

中国女性初婚进度的新变动、原因和趋势

封 婷

【摘 要】文章采用队列分析视角,利用七普资料重构中国城乡女性出生队列的初婚进度。研究结果表明:(1)列克西斯平面图可以较为清晰地展现中国女性初婚变动历程中年龄、时期、队列 3 个维度的特征。从时期效应看,2010 年以来女性初婚风险率快速下降、初婚年龄不断推迟,农村女性因起步晚而变动更快;从队列效应看,1986 年以后出生的年轻队列初婚风险率整体降低,终身曾婚比例可能与较早队列存在较大差异。(2)七普数据表明 2019 年城乡女性初婚率大幅降低,调查误差不足以解释这一变动,婚姻市场性别失衡、女性教育提升及性别观念改变可能造成女性初婚率和终身曾婚比例的真实下降。(3)利用初婚年龄分布参数模型进行的外推预测结果表明,1980 年之后出生队列终身未婚比例将较快上升,到 1990 年队列预计达到 4.6%~9.0%;其中城市女性更高,预计达到 4.5%~13.8%;乡村女性异质性更强,社会压力很难扩散而趋弱,终身未婚比例在 1985 年之后队列上升很快,将超过镇女性。较晚队列晚婚和不婚的趋势难以逆转,将深刻影响生育水平和婚姻家庭。

【关键词】初婚进度 年龄—时期—队列分析 参数模型拟合 终身未婚比例

【作 者】封 婷 中国社会科学院人口与劳动经济研究所,副研究员。

中国女性传统上早婚、集中成婚和普遍成婚,近年来女性初婚年龄不断推迟,各年龄初婚率快速下降,引起广泛关注。在婚内生育为主的中国社会,女性进入初婚是人口再生产的前置条件,当前生育旺盛期女性已婚比例持续下降,压低了生育水平(郭志刚,2017; He 等,2019)。结婚往往意味着新家庭的建立,是家庭再生产的关键环节。近年来适婚年龄人口性别比持续偏高,女性数量相对不足成为婚姻市场的制约因素,女性晚婚和不婚将加剧婚姻市场失衡,进而导致家庭结构的变动,给婚姻和家庭制度带来深远影响。

对中国女性初婚变动的分析可以分解为相互关联的 3 个部分。一是回顾变动历程,包括整体趋势、阶段特征和主导因素。近几十年中国经济社会长足发展,婚姻家庭政策法规几经调整,文化和社会规范也随之变化,对这些环境因素作用方式的梳理有助于理解中国女性初婚变动的趋势和机制。二是认识和解释现状。以过去为参照,近几年的变

动有何新特征,联系与之相关的因素变动,分析可能的原因。三是预测。在新的变动阶段,年纪尚轻、未完成初婚进程的女性未来是否进入初婚及什么时候进入初婚,存在很大变数。基于普遍规律把握其初婚年龄模式,是进行预测的前提。

面对女性初婚快速变化,目前的研究存在一定的局限。首先,初婚率下降和初婚推迟在近几年明显加快,由此,为提升研究的时效性,既有文献往往着重分析最新的年龄别初婚数据(陈卫、张凤飞,2022;王跃生,2022)。然而,时期截面上近年初婚率的降低主要源于较低年龄女性,而较高年龄女性的初婚事件多发生在数十年前的初婚转变前,几乎未受影响,曾婚比例保持在高位。队列间初婚进度的快速变化使时期截面数据严重违背假想队列假设,导致这类研究提取出的年龄模式虚假,滞后于现实变动,结论误导性强。其次,较低年龄女性作为初婚率快速降低的主体,其初婚进度仍处于刚起步或起步不久的阶段,未来可变范围较大。目前对七普数据的队列研究主要进行多个队列初婚年龄模式的比较,以凸显年轻队列初婚率下降的幅度(於嘉,2022)。然而,这种切片式的展示不足以把握初婚变动整体规律和转变节点,也无法推演未来的初婚进程。此外,两类研究分别强调了女性初婚年龄模式在时期和队列维度上的变动,也意味着单独考虑时期或队列变动失之片面。

为此,本研究使用七普数据重构 1946~2000 年出生队列的初婚进程,首先应用年龄—时期—队列分析(简称 APC 分析)系统考察初婚年龄模式的时期和队列效应,梳理转变过程;其次分析近年来最新变动特征,探讨可能的原因;最后建立参数模型估计队列初婚年龄模式并外推预测 1956~1990 年出生队列终身未婚比例和期望初婚年龄,分析拟合参数以理解变动机制。

一、研究方法

(一) 队列指标与数据

初婚进度是指,一个队列开始初婚后,随着队列成员年龄增长,进入初婚的速度加快、已婚比例不断提高直至变动逐渐停止的动态过程,可以用年龄别初婚率、初婚风险率和累积初婚比例等指标反映。本研究计算队列初婚指标的方法如下:特定年龄初婚率的分母为所在队列人数,分子为该队列在该年龄初婚人数;初婚风险率的分子与初婚率相同,分母为该队列进入该年龄之初的未婚人数,即暴露于初婚风险的人数;累积初婚比例(曾婚比例)为截至该年龄结束已进入初婚的累积人数占队列人数的比例;终身曾婚比例指标为队列曾婚比例随年龄增长的上限,相应地,终身未婚比例为 1-终身曾婚比例。终身曾婚女性在各年龄初婚的频率分布称为初婚年龄分布。年龄别初婚率最高的年龄为初婚年龄分布的众数年龄,本研究表述为初婚峰值年龄(在婚姻家庭研究中也称为理想初婚年龄)。初婚旺盛期是指初婚率或初婚风险率较高的年龄段。

本研究主要依托七普长表资料(国务院第七次全国人口普查领导小组办公室,2022),

初婚人数使用长表“5-5 全国分年龄、性别、初婚年龄的人口”“5-4 全国分初婚年龄、性别、初婚年份的人口”“5-3 全国分年龄、性别、受教育程度、婚姻状况的人口”,队列人数使用长表“1-4 全国分年龄、性别的人口”,以及六普同样内容的长表资料(国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司,2012)。

本研究将普查长表“5-5 全国分年龄、性别、初婚年龄的人口”在调查时点年龄转化为出生队列进行队列分析,如无特别说明文中队列均指出生队列。七普标准时点为 2020 年 11 月 1 日零时,普查时点 30 岁人口出生于 1989 年 11 月 1 日至 1990 年 10 月 31 日,大部分出生于 1990 年,简便起见称为 1990 年出生队列,其他队列以此类推。所用假设以及出生队列的转化和拼接方法详见封婷(2019)。以队列为分析视角,使用时期一年龄数据重构队列初婚进度,将初婚变动还原至队列,能够准确刻画变动过程,进而揭示其规律和机制。

(二) 使用列克西斯平面图进行年龄—时期—队列分析

列克西斯平面图(Vaupel 等,1987;Schöley 等,2017;Minton,2020)在列克西斯图 3 个维度之上,用颜色深浅和等高线变化反映某一指标在年龄、时期、队列 3 个维度的变动。其优点包括,其一,年龄、时期、队列 3 个维度具有内在关联,列克西斯平面图的设计和应用可以较清晰地展现这种关联,从而避免割裂年龄模式的时期和队列特征;其二,只用一张图即可全景式展现普查汇总表中几乎全部年龄别信息,有助于整体把握变动规律;其三,以整体规律和关联为基础,便于识别出时期和队列维度的异常变动和趋势转变节点。本研究利用列克西斯平面图展示中国女性初婚风险率的 A-P-C 特征,并结合历史事实分析变动规律。

