

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)

摘要: 指出以往有关迁移流动人口生育水平的研究仍存在两个盲点: 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。在明晰两个盲点及其对生育率统计带来的影响后, 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, 再次对流动人口生育水平进行了分析。研究发现, 农业户籍流动人口的前三孩时期生育率大致在 1.7 上下, 农业户籍流动人口曾生子女数是农村本地人口的 89.5%。农业户籍流动人口时期生育率、累计生育率均低于农村本地人口。进一步分析指出, 在我国人口大流迁背景下, 后续研究也应该关注我国时期生育率该如何度量的问题。

关键词: 农业户籍流动人口; 农村本地人口; 时期孩次递进比; 泊松回归

中图分类号: C921 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2021) 05-0095-16

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2021.00.042

The Two Blindness in the Research on the Fertility Level of Migrants and a Re-examination on the Fertility Level

LIANG Tonggui

(School of Social Development, East China University of Political
Science and Law, Shanghai 201620, China)

Abstract: This paper points out that there are still two blind spots in the previous studies

收稿日期: 2021-03-12; **修订日期:** 2021-07-30

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)。

作者简介: 梁同贵, 法学博士, 华东政法大学社会发展学院讲师。

on the fertility level of migrants. One is to ignore the effect of birth place structure of floating population on fertility statistics; and the other is to ignore the analysis of the relationship between residence duration of migrants and fertility rate. After identifying the two blind spots and their influences on fertility statistics, this paper examines the impact of population mobility on fertility level by calculating fertility rate in period by progressive ratio of children to children and analyzing cumulative fertility rate by Poisson regression. It is found that the period fertility on totally three children of the circular migrants with agriculture accounts is about 1.7, the number of children born to the circular migrants with agriculture accounts is 0.895 times the number of children born in rural natives. Both the period fertility rates and cumulative fertility rates of the circular migrants with the agricultural household registration are lower than those of the local rural natives. This paper further points out that in the context of migration in China, the follow-up research should also pay attention to how to measure the period fertility rate in China.

Keywords: the migrants with agriculture accounts; rural natives; period parity progression ratios; Poisson regression

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^[1-5]，还有学者认为迁移流动对生育水平降低有着显著性影响^[6-12]。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^[13-16]，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^[17]、马瀛通等在1986年提出的递进生育率^[18-19]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（原国家卫生和计划生育委员会）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。

1. 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“一直在外地”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”^[9]、“乡—城流动人口的二孩、三孩递进生育率小于农村本地人口”^[15-16]，使用 2005 年小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”^[10]，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”^[20]，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”^[13]，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^[11-12]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。

2. 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^[21]。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”^[22]。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”^[23]。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^[24]。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^[13-16]。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

1. 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。

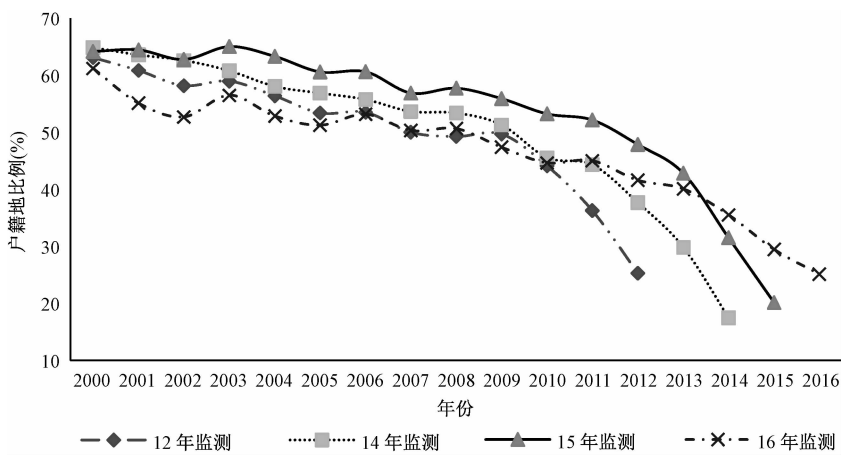


图 1 2000 年以来流动妇女孩子出生地（户籍地与流入地）结构

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。二是监测年份与监测前两一年孩子生育在户籍地的比例大幅降低，如 2012 年数据显示，流动妇女 2012 年、2011 年在户籍地生育的比例分别为 25% 与 36%；但 2014 年数据显示，这一比例分别为 38% 与 44%。2014 年数据显示，流动妇女 2014 年、2013 年、2012 年在户籍

