

生育政策调整研究中存在的问题与反思

王广州

【摘要】文章对生育政策调整研究过程中存在的基础数据、数学模型、参数假设的问题及研究结果的争论与分歧进行了探讨,指出中国现有人口普查、抽样调查数据在生育水平、独生子女总量、育龄妇女总量与结构等方面存在比较突出的矛盾和偏差。作者认为宏观人口模型并不适于单独二孩等生育政策调整研究,建议采用微观随机人口仿真模型解决数据质量和区间估计问题。文章进一步分析单独二孩生育政策和全面二孩生育政策可能存在的出生人口堆积情况,反思生育政策调整研究面临的问题、困难和解决的办法,指出今后中国生育政策调整研究应该注意的主要问题。

【关键词】单独二孩政策 孩次递进 生育政策调整 出生堆积

【作 者】王广州 中国社会科学院人口与劳动经济研究所,研究员。

2013年11月十八届三中全会提出,“坚持计划生育的基本国策,启动实施一方是独生子女的夫妇可生育两个孩子的政策(以下简称单独二孩生育政策),逐步调整完善生育政策,促进人口长期均衡发展。”单独二孩生育政策一经公布,立即在社会各界引起非常强烈的反响,政策的具体实施过程、结果都引起了全社会的高度关注,前期研究成果面临前所未有的实践检验和历史考验。单独二孩政策实施情况不仅关系到对当前中国人口态势的判断,也关系到未来中国生育政策调整的目标和进程。

针对中国生育政策调整问题,国内学者多年来一直都没有停止研究和争论。在过去的二三十年中,人口学者从不同的研究角度,不断探讨中国生育政策调整的主要路径和长期影响,特别是2013年十八届三中全会提出单独二孩生育政策前,国家卫生和计划生育委员会(以下简称国家卫计委)专门设立相关课题,组织学者研究、论证单独二孩生育政策调整的可行性,预判生育政策调整可能产生的影响和需要采取的措施。2013年5月国家卫计委再次委托中国人民大学社会与人口学院翟振武教授课题组、中国社会科学院人口与劳动经济研究所王广州研究员课题组和中国人口与发展研究中心课题组针对单独二孩生育政策调整实施方案进行专项决策支持研究。

根据国家卫计委提出单独二孩生育政策具体实施方案的要求,翟振武课题组和王广州课题组重点研究单独二孩政策目标人群、政策新增出生人口规模等。中国人口与发展研究中心主要负责“2013 年生育意愿调查”,目的是了解单独育龄妇女的构成、生育意愿和全国独生子女状况,并与测算结果进行比较。在研究过程中,各个课题组是“背对背”进行独立研究,分阶段定期汇报、讨论研究结果,讨论的重点是基础数据、目标人群和出生堆积等研究分歧。总之,为了避免研究的失误和误判,原国家人口和计划生育委员会和现国家卫计委不断委托不同研究机构进行相关研究,对待生育政策调整研究慎之又慎。

在生育政策调整研究的过程中、单独二孩生育政策出台之前与出台之后,即便是获得的信息越来越充分,但无论是参与承担国家卫计委单独二孩课题研究的团队还是其他人口学者、研究团队,对中国生育政策调整一直都存在不同的认识和研究结果的严重分歧。此外,全国各省、自治区、直辖市也对本地生育政策调整进行研究、预判。对单独二孩生育政策调整争论的核心问题是:全国单独二孩生育政策目标人群是 1 500 万~2 000 万还是 2 600 万以上(姚引妹等,2014)或 1 500 万以下?每年新增政策出生人口在 200 万甚至 300 万以上(乔晓春,2014;石人炳,2014)还是在 100 万左右(王广州、张丽萍,2012)?历史堆积政策目标人群 4 年内能否全部完成生育(翟振武等,2014)?总和生育率到底能达到多少?

随着全国各省、自治区、直辖市单独二孩政策的落地和符合条件的育龄妇女申请生育二孩数量的公布,全国出现了“单独二孩”申请到底是“遇冷”还是“符合预期”两种截然不同的看法。很多省份也纷纷表示单独二孩政策遇冷,但也有一些省份认为符合预期。为了比较客观地回顾研究的历史,本文将对中国社会科学院重大研究课题“中国生育政策调整定量研究”和国家卫计委“单独二孩生育政策调整计算机仿真研究”委托研究面临的问题,提交的研究结果等进行粗略的回顾,特别是对当时的研究结果进行进一步分析,并从基础数据、数学模型、假设参数及研究结果等方面探讨研究遇到的困难和解决的方法,回答与反思过去、现在的一些研究争论。

一、基础数据使用中存在的问题

在生育政策调整研究过程中面临的难题是基础数据、数学模型和假设参数,这三者都是直接影响研究结果是否与客观实际相吻合的关键因素。

研究单独二孩生育政策目标人群、政策新增生育人口,必须有独生子女、婚姻状况、生育子女数、农业与非农业户口及年龄 5 个维度的数据属性标识。然而,以往任何人口普查的汇总数据或原始数据都无法同时直接满足这 5 个基本条件。此外,截至 2013 年 5 月能够获得的所有全国性调查基础数据人口属性标识和亲子关联也无法满足上述条件。可见,单独二孩生育政策研究首先面临的是基础数据问题。具体表现为以下 4 个方面:(1)没有育龄妇女年龄别曾生或现存子女结构的数据。虽然 2010 年人口普查公布了长表生育状况调查的汇总数据,但与以往任何人口普查不同,2010 年人口普查甚至没有公布育龄妇女按年龄、

按孩次的曾生或现存子女的生育数据,取而代之的是年龄别平均现存子女数,这使得从汇总数据直接推算单独二孩目标人群非常困难。(2)国家统计局没有按以往惯例对科研机构提供2010年人口普查原始样本数据,因此,既无法从调查数据直接统计汇总相关研究基础数据,也无法获得相关计算机模型运算所需的基础信息。(3)2010年人口普查没有独生子女属性标识。(4)目前在全国可获得的数据中没有两代人生育史的调查数据,无法实现独生属性的间接推断。总之,无论哪个研究课题组或研究人员,都无法直接获得完全满足研究所需要的基础数据。