列克西斯平面图中,水平方向特征为年龄效应,反映年龄模式及变化。纵向的特征为时期效应,也称为日历年效应,反映该时期同时作用于多个年龄群体的影响。战争、自然灾害、疫病等重大历史事件会影响包括初婚在内的社会生活各个方面,经济和社会环境的变化也会同时作用于各年龄初婚群体。制度环境变化,如婚姻家庭相关的法律和政策出台,通常针对初婚旺盛期的群体,但由于通婚圈的作用,也会波及相近年龄段,使某些年份多个年龄组初婚风险率整体升高或降低,从而产生时期效应。队列效应强调生命历程视角下生命各个阶段与社会历史的互动,表现为特定队列在某一年龄阶段受到社会变迁影响,随着年龄增长或时期推移仍然保留着与其他队列不同的“印记”。反映在列克西斯平面图中,为右上对角线方向的特征。具体到初婚问题,当某一年或几年出生队列在较低年龄受到经济社会急剧变动、初婚制度或年龄规范变化的冲击之后,初婚进度被打乱,会改变其婚配观念和初婚行为并持续作用(姜全保、淡静怡,2020),使其初婚年龄模式相比前后队列具有独特之处。

虽然时期和队列效应均会带来年龄模式的变动,但二者存在重要区别。过去几十

年,中国历经数次制度性冲击和经济社会环境改变,某些事件直接导致初婚年龄模式短时间内的急剧变动,但在冲击之后初婚会恢复到常态,这种短期冲击是时期效应。另一些事件改变了较晚出生队列的成长背景,其影响不会消退,而是成为更广阔的社会变迁的组成部分,产生了队列效应,队列效应通常难以逆转。

(三) 初婚年龄参数模型

本研究应用初婚年龄参数模型进行队列外推预测。其原理在于,队列初婚分布具有一定的规律,早期的进度提供了整体分布的有用信息,可据此推断队列在其后的进度及最终能达到的终身曾婚比例。寇尔和麦克尼尔(Coale, 1971; Coale 等, 1972)发现初婚差异很大的各种人口初婚年龄分布经双指数函数变换后几乎重合,此后初婚年龄参数模型得到发展并广泛应用(Rodriguez 等, 1980; Bloom 等, 1990; Goldstein 等, 2001)。对中国女性初婚进度的研究发现(封婷, 2019),等价于经典的 Coale-McNeil 模型的广义对数伽马模型(以下简称 GLG 模型, 见 Kaneko, 2003)、Hernes 模型(Hernes, 1972)和改进的广义对数逻辑斯蒂模型(以下简称 GLL 模型, 详见封婷, 2019),对六普数据拟合效果较好,外推预测误差小。本研究将依托七普数据对更晚出生的队列拟合并外推预测,得到年龄别初婚率、终身未婚比例、期望初婚年龄的估计,并通过指标和参数变动分析原因。

本研究参数模型拟合使用 R 软件 bbmle 包进行极大似然估计,列克西斯平面图使用 R 软件 ggplot2 包绘制。

二、中国女性初婚进度的年龄—时期—队列效应

利用列克西斯平面图可以形象展示初婚水平在年龄、时期、队列 3 个维度的变动。图 1 每一个栅格的颜色代表某一队列在某一年龄的初婚风险率,其分母为该队列在该年龄之初的未婚女性数,即初婚风险暴露群体,由此该初婚水平指标在 A-P-C 3 个维度上更为可比。全国女性可以认为是封闭人口,在七普数据基础上拼接六普 1946~1955 年出生队列在 1970~1979 年的初婚数据,以反映 20 世纪 70 年代初期晚婚政策的影响及 1980 年前后初婚热潮的全貌。

(一) 年龄效应

女性初婚分布的年龄效应最为明显,如图 1 中颜色和等高线横向的特征及变动。1970~2019 年中国女性的初婚旺盛年龄^①位于 20~30 岁,呈带状分布,低于或高于这

① 此处,初婚旺盛年龄段是指初婚风险率较高的年龄范围,表示处于该年龄段未婚女性有较大可能进入初婚。由于各队列未婚女性数量随年龄增长而降低,初婚峰值年龄之后初婚风险率仍会维持在高位,因此相比初婚率高的年龄段,初婚风险率的旺盛年龄段会更宽且略高。图 1 中初婚风险率最高为 1955 年出生队列在 1980 年 25 岁的 42.3%,图 3 中最高为乡村 1956 年出生队列在 1980 年 24 岁时的 41.0%(分城乡只包括 1956 年之后出生队列),等高线距离均设置为 3%。

个年龄段的初婚风险率较低。年龄效应会在时期效应和队列效应作用下被打乱。从等高线的起伏来看,初婚旺盛年龄段的主要变动趋势为 20 世纪 70 年代快速升高,在 80 年代有所回落,90 年代略有上升但基本保持稳定,在 2000 年之后再次升高。从颜色来看,20 世纪 70 年代初婚分散,而 80 年代初婚风险率很高,且初婚旺盛期年龄下降,意味着这一阶段女性迅速、集中进入初婚,在 90 年代之后初婚旺盛期初婚风险率下降,初婚推迟与分散兼而有之。

列克西斯平面图有助于直观捕捉 A-P-C 3 个维度初婚水平的变动,但难以确定变动的具体数值和整体后果。为此,本研究构造时期和队列初婚单递减生命表^①,使用 50 岁删截的期望初婚年龄($se\%$)综合反映时期与队列初婚年龄和初婚水平^②。普查初婚数据年龄上限为 49 周岁,因此得到的期望初婚年龄删截于 50 周岁,表示在 50 岁以前维持未婚状态的预期年数(如度过 49 岁仍未婚则以 50 岁计)。

(二) 时期效应

时期效应在列克西斯平面图上表现为纵向的特征及变动,如颜色改变的竖条形,或

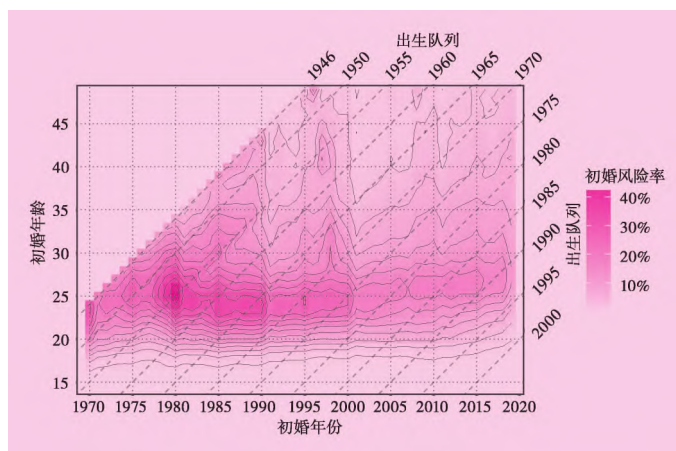


图1 中国女性年龄—时期—队列初婚风险率的列克西斯平面图

资料来源:《2020 中国人口普查年鉴》,长表 5-5、5-4、1-4;《中国 2010 年人口普查资料》,长表 5-5、5-4、1-4。

注:图中横坐标代表时期,纵坐标为年龄,按照 45°虚线方向对齐到上方和右侧坐标轴的是出生队列,图中斜虚线分别为 1946、1950、1955、1960、1965、1970、1975、1980、1985、1990、1995、2000 年出生队列。

- ① 单递减生命表的假设主要包括:不考虑死亡、初婚平均发生在每一岁年龄区间的中点(线性假设)、15 岁之前的初婚均发生在 14 岁。
- ② 使用实际数据时,只能对六普和七普资料中 14~49 岁初婚信息完整的时期和队列测算,因此图 2 时期范围为 1995~2019 年,队列范围为 1956~1970 年出生队列。时期 $se\%$ 不受队列规模波动和 50 岁之前删失截尾的影响,与普查长表 5-4 中 1995~2019 年平均初婚年龄指标的数值和变动趋势差异较大,表明用后者分析初婚推迟存在偏差。普查数据只能计算 15 个年份的队列期望初婚年龄,反映的信息滞后于近年来的急剧变动,展现出使用初婚年龄参数模型队列外推预测的必要性。此外,图 2 还展示了人口学中一个常见规律,即队列指标比时期指标更稳定,时期效应往往是短时冲击的影响,而队列本身是社会变迁的承载者,队列效应和队列间变动具有延续性,这也是本研究采用队列视角并进行队列外推预测的基础。

