

# 中国流动人口的生育水平<sup>\*</sup>

## ——基于全国流动人口动态监测调查数据的分析

李 丁 郭志刚

**【摘 要】**全国流动人口动态监测调查系列数据中的总和生育率与六普数据相比明显偏高,尤其是一孩总和生育率偏高。文章分析发现,流动人口动态监测样本中妇女的生育事件与其流动时间存在紧密关联,而且样本的生育率存在越接近调查时点其水平越高的特征。作者综合研判认为,监测样本过多收集近期生育案例是导致监测生育率偏高并出现上述特征的主要原因。为避免年龄组中各种偏差效应在计算总和生育率时被叠加放大,文章汇总了该样本流动妇女按出生队列的平均子女数,并与六普相应结果进行比较。结果发现,该样本 1970 年以前各出生队列所拥有的子女数与六普结果几乎一样,而且流动妇女各队列的终身子女数与全国情况一样不断减少。1970 年后队列的平均子女数已降到 1.6 个,更年轻流动妇女队列的子女数也处于减少趋势中。

**【关键词】**流动妇女 总和生育率 平均子女数 样本偏差

**【作 者】**李 丁 中国人民大学社会与人口学院,讲师;郭志刚 北京大学社会学系、北京大学中国社会发展研究中心,教授。

### 一、研究背景

2010 年全国第六次人口普查数据表明,中国流动人口总量已超过 2 亿,并且这个数量还在增长。流动人口多是青壮年人,处于人口再生产的旺盛期。因此,流动人口的生育水平一直受到计划生育主管部门和社会各界的特别关注。然而,对流动人口生育水平高低,至今看法不同,且无定论。已有数据分析发现,流动人口的生育水平比农村非流动居民低,但略高于城市户籍居民(陈卫,2005;陈卫、吴丽丽,2006;郭志刚,2010)。这些统计结果并没有改变人们的经验和主观印象,这可以从众多加强流动人口计生管理的报告和文章中得到反映。随着流动人口规模越来越大,迁移家庭化趋势加强(段成荣等,2008),以及计划生育政

<sup>\*</sup> 本研究数据由原国家人口和计划生育委员会流动人口服务管理司提供,在此表示感谢。本文是教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国低生育率研究”(项目批准号:12JJD840005)的阶段性成果。

策的调整,对流动人口超生的担心并未减弱。一是人们对当前的过低生育水平并不自信,认为上述数据存在出生漏报等不实成分。二是认为人们的生育意愿还很高,只要生育管制稍一放松,生育水平就会提高。三是流动人口的特殊情况使计划生育监管很难,而这一群体中确有超生现象。

在此背景下,监测和揭示流动人口生育水平具有重要意义。然而,流动的特殊性给流动人口生育数据的收集和分析带来了许多新问题。本文试图对全国流动人口动态监测调查数据进行分析,以期提供更多流动人口的生育信息,增进对流动人口生育水平的客观认识。

## 二、数据和方法

本文主要使用的是2012年流动人口动态监测调查数据。监测调查在5月举行,调查对象为个人,总体为“调查前一个月来本地居住、非本区(县、市)户口且在2012年年龄在15~59岁的流入人口……不包括调查时在车站、码头、机场、旅馆、医院等地点的流入人口,对符合抽样总体要求但在非正式场所居住的流入人口……尽可能避免遗漏。”调查采用分层多阶段PPS抽样方法,设计上对全国和各省都具有代表性。抽样框为全员流动人口年报数据,乡镇街道和村居的抽样由国家统一进行,村居内个人的抽样采用上下结合的方式。基层依据上级随机分配的调查组别,根据流动人口的性别、年龄、进入流动人口日常管理系统的时间等信息编制出100名备选调查者名单,再从中完成20个人的访问。应该说该调查在样本代表性上做了很多努力。然而,与其他来源的流动人口数据比较,该调查数据仍具有明显的自身系统性特征:

### (一) 监测样本年龄结构特点

图1显示了2010、2011和2012年3轮监测调查的流动育龄妇女中各年龄组人数的占比,可以看出三轮监测在样本结构上具有较高的一致性,但它们与六普长表样本数据中流动育龄妇女的年龄结构存在较大的差异。监测数据中的育龄妇女更多集中在23~40岁生育旺盛期。监测调查与六普在流动人口的定义上存在一定差异,但即使控制了调查口径上的差异,仅比较六普长表数据中离开户籍地半年以上的跨省流动育龄妇女和监测调查中流入本地半年以上且跨省流动的育龄妇女的年龄结构,仍存在较大的差异。

不同年份流入的育龄妇女的年龄差异可以在一定程度上说明监测样本年龄结构与普查数据存在差异的原因。从图2可以看出,流入年份较早且仍然留在本地的育龄妇女的年龄相对偏大。监测调查的育龄妇女年龄偏大,可能是调查了更多流入年份更早、居住时间更长的外来妇女的结果。

### (二) 监测样本流动距离偏远,流入时间偏长

表1结果显示,2012年监测数据中流入本地时间超过5个月的全部跨县流动男女样本中跨省流动的占68.0%;妇女样本中跨省流动的比例也在67%以上。六普公布了调查时户