基础数据是研究的基础。目前最新基础数据质量直接影响研究结果的可靠性。在研究过程中,不仅没有一个高质量、完整的数据能够满足单独二孩生育政策调整研究的需要,而且现有数据还需要解决一系列问题,主要体现在以下两方面。

第一,不同来源数据之间育龄妇女人数差别很大。以2005年全国1%人口抽样调查和2010年人口普查为例,根据2005年1%人口抽样调查推算的10~44岁女性人口数量直接与2010年人口普查相应的队列进行比较,发现在不考虑2005~2010年人口死亡的情况下,二者比值超过1的主要是20~38岁组(见图),差别最大的达到1.35左右。由于各个调查之间育龄妇女人数很难吻合,因此,需要估计或调整调查偏差所引起的目标人群总量。

第二,漏报人口的总量与分布问题。虽然人口普查公布了事后质量抽查的人口数据质量和总人口漏报率(2000年人口普查总人口漏报1.81%,2005年1%人口抽样调查总人口的漏报率为1.72%,2010年人口普查总人口的漏报率为0.12%),各个调查也都公布了漏报率,但没有公布漏报人口的年龄、孩次、城乡分布,特别是出生人口或低龄人口漏报多少。对于生育政策调整研究来说,低龄人口和育龄妇女的数据质量不仅关系到时期生育水平的高低,而且关系到育龄妇女的生育结构和完成情况。对于单独二孩生育政策而言,还关系到年龄别独生子女比例的高低。面对人口漏报问题,需要对漏报出生、育龄妇女现有子女构成和独生子女比例进行还原。在不清楚漏报人口分布的情况下,还原人口结构时要同时插补漏报出生、育龄妇女曾生育子女数和年龄别独生子女比例是很困难的。在数据插补过程中,需要确保插补的科学性与合理性,避免出生人口总量与总和生育率、独生子女总量

与年龄别独生子女比例等指标之间的逻辑矛盾。保持独生子女总量、年龄别独生子女比例和总和生育率指标的一致性。

为了研究单独二孩生育政策,面对基础数据存在的问题,笔者对1990年以来的人口普查汇总数据、原始抽样数据进行反复的逻辑检验,通过人口数学模型,构建人口仿真数据库,以弥补数据缺乏和数据缺陷问题(张丽萍、王广州,2014)。显



图 2010年与2005年育龄妇女人口比值

然,其他课题研究也同样面临基础数据的系统插补问题。

二、数学模型选择中存在的问题

单独二孩生育政策研究涉及 5 个维度的基础数据,以往任何人口预测模型都无法解决这个问题,那么,研究这个问题到底需要什么样的数学模型?

人口数学模型建立的基本原则是必须能够把握人口状况、过程和本质规律,不是数据和模型的简单拼凑。单独二孩生育政策研究需要从中国计划生育政策的本质特征入手。计划生育政策是按曾生或现存子女数来判断是否符合生下一个孩子条件的,所以在对育龄妇女的分类过程中,必须准确把握育龄妇女生育历史或生育过程的存量状况,才能研究新政策的增量部分。只有这样才能搞清楚政策实施的目标人群,才能搞清楚目标人群的生育行为,同时才能反映生育行为的孩次关联性和政策的一致性。由此可见,任何没有反映生育史、孩次之间关联的生育模型都无法准确反映计划生育政策,也必然会带来很大的研究偏差。

马瀛通等(1986)针对中国计划生育政策实践提出年龄—孩次递进预测模型,该模型已经比较成功地用于人口预测与规划、计划生育奖励扶助、特别扶助制度目标人群等预测研究中,并得到长期、多次的实践检验,其优点在于:(1)在生育水平测量上采用年龄—孩次递进生育率指标。该指标的最大特点和优势是与妇女生育年龄—孩次有关(即与前次生育的年龄别递进生育率有关)。分孩次总和递进生育率的计算方法并不像分孩次总和生育率那样只是各孩次、各年龄生育率的简单相加,而是依据各年龄递进生育数据推算出来的。较高孩次的总和递进生育率依赖于较低孩次的递进情况,而分孩次总和生育率却是相互独立的。(2)孩次递进预测模型与一般人口预测的不同之处在于,育龄妇女是按孩次、按年龄分类的,时期生育孩子也是按育龄妇女年龄、孩次分类的。根据存量育龄妇女的孩次、年龄汇总数据,可以对计划生育政策涉及的育龄妇女进行明确的孩次划分。然后,在条件概率生育的基础上进行分孩次预测。也就是说在预测中,只有尚未生育的妇女才能递进生育一孩,只有仅生育了一个孩子的妇女才能递进生育二孩,等等。所以,孩次递进预测可以克服常规人口预测的育龄妇女可能重复生育某一孩次的缺陷。孩次递进预测模型的核心思想是对不同真实队列—孩次递进生育概率和同一假想队列—孩次终身递进生育概率的计算。(3)主要基础数据的要求与总和生育率方法基本相同,只是基础生育数据分类统计方法不同。所需基础生育数据与通常的总和生育率或分孩次总和生育率不同之处在于对育龄妇女按年龄—孩次的曾生子女或现存子女分类,时期新增子女按母亲年龄—孩次进行分类统计。而从指标计算的复杂程度看,与总和生育率等简单算法不同,递进生育率的算法尽管比较复杂,但也并不是像有些研究者误解的那样,孩次递进生育测算结果的准确性在很大程度上受到妇女生育数据质量的影响。相反,曾生子女结构受漏报等因素的影响较小,更有利于分析数据的可靠性。此外,任何与妇女生育数据质量有关的误差,都必然影响研究结果的可靠性,而不完全是方法本身的复杂程度带来的。