多条等高线垂直方向的收缩和扩张。图 1 中时期维度的变动叠加了回顾性调查的尾数堆积误差^①,在考虑了堆积误差之后,以下几个时期中国女性初婚进度的时期效应仍相当明显:

(1)1971 年前后“晚、稀、少”晚婚政策带来各年龄初婚风险率普遍下降(王跃生,2005)。(2)1978 年开始,家庭联产承包责任制实行,家庭作为生产单位需要劳动力,扩充人手的需要推动了早婚和集中成婚(杨子慧、沙吉才,1990)。1980 年新《婚姻法》出台进一步释放了晚婚政策限制下的初婚潜能(郭志刚、段成荣,1995)。(3)1991 年,峰值年龄之前初婚风险率下降,24 岁之前等高线出现跃升,反映出“民工潮”等人口流迁推迟了女性初婚(郑真真,2002)。(4)1998 年等高线在较高年龄的突起和 1999~2001 年初婚旺盛期年龄跨度收缩和颜色变浅(由图 2 可见,20 世纪最后几年时期期望初婚年龄大幅升高了 2 岁左右)。从队列收缩和性别比预计,1997 年开始是婚姻市场中男性压力最大的时期(郭志刚、邓国胜,1995);1998 年第二轮土地承包提倡在承包期内实行“增人不增地,减人不减地”,承包确权之后婚配和生育需求降低(邵夏珍,2000);1998 年开始停止住房实物分配,由于“结婚与否”是分房的一个重要加分项,存在集中结婚赶搭福利分房末班车的情况。这三个原因可能共同导致 1998 年大龄未婚女性的高初婚风险率。此后,中国从 1999 年开始急剧扩大高等教育规模,并伴随着高中阶段入学率的提高,有研究表明这一快速变动使适龄男女青年推迟了进入婚姻市场的年龄(吴要武、刘倩,2014)。

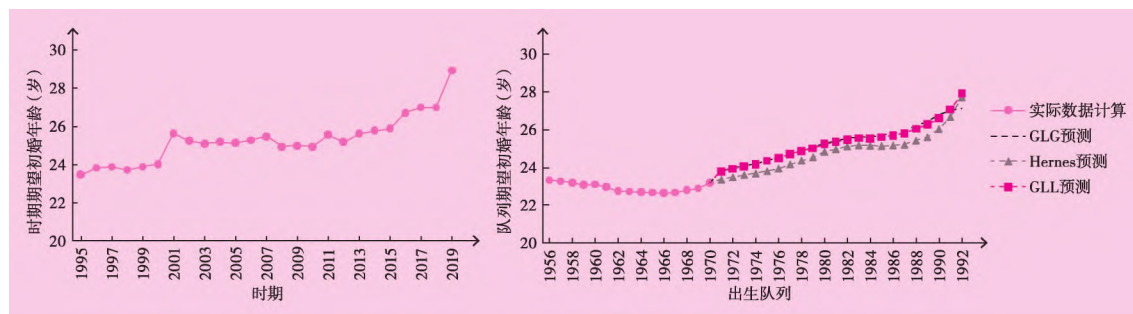


图 2 中国女性在 50 岁删截的时期和队列期望初婚年龄(岁)

资料来源:《2020 中国人口普查年鉴》,长表 5-5、5-4、1-4;《中国 2010 年人口普查资料》,长表 5-5、5-4、1-4。

① 普查题干询问被访者初婚年份,填答的尾数会向“0”和“5”堆积,由此产生的误差也成为时期效应的一部分。从图 1 等高线沿纵向的收缩和扩张情况来看,1975、1985、1995、2005、2010 和 2015 年在没有明显外部原因的情况下均出现了初婚的集中,而 1971、1981、1991 和 2001 年相对前一年都出现了初婚风险率明显下降(参见图 2 对应年份期望初婚年龄偏低和升高的变动)。

2001年之后,总体来说低龄初婚的比例进一步减少,初婚年龄分布更为分散,初婚风险率阶梯式走低(见图1)。到2010年之后,初婚旺盛期初婚风险率只有1978~1990年的六成左右。2019年变动最为明显,等高线向初婚旺盛年龄急剧收缩(见图1),期望初婚年龄迅速提高了2岁左右(见图2)。比较相同初婚风险率等高线的年龄坐标(见图1),20世纪70年代初“晚、稀、少”晚婚政策强力干预带来的初婚推迟效果,在21世纪最初几年已被反超,并且向后推迟的趋势在此后十几年间不断持续,没有减弱或逆转的迹象。1991年和1999~2001年初婚风险率普遍下降的时期效应,并没有像1971年和1980年的急剧变动那样在随后年份出现相反方向变动的补偿(见图1和图2),这可能意味着时期冲击后初婚年龄规范减弱,初婚峰值年龄(即理想初婚年龄)升高逐渐成为新的社会规范,产生了队列效应,受影响的较晚出生队列将在整个初婚进程中维持较低的初婚水平。总之,2001年之后的晚婚趋势,在起步阶段便超过20世纪70年代晚婚政策的强力干预效果,又因难以逆转而影响更为深远,已超出过去几十年变动的经验范围。

(三) 队列效应

列克西斯平面图中队列效应表现为沿右上对角线方向的颜色和等高线特征。队列初婚进程受到强烈时期效应干预之后,可能会有横跨数年的出生队列受到影响,初婚风险率沿着队列方向即斜上方向补偿,特别是冲击年份刚开始初婚进度的队列,所受影响更为明显。如图1中1949~1955年出生队列,在1971~1977年处于初婚起步阶段,晚婚政策的影响延续了整个初婚旺盛期,初婚年龄向后推迟,直到较高年龄仍保持较高的初婚风险率(图2中1956年之后队列期望初婚年龄缓慢下降,侧面反映出1949~1955年出生队列的队列效应)。社会变迁过程中,使初婚集中于峰值年龄(理想初婚年龄)的规范变弱,年龄效应减弱,也会形成队列效应,即队列成员在较低年龄累积初婚比例较低,未婚比例相对较高,但初婚年龄规范的弱化让她们在较高年龄仍有较强的初婚潜力。如1978~1984年队列和1986年之后队列的初婚旺盛期分别在初婚风险率时期性降低的2001和2011年前后,初婚进程受到干扰,因此在26岁之后的初婚风险率高于更早出生的队列。然而这些队列的队列效应不仅包括相对原有进度的延迟,还表现出新的模式:与峰值年龄之前等高线不断抬高的趋势相比,峰值年龄之后的等高线抬升幅度偏小且波动较大,意味着年轻队列初婚水平整体降低,终身曾婚比例很可能无法达到之前的水平。

(四) 城乡差异比较

两次普查间女性人口的城乡分布会发生改变,因此七普分城乡的女性初婚情况不能使用六普数据回补,只能展现1956年及之后出生队列的城乡差异(见图3)。由于七普城乡分布并非初婚时点的城乡分布,也包含了婚后迁移,因此,本节所分析的城乡差异

