异,城市户籍女性的平均初婚年龄大于农村户籍女性(王鹏、吴愈晓, 2013)。此外,高等教育对女性的初婚具有推迟效应(刘昊, 2016),本科生和研究生的结婚率大幅度下降(吴要武、刘倩, 2014)。

* 本文为国家社科基金重大项目“人口普查质量评估理论创新研究”(编号:15ZDB136)的阶段性成果。

女性婚姻推迟是否会带来终身未婚比例的上升,一直是学界研究的重点。无论是发达国家还是发展中国家和地区,平均初婚年龄都在不断提高,婚姻推迟已成为一种普遍趋势(Ortega, 2014)。在一些国家,婚姻推迟伴随着终身未婚比例的上升。比如,西欧女性的平均初婚年龄由1976年的24.1岁提高到2002年的30.9岁,终身未婚比例也由6.9%提高到11.4%(Ortega, 2014)。2005年日本、新加坡和中国香港特别行政区女性45~49岁的未婚比例均达到8%及以上(Jones等, 2009)。2018年日本女性平均初婚年龄提高到29.4岁,50岁时未婚比例在2015年达到14.06%(日本国立社会保障·人口问题研究所, 2020)。2010年韩国女性平均初婚年龄已达到30.25岁,但45~49岁的未婚比例仅为3.3%(Yoo, 2016)。

本文通过较长时间跨度的队列数据分析1930~1985年出生队列婚姻推迟和补偿状况,包括20世纪60年代以来的出生队列婚姻推迟和补偿现象的城乡及教育差异,预测未来终身未婚比例。本文将婚姻推迟与补偿的过程联系起来,量化婚姻推迟的程度及补偿程度,展现婚姻推迟和补偿的变化趋势。对婚姻推迟的结果是晚婚还是终身不婚进行讨论。

二、研究方法

已有关于女性婚姻推迟的研究大多使用初婚年龄、曾婚比例和终身未婚比例等指标(杨扬, 2017; 封婷, 2019; Coale, 1971; Goldstein等, 2001)。近年来,有研究使用曾婚比例和补偿指数从宏观层次研究婚姻推迟与补偿(Yoo, 2016)。本文主要研究中国女性婚姻推迟与补偿情况,使用女性队列年龄别初婚频率和曾婚比例,以及观察队列与基准队列之间年龄别曾婚比例的差值计算婚姻推迟、补偿和补偿指数。由于一些队列人口还比较年轻,没有完全度过可婚配年龄(通常为49岁),因此,使用Hernes模型对曾婚比例进行拟合与预测。基于Hernes模型对1955~1985年出生队列已有年龄别曾婚比例数据进行拟合,确定拟合参数,进而对年龄别曾婚比例进行预测,利用预测的年龄别曾婚比例数据计算女性队列婚姻推迟后的补偿指数指标。

(一) 年龄别初婚频率与曾婚比例(累计初婚频率)

本文用 $FM_a(x)$ 表示 a 队列在 x 岁初婚的人数, TP_a 为 a 队列总人数, a 队列的年龄别初婚频率表示为 $\frac{FM_a(x)}{TP_a}$ 。 $C_a(y)$ 表示 a 队列女性到确切年龄 y 岁(包括 y 岁)的累计初婚频率(Carmichael, 2016),则 $C_a(y) = \sum_{x=15}^y \frac{FM_a(x)}{TP_a}$ 。曾婚比例是某年龄曾婚人数与该年龄总人数之比,在不考虑死亡时,队列某一年龄的曾婚比例等于该年龄的累计初婚频率。

(二) 婚姻的推迟、补偿与补偿指数

Yoo(2016)基于 Frejka(2011)和 Sobotka 等(2011)对生育推迟与补偿的研究,对韩国女性婚姻推迟与补偿情况进行了分析。本文借鉴 Yoo(2016)的方法,使用曾婚比例指标,比较观察队列与设定的基准队列间对应年龄的曾婚比例,即计算观察队列与基准队列间对应年龄的曾婚比例差值。如果观察队列在较小年龄时比基准队列对应年龄的曾婚比例下降,就意味着在相同年龄已婚人口比例减少,表示婚姻推迟(P)。虽然可以计算各个年龄的婚姻推迟,但 Yoo(2016)的方法关注婚姻推迟的最大幅度,即观察队列和基准队列曾婚比例的差值绝对值最大时的推迟。在达到差值绝对值最大的年龄之后,具体年龄的曾婚比例差值相对于差值绝对值最大年龄时曾婚比例差值的增加值表示婚姻推迟后的补偿(R)。若某一观察队列在较小年龄时曾婚比例比基准队列下降幅度大,而在之后年龄曾婚比例增加幅度小,不足以抵消前面下降的幅度,则婚姻未完全补偿。反之,若在之后年龄曾婚比例的增加幅度抵消甚至超过在较小年龄曾婚比例的下降幅度,则婚姻完全补偿。由于婚姻的推迟和补偿是观察队列和基准队列这两个出生队列之间的比较,一般选择前面的出生队列作为基准。对于多个出生队列来说,既可以两两比较,也可以根据实际情况选择一个队列作为基准队列,其余作为观察队列与之进行比较。

以 m 表示观察队列与基准队列之间的年龄别曾婚比例差值的绝对值达到最大时的年龄,观察队列 b 相对于基准队列 a 婚姻的推迟程度用 P_b 表示:

$$P_b = \sum_{x=15}^m \left[\frac{FM_b(x)}{TP_b} - \frac{FM_a(x)}{TP_a} \right] = C_b(m) - C_a(m) \quad (1)$$

婚姻推迟后在具体年龄 n 岁时的补偿用 $R_b(n)$ 表示:

$$R_b(n) = \sum_{x=m+1}^n \left[\frac{FM_b(x)}{TP_b} - \frac{FM_a(x)}{TP_a} \right] = C_b(n) - C_a(n) - P_b \quad (2)$$