(一) 宏观随机人口仿真预测模型

从目前比较成熟的计划生育相关人口预测方法来看,在现有的宏观模型中,通常被广泛使用的 Leslie 矩阵法(总和生育率模型)的明显缺陷是无法区分育龄妇女的孩次结构。即便可以采用分孩次的总和生育率作为预测的参数,但育龄妇女作为分母是没有孩次结构分类的,那么,该模型及其变形对生育政策和生育政策调整的描述必然是脱离实际计划生育政策的。虽然一般的人口预测模型和递进人口预测模型都可以用来研究育龄妇女的年龄—孩次结构,但对于宏观人口预测,由于涉及婚姻和家庭,特别是对配偶独生属性的判断就很难实现了。虽然孩次递进模型具有与计划生育政策紧密相连的优势,但研究“单独”育龄妇女还需要确定育龄妇女是否为独生女,同时还要考察其丈夫是否为独生子。所以,目前的孩次递进模型也不完全适合单独二孩生育政策的研究。即便家庭多状态模型可以研究家庭户总量、结构等问题,但现有模型对夫妻双方独生属性的标识也是比较困难的。

为了解决基础数据等不确定性和数据质量问题,在研究过程中需要进行点估计和区间估计。因此,即使采用宏观人口模型近似估计,也需要对现有宏观人口模型进行改进,宏观随机人口仿真预测模型就是一种改进。宏观随机人口仿真预测模型是以年龄—孩次递进预测模型为基础,对该模型递进生育率、预期寿命等参数的设置方法进行进一步改进。预测参数设置改变了以往固定参数预测的方法,而是采用区间参数设置的方法,使之更加符合对生育的随机波动过程的边界估计,避免了参数的人为连续加大或缩小的固定参数缺陷。

总之,由于现有宏观模型的问题,在研究过程中需要进一步改进、完善,模型改进的方向是采用原始数据和汇总数据分别进行计算机仿真研究,目的是解决单独目标人群的总量、结构和分布变化。同时,对模型可靠性、敏感性进行交叉检验及预测结果和实际调查结果的多重检验,从而防止运算中的模型错误。特别需要引起重视的是,基数的偏差是可以校验和解释偏差方向的,而模型的错误往往有可能是灾难性的。

(二) 微观随机人口仿真预测模型

微观随机人口仿真预测模型是在宏观随机人口仿真预测模型基础上的改进。为了进一步解决亲子结构等实际预测详细需求的问题,采用微观随机人口仿真预测模型是一个必然的选择,该方法的核心是使用原始个案信息,在个案尺度上对亲子结构、育龄妇女年龄—孩次和婚姻结构进行模拟。具体实现的方法是从反映人口系统的实际运行过程出发,采用蒙特卡洛方法,根据区间参数,对所有个案进行概率标识,确定生育、死亡、婚姻等事件发生的概率,然后对人口属性进行更新。在研究的过程中,可以通过宏观与微观模型的相互校验,检验预测结果的可靠性。笔者使用北京大学 CFPS 全国样本数据,通过老年人口亲子数量与结构、独生子女死亡等研究对微观随机人口仿真预测方法(王广州,2013;王广州,2014a)进行检验。

为了检验基础数据的可靠性和解决参数不确定性的影响,笔者在研究过程中,采用宏

观随机人口仿真预测模型和微观随机人口仿真预测模型进行重复检验的方法，确保数据、模型、参数和结果的内在逻辑。

三、模型参数假设中存在的问题

除了基础数据和数学模型外，参数的选择和假设是确保研究结果与实际情况相吻合的关键。参数的假设必须有研究基础，必须符合人口发展的客观规律，不是主观臆断和凭空想象。对于全国人口系统的研究，可以不考虑国际人口迁移，假定为封闭的人口系统。对于封闭人口系统，单独二孩生育预测模型只涉及生育、死亡和婚姻三类参数。由于单独二孩生育政策调整关心的核心问题是出生人口堆积问题，即关心每年新增政策生育人口的多少，因此，短期内的死亡参数误差及成人死亡率很低的特征，使死亡过程对生育测算误差影响不大。另外，由于微观仿真模型婚姻的男女城乡匹配类型本身就具有就近选择性和增量的影响远小于存量的特征，所以单独二孩生育政策调整研究的核心参数就只剩下生育参数，生育参数主要涉及生育水平和生育模式。

在生育水平和生育模式的研究过程中，有两个特别的问题需要进行深入的研究和讨论。第一是二孩终身生育比例到底是多少？第二是符合新政策的存量目标人群几年内完成生育？在这两个问题上，不同的研究课题组对生育进度的认识存在很大分歧。除了笔者主持课题外，目前全国和许多省份广泛采用的是有 60% 或 70% 的存量目标人群会生育第二个孩子，而且存量人口在 4 年或 5 年内完成生育。

（一）生育水平

对于生育水平问题，从内在逻辑和以往生育水平的高低来看，如果生育水平被高估，那么，存量独生子女或单独育龄妇女必然会被低估；如果低估以往的生育水平，那么，存量独生子女或单独育龄妇女必然会被高估。高估生育水平，将导致低估单独一孩育龄妇女人数，进而导致低估生育潜力，那么，将可能低估单独二孩生育政策新增出生人口规模，相反，低估生育水平，将导致高估单独二孩生育政策新增出生人口规模。