籍地不在本地的全部人口统计,尽管年龄口径上与监测样本有所不同,但可以看出监测样本结果大大高于六普跨县女性流动人口中跨省流动的占比(48%)。图 3 反映了监测调查样本中按流动时间划分的比例,从中可以看出流入本地时间 3 年以上的偏多。监测样本中流入本地 3 年以上的比例比六普高十几个百分点。

(三) 监测样本已婚比例偏高

2012 年监测调查流动育龄妇女已婚比例比六普高出 12 个百分点。非农户籍育龄妇女年龄别已婚比例与六普的差异更大,前者高出后者将近 15 个百分点,农业流动育龄妇女高出 11 个百分点<sup>①</sup>。一般情况下育龄妇女不大可能在调查时谎报自己的婚姻状况,尤其是大批出现此类情况。

监测数据的上述特点应该与监测调查依赖计生行政系统执行,且抽样框为全员流动人口管理信息系统记录有关。计划生育日常工作系统对流动人口的信息的收集是累积进行的,且重点收集已婚、现孕和近期生育人口信息。因此,流动人口中更有可能与计划生育系统接触的已婚人口、流入本地时间较长的人口被系统登记覆盖的几率较高。最近流入的人口被迅速登记进入信息系统的比例较低,但其中近期有生育的被登记的可能性更大。

流动人口监测数据是目前除人口普查外关于流动人口样本规模最大的全国性代表数据(2012 年监测 A 卷样本



图 1 2010~2012 年 3 次流动监测调查育龄妇女样本的年龄别占比

资料来源:2010、2011、2012 年流动人口监测调查。

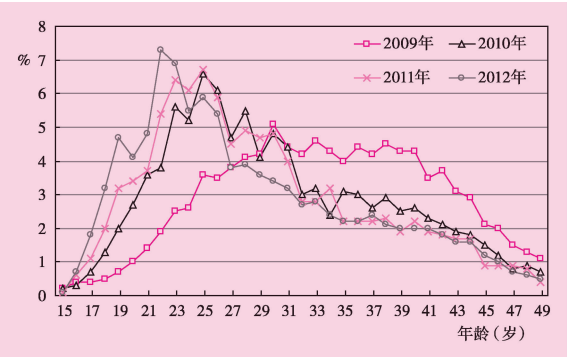


图 2 分流入年份的育龄妇女的年龄别占比

资料来源:2012 年流动人口监测调查。

表 1 监测样本的流动范围构成情况 %

	监测全部样本	监测妇女样本	六普合计	六普妇女
跨省流动	68.1	67.7	50.4	48.0
省内跨市	23.0	23.3	49.7	52.0
市内跨县	8.8	8.9	49.7	52.0
合 计	100.0	100.0	100.0	100.0
样本数	135515	64938	170565343	78214977

注:2012 年流动人口监测调查流入时间超过 5 个月的样本;六普结果根据《中国 2010 年人口普查资料》第一卷的表 1~4 加工而成。

① 六普数据中流动育龄妇女为跨乡镇街道的流动育龄妇女。

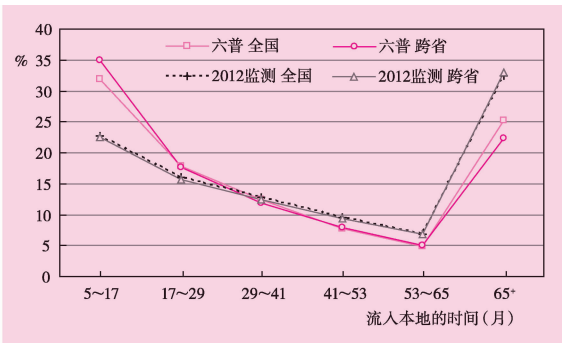


图3 全部监测样本流入本地的时间分布

注:2012年监测在5月份进行,且只询问了受访者来本地的年份。六普结果根据《中国2010年人口普查资料》第一卷表7-4汇总,并按照各月流出人数均等假定进行重新分组。

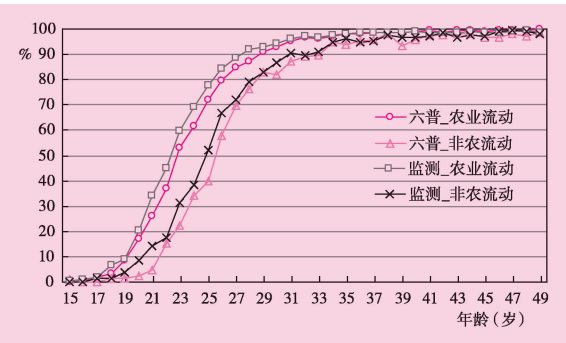


图4 按户籍划分的流动育龄妇女年龄别已婚比例  
资料来源:2012年流动人口监测调查和六普长表样本数据。

158 556人,其中女性74 380人),并且记录了15~59岁受访者详细的生育史信息(女性生育记录82 352条,生育史人年记录1 403 181条)。其汇总结果对认识流动人口生育形势有着重要意义。在现有数据基础上,本文估计生育水平时只使用直接回答问卷的流动妇女提供的生育信息,因为将已婚男性提供的生育信息纳入常规生育率的计算将造成估计偏差。数据处理时,我们采用生育史重构的方法,首先将数据整理为人年化记录,然后根据不同需要选择年份或队列统计妇女人数和生育频数,进行有关生育或生育率分析。因此本研究所做生育率的时间口径均为日历年度。需要说明的是,流动并非一种稳定的状态,一个时刻的流动人口在另一个时刻可能属于非流动人口。当前的流动妇女在过去某年的生育并不一定发生在流动状态中。因此,本研究中流动妇女的生育水平只是这次调查的流动妇女在以往年份的生育水平。另外,由于监测抽样并非等概率抽样,本研究分析结果均为加权分析结果。