婚姻补偿指数用 $RI_b(n)$ 表示:

$$RI_b(n) = \frac{R_b(n)}{-P_b} \quad (3)$$

(三) Hernes 模型

Hernes(1972)建立了分析队列成员进入婚姻过程的扩散模型,该模型认为队列成员曾婚比例变化率受曾婚比例和未婚比例的共同影响。一方面,队列中曾婚群体的比例增加会使未婚群体的结婚压力增加;另一方面,随着年龄的增长适婚异性人数减少,未婚者对异性的吸引能力下降且长期单身的人逐渐习惯于保持单身状态,这使个体的结婚能力随年龄的增加而下降。其表达式为:

$$\frac{dP(x)}{dx} = Ab^{(x-x_0)}P(x)[1-P(x)] \quad (4)$$

其中, $P(x)$ 为该队列在 x 岁时的曾婚比例, x_0 为起始结婚年龄, 参数 A 是初始的平均初婚能力, $b < 1$ 表示初婚能力随年龄增加而下降的速率。由此求得曾婚比例 $P(x)$ 的表达式为:

$$P(x) = \frac{1}{1 + \frac{1 - P(x_0)}{P(x_0)} \exp\left[\frac{A - A b^{(x-x_0)}}{\ln(b)}\right]} \quad (5)$$

国外一些研究表明, Hernes 模型能够很好地描述队列成员进入婚姻的过程(Diekmann, 1989; Goldstein 等, 2001)。封婷(2019)利用 Hernes 模型对中国女性初婚年龄模式进行拟合, 拟合结果准确稳健。本文采用 Hernes 模型对队列各年龄曾婚比例进行拟合并对未完成婚姻的队列的曾婚比例进行预测。

三、数据来源

本文使用女性 1930~1985 年出生队列在各年龄的初婚人数、曾婚人数与总人数, 1965~1980 年出生队列中城市、镇和农村各年龄初婚人数、曾婚人数与总人数, 以及 1990、2000、2010 年不同受教育程度各婚姻状态人数。比较各个数据来源, 本文使用明尼苏达大学与各国统计机构、国际组织等合作建立的微观共享整合数据库(IPUMS)中的 2000 年中国人口普查微观数据, 以及 1990、2000 和 2010 年全国人口普查资料数据。

为了计算 1930~1985 年各出生队列在各年龄的初婚人数、曾婚人数与总人数, 本文使用逆存活方法对数据进行回推, 计算得到 1930~1985 年出生队列年龄别初婚频率和曾婚比例。在此基础上以 1950 年出生队列为基准队列, 其余出生队列为观察队列, 计算观察队列与基准队列之间年龄别曾婚比例的差值, 进而得到各队列的婚姻推迟、补偿与补偿指数值。基于 Hernes 模型, 使用 MATLAB 软件, 对 1955~1985 年出生队列女性年龄别曾婚比例进行预测, 补充相应队列在具体年龄的婚姻补偿与补偿指数指标。具体来说, 1930~1970 年出生队列各年龄初婚人数、曾婚人数和总人数来自 IPUMS 中 2000 年中国人口普查数据微观数据, 1975~1985 年出生队列各年龄初婚人数、曾婚人数和总人数来自 2010 年全国人口普查资料。城市、镇和农村女性出生队列各年龄初婚人数、曾婚人数和总人数也来自 2010 年人口普查资料。1990、2000 和 2010 年不同受教育程度婚姻状态人数分别来自相应年份的人口普查资料。由于 2000 和 2010 年人口普查数据中登记了 15 岁以下的初婚人数, 本文中的年龄别初婚频率和曾婚比例从 15 岁开始计算, 15 岁的年龄别初婚频率不包括 15 岁之前结婚而只包括在 15 岁结婚的女性, 15 岁及其后的曾婚比例包括 15 岁以前初婚的女性。婚姻推迟、补偿和补偿指数均基于曾婚比例计算。

四、研究结果

(一) 年龄别初婚频率和曾婚比例

图 1 提供了女性 1930~1985 年出生队列年龄别初婚频率,从中可以看出以下特点:(1)整体上各出生队列女性年龄别初婚频率先增加后降低。(2)随着时间的推移,队列年龄别初婚频率呈整体向右偏移的趋势,表明各队列婚姻在推迟,具体表现在 3 个方面,一是在低年龄阶段,以 15 岁开始,1930~1945 年出生队列曲线起始年龄别初婚频率较其他队列偏高,其后出生队列在以 15 岁开始的低年龄段的年龄别初婚频率明显下降,表明婚姻推迟。二是初婚高峰期和峰值年龄的推迟。1930~1950 年出生队列的年龄别初婚频率基本在 17 岁(1940 和 1950 年出生队列为 18 岁)已高于 0.1,初婚频率峰值年龄均为 20 岁,这些队列的女性集中在 17~20 岁左右结婚。而 1955~1985 年出生队列年龄别初婚频率高于 0.1 时的年龄都在 20 岁及以后,峰值初婚年龄区间推迟到 20~24 岁左右。从峰值年龄变化趋势看,1955 年出生队列女性的婚龄期正值 20 世纪 70 年代晚婚晚育政策实施期间,女性平均初婚年龄快速提高,这使 1955 年出生队列初婚频率峰值年龄推迟到 24 岁,推迟幅度较大。此后 1960~1970 年出生队列初婚频率峰值年龄较 1955 年出生队列提前是由于 1980 年修改后的《婚姻法》放松了 70 年代晚婚晚育政策对结婚年龄的约束。90 年代以来,女性平均初婚年龄不断提高,可以看到 1975 年出生队列初婚频率峰值年龄又出现推迟趋势,峰值年龄由 22 岁推迟为 1980 年出生队列的 23 岁。三是初婚频率峰值波动,但总体呈下降趋势。1930 年出生队列的初婚频率峰值为 0.18,1955 年出生队列初婚频率峰值下降至 0.13,经过 1960 和 1965 年出生队列初婚频率峰值的增加,1985 年出生队列下降到 0.11。