地生育的比例分别为 17%、30%与 38%，但 2015 年数据显示，这一比例分别为 31%、43%与 48%。对于 2015 年数据，也可以与 2016 年数据做这样一个比较。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^[11]。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^①（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。

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两三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”^[11]。这样可以推断，因为越是在流入地生育的妇女应

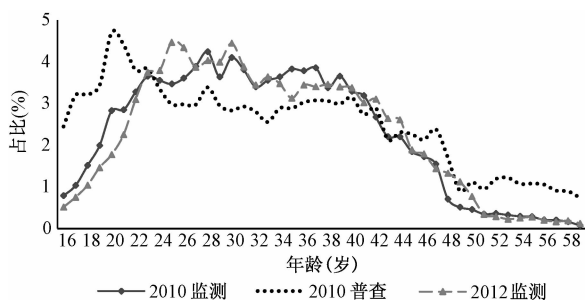


图 2 监测调查数据与普查数据女性流动人口年龄结构

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。

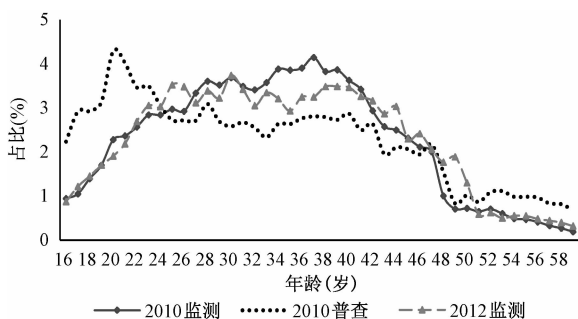


图 3 监测数据与普查数据男性流动人口年龄结构

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。

① 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。

该越是容易被登记进来，所以流动妇女在距离监测时点较近年份上选择在流入地生育的比例突然升高，与监测样本数据搜集方式有很大关系。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，具体原因可另再作分析。

2. 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

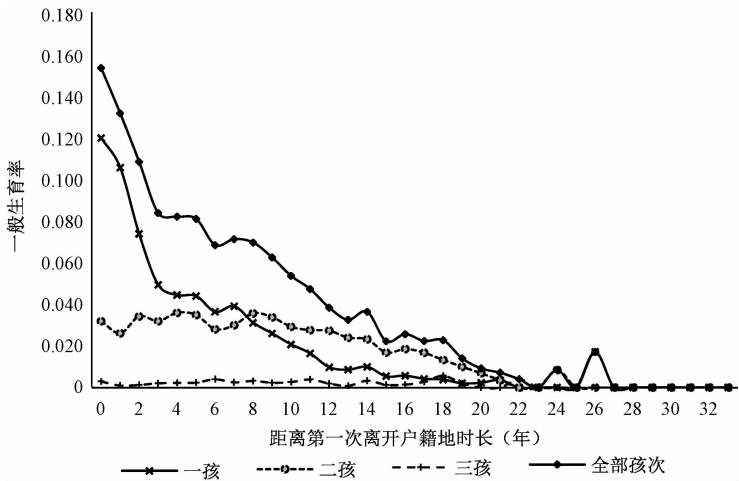


图 4 流动妇女距离第一次离开户籍地时长的一般生育率

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。

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。

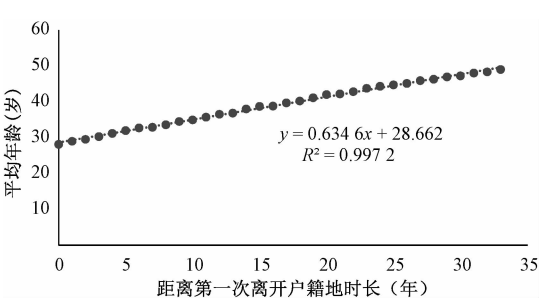


图 5 2015 年距离第一次离开户籍地时长与平均年龄散点图

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。

三、流动人口生育水平的再分析

1. 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（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。中国家庭追踪调查 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 CFPS 2010 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^[25]。中国家庭追踪调查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