三、流动人口的近年生育水平

下面本文将使用总和生育率、分孩次生育率、分户籍生育率、递进生育率、调整了已婚比例的生育率和已婚生育率等多个指标对流动人口的时期生育水平进行全面描述,并适当与其他数据计算的流动人口生育水平进行比较。

(一) 总和生育率

表2根据2012年监测调查数据计算的流动妇女在2009、2010和2011年的总和生育率分别为1.743、1.639和1.743,比六普相应结果(1.14)高0.5以上。通过比较,二者之间的异同可归纳为以下几点:(1)监测调查的各年份一孩总和生育率TFR1均高于1.0,而六普相应指标却显著低于1.0,二者相差0.2以上。因此,监测调查反映出流动妇女年年有显著的“出生堆积”,而六普则反映出流动妇女存在明显的生育推迟时期效应,导致一孩总和生育

率降低。(2) 监测调查的各年二孩总和生育率 TFR2 均稳定在 0.57, 比六普相应结果高出 0.25 以上。(3) 两个调查在多孩生育率上相差不大, 二者均显示出流动人口多孩总和生育率并不高。(4) 监测调查的流动妇女各孩次平均生育年龄 (MAC) 都明显低于六普流动妇女的相应结果。

划分农业和非农户籍后, 上面归纳的不同来源的生育水平异同仍然存在。表 3 显示, 监测调查的流动妇女一孩、二孩总和生育率仍相对较高, 尤其是 2011 年非农流动妇女的一孩“出生堆积”非常严重, 一孩总和生育率甚至达到 1.33。

图 5 提供了监测数据汇总的流动妇女在 2010 年分孩次年龄别生育率曲线及六普相应全国口径曲线。可以看到, 监测调查的一孩和二孩年龄别生育曲线不仅在峰值水平上显著高于六普结果, 而且在年龄分布模式上也存在明显不同, 其中 19~35 岁的年龄别生育率差异最大。

### (二) 调整了已婚结构的生育率

婚姻是影响生育的重要因素, 在绝大多数生育都发生在婚后的背景下, 样本妇女的已婚比例偏高将导致生育水平偏高。生育水平可以分解为已婚比例和已婚生育水平两个分量来加以分析。我们根据样本数据汇总了流动妇女的年龄别已婚生育率, 一来可以比较监测数据与六普结果在年龄别已婚生育率上的差别, 二来还可以进一步在监测样本已婚生育率的基础上, 通过将监测样本的年龄别已婚比例调整到六普相应的水平上, 再计算出调整的年龄别生育率和调整的总和生育率。这实际上相当于检查已婚比例差异对监测样本的生育率水平影响有多大。具体计算方法是, 设监测调查的年龄别生育率为  $f=B/W$ , 监测得到的年龄别已婚比例为  $m\%=W^m/W$ , 假

表 2 流动妇女近年的分孩次总和生育率、孩次占比及平均生育年龄

指标	一孩	二孩	三孩 <sup>+</sup>	合计
2009 年				
TFR	1.094	0.574	0.076	1.743
占比 (%)	62.80	32.90	4.30	100.00
MAC	24.32	29.82	32.68	26.49
2010 年				
TFR	1.013	0.577	0.049	1.639
占比 (%)	61.80	35.20	3.00	100.00
MAC	24.91	30.04	32.20	26.93
2011 年				
TFR	1.119	0.576	0.047	1.743
占比 (%)	64.20	33.10	2.70	100.00
MAC	24.91	29.67	31.88	26.68
2010 年六普				
TFR	0.770	0.316	0.058	1.143
占比 (%)	67.40	27.60	5.00	100.00
MAC	26.59	31.12	35.05	28.26

注: 根据 2012 年流动人口监测数据计算。六普结果根据其长表样本中的流动妇女计算。下同。

表 3 2012 年流动人口监测按户籍类型的近年分孩次总和生育率

户籍类型	TFR1	TFR2	TFR3 <sup>+</sup>	TFR
2009 年				
农业	1.079	0.653	0.088	1.820
非农	1.057	0.195	0.006	1.258
2010 年				
农业	0.992	0.634	0.056	1.681
非农	0.997	0.299	0.019	1.316
2011 年				
农业	1.045	0.642	0.055	1.742
非农	1.330	0.238	0.007	1.575
2010 年六普				
农业	0.760	0.348	0.063	1.172
非农	0.814	0.174	0.030	1.018