在相同的育龄妇女曾生或现存子女次结构条件下，对递进生育水平，特别是 $0 \rightarrow 1$ 孩和 $1 \rightarrow 2$ 孩递进生育水平的假定直接影响到对政策调整后新增人口的估计。根据递进生育率指标的含义， $0 \rightarrow 1$ 孩和 $1 \rightarrow 2$ 孩递进生育实际是假想队列终身生育 1 孩或 2 孩的比例，因此，该参数是对育龄妇女终身生育水平的假定，而不完全是对剩余未递进育龄妇女生育水平的假定。通过假定的生育水平和生育模式分解为不同队列和不同生育时间的育龄妇女的递进生育概率。以往的研究表明，递进生育模式与递进生育水平是一个事物的两个方面，有什么样的生育水平，必然对应什么样的生育模式（王广州，2004）。在对单独二孩目标人群生育水平的假定过程中，假定单独一孩育龄妇女终身二孩递进生育水平的下限是 0.4，均值为 0.6，上限是 0.9。0.9 相当于全国 1975 年及以前育龄妇女的 $1 \rightarrow 2$ 孩总和递进生育率；0.6 相当于全国 1991、1992 年育龄妇女的 $1 \rightarrow 2$ 孩总和递进生育率，与全国非农业人口 1978～

1979年育龄妇女的1→2孩总和递进生育率相当;0.4相当于全国1995~1996年的1→2孩总和递进生育率^①(见表1)。

表1 1970年以来中国育龄妇女1→2孩总和递进生育率估计

| 1982年普查 | | 1990年普查 | | | 2000年普查 | | | | |
|---------|-------|---------|-------|-------|---------|------|-------|-------|-------|
| 年份 | 全部 | 年份 | 全部 | 农业 | 非农业 | 年份 | 全部 | 农业 | 非农业 |
| 1970 | 0.975 | 1978 | 0.812 | 0.867 | 0.610 | 1988 | 0.698 | 0.807 | 0.297 |
| 1971 | 0.970 | 1979 | 0.829 | 0.888 | 0.604 | 1989 | 0.686 | 0.804 | 0.275 |
| 1972 | 0.947 | 1980 | 0.809 | 0.880 | 0.535 | 1990 | 0.692 | 0.815 | 0.269 |
| 1973 | 0.939 | 1981 | 0.768 | 0.869 | 0.356 | 1991 | 0.568 | 0.709 | 0.195 |
| 1974 | 0.930 | 1982 | 0.831 | 0.918 | 0.378 | 1992 | 0.495 | 0.640 | 0.150 |
| 1975 | 0.907 | 1983 | 0.760 | 0.876 | 0.246 | 1993 | 0.465 | 0.610 | 0.140 |
| 1976 | 0.888 | 1984 | 0.703 | 0.838 | 0.182 | 1994 | 0.409 | 0.539 | 0.136 |
| 1977 | 0.877 | 1985 | 0.725 | 0.859 | 0.195 | 1995 | 0.395 | 0.527 | 0.118 |
| 1978 | 0.871 | 1986 | 0.769 | 0.893 | 0.243 | 1996 | 0.406 | 0.547 | 0.105 |
| 1979 | 0.889 | 1987 | 0.827 | 0.934 | 0.288 | 1997 | 0.367 | 0.493 | 0.096 |
| 1980 | 0.875 | 1988 | 0.776 | 0.901 | 0.266 | 1998 | 0.376 | 0.504 | 0.097 |
| 1981 | 0.822 | 1989 | 0.749 | 0.880 | 0.249 | 1999 | 0.347 | 0.459 | 0.106 |
| 1982 | 0.867 | 1990 | 0.689 | 0.835 | 0.206 | 2000 | 0.388 | 0.503 | 0.112 |

以上研究仅仅是依据正常生育模式或没有政策堆积的情况,这些研究能否应用于堆积生育模式?除了研究历史二孩递进生育状况以外,许多研究将二孩的生育比例假定为60%或70%的依据是生育意愿调查数据。表面上看,似乎各个研究之间的差别并不大,但实际上由于生育意愿不能等同于生育行为,参数假定的实际使用方法和生育模式的不同,其影响是很大的。针对中国育龄人群生育意愿与生育行为的差距及生育意愿的不确定性(王广州、张丽萍,2012;王军、王广州,2013),笔者在研究过程中采用随机模型,而不是确定性模型。

(二) 生育模式

除了生育水平外,另一个问题是历史政策堆积育龄妇女的生育模式,堆积人群是否能够在单独二孩政策实施后的4年内完成生育。

首先,从人口普查每年二孩生育所占比例看,1982年由一孩递进生育二孩的生育数量占已生一孩未生二孩育龄妇女的18.61%,时期1→2孩的总和递进生育率为0.867,如果换算为0.6的总和递进生育率,那么,1982年一个年度内由一孩递进生育二孩的比例下降为12.88%。如果只考虑25岁及以上育龄妇女的递进生育情况,所对应的比例将分别下降为17.1%和11.83%。从1990年人口普查数据来看,由一孩递进生育二孩生育的数量占已生一孩未生二孩育龄妇女的9.9%,时期1→2孩的总和递进生育率为0.689,如果换算为0.6的

^① 相关估计方法参见王广州,2005。

总和递进生育率,那么,1990年由一孩递进生育二孩的比例则下降为8.62%。同样,若只考虑25岁及以上育龄妇女的递进生育情况,所对应的比例将分别下降为7.81%和6.8%。可见,每年新增二孩递进生育数量占一孩存量的比例在目前生育意愿和生育时间分布的情况下不太可能达到20%。

其次,从递进生育概率的累积分布来看,1→2孩峰值生育年龄附近5个年龄组^①的预期累计生育概率从20世纪70年代的不超过55%下降到90年代的不超过50%。同样的预期累计概率也适用于2→3孩递进生育,只是70年代以来,2→3孩峰值生育年龄附近5个年龄组预期累计生育概率低于1→2孩,且不超过50%而已。由此可见,即便是考虑到平均生育年龄的变化,存量递进生育二孩在4年内全部完成的可能性几乎不存在。

第三,虽然孩次之间的平均生育间隔是3~4年,即使是生育时间非常集中的一孩,生育率最高的10个年龄组,完成生育的比例也只有90%左右,因此,任何一个队列完成某一孩次的生育都不是在4年内能够完成的。

