

# 人口信息

POPULATION INFORMATION

**编者按** 本期三个专栏从不同角度讨论优化生育相关议题。“人口与发展”专栏深度剖析了我国第七次人口普查数据,分析我国生育率水平的变化及其人口学因素,探讨三孩政策下我国人口发展的前景;基于性别平等的视角对三孩政策进行了分析,并提出相关政策建议。“人口与健康”专栏系统介绍了上海市孕妇产前网上预约建卡生育全程智慧服务方面的实践探索,为优化孕产期保健服务的水平和质量提供参考;通过对比上海市嘉定区再生育人群与孕前优生工作人员孕前优生知识掌握情况及孕前保健服务需求的认知差异,提出嘉定区再生育人群优生促进策略。“调研与分析”专栏通过分析中国流动人口动态监测调查数据,指出流动人口生育水平研究中的两个可能的盲点,并进行验证和分析,在此基础上对中国流动人口生育水平进行再分析。

上海市卫生和健康发展研究中心(上海市医学科学技术情报研究所)

内部资料 免费交流

上海市连续性内部资料准印证(K)字第0296号



# 人口信息

(双月刊)

2021年第5期(总第238期)

名誉主编:黄红

孙常敏

肖泽萍

主编:金春林

副主编:黄玉捷

执行副主编:信虹云

## 目次

### • 人口与发展 •

中国的低生育率与三孩政策..... 陈卫 (1)

“三孩政策”启动,性别平等先行..... 杨雪燕 (10)

### • 人口与健康 •

上海市孕妇网上预约建卡暨生育全程智慧服务探索研究

..... 沙卫涛 朱蓉 吴向泳,等 (13)

上海市嘉定区再生育人群优生促进策略研究..... 范生荣 沈恋迪 张丽峰,等 (18)

### • 调研与分析 •

流动人口生育水平研究中的两个盲点与生育水平再分析..... 梁同贵 (25)



# 中国的低生育率与三孩政策

## ——基于第七次全国人口普查数据的分析

陈 卫

(中国人民大学人口与发展研究中心, 北京 100872)

2021 年 5 月 11 日国家统计局发布了第七次全国人口普查 (以下简称“七普”) 的主要数据结果, 表明中国的生育率发生了进一步下降, 总和生育率达到 1.3 的历史最低水平, 也跌入国际学术界所划分的极低生育率水平。同时, 普查数据还显示, 劳动年龄人口规模和占比明显下降, 老龄化进程加快推进, 60 岁及以上老年人口数量首次超过 0~14 岁少儿人口数量。中国人口正在经历重大转折。在此背景下, 中国的生育政策发生了又一次重大调整, 由全面两孩政策转变为三孩政策, 并同时强调完善和实施配套支持政策和措施。本文的目的是利用第七次人口普查数据, 分析近期中国生育率水平的变化及其人口学因素, 估计两孩政策对生育率的影响, 探讨三孩政策下低生育率的前景。

### 一、数据与方法

我们首先利用“七普”数据估计近期的生育率水平和变化趋势。“七普”不仅获得了 2020 年的生育率, 而且国家统计局根据“七普”结果对 2011-2019 年的总人口和出生率进行了调整, 据此就可以估算 2011-2019 年的生育率。我们进行了几种不同的生育率估计。一种是利用出生率和总和生育率之间的函数关系估计总和生育率。乔晓春、朱宝生利用这一方法估计了中国 20 世纪 90 年代末以来的生育率。如果用  $CBR$  (Crude Birth Rate) 代表出生率,  $TFR$  (Total Fertility Rate) 表示总和生育率,  $h_x$  代表分年龄生育率占总和生育率的比例,  $C_x$  代表分年龄育龄女性占总人口比例, 那么,  $TFR = CBR / \sum h_x \cdot C_x$ 。国家统计局已经发布了调整后的近 10 年的出生率, 而  $h_x$  和  $C_x$  因为都是比例, 可以通过历年的人口变动抽样调查数据计算获得。

另一种是根据常规的总和生育率计算方法进行的估计。也就是说, 通过计算分年龄女性的出生人数和分年龄女性人数, 获得分年龄生育率和总和生育率。实际上, 计算分年龄女性的出生人数上就是把国家统计局调整后的出生人数分解到育龄女性的不同年龄。假设人口普查和人口抽样调查数据中的分年龄出生人数模式是准确的, 就可以利用这些年龄模式分解出生人数。

关于如何计算分年龄女性人数，我们进行了两种估计：一种是根据人口抽样调查获得分年龄性别人口，利用各年抽样调查的抽样比直接推算分年龄女性人口；另一种是通过 2010 年人口普查的女性分年龄人口往前和往后推算各年份的分年龄育龄妇女人数。推算所需要的生命表，是以国家统计局公布的平均预期寿命通过布拉斯罗杰特转换而生成。

对近期中国生育率变化的人口学因素分析使用率分解方法（查瑞传，1991）。总和生育率的变化可以由分年龄已婚比例变化或 / 和分年龄已婚生育率变化所引起。这一方法隐含着生育都发生在婚内的假设。这一假设在中国或日本、韩国等东亚国家还是基本成立的，这也是为什么在东亚地区女性婚姻推迟会直接降低生育率。而在西方国家，由于未婚生育大量存在，甚至一些国家达到一半的占比，西方国家婚姻与生育的关系没有像东亚国家那么紧密。

进行分解所需的数据包括分年龄生育率、分年龄已婚比例和分年龄已婚生育率。分年龄生育率利用上述生育率估计获得的结果。分年龄已婚比例则直接从人口普查和人口抽样调查数据中获得。分年龄已婚生育率可以通过对分年龄生育率和分年龄已婚比例的计算得到。总和生育率变化的分解使用各因素不同组合下的分年龄生育率逐年预测方法。如果用  $TFR$  表示总和生育率， $f_x^m$  表示育龄妇女分年龄已婚生育率， $p_x^m$  表示育龄妇女分年龄已婚比例，则  $TFR = \sum f_x^m \cdot p_x^m$ 。如果将第一年的总和生育率表示为  $TFR_1 = \sum f_{x,1}^m \cdot p_{x,1}^m$ ，第二年的总和生育率表示为  $TFR_2 = \sum f_{x,2}^m \cdot p_{x,2}^m$ ，那么，这两年的总和生育率差异可以通过这两个因素不同组合下的总和生育率预测的差异求得分解。例如， $\sum f_{x,2}^m \cdot p_{x,2}^m$  和  $\sum f_{x,2}^m \cdot p_{x,1}^m$  的差异、 $\sum f_{x,1}^m \cdot p_{x,2}^m$  和  $\sum f_{x,1}^m \cdot p_{x,1}^m$  的差异都表示育龄妇女分年龄已婚比例造成的总和生育率变化量。计算这两者的平均值作为育龄妇女规模变化所作贡献的估计值。对育龄妇女已婚生育率因素贡献的估计也使用相同的方法。

探讨三孩政策的人口前景时，我们使用人口预测方法。人口预测的基年人口数据来自公安部的 2017 年全国户籍统计分年龄人口数据，先推算到 2020 年，使得和“七普”时的总人口相同，然后再进行未来预测。在假设不同的生育率水平条件下，模拟预测未来人口发展趋势。同时也模拟假设追求并实现适度低生育率条件下的人口发展趋势。因此，总和生育率的假设分别为 1.0、1.3、1.6、2.1 和 2.25。人口预测还需要平均预期寿命的预测，我们按照联合国提供的中高增速方案进行推算。到 2100 年中国男性的平均预期寿命达到 83.75 岁，女性的平均预期寿命达到 89.08 岁。出生性别比将从 2020 年的 111.3 逐步下降到 2030 年的正常水平 (107)。按照惯例，我们的人口预测不考虑国际迁移。

## 二、中国近期生育率变化趋势

国家统计局根据“七普”数据调整了 2011-2019 年的总人口数和出生率 (见表 1 第 2 和 3 列)。据此可以计算出调整后的 2011-2019 年的出生人数 (见表 1 第 4 列)。根据计算结果，2011-2019 年调整后的出生人数比原来公布的出生人数增加了 1003 万，其中 865 万增加到了 2011-2014 年，139 万增加到了 2016-2017 年，而 2015 年减少了 1 万。也就是说，在过去近 10 年里前期的出生人数得到了大幅度上调，后期的出生人数有小幅上调或没有调整。这一调整带来了

三个意想不到的后果：第一是 2011-2014 年的生育率要大大高于以前的估计，与 2010 年人口普查获得的极低生育率形成巨大反差。第二是如果不调整 2010 年的出生人数，那么 2010-2011 年出生人数就会出现跳跃式上升。2011-2012 年也出现了出生人数的跳跃式上升，但这是可以解释的，原因就在于生肖偏好，因为 2012 年是龙年；但是 2010-2011 年的跳跃式上升却难以找到合理的解释。第三是 2014 年的出生人数超过 2016 年，说明全面两孩政策的效果不如单独两孩政策的效果，这似乎也不好解释。

表 1 2011—2020 年我国总人口、出生率、出生人数及总和生育率

年份	总人口 (万人)	出生率 (‰)	出生人数 (万人)	总和生育率 <i>a</i>	总和生育率 <i>b</i>	总和生育率 <i>c</i>	总和生育率 <i>d</i>
2011	134916	13.27	1785	1.632	1.636	1.637	1.613
2012	135922	14.57	1973	1.810	1.826	1.815	1.781
2013	136726	13.03	1776	1.637	1.655	1.640	1.554
2014	137646	13.83	1897	1.750	1.772	1.765	1.670
2015	138326	11.99	1654	1.531	1.561	1.550	1.410
2016	139232	13.57	1883	1.760	1.774	1.775	1.770
2017	140011	12.64	1765	1.685	1.696	1.699	1.719
2018	140541	10.86	1523	1.506	1.515	1.501	—
2019	141008	10.41	1465	1.505	1.498	1.501	—
2020	141178	8.52	1200	—	—	—	—

资料来源:第2列总人口和第3列出生率数据来自国家统计局,第4-8列均为作者计算获得。

表 1 第 5 列到第 7 列展示了根据国家统计局调整的出生人数进行估计的总和生育率。第 5 列总和生育率 *a* 是根据出生率和总和生育率之间的函数关系估计出来的。第 6 列总和生育率 *b* 和第 7 列总和生育率 *c* 是根据常规的总和生育率计算方法估计的,前者的育龄女性人口使用年度人口变动抽样调查数据,后者的育龄女性人口是使用 2010 年人口普查时女性人口推算的。第 8 列总和生育率 *d* 是由 2017 年全国生育状况抽样调查获得的。这些结果高度一致,而 2017 年生育状况抽样调查的结果略低。总的看来,近 10 年的总和生育率在 1.5~1.8 之间波动,2017 年以来生育率又出现迅速下降。

新中国成立以来,生育率变化跌宕起伏,而从 20 世纪 70 年代以来总体上呈现不断下降趋势。20 世纪 90 年代中国生育率跌入更替水平以下,并持续走低。两孩政策的实施使生育率有所回升,但是随着两孩政策效应的消退,生育率又发生迅速下降。“七普”结果显示 2020 年总和生育率为 1.3,达到极低生育率水平。

如果将中国的生育率转变过程划分为三次转变,那么 20 世纪 70 年代是第一次转变,生育率在很短时间里由很高的水平下降到接近更替水平,这是由生育政策主导的转变。90 年代是第二次转变,即生育率降到更替水平以下,尽管生育政策也产生一定作用,但是中国的经济社会发展对生育率产生越来越重要的影响,而进入 21 世纪以来经济社会发展成为决定低生育率的

主导因素。21 世纪 20 年代便是第三次转变，由低生育率转变为极低生育率。如果没有实行两孩政策，第三次转变会更早到来。

### 三、中国生育率下降的人口学分解

对近 20 年来中国生育率变化进行人口学分解。如前所述，近 20 年来的生育率不是使用人口普查和人口抽样调查获得的结果，而是根据国家统计局公布的历年出生人数进行的估计。图 1 显示，近 20 年来的总和生育率除个别年份外都在 1.6—1.8 间波动。可见，国家统计局公布的出生人数中隐含的生育水平明显高于历年人口抽样调查直接获得的生育水平。

在总体生育率趋势稳定又稍有波动的情况下，一孩和二孩生育率表现出相反的趋势性变化(见图 1)。近 20 年来一孩生育率呈现逐渐下降趋势，而二孩生育率在实行单独两孩政策后大幅度上升，实行全面两孩政策后二孩生育率更是超过一孩生育率。不同孩次生育率的变化明显地反映了不同因素的影响。非政策性因素的初婚年龄推迟是一孩生育率下降的主导因素，而政策性因素即生育

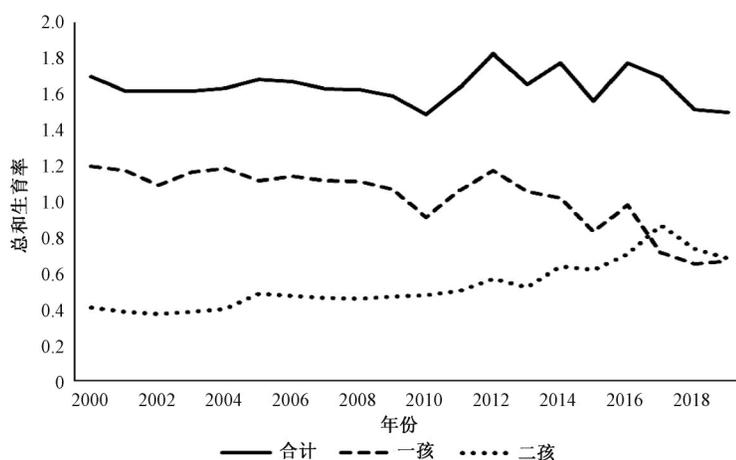


图 1 2000-2018 年我国总和生育率变化趋势

资料来源：根据国家统计局公布的 2000 年以来出生人数和人口普查、人口抽样调查获得的出生人数分年龄分孩次的分布自行计算获得。

政策调整则是二孩生育率上升的驱动因素。但是也要看到，近年来政策性因素的影响逐渐下降。对总和生育率变化的分解结果进一步说明了不同因素影响的方向和大小(见表 2)。

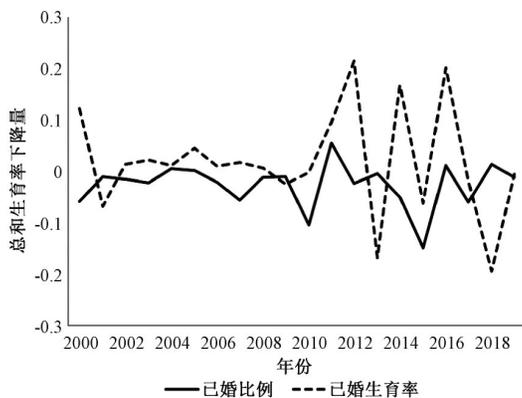
表 2 2012-2019 年我国总和生育率变化的分解

年份	已婚比例	已婚生育率	合计
2012	-0.0239	0.2142	0.1903
2013	-0.0044	-0.1673	-0.1717
2014	-0.0501	0.1676	0.1175
2015	-0.1490	-0.0624	-0.2114
2016	0.0118	0.2014	0.2132
2017	-0.0595	-0.0184	-0.0780
2018	0.0134	-0.1942	-0.1808
2019	-0.0114	-0.0056	-0.0170

资料来源：根据图 1 的结果和人口普查、人口抽样调查获得的分年龄婚姻状况数据计算获得。

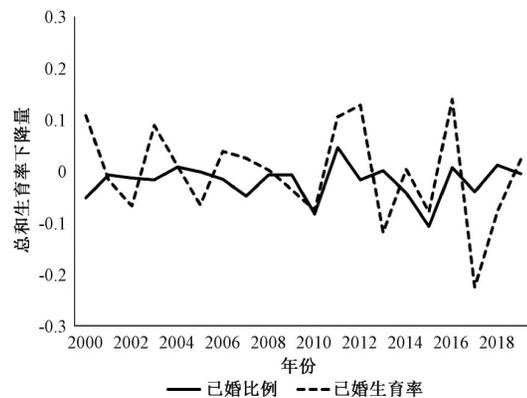
生育率变化可以分解为已婚比例和已婚生育率两个因素变化的作用。表 2 显示 2012 年以来这两个因素不同的影响过程。除个别年份，已婚比例的作用一直在压低生育率；而已婚生育率的作用多数年份也在拉低生育率。图 2 展示了近 20 年来生育率变化的分解结果。实际上