图 2 提供了中国女性 1930~1985 年出生队列曾婚比例数据。一是早婚

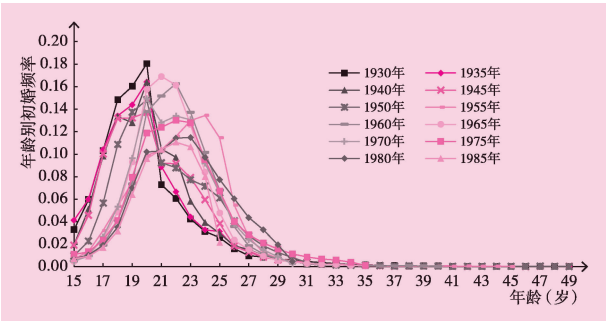


图 1 中国女性 1930~1985 年出生队列年龄别初婚频率
资料来源:IPUMS 数据库中 2000 年中国人口普查微观数据、2010 年全国人口普查资料数据。

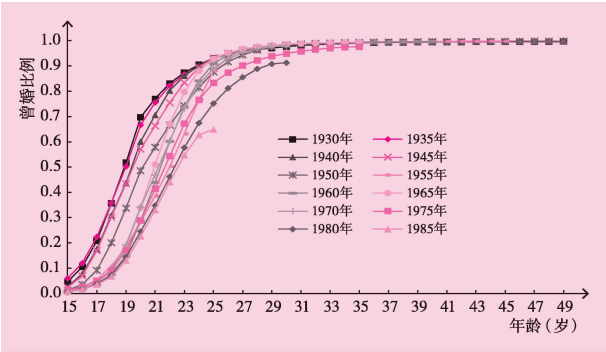


图 2 中国女性 1930~1985 年出生队列曾婚比例
资料来源:IPUMS 数据库中 2000 年中国人口普查微观数据、2010 年全国人口普查资料数据。

比例下降。1930~1950 年出生队列 19 岁的曾婚比例在 33% 以上,1955~1985 年出生队列相应比例在 20% 以下。虽然还有一部分人早婚,但越来越多的人不再倾向于早婚,1955~1985 年出生队列较之前队列的早婚比例下降明显。二是终身未婚比例很低,1930~1975 年出生队列曾婚比例在 30 岁时都达到 95% 及以上。三是随着时间的推移,1930~1985 年出生队列曾婚比例曲线整体向右偏移,各出生队列对应年龄的曾婚比例呈下降趋势,女性进入婚姻的时间不断推迟。以曾婚比例达到 50% 及以上的年龄看,1930~1935 年出生队列为 19 岁,1940~1945 年出生队列为 20 岁,1950 年出生队列为 21 岁,1955~1975 年出生队列为 22 岁(1965 年出生队列为 21 岁),而 1980~1985 年出生队列为 23 岁。受高校扩招政策的影响,1980~1985 年出生队列在达到适婚年龄后的曾婚比例较之前队列明显下降,以 25 岁曾婚比例为例,1975 年出生队列在 25 岁的曾婚比例为 83%,1980 和 1985 年出生队列分别为 75% 和 65%。

(二) 全国女性婚姻的推迟与补偿

图 3 提供了全国 1930~1985 年出生队列与 1950 基准队列之间的曾婚比例差值。表 1 提供了 1930~1985 年出生队列婚姻推迟、补偿和补偿指数的具体情况。以 1955 年出生队列为例,1955 和 1950 年出生队列曾婚比例差值的绝对值达到最大时的年龄为 20 岁,相应差值为 -0.204,表明在 20 岁,1955 年出生队列的曾婚比例比 1950 年出生队列的曾婚比例低了 20.4 个百分点。在达到差值绝对值最大的年龄之后,婚姻开始补偿,1955 年出生队列与 1950 年出生队列在 25 岁时的曾婚比例差值相对于在 20 岁时的曾婚比例差值增加了 0.209,补偿指数为 1.023,超过了 1,表明 1955 年出生队列在此前的婚姻推迟在 25 岁完全得到补偿。通过对各队列婚姻推迟与补偿情况进行分析,可以看出以下特征。

第一,总体上 1930~1985 年出生队列婚姻是推迟的。以 1950 年出生队列为基准队

列,1930~1945 年出生队列与 1950 年出生队列曾婚比例差值的绝对值达到最大时的差值为正;而 1955~1985 年出生队列与 1950 年出生队列曾婚比例差值的绝对值达到最大时的差值为负。表 1 数据显示,1930 年出生队列与 1950 年出生队列曾婚比例差值的绝对值达到最大时的年龄为 20 岁,差值为 0.212,表明 1950 年出生队列在该年龄的曾婚比例比 1930 年出生队列降低

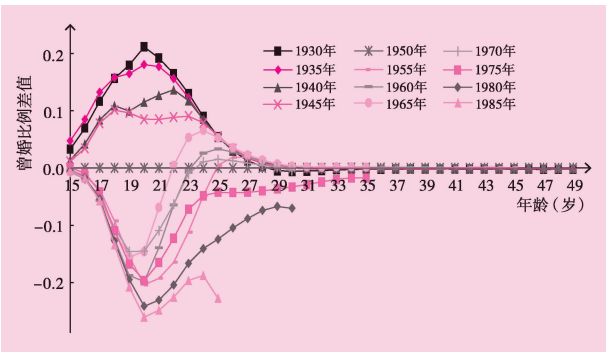


图 3 中国女性 1930~1985 年出生队列曾婚比例差值
资料来源:IPUMS 数据库中 2000 年中国人口普查微观数据、2010 年全国人口普查资料数据。