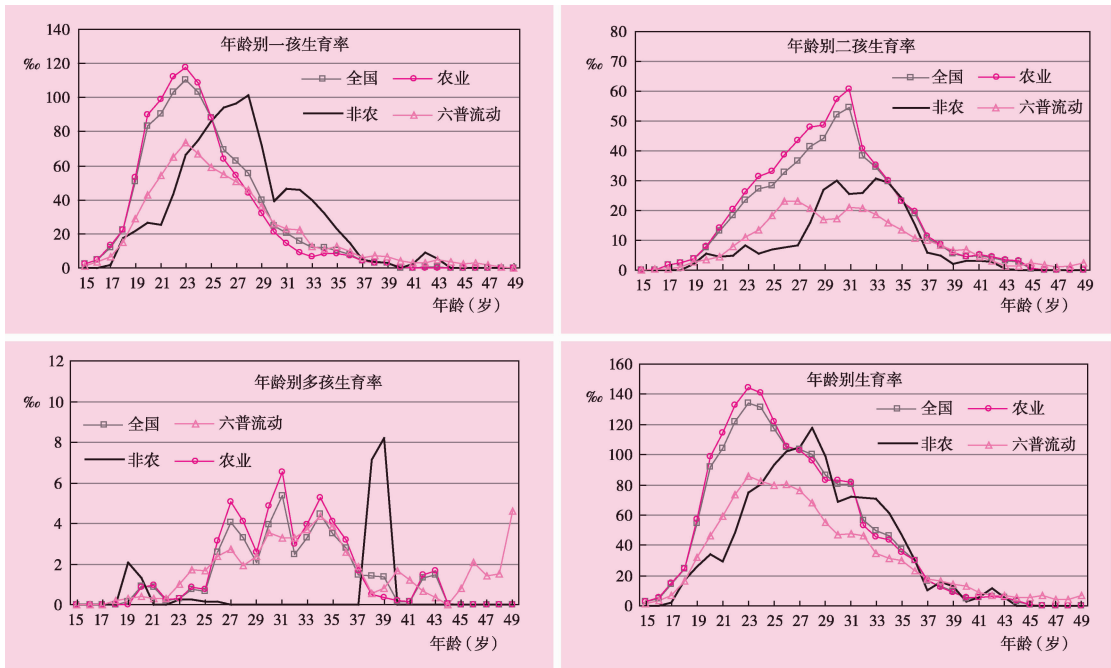


图5 流动妇女2010年分孩次年龄别生育率

定存在一个标准的年龄别已婚比例  $m\%^s$ ,那么,在此标准已婚比例的条件下,年龄别调整生育率  $f^s$  为:

$$f^s = f \times \frac{m\%^s}{m\%} = \text{实际生育率} \times \frac{\text{标准已婚比例}}{\text{调查已婚比例}} \quad (1)$$

以六普流动妇女年龄别已婚比例为标准已婚比例,计算出各年龄组的已婚比例比(即六普已婚比例/监测已婚比例),用作生育率调整系数。依照上述公式得到已婚比例标准化后的流动妇女2010年调整总和生育率为1.552,比原总和生育率1.639仅降低0.087,标准化后的生育率相当于原来的94.8%。这表明监测样本与六普数据在流动妇女已婚比例上的差别只能解释监测数据较高总和生育率中的一小部分,二者在总和生育率上的差别主要反映在已婚生育率上,即监测样本水平较高而六普相应水平较低。实际上,直接比较两个数据来源的年龄别已婚妇女生育率也支持这个结论,但限于篇幅,相关已婚生育率结果未在文中呈现。

(三) 控制了孩次结构影响的递进生育率

前面的分析表明,流动妇女的一孩生育率大于1.0,存在明显的“一孩堆积”。妇女如果按照当年的年龄别一孩生育率度过一生将平均生育超过1个的一孩,这是不合逻辑的。因此按照常规汇总出来的总和生育率作为终身生育水平来理解显然不合理。总和递进生育率PTFR是基于生育概率和生育生命表构造出来的,表达的是一个假设队列在控制孩次结构影响后的终身孩次生育水平。通过限定真正面临孩次生育风险的育龄妇女,不但控制年龄

结构、妇女的孩次结构的影响,同时还可以部分地摆脱一孩生育堆积对常规生育率指标的影响,它在方法上可以杜绝各孩次递进生育率大于1的可能(马瀛通等,1986;郭志刚,2000、2004、2006)。表4给出了用2012年监测调查估计的近3年总和递进生育率。从表4可以看出,递进生育率与常规生育率在二孩和多孩上水平相差不大,且3个年份的总和递进生育率之间的水平差异变得很小,都仅略高于1.6。与表2的总和生育率相比水平要略低,其差别主要是由于一孩递进生育率均处于1.0以下,消除了一孩总和生育率中那种大于1.0的现象。

表4还提供了根据六普样本中的流动妇女所计算的孩次别递进生育率。与六普流动妇女的递进生育率相比,监测样本流动妇女的一孩递进生育率大体相同,而二孩递进生育率无论是从水平差异上还是从相对比值关系上看都非常显著地高于六普相应水平,即大体比六普统计高0.23,或相当于六普统计的1.6倍。三孩递进生育率上,虽然监测样本与六普相应水平的绝对差额不大,但从相对比例看,差异仍极为显著。总之,监测样本的总和递进生育率在1.6以上,而六普流动妇女的总和递进生育率只有1.35。