近 20 年来已婚比例的作用在绝大多数年份都是负向的，而已婚生育率的作用在 2012、2014 和 2016 年起到了大幅度提高生育率的作用。不过，已婚比例和已婚生育率对生育率的影响是作用于不同孩次的。图 3 显示，已婚比例影响一孩生育率，年轻女性婚姻推迟带来一孩生育率的下降，而已婚生育率没有呈现一致性的影响。相反，图 4 显示，已婚比例对二孩生育率的影响极小，已婚生育率则存在明显的二孩生育率提升作用。



**图 2 2000-2018年我国总和生育率变化的分解**

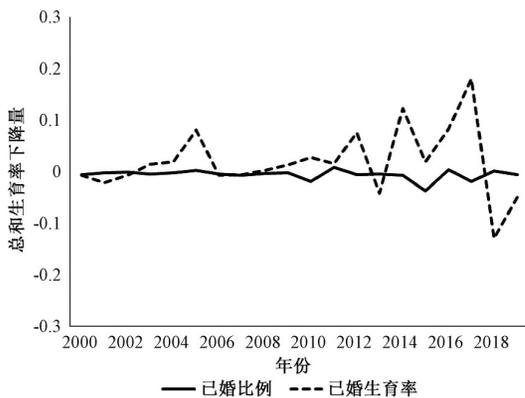
资料来源：根据图1的结果和人口普查、人口抽样调查获得的分年龄婚姻状况数据计算获得。



**图 3 2000-2018年我国一孩总和生育率变化的分解**

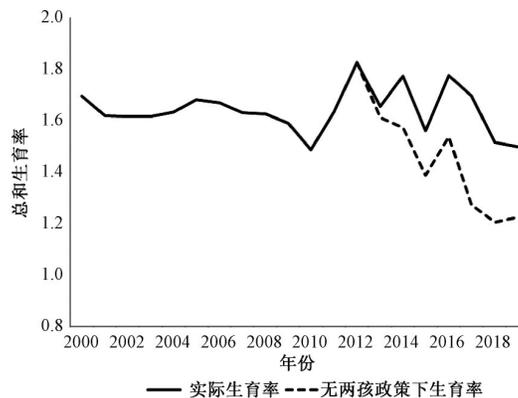
资料来源：根据图1的结果和人口普查、人口抽样调查获得的分年龄婚姻状况数据计算获得。

如果不实行两孩政策，中国近年来的生育率会怎么变化？从人口普查和人口抽样调查数据看，两孩政策不仅带来二孩生育率上升，三孩及以上的生育率也出现明显的提升。对比 2013 年前后，上升趋势都是很明显的。二孩生育率由 0.5 以下上升到 2017 年的 0.8 以上，增加 60% 以上；多孩生育率由 0.07 以下上升到 2019 年的 0.15，增加了一倍多。假设没有实行两孩政策，二孩和多孩生育率都保持 2005-2012 年的平均水平不变，那么随着一孩生育率的下降，总体的生育率也必然会下降。图 5 显示，如果不实行两孩政策，2014-2016 年的总和生育率要比实际水平低 0.2 左右，2017 年要低 0.4，2018-2019 年要低 0.3。这进一步说明两孩政策的显著效应。



**图 4 2000-2018年我国二孩总和生育率变化的分解**

资料来源：根据图1的结果和人口普查、人口抽样调查获得的分年龄婚姻状况数据计算获得。



**图 5 假设不实施两孩政策条件下的生育率变化趋势**

资料来源：根据图1的结果计算获得。

有研究表明,中国 2020 年的极低生育率水平在一定程度上受到了新冠疫情的影响(张翠玲等,2021)。不过,新冠疫情的影响在 2021 年会更大,而 2020 年影响尚小。更大的影响因素仍然是年轻女性的婚姻推迟。过去 10 年来中国女性的婚姻推迟有加快趋势。根据 2017 年全国生育状况调查,中国女性平均初婚年龄由 2006 年的 23.6 岁上升到 2016 年的 26.5 岁。但是与发达国家相比,中国女性的平均初婚年龄依然较低。表 3 显示,中国女性平均初婚年龄不仅大大低于德国、法国、西班牙和瑞典等国,而且也明显低于日本、韩国。这表明,中国女性的初婚年龄还有很大的上升空间,未来 10-20 年仍然会发生持续压低生育率的作用。当然,如前述生育率分解结果所示,另一个影响生育率的因素是已婚生育率,而中国女性生育意愿较低,在即使生育政策从两孩政策转变为三孩政策的条件下,已婚生育率的提升也是充满不确定性的。实际上,西方国家和日本、韩国的生育意愿都高于更替水平,但是中国女性的生育意愿却明显低于更替水平,这本身就奠定了中国生育率更加低迷的基础。而生育政策调整不断增加了生育率上升的理论空间,也为追求适度低生育率水平奠定了政策基础。

表 3 2006-2016 年中国女性平均初婚年龄的国际比较 (单位: 岁)

年份	中国	日本	韩国	德国	西班牙	法国	瑞典
2006	23.6	28.2	27.8	29.1	29.6	29.8	31.5
2007	23.5	28.3	28.1	29.3	29.8	30.0	31.9
2008	23.8	28.5	28.3	29.6	30.1	30.2	32.3
2009	23.9	28.6	28.7	29.8	30.5	30.4	32.3
2010	24.0	28.8	28.9	30.0	30.9	30.7	32.7
2011	24.2	29.0	29.1	30.2	31.3	30.8	33.0
2012	24.8	29.2	29.4	—	31.6	31.3	33.3
2013	25.1	29.3	29.6	30.5	32.2	31.7	33.0
2014	25.6	29.4	29.8	30.7	32.3	32.1	33.3
2015	25.9	29.4	30.0	30.9	32.7	32.2	33.6
2016	26.3	29.4	30.1	31.1	33.0	—	33.8

资料来源:中国数据来自 2017 年全国生育状况调查;日本数据来自 <https://www.stat.go.jp/english/data/handbook/c0117.html>;韩国数据来自 <http://kostat.go.kr/portal/eng/pressReleases/8/11/index.board>;德国、法国、西班牙、瑞典数据来自 <https://ec.europa.eu/eurostat>。

#### 四、三孩政策与低生育率前景

“七普”结果表明生育率进一步下降到 1.3 的极低水平,揭示老龄化加快和劳动年龄人口比例明显下降。作为政策响应,中国生育政策又作出重大调整,即实施三孩政策。政府同时还提出实施三孩政策的一系列配套支持性政策措施。实际上,从一孩政策到两孩政策,再到三孩政策,从人口学角度讲是从人口缩减到稳定再到增长的政策取向的不断转变,是随着我国人口形势不断变化,朝着实现人口数量和结构之间动态平衡需要的政策转变。

中国人口进入低增长后,人口结构问题,特别是人口老龄化问题日益凸显。在现阶段及未来一定时期,人口规模巨大和人口结构失衡之间的矛盾会一直存在。要实施兼顾两者的政策,就是既要保持对人口数量的适当控制,又要逐步放宽数量限制从而有利于调整人口结构。

随着两孩政策效应的消退,中国出生人数出现迅速下降,生育率也进入极低水平。任何大

大低于更替水平的生育率都是不可取的, 长期来看会导致人口规模急剧下降和人口结构严重失衡 (见图 6、图 7、图 8)。假设中国在 21 世纪都保持 1.3 的总和生育率, 那么 2023 年就会出现人口负增长, 21 世纪中叶人口增长率为 -1%, 21 世纪末达到 -16%, 21 世纪末总人口降到 6.5 亿, 而 60 岁及以上老年人口几乎接近总人口的一半。即使生育率在未来 5 年回升到更替水平并保持不变, 仍然会出现 45 年的低速人口负增长, 21 世纪末总人口降到 13.2 亿, 60 岁及以上老年人口占 30%。如果再设想一个极端情况, 即生育率继续下降, 未来 5 年降到 1.0 并保持不变, 那么到 21 世纪末中国总人口就不足 5 亿, 而 60 岁及以上老年人口接近占总人口的 60%。

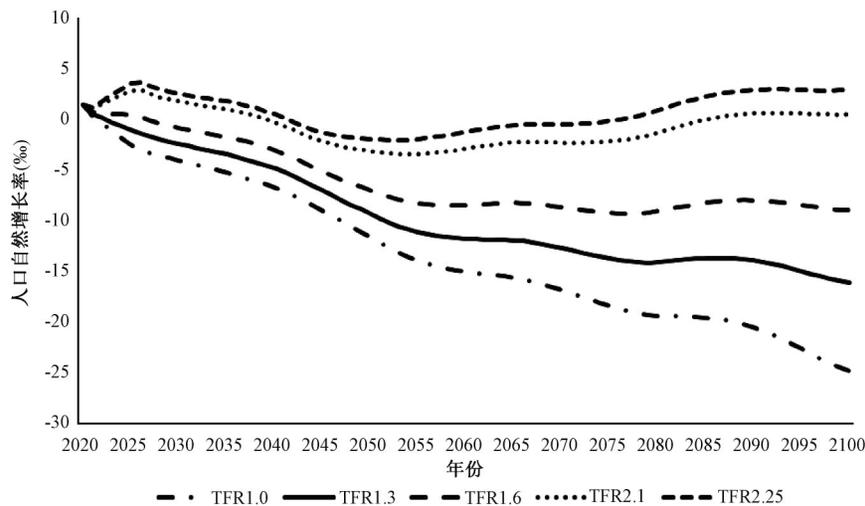


图 6 不同生育率水平下的人口自然增长率

资料来源: 基于作者的人口预测。

兼顾数量压力和结构挑战, 需要追求适度的低生育水平。大大低于更替水平的生育率显然不是适度的低生育率。根据发达国家的经历, 低生育率往往处于波动之中。中国近 20 年来的低生育率变化也说明, 人口再生产的周期性特征和婚育行为变化导致中国低生育率的波动性演进趋势。长期处于很低生育率将积累较强的人口负增长惯性, 即使生育率回升到更替水平, 也在短期内不能避免人口负增长。因此, 适度的低生育水平可以界定为总和生育率围绕更替水平波动而长期上略高于更替水平的生育水平。生育率在这个范围内波动, 即使在一段时期里会出现人口负增长, 但都是基本上处于零增长附近波动, 而长期上会使人口处于低速增长 (见图 6)。例如以总和生育率 2.25 进行预测 (见图 7 和图 8), 中国人口到 21 世纪末为 14.95 亿, 而 60 岁及以上老年人口比例不会超过 30%。在未来 80 年间, 老年人口比例处于 20~30% 之间, 少儿人口比例处于 16~19% 之间, 劳动年龄人口比例处于 55~60% 之间。实行三孩政策为追求和实现这种适度低生育率提供了足够的回旋空间。

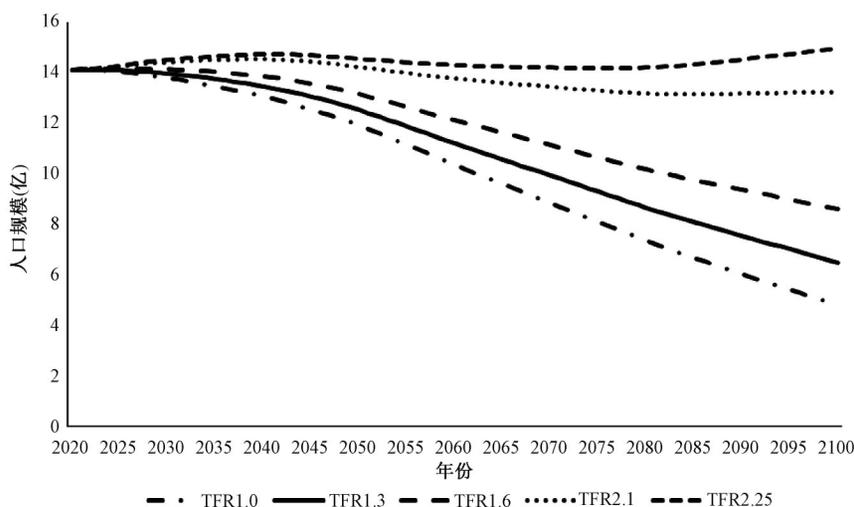


图 7 不同生育率水平下的人口规模

资料来源：基于作者的人口预测。

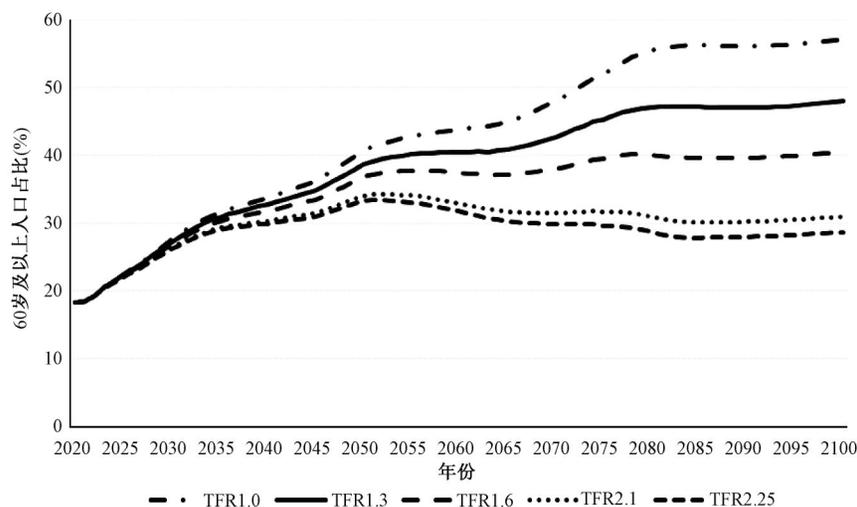


图 8 不同生育率水平下的老龄化趋势

资料来源：基于作者的人口预测。

实行三孩政策也为中国的地区人口均衡发展提供了足够的调整空间。尽管整体上中国的生育率已经处于很低水平，但是从地市或县级水平看，中国就像整个世界，区域之间差异很大。这一方面是各地经济社会发展不均衡和以往生育政策差异造成的，另一方面也是各地不同的人口结构和文化、多元化的生活方式等作用的结果。三孩政策给生育率很低的地区提供了较大的回升空间，而对生育率较高的地区仍然实施着约束作用。

在个人层面，三孩政策为满足个性化和多元化的生育需求提供了更大的空间。在城镇化快速推进和教育水平大幅度提升的趋势下，不同地区和不同人群的异质性还会继续增强，对生育目标追求的差异性也会增加，三孩政策为那些有意愿和能力生育多孩的群体提供了现实可能，并且通过相应的配套措施来支持和帮助她们实现生育目标。

尽管三孩政策仍然是一种限制性生育政策，但是限制性程度已经很弱。三孩政策已经能够

满足绝大多数夫妇的生育意愿。从人口普查和生育率抽样调查数据看,三孩出生人数占总出生人数 5~8%,四孩及以上占比仅 1~2%。可见,生育政策对于越高的生育孩次进行限制的效应越小。如果将来进一步调整生育政策,实施全面放开的自主性政策,也就是水到渠成的事情了。

中国的低生育率已经持续 30 年,在这 30 年中已经由“外生性”低生育率转变为“内生性”低生育率。20 世纪 90 年代初在生育政策强化执行后,中国生育率迅速跌入更替水平以下,进入“外生性”低生育率。而随着经济社会的快速发展,在中国生育率持续下降过程中,生育政策的作用不断减小,而社会经济发展的作用在持续增长,2000 年以来的低生育率趋势中,社会经济发展起着决定性作用,中国进入“内生性”低生育率,生育政策的影响变得越来越小。不过,如前所述,中国的地区差异很大,经济发展、区域文化等都在影响生育率的地区差异,三孩政策的实施在不同地区和不同人群的效果肯定会不同,虽然生育意愿已普遍较低,但是人群异质性增强,三孩政策能否以及在多大程度上提升全国的生育率值得期待,也面临很大挑战。