第四,从1988年全国生育节育调查数据来看,到1988年调查时点为止,只生育了两个孩子妇女的一孩与二孩的平均生育间隔为3.01年,标准差为1.87年,其中生育间隔在4年及以下的比例为79.42%。1984年全国计划生育政策“开小口”,而从1984~1988年生育第二个孩子育龄妇女的一孩与二孩的生育间隔来看,生育间隔在4年及以下的比例占79.70%。随着计划生育政策的全面严格实施,1990年和2005年调查数据表明,育龄妇女一孩与二孩平均生育间隔明显增加,而且生了一孩在4年及以内完成二孩生育育龄妇女的比例也显著下降为70.36%和30%以下(见表2),这充分体现出生育间隔规定导致生育间隔增加的事实。

第五,根据1997年调查数据研究一孩与二孩生育间隔(巫锡炜,2010),城镇育龄妇女生育间隔在5年以内的比例不到30%,农村育龄妇女不到70%。另一项研究表明,农村妇女的一孩与二孩生育间隔从1998年5.21年延长到2002年的5.95年(黎楚湘等,2005)。

第六,由于我们可以观察到的生育间隔只是完成二孩生育妇女的生育间隔,而对于那些没有完成的育龄妇女存在数据删失问题,因此,如果假定育龄妇女一孩和二孩生育时间的概率分布为正态分布,以1990年全国人口普查数据为例,一孩的平均生育年龄为23.74,二孩的平均生育年龄为26.46,一孩与二孩的平均生育间隔为2.73,该生育间隔的标准差为4.65,那么,据以上信息和基本假设可以粗略推断68%的育龄妇女的生育间隔在7.38年以内^②。

历史上中国育龄妇女生育水平很高、生育意愿很强,一孩平均生育年龄较低的情况下,4年内1~2孩生育间隔所占比例可能超过80%,但目前情况下,在生育模式参数假定时,既不考虑已经完成二孩生育妇女的比例,也不考虑不同队列生育概率的时间分布,其结果

① 5个年龄组指的是峰值生育年龄前两个年龄组、峰值生育年龄组和峰值生育年龄后两个年龄组。

② 由于这是一个很强的假定,所以估计只是粗略的重复检验。

表2 一孩与二孩生育间隔分布

| 间隔时间 | 到1988年 | | | | 生育第二个孩子时间 | | | | | |
|----------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | 只有两个孩子 | | 1984~1988年 | | 1989~1990年 | | 2000~2005年 | | 2004~2005年 | |
| | 累计比 例(%) | 累计人 数(人) |
| 1年 | 3.27 | 2881 | 4.12 | 2298 | 2.01 | 2708 | 1.91 | 382 | 0.23 | 14 |
| 2年 | 35.40 | 31182 | 39.44 | 22020 | 30.75 | 41320 | 9.16 | 1828 | 5.52 | 340 |
| 3年 | 64.57 | 56869 | 67.00 | 37405 | 57.35 | 77079 | 17.78 | 3546 | 12.59 | 776 |
| 4年 | 79.42 | 69945 | 79.70 | 44492 | 70.36 | 94560 | 26.52 | 5291 | 21.06 | 1298 |
| 5年 | 88.22 | 77702 | 87.68 | 48946 | 78.79 | 105896 | 40.67 | 8113 | 33.81 | 2084 |
| 6年 | 93.27 | 82151 | 92.73 | 51768 | 85.24 | 114564 | 54.68 | 10907 | 47.10 | 2903 |
| 7年 | 96.02 | 84570 | 95.65 | 53394 | 90.53 | 121669 | 65.85 | 13135 | 58.68 | 3617 |
| 8年 | 97.56 | 85921 | 97.40 | 54371 | 94.23 | 126646 | 74.61 | 14883 | 68.09 | 4197 |
| 9年 | 98.55 | 86793 | 98.56 | 55019 | 96.47 | 129647 | 81.39 | 16236 | 76.07 | 4689 |
| 10年 | 99.13 | 87304 | 99.26 | 55410 | 97.84 | 131498 | 86.78 | 17311 | 82.33 | 5075 |
| 10年以上 | 100.00 | 88074 | 100.00 | 55825 | 100.00 | 134395 | 100.00 | 19948 | 100.00 | 6164 |
| 间隔均值(年) | 3.01 | | 2.94 | | 3.54 | | 6.22 | | 6.83 | |
| 间隔标准差(年) | 1.87 | | 1.89 | | 2.35 | | 3.44 | | 3.39 | |

注:表中1988年和1984~1988年数据根据《1988年全国生育节育调查》数据汇总;1989~1990年数据根据1990年全国第四次人口普查1%原始样本数据推算;2000~2005年和2004~2005年数据根据2005年全国1%人口抽样调查2‰原始样本数据推算。

必然与实际情况有很大差距。特别是在生育意愿较低的情况下,没有明确生育时间计划的育龄妇女的生育间隔还有待深入研究。其他一些研究假设堆积育龄妇女4年或5年内完成全部生育,势必大大高估每年政策新增出生人口数量。

考虑到递进生育水平与生育模式的相关性,笔者在单独二孩生育政策实际研究过程中,在二孩总和递进生育率假定的基础上,生育模式对应采用1990年1→2孩,2→3孩等分布模式,以此来估计单独二孩生育政策新增出生人口规模的均值和上限等,如果不是为了充分考虑或防止低估单独二孩生育政策的影响,这应该是一个较高的生育水平和生育模式参数假定。

四、研究结果再分析

任何研究都会受这样或那样的客观条件限制,受研究者研究能力、研究基础条件的影响,任何研究者都不会不顾事实,主观故意朝着错误的方向努力。随着单独二孩政策的实施和相关基础信息的获得,研究者都会不断反思研究成果是否充分表达,是否被正确理解,是否经得起实践检验,以及研究偏差的来源、研究方法的创新和下一步研究的重点与突破口。

