

生育支持的政策瞄准*

——基于“初婚—生育孩次”递进模型的发现

任正委 包芊颖 张兴文 邱锐鹏

【摘要】国际经验表明,政策瞄准偏差是鼓励生育的家庭政策未能取得预期效果的主要原因之一。文章基于社会政策瞄准的分析框架,运用“初婚—生育孩次”递进模型和生育率弹性系数对中国生育支持政策进行瞄准分析;并以K省为例,深入剖析“初婚—生育孩次”递进率对总和生育率的影响及其社会阶层差异。研究发现:(1)现阶段20~29岁女性的初婚递进率对总体生育水平起主导性作用;(2)20~34岁女性的一孩递进生育率对生育水平的影响大于二孩及多孩递进生育率;(3)女性初婚和生育进度在不同社会阶层呈现分化趋势。当前中国各地的政策瞄准过度关注婚育进程的后端,存在瞄准偏差和低效问题。生育支持政策的重心应适当前移,瞄准对青年群体初婚和一孩生育的支持,重视对20~34岁不同社会经济特征的育龄人群提供针对性的政策支持。

【关键词】初婚递进 生育孩次递进 生育支持政策 政策瞄准偏差

【作者】任正委 浙江理工大学人口与家庭发展研究所、浙江省城市治理研究中心,副教授、客座研究员;包芊颖 之江实验室智能社会治理实验室,助理研究员;张兴文 之江实验室智能社会治理实验室,副研究员;邱锐鹏 香港理工大学理学院,硕士研究生。

一、引言

生育率低迷是当前发达国家和新兴市场国家普遍存在的问题,也是中国几乎所有省份都面临的挑战。目前全球超过一半的人口居住在低生育率国家($TFR < 2$),其中46个国家处于超低生育水平($TFR < 1.5$),55个国家正在推行旨在提高生育率的政策(UNPD, 2022)。然而,西方及东亚不少国家的实践表明,以提高生育率为目标的政策普遍存在瞄准偏差,导致政策未能取得预期效果(Chen等,2020)。为此,在制定和实施生育支持政策的过程中,选择合适的政策瞄准机制和有效的政策瞄准方法,及时识别并纠正瞄准偏

* 本文为浙江省软科学研究项目“基于人口大数据和智能仿真的育儿补贴政策优化设计研究”(编号:2024C35010)的阶段性成果。

差,对于更好地实现政策目标具有重要意义。

有关政策瞄准的研究多见于社会救助领域,生育支持政策瞄准在学术界尚无系统性讨论。仅有少数学者提出了有关生育支持政策瞄准方向的观点(翟振武、李姝婧,2022;贺丹、史毅,2023),但这些观点仍需要科学论证和具体研究。本文从社会政策瞄准的分析框架出发,运用“初婚—生育孩次”递进模型识别政策应该重点瞄准的人群,进而提出对策建议。

二、核心概念、理论与文献评述

(一) 生育支持的政策瞄准:概念与过程

生育支持政策是具有中国特色的本土化概念,在生育政策调整过程中提出,特指为育龄人群和家庭提供生育支持和服务的一体化政策(宋健、阿里米热·阿里木,2023)。国际上大多使用鼓励生育政策(Pronatalist Policy)或家庭政策(Family Policy),体现了生育支持实践中两类不同的政策定位。“鼓励生育政策”倾向于将生育支持政策视为鼓励生育的配套支持措施(陈友华、孙永健,2022;Yip等,2016),本质上是国家对家庭生育行为的干预,属于社会控制类政策;“家庭政策”倾向于将生育支持嵌入家庭政策体系(杨菊华,2019),将其视为家庭政策在生育领域的体现,本质上是国家对家庭生育行为的支持,属于社会照顾类政策。两类政策定位各有侧重,又相互关联,在实践中并非泾渭分明。历史上,法德等国的家庭政策曾蕴含着鼓励生育的意涵,客观上起到促进生育率回升或抑制其进一步下降的作用(Thévenon等,2011)。中国本土化的生育支持政策也融合着上述两类政策定位。

政策瞄准是社会政策制定和实施过程的必要环节。如图1所示,政策瞄准过程包含4个步骤:明确政策定位、界定政策目标、选择瞄准机制和应用瞄准方法(Gilbert,2001)。就鼓励生育政策而言,其政策瞄准过程是将符合政策目标的对象识别出来,属于类别瞄准机制;其瞄准方法为总和生育率分解法,即通过分析不同人群的生育率特征,识别对提高总和生育率影响大的人群。就家庭政策而言,其政策瞄准过程是将生育养育负担重的家庭识别出来,即瞄准因收入或时间贫困而对生育相关福利需求较高的人群(于萌,2023),属于贫困瞄准机制;瞄准方法包括家计审查或代理家计审查等。