## 五、结论

中国生育率自 20 世纪 70 年代以来经历了快速持续下降过程。2000 年以来尽管女性婚姻推迟一直发挥压低生育率的作用,但是因 20 世纪 80 年代中后期出生高峰时的出生人群进入婚育年龄,加上生育政策从取消生育间隔限制到实行单独两孩和全面两孩政策,中国的生育率出现波动性上升趋势。但是随着“90 后”人群进入婚育年龄,不仅其人数大幅度下降,而且婚姻推迟更加明显,导致两孩政策效应消退后生育率出现剧烈下降。短短四年里总和生育率由 2016 年的近 1.8 下降到 2020 年的 1.3,中国进入了极低生育率时期。

中国进入极低生育率时期意味着老龄化进一步加速,人口零增长或负增长将提前到来。以往的各种中国人口预测多数都是估计中国人口负增长会在 2027-2030 年到来,但是就目前的生育率趋势看,很可能在未来一两年就会出现。中国“十四五”时期将是人口发生大转折的时期。“七普”数据已经显示 2020 年 60 岁及以上老年人口数量超过 0~14 岁少儿人口数量,这在中国历史上是第一次,未来老龄化将以更快的速度推进,中国有可能经历世界上最快的老龄化进程。同时,中国人口增长一经发生转折,将进入难以逆转的长期、持续、快速的负增长阶段。“十四五”时期很可能将是为应对人口老龄化和人口负增长进行政策和制度设计而不容错过的机会窗口。

作为政策响应,中国生育政策又进行了重大调整,由全面两孩政策转变为三孩政策。实现三孩政策为追求和实现适度生育率、为调整区域人口发展和满足不同人群多样化的生育需求提供了空间。实施三孩政策,虽然意义重大,但是要提升中国生育率,更需要从生育政策之外的其他经济社会支持政策入手。实施三孩政策已不仅是单纯的促进生育,更是与改善家庭福利、促进个人发展、推动两性平等、缓解工作一家庭冲突等多元目标相重叠。在低生育率社会,愿意和能够多生孩子,可以看作是一种衡量社会的福利水平和人们幸福感的重要指标。

# “三孩政策”启动，性别平等先行

杨雪燕

(西安交通大学人口与发展研究所, 西安 710049)

## 一、“三孩政策”启动背景

2021 年 5 月 31 日, 中共中央政治局以会议决定形式, 正式宣布中国将实施“一对夫妻可以生育三个子女”的生育政策, 并指出将优化生育政策、实施配套支持措施, 旨在稳定生育水平、改善人口结构, 为经济社会发展提供充足的人力资源储备。

一石激起千层浪! 这个消息迅速刷屏了。网友们脑洞大开, 充分发挥自己的想象力, 快速提出了“三孩政策”所需要的各种配套措施: 适合三孩家庭的户型设计、适合三孩家庭的床品设计、适合三孩家庭的汽车设计, 等等。然而, 一片欢呼声中, 也不乏焦虑的清醒者: 可以生三孩了, 可是二孩在哪里呢? 甚或是, 一孩又在哪里呢?

2013 年 11 月 15 日, 《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出“启动实施一方是独生子女的夫妇可生育两个孩子的政策”(以下简称“单独二孩政策”), 标志着中国政府长期以来坚持的、以控制人口数量为导向的人口政策松动; 2015 年 10 月, 中共十八届五中全会决定: “坚持计划生育的基本国策, 完善人口发展战略, 全面实施一对夫妇可生育两个孩子政策, 积极开展应对人口老龄化行动”(以下简称“全面二孩政策”), 并于 2016 年 1 月 1 日正式实施“全面二孩政策”, 这标志着中国的人口政策已经从过去的人口数量控制过渡到鼓励生育和提升人口质量的阶段。“全面二孩政策”实施之后, 2016 年出生人口出现了小幅反弹, 但随后四年连续下降。根据国家统计局公布的数据, 从 2017 年到 2020 年, 我国出生人口数量分别为 1723 万、1523 万、1465 万、1200 万人。同时, 2020 年我国育龄妇女总和生育率已经降至 1.3, 处于较低水平。在此背景下实施“三孩政策”, 既是对当前人口发展形势的回应, 也为进一步优化调整生育政策体系提供了空间。

## 二、存在问题和障碍

“三孩政策”启动, 性别平等应先行, 才能确保“三孩政策”落到实处, 取得预期的政策效果。其原因在于: 第一, 在当前的生育技术和社会背景下, 生育和养育责任的主要承担者仍然是女性。尽管从理论上讲, 生或者不生都应是女性的自主决策权利。然而在现实中, 宽松型生育政策使得女性不仅更加难以平衡工作与家庭角色之间的矛盾和冲突, 也更容易面临社会对其性别角色期待的庞大压力, 女性也更容易被定位在“行走的子宫”、“生育工具”这一角色上。第二,

生育支持和配套政策仍然处于探索和建立之中,对于其中的性别议题也仍然缺乏足够的重视。尽管国家提出不仅要实施“三孩政策”,还要同时实施一系列生育支持和配套政策,让育龄夫妇乐于生育一孩,敢于生育二孩和三孩。但这些政策大部分仍然处于探讨和研究之中,已经出台和调整的政策并未充分关注到性别议题的影响和作用;某些发达地区和城市开始了先行探索,其政策效果也有待于进一步观察。

### 三、对策建议

在生育支持和配套政策正式落地之前,应基于性别平等视角,对于现行的相关政策进行调整和设计,才能真正解决“三孩政策”实施过程中的制度性障碍,主要建议如下。

第一,探索建立性别平等的产假制度,推动生育当中的男性参与。2019年最新产假政策规定,按照《女职工劳动保护特别规定》(下称“规定”),国家法定的产假天数为98天。“全面二孩政策”落地至今,全国有25个省份陆续将产假延长至128天至158天,广东、甘肃、黑龙江、海南及河南产假接近半年,西藏甚至可休一年。然而,不论产假时间长短,各省市各地区的产假政策主体仍然是生育期妇女。从某一方面看,这种产假制度设计保护了妇女的生育权利,但另一方面又使得女性在就业和职场晋升中处于不利位置。当产假时间越长,生育政策越宽松,女性在职场上就越容易遭受歧视和排斥。这种现象和趋势在“全面二孩政策”实施时已经非常明显。如果没有机制上的设计和制度上的改变,“三孩政策”实施后,职场上针对女性的歧视和排斥将会变本加厉,女性的就业和职业发展将会面临更加不利的境地。鉴于此,建议应逐步探索已婚男性强制性产假制度,即当妻子休产假时,应通过相应的制度和规范强制男性休一定时间产假,减少女性由于过多承担生育责任而在职场上受到歧视和排斥,同时也为男性参与生育和儿童养育提供制度性保障。

第二,探索性别平等的生育保险制度,让政府和社会共同为生育买单。生育保险的保障项目一般包括生育津贴、生育营养补贴与围产保健补贴、一次性生育补贴、生育医疗费用,以及职工因实施计划生育手术发生的费用。例如,根据目前生育保险相关规定,正常生育分娩的妇女,可获得按照生育保险月平均缴费工资计算的三个月生育津贴,生育营养补贴300元、围产期保健补贴700元、一次性生育补贴2400元等。这种生育保险的设计具有覆盖时间短、保障程度低的特点,并不能完全补偿职业女性由于生育而带来的工资和福利损失。鉴于此,建议探索更为合理的制度设计,提高生育保险的保障力度和保障范围,使得暂时离职生育和休产假的女性能够获得不低于平均工资水平的、覆盖整个产假期的生育津贴和补贴。

第三,建立以社区为依托的普惠性托育服务体系,帮助育有0~3岁婴幼儿的女性减轻育儿负担。西安交通大学人口所研究发现,“父母为主,祖辈辅助”是当前0~3岁婴幼儿养育的主流模式。其中,妈妈更是家庭养育模式的主要承担者,承担着较重的婴幼儿养育负担。三重性别角色理论揭示,女性需要承担由于传统性别规范所要求的生育和养育角色,与自身的职业发展产生冲突,从而带来工作家庭平衡方面的困境。“全面二孩政策”的实施凸显了女性在平衡

三重性别角色方面的难题。可以预见,“三孩政策”的来临或将更进一步激化这一矛盾。鉴于此,为了有效落实“三孩政策”,需要进一步推进托育服务供给侧改革,减轻女性的育儿负担。首先,应以社区为载体,推动社区成为托育服务供给主体。针对新建居住区和商品房住宅,应强制规划托育服务场地和设施,通过社会招标,吸纳民间资本参与托育服务建设;在已经建成的社区当中,依托幼儿园和中小学的建设,通过改造社区服务中心和公共服务空间,提供一定数量的托育服务班位;鼓励社区当中有条件、有意愿的家庭开办托育服务点,提供全日制、半日制或计时制等形式灵活多样的托育服务,满足婴幼儿家庭和父母的个性化需求。并积极探索新型社区托育服务模式,例如“家庭互助式社区托育服务”、“社区托育与养老相结合”等。其次,积极探索多样化路径推动普惠性托育服务发展。在针对托育服务的定位方面,建议政府明确托育服务的民生性质和公共服务性质;在经费支持上,建议政府在公共服务和教育事业经费规划当中编列婴幼儿托育服务经费,扶持托育服务事业发展,并向 0~3 岁婴幼儿家庭发放育儿补贴或减免个人所得税,以减轻家庭的育儿负担;出台相关文件,鼓励有条件的公办幼儿园开办面向 2~3 岁幼儿的托班;同时通过税费减免、财政补贴等形式鼓励民间资本进入托育服务领域,积极发展普惠性社区托育点、非营利性托育服务机构;修订相关政策,鼓励有条件的大型企事业单位通过招标、共建等形式,建设面向职工的福利性托育服务点。

第四,建设立体化的生育友好环境,提升育龄群众在生育行为方面的幸福感和对于生育政策的获得感。转型时期的中国社会压力丛生,离生育友好型的社会氛围和环境还相差甚远。80 后、90 后出生的孩子逐渐成长为中国社会的生育主力,正忙于在“996”的模式中应付生存压力,生育已经逐渐沦为这一代年轻人可遇而不可求的“奢侈品”;房价、教育竞争激烈,也让养育孩子成为现代家庭和父母的不可承受之重。鉴于此,生育友好环境的建设必须是系统的、全方位的、立体化的。立体化的生育友好环境指的是有利于提升生育意愿和生育幸福感的宏观环境,即儿童友好环境、性别友好环境和家庭友好环境。其中,儿童友好环境应包括广泛的儿童娱乐设施布局和建设、利于儿童成长和养育的社区环境建设、促进儿童人格健全发展的教育制度设计等;性别友好环境包括尊重女性权利保护和发展的性别氛围、制度化的性别平等发展机制、多样化的性别角色发展等;家庭友好环境包括有助于家庭健康发展的政策体系、家庭和谐发展的文化氛围、适合于现代化家庭规模和结构的公共服务体系建设等。总而言之,“三孩政策”启动,并不意味着“三孩时代”一定会如约而至。采取有效措施让年轻人愿意生、生得起、养得好才是政策落地的重中之重;在制度和政策设计中时刻关注性别平等,才是“三孩政策”发挥效能的点睛之笔!

# 上海市孕妇网上预约建卡暨生育全程智慧服务探索研究

沙卫涛<sup>1</sup> 朱 蓉<sup>1</sup> 吴向泳<sup>2</sup> 张 炜<sup>2</sup> 张 铃<sup>2</sup>

(1. 上海市妇幼保健中心, 上海 200062)

(2. 上海市卫生健康委员会, 上海 200125)

孕产期保健是指各级各类医疗保健机构为准备妊娠至产后 42 天的妇女及胎婴儿提供全程系列的医疗保健服务。

## 一、研究背景和意义

当前, 为进一步加强和规范上海市孕产期保健工作, 保障母婴安全, 提高出生人口素质, 依据《中华人民共和国母婴保健法》《中华人民共和国母婴保健法实施办法》, 原卫生部《孕产期保健工作管理办法》和《孕产期保健工作规范》等法律、法规及规范性文件要求, 上海市卫生健康委员会制定了《上海市孕产妇保健工作规范》(沪卫规〔2020〕005 号)(以下简称《规范》), 规定了各级各类医疗保健机构和管理职责, 规范了孕产妇孕前、孕期、分娩期、产褥期全程系统孕产期保健服务内容和流程。流程明确孕产妇应在孕早期(妊娠 13 周前), 需赴社区卫生服务中心进行早孕建册与妊娠风险初筛(即俗称的“建小卡”, 建立《上海市孕产妇健康手册》); 在孕中期(妊娠 13 周—27 周末), 需赴助产医疗机构进行产科初诊与妊娠风险预警评估(即俗称的“建大卡”, 建立《产前检查记录》)。在实践中, 往往由于孕妇个人实际情况没有及时按照规范进行“建小卡”“建大卡”, 相关服务机构无法及时对孕妇进行孕情监测、妊娠风险初筛、健康教育、产前检查、妊娠风险预警评估、产前诊断和健康教育服务, 从而造成群众不便, 无法早发现、早干预孕产妇风险, 影响母婴安全。

根据上海市委、市政府办公厅《关于深化“一网通办”改革构建全方位服务体系的工作方案》(沪委办发〔2021〕6 号)部署要求, 坚持以人民为中心的发展思想, 以理念创新引领制度创新, 以数字化转型倒逼服务方式重塑, 充分应用大数据和人工智能等技术, 变被动服务为主动服务; 以“一网通办”服务理念引领公共服务、便民服务优化, 以场景应用驱动服务供给创新, 拓展“幼有所育”个人事项服务场景应用, 进一步优化孕产期保健服务, 深入融合现有业务信息系统, 为孕妇“建小卡、建大卡”提供网上智能引导, 实现网上申请、预约和智能提醒, 打造标准化、普惠化、均等化、智慧化的全方位服务体系, 探索构建线上线下、集成融合的孕产妇生育全程智慧服务, 提升整体孕产期保健服务质量和水平, 切实增强群众的获得感、满意度, 为本市打造从出生到养老的数字健康生活服务体系奠定基础。

## 二、上海市孕产期保健服务内容及孕妇建卡业务流程现状

孕产期保健服务包括孕前、孕期、分娩期、产褥期全程系统保健服务。文章根据孕妇“建小卡、建大卡”服务流程实际,重点研究梳理孕妇孕早期和孕中期保健服务内容及线下流程。

### (一) 保健服务流程现状

孕妇“建小卡、建大卡”主要包括孕妇到社区卫生服务中心“建小卡”,到助产医疗机构“建大卡”。现行保健服务和经办流程如下:

#### 1. 孕早期保健服务内容及社区卫生服务中心“建小卡”

孕早期保健服务是对妊娠 13 周前孕妇进行的服务和指导,预防有害/致畸因素对胚胎的影响,及早发现不宜继续妊娠的妇女,及早采取干预措施。

(1) 孕情监测:通过孕情监测发现孕情,指导本市户籍或非本市户籍常住孕妇及早建立《上海市孕产妇健康手册》(以下简称“孕册”)和孕产妇家庭访视记录单。

(2) 早孕建册(孕册)与妊娠风险初筛:确定孕周;询问孕妇基本情况、现病史、既往史、月经史、生育史、避孕史、夫妇双方家族史和遗传病史等;体格检查:测量身高、体重、血压及妇科检查等;辅助检查:血、尿常规及阴道分泌物检查;梅毒、艾滋病筛查;妊娠风险初筛:按《孕产妇风险预警评估初筛表》对孕妇进行妊娠风险初筛,筛查结果阳性者应按规范要求及时转诊,并做好专案管理,落实随访。

(3) 健康教育:孕早期主要生理变化和胚胎发育特点;营养、心理、口腔卫生和避免接触致畸因素的咨询指导;孕早期异常情况的识别及疾病预防知识;确定分娩医疗机构以及告知规范产前检查和住院分娩的意义;发放《母子健康手册》。

#### 2. 孕中期保健服务内容及助产医疗机构“建大卡”

孕中期保健是指对妊娠 13 周至 27 周末的孕妇进行的服务和指导。通过定期产前检查和相关监测了解胎儿的生长发育和孕妇的健康状况,及时发现异常,及早进行诊治,维护孕妇与胎儿健康。

(1) 产前检查:助产医疗机构进行产科初诊,对本市户籍或非本市户籍常住孕妇建立《产前检查记录》,进行首次妊娠风险预警评估。尚未建孕册者应填报《孕情卡》,并指导孕妇至社区卫生服务中心建册;详细询问孕妇基本情况、现病史、既往史、月经史、生育史、手术史、避孕史、夫妇双方家族史和遗传病史等;确定孕周,测量身高、体重及血压,计算体重指数;进行全身体格、产科检查和妇科检查;辅助检查;有合并症者需与相关科室共同评估、诊治及监护。