以上分析表明,监测样本汇总的流动妇女时期生育水平显著高于六普相应水平。并且控制了某种结构效应的调整生育率指标与六普流动妇女的相应水平相比,仍存在着十分显著的差距。这一方面源于上述调整生育指标往往只控制了一种结构偏差产生的影响,并不能对所有结构偏差影响加以整体控制。例如递进生育指标主要控制了孩次结构的影响,已婚生育率主要控制了已婚结构的影响,他们都未相互控制,也都不能调整生育年龄变化产生的时期性进度影响,更不可能纠正不同调查中各属性分组的妇女在统计年份中有生育者和无生育者之间偏差的影响,而这种影响则是生育率估计中最重要的。另一方面,两个数据之间的差距既有可能源于六普数据中出生漏报瞒报的影响,也有可能是监测样本抽样有偏的结果,或者二者兼备。如何对此进行判断,仅从以上生育统计结果并不能得出结论,还需要结合更多信息来加以分析。

四、监测样本中生育率与时间的关系

通过对监测样本的深入分析,我们发现样本中流动妇女的生育事件与流动时间之间高度相关。从表5中分流入时间统计的各年生育率可以看出,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。比如,2011年流入的妇女2011年总和生育率为2.15,2010年流入的妇女在2010年的总和生育率为2.03。这些年份总和生育率较高主要由相应年份的一孩总和生育率较高决定。从表5可以看出,对应的一孩总和生育率都远在1以上。

表4 2012年流动人口监测育龄妇女在不同年份的递进生育率水平

年份	PTFR1	PTFR2	PTFR3 <sup>+</sup>	PTFR
2009	0.973	0.589	0.082	1.644
2010	0.981	0.572	0.047	1.600
2011	0.988	0.582	0.049	1.619
六普	0.977	0.343	0.027	1.348

表 5 流入本地时间不同的育龄妇女在各年份的总和生育率

流入年份	生育年份					
	2006	2007	2008	2009	2010	2011
总和生育率						
2006	1.79	1.94	1.55	1.78	1.22	1.22
2007	1.78	2.11	1.84	1.43	1.63	1.51
2008	1.50	1.62	2.21	1.89	1.52	1.75
2009	1.69	1.31	1.87	2.05	1.60	1.38
2010	1.51	1.42	1.60	1.77	2.03	1.65
2011	1.63	1.70	1.66	1.70	1.74	2.15
一孩总和生育率						
2006	1.22	1.31	1.01	0.99	0.75	0.65
2007	1.12	1.42	1.38	0.83	0.87	0.83
2008	1.01	1.03	1.67	1.34	0.88	0.91
2009	1.05	0.82	1.19	1.39	1.12	0.83
2010	0.85	0.84	0.96	1.14	1.36	1.21
2011	0.95	1.00	1.01	1.04	0.97	1.46

注:表中的生育率是通过 Poisson 模型拟合得到的,相关方法参考郭志刚、巫锡炜,2006。

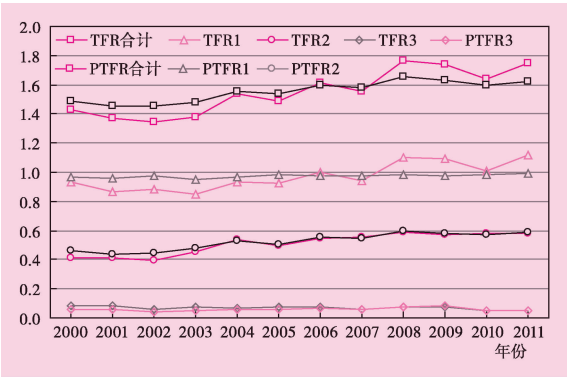


图 6 2012 年监测妇女在近年的生育率水平

趋势既有可能反映了现实中流动生育的情况,也有可能意味着监测调查存在系统性偏差。我们认为后者的可能性更大一些。

首先,要使生育率与流动时间之间存在上述相关,有两种可能:一是相当部分流动的目的就是为了换个地方生育。这类似于说流动具有某种筛选作用,刚生育或将要生育的妇女比其他妇女更可能流入新的地方,从而导致流入年份前后生育发生率更高。二是作为抽样框的流动人口管理系统在日常信息收集时总是优先收纳各年流入的人口中刚生育过或即将生育的流动人口,从而使各年流入人口中生育者比例偏高而未生育者比例偏低。当监测

监测样本中流动妇女的生育除了与其流动发生时间有密切关联外,样本生育水平还有逐步提高的趋势,即距离调查时点越近的年份生育水平越高,并且一孩、二孩生育水平的提高都十分显著。图 6 给出了利用监测调查的妇女生育信息复原出来的此前 10 年的分孩次的总和生育率(TFR)和总和递进生育率(PTFR),从中可以看到,监测妇女 2000 年以来的总和生育率和总和递进生育率都有较为明显的提高。从多孩生育水平来看,两种指标一致反映了基本稳定并略有下降的走势。总和生育率的提高主要受一孩和二孩生育率提高的共同影响,

其中近年一孩总和生育率均高于 1。而总和递进生育率的增长则主要源于二孩递进生育率的提高,因为一孩递进生育率基本稳定。这表明,孩次结构可以部分解释常规生育率较高的现象,但无法解释二孩常规生育率及递进生育率较高的现象,后者也是监测数据近年生育率较高的主要原因。

监测样本反映的上述个体流动与生育之间的高度相关,以及生育率不断提高的



调查使用这一数据系统作为抽样框进行抽样时,样本中各流入年份附近发生生育的妇女比例偏高,从而导致上述相关。这两种可能性中,第二种无疑更大。因为尽管确实有部分流动是为了生育,但当前流动妇女流入的主要原因并非生育,而且妇女中有相当部分在生育临近时反而会返回老家、退出流动而非加入流动(郭志刚,2009)。此外,流动促使生育水平提高的关系也并未得到其他研究的支持,相反,流动被证明对生育存在明显的抑制作用(陈卫、吴丽丽,2006)。