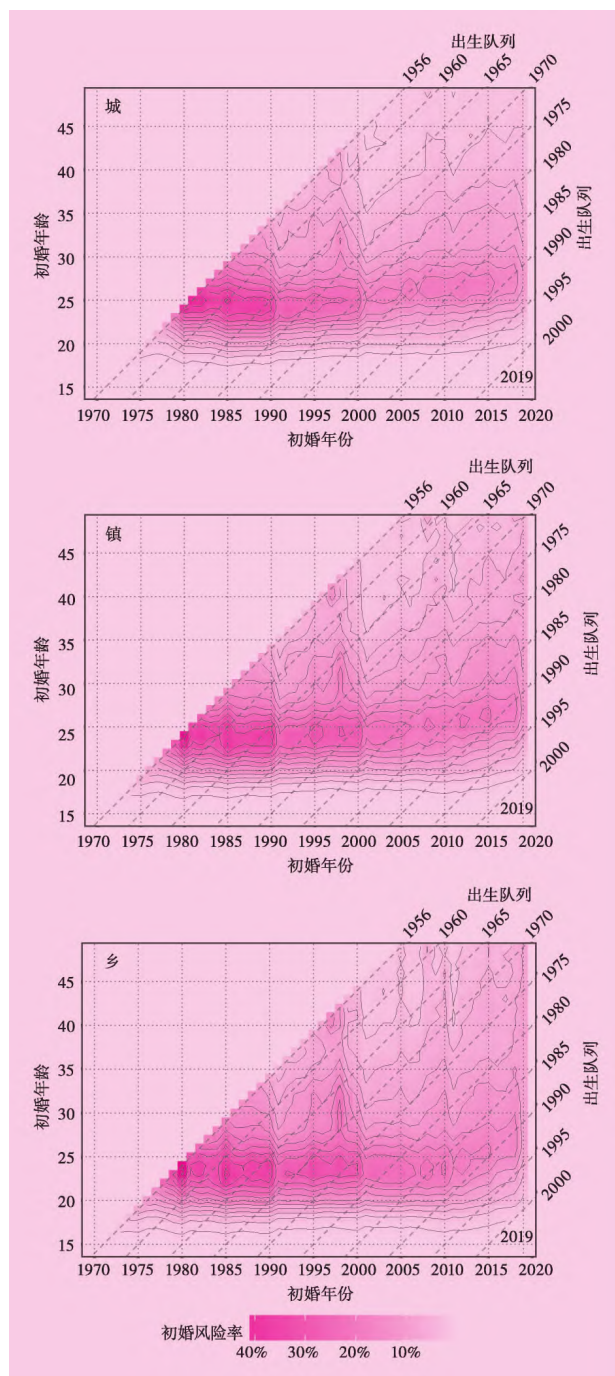


图3 中国城乡女性初婚风险率的列克西斯平面图

资料来源:《2020 中国人口普查年鉴》,长表 5-5、5-4、1-4。

注:图中横坐标代表时期,纵坐标为年龄,按照 45°虚线方向对齐到上方和右侧坐标轴的是出生队列。

只能作为带有乡城迁移偏差的粗略展示。

与城镇相比,整体而言乡村初婚风险率更高,不仅开始上升的年龄较早,旺盛期持续时间长,并且在较高年龄依然保持着较高的初婚风险率;相比之下,同时期城市女性各年龄初婚风险率偏低,初婚旺盛期开始较晚、持续时间短,并且在旺盛期后初婚风险率很快降至较低水平;镇女性处于乡村和城市之间,更接近乡村。20 世纪 90 年代开始,城乡女性初婚风险率均逐步走低。从 2000 年开始,城市女性初婚旺盛期年龄快速提升,在 2000~2007 年上升尤为明显。由于受教育程度较高的女性更可能常住城市,这一变动体现出高校扩招的影响。然而,初婚推迟和初婚风险率下降并非只局限于城镇,乡村女性因起步晚,变动速度更快,2010 年起初婚旺盛期年龄段快速上移,并且初婚风险率也下降到一个偏低的水平。

三、2019 年中国女性初婚水平急剧下降和 2010 年后乡镇女性初婚水平下降更快的分析

2019 年中国城乡女性出现了初婚风险率的普遍下降,初婚旺盛期前后的等高线也剧烈收缩,期望初婚年龄急剧提高。图 4 展示了 2019 年处于初婚旺盛期前后的城乡女性队列在各

年龄的初婚率^①。在 2019 年之前,年龄别初婚率虽然在队列间逐渐下降,但基本保持了相近的初婚进度模式,而 2019 年各队列不再按照既有的队列初婚进程进入初婚,初婚率掉头向下,即使处于初婚进程早期、距离初婚峰值年龄尚远的队列也不例外。

此外,六普和七普时处于初婚旺盛期前后的出生队列,七普初婚率峰值(见图 4)相比六普(见图 5)均有所下降,且乡和镇下降更多,从 13% 左右下降到 9% 左右,已与城市女性水平相当。随着两次普查间初婚率下降,图 4 中 20 岁初婚率突起变得明显,说明存在部分早婚群体在达到法定初婚年龄后立刻结婚,较少受到其他因素的影响,因而在其他女性初婚推迟和初婚水平下降的情况下被凸显出来。城乡比较来看,六普时城市女性初婚率分布更为平坦,而在七普乡镇女性初婚率峰值下降到城市水平后,城市女性初婚较晚且分布比六普时更为陡峭,峰值年龄之前初婚率上升较慢,到 22、23 岁才开始大幅上升,且峰值年龄之后初婚率下降很快。

六普数据中,同样年龄的城乡女性 2009 年的初婚率也存在相对偏低的情况(见图 5)。对六普下降明显异常的出生队列(如 1985 年出生的城市女性、1986~1988 年出生的镇和乡女性),使用七普数据计算同一出生队列年龄别初婚率比较发现,六普初婚率在 2009 年的快速下降部分源于低报