(一) 中国生育政策调整定量研究课题

2010年笔者承担的中国社会科学院重大课题(中国生育政策调整定量研究课题),研

究的核心问题是估计单独育龄妇女的总量、结构(王广州,2012),一步到位全面放开单独二孩或全面放开二孩生育政策到底能引起多大的出生堆积(王广州、张丽萍,2012)^①。考虑到原始基础数据的限制和一些参数的随机性与不确定性,笔者在研究过程中,只能在研究新方法上做一些尝试,特别是运用计算机微观随机仿真模型和宏观随机仿真模型的交叉检验等重复检验方法。研究结果的重点是对政策新增出生人口、时期生育水平的判断,是否可以实行一步到位放开单独二孩或全面二孩生育政策。假定2015年全国统一放开单独二孩或全面二孩,政策新增出生人口规模估计如表3所示。

如果生育政策调整的时点改为2014年、2013年或2012年,由于人口具有很强的惯性,年度之间存量人口规模相对稳定,即变动的增量部分远远小于存量,短期内存量政策目标人群变化不会很大,那么,出生人口堆积的规模只是大体上相当于上述结果的时间点平移,单独二孩生育政策每年新增人口规模均值在100万左右,上限在200万左右;全面放开二孩政策每年新增人口规模的均值在600万左右,上限在1 000万~1 200万左右。也就是说,最近3年不同时点调整政策所形成的政策新增出生人口规模的估计结果之间相差不会很大,但对于个人、家庭的生育历史和全国人口的长期影响却是不同的,而且全国各省非同步放开短期出生堆积的结果一定低于同步放开(王广州、张丽萍,2012)。显然,这与当时一些很有影响的研究结果存在较大分歧。

(二) 单独二孩生育政策调整计算机仿真研究

2013年5月笔者开始承担国家卫计委新一轮的生育政策调整研究(“单独二孩”生育政策调整计算机仿真研究),但缺席一些国家卫计委组织的委托课题汇报和讨论会,特别是第一次分批次单独二孩生育政策调整研究的讨论会,会上有人提出分4个批次放开。无论哪种主张,都只是研究者根据政策调整设计要求进行研究探索,是研究过程的必然阶段。当时国家卫计委提出单独二孩生育政策实施的初步方案(见表4),然后委托研究者根据需要围绕初步方案进行研究。国家卫计委提出的单独二孩政策的初步方案设计为:2014年第一批实施单独二孩生育政策的省份为内蒙古等10个省份,主要是超低生育水平地区,这10个省份常住人口规模占全国总人口的31.62%;2015年第二批实施单独二孩生育政策的省份为北京等12

表3 2015年生育政策调整新增出生人口规模均值估计 万人

| 年份 | 单独二孩 | 全面二孩 |
|------|--------|--------|
| 2016 | 111.42 | 565.80 |
| 2017 | 92.27 | 583.20 |
| 2018 | 69.64 | 393.45 |
| 2019 | 73.12 | 421.30 |
| 2020 | 95.75 | 426.52 |
| 2021 | 97.49 | 391.70 |
| 2022 | 69.64 | 280.29 |
| 2023 | 92.27 | 351.66 |
| 2024 | 67.90 | 306.40 |
| 2025 | 92.27 | 337.74 |
| 2026 | 87.05 | 283.77 |
| 2027 | 111.42 | 322.07 |
| 2028 | 116.64 | 332.51 |
| 2029 | 127.09 | 262.88 |
| 2030 | 109.68 | 254.17 |

^① 受版面限制和表达方式的影响,原来有些结果是以图形方式展现的,现以数值的形式表达。

表 4 全国“单独二孩”生育政策分省实施方案

| 第一批(2014 年) | | | 第二批(2015 年) | | | 第三批(2016 年) | | |
|-------------|----------|-------|-------------|----------|-------|-------------|----------|-------|
| 省份 | 人口(万人) | 比例(%) | 省份 | 人口(万人) | 比例(%) | 省份 | 人口(万人) | 比例(%) |
| 内蒙古 | 2470.63 | 1.85 | 北京 | 1961.24 | 1.47 | 河北 | 7185.42 | 5.39 |
| 辽宁 | 4374.63 | 3.28 | 天津 | 1293.87 | 0.97 | 安徽 | 5950.05 | 4.46 |
| 吉林 | 2745.28 | 2.06 | 山西 | 3571.21 | 2.68 | 江西 | 4456.78 | 3.34 |
| 黑龙江 | 3831.40 | 2.87 | 福建 | 3689.42 | 2.77 | 山东 | 9579.27 | 7.19 |
| 上海 | 2301.92 | 1.73 | 广东 | 10432.05 | 7.83 | 河南 | 9402.99 | 7.06 |
| 江苏 | 7866.09 | 5.90 | 海南 | 867.15 | 0.65 | 湖北 | 5723.77 | 4.29 |
| 浙江 | 5442.69 | 4.08 | 云南 | 4596.68 | 3.45 | 湖南 | 6570.08 | 4.93 |
| 四川 | 8041.75 | 6.03 | 西藏 | 300.22 | 0.23 | 广西 | 4602.38 | 3.45 |
| 重庆 | 2884.62 | 2.16 | 陕西 | 3732.74 | 2.80 | 贵州 | 3474.86 | 2.61 |
| 新疆 | 2181.58 | 1.64 | 甘肃 | 2557.53 | 1.92 | | | |
| | | | 青海 | 562.67 | 0.42 | | | |
| | | | 宁夏 | 630.14 | 0.47 | | | |
| 小计 | 42140.60 | 31.62 | | 34194.90 | 25.66 | | 56945.59 | 42.73 |