表 1 中国女性 1930~1985 年出生队列婚姻推迟、补偿和补偿指数

| 出生 队列 | 推迟 (P) | 年龄 | 在具体年龄的补偿(R) | | | | | | 补偿指数(RI) | | | | | |
|----------|-----------|----|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 49 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 49 |
| 1930 年 | 0.212 | 20 | -0.157 | -0.217 | -0.214 | -0.213 | -0.213 | -0.214 | 0.742 | 1.028 | 1.010 | 1.008 | 1.009 | 1.011 |
| 1935 年 | 0.181 | 20 | -0.126 | -0.181 | -0.182 | -0.182 | -0.182 | -0.182 | 0.700 | 1.001 | 1.006 | 1.009 | 1.008 | 1.009 |
| 1940 年 | 0.137 | 22 | -0.083 | -0.134 | -0.136 | -0.137 | -0.137 | -0.137 | 0.606 | 0.982 | 0.999 | 1.001 | 1.002 | 1.005 |
| 1945 年 | 0.102 | 18 | -0.045 | -0.102 | -0.101 | -0.101 | -0.101 | -0.102 | 0.448 | 1.001 | 0.991 | 0.999 | 0.998 | 1.001 |
| 1950 年 | 0 | | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | | | | | | |
| 1955 年 | -0.204 | 20 | 0.209 | 0.208 | 0.206 | 0.205 | 0.205 | | 1.023 | 1.018 | 1.009 | 1.003 | 1.004 | |
| 1960 年 | -0.198 | 20 | 0.232 | 0.201 | 0.199 | 0.199 | | | 1.167 | 1.016 | 1.002 | 1.001 | | |
| 1965 年 | -0.155 | 19 | 0.208 | 0.158 | 0.156 | | | | 1.341 | 1.021 | 1.008 | | | |
| 1970 年 | -0.146 | 19 | 0.161 | 0.142 | | | | | 1.103 | 0.972 | | | | |
| 1975 年 | -0.197 | 20 | 0.154 | 0.163 | 0.179 | | | | 0.785 | 0.831 | 0.911 | | | |
| 1980 年 | -0.241 | 20 | 0.117 | 0.171 | | | | | 0.484 | 0.709 | | | | |
| 1985 年 | -0.260 | 20 | 0.033 | | | | | | 0.126 | | | | | |

注:这里的年龄是指曾婚比例差值的绝对值达到最大时的年龄。

资料来源:IPUMS 数据库中 2000 年中国人口普查微观数据、2010 年全国人口普查资料数据。

了 21.2 个百分点,1950 年出生队列较 1930 年出生队列婚姻推迟。1950 年中国颁布了第一部《婚姻法》,对法定结婚年龄进行了明确规定(男 20 岁,女 18 岁),这使 1935 年出生队列婚姻推迟。1940 年出生队列在 19~21 岁时正处于“大跃进”和三年自然灾害时期,受此影响该出生队列婚姻进一步推迟,1930~1945 年出生队列与 1950 年出生队列的曾婚比例差值的绝对值最大值不断下降,说明之后队列较之前队列婚姻推迟。20 世纪 70 年代的“晚、稀、少”计划生育政策提倡女性 23 周岁以后结婚,这使 1955 年出生队列的婚姻推迟情况加重,与 1950 年出生队列相比,其曾婚比例差值在 20 岁迅速下降至 -0.204,婚姻推迟程度严重。1980 年,国家对《婚姻法》进行了修改,规定法定结婚年龄为男 22 岁,女 20 岁,这使 60 年代出生者相比 50 年代的出生者平均初婚年龄提前(王鹏、吴愈晓,2013),可以看到,1960~1970 年出生队列与 1950 年出生队列的曾婚比例差值的绝对值最大值逐渐减小,婚姻推迟程度有所减弱。90 年代以来,随着经济发展和女性受教育程度的提高,婚育观念也开始改变,平均初婚年龄不断提高,表现为 1975 年及此后出生队列婚姻推迟程度加重。1999 年实施高校扩招政策,接受高等教育对初婚具有推迟效应(刘昊,2016),因此,受益于高校扩招政策的 1980 年及之后出生队列的女性婚姻推迟程度进一步加重,1985 年出生队列婚姻推迟程度最为严重,曾婚比例差值曲线谷底最深,与 1950 年出生队列在 20 岁时的曾婚比例差值达到 -0.260,表明 1985 年出生队列比 1950 年出生队列在该年龄的曾婚比例降低了 26.0 个百分点。

第二,各队列婚姻推迟后开始补偿的年龄均较小,这很大程度上可能是因为法律政策的约束,使婚姻推迟大多发生在法定婚龄之前,而大部分女性基本在达到法定结婚年

龄后就会选择结婚。

第三,从各队列婚姻推迟后的补偿情况看,1930~1945 年出生队列的补偿指数在 30 岁基本都达到 1(1940 年出生队列补偿指数为 0.982),表明 1950 年较 1930~1945 年出生队列在年轻时婚姻的推迟在之后年龄开始补偿,且婚姻推迟基本完全补偿,终身

未婚比例很低。1955~1970 年出生队列在 25 岁时婚姻补偿指数大于 1。1975 年出生队列在 35 岁时的婚姻补偿指数为 0.911,虽未完全补偿,但补偿指数较高。1980 年出生队列曾婚比例差值曲线谷底变深,曲线变宽,且在 30 岁的补偿指数为 0.709,较之前队列在该岁的补偿指数降低。虽然 1985 年出生队列由于数据限制只能计算到 25 岁的补偿指数,但可以看到队列在 25 岁的补偿值为 0.033,补偿指数仅为 0.126,补偿能力明显减弱,补偿程度降低。