(2) 健康评估和重点孕妇分类管理:按照《孕产妇风险预警评估分类表》对孕妇进行妊娠风险预警评估,确定重点孕妇的分类,进行动态评估及相应治疗,做好报告、转会诊和随访等工作;胎儿生长发育评估。

(3) 健康教育:孕中期母体主要生理变化和胎儿发育特点;告知定期产前检查的重要性以及产前筛查、产前诊断的意义和最佳时间;提供营养、心理、卫生及运动等指导;宣传自然分

娩和母乳喂养的重要意义及好处；孕中期常见并发症（贫血、妊娠期糖尿病等）的识别与防治。

（4）产前诊断：孕妇存在需要关注情形的，按照本市工作网络划分，告知孕妇到相应的产前诊断机构进行产前咨询和诊断。

## （二）存在问题

对标“一网通办”“幼有所育”服务场景应用工作目标，目前孕妇“建小卡、建大卡”主要存在以下三方面问题。

1. 孕妇“建小卡、建大卡”网上预约服务均为零散的、独立的就诊预约挂号，尚未形成针对孕妇提供高效集约的“一门式”网上预约服务。目前社区卫生服务中心的孕妇“建小卡”业务事项未纳入“健康云”、“一网通办”挂号预约服务，部分社区卫生服务中心仍以电话预约为主。助产医疗机构“建大卡”网上预约服务是医院预约挂号的服务内容之一，同时全市 86 家助产医疗机构网上预约服务的水平也参差不齐，产科初诊号源分散、名称不统一。

2. 工作方式传统，工作效率待提高。社区卫生服务中心提供的孕早期健康指导，仍依靠人工电话随访提醒和告知，网上办理、自助办理较少。孕妇可能因各种原因（比如工作时段没空接听、在乎个人隐私上班不方便接听等等）拒接电话，给基层医务人员工作带来不便或造成重复劳动。

3. 存在部分孕妇先到助产医疗机构建大卡后到社区卫生服务中心补建小卡或不建小卡的情况，一方面造成孕妇在社区的重复检查，另外一方面增加社区卫生服务中心催访的工作量和遗漏管理对象的风险。《规范》要求按照分级管理的方式，社区卫生服务中心和助产机构依次在孕早期和孕中期有序规范提供孕产期保健服务。严格限制孕妇先建小卡再建大卡不符合实际情况；鉴于医患矛盾和便民服务的考虑，助产医疗机构对直接来院建大卡孕妇一般采取的做法是先提供早孕检查服务，再提醒告知孕妇到社区补建小卡。

## 三、上海孕妇建卡业务流程优化建议

坚持以人民为中心的发展思想，以为孕妇提供高效集约的“建小卡、建大卡”网上预约服务为目标，整体性改造“建小卡、建大卡”网上预约方式、服务模式。依托“一网通办”平台，通过“网上预约、信息共享、结果互认、线上线下服务融合”的方式，努力提升孕妇建小卡建大卡网上预约的便捷度、体验度和满意度。

### （一）改革任务

1. 建立高效集约孕妇“建小卡、建大卡”网上预约服务系统，实现“建小卡、建大卡”线上线下流程交互、数据流转，信息共享。基于“一网通办”平台，通过整合全市助产医疗机构门诊号源池、社区卫生服务中心孕产妇保健号源池，实现“一门式”网上预约服务；优化设计统一身份认证方式，简化孕妇个人信息规范化数据采集；对 86 家助产医疗机构产科号源实现分类管理，开设妊娠风险评估为橙色及红色的孕妇的建大卡网上预约服务绿色通道，通过人工智能技术，基于孕妇的末次月经、检查检验结果，以及居住地址等自动匹配适合的服务机构和门诊日期和时段并完成一键式门诊预约服务，同时通过信息化手段强化孕期保健的智能提醒，

特别是针对重点孕妇的转诊提供个性化精准服务,减轻基层工作负担,提升服务水平;

2. 重建孕妇“建小卡”的服务流程,通过信息共享、检查检验互认、线上线下融合方式,满足“建小卡”服务内容,减少重复检查,减轻基层催访工作量,提高孕妇建册的覆盖率和早孕检查率。目前“建小卡”主要包括 4 项服务内容,分别是孕妇建档、孕 13 周前的早孕检查、妊娠风险初筛、健康教育。建议通过信息共享、检查检验互认、线上线下融合方式,完成孕早期孕妇建册、孕 13 周前的早孕检查和妊娠风险初筛三项服务内容。针对部分孕妇先建大卡后补建小卡的情形,通过后台数据流转的方式,社区卫生服务中心通过获取助产机构的孕早期检查结果,结合孕妇到社区卫生服务中心医生现场问诊结果,按照《孕产妇风险预警评估初筛表》完成对孕妇的妊娠风险初筛。

## (二) 流程建议

为本市户籍或非本市户籍常住孕妇,提供孕妇“建小卡、建大卡”网上预约服务。

### 1. 孕妇“建小卡”网上预约

(1) 预约申请发起:预约“建小卡”申请发起存在 3 种情况:①医疗机构将孕妇的“孕情卡”录入或上传至“上海市妇幼保健信息系统—孕产妇保健管理子系统”,系统主动发送预约建小卡的短信给孕妇,并指导孕妇通过网上预约方式建小卡;②孕妇通过各类宣传渠道了解到一网通办的建小卡网上预约服务,主动发起;③孕妇先去助产医疗机构完成建大卡服务,并被告知要返回社区建小卡,孕妇可通过孕妇“建小卡”网上预约业务服务和数据共享,完成社区建小卡服务,明确孕期保健的管理社区。

(2) 预约申请:孕妇实名登录“一网通办”平台、“随申办”移动端并经实人验证后,填写《上海市孕妇“建小卡”登记表》发起申请。①孕妇实名信息②建小卡预约挂号信息③《孕产妇风险预警评估初筛表》自填信息。

(3) 信息推送:市大数据中心按照孕妇预约申请和事项办理进度,在共享获取“建小卡”相关信息后,将以下信息及时分类推送至申请人账号,并与“建大卡”的助产机构进行数据共享。包括:①事项办理进度②健康指导③“建小卡”相关信息。

### 2. 孕妇“建大卡”网上预约

(1) 预约申请发起。预约“建大卡”申请发起存在 2 种情况:①孕妇“建小卡”已录入或上传至“上海市妇幼保健信息系统—孕产妇保健管理子系统”,系统主动发送预约建大卡的提醒短信给孕妇,并引导孕妇了解网上预约建大卡途径和方式;②孕妇通过各类宣传渠道了解到建大卡网上预约服务,在一网通办的主题页面主动发起预约申请。

(2) 预约申请。孕妇实名登录“一网通办”平台、“随申办”移动端并经实人验证后,填写《上海市孕妇“建大卡”登记表》发起申请。

(3) 信息推送。市大数据中心按照孕妇预约申请和事项办理进度,在共享获取“建大卡”现场检查结果信息后,将以下信息及时分类推送至申请人账号,并与“建大卡”的助产机构进行数据共享。包括:①事项办理信息;②健康指导,包括妊娠风险预警动态评估与“五色”管理的健康指导,主要产检结果推送;③不同孕期产检提醒及分娩前的准备事项等。

### 3. 信息一体反馈

社区卫生服务中心和助产机构在为孕妇提供预约服务过程中，即时向市大数据中心反馈办理进度、办理结果信息（包括：预约成功或预约不成功、检验检测结果等待中等）。由“一网通办”平台统一向申请人、助产机构及社区卫生服务中心提供预约结果的推送、查询和提醒功能，实现一体反馈。

## 四、预期成效

### （一）减量增效

减少孕妇重复检查；减少基层社区卫生服务中心保健人员低效传统的催访、提醒工作量；践行以“孕妇”为中心的孕期保健服务理念。

### （二）线上线下、集成融合

通过线上预约、线下就诊、信息互通互认的方式，提高孕妇接受服务的便捷性和依从性，进一步提高本市孕产期保健服务的水平和质量。

### （三）被动服务转变为主动服务

通过“为孕妇建卡提供网上智能引导、网上申请、预约和智能提醒”，实现个性化的精准孕期健康指导和就医服务，为本市打造从出生到养老的数字健康生活服务体系提供扎实基础。

## 上海市嘉定区再生育人群优生促进策略研究

范生荣<sup>1</sup> 沈恋迪<sup>1</sup> 张丽峰<sup>1</sup> 石国政<sup>2</sup> 朱秋菊<sup>2</sup>

[1. 上海市嘉定区妇幼保健院(所), 上海 201800;

2. 上海市嘉定区卫生健康委员会, 上海 201800]

### 一、研究背景

提高出生人口素质, 预防和减少出生缺陷, 是建设健康中国的主要目标。其中, 孕前优生保健作为出生缺陷一级预防, 通过改善育龄夫妇身体健康与行为习惯, 减少现有或潜在危险因素, 有效避免或降低出生缺陷, 是最有效、最经济的出生缺陷预防策略(李笑天, 2010)。我国孕前优生保健服务从 2007 年颁布《孕前保健服务工作规范(试行)》(卫妇社发〔2007〕56 号)正式开始, 经过 10 余年的发展, 取得了很大的进展。全国神经管缺陷发生率由 2000 年的 11.96/ 万下降至 2018 年的 1.45/ 万, 唇裂发生率从 2000 年的 14.07/ 万下降到 2018 年的 5.63/ 万。

但是我国人口基数大, 出生缺陷绝对数并不低, 要进一步提高出生缺陷预防工作成效, 孕前保健的充分利用必不可少。但是根据国内相关报道, 我国孕前检查的利用率差异非常明显, 多在 6~50% 之间不等(胡淑怡等, 2019), 尤其再生育人群孕前检查利用率低。上海市妇幼中心 2017 年的调查显示产检孕妇中孕前检查率为 40.8%, 其中头胎组(43.3%) 高于二胎组(34.8%)(胡淑怡等, 2018)。国内其他文献也指出, 初产妇比经产妇更重视孕前保健(黄勤瑾等, 2014)。但实际上, 经产妇孕前风险因素检出率相对更高(林霞等, 2015), 在实际工作中需要更完善的孕前医学检查。

上海市嘉定区的孕前优生保健也存在类似问题。在产科门诊随机询问在医院办理保健手册的 483 名孕妇中, 有 211 名是再次生育, 占比 43.69%, 但是曾经在正规孕前门诊检查者仅有 36 人, 孕前检查率 17.06%, 而同期首次生育的 272 人中参与孕前检查者有 96 人, 孕前检查率 35.29%。再生育人群的孕前优生检查率低于首次生育人群。

根据国家统计局数据, 在 2019 年的新生儿中, 二孩及以上的比例达到了 57%。嘉定区为 47.57%。二孩、三孩的出生缺陷预防工作已成为提高出生人口素质, 降低出生缺陷的重点。怎样做好经产妇产妈妈的孕前优生保健工作, 是当前新人口形势下的迫切问题。

### 二、研究过程

我们通过查阅现有政策、指南性文件和有关文献, 初步了解国内外再生育孕前保健研究现

状, 再结合嘉定区再生育人群孕前优生实际工作情况和相关专家的意见, 最终决定以需求为导向, 从孕前优生服务对象和服务提供者两方面对嘉定区再生育人群优生服务现状进行现况研究。服务对象用方便抽样的方式, 选取嘉定区部分医疗机构的产后 42 天门诊、预防接种门诊等育龄妇女比较集中的地方, 调查有再生育意向女性的孕前优生知识掌握情况、既往接受孕前保健服务的情况, 以及孕前保健服务需求。服务提供者则以区内从事孕前优生服务的工作人员为调查对象, 全区每个街镇抽取 1 名进行问卷调查, 询问其孕前优生知识水平、工作现状及建议。在问卷基础上对街镇 2 名基层工作人员和卫生健康委员会 (以下简称“卫健委”) 预防科负责人、人口监测与家庭发展科和妇联相关负责人进行非结构式访谈。

调查问卷以问卷形式发布, 由经过统一培训的调查员现场指导问卷填写。全部调查完成后, 运用 SPSSAU(V20.0) 进行统计分析。根据国家卫健委 2018 年发布的《全国出生缺陷综合防治方案》(国卫办妇幼发〔2018〕19 号), 到 2022 年, 出生缺陷防治知识知晓率达到 80%, 孕前优生健康检查率达到 80%。我们以问卷得分 80 分及以上为高分组, 低于 80 分为低分组。计数资料用率、构成比来描述, 单因素分析运用卡方检验, 多因素分析运用 Logistic 回归分析, 知信行相关性分析运用 Spearman 秩相关分析, 检验水准  $\alpha=0.05$ , 当  $P<0.05$ , 差异有统计学意义。

### 三、研究结果

#### (一) 服务对象

共计完成问卷 1052 份, 有效问卷 984 份, 有效率 93.54%。调查的再生育意向女性中年龄最低 19 岁, 最高 44 岁, 平均年龄  $30.01 \pm 4.39$  岁, 35 岁及以上者占 15.96%, 具有大专及以上学历者占 78.45%。其配偶最低年龄 19 岁, 最高 55 岁, 平均年龄  $31.45 \pm 4.94$  岁, 35 岁及以上者占 25.51%, 其中 40 岁及以上者占 5.59%, 具有大专及以上学历者占 77.85%。

#### 1. 优生知识、态度和行为

(1) 优生知识: 再生育意向女性对于备孕期间患病处理原则、致畸敏感期、异常体重对怀孕的影响及叶酸补充、生育间隔等知识点知晓率较高, 均在 85% 以上。错误率较高的项目为产后可能受孕时间 (84.25%)、孕期丈夫采取措施 (33.54%)、最佳生育年龄 (女性 29.57%, 男性 22.97%)、重大精神刺激 (23.58%)、密切接触宠物 (19.31%)、优生遗传咨询 (19.11%)。

将孕前优生知识得分作为因变量 ( $0<80$  分,  $1 \geq 80$  分), 对不同人口学特征的研究对象优生知识得分进行单因素分析, 结果显示, 不同年龄、学历、户籍、职业、收入以及异常生育史、分娩方式的人群优生知识得分均有显著性差异 ( $P<0.05$ )。夫妇年龄均小于 25 岁、文化程度为初中及以下、外地农业户口、家庭主妇或无业人群的知识问卷得分低。

将上述影响优生知识得分的因素进行 Logistic 回归分析。结果显示: 不同学历、不同户籍以及 1 胎分娩方式会对知识问卷得分产生影响, 学历越高, 知识得分越高 ( $P=0.037$ ,  $OR=1.232$ ), 外地农业人群优生知识得分偏低 ( $P=0.003$ ,  $OR=0.837$ ), 1 胎分娩方式是胎吸、产钳或剖宫产的人群, 优生知识掌握程度更好 ( $P=0.032$ ,  $OR=1.351$ ), 说明非自然分娩经历会

促进人们主动获取优生知识。

(2) 优生态度：再生育意向女性对于孕前优生服务的态度认知得分良好，所有项目的回答正确率均在 80% 以上。将优生态度得分作为因变量 ( $0 < 80$  分,  $1 \geq 80$  分)，对研究对象的态度得分和人口学基本特征进行单因素分析，结果显示夫妇不同年龄及学历、女方不同户籍、职业及一胎分娩方式对人群优生态度有影响 ( $P < 0.05$ )。将上述所有影响再生育意向女性优生态度的因素进行 Logistic 回归分析，结果显示：不同配偶学历 ( $P = 0.030$ ,  $OR = 1.422$ ) 和 1 胎分娩方式 ( $P = 0.023$ ,  $OR = 1.880$ ) 会对人群优生态度产生显著的正向影响关系。说明伴侣文化程度越高，育龄妇女对于优生的意识越强。非自然分娩经历会加强人们的孕前优生意识。

(3) 优生行为：从优生行为落实情况来看，服用叶酸落实率最高，为 94.11%。计划妊娠、孕前优生检查、优生遗传咨询则得分偏低。将优生行为得分作为因变量 ( $0 < 80$  分,  $1 \geq 80$  分)，对影响再生育意向女性的优生行为的因素进行单因素分析，结果显示不同年龄、学历、配偶学历、户籍、职业、收入的人群优生行为有统计学差异 ( $P < 0.05$ )。女性年龄小于 25 岁、文化程度为初中及以下、配偶文化程度为高中 / 中专 / 职高、外地农业户口、家庭主妇或无业和低收入人群的优生行为落实率低。将上述影响再生育意向女性优生行为的因素进行 Logistic 回归分析，结果显示：女性主要职业对其优生行为具有影响 ( $P = 0.004$ ,  $OR = 1.218$ )，有稳定工作的女性比家庭主妇或无业人员优生行为落实率高。