注:数据来源于 2010 年全国第六次人口普查,统计口径为常住人口。

个省份,既包括长期超低生育水平地区,也包括生育水平相对较高的地区,覆盖人口占全国总人口的 25.66%;2016 年第三批实施单独二孩生育政策的省份为河北等 9 个省份,第三批实施的省份主要是人口大省,覆盖人口占全国总人口的 42.73%。

根据初步方案设计的要求,通过不同来源数据的对比分析和计算机仿真,估计 2013 年“单独一孩”育龄妇女在 1 000 万~1 200 万(王广州,2014b),在此基础上,对单独二孩生育政策进行研究,2013 年 7 月 16 日笔者最终提交分三批放开单独二孩政策关键运算结果(见表 5)。

表 5 的估计结果显示,如果 3 年分 3 批实施单独二孩生育政策,年度新增出生人口在 50 万~110 万,达到或超过 200 万的可能性非常小。由于分批放开,那么,政策实施初期新增出生人口一定小于一步到位统一放开。然而,为贯彻落实十八届三中全会启动单独二孩生育政策的决定,国家卫计委组织、指导、协调各省、自治区、直辖市实施单独二孩生育政策,采取的具体实施步骤是首先由各省、自治区、直辖市申请,国家卫计委备案,各省、自治区、直辖市人民代表大会批准的实施程序。在实际政策实施过程中,绝大多数省份的积极性都很高,迫切希望尽快实施单独二孩生育政策。按时间顺序全国各省、自治区、直辖市启动实施新的计划生育政策时间大体分为 3 批。

第一批是 2014 年 1 月 17 日至 2 月 28 日启动的 5 个省级单位,分别是浙江(1 月 17 日)、江西(1 月 18 日)、安徽(1 月 23 日)、天津(2 月 14 日)和北京(2 月 21 日)。根据全国第六次人口普查数据,第一批 5 个省级单位常住人口总量为 1.91 亿,占全国总人口的 14.33%;出生人口为 196.8 万,占全国出生人口的 14.28%。

第二批是2014年3月1~31日启动的16个省级单位。在这16个省级单位中,广西、上海和陕西3月1日开始实施;四川3月20日启动,重庆、青海和甘肃3月26日启动;广东、湖北和辽宁3月27日启动;江苏、吉林、云南和湖南3月28日启动;福建和内蒙古分别于3月29日和3月31日启动。这16个省级单位总人口为7.32亿,占全国总人口的54.89%;出生人口为728.22万,占全国的52.82%。

第三批是其余省份,启动实施的时间主要集中在5月份,其中黑龙江在4月22日开始启动,贵州5月17日,宁夏5月28日,河南和山西为5月29日,山东与河北为5月30日,海南、新疆和西藏在6月1日以后。第三批启动的省份总人口为4.1亿,占全国总人口的30.78%;出生人口为453.61万,占全国出生人口的32.90%。

从各省单独二孩政策实际实施的时间节点上看,实际放开单独二孩生育政策是介于统一时点和半年内陆续全部放开之间。由于政策实际实施过程并没有按照3年分3个批次陆续放开,因此实际新增出生人口规模的具体结果应该介于统一一步到位全面放开和分批放开之间。结合以往的研究,笔者认为,实际政策新增出生人口应该在表3和表5的估计结果之间的可能性更大,而且无论哪种方法,单独二孩政策每年新增出生人口达到或超过200万的可能性很小。另外,从表5的测算结果看,分3批陆续放开单独二孩没有多大的人口学意义。

五、研究过程再反思

生育政策调整研究和政策变化历来倍受全国各界高度关注。对单独二孩生育政策调整实施情况的认识不仅关系到中国生育政策调整的进程,同时也关系到中国人口的长期战略,更关系到老百姓千家万户的生育计划和幸福美满。单独二孩生育政策的实施过程和研究结果受到前所未有的历史考验和实践检验。前瞻性研究成果不仅关系到研究者的学术声誉,也关系到政府部门的科学决策能力。

表5 2014年开始分放单独二孩新增出生

| 年份 | 人口规模均值估计 | | |
|------|----------------|----------|--------|
| | 分批放开单独二孩政策出生人口 | 政策不变出生人口 | 新增出生人口 |
| 2015 | 1636.38 | 1583.22 | 53.16 |
| 2016 | 1640.73 | 1584.10 | 56.63 |
| 2017 | 1677.76 | 1587.14 | 90.62 |
| 2018 | 1666.44 | 1558.39 | 108.05 |
| 2019 | 1658.59 | 1556.65 | 101.94 |
| 2020 | 1620.69 | 1533.99 | 86.70 |
| 2021 | 1594.12 | 1503.06 | 91.06 |
| 2022 | 1554.47 | 1456.44 | 98.03 |
| 2023 | 1512.65 | 1428.56 | 84.09 |
| 2024 | 1471.69 | 1366.26 | 105.43 |
| 2025 | 1418.54 | 1310.49 | 108.05 |
| 2026 | 1371.92 | 1269.54 | 102.38 |
| 2027 | 1333.58 | 1235.99 | 97.59 |
| 2028 | 1295.68 | 1207.24 | 88.44 |
| 2029 | 1261.26 | 1164.55 | 96.71 |
| 2030 | 1242.09 | 1150.17 | 91.92 |

中国的许多人口基础研究还是比较缺乏的,不仅仅是分析方法和分析工具,就连基础数据的深入挖掘也是很不充分的,特别是面临新的研究问题,前期的研究准备不是特别充分。比如,对生育水平、生育状况的研究很多,但对生育间隔分布,队列生育间隔分布等指标的研究很少。很多学术研讨也不够充分,甚至有些生育政策研究以避免炒作作为由被限制。虽然任何研究都可能受到这样或那样的条件限制,但各种限制不能成为研究偏差的理由和借口,只有通过实践检验,不断完善研究过程,才能为今后的科学研究提供借鉴。科学来不得半点虚假,科学就是科学,不科学的代替不了科学,科学的研究也不会由于被误解、被怀疑而失去价值。经过人口学者的多年努力,对于生育政策调整研究还是面临一些没有彻底解决的研究问题。