其次,存在4种可能性会使监测样本反映出近年生育率逐渐提高:(1)队列效应。监测样本中较年轻队列的妇女生育水平较高。(2)时期效应。一方面有一部分监测妇女早期一直压制和推迟自己的生育,因此此前生育率较低,但在近年得到了释放,这些补偿性生育主要反映在较高年龄段的生育率上;另一方面还有少量案例为了达到早婚早育的目的提前在近期生育,这种生育则主要反映在较低年龄段上;两种影响都会在合计年龄别生育率时迭加到总和生育率中去,促使生育率提升。(3)由于流动与生育二者确实相关程度较高,即流动本身具有生育筛选作用,因而产生凸显近年生育的强化作用。这就是说,即使监测调查样本不存在任何偏差,也总会反映近年生育率很高。(4)可能存在抽样偏差,只要样本偏重抽选近期有生育的妇女就可以使各个孩次的生育水平都提升。

上述4种可能性中,流动对生育的筛选关系的可能性上文已论述。第一、二种可能性与已有认识相悖,可能性同样不大。已有研究表明,年轻队列的生育水平在进一步下降(王谦,2008),年轻妇女队列的生育推迟也没有停止的迹象(郭志刚,2013)。现在几乎没有其他公开数据支持监测数据反映的上述年轻队列生育水平不断提高的变化趋势和时期生育水平增长的趋势。

样本偏差造成上述流动与生育关系和生育率增长趋势的可能性很大。首先,前面关于监测数据基本特征的比较已表明监测数据存在明显的异常,如年龄结构、已婚比例、流动范围和流入时间分布等。虽然仅年龄结构分布的偏差并不一定会导致年龄别生育率异常并带来总和生育率估计的偏差<sup>①</sup>,但各年龄组内已婚比例、孩次结构分布的偏差都已被证明会导致生育率的高估。在此基础上,如果监测调查抽取的各年流入的妇女中流入前后有过生育的妇女偏多,就足以导致各年龄组中生育相对多报而未生育相对少报,从而导致前述流入时间与生育率之间的相关。如果越靠近监测年份上述偏差越大,就可导致生育率向监测时点逐渐提高的趋势。

这种偏差很可能由于监测调查的抽样和执行依赖全员流动人口管理系统和PADIS等日常管理系统而自然产生。因为相关管理系统和日常工作都将现孕对象和未采取长效避孕措施的对象作为日常工作的重点对象进行信息的登记、更新、协查;同时,此类妇女因为婚

<sup>①</sup> 总和生育率具有年龄结构标准化的功能。只要同一年龄组内各类妇女中生育和未生育的人被抽到的概率相同,处于生育旺盛期的妇女调查的多,只会影响近年的出生数量,不会影响总和生育率水平。

育事项也更可能主动与计划生育管理部门接触。这都导致最新流入的妇女中将要生育或刚刚生育的妇女首先被从众多流动妇女中挑出,并录入系统。如此不断累积,导致作为抽样框的全员流动人口管理系统在不同生育状态和生育水平的妇女间出现覆盖差异,最近流入的妇女中偏差最大。简单地讲,如果全员流动人口管理系统尚未涵盖所有流动妇女,更有可能被遗漏的是那些尚未或者近期并未生育的妇女,特别是监测前刚流入不久的妇女。

流动的筛选效应与样本选择偏差效应作用过程非常相似,只不过后者是监测调查无意识挑选的结果。即便流动监测数据反映的生育率特征确实是由流动和生育之间的特殊关系造就的,这种“无偏”的时期总和生育率也不能简单理解成流动妇女的终身生育水平,因为没有哪个妇女能够按照这种每年流动的队列模式度过一生。

总之,以上几方面的因素都会导致监测数据反映的流动人口的时期生育率偏高。即使调整过已婚结构和控制了孩次结构的生育率指标仍然很可能高估了流动人口实际的生育水平。因为已婚结构、孩次结构偏差还只是推高生育率估计的部分原因,更重要的原因则是监测样本中生育者与未生育者的比值本身偏高。以上不同角度的测试和分析结果已经表明这些因素的影响都在一定程度上存在,但目前没有一个更为综合性的指标来反映上述各种影响叠加起来到底对总和生育率估计的影响有多大。

### 五、按出生队列的平均子女数

监测样本中流动妇女的时期生育水平较高,并不意味着其终身生育水平也高。这就好比在妇产医院进行生育调查会得到极高的生育率,但并不意味这些调查对象的终身生育水平会与总体有什么不同(郭志刚,2009)。如果一个调查更多抽取了近期生育过的妇女,那么汇总的时期总和生育率就会很高。但这种依据队列假定将时期各年龄组生育率合计的总和生育率实际上与任何一个实际队列的终身生育水平都存在极大的偏离,因而不能用于反映实际上的终身生育水平。监测样本一孩总和生育率显著超过1就已经证明它不能理解为流动妇女的平均终身一孩生育数。