## 2. 相关性分析

我们采用 Spearman 秩相关系数，将再生育意向女性的知识、态度、行为的及格情况两两进行相关性分析。结果显示，知识、态度与行为均呈正相关（见表 1）。再生育意向女性对于各优生保健服务项目态度和行为的区别见表 2。

表 1 再生育意向女性孕前优生知信行相关性分析

	优生知识	优生态度	优生行为
优生知识	1	0.265	0.178
优生态度	0.265	1	0.351
优生行为	0.178	0.351	1

表 2 再生育意向女性中不同优生态度和行为的占比及其差距情况

	有计划的妊娠	孕前孕期营养指导	孕前优生检查	规范服用叶酸	按要求产检	新生儿疾病筛查	优生遗传咨询	生活方式改变
态度	95.22%	95.33%	95.94%	96.95%	96.54%	96.04%	92.89%	88.31%
行为	74.80%	79.17%	72.36%	94.11%	96.24%	93.60%	68.29%	83.43%
差距	20.42%	16.16%	23.58%	2.84%	0.30%	2.44%	24.60%	4.88%

## 3. 服务需求分析

对于再次妊娠的孕前优生指导，再生育意向女性对于指导内容需求前三位为“孕前营养及生活方式”、“疾病对胎儿的影响”和“胎儿畸形相关因素”；在最希望由谁来进行优生指导上，

人们最信赖的依然是医务人员,前三位分别是“妇产科门诊医生、社区医生、孕前门诊医生”;在优生知识获取途径需求上,前四位依次为“宣传册子/折页”“互联网/社交媒体”“宣传展板和视频”“相关书籍/报刊”与嘉定区再生育意向人群获取优生知识的实际来源前四位“宣传册子/折页”“互联网/社交媒体”“相关书籍/报刊”和“宣传展板和视频”基本一致。

## (二) 工作人员

全区每个街镇抽取 1 名孕前优生工作人员进行问卷调查;对街镇 2 名基层工作人员和卫健委预防科负责人、人口监测与家庭发展科和妇联相关负责人进行非结构式访谈。

### 1. 基层工作人员

参与调查的人员平均年龄 41.63 岁,从事孕前优生工作平均年限 7.52 年。学历以本科为主,占比 82.61%。优生知识掌握总体得分良好,及格率 100%,均分 84.09。主要错误在产后可能受孕时间上(36.36%),出生缺陷影响因素和易产畸形儿阶段、优生保健服务项目错误率均为 27.27%。在优生知识宣教途径上,服务提供者更愿意选择网络和社交媒体、科普讲座和面对面咨询。对再生育孕前优生服务介入时机,大部分工作人员倾向于再次妊娠前 3-6 月,也有 47.83%的工作人员觉得在 1 胎生产后 42 天即应开始,还有 36.36%觉得可以从产后 1 年开始。

45.45%的基层孕前优生工作人员觉得再生育人群孕前优生工作比较难开展。工作难点主要有无法确定目标人群、不配合随访、缺乏针对性宣传材料、没有合适的健康教育方式。

两名访谈人员反映内容基本与问卷结果一致。在二胎政策尚未完全放开前,再生育人群因为需要再生育审批,工作人员可以通过计生部门获取对象信息,从而开展孕前优生干预工作。但二胎放开后,不再进行生育审批,街镇孕前优生工作人员无法确定再生育人群,无法主动针对服务对象进行宣教;同时随着计生部门和卫生部门的机构改革,负责基层孕前优生服务的原计生部门人员,归属于基层政府不同的管理部门,名称和职责不统一,给各部门之间的协作也造成了困难。因此再生育人群的孕前服务工作开展较困难,他们在问卷中提到:“人们总说不愿意生二胎”,“我有体检”,“我 1 胎身体好,有经验,不需要再去孕前检查”,“不接随访电话,认为是骚扰”,“不清楚二胎高危因素”,“组织讲座经常来的是年纪大的退休阿姨”,“年轻人对基层工作者不信任,他们喜欢去三级医院就诊”。

### 2. 相关部门负责人

调查发现部门均未特意区分初次生育和再生育人群进行服务。他们在访谈中表示:“现在不再进行再生育审批,无法获取再生育意向人群信息”,“2016 年后,区级层面暂时没有发布新的孕前优生保健规范性文件”,“目前免费孕前优生健康检查和优生咨询项目只在区妇幼保健院开展”,“人口监测与家庭发展科每年均会有多场优生宣传活动,多与上海市计生协会和计生研究所合作”,“活动组织发动以街镇卫健办和居委为主”,“没有对生育间隔等重点宣教”。并建议:“可以进行全民教育,提升整个社会优生意识”,“当人们优生意识提高了,会主动寻求孕前优生服务”。

## 四、讨论与建议

### (一) 讨论

#### 1. 生育间隔

受既往独生子女政策影响,再生育的孕前优生管理工作并不被重视。不管是 2007 年的《孕前保健服务规范(试行)》(卫妇社发〔2007〕56 号),还是 2018 年更新的《孕前和孕期保健指南》,均没有特别指出再次妊娠孕前优生保健工作的变化。再生育人群相对于初次妊娠者,不同之处在于年龄增长和生育经历。此次调查显示,年龄和非自然分娩经历有助于优生知识的提高,非自然分娩经历也会导致优生意识的增强。但同时年龄增长可能导致高龄妊娠,分娩经历也会导致如瘢痕子宫、不良妊娠史、心理压力高等高危因素,并且还需考虑生育间隔。

国际一致公认极短生育间隔(多数研究定义为 <6 个月)与不良妊娠结局的风险增加相关(Shree R 等, 2017)。此次调查中,85% 的对象不接受极短生育间隔,但是落实上存在偏差。47.56% 的已育妇女认为产后半年之内不会受孕,产后半年之内恢复性生活的女性有 66.41%,这意味着有 14~47% 的女性在产后半年内同房时不会采取任何避孕措施,容易导致短期内再次妊娠。虽然我国现行的指南中无对生育间隔的规定,但美国、加拿大、澳大利亚、印度和世界卫生组织(World Health Organization, WHO)的孕前指南健康教育内容中均提到了合理的生育间隔(张远等, 2020),WHO 建议为了减少母体、围产期胎儿和新生儿的不良结局,应至少在产后 24 个月之后再次妊娠,部分国家建议生育间隔在 18~59 个月之间,对于高龄孕妇,则建议 12 个月后即可再次怀孕。

#### 2. 行为促进

此次知识、态度和行为相关性系数均 <0.4,说明目标人群孕前保健行为不仅和知识、态度有关,也存在其他影响因素。根据健康行为的形成理论可知,人们在准备实施一个健康行为和最终实施该行为的过程中,可采取给予人们实施该行为所需的知识和技能,给予环境和服务支持,给予政策和制度支持等促进措施。

我们比较分析目标人群态度和行为一致率高的前三项“按要求产检、新生儿疾病筛查、服用叶酸”和后三项“优生和遗传咨询、孕前优生检查、计划妊娠”。

一致率高的前三项都有明确的服务流程和规范,服务对象明确,容易获取其基本信息,主要过程由医疗机构主导,医务人员直接一对一服务,服务对象依从性高。同时这些都是基本公共卫生服务项目,作为日常考核指标存在,对于服务提供者来说也有一定的强制性。

孕前优生医学检查也具有上述特征,为什么态度和行为却有很大差异呢?问卷显示未做孕前医学检查的原因中,意外妊娠占比最高,为 40.07%,其次是有其他体检 23.53%,不知道孕前医学检查 23.16%,没病不需要检查占 15.44%。同时此次调查中未按规定服用叶酸的原因中,意外妊娠占比亦是最高 48.82%。这说明计划妊娠在优生行为的落实上是关键。落实产后避孕,按推荐生育间隔计划怀孕,是实现再生育孕前优生保健行为的前提。

我们再与叶酸服用行为进行对比。服用叶酸简单方便,叶酸随处可得,随时可服,但是孕

前医学检查则比较繁琐，需要历经多个部门，有特定时间和特定地方，需要花费一定时长。因此在服务可及性及简便性上应进行改善，如增多服务点，延长服务时间等。再与产前检查进行对比，说明还需进行外部强化和环境支持，如加强孕前保健宣传，认识与普通体检的区别，认识个体不进行孕前优生保健的不良后果，增加人们的危机感，促使人们主动寻求服务，创造人人主动参与的社会氛围。

而差距最大的孕前优生遗传咨询，考虑主要原因是整体社会支持度不足。我国遗传咨询工作发展相对滞后，遗传咨询机构及从业人员匮乏。即使在上海，全市也仅有 9 个医疗保健机构提供遗传咨询门诊服务，主要由临床医生或相关科研人员兼任。因此不管是宣传还是后续服务均欠缺。2018 年起，上海市率先开展的“健康孩”遗传咨询体系建设探索实践，已取得一些初步成效（朱丽萍，2018），但离满足人们需求尚任重而道远。

## （二）建议

### 1. 进行标准化健康教育

内容：重点制作关于产后避孕及生育间隔、计划妊娠、最佳生育年龄、心理保健、孕前医学健康检查等针对性强的宣传材料。提倡男女均需适龄生育，避免产后短期内非意愿妊娠、积极进行孕前医学检查和心理保健等。

对象：在目前无法确定目标人群的背景下，开展全民优生教育，创造全民关注优生的社会氛围。注重家庭影响，通过父母亲友强化孕前优生保健的必要性；注重男性群体的教育，提高男性的孕前优生保健责任感及参与度。

师资和途径：宣教和健康教育活动主讲者均由医务人员承担，增加民众信任感。积极利用人们喜闻乐见的视频网站、微信公众号、抖音、QQ、微博等互联网媒体，提高宣教对象的接受度。

重点人群：文化程度低、收入少以及家庭主妇的二胎意向人群优生知识和行为表现较差，在宣传发动过程中应重点关注该类人群。对于低收入群体，可以加强免费孕前优生政策的宣传和倾斜，对于高危人群，提供必要的“优生优育服务包”等，促使其落实必要的优生行为。

### 2. 成立多部门协作优生管理团队，进行围生育期全程管理新模式

在现行生育政策下，需对原出生缺陷预防模式“婚检 - 孕前检查 - 产检 - 新生儿筛查”进行改善，弥补缺失的生育间期的衔接管理，建立女性全生育周期优生保健新模式（图 1）。

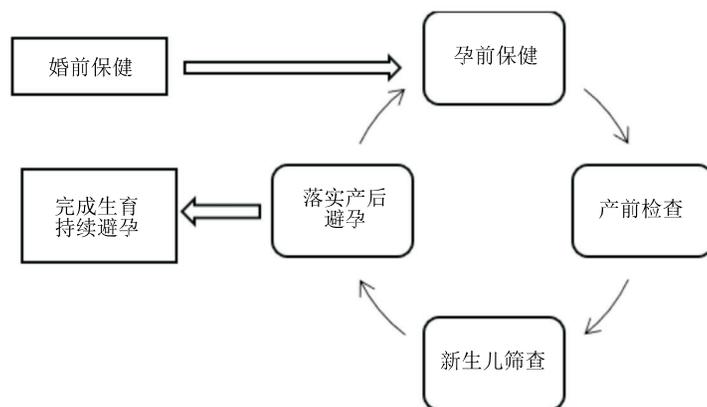


图 1 全生育周期优生保健服务模式

新服务模式服务周期长, 现有管理模式容易疏漏。嘉定区目前孕前优生服务工作由区卫健委主导, 街镇政府卫健办、区妇幼保健所和社区卫生服务中心各自承担具体项目, 采取的是单向管理, 部门之间缺少联系和协作。如优生宣传, 卫健委、医疗机构和街镇基层政府甚至文广等部门均会举办自己的活动, 导致资源重复浪费。

建议加强多部门协作, 成立孕前优生管理团队, 利用团队化服务做到统一管理, 资源共享, 多向沟通便捷顺畅。团队可以由区政府、民政局、街镇政府、卫健委、文广局等与优生工作相关的部门成员共同组成, 围绕优生保健服务的各个环节进行协作服务, 使优生服务成为无缝隙、连续性和一体化的妇幼保健服务。

如在健康教育方面, 团队可以协调各部门的健康教育资源, 有规划的联合举办系列活动。现场宣教时还可由文广部门进行视频录制和后期传播, 实现教育成果最大化。又如在多向沟通上, 基层在组织发动中了解的目标人群孕前保健新需求, 医疗机构急需建设的优生遗传咨询门诊, 宣传部门收集的在平台大数据中大众接受度高的形式, 都可以在团队内进行信息共享, 从而在资金投入、资源分配上进行引导和配置, 积极创造生育友好型社会, 让嘉定区人民乐生、优生。

卫健委作为孕前优生工作的主要管理和实施部门, 可以在医疗机构内部梳理完善三级干预措施的具体流程, 增加生育间期的衔接管理。如在第 1 胎产褥期间, 由住院部医生和社区产后访视医生进行生育间隔和产后避孕的宣教; 在产后 42 天回分娩医院复诊时, 由产后 42 天复查门诊和计划生育门诊设立联合门诊, 询问再生育意向, 并落实适宜的避孕措施, 同时进行生育间隔和孕前优生检查的宣教, 帮助其制定再生育计划, 落实孕前优生检查时间; 对于有再生育风险的人群, 可以转诊至优生优育门诊, 对其再生育行为进行全程护航。

### **3. 加强孕前优生保健服务队伍服务人员培训, 扩大专业咨询人员队伍**

对于医疗机构, 应加强孕前优生健康检查和优生咨询人员的培训, 鼓励积极获取孕前优生保健上岗资格证, 增加合格的孕前优生保健服务人员。除妇幼保健机构开设的孕前保健门诊, 各综合医院的妇科、生殖科等相关科室的医务人员均应该接受孕前优生保健教育, 在育龄夫妇有需求时, 能够对其进行全面的孕前优生健康检查和优生咨询。这也是增加服务点的前提之一。

优生团队还可以通过积极培养出生缺陷防控咨询师扩大专业队伍。这是 2020 年 2 月我国人力资源部发布的 16 个新职业之一。出生缺陷防控咨询师将从大健康的角度和大预防的理念, 协助专科医师对咨询对象进行全链条的咨询与管理服务, 面向家庭和社会普及出生缺陷防控知识和防控措施。通过规范化职业培训和认证, 建设一支跨专业、跨学科的出生缺陷专业防控队伍。

## 流动人口生育水平研究中的两个盲点与生育水平再分析

梁同贵

华东政法大学社会发展学院, 上海 201620

### 一、研究背景

关于我国人口迁移流动对生育水平影响关系的研究, 有学者认为流动人口确实存在多生的现象, 还有学者认为迁移流动对生育水平降低有着显著性影响。作者曾对以上研究进行过相对完整系统地回顾, 并就存在的问题进行了总结, 认为存在着“常用的几种生育率指标不能如实反映流动人口生育水平、流动人口类型界定杂乱以至于找不到一个严格意义上的比对群体、截面数据制约着流动对生育影响的因果关系分析、违法生育和计划外生育与多育在概念上混淆”的问题(梁同贵, 2018), 并采用事件史分析中的 Cox 比例风险回归、费尼(Feeney)与于景元在 1987 年提出的时期孩次递进比马瀛通等在 1986 年提出的递进生育率分别分析了乡—城流动人口与农村本地人口生育水平的差异, 发现乡—城流动降低了生育水平, 且有着因果影响关系。

然而, 随着国家卫生健康委员会中国流动人口动态监测调查数据的进一步开发与使用, 作者对以往关于迁移流动人口生育水平以及迁移流动对全国和区域生育水平影响的研究做了进一步回顾与反思, 认为以往研究中仍然存在着两个盲点, 这两个盲点没有被考虑到研究中去, 甚至会产生错误的结论。这两个盲点具体如下。