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 * (0.0048)	0.0151 *** (0.0033)	0.0091 (0.0083)	0.0117 *** (0.0025)
年龄	0.0718 ** (0.0304)	0.2150 *** (0.0272)	-0.0432 (0.0660)	0.1240 *** (0.0177)
年龄平方	-0.0019 *** (0.0005)	-0.0042 *** (0.0004)	-0.0002 (0.0010)	-0.0028 *** (0.0003)
受教育程度（参照组：小学及以下）				
初中	0.2500 *** (0.0915)	-0.0336 (0.0537)	-0.0381 (0.1040)	-0.0149 (0.0418)
高中	0.0967 (0.0924)	-0.1800 *** (0.0583)	-0.1890 (0.1450)	-0.1480 *** (0.0448)
大学	-0.0393 (0.0915)	-0.3690 *** (0.0674)	-0.2330 (0.2560)	-0.2540 *** (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 (0.0256)	-0.0383 (0.0732)	0.0147 (0.0180)
生育政策（参照组：一孩政策）				
一孩半政策		-0.0202 (0.0425)	0.5010 *** (0.1760)	0.0348 (0.0302)
二孩及以上政策		0.1960 ** (0.0791)	0.5830 ** (0.2400)	0.1950 *** (0.0539)
户口（参照组：农业）		-0.1350 ** (0.0554)	0.3400 (0.2120)	-0.0770 ** (0.0364)
民族（参照组：汉族）		0.0974 (0.0827)	0.0430 (0.2140)	0.0723 (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 ** (0.4270)	-4.5680 *** (0.4620)	-0.4340 (1.2350)	-1.8200 *** (0.2950)
样本量	8085	25383	14687	49856
Pseudo R ²	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^[26-27] 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。

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。

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^①。本文在不考虑妇女死亡率的前提下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%^[27]。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”^[11]有关,如李丁、郭志刚采用2012年中国流动人口

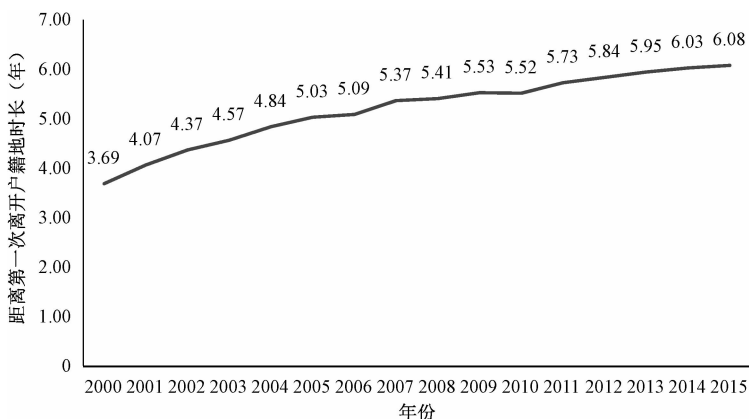


图6 历年流动妇女距离第一次离开户籍地平均时长

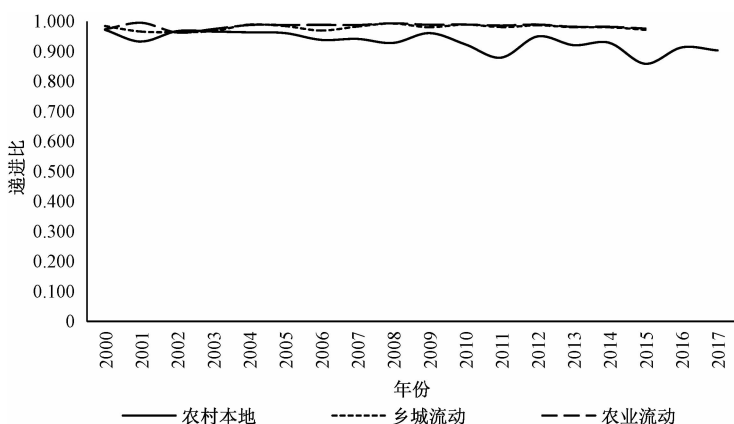


图7 各类型人口一孩时期递进比（递进生育率）

① 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.issu.pku.edu.cn/cfps/cjw/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。