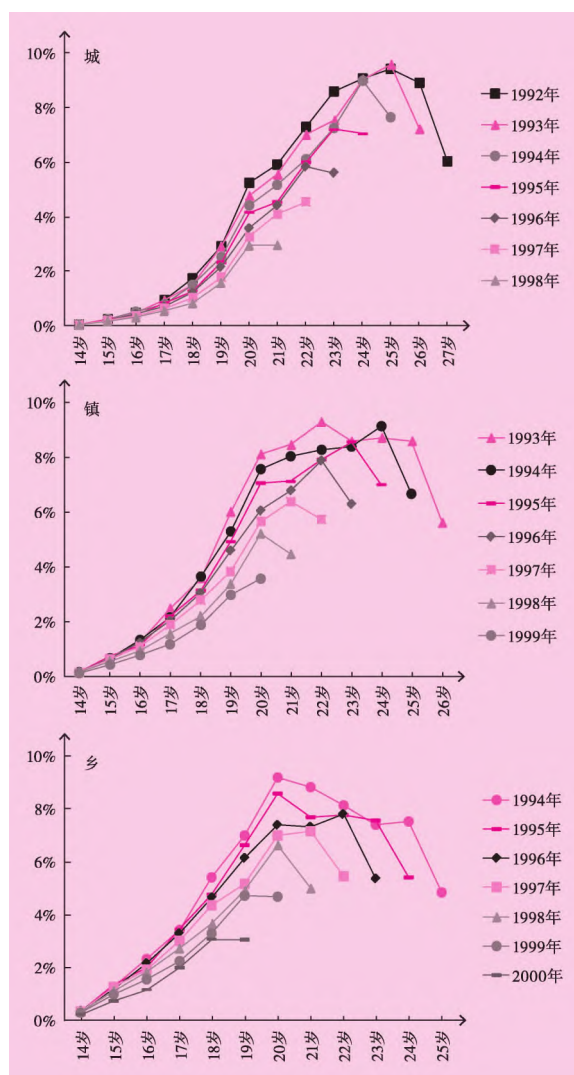


图 4 七普城乡女性 1992~2000 年出生队列各年龄初婚率

资料来源:《2020 中国人口普查年鉴》,长表 5-5、1-4。

注:图中各折线最后一个点为 2019 年初婚率,倒数第二个点为 2018 年初婚率。

① 初婚率计算方式为各年龄初婚人数除以队列人数。因为城、镇、乡女性初婚峰值年龄依次递减 1 岁左右,所以图 4 的起始队列也依次后移 1 年,图 5 类同。

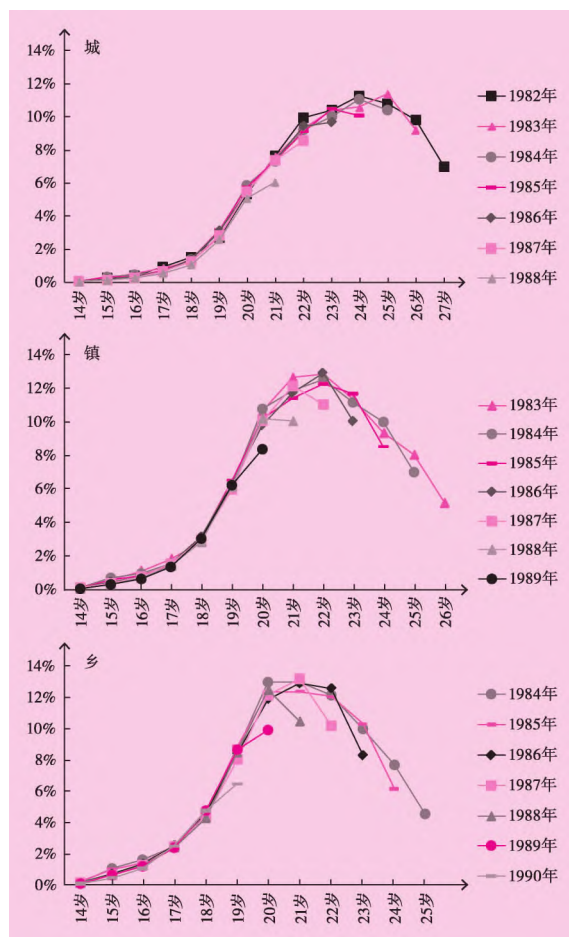


图 5 六普城乡女性 1982~1990 年出生队列
各年龄初婚率

资料来源:《中国 2010 年人口普查资料》,长表 5-5、1-4。

注:图中各折线最后一个点为 2009 年初婚率,倒数第二个点为 2008 年初婚率。

可能不仅源于抽样误差。对六普 2009 年出现异常下降的出生队列,比较七普同一队列在 2009 年的年龄别初婚率,发现尽管七普数据高于六普,但七普中这些队列相比之前队列同一年龄初婚率确实有所下降,表明六普资料显示出的异常情况,部分反映了真实的

的调查误差^①,这种抽样偏差可能是两次普查的共性问题。普查长表数据按户抽取,实施中通常会在标准时点前 1~2 年进行摸底并设计抽样框。而子女婚后分家常常发生在结婚当年或婚后次年,因此,在普查前一年新婚的夫妻可能在摸底和调查时处于分家过程中,在新娘父母或新郎父母的户中已不符合填报标准,而年轻夫妇新立家户的情况难以被调查员掌握,有可能未放入抽样框,降低了新婚女性被抽到的可能性;相对于城市女性,乡镇女性更可能外出务工,使乡镇新婚女性漏报更多。然而七普相比六普偏低程度严重得多,还可能出于下列原因:(1)2010~2020 年中国房地产市场高速发展,居住条件不断改善,更多新婚夫妇会在婚后迁入新居;(2)在外务工导致的乡城迁移之外,近年来乡和镇新婚夫妇往往会进城买房,进一步增加了代际两地分隔,分家持续时间更长,一旦跨越县级单位,受普查区划所限难以协调,也会出现更多漏报;(3)相比过去,子女成婚后分家被广泛接受,调查员和父母一代更少将已婚子辈填入父母家户的调查表中。

然而,普查数据中剧烈的变动很可能

① 由于两次普查之间很可能发生过乡城迁移,使城乡女性子人口并非封闭人口,假设两次普查之间乡城迁移和未迁移人口调查偏差出现的可能性大体相当,这种纵向比较可作为示意。另一角度出发,六普城、镇、乡女性在 2009 年均出现了初婚率下降,那么全国女性人口也会下降,而全国女性大体可视为封闭人口。从七普中国女性回顾性初婚情况来看(图 1),2009 年下降的时期效应不如图 5 明显,也可以验证这一下降至少部分可以归因于调查误差。

队列间初婚水平下降。此外,七普 2019 年初婚率偏离早先队列进度的幅度比六普时同年龄队列大得多;城乡相比,乡镇女性下降更多,部分乡镇队列 2019 年初婚率相比前一队列 2018 年同年龄初婚率下降超过 1/3;队列间分布形态也发生了改变,六普时 2008 年及之前的初婚率几乎重合,而七普几乎每一队列在 2018 年及之前都比前一生队列有所下移,其中乡和镇女性更为明显。这些变动的可能原因有:

首先,中国 1992~2000 年出生队列规模持续下降,2000 年队列相比 1992 年缩减了 18.5%,镇和乡缩减幅度更大,分别为 23.7%和 26.8%,由于男高女低的婚配年龄差,队列规模缩减本身会造成对男性的婚姻挤压。另一方面,这些队列出生性别比持续偏高,其中以镇和乡更为严重,乡村这些队列的性别比都在 115 以上。两个因素叠加,造成婚姻市场严重失衡。假设乡村内部通婚且婚龄差固定为男性比女性大 2 岁,那么 1992~2000 年出生的乡村女性面临的婚配相对性别比^①平均为 131.9。这种不均衡的状况很容易被乡镇女性感知,未婚男青年婚配竞争越来越激烈,大龄未婚女性或者离异女性也很容易挑选配偶进入婚姻,使未婚女性不急于结婚。

其次,青年受教育程度不断提升,女性、特别是乡镇女性提升更快。国家和家庭的教育投入持续增长,加之队列规模缩减,高中及以上阶段录取率不断提高,受教育年限延长。与此同时,近年来受教育格局全面逆转为“女高男低”,王立军等(2022)分析七普数据发现,乡和镇女性受教育年限提升速度快于男性。一方面,受教育年限延长会推迟初婚,而乡镇女性初婚年龄低于城市女性和乡镇男性,推迟的影响更大;另一方面,教育“男高女低”的婚配模式仍然存在,受教育程度性别逆转会增加较高学历女性婚姻匹配难度,而乡和镇教育的性别差异扩大速度快,不利于部分乡镇女性婚配。此外,教育提升也会增加女性收入和自主性,间接影响初婚进度。

其三,近年来智能手机和互联网迅速普及,网络平台和社交媒体覆盖到乡镇人口,特别在青少年中普及率很高。年轻女性成为社交媒体平台的重要参与者,社交媒体中的性别议题不断增加,议题内容多元化。其中,围绕彩礼、生育、孩子冠姓等婚育议题的争论最为激烈(甘麗華,2021),反映出婚育观念的冲突和转变。既有研究认为女性主义的大众媒介实践会影响青年女性的婚姻观念,使晚婚成为常态(戴颖洁、吕梓剑,2021)。而城乡相比,一方面,此前乡镇女性保持着早婚早育的传统,传统性别和家庭观念更重,社交媒体的观念传播缩小了城乡差距,提高了乡镇女性婚姻自主性,对其初婚的影响更为明显;另一方面,相比城市,乡镇仍然维持着传统的家庭性别分工,且乡土社会压力大,

① 即 1990 年出生的乡村男性与 1992 年乡村女性队列规模相比,1991 年出生的乡村男性与 1993 年乡村女性队列规模相比,……,一直到 1998 年出生的乡村男性与 2000 年乡村女性队列规模相比,计算得到 9 个相对性别比(女性为 100)的值。由于进入婚姻通常会同等减少未婚的男性和女性数量,可以预计未婚性别比更为悬殊。