(三) 城市、镇和农村女性婚姻的推迟与补偿

图 4、图 5 和图 6 的结果显示,1965~1980 年出生队列婚姻推迟与补偿情况存在城乡差异。城市地区经济相对发达,女性受教育程度高于镇和农村,受传统婚育思想影响小,初婚年龄晚于镇和农村(陆杰华、王笑非,2013)。可以看到,城市 1965~1980 年出生队列婚姻推迟比镇与农村严重。镇与农村 1965~1975 年出生队列在 25 岁时婚姻推迟已得到完全补偿,而城市只有 1965 年出生队列在 25 岁时完全补偿,其他队列婚姻推迟未得到完全补偿,但城市 1970 年出生队列在 39 岁和 1975 年出生队列在 35 岁的补偿指数较高。总的来看,城市、镇和农村 1980 年出生队列婚姻推迟程度最严重,且到

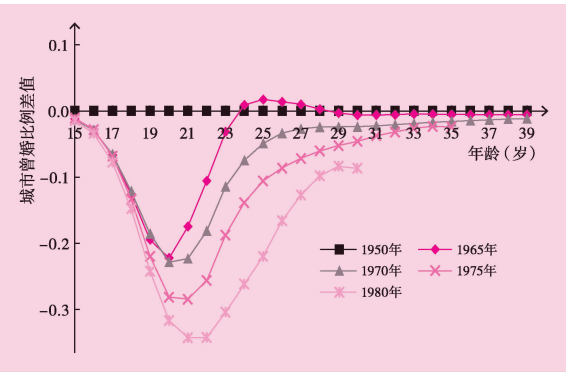


图 4 城市 1965~1980 年出生队列曾婚比例差值
资料来源:2010 年全国人口普查资料数据。

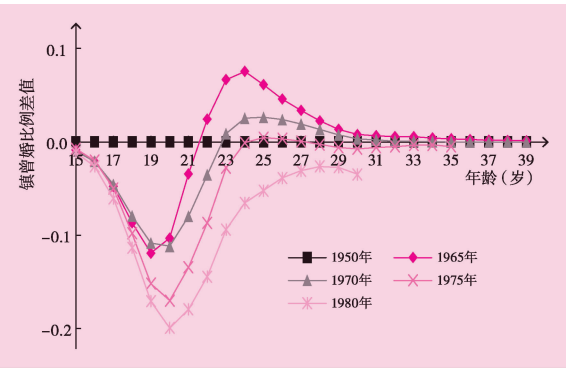


图 5 镇 1965~1980 年出生队列曾婚比例差值
资料来源:2010 年全国人口普查资料数据。

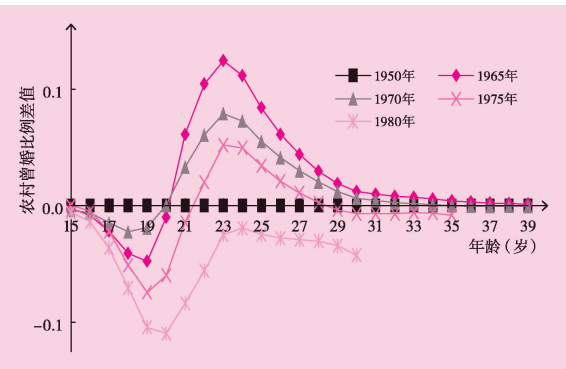


图 6 农村 1965~1980 年出生队列曾婚比例差值
资料来源:2010 年全国人口普查资料数据。

30 岁时婚姻推迟都未得到完全补偿，城市 1980 年出生队列在 30 岁时的补偿值为 0.256，比镇和农村高，表现出略强的补偿能力，但其在 30 岁的补偿指数低于镇，即对于年轻时曾婚比例的下降幅度的补偿程度不如镇女性。另外，本文分别以城市、镇和农村 1950 年出生队列为基准队列计算了城市、镇和农村女性 1965~1980 年出生队列各自的婚姻推迟与补偿情况。结果表明，无论城市、镇还是农村，1965~1980 年出生队列婚姻推迟程度都不断加深，其中 1980 年出生队列婚姻推迟程度最为严重，且到 30 岁时婚姻推迟还未得到完全补偿，而城市、镇和农村 1965 和 1970 年出生队列在 25 岁时婚姻推迟均已得到完全补偿，1975 年出生队列在 35 岁时虽未完全补偿，但各年龄补偿指数均比 1980 年出生队列高。

(四) 分教育程度情况

受教育程度的提高对于婚姻推迟有显著影响。限于数据的可得性，本文结合时期数据和队列数据进行分析。2010 年各教育程度的女性终身未婚比例很低，但大专及以上学历教育程度的女性在 20~30 岁的曾婚比例明显低于对应年龄初中及以下和高中教育程度女性的曾婚比例。随着中国教育事业的发展，尤其是高等教育扩招之后，女性的教育水平提升很快。如表 2 所示，1990~2010 年女性各年龄大专及以上学历受教育程度的比例都在增加。以 20 岁为例，受教育程度为大专及以上学历的女性人口比例由 1990 年的 2.07% 增加到 2010 年的 30.70%。随着受过高等教育女性人口比例的增加，中国女性进入婚姻的时间可能会进一步推迟。