第一,基础数据问题。国家重大政策研究需要政府部门的配合、合作,需要研究人员的努力。研究成果对国家、历史和人民负责,研究的失误只可能来自研究者的研究能力,而不是研究基础数据获得的障碍,相互扯皮和制约。原始数据的获得应该有制度保障,而不是取决于个人的好恶、部门的利益和各种借口。人口科学的研究目标是解决科学决策和重大政策问题,不单纯是个人的研究兴趣和研究活动。基础原始数据的使用障碍必将制约国家科学决策,必将制约中国人口科学的健康发展。数据之间的问题和矛盾不能仅依靠研究者的研究积累进行估计和调整,政府部门更需要承担应有的责任,不断解决科学决策研究的数据使用障碍和质量问题。数据之间的缺陷和问题则需要更开放的研究和讨论,而不是相互封闭与掩饰。

第二,研究方法问题。由于面对数据质量问题和可获得数据的缺陷,研究者唯一能够采取的解决办法就是研究方法的创新。人口间接估计和模型生命表技术等发展历史就充分证实了数据不完善条件下研究方法创新的重要。正是研究方法的创新驱动,才能够不断提升在有限信息条件下的科学研究能力和科学水平,而不是一味地把研究偏差归咎于基础数据问题,也不是一味地怀疑研究的可行性而无所作为。

对于国家重大政策研究,需要反复检验方法的科学性和可靠性,尽量使用已被历史检验、比较科学的研究方法,而不是使用无法检验或没有经过检验、证明的方法。对于生育政策调整研究具体问题来说,无论是总和生育率法,还是递进生育率法的宏观模型都会面临育龄人群婚姻分布的问题。婚姻模型不仅是宏观模型面临的难题,也是微观模型面临的难题。难就难在目前的基础数据很难构建多状态婚姻模型,因此对离婚和再婚只能做近似估计。如果预测时期较短,误差相对较小,但如果时间较长,误差必然很大。

第三,研究结果的区间估计。绝对准确的数据是不存在的,只是误差类型、大小不同而已。调查数据永远都是对过去的描述,不可能完全精确反映现在。人口科学的魅力就在于基于大量的科学研究,从不确定、随机事件、随机过程中发现客观规律。准确是相对的,关键是否能满足研究和科学决策的需求。同样,对于生育政策调整研究来说,由于育龄妇女、独生

子女总量等目标人群的调查误差,生育水平、预期寿命等模型参数的不确定性,因此,对未来生育政策调整所引起的人口总量、结构一定也存在许多不确定性。为了准确表达和正确理解研究结果的具体含义,考虑到人口统计学的基本原理,生育政策研究的主要结果应该是点估计和区间估计。既要说明最有可能的结果是什么,也要提供估计的区间,避免研究结果的误用和误导。在给定结果的区间时,尽可能缩小区间的范围。此外,研究还需要对模型参数的灵敏性进行分析,一方面验证假设的科学性和假设依据的可靠性,另一方面通过灵敏度分析检验模型参数的逻辑性和稳定性。

总之,任何一个科学的研究在研究过程中都必须明确拥有什么?需要什么?缺少什么?从生育政策调整研究中的问题来看,从数据到方法再到假设的基本概念都应该非常清楚,之间的逻辑应该非常严谨,这样才有利于确定研究偏差的大小和方向。国家大政方针决策支持和科学研究不能靠估计,更不能靠“拍脑袋”信口开河,需要深入、细致的研究,需要驾驭大量可靠的基础信息,需要研究理论与方法创新,更需要长期的、前瞻性基础研究积累,才能经得起实践的检验。

参考文献:

1. 马瀛通等(1986):《递进人口发展模型的提出与总和递进指标体系的确立》,《人口与经济》,第1、2期。
2. 黎楚湘等(2005):《1998~2003年中国妇女生育水平与生育模式》,《中国卫生统计》,第4期。
3. 乔晓春(2014):《“单独二孩”生育政策的实施会带来什么?——2013年生育意愿调查数据中的一些发现》,《人口与计划生育》,第3期。
4. 王广州(2004):《中国育龄妇女递进生育模式研究》,《中国人口科学》,第6期。
5. 王广州(2005):《20世纪70年代以来中国育龄妇女递进生育史研究》,《中国人口科学》,第5期。
6. 王广州(2012):《“单独”育龄妇女总量、结构及变动趋势研究》,《中国人口科学》,第3期。
7. 王广州、张丽萍(2012):《到底能生多少孩子?——中国人的政策生育潜力估计》,《社会学研究》,第5期。
8. 王广州(2013):《独生子女死亡总量及变化趋势研究》,《中国人口科学》,第1期。
9. 王广州(2014a):《中国老年人口亲子数量与结构计算机仿真分析》,《中国人口科学》,第3期。
10. 王广州(2014b):《为何启动“单独二孩”政策》,《红旗文摘》,第2期。
11. 王军、王广州(2013):《中国育龄人群的生育意愿及其影响估计》,《中国人口科学》,第4期。
12. 巫锡炜(2010):《初婚初育史对育龄妇女二孩生育间隔的影响》,《中国人口科学》,第1期。
13. 石人炳(2014):《“单独二孩政策”实施初期的出生堆积及其特点》,《人口与经济》,第5期。
14. 姚引妹等(2014):《单独两孩政策实施中堆积夫妇及其生育释放分析》,《人口研究》,第4期。
15. 翟振武等(2014):《立即全面放开二胎政策的人口学后果分析》,《人口研究》,第2期。
16. 张丽萍、王广州(2014):《“单独二孩”政策目标人群及相关问题分析》,《社会学研究》,第1期。

(责任编辑:朱犁)