然而,汇总监测样本中各年龄组流动妇女的平均子女数则可以反映样本中各队列流动妇女的实际生育结果,大体反映她们的现有累计生育水平及队列间的变化趋势。这种统计结果还可以反过来为近期时期生育率的估计提供启示(郭志刚,2008;王谦,2008)。因为对于年纪已经较大的流动妇女而言,其生育过程已接近于完成,所以她们的平均子女数可以视为终身生育水平,而较年轻的队列则可根据现有累计结果及其趋势来把握终身生育水平。尤其重要的是,这种特定队列的时点统计结果可以避免总和生育率的计算中将各年龄生育率汇总时对几种时期效应的重复叠加和放大。当然,这种统计仍会在一定程度上受样本选择性偏差的影响。

图7给出了六普和2012年监测调查汇总的不同出生队列(即样本不同年龄组)流动妇

女所拥有的平均子女数。从中可以看到,除个别队列波动较大外,六普流动妇女的队列子女数都低于六普全国妇女的队列子女数,其中1970年出生队列的全国妇女和流动妇女的平均子女数双双降到1.6个,并且在更为年轻的队列中流动妇女的子女数更明显地低于全国妇女的子女数。因此,从全国总体上看,流动起着抑制生育的作用,并且作用在年轻队列中更大。

与六普相应结果对比,流动监测数据中较早出生队列(见图7)的子女数反而相对较少。比如,六普的1953~1958年出生队列的子女数为2.01个,而2012年流动监测的结果则是1.82个。对于1969~1973年队列,两套数据结果都处于1.6个左右,水平十分接近,差距仅为0.05个。而在更年轻队列中,监测数据的平均子女数明显高于六普相应统计结果。其原因之一是两个调查时点不同,六普调查时点为2010年11月1日零时,而监测调查时点则是2012年5月,因此监测样本中这些年轻队列实际上在六普之后又继续累积了一年半的生育数,且她们正处在生育高峰期,所以变化较大。图7中标志为“监测-调查当时”的曲线为监测样本在调查时各出生队列的平均子女数。为了控制这个因素的影响,我们根据监测样本的生育史人年数据反推出各队列在2010年底时的平均子女数,即图7中标志为“监测-2010年底”的曲线。可以看到,监测数据汇总的两条曲线在1970年及以前的出生队列几乎没有差异,但在较年轻的队列(见图7)中差异很大。这一差异实际上代表了监测样本各年轻队列从2010年底到2012年5月之间的生育增量。

监测样本流动妇女在2010年底时的队列子女数曲线与六普流动妇女的队列子女数曲线之间的差异已大大缩小,但差距仍然很明显。这个差异中有部分是出于2010年普查时点至2010年年底之间两个月的生育变化,但这个时间差的影响应该不会很大。所以这个差距的主要部分既可能是出于六普中年轻流动妇女的出生漏报,也可能是出于监测调查中妇女样本的偏差,抑或两种情况同时存在。或者说,反映了两个调查在生育和未生育之比上的不同。这种差异导致六普流动人口的总和生育率极低,而流动监测调查的总和生育率却极为显著地高出六普相应水平0.5左右。已经有许多生育数据分析表明,由于中国现阶段存在推迟生育的强大时期进度效应,因此时期总和生育率水平是明显低于终身生育水平的。然而,监测数据的结果则正好相反,其时期生育水平高于终身生育水平。因此增加了监测调查偏重于抽取近年有生育者的嫌疑。图7中年轻监测流动妇女的队列子女数甚至高于六普全国妇女的队列子女数则进一步确证了这种嫌疑。

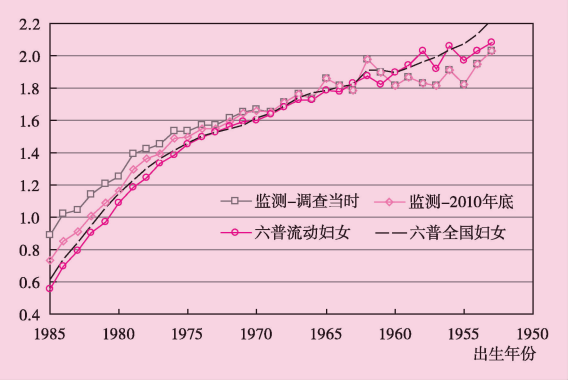


图7 2012年监测妇女按出生队列的平均子女数

注:监测结果用2012年流动人口监测调查数据计算。六普结果根据其长表样本数据计算。

总之,无论是六普样本还是监测样本都反映出流动妇女与全国妇女具有同样的趋势,越年轻的队列终身子女数越低。按照水平较高的监测样本在调查时的平均子女数统计,大体度过生育旺盛期的1970~1975年队列(在这次监测调查时为37~42岁)的平均子女数已经降至1.6个以下。这些队列的子女数在未来的增量已经非常有限,因此可以大体视为其终身生育水平。至于更年轻队列的终身生育能否保持在这种水平则值得怀疑。

监测数据中的节育信息反映出,目前已有1孩的“80后”已婚育龄妇女有将近90%采取避孕措施,其中一半选择的是绝育或者上环等长效节育方式,其中还有将近20%已经领取了独生子女证。在已婚但没有小孩的“80后”妇女中,正在积极避孕的也超过了20%。从总体的生育水平趋势和社会经济发展情况来看,队列生育率仍处于明显下降趋势中,年轻队列流动妇女的终身生育数能达到甚至高于“70后”妇女平均子女数的可能性并不太大。