表 2 女性 1990~2010 年在 20、25、30、35 岁时不同受教育程度人口比例 %

| 受教育程度 | 20 岁 | | | 25 岁 | | | 30 岁 | | | 35 岁 | | |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 1990 年 | 2000 年 | 2010 年 | 1990 年 | 2000 年 | 2010 年 | 1990 年 | 2000 年 | 2010 年 | 1990 年 | 2000 年 | 2010 年 |
| 初中及以下 | 86.08 | 67.93 | 46.38 | 85.21 | 77.89 | 62.73 | 75.12 | 82.95 | 66.26 | 89.44 | 84.30 | 74.99 |
| 高中 | 11.85 | 21.71 | 22.92 | 12.78 | 14.82 | 15.69 | 23.53 | 11.72 | 16.32 | 9.29 | 11.56 | 13.41 |
| 大专及以上 | 2.07 | 10.36 | 30.70 | 2.01 | 7.29 | 21.58 | 1.34 | 5.34 | 17.42 | 1.27 | 4.13 | 11.60 |

资料来源：1990、2000 和 2010 年全国人口普查资料数据。

表 3 为 1970 和 1980 年出生队列受教育程度为大专及以上学历女性人口的曾婚比例变化趋势。1980 年出生队列的受教育程度为大专及以上学历的女性在 30 岁的曾婚比例为 85.38%，比同等教育程度的 1970 年出生队列在 30 岁的曾婚比例低了 8.51 个百分点。结合 2010 年各类受教育程度女性曾婚比例变化趋势及表 2 和表 3 可以看出，女性不仅受教育程度提高，受过高等教育的比例大幅度提升，而且即使同等教

表 3 女性 1970 和 1980 年出生队列
大专及以上学历人口曾婚比例 %

| 出生队列 | 20 岁 | 30 岁 | 40 岁 |
|--------|------|-------|-------|
| 1970 年 | 0.53 | 93.89 | 97.63 |
| 1980 年 | 0.53 | 85.38 | - |

资料来源：1990、2000 和 2010 年全国人口普查资料数据。

表 4 模型拟合参数

| 出生队列 | 参数(A,b) | SSE | Adjusted R ² |
|--------|----------------|--------|-------------------------|
| 1955 年 | 0.8078, 0.9560 | 0.0081 | 0.9978 |
| 1960 年 | 0.9897, 0.9411 | 0.0005 | 0.9999 |
| 1965 年 | 1.1253, 0.9251 | 0.0003 | 0.9999 |
| 1970 年 | 0.9294, 0.9337 | 0.0009 | 0.9995 |
| 1975 年 | 1.0387, 0.9034 | 0.0007 | 0.9997 |
| 1980 年 | 0.9476, 0.9060 | 0.0004 | 0.9998 |
| 1985 年 | 1.5474, 0.8262 | 0.0011 | 0.9978 |

资料来源:IPUMS 数据库中 2000 年中国人口普查微观数据、2010 年全国人口普查资料数据。

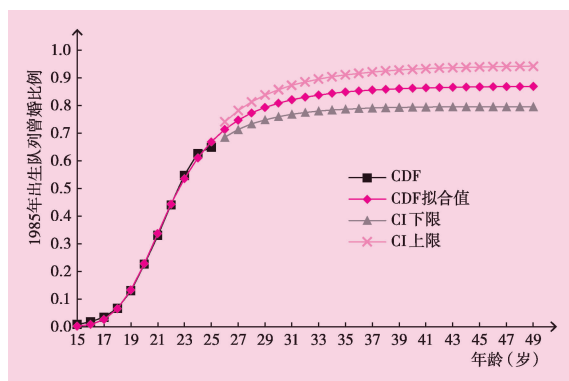


图 7 中国女性 1985 年出生队列曾婚比例

资料来源:2010 年全国人口普查资料数据。

示,1955~1980年出生队列的终身未婚比例较低,女性一生基本达到普遍结婚状态,晚婚转变为不婚的现象很少。1985年出生队列在49岁的曾婚比例下降幅度较大可能由于原有曾婚比例数据有限,使用2010年普查数据仅有15~25岁曾婚比例数据进行外推预测,但从1985年出生队列较之前出生队列曾婚比例的下降趋势来看,晚婚转变为不婚的可能性增加。

表 5 为基于 Hernes 模型拟合的 1955~1985 年出生队列曾婚比例预测值补充完整的婚姻推迟、补偿与补偿指数。1955~1970 年出生队列在 49 岁时的补偿指数均超过 1, 婚姻推迟得到完全补偿。1975 和 1980 年出生队列在 49 岁时的补偿指数分别为 0.974 和 0.956, 虽未完全补偿, 但补偿指数较高。可以看到, 虽然年轻队列婚姻推迟程度加深, 但晚婚转变为不婚的较少, 女性仅是推迟结婚而不是终身不婚。1985 年出生队列在各年龄的补偿值和补偿指数均较低, 在 49 岁时补偿值为 0.131, 补偿指数为 0.503。这可能是由于数据原因使 1985 年出生队列补偿值与补偿指数较其他队列下降幅度明显, 但从各年龄的补偿值与补偿指数趋势能够看到其补偿能力减弱, 补偿程度降低。

育程度的人,婚姻也在推迟,二者综合作用使教育对于婚姻推迟的作用更加明显。由于没有更多的数据,本文未能测算不同受教育程度女性人口未来晚婚和不婚趋势。

（五）基于 Hernes 模型预测的 1955～1985 年出生队列婚姻的推迟与补偿

为了分析 1955~1985 年出生队列在具体年龄时婚姻的推迟与补偿情况,本文对 1955~1985 年出生队列的曾婚比例进行拟合及外推预测。表 4 为 Hernes 模型对 1955~1985 年出生队列曾婚比例拟合的相关参数结果。1955~1985 年出生队列拟合结果的 SSE 都很小, Adjusted R^2 基本都约等于 1, 拟合效果较好。

本文仅选取 1955~1985 年出生队列中 1985 年出生队列曾婚比例拟合与外推预测结果,并给出预测区间范围。1955~1985 年出生队列曾婚比例的预测结果显