公共服务和市场化服务体系也不完善,女性婚后承担生育、抚育和其他家务更重,这些婚后生活的顾虑使乡镇女性不愿迈入婚姻。

四、初婚年龄参数模型测算队列初婚年龄模式

下文应用 GLG 模型(广义对数伽马模型)、Hernes 扩散模型、GLL 模型(改进的广义对数逻辑斯蒂模型)三种初婚年龄参数模型,分析中国女性队列初婚年龄模式。首先检验三种模型使用六普数据外推预测的准确性,而后对七普数据分城乡和队列建模测算,预测终身未婚比例和期望初婚年龄的变动,最后通过队列间参数变动探讨原因。

(一) 六普预测误差检验

由于两次普查调查时点和指标的设置标准一致,且全国女性可视为封闭人口,本研究将封婷(2019)使用六普数据对 1970~1980 年全国女性队列的初婚进度拟合结果外推至 2020 年,根据七普婚姻状况数据(长表 5-3)计算出这些队列曾婚比例,将二者进行比较(见图 6)。相比七普年龄别曾婚比例,GLG 和 GLL 模型外推结果出现一定程度的低估,较晚出生、截断在较低年龄、曾婚比例较低的队列低估更大,Hernes 模型的预测则略为偏高。

七普曾婚比例处于六普三种参数模型预测结果之间,进一步验证了模型的可靠性。可以预期,利用七普数据对更晚出生的女性队列拟合和预测的结果有一定的指引作用。

(二) 七普初婚年龄参数模型拟合

1. 终身未婚比例预测

1980 年之前队列终身未婚比例的预测结果与使用六普数据对相同队列的预测类似(封婷,2019;姜全保、淡静怡,2020),在 1970 年队列之前接近于 0,此后缓慢上移,城

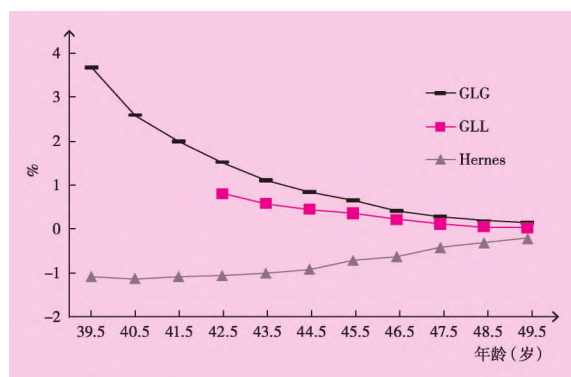


图 6 六普初婚年龄分布参数模型预测与七普年龄别曾婚比例的差异

资料来源:封婷(2019);《2020 中国人口普查年鉴》,长表 5-3。

市女性终身未婚比例增长快于乡镇女性(见图 7),说明预测稳健可靠。1980 年队列之后变动明显加快,GLG、Hernes 和 GLL 模型预测中国 1990 年女性队列终身未婚比例分别为 9.0%、4.6%和 7.7%。从城乡比较看,城市女性终身未婚比例更高,三种模型预测结果显示,到 1990 年队列将达到 4.5%~13.8%,乡女性在 1985 年之后队列上升很快,预计到 1990 年队列终身未婚比例为 4.2%~7.3%,将接近或反超镇女性(2.9%~6.9%)。

三个模型间比较,在封婷(2019)使

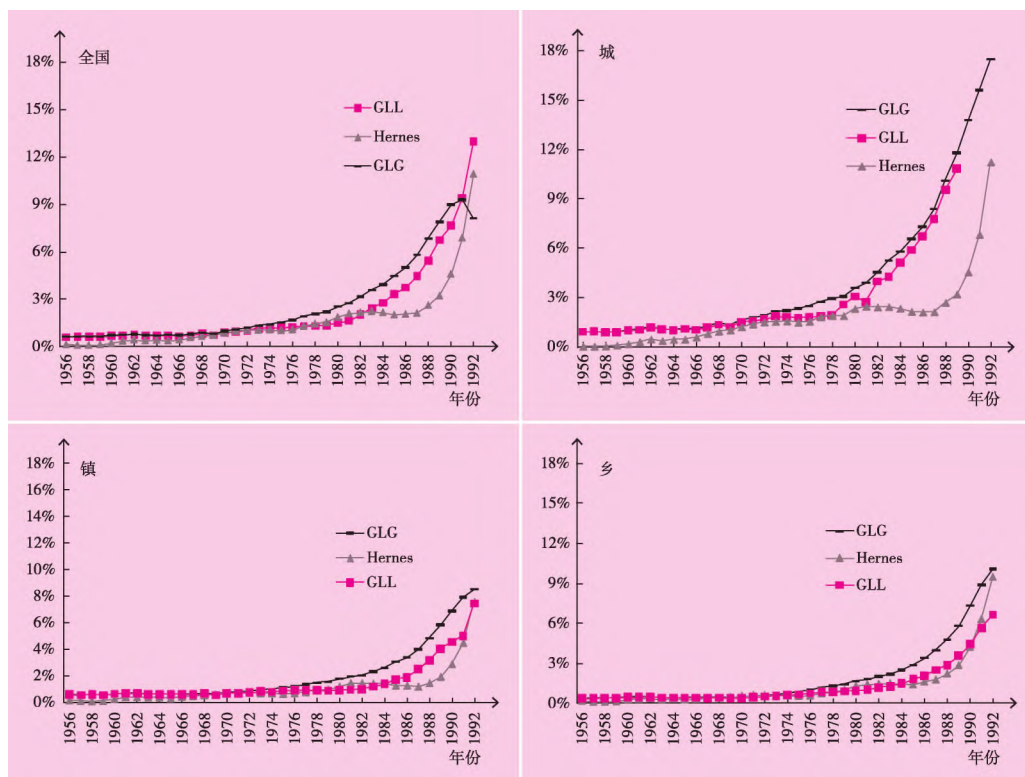


图7 中国城乡女性1956~1992年出生队列终身未婚比例的测算

注:GLL模型分析城市女性1990~1992年出生队列时,更换不同初始值拟合结果不稳定,只保留1956~1989年队列的结果。

用六普数据对1946~1980年队列的拟合和预测中,GLG模型预测的终身未婚比例最高,GLL模型很接近GLG模型,Hernes模型的预测始终处于较低水平。七普数据的预测中,较早出生队列的相对关系基本不变,但Hernes模型预测值在1987年出生队列之后迅速升高,至1992年出生队列已接近GLG模型的预测结果,且有进一步加速增长的趋势。

2.50岁删截的队列期望初婚年龄

类似于期望寿命指标,在50岁以前维持未婚状态的平均年数(${}_{50}e^c$)是50岁之前初婚水平的综合反映,本研究比照期望寿命称之为(50岁删截的)期望初婚年龄^①。期望初婚年龄升高,意味着初婚率整体下降,其后果或为初婚推迟或为终身不婚。图2中,三种模型预测期望初婚年龄的增长趋势近似,最终到达的水平也很接近,1970~1990年队列期望初婚年龄由23.2岁上升至26.0~26.8岁,提高2.9~3.6岁;其中,1970~1980年队列提高1.7~2.1岁,由于这些队列终身未婚比例增幅较小(见图7),这一阶段初婚率下

① 计算中度过49周岁仍未婚的队列成员以50岁计。50岁删截的期望初婚年龄(${}_{50}e^c$)低于未删截的期望初婚年龄(e^c),在50岁未婚比例很低时二者差异很小。

降主要带来快速的初婚推迟;1980~1987 年队列期望初婚年龄上升趋缓,提高 0.4~0.7 年,晚婚和不婚的增长相对平缓;在 1987 年队列之后期望初婚年龄转为快速上升,至 1990 年队列增长超过 0.8 岁,其后队列加速升高,反映出初婚率迅速下降,这些队列晚婚和不婚均急剧发展。本研究预测的队列绝大多数已度过初婚旺盛期,其初婚水平难以提升,期望初婚年龄在队列间上升的趋势没有可预见的缓和因素,预计更晚队列晚婚和不婚将会继续发展,持续限制生育水平。