#### (一) 忽略流动人口孩子出生地对生育率统计带来的影响

2016 年中国流动人口动态监测调查数据分析结果显示, 在 2010 年及以前就已经是流动人口的妇女中, 累计 2556 份样本在 2010 年普查年份生育, 其中 1143 份发生在户籍地, 占 44.72%。2012 年中国流动人口动态监测调查数据的分析结果显示, 在 2010 年及以前就已经是流动人口的妇女中, 累计 3542 份样本在 2010 年普查年份生育, 其中 1681 份发生在户籍地, 占 47.46%; 在 2000 年及以前就是流动人口的妇女中, 累计 1137 份样本在 2000 年普查年份生育, 其中 736 份发生在户籍地, 占 64.73%。在这 1137 份生育样本中, 孕期“主要在外地, 临分娩返乡”与“一直在老家”的 689 份, 占 60.60%; 孕期“主要在外地”与“主要在老家, 临分娩外出”占 39.40%。这些流动育龄妇女由于回到老家户籍地准备生育、生育甚至生育完继续坐月子, 那么在 2010 年“六普”、2000 年“五普”时, 流入地的普查员在十天的入户登记时间

基金项目: 2019 年华东政法大学科学研究项目“生育政策: 调整效果研判与未来走向选择”(19HZK025); 上海市教委科研创新重大项目“新时代中国人口发展战略研究”(E00026); 国家社会科学基金重点项目“家庭为中心的迁移和福利政策研究”(17ARK002); 国家社会科学基金青年项目“我国高学历人口迁移新动向及政策优化研究”(19CRK021)。本文转载自《人口与经济》2021 年第五期

内便不能调查到她们,也就统计不进来。由于本应该在流入地生育的流动妇女的离开,在计算流动人口生育率时分子就会减小,这样就导致了普查时点上的流动妇女的生育率降低。每个人头都点一下的普查数据在研究我国流动人口生育率上反而变得不可靠、不准确。

因此,以往研究中使用 2000 年“五普”时点前一年生育数据得到的诸如“城市外来人口的生育率不仅显著低于农村本地人口,而且也低于城市本地人口。中国人口迁移与生育率的关系出现了与已有的迁移生育率理论的不一致”(陈卫,2006)、“乡—城流动人口的二孩、三孩递进生育率小于农村本地人口”(梁同贵,2018),使用 2005 年普查时点前一年生育数据得到的“人口流动极为显著地降低了农业户籍人口的生育水平,并进而在全国层面产生了降低生育率的显著影响”(郭志刚,2010),使用 2010 年“六普”时点前一年生育数据得到的“流动育龄妇女的总和生育率要低于非流动妇女”(郭志刚,2016),使用 2014 年中国流动人口动态监测调查数据得到的“人口的乡—城流动与生育水平降低之间有着因果影响关系”(梁同贵,2018),这些通过计算时期生育率得出的研究结论是否站得住脚仍需要我们再次审视和检验。并且,通过计算累计生育率得出的结论也需要重新检验,因为在调查时点上回到户籍地生育的流动妇女很可能是有选择性的、非随机的,那么留在流入地的被调查到的流动妇女样本自然也就是有偏的。

## (二) 忽略对流动人口流入地居住时长与生育率关系的分析

迁移影响生育的中断理论认为,在移民刚要迁移和刚迁移后的那段时间,迁移自身或者新环境带来的干扰因素与困难(如晚婚、夫妻分离、寻找工作机会的压力、城市定居的压力)使其往往有着特别低的生育水平。这种中断所带来的降低生育率的效应在高生育率群体中表现得尤为突出(STEPHENEH 等,1992)。追赶理论认为迁移人口原迁出地的生育水平较高,他们的生育意愿同样保持在较高的水平,经过一段时间的调整后他们适应了迁入地的生活,生育孩子变的容易,可能会对中断引起生育率下降有一个补偿的行为,或者“追赶行为”,生育水平相应地也会提高。根据 2012 年中国流动人口动态监测调查数据的分析结果,在 2010 年及以前就是流动人口的 64687 个妇女中,距离第一次离开户籍地的平均时长为 6.12 年;在 2000 年及以前就是流动人口的 16641 个妇女中,距离第一次离开户籍地的平均时长为 3.55 年。具体到 1990 年“四普”、1982 年“三普”流动人口离开户籍地的时间或许会更短,因为那时刚改革开放,大规模人口流动和停留也是刚开始。段成荣等也发现“‘中长期’流动不断增加”(段成荣,2013)。那就不得不让我们反思,根据历次人口普查数据计算的时期总和生育率究竟受中断理论还是受追赶理论的影响较大?究竟哪一次人口普查获得的流动人口时期总和生育率反映了其真实的生育水平?根据历次人口普查得到的流动人口生育水平的发展趋势是否准确?根据人口普查数据计算得到的流动人口与非流动人口时期总和生育率差异是否又真实地反映了两类人口生育水平的差异?在不考虑流动人口离开户籍地时长的情况下,以往研究得出的相关结论都将被打上问号。

以上从宏观理论视角讨论了流入地居住时长对生育率的影响。从微观角度讲,两者关系更为复杂。福特(Ford)发现美国移民刚到美国时生育水平较高,这或许是出于对迁移而导致的结

婚与生育延迟的一种补偿。但过了一段时间, 移民的生育水平降低。他进一步强调, “在不考虑移民迁入地居住时间的情况下简单计算生育率, 据此得出迁移对生育水平影响的结论可能会被误导”(FORDK., 1990)。索博特卡 (Sobotka) 认为时期总和生育率在反映国外移民在迁入地居留时间较短的那部分妇女的生育水平时, 这种潜在的失真更为严重。迁移前家庭形成的推延和迁移后随即的高生育率导致了移民生育模式的进度扭曲, 采用时期总和生育率将会高估移民的生育水平。作者在以往研究中通过分孩次平均生育年龄的推延证明了中断理论存在。现在来看, 直接将流入地居住时长与生育率联系起来进行考察才更为贴切, 也更为精准。

## 二、两个研究盲点的实证分析与研究启示

### (一) 流动人口孩子出生地选择的变迁与研究启示

作者根据最近几年中国流动人口动态监测调查数据计算的流动妇女在户籍地生育孩子的比例如图 1 所示。

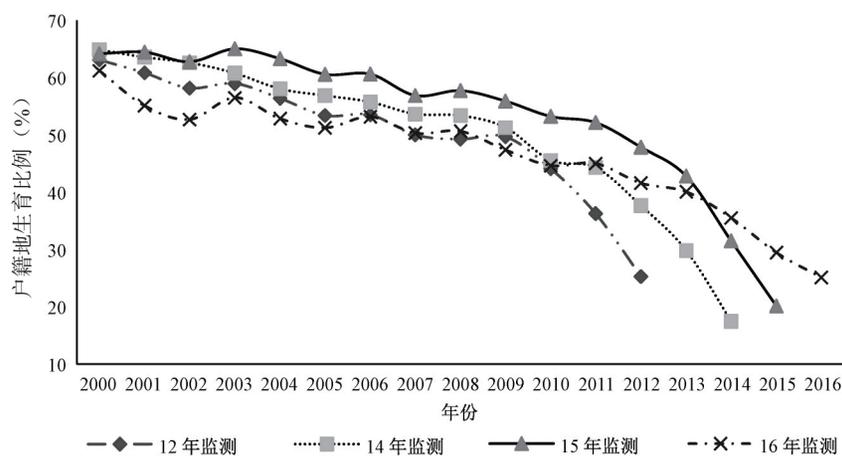


图1 2000年以来流动妇女户籍地生育比例情况

数据来源: 历次中国流动人口动态监测调查数据。

说明: 图中的流动妇女为现实中实际处于流动状态的妇女, 如2000年流动妇女指的是2000年及以前离开户籍地处于流动状态的妇女。

图 1 展示了两条重要信息, 一是流动妇女选择在户籍地生育的比例越来越小, 也就是越来越多的流动妇女选择了在流入地生育, 这很可能与流动人口在流入地融合程度加深有关。二是将 2012 年监测数据与 2014 年监测数据中流动妇女户籍地生育比例进行比较时, 2012 年监测数据显示, 2012 年、2011 年流动妇女在户籍地生育孩子的比例分别为 25%、36%。但 2014 年监测数据显示, 2012 年、2011 年流动妇女在户籍地生育孩子的比例分别为 38%、44%。2014 年监测数据结果明显高于 2012 年监测结果。将 2014 年监测数据与 2015 年监测数据进行比较时, 2014 年监测数据显示, 2014 年、2013 年、2012 年流动妇女在户籍地生育孩子的比例分别为 17%、30%、38%。但 2015 年监测数据显示, 2014 年、2013 年、2012 年流动妇女在户籍地生育孩子的比例分别为 31%、43%、48%。2015 年监测数据结果同样明显高于 2014 年监测结

果。对 2015 年监测数据与 2016 年监测数据相比较,也得出相似结论。以上数据发现,流动人口在当期监测年份与监测年份前 1 年、2 年的户籍地生育比例低于后期监测年份上的数据结果。造成这种状况的原因,一方面很有可能是在户籍地生完孩子后流动妇女重新回到流入地工作生活,如 2012 年监测数据中 2012 年、2011 年在户籍地生育的妇女有相当一部分仍然停留在户籍地,但是到了 2014 年这部分妇女重新返回到了流入地,那么在 2014 年便被统计进来。另一方面可能是

抽样存在着系统性偏差的问题。李丁、郭志刚采用 2012 年中国流动人口动态监测调查数据显示,中国流动人口动态监测调查数据计算出的总和生育率明显高于“六普”数据,并且 2000—2011 年间总和生育率与总和递进生育率都有较为明显的提高。据此,作者比较了中国流动人口动态监测调查数据与 2010 年“六普”数据流动妇女的年龄结构<sup>1</sup>(见图 2),发现监测数据更多地调查了生育旺盛期的妇女,而这很可能是监测数据总和生育率高于“六普”数据的重要原因。

流动监测调查与人口普查中妇女年龄结构的差异是否真的是由于普查时点上一些育龄妇女

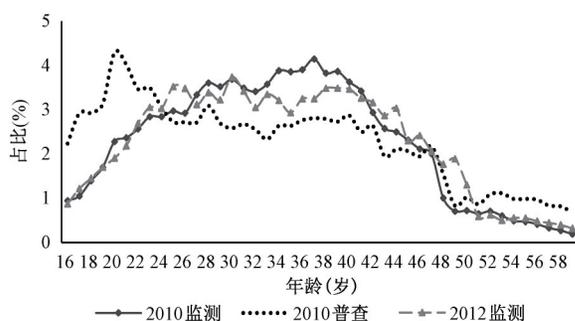


图3 监测数据与普查数据男性流动人口年龄结构

说明:2010年监测调查样本量为61448份;2010年普查数据样本量为111841084份;2012年监测调查样本量为83711份。

回到老家生育孩子而导致的?作者比较了流动监测调查与人口普查中男性年龄结构(见图 3),如果说普查数据中有部分妇女回到老家户籍地生育,但男性不一定回到户籍地陪同。结果发现监测调查数据与普查数据中的男性年龄结构差异与女性基本一致,监测调查数据中男性同样更多地集中在青壮年人口身上。由此判断监测调查数据确实存在着抽样误差。

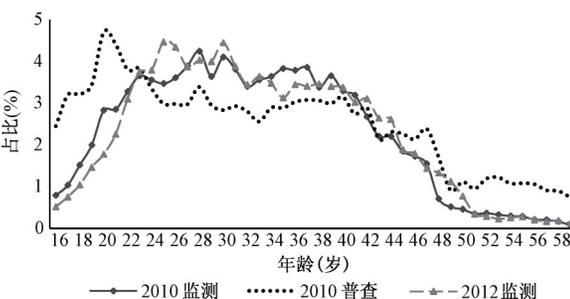


图2 监测调查数据与普查数据女性流动人口年龄结构

说明:2010年监测调查样本量为61100份;2010年普查数据样本量为102034892份;2012年监测调查样本量为74186份。

李丁、郭志刚发现监测调查数据中“流动妇女的生育事件与流动时间高度相关,各年流入本地的流动妇女在流入前后两年内的生育率特别高”;“样本的生育水平距离调查时点越近的年份生育水平越高”。这主要是由于“监测调查抽取各年流入的妇女中流入前后有过生育的妇女偏多,而越靠近监测年份这种偏差越大”。

<sup>1</sup> 2010 年与 2012 年监测调查均在当年 5 月份举行,调查对象为“调查前一个月来本地居住”的流动人口;2010 年“六普”时间为 11 月上旬,且对象为“离开户籍地半年以上”的流动人口。虽然监测数据与普查数据在流动人口定义上有所出入,但由于两者调查时间正好相差半年时间,所以两者仍然具有直接的可比性,由此得出的结论也具有可信性。

但从图 1 中又可以看到, 2012 年、2014 年与 2016 年监测调查数据在 2010 年及以前年份上户籍地生育比例差异不大, 但 2014 年与 2012 年监测调查数据、2016 年与 2012 年监测调查数据均在 2011 年份上开始出现较大差异, 2014 年与 2016 年监测调查数据在 2012 年份上开始出现较大差异。如果每次监测调查时抽样框一直登记了流入年份前后生育较多的流动妇女, 对于 2012 年监测调查来说, 2010 年及以前年份在户籍地生育的比例就应该维持在 2011 年这样较低水平附近, 但现在看到的是距离 2012 年监测调查年份较远的年份户籍地生育比例几乎不再受到抽样框的影响, 且远高出 2011 年的比例, 也就是虽然 2012 年监测调查数据在 2012 年份、2011 年份涵盖了较多的在流入地生育的妇女, 但 2012 年的抽样框仍旧补充了一些较早年份上在户籍地生育的妇女, 这样才会导致 2010 年及以前的流动妇女户籍地生育比例大幅提高, 而作者认为这恰恰是有部分流动妇女在户籍地生育完孩子后重新回到流入地所带来的结果。这样的分析给我们的启示就是, 采用 2012 年流动监测调查数据, 选择流动妇女 2009 年、2008 年及以前的生育数据可以避免因孩子出生地分析不足而带来的计算误差。至于图 1 中 2015 年监测显示出流动妇女在各年份选择在户籍地生育比例基本均大于其他监测年份, 具体原因可另作分析。

## (二) 流动人口在流入地居住时间与生育率之间关系的分析与研究启示

对流入地居住时长与生育率关系的研究将从两个方面来进行: 一是采用单因素分析法分析居住时长与一般生育率之间的关系; 二是采用多元分析方法, 将每一个样本是否在某年生育孩子作为时期生育率度量的标准, 也即因变量, 将流入地居住时长作为核心自变量, 做成分类变量并且以居住时长最短的类别作为参照组, 以此来检验其对时期生育率的影响。根据中断理论, 核心自变量的回归系数在较短的时间内会非常小, 并且很可能为负数, 随后随着居住时长的变长而开始变大, 再随后越是趋向于最长的居住时长回归系数变得越小, 甚至趋于 0。

作者从 2016 年中国流动人口动态监测调查数据中选择截至 2015 年时为流动人口、迁移时年龄介于 15~49 岁之间、到 2015 年时年龄介于 15~49 岁之间的初婚女性样本来进行分析, 样本量为 52054 份。图 4 显示流动妇女全部孩次的一般生育率与一孩一般生育率基本上随着第一次离开户籍地时长而逐渐降低; 二孩一般生育率在前九年内维持在高位, 随后持续降低。三孩一般生育率与第一次离开户籍地时长并没有明显的趋势性关系。

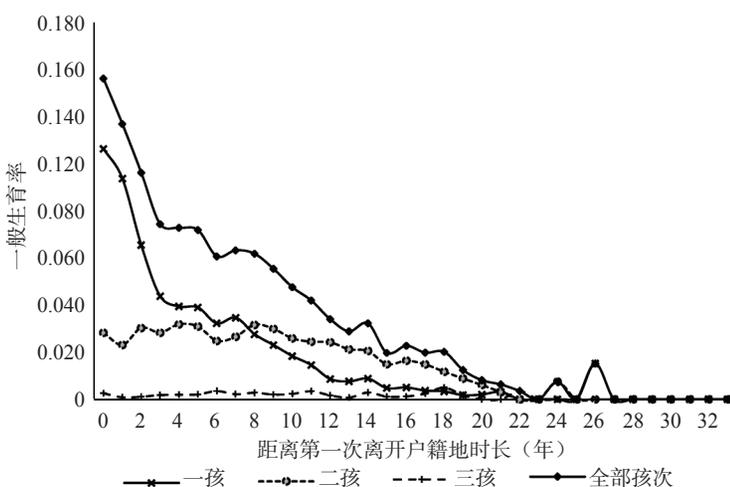


图4 流动妇女距离第一次离开户籍地时长的一般生育率

流动妇女流入地的居住时间与生育率之间的关系显然背离了中断理论, 但这很可能是单因素分析方法造成的。单因素分析方法只是简单控制了距离第一次离开户籍地的时长, 并没有控制育龄妇女的年龄结构、孩次结构等。图 5 显示, 距离第一次离开户籍地时长与样本平均年龄呈现