表 5 基于 Hernes 模型预测值补充完整的 1930~1985 年出生队列婚姻推迟、补偿与补偿指数

| 出生 队列 | 推迟 (P) | 年龄 | 在具体年龄的补偿(R) | | | | | | 补偿指数(RI) | | | | | |
|----------|-----------|----|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 49 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 49 |
| 1930 年 | 0.212 | 20 | -0.157 | -0.217 | -0.214 | -0.213 | -0.213 | -0.214 | 0.742 | 1.028 | 1.010 | 1.008 | 1.009 | 1.011 |
| 1935 年 | 0.181 | 20 | -0.126 | -0.181 | -0.182 | -0.182 | -0.182 | -0.182 | 0.700 | 1.001 | 1.006 | 1.009 | 1.008 | 1.009 |
| 1940 年 | 0.137 | 22 | -0.083 | -0.134 | -0.136 | -0.137 | -0.137 | -0.137 | 0.606 | 0.982 | 0.999 | 1.001 | 1.002 | 1.005 |
| 1945 年 | 0.102 | 18 | -0.045 | -0.102 | -0.101 | -0.101 | -0.101 | -0.102 | 0.448 | 1.001 | 0.991 | 0.999 | 0.998 | 1.001 |
| 1950 年 | 0 | | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | | | | | | |
| 1955 年 | -0.204 | 20 | 0.209 | 0.208 | 0.206 | 0.205 | 0.205 | 0.206 | 1.023 | 1.018 | 1.009 | 1.003 | 1.004 | 1.010 |
| 1960 年 | -0.198 | 20 | 0.232 | 0.201 | 0.199 | 0.199 | 0.201 | 0.200 | 1.167 | 1.016 | 1.002 | 1.001 | 1.015 | 1.010 |
| 1965 年 | -0.155 | 19 | 0.208 | 0.158 | 0.156 | 0.158 | 0.158 | 0.157 | 1.341 | 1.021 | 1.008 | 1.021 | 1.017 | 1.012 |
| 1970 年 | -0.146 | 19 | 0.161 | 0.142 | 0.149 | 0.148 | 0.148 | 0.147 | 1.103 | 0.972 | 1.020 | 1.017 | 1.016 | 1.011 |
| 1975 年 | -0.197 | 20 | 0.154 | 0.163 | 0.179 | 0.189 | 0.191 | 0.191 | 0.785 | 0.831 | 0.911 | 0.961 | 0.973 | 0.974 |
| 1980 年 | -0.241 | 20 | 0.117 | 0.171 | 0.214 | 0.225 | 0.229 | 0.230 | 0.484 | 0.709 | 0.889 | 0.932 | 0.951 | 0.956 |
| 1985 年 | -0.260 | 20 | 0.033 | 0.086 | 0.116 | 0.126 | 0.130 | 0.131 | 0.126 | 0.330 | 0.446 | 0.486 | 0.501 | 0.503 |

注:这里年龄是指曾婚比例差值的绝对值达到最大时的年龄。

资料来源:IPUMS 数据库中 2000 年中国人口普查微观数据、2010 年全国人口普查资料数据。

五、结论与讨论

本文主要得到以下结论:(1)1930~1985 年出生队列的年龄别初婚频率先增加后降低,随着时间的推移曲线整体不断向右偏移,初婚高峰期和峰值年龄推迟,初婚频率峰值总体呈下降趋势。1930~1975 年出生队列终身未婚比例很低,1930~1985 年出生队列对应年龄的曾婚比例呈下降趋势,女性存在婚姻推迟现象。(2)从婚姻推迟与补偿情况看,1930~1955 年出生队列婚姻不断推迟,1960~1970 年出生队列婚姻推迟程度比 1955 年出生队列有所减弱,但从 1975 年出生队列开始,婚姻推迟程度不断加重。1930~1970 年出生队列婚姻推迟均得到完全补偿,1975~1980 年出生队列在 49 岁时婚姻推迟虽未完全补偿,但补偿指数较高。对 1965~1980 年出生队列的婚姻推迟与补偿情况进行分城乡比较发现,城市、镇和农村 1965~1980 年出生队列婚姻推迟程度不断加深,城市各出生队列婚姻推迟程度比镇和农村严重;无论是城市、镇还是农村,1980 年出生队列在各年龄的补偿指数均小于 1965~1975 年,其对年轻时曾婚比例下降的补偿程度不如之前的出生队列。结合 1955~1985 年出生队列曾婚比例外推预测结果发现,1930~1980 年出生队列终身未婚比例均很低,女性一生能达到普遍结婚的状态。虽然高等教育对女性的婚姻具有推迟效应,但大多数女性还是会进入婚姻,她们只是推迟结婚而不是不结婚。

然而,1985 年出生队列曾婚比例的预测值和补偿指数显示,49 岁的曾婚比例为 86.9%,终身未婚比例为 13.1%,在 49 岁时婚姻的补偿指数仅为 0.503。於嘉、谢宇(2019)

研究发现 1980~1989 年出生的女性,在 30 岁时还未进入初婚的比例超过 10%。封婷(2019)认为,1970 年之后的出生队列初婚率达到峰值的年龄推后,终身未婚比例增加,1980 年出生队列终身未婚比例预计为 1.48%~6.39%。中国女性普遍结婚的传统模式有可能被改变。虽然目前中国女性还是普遍结婚状态,但随着女性婚姻的不断推迟,预测的 1985 年出生队列婚姻推迟后的补偿能力降低,49 岁时的曾婚比例明显下降,终身未婚比例大幅度上升,晚婚转变为不婚的可能性增加,对生育和人口发展产生影响。婚姻推迟会导致生育推迟,这是中国女性生育水平下降的一个重要因素(郭志刚、田思钰,2017;Jiang 等,2019)。在 1990~2000 年中国总和生育率下降部分中,40%是由于女性婚姻推迟引起的(Retherford 等,2005;Jiang 等,2019);2000~2010 年,虽然普查数据显示的总和生育率从 1.22 下降到 1.19,只下降了 0.03,但由于女性婚姻推迟使总和生育率下降了 0.17(Jiang 等,2019)。从粗再生产率看,1990~2000 年粗再生产率从 1.05 下降到 0.56,其中婚姻推迟使其下降 0.20,2000~2010 年粗再生产率下降了 0.03,其中婚姻推迟使其下降了 0.08(Jiang 等,2019)。婚姻的继续推迟和不婚现象的增加会促使生育率进一步下降,对人口发展产生影响。