尽管监测数据汇总的生育水平相对于普查统计相对较高,但客观地讲,无论从时期生育水平还是终身生育水平来看,监测调查数据统计结果无疑仍属于较低生育水平,而且上述分析启示我们,监测调查因种种原因极可能导致生育率估计偏高,所以中国流动人口的实际生育水平还有可能更低。

## 六、总结与建议

2012年流动人口监测调查得到的近年总和生育率大体为1.7,远高于六普流动人口的总和生育率1.14。从近年总和递进生育率来看,监测统计结果大体在1.6以上,而六普相应结果仅为1.35。这种时期生育统计的差距便提出一个问题,是六普出生漏报严重,还是监测调查偏重于抽选了近年有生育的流动妇女。

根据对监测样本分布分析,我们发现其在年龄分布、年龄别已婚比例分布、孩次分布、城乡分布和流动范围分布等方面都存在与六普结果的明显差异。通过不同方法调整的生育率分析,可以肯定这些分布差异多会提高该样本的生育率统计。同时结合生育率与时间关系的探索,我们认为,监测数据总和生育率较高的主要原因除上述结构影响外,还在于监测数据中近年生育与未生育之比远高于六普相应结果。

通过比较监测数据和六普流动妇女各出生队列的平均子女数,我们发现六普和监测数据中1960~1975年出生队列的平均子女数差距并不大。并且它们都一致反映出“70后”流动人口的终身生育率已大致降到1.6以下。监测数据中处于生育旺盛期的更年轻队列的平均子女数明显高于六普水平,这既可能出于六普年轻队列的出生漏报,更可能源自监测调查偏重于调查已婚女性,而在已婚女性中又偏重于调查近年有生育的女性。

总之,无论是从时期生育水平还是从队列累计生育水平来看,监测数据都有高估嫌疑。即便不存在高估,从平均意义上和长远发展趋势上讲,监测数据与其他生育数据同样显示出流动人口的生育水平过低的问题,这提示我们不必再过于纠结流动人口的高生育和超生问题。可以说,流动人口是劳动生产的主力,也是人口再生产的主力,但已不是超



生大军<sup>①</sup>。

综上所述,本文认为流动人口动态监测汇总得到的近年较高总和生育率与队列生育水平即使不是其样本有偏的结果,监测样本得出的这种较高的时期总和生育率也同样不能作为终身生育水平来理解。在当前形势下,我们应该从对流动人口逃生、超生的过分担心中解放出来,将注意力转移到如何做好流动人口的生育服务上。要特别关注流动育龄妇女,为她们提供均等化的计划生育公共服务,为她们的生育、避孕节育和生殖健康提供指导和服务,努力减少她们在生育和避孕节育方面的障碍或付出的代价。对于流动人口计生情况的登记监测应该更多地围绕提高服务质量而不是强化管理展开,收集信息的目的也不是为了仅仅管住育龄妇女的生育,而是为了更好地为她们提供服务。同时,人口和计划生育管理数据库的建设和调查统计工作必须与时俱进,改变以往那种过分侧重即将或已经生育的妇女,不够重视未婚妇女和未生育妇女的情况。清理和转变多年来形成的过时惯性思维和工作方法,为更好地配置规划妇产、幼婴保健、教育资源提供全面而准确的信息。

#### 参考文献:

1. 陈卫(2005):《外来人口与我国城市低生育率》,《人口研究》,第4期。
2. 陈卫、吴丽丽(2006):《中国人口迁移与生育率关系研究》,《人口研究》,第1期。
3. 段成荣等(2008):《改革开放以来我国流动人口变动的九大趋势》,《人口研究》,第6期。
4. 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。
5. 郭志刚(2000):《中国90年代的生育水平分析——多测量指标的比较》,《中国人口科学》,第4期。
6. 郭志刚(2004):《关于生育政策调整的人口模拟方法探讨》,《中国人口科学》,第2期。
7. 郭志刚(2006):《孩次递进比的计算与调整生育指标的理解》,《中国人口科学》,第5期。
8. 郭志刚(2008):《再论队列平均子女数不能作为当前总和生育率的估计》,《中国人口科学》,第5期。
9. 郭志刚(2009):《近年生育率显著“回升”的由来——对2006年人口和计划生育调查的评价研究》,《中国人口科学》,第2期。
10. 郭志刚(2010):《流动人口对当前生育水平的影响》,《人口研究》,第1期。
11. 郭志刚(2013):《中国人口生育水平低在何处——基于六普数据的分析》,《中国人口科学》,第2期。
12. 郭志刚、巫锡炜(2006):《泊松回归在生育率研究中的应用》,《中国人口科学》,第4期。
13. 马瀛通等(1986):《递进人口发展模型和递进指标体系的确立》,《人口与经济》,第1、2期。
14. 王谦(2008):《应用队列累计生育率分析我国生育水平变动趋势——兼与郭志刚教授讨论》,《人口研究》,第6期。

(责任编辑:朱 犁)

<sup>①</sup> 2012年监测调查结果显示,虽然监测样本二孩生育中不符合政策的比例达30%~40%,但其中有一半不符合政策的二孩生育其实在流动之前便已发生,流入本地之后发生的二孩生育并不比流入之前发生的二孩生育更容易违背政策。