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^[11]，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。

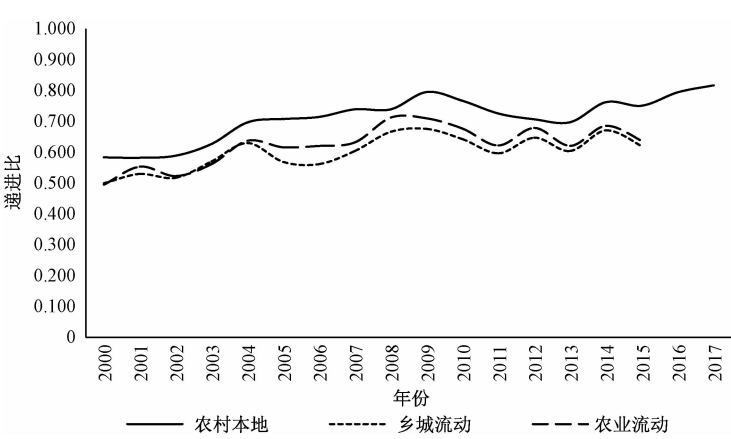


图 8 各类型人口二孩时期递进比

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

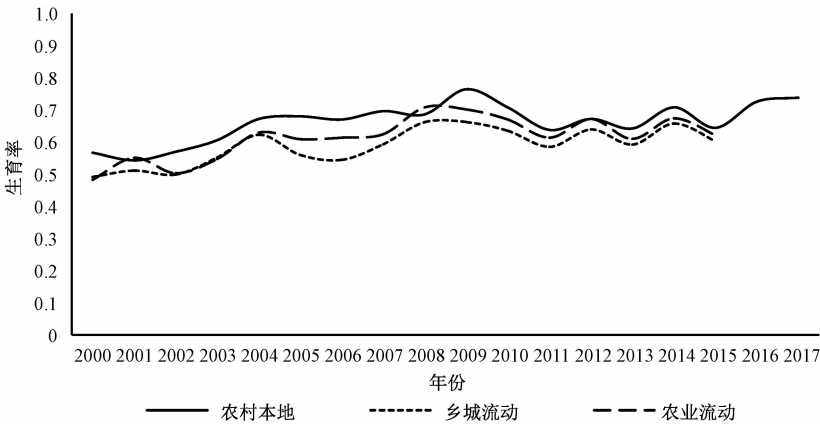


图 9 各类型人口二孩时期递进生育率

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。

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 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 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 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