本文也存在一定的局限。首先,本文使用 2000 年中国人口普查数据微观数据与 2010 年全国人口普查资料数据,是由于其包含有可以计算女性队列初婚频率与曾婚比例指标的队列数据。如果能够获得最新的数据,如张翠玲等(2019)使用的 120 县人口监测系统 2016 年上报数据,其中包含性别、年龄、出生日期、婚姻状况等信息,则可以更新完善队列女性初婚频率与曾婚比例指标,进而分析队列女性婚姻推迟与补偿情况。其次,由于数据的限制,1985 年出生队列曾婚比例的预测结果显示女性终身未婚比例增加幅度明显,虽然封婷(2019)的研究发现 1980 年之后出生队列婚姻推迟,终身未婚比例会升高,但本文中使用的 2010 年普查数据,只记录了 1985 年出生队列的 15~25 岁的婚姻状况,使预测结果可能存在偏差,对于 1985 年及之后出生队列的终身未婚比例的预测需要更多更新的数据进行研究。最后,本文仅针对女性婚姻的推迟与补偿情况进行了分析,而关于男性的婚姻推迟与补偿情况,还有待进一步研究。

参考文献:

1. 封婷(2019):《中国女性初婚年龄与不婚比例的参数模型估计》,《中国人口科学》,第 6 期。
2. 郭志刚、田思钰(2017):《当代青年女性晚婚对低生育水平的影响》,《青年研究》,第 6 期。
3. 刘昊(2016):《高校扩招对我国初婚年龄的影响——基于普查数据的分析》,《人口与经济》,第 1 期。
4. 陆杰华、王笑非(2013):《20 世纪 90 年代以来我国婚姻状况变化分析》,《北京社会科学》,第 3 期。
5. 日本国立社会保障·人口问题研究所(2020):《人口统计资料集(2020)》(http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/P_Detail2020.asp?fname=T06-23.htm&title1)。

6. 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。
7. 吴要武、刘倩(2014):《高校扩招对婚姻市场的影响:剩女? 剩男?》,《经济学(季刊)》,第 1 期。
8. 杨扬(2017):《晚结婚还是不结婚——基于沈阳市人口普查资料的 Hernes 模型应用》,《党政干部学刊》,第 9 期。
9. 於嘉、谢宇(2019):《中国的第二次人口转变》,《人口研究》,第 5 期。
10. 张翠玲等(2019):《生育间隔政策对我国二孩生育时机及生育水平的影响分析》,《人口与发展》,第 4 期。
11. 赵智伟(2008):《影响我国女性初婚年龄变动的因素》,《人口与经济》,第 S1 期。
12. Carmichael G.A.(2016), *Fundamentals of Demographic Analysis: Concepts, Measures and Methods*. Switzerland: Springer.
13. Coale A.J.(1971), Age Patterns of Marriage. *Population Studies*. 25(2): 193–214.
14. Diekmann A.(1989), Diffusion and Survival Models for the Process of Entry into Marriage. *Journal of Mathematical Sociology*. 14(1): 31–44.
15. Frejka T.(2011), The Role of Contemporary Childbearing Postponement and Recuperation in Shaping Period Fertility Trends. *Comparative Population Studies*. 36(4): 927–958.
16. Goldstein J.R., Kenney C.T.(2001), Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U.S. Women. *American Sociological Review*. 66(4): 506–519.
17. Hernes G.(1972), The Process of Entry into First Marriage. *American Sociological Review*. 37(2): 173–182.
18. Jiang Q., Yang S., Li S., Feldman M.W. (2019), The Decline in China's Fertility Level: A Decomposition Analysis. *Journal of Biosocial Science*. 51(6): 785–798.
19. Jones G.W., Gubhaju B.(2009), Factors Influencing Changes in Mean Age at First Marriage and Proportions Never Marrying in the Low-Fertility Countries of East and Southeast Asia. *Asian Population Studies*. 5(3): 237–265.
20. Lu J., Wang X.(2014), Changing Patterns of Marriage and Divorce in Today's China. In Attané I., and B. Gu (eds.), *Analysing China's Population: Social Change in a New Demographic Era*. Springer.
21. Ortega J.A.(2014), A Characterization of World Union Patterns at the National and Regional Level. *Population Research and Policy Review*. 33(2): 161–188.
22. Retherford R.D., Choe M.K., Chen J., Li X., and Cui H.(2005), How Far Has Fertility in China Really Declined?. *Population and Development Review*. 31(1): 57–84.
23. Sobotka T., Zeman K., Lesthaeghe R., Frejka T., Neels K.(2011), Postponement and Recuperation in Cohort Fertility: Austria, Germany and Switzerland in a European Context. *Comparative Population Studies*. 36(2–3): 417–452.
24. Yoo S.H.(2016), Postponement and Recuperation in Cohort Marriage: The Experience of South Korea. *Demographic Research*. 35: 1045–1078.
25. Zhao M.(2017), Delayed Marriage in China: The Influence of Social Forces and Individual Characteristics. Paper Presented at Population Association of America 2017 Annual Meeting. April 27–29, 2017, Chicago, Illinois, USA.

(责任编辑:朱 犁)