3. 拟合参数的变动

初婚年龄参数模型拟合得到的队列间参数变动可以提示初婚变化机制。相比 GLG 和 GLL 模型从分布形态提取初婚年龄模式信息,Hernes 扩散模型基于明确的社会学假设,参数具有实际含义,更有助于理解变动原因。Hernes 模型认为初婚扩散进程受两个因素影响:随着队列中已婚比例升高而增长的社会压力及初婚能力随年龄增长持续下降。参数 A 是队列初始的平均初婚能力,参数 $b < 1$ 用来反映初婚能力随年龄增长不断下降的速率。

Hernes 模型拟合七普数据参数的基本趋势与六普(封婷,2019)相似,只有城乡相对位置发生了变化(见图 8)。特别是 1964~1980 年出生队列的参数 A ,城市女性与乡和镇女性相比由偏低变成偏高,可能有一些初婚开始较早,初婚整体能力较强的女性从乡镇迁移到城市,这些出生队列在 2020 年七普时年龄约为 40~56 岁,仍处于劳动参与率较高的年龄段,或在城市务工,或为照料孙辈而流迁到城市,还有部分女性可能经历了就地城镇化。这些队列参数 b 也发生了由城市高于乡和镇转为低于乡和镇的变化,意味着七普时常住城市的这些女性队列异质性增强。两次普查之间城市化水平的快速上升使城市女性群体发生了变化。

七普拟合结果中,从 1987 年队列开始参数 A 快速升高,但上升的速度和幅度并没有超过以往队列(相较而言 1956~1964 年队列上升更陡峭且持续队列更多);参数 b 转

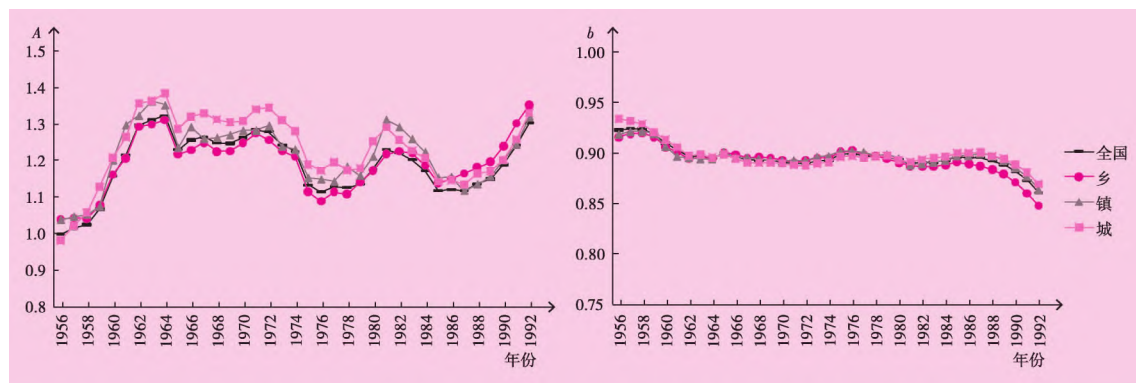


图 8 中国城乡 1956~1992 年女性队列初婚年龄分布的 Hernes 模型参数拟合结果:参数 A 和 b

而以较快速度下降,并迅速降至低水平,其下降速度和幅度空前;两个参数变动的作用不能完全抵消,带来终身未婚比例远离零值并加速升高(见图7)。这些变化意味着初婚在群体结构上的异质性越来越强,社会压力很难扩散出去,使曾婚比例上升困难,进而社会压力更为减弱。其中农村女性初婚能力随年龄下降更快,且趋势变动急剧,未来农村未婚女性可能还会进一步分化。

Hernes 模型预测终身未婚比例从 1987 年队列开始由低水平迅速升高,以及这些队列参数 b 的急剧下降,说明在较早出生队列普婚和早婚的历史阶段,社会压力的作用类似于“自加强”的机制,即普婚社会规范的强约束导致女性快速、集中结婚,使曾婚比例很快提升至普婚水平,进一步强化了普婚的压力。初婚不断推迟使较晚出生队列面临的初婚规范趋弱,婚姻自主性增强,群体会更为分化,导致社会压力很难扩散,曾婚比例难以提高,致使初婚压力进一步弱化,由此产生的滑坡效应将加剧初婚进度的停滞和终身未婚比例的上升。

五、结论与讨论

(一) 主要结论

分析七普资料发现,2010 年以来中国女性初婚进度变化包括:(1)初婚年龄进一步推迟,初婚旺盛期及之前年龄的初婚风险率进一步降低,以农村女性更为明显。2019 年城乡女性均出现初婚率大幅下降,部分源自普查漏报新婚女性的调查误差,也受到婚姻市场性别和年龄结构不均衡、年轻女性教育提升和性别平等观念的影响。(2)使用三种初婚年龄参数模型分析预测,1980 年之后女性队列终身未婚比例将较快上升,到 1990 年队列预计达到 4.6%~9.0%。城市女性因初婚峰值年龄之后初婚率下降更快,预计终身未婚比例更高,到 1990 年队列将达到 4.5%~13.8%;乡女性因异质性更强、社会压力很难扩散从而趋于弱化,终身未婚比例在 1985 年之后队列上升很快,将超过镇女性,1990 年队列达到 4.2%~7.3%;镇女性 1990 年队列的预测结果处于 2.9%~6.9%。

在普婚的中国社会,结婚的社会压力起到很大的作用,“适婚年龄”“最佳生育年龄”等制度化的社会时间结构和个体生命历程,成为女性尽早进入婚姻的社会压力(邱婕,2022)。目前时期数据中 35~50 岁女性未婚率仍处于较低水平,然而她们属于没有经历大幅初婚推迟和初婚率下降的较早出生队列,本文通过 APC 分析和初婚年龄分布比较展示出,更为年轻队列的初婚进度模式发生改变,没有遵照进入婚姻的制度化时间框架。在此基础上,初婚年龄参数模型预测这些队列曾婚比例上升困难,终身未婚比例将快速升高。由此,时期年龄别曾婚比例等指标落后于现实,无法及时反映初婚进度的系统性变动,以此为基础的分析 and 结论存在误导性。

中国女性终身未婚比例从 1970 年队列之前接近零,到 1977 年队列前后出现明显提高到 1%左右;再到 1990 年队列 4.6%~9.0%的水平,这一快速变动发生在二十几年队

列(约一代人)之间。队列变化延续性强,没有可预见的逆转因素,终身未婚比例和期望初婚年龄的上升将持续:前者会直接带来生育水平、家庭结构、男性终身未婚比例等重要人口指标大幅变动,后者会导致女性婚内生育能力下降与平均世代间隔延长,进一步影响生育水平和内在增长率。由于中国女性初婚年龄仍集中于 20~30 岁,本研究所揭示的变化和后果会很快显现,相关研究和政策应对需要尽快着手。

(二) 进一步讨论

本研究对中国女性初婚进度的分析中,回顾了重要历史事件的影响,家庭政策和家庭制度变迁的脉络清晰可见。(1)1950 年《婚姻法》的出台规定了婚姻自由和法定结婚年龄,集体化改造使家庭不再是生产单位,加速了家庭的裂变,婚姻缔结开始脱离家庭。至 20 世纪 70 年代晚婚政策直接干预初婚进程,女性初婚大幅度推迟。(2)家庭联产承包重新强化了家庭的作用,加之 1980 年新《婚姻法》带来国家干预的放松,家庭增加人手、土地和住房分配的需求,在一段时间内成为女性尽早结婚和初婚率提高的促进因素。(3)90 年代之后大量乡镇女性外出打工,2000 年前后高等教育开始持续扩招,城市化和受教育程度提升使青年一代从家庭中脱嵌。这段时间迁入地没有举家迁移的支持政策和公共服务,家庭的经济功能和支持作用被削弱,但维系家庭的无酬劳动多由女性承担,女性初婚率随之降低,初婚明显推迟,超过了 70 年代晚婚政策干预的水平。这些变动从城市开始,镇和乡女性继起,趋势仍在持续。上述家庭政策变迁也改变了家庭结构和家庭制度,而夫妻分工模式的演变相对滞后,间接影响了女性初婚进度。