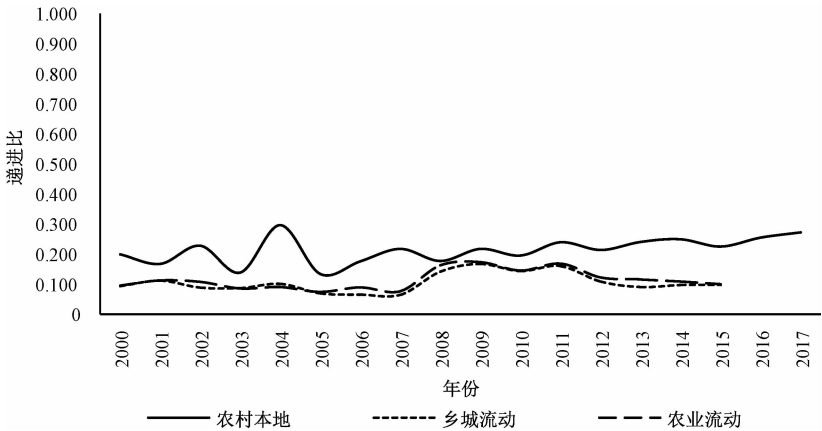


图 10 各类型人口三孩时期递进比

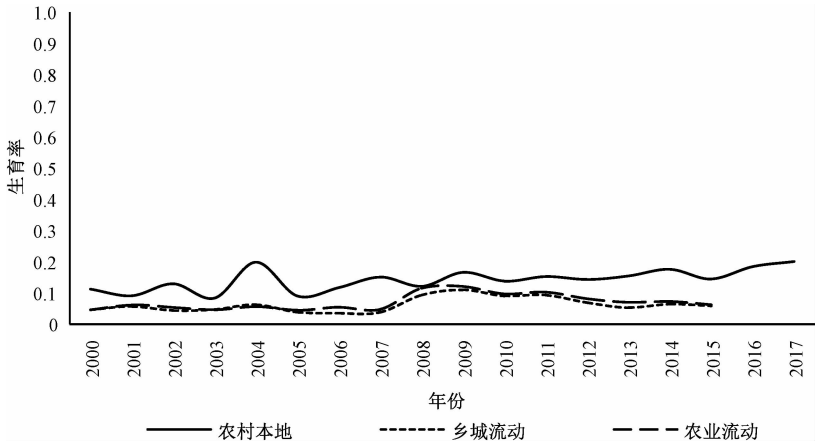


图 11 各类型人口三孩时期递进生育率

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。

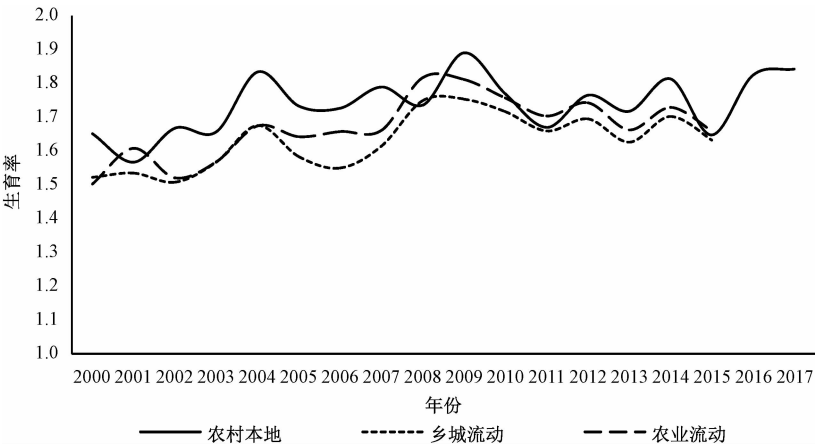


图 12 各类型人口前三孩生育率累计

育率 0.94^[9]；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^[20]，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。

2. 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^①。

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 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

① 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。

(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。

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	15—34 岁	35—51 岁	15—51 岁
	农业户籍流动人口	农业户籍流动人口	农业户籍流动人口	乡城流动人口
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 (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)
Pseudo R ²	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有所有流入年份的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^[9],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^[12]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^[29],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^[30],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^[31]。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。

参考文献:

- [1] 廖学斌. 城乡流动人口计划外生育的原因及对策 [J]. 人口学刊, 1988 (2): 45-48.
- [2] YANG Xiushi. The fertility impact of temporary migration in China: a detachment hypothesis [J]. European Journal of Population, 2000, 16 (2): 163-183.
- [3] 武俊青, 姜综敏, 李成福, 李昊. 我国流动人口的避孕节育现状 [J]. 人口与发展, 2008 (1): 54-63.
- [4] 高春风, 卢亚贞. 流动人口生育行为的影响因素研究 [J]. 产业与科技论坛, 2009 (12): 174-177.
- [5] 叶菊英. 浙江省流动人口: 政策外生育现象严重——“十一五”浙江省流动人口的公共卫生服务情况调查 [J]. 观察与思考, 2010 (6): 28-29.
- [6] 杨子慧. 论流动人口的生育行为 [J]. 人口与经济, 1991 (3): 3-13.
- [7] 周祖根. 人口迁移流动与生育 [J]. 人口与计划生育, 1995 (5): 21-26.
- [8] GOLDSTEIN A M W, GOLDSTEIN S. Migration, fertility, and state policy in Hubei province, China [J]. Demography, 1997, 34 (4): 481-491.
- [9] 陈卫, 吴丽丽. 中国人口迁移与生育率关系研究 [J]. 人口研究, 2006 (1): 13-20.
- [10] 郭志刚. 流动人口对当前生育水平的影响 [J]. 人口研究, 2010 (1): 19-29.
- [11] 李丁, 郭志刚. 中国流动人口的生育水平——基于全国流动人口动态监测调查数据的分析 [J]. 中国人口科学, 2014 (3): 17-29, 126.
- [12] 周皓. 人口流动对生育水平的影响: 基于选择性的分析 [J]. 人口研究, 2015 (1): 14-28.
- [13] 梁同贵. 人口的乡城流动对生育水平的影响 [J]. 南方人口, 2018 (1): 30-47.
- [14] 梁同贵. 人口的乡城流动会降低生育水平吗? ——基于递进生育率指标的分析 [J]. 学习与实践, 2018 (2): 98-108.
- [15] 梁同贵. 人口的乡城流动与生育三维性: 现状及影响 [D]. 上海: 复旦大学, 2018.
- [16] 梁同贵. 乡城流动人口与农村本地人口的生育水平差异 [J]. 中国人口科学, 2017 (3): 91-100, 128.

- [17] Feeney G, YU Jingyuan. Period parity progression measures of fertility in China [J]. Population Studies, 1987, 41 (1): 77-102.
- [18] 马瀛通, 王彦祖, 杨书章. 递进人口发展模型的提出与总和递进指标体系的确立(上) [J]. 人口与经济, 1986 (2): 40-43.
- [19] 马瀛通, 王彦祖, 杨书章. 递进人口发展模型的提出与总和递进指标体系的确立(下) [J]. 人口与经济, 1986 (3): 24-32.
- [20] 郭志刚. 中国人口生育水平低在何处——基于六普数据的分析 [J]. 中国人口科学, 2013 (2): 2-10, 126.
- [21] STEPHEN E H, BEAN F D. Assimilation, disruption and the fertility of Mexican origin women in the United States [J]. International Migration Review, 1992, 26 (1): 67-88.
- [22] 段成荣, 袁艳, 郭静. 我国流动人口的最新状况 [J]. 西北人口, 2013 (6): 1-7, 12.
- [23] FORD K. Duration of residence in the United States and the fertility of U. S. immigrants [J]. International Migration Review, 1990, 24 (1): 34-68.
- [24] SOBOTKA T. Overview chapter 7: the rising importance of migrants for childbearing in Europe [J]. Demographic Research, 2008, 19 (9): 225-248.
- [25] 谢宇, 张晓波, 涂平, 任强, 孙妍, 吕萍, 丁华, 胡婧炜, 吴琼. 中国家庭追踪调查(2010)用户手册(第三版) [EB/OL]. (2018-01-17). <https://opendata.pku.edu.cn/file.xhtml?fileId=1300&version=36.0>.
- [26] 冯国平, 郝林娜. 全国28个地方计划生育条例综述 [J]. 人口研究, 1992 (4): 28-33.
- [27] 周长洪, 潘金洪. 中国政策生育水平与实际生育水平的测算 [J]. 中国人口科学, 2010 (4): 13-22, 111.
- [28] 顾炜, 李小妹, 李雪玲. 可孕妇女与不孕妇女自尊的调查分析 [J]. 护理学杂志, 2002 (1): 21-22.
- [29] 陈卫. 外来人口与我国城市低生育率 [J]. 人口研究, 2005 (4): 79-83.
- [30] 郭志刚. 中国的低生育水平及其影响因素 [J]. 人口研究, 2008 (4): 1-12.
- [31] 陈功. 我国人口发展呈现新特点与新趋势——第七次全国人口普查公报解读 [EB/OL]. (2021-05-13). http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjjd/202105/t20210513_1817394.html.

[责任编辑 刘爱华]