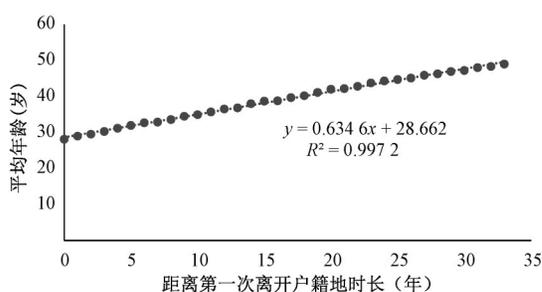


图 5 2015年距离第一次离开户籍地时长与平均年龄散点图

严格意义上的线性关系。距离第一次离开户籍地时长越短则平均年龄越小, 年龄越小越是倾向于生育。

为了克服单因素分析方法的缺陷, 作者在图 4 的数据基础上进一步选择明确户口与生育政策的样本 (样本量为 50705 份), 采用 Probit 回归模型对流动妇女 2015 年生育情况做进一步分析, 考虑到学历越高的人越容易当丁克, 一孩回归模型中加入了受教育程度这一变量。表 1 的回归结果显示

距离第一次离开户籍地时长越长则一孩、二孩、全部孩次生育的概率越大, 这是在控制了年龄结构、孩次结构等变量以后得出的结论, 说明流动确实暂缓了孩次生育。

表 1 的数据结果说明, 当采用时期总和生育率计算流动妇女某年份生育水平时, 计算值要受到流动人口第一次离开户籍地时长的影响。根据图 6 的数据, 流动妇女在流入地的平均居住时长随着年份在变长, 由 2000 年的 3.69 年增长到 2015 年的 6.08 年。由此推断, 流动妇女生育数据越是接近现在, 越能克服这一缺陷。如采用 2010 年“六普”数据计算得到的流动妇女时期总和生育率比 2000 年“五普”要准确, 采用 2020 年“七普”数据又要比 2010 年“六普”准确。

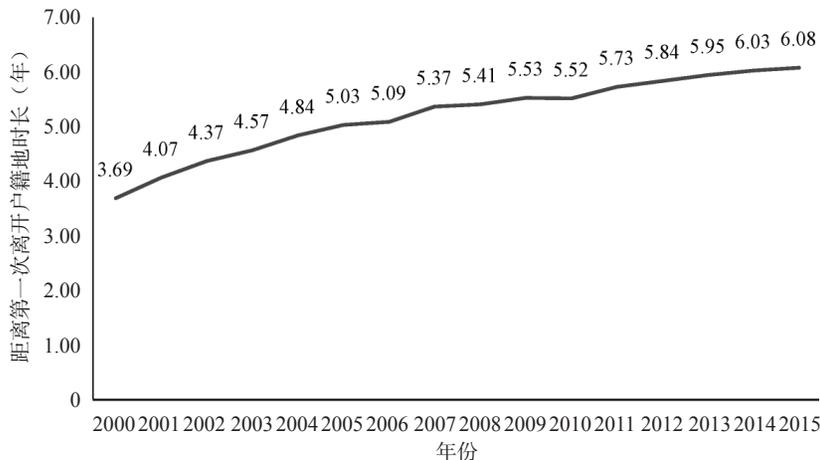


图6 2000-2015年流动妇女距离第一次离开户籍地平均时长

### 三、流动人口生育水平的再分析

#### (一) 递进生育率的计算

##### 1. 数据库介绍与整理

在计算递进生育率时, 仍采用原国家卫生和计划生育委员会 2012 年、2016 年中国流动人口动态监测调查数据来计算, 同时从中国家庭追踪调查数据库中计算出农村本地人口的生育率, 并与之进行比较。中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 是一个民间的非官方的追踪调查, 数据库中有每个样本生育史的记录。CFPS 2010 年基线调查覆盖 25 个省、市、自治区, 代表了中国 95% 的人口。因此, CFPS 的样本可以视为一个具有全国代表性的样本。谢宇教授曾将 CFPS2010 数据库中性别年龄结构、农业非农业户口分布、受教育程度、婚姻状态等基本特征与 2010 年“六普”数据做了比对, 发现两者非常地接近 (谢宇等, 2018)。CFPS 数据库中记录了每个样本的各孩次生育年份与各孩次生育性别, 有个别样本填写了孩次生育性别, 没有填写生育年份。因为后面递进生育率的计算主要用到调查时点前几年的数据,

前几年生育孩次年份应该是能记得清楚,所以作者直接将数据库中这个瑕疵忽略。CFPS 数据库中各孩次生育年份的填写并不是严格按照出生顺序填写的,计算前首先按照各个孩次生育年份对生育顺序重新进行排序。

表1 2015年流动人口是否生育的Probit回归系数

变量	2015 年是否生育			
	一孩	二孩	三孩	全部孩次
2015 年距离第一次离开户籍地时长	0.0080*	0.0151***	0.0091	0.0117***
	(0.0048)	(0.0033)	(0.0083)	(0.0025)
年龄	0.0718**	0.2150***	-0.0432	0.1240***
	(0.0304)	(0.0272)	(0.0660)	(0.0177)
年龄平方	-0.0019***	-0.0042***	-0.0002	-0.0028***
	(0.0005)	(0.0004)	(0.0010)	(0.0003)
受教育程度 (参照组: 小学及以下)				
初中	0.2500***	-0.0336	-0.0381	-0.0149
	(0.0915)	(0.0537)	(0.1040)	(0.0418)
高中	0.0967	-0.1800***	-0.1890	-0.1480***
	(0.0924)	(0.0583)	(0.1450)	(0.0448)
大学	-0.0393	-0.3690***	-0.2330	-0.2540***
	(0.0915)	(0.0674)	(0.2560)	(0.0481)
一孩是否男孩 (参照组: 是)		0.3800***		
		(0.0270)		
家庭平均月收入对数		0.0325	-0.0383	0.0147
		(0.0256)	(0.0732)	(0.0180)
生育政策 (参照组: 一孩政策)				
一孩半政策		-0.0202	0.5010***	0.0348
		(0.0425)	(0.1760)	(0.0302)
二孩及以上政策		0.1960**	0.5830**	0.1950***
		(0.0791)	(0.2400)	(0.0539)
户口 (参照组: 农业)		-0.1350**	0.3400	-0.0770**
		(0.0554)	(0.2120)	(0.0364)
民族 (参照组: 汉族)		0.0974	0.0430	0.0723
		(0.0827)	(0.2140)	(0.0566)
前两孩是否有男孩 (参照组: 否)			-0.7830***	
			(0.0780)	
2015 年前曾生子女数				-0.9530***
				(0.0189)
常数项	-1.0930**	-4.5680***	-0.4340	-1.8200***
	(0.4270)	(0.4620)	(1.2350)	(0.2950)
样本量	8085	25383	14687	49856
PseudoR <sup>2</sup>	0.0201	0.0774	0.1526	0.2387

注: 1. \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。2. 每个样本的生育政策根据冯国平、周长洪等的两篇文章 (冯国平, 1992; 周长洪, 2010) 整理, 主要参考户籍地省份、户籍性质、少数民族种类这三个指标。一孩政策的样本有以下三类: 非农业户口人口, 北京、天津、上海、江苏、四川、重庆的农村非少数民族人口, 北京、天津、上海、江苏的少数民族人口。二孩政策样本有以下两种: 海南、青海、云南、宁夏、新疆5个省份农村农业户籍人口; 其他省份非壮族、满族少数民族人口。一孩半政策包括: 其他省份农村农业人口; 壮族、满族农村农业人口。

后面农业户籍流动人口指中国流动人口动态监测调查数据中户籍为农业的样本,乡城流动人口指户籍为农业且调查样本点类型为居委会的样本。农村本地人口指中国家庭追踪调查数据库中剔除掉该数据库中农业户籍流动人口后剩余的农业户籍人口<sup>1</sup>。本文在不考虑妇女死亡率的条件通过生育史数据回推各年份的递进生育率。

在研究方法上,本文采用时期孩次递进比计算农村本地人口与农业户籍流动人口的 2000—2017 年时期递进生育率。在计算时,从两个数据库中选取相应年份的育龄妇女作为样本。对于流动人口的选取同时考虑流动时间,如计算 2000 年时期生育率时,选取截至 2000 年为流动人口的样本。本文中时期孩次递进比的计算,0 孩到 1 孩之间最大可能间隔年份数设置为 25 年,也即从 15 岁开始到 39 岁生育 1 孩的年龄本文都统计进来。1 孩到 2 孩、2 孩到 3 孩之间最大间隔年份数设置为 20 年。

## 2. 流动人口时期孩次递进生育率分析

后面分析 2000—2007 年递进生育率数据来自 2012 年与 2016 年中国流动人口动态监测调查数据,农村本地人口 2000—2007 年与 2008—2017 年递进生育率数据分别来自 2010 年与 2018 年中国家庭追踪调查。

图 7 显示,2000—2017 年,农村本地人口的一孩时期递进比在 0.858~0.972 之间,在 2015 年处于最低值,这与人们忌讳羊年生育有关。农业户籍流动人口在 0.963~0.995 之间。乡城流动人口的一孩时期递进比在 0.964~0.993 之间。

一孩时期递进生育率等于一孩时期递进比,不再另行计算。理论上,每个育龄妇女仍然倾向于至少生育一个孩子。一孩生育率计算值未满足 1,很可能是因为不孕不育。如顾炜等的研究结果显示中国不孕妇女占 6%~11% (顾炜等, 2002)。另外,农村本地人口一孩生育率基本上均低于农业户籍流动人口与乡城流动

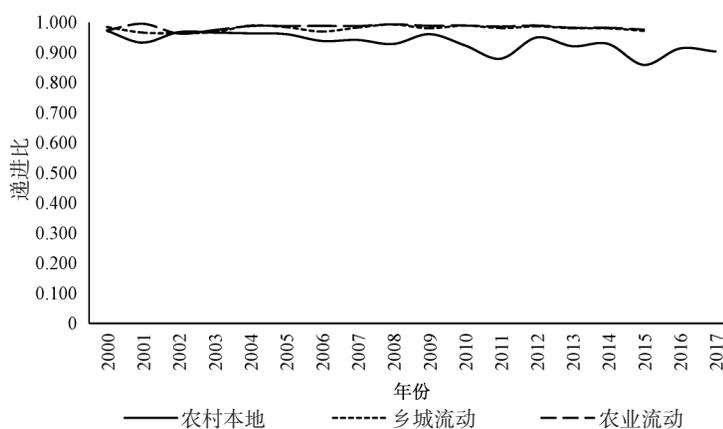


图 7 各类型人口一孩时期递进比(递进生育率)

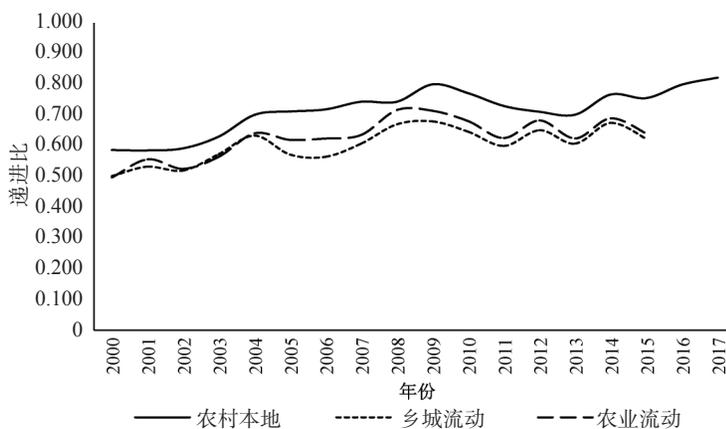


图 8 2000-2017年各类型人口二孩时期递进比

<sup>1</sup> 中国家庭追踪调查数据库中流动人口界定具体见《CFPS小课堂|穿过大半个中国去寻你:如何在CFPS数据中界定流动人口》一文,详见:<http://www.issp.pku.edu.cn/cfps/cjwt/cfpsxkt/1295323.htm>。由于中国家庭追踪调查数据库中流动人口样本量较少,且没有迁移史的数据,所以不适合做本文生育率的研究。

人口,这很可能与流动人口“监测样本过多收集近期生育案例”有关,如李丁、郭志刚采用 2012 年中国流动人口动态监测调查数据计算得到 2011 年流动人口的一孩总和生育率为 1.119(李丁,郭志刚,2014),一孩生育出现了严重的堆积。

图 8 显示,2000—2017 年,农村本地人口二孩时期递进比在 0.582~0.817 之间。2000—2015 年间农业户籍流动人口的二孩时期递进比在 0.495~0.712 之间,乡城流动人口二孩时期孩次递进比在 0.499~0.676 之间。在各年份上,农业户籍流动人口与乡城流动人口二孩时期递进比均低于农村本地人口。在大部分年份上,乡城流动人口二孩时期递进比低于农业户籍流动人口。

图 9 显示,农村本地人口二孩递进生育率在 0.543~0.764 之间,农业户籍流动人口在 0.482~0.708 之间,在大部分年份均低于农村本地人口。乡城流动人口在 0.499~0.676 之间,在所有年份均低于农村本地人口。在一些年份上,农业户籍流动人口二孩递进生育率之所以高于农村本地人口,一方面是因

为该年份农村本地人口一孩时期递进比过低,另一方面是又回到前面提到的流动人口动态监测调查抽样的问题,如计算得到 2015 年农村本地人口的一孩时期递进比为 0.858,农业户籍流动人口的高达 0.988。

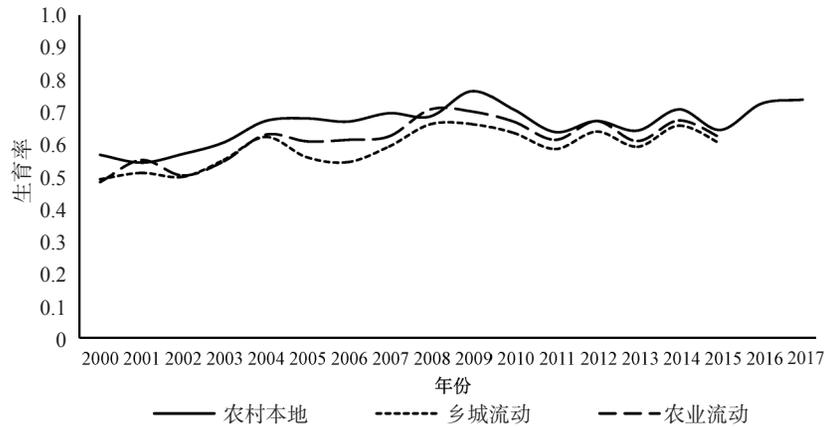


图9 2000-2017年各类型人口二孩时期递进生育率

说明:二孩时期递进生育率为一孩时期递进比与二孩时期递进比的乘积。

图 10 显示,2000—2017 年,农村本地人口的三孩时期孩次递进比在 0.084~0.201 之间,2000—2015 年间,农业户籍流动人口的三孩时期孩次递进比在 0.045~0.112 之间,乡城流动人口三孩时期孩次递进比在 0.065—0.167 之间。农业户籍流动人口与乡城流动人口三孩递进比在各个年份上同样低于农村本地人口。