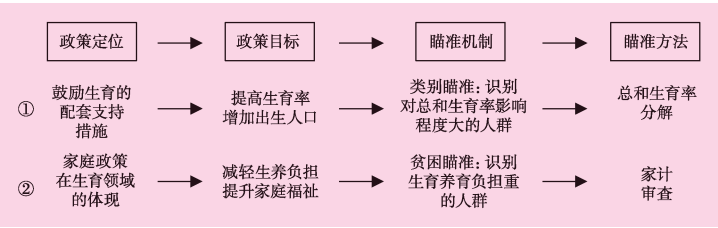


图1 生育支持政策的两类瞄准过程

从国外的政策实践来看,一般先进行类别瞄准,即根据孩次(孩子数量)和孩子年龄识别家庭生育行为特征(Gietel-Basten等,2022);然后根据家庭收入、父母就业状态识别生

育养育负担,进行贫困瞄准(朱荟、陆杰华,2021)。其中,育儿补贴等经济支持政策往往瞄准中低收入家庭,为其发放补贴(Ortiz,2015),或在补贴额度上向中低收入家庭倾斜,具有选择性福利特征。托育服务、产假等服务或时间支持政策通常不考虑家庭经济状况,具有普惠型福利特征;不过,这类政策一般与经济支持政策相配套(宋健、姜春云,2022),如托育服务搭配育儿服务消费券、产假政策与产假津贴相组合,由此也带有一定的选择性福利色彩。由于财政支出压力,2010年以来,日本、英国和澳大利亚等国家将原先相对普惠的育儿津贴制度转为面向特定类型家庭的福利政策(Bradshaw等,2014;张广宇、顾宝昌,2018);不少国家的经济支持政策从普惠型福利向选择性福利回归。这些现象表明,生育支持对政策瞄准的需求正在上升。

中国各地近年来探索实施的生育支持政策主要呈现类别瞄准特征,很少考虑家庭经济状况。例如,育儿补贴政策主要依据孩次、户籍进行类别瞄准,多数地区仅向生育二孩和三孩的本地户籍家庭发放补贴(贺丹、史毅,2023)。类似的类别瞄准特征还体现在住房保障、产假延长等政策实践中(翟振武、李姝婧,2022)。建立和完善生育支持政策体系,亟须深化有关政策瞄准的研究。

国内有文献关注了生育支持政策的贫困瞄准,通过测算家庭生育养育的经济成本和时间成本(马春华,2018),强调应关注低收入家庭、流动人口家庭和体制外就业家庭的生育养育负担(王俊、石人炳,2022;申萌等,2022)。相比之下,关注生育支持政策类别瞄准的文献还很少,仅有个别研究发现,职业为专业技术或办事人员的女性未实现的生育数量最多,是最有生育潜力、最需要生育支持的群体(杨慧,2023)。鉴于家计审查等贫困瞄准方法在社会救助领域已广泛应用,本文主要探讨用于类别瞄准的总和生育率分解方法。

(二) 总和生育率分解及政策瞄准

分析总和生育率的内在构成,是识别不同群体对整体生育水平影响程度的关键。已有文献较多运用年龄别生育率、分孩次生育率、分婚姻状态生育率等指标进行分析(刘金菊、陈卫,2019;胡梦芸、顾宝昌,2023);也有学者运用孩次递进生育模型,通过计算分孩次递进生育率来分析低生育率的结构特征(王广州,2018;陈卫、段媛媛,2019)。相关研究发现,2010~2020年中国育龄女性的总和递进生育率经历了先降后升再降的波动过程,2010~2015年的下降(由1.38降到1.23)主要源于一孩递进生育率的大幅下降,2015~2017年的上升(至1.58)主要源于二孩递进生育率的跃升,2017~2020年再次下降(至1.44)源于二孩递进生育率的回落(王广州、胡耀岭,2022)。“全面两孩”政策在短期内显著提升了二孩生育水平,但2017年以后已由涨转跌;因而,只有确保一孩递进生育率保持在较高水平,才能稳定或提升整体生育水平(王广州,2021)。不过,这些研究仅分析总和递进生育率的变动趋势,尚未估算不同年龄、不同群体生育进度变动对总和生育率的影响程度。

有学者运用年龄别孩次递进生育率模型和生育率弹性系数(Fertility Elasticity)估计了年龄别孩次递进生育率变动对总和生育率的影响(Yip 等,2016;Chen 等,2018