家庭结构方面,从 20 世纪 70 年代开始的生育率下降使家庭中成年子女数量不断减少。有研究指出(阎云翔,2016),多子家庭中的儿子倾向于尽早结婚以实现更早分家,多子女家庭的青年女性也希望有自由支配的资产,这些组建和经营自己小家庭的激励,曾经促进了早婚和普婚。随着家庭中成年子女数量下降,这类激励不断减弱。家庭规模小型化的趋势已持续了两代人,亲属关系网萎缩,代际两地分割也使亲属关系弱化。这些变化一方面减轻了未婚女性来自亲属和同伴的结婚压力,另一方面,亲属曾是张罗和介绍婚配对象的重要途径,作用也大不如前。

相比家庭制度的明显变化,传统家庭性别分工模式很大程度上仍在延续,二者相互抵牾,削弱了女性结婚的意愿。独生子女政策持续时间超过一代人,房地产发展使住房条件持续改善,分别强化了“双系制”和“新居制”,削弱了传统上“从夫居”的单系制度,夫妇式家庭的独立至少从形式上已经确立(唐灿,2010)。夫妇式家庭需要夫妻间的平等协作,夫妻轴的关系越发重要。然而现实中“女主内”的传统夫妻分工改变不大,在生育之外,抚育子女、照料老人、料理其他家务等家庭职责大部分由妻子承担,夫妻间责任和义务的不对等降低了婚姻对女性的吸引力。其中乡镇性别观念和家庭分工更趋于传统,托幼、养老、家政等社会服务相对不足,女性婚后承担的家务更重,可能是近年乡镇女性

初婚变动快于城市的原因。

家庭结构和家庭制度变迁的趋势短时间内难以扭转,相比之下家庭政策和夫妻分工更具有可变性。“三孩”政策落地后,家庭政策密集出台,主要关注减轻生育和养育负担。然而家庭的作用不仅在于育儿,组建新家庭是个体成长和发展的标志性事件,也是生育的基本前提,作为社会支持的重要来源,其保障和慰藉功能很难被取代。未来家庭政策应延伸扩展至整个家庭生命周期,兼顾多元化的婚姻家庭形态。夫妻分工方面,婚配中两性相互牵制,当前适婚年龄人口性别比高企,女性晚婚和不婚均会加大对男性的婚姻挤压,可因势利导弘扬平等的性别观念,推动家庭性别分工平等化,同时保护女性在婚姻家庭中的合法权益,减轻女性进入婚姻的阻碍。

参考文献:

1. 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。
2. 戴颖洁、吕梓剑(2021):《都市青年女性的晚婚潮:女性主义与大众媒介的联姻》,《中国青年研究》,第12期。
3. 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。
4. 甘麗華(2021):《父權制、網絡厭女與女權主義的中國化詮釋》,《傳播與社會學刊》,(總)第57期。
5. 国务院第七次全国人口普查领导小组办公室(2022):《2020中国人口普查年鉴》,中国统计出版社。
6. 国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司(2012):《中国2010年人口普查资料》,中国统计出版社。
7. 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。
8. 郭志刚、邓国胜(1995):《婚姻市场理论研究——兼论中国生育率下降过程中的婚姻市场》,《中国人口科学》,第3期。
9. 郭志刚、段成荣(1999):《北京市人口平均初婚年龄的研究》,《南京人口管理干部学院学报》,第2期。
10. 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。
11. 邱婕(2022):《“三十”而立?——适婚年龄女性的生命历程制度化与时间压缩》,《中国青年研究》,第3期。
12. 邵夏珍(2000):《试析当代中国土地制度对人口生育的影响》,《中国人口科学》,第5期。
13. 唐灿(2010):《家庭现代化理论及其发展的回顾与评述》,《社会学研究》,第2期。
14. 王立军等(2022):《中国教育获得性别差异逆转下婚姻有效供给匹配失衡研究》,《中国人口科学》,第3期。
15. 王跃生(2005):《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》,《中国人口科学》,第6期。
16. 王跃生(2022):《当代社会转型与民众婚育行为变化》,《中国特色社会主义研究》,第3期。
17. 吴要武、刘倩(2015):《高校扩招对婚姻市场的影响:剩女?剩男?》,《经济学(季刊)》,第1期。
18. 阎云翔(2016):《中国社会的个体化》,上海译文出版社。
19. 杨子慧、沙吉才(1990):《早恋早婚早育回升原因及对策研究》,《人口研究》,第5期。
20. 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。
21. 郑真真(2002):《外出经历对农村妇女初婚年龄的影响》,《中国人口科学》,第2期。
22. Bloom D., Bennett H.N. (1990), Modeling American Marriage Patterns. *Journal of the American Statistical Association*.

- sociation. 85(412):1009–1017.
23. Coale A.J.(1971), Age Patterns of Marriage. *Population Studies*. 25(2):193–214.
 24. Coale A.J., McNeil D.R.(1972), The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort. *Journal of the American Statistical Association*. 67(7):43–49.
 25. Goldstein J., Kenney C.T.(2001), Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for US Women. *American Sociological Review*. 66(5):6–19.
 26. He D. et al.(2019), China Fertility Report, 2006–2016: An Analysis Based on China Fertility Survey 2017. *China Population and Development Studies*. 2:430–439.
 27. Hernes G.(1972), The Process of Entry into First Marriage. *American Sociological Review*. 37:173–182.
 28. Kaneko R.(2003), Elaboration of the Coale–McNeil Nuptiality Model as the Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements. *Demographic Research*. 9:221–262.
 29. Minton J.(2020), Chapter 4 The Lexis surface—A Tool and Workflow for Better Reasoning about Population Data. In Bell, A. (Ed.). *Age Period and Cohort Effects: Statistical Analysis and the Identification Problem (1st ed.)*. Routledge.
 30. Schöley J., Willekens F.(2017), Visualizing Compositional Data on the Lexis Surface. *Demographic Research*. 36:627–658.
 31. Vaupel J.W. et al.(1987), Thousands of Data at a Glance—Shaded Contour Maps of Demographic Surfaces. Laxenburg: International Institute for Applied Systems Analysis.

Age Schedules of First Marriage of Chinese Females: New Changes, Causes and Trends

Feng Ting

Abstract: The article adopts a cohort perspective to reconstruct the first marriage progress of Chinese urban and rural female birth cohorts using the data from the Seventh Census. The findings show that (1) Lexis surfaces demonstrate the characteristics of the three dimensions of age, period and cohort in the change of Chinese women's first marriages. From the period effect, since 2010 the hazard rates of first marriages have been declining rapidly, and the age of first marriages has been postponed, with rural women changing more rapidly due to their late start. (2) In 2019, the first marriage rates of urban and rural women decreased significantly; survey error is not sufficient to explain this change, and the uneven marriage markets, the improvement in women's education and the change in gender attitudes may have caused the real decrease in the first marriage rates and the proportions of ever-marrying. (3) Extrapolation predictions using three parametric models of the age schedule of first marriage indicate that proportions of never-marrying in the cohorts born after 1980 will increase more rapidly, reaching 4.6% to 9.0% in the 1990 cohort; the proportions of never-marrying are higher among urban women, expected to reach 4.5% to 13.8% in the 1990 cohort; the proportions of never-marrying in rural areas are rising rapidly in the post-1985 cohorts due to greater heterogeneity and weakening social pressure, and will overtake town women. The trend towards later marriage and non-marriage in the later cohorts is difficult to reverse and will profoundly affect fertility, marriage and family.

Keywords: Age Schedules of First Marriage; Age–Period–Cohort Analysis; Parametric Models; Proportions of Never-marrying

(责任编辑:李玉柱)