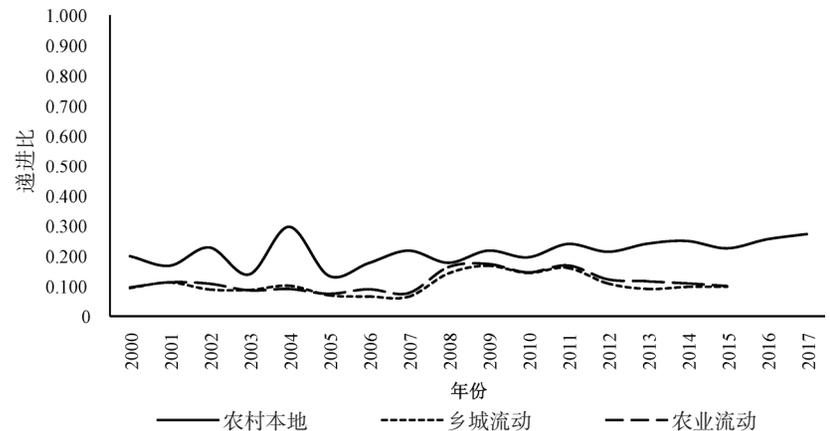


图10 2000-2017年各类型人口三孩时期递进比

图 11 显示,2000—2017 年,农村本地人口的三孩时期递进生育率在 0.091~0.201 之间。2000—2015 年,农业户籍流动人口的三孩生育率在 0.045~0.122 之间,乡城流动人口三孩生育率在 0.036—0.111 之间。农业户籍流动人口与乡城流动人口三孩生育率在各个年份上低于农村本地人口。

图 12 显示,根据时期孩次递进比计算得到的农村本地人口 2000—2017 年前三孩累计生育率在 1.567~1.891 之间,农业户籍流动人口 2000—2015 年在 1.503~1.817 之间,乡城流动人口在

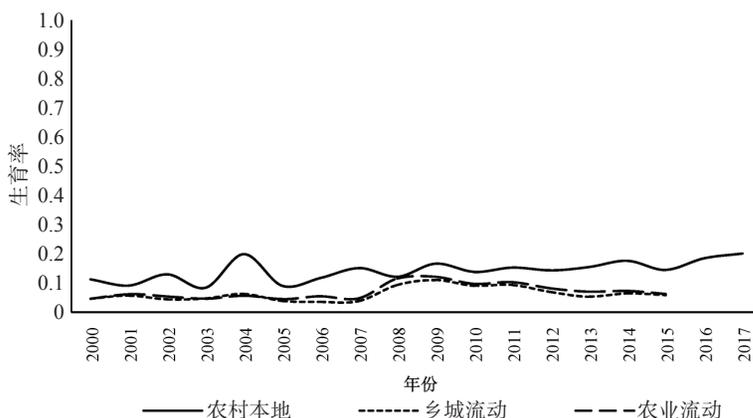


图11 2000-2017年各类型人口三孩时期递进生育率

说明：三孩时期递进生育率为一孩时期递进比、二孩时期递进比与三孩时期递进比的乘积。

1.508~1.754 之间。农业户籍流动人口前三孩累计生育率在大部分年份上均低于农村本地人口，但在 2001 年、2008 年、2011 年、2015 年略高于农村本地人口，原因解释同前述二孩生育率。理论上讲，农业户籍流动人口与农村本地人口都至少生育一个子女，两者的一孩时期递进比不应该有太大差异。假设两类人口一孩时期递进比一样，由此计算得到的农业户籍流动人

口前三孩累计生育率会低于农村本地人口。

对比陈卫、吴丽丽根据 2000 年全国人口普查 0.95%数据计算得到的农村本地人口总和生育率 1.28，城市外来人口总和生育率 0.94；以及郭志刚使用“六普”1%样本计算出来的农业户口非流动妇女的 1.366、农

业户口流动妇女的 1.172 与根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据计算出来的农业户籍非流动妇女的 1.635、农业户籍流动妇女的 1.188，本文计算出来的前三孩累计生育水平已经高于他们各自对应的所有孩次累计生育水平。这主要是因为采用生育率指标不同带来的，时期递进生

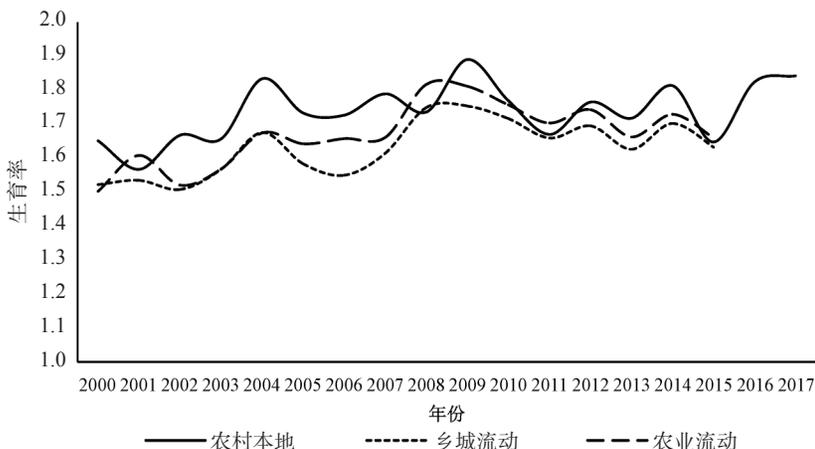


图12 2000-2017年各类型人口前三孩生育率累计

育率充分地考虑了育龄妇女的孩次构成与生育间隔这些因素。从农业户籍流动人口与乡城流动人口前三孩累计生育率看，并没有严格呈现出流动人口第一次离开户籍地时间越长生育率越高的趋势，但 2008—2015 年三孩累计生育率要明显高于 2000—2007 年的。本文认为这部分地体现了流动人口在流入地居住时长对生育率的影响。另外，结合第一研究盲点的分析，忽略掉中国流动人口动态监测调查抽样带来的误差，本文认为农业户籍流动人口在 2011 年、2012 年与 2013 年的前三孩累计生育率 1.743、1.663、1.729 更能代表其真实的生育水平。

## (二) 曾生子女数的泊松回归结果

### 1. 数据与模型

时期孩次递进比是从纯人口研究方法进行的分析，样本自身受教育程度、生育政策等变量特征对生育的影响并不能考察进来。此部分采用泊松回归对农业户籍流动人口累计生育孩子数

进行分析,以检验流动对累计生育水平的影响。泊松回归是广义线性模型的一种,是专门分析因变量为计数变量的回归模型<sup>1</sup>。

在回归分析时,选取截至 2013 年是流动人口、在育龄期间经历过流动,且能够明晰生育政策的样本来进行研究。本文认为只要流动行为发生在妇女育龄期,就认为妇女生育受到了流动的影响。根据数据库中样本量的分布特征,本文泊松回归中只选取了截至 2013 年为 15—51 岁妇女作为泊松回归的样本。样本的描述性特征详见表 2。

表2 2013年用于泊松回归样本量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
是否中部区域(0 否 1 是)	44035	0.192	0.394	0	1
是否西部区域(0 否 1 是)	44035	0.316	0.465	0	1
是否东北区域(0 否 1 是)	44035	0.063	0.243	0	1
是否初中学历(0 否 1 是)	44038	0.504	0.500	0	1
是否高中学历(0 否 1 是)	44038	0.195	0.396	0	1
是否大专学历(0 否 1 是)	44038	0.075	0.263	0	1
是否本科以上学历(0 否 1 是)	44038	0.037	0.189	0	1
是否有过婚姻(0 否 1 是)	44038	0.905	0.294	0	1
一孩半政策(0 否 1 是)	44038	0.756	0.429	0	1
二孩及以上政策(0 否 1 是)	44038	0.109	0.312	0	1
是否少数民族(0 否 1 是)	44038	0.083	0.277	0	1
2013 年年龄	44038	31.064	7.996	15	51
2013 年累计生育子女数	44038	1.177	0.853	0	9
是否农业户籍流动人口(0 否 1 是)	44038	0.891	0.311	0	1
是否乡城流动人口(0 否 1 是)	32673	0.854	0.354	0	1

## 2. 泊松回归结果分析

表 3 泊松回归结果显示,在其他自变量不变的前提下,农业户籍流动人口曾生子女数是农村本地人口的 89.5%,人口流动有效降低了生育水平(降低了 10.5%)。分年龄段亚群组来看,15~34 岁与 35~51 岁农业户籍流动人口的生育水平也降低了。乡城流动人口的曾生子女数为农村本地人口的 0.873 倍,降低了 12.73%,乡城流动更有助于降低生育水平。这或许可以从融合理论来解释:融合理论认为,一方面流动人口接受了流入地的生育观念与生育文化,另一方面仅具有基本的社会经济基础的城镇流入者需要通过获取城镇居住者的角色特征来适应城镇的生活,角色的转变增加了他们生育孩子的机会成本,他们逐渐开始变得像迁入地的居民那样少生育。

<sup>1</sup> 杨菊华在《数据管理与模型分析: Stata 软件应用》一书第 380 页以“中国健康与营养调查”中曾生子女数的回归为例,介绍了该模型的使用。

表3 2013年累计生育水平影响因素的泊松回归优势比结果

变量	15~51 岁农业户籍	15~34 岁农业户籍	35~51 岁农业户籍	15~51 岁乡城流动
	流动人口	流动人口	流动人口	人口
农业户籍流动(农村本地)	0.895*** (0.013)	0.926*** (0.019)	0.928*** (0.022)	
乡城流动(农村本地)				0.873*** (0.014)
中部(东部)	1.011 (0.012)	1.027 (0.017)	0.999 (0.018)	1.025* (0.014)
西部(东部)	1.012 (0.011)	1.001 (0.015)	1.012 (0.015)	1.030** (0.013)
东北(东部)	0.737*** (0.016)	0.720*** (0.022)	0.752*** (0.022)	0.745*** (0.018)
初中(小学及以下)	0.899*** (0.010)	0.855*** (0.016)	0.887*** (0.012)	0.916*** (0.012)
高中(小学及以下)	0.756*** (0.012)	0.685*** (0.015)	0.795*** (0.021)	0.784*** (0.014)
大专(小学及以下)	0.506*** (0.014)	0.438*** (0.015)	0.718*** (0.049)	0.533*** (0.016)
本科及以上学历(小学及以下)	0.643*** (0.021)	0.445*** (0.020)	1.033 (0.051)	0.679*** (0.023)
有过婚姻(未婚)	89.150*** (16.880)	72.240*** (13.940)	132.300*** (132.300)	68.040*** (12.890)
2013 年年龄	1.213*** (0.006)	1.605*** (0.035)	0.968 (0.028)	1.225*** (0.008)
2013 年年龄平方	0.998*** (0.000)	0.993*** (0.000)	1.001 (0.000)	0.998*** (0.000)
一孩半政策(一孩政策)	1.110*** (0.015)	1.044** (0.022)	1.138*** (0.021)	1.125*** (0.019)
两孩政策(一孩政策)	1.169*** (0.035)	1.031 (0.042)	1.262*** (0.055)	1.150*** (0.040)
少数民族(汉族)	1.063** (0.033)	1.114*** (0.046)	1.006 (0.046)	1.082** (0.040)
常数项	0.000*** (0.000)	1.15e-05*** (0.000)	0.022*** (0.026)	0.000*** (0.000)
PseudoR <sup>2</sup>	0.150	0.178	0.018	0.157
样本量	44035	29096	14939	32670

注: 1. 括号内为参照组; 2. \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

农业户籍流动与乡城流动两个总模型均显示, 年龄越大曾经生育子女数越多, 且均通过了显著性检验, 这与常识也是相符的。但 35~51 岁亚群组回归结果显示, 年龄对曾生子女数并没有显著性影响。为了检验年龄对曾生子女数影响是否具有非线性关系, 笔者加入了年龄的二次项。15~51 岁农业户籍流动人口模型中年龄二次项的优势比均为 0.998, 说明年龄对曾生子女数的影响呈现倒“U”型模式, 开始时随着年龄的增大曾生子女数增多, 但之后, 随着年龄的增大曾生子女数略微减少。对于亚群组 15~34 岁与乡城流动人口的样本, 年龄二次项的发生比分别为 0.993 与 0.998。

生育政策对曾生子女数有着显著性影响。两孩政策的曾生子女数最多, 其次是一孩半政策,

一孩政策最少。可见,计划生育政策在很大程度上抑制了我国人口增长速度,对我国人口规模有很大的抑制作用。

在民族性质对曾生子女数的影响中,少数民族曾生子女数要多于汉族,这与少数民族地区生育文化有关,也与少数民族地区较为宽松的生育政策有关。受教育程度越高则曾生子女数越少,这与受教育程度越高则生育率越低的理论是相符的,因为女性受教育程度的提高可以帮助女性摒弃落后的旧生育观、树立新的生育观。

#### 四、结论与讨论

本文指出以往有关迁移流动人口生育水平的研究仍存在两个研究盲点:一是忽略流动人口孩子出生地对生育率统计的影响;二是忽略对流动人口流入地居住时长与生育率关系的分析。本文指出在不考虑这两个盲点情况下计算得出的结论都需要重新检验,进而从理论与实践上详细分析了两个研究盲点存在的可能性,以及其带来的影响。在弥补这两个盲点之后,本文分别通过时期孩次递进比计算时期生育率,采用泊松回归分析累计生育率得出以下结论:第一,农村本地人口 2000—2017 年前三孩累计生育率在 1.567~1.891 之间,农业户籍流动人口在 1.503~1.817 之间,乡城流动人口在 1.508~1.754 之间。两类流动人口在各年份上时期生育率基本上均低于农村本地人口。第二,泊松回归结果显示,在其他自变量不变的前提下,农业户籍流动人口曾生子女数是农村本地人口的 0.895 倍,乡城流动人口的曾生子女数为农村本地人口的 0.873 倍,两类流动人口的累计生育率均低于农村本地人口。

本文验证了迁移影响生育的中断与追赶理论在我国迁移流动人口生育率研究上的适用性,以及该理论对于生育率统计值有着显著影响的问题。笔者根据 2000 年全国人口普查 0.95% 数据计算出,在普查时点上,1998—2000 年流入到调查地的 15~49 岁女性农业户籍流动人口占所有流入年份的 61.1%,此部分妇女大部分不会选择在普查年份生育。因此,当以截面数据中“前一年的生育情况”计算的生育率作为生育水平时,如陈卫、吴丽丽根据普查前一年的生育情况计算总和生育率与进行的 Logistic 回归(陈卫,吴丽丽,2006),周皓基于倾向值得分匹配后对以“普查前一年的生育”为因变量的 T 检验与 Logistic 回归(周皓,2015)都将因受到中断带来的进度效应而失真。而陈卫采用 2000 年全国人口普查 0.95% 得出“广东省外来人口的生育率只及本地人口一半”的结论(陈卫,2005),作者认为本文的研究可以为这个数据结果提供一些解释。同时,本文也为依据普查数据计算得到的流动人口超低生育率提供了另外一个解释,那就是孩子出生地的问题。郭志刚将 2000 年流动人口生育率“超低”的结果归因于出生漏报与抑制时期生育的因素(郭志刚,2008),同样忽略了流动人口孩子出生地带来的影响。

以上是对本文研究结论的概括、解释以及流动人口生育水平自身研究中问题的讨论。严格来说,本文对流动人口生育水平的测量也不是精准的,一个原因是中国流动人口动态监测调查数据存在着一定的抽样误差。另一个主要原因是流动人口是一个数量不断增加的群体。《我国人口发展呈现新特点与新趋势》一文中提到,改革开放以来,我国流动人口规模持续增长:

根据历年人口普查数据,流动人口规模从 1982 年的 675 万增长到 2015 年的 2.47 亿人(陈功, 2021)。第七次全国人口普查数据显示,2020 年流动人口规模近 3.8 亿人,比 2010 年大幅增加 1.5 亿人,与上一个 10 年流动人口增长 1 亿人相比,我国流动人口增长速度加快。而随着流动人口在流入地居住时长不断增长,流动人口精准的时期生育水平度量要等到流动人口数量不再增加,流动人口在流入地居住时长不再变动的时候。另外,受到中断与追赶理论的影响,流动育龄妇女的生育无疑为我国时期总和生育率的度量带来了新的挑战。流动育龄妇女人数变化直接导致计算时期总和生育率时人口年龄结构变动,这样就为每一年份时期总和生育率度量又带来了更多不确定性的复杂因素。将流动人口生育放在我国总人口生育中去看,后续研究仍需要明晰我国总人口的时期生育率该如何准确度量的问题。



主管单位：上海市卫生健康委员会  
主办单位：上海市卫生和健康发展研究中心（上海市医学科学技术情报研究所）  
编辑刊发：《人口信息》编辑部  
地 址：上海市建国西路602号C楼302室  
邮政编码：200031  
电 话：021-33262065  
E-mail：rkxibjb@sohu.com  
发送对象：上海市卫生和健康系统各单位  
印刷数量：1500本  
印刷单位：上海欧阳印刷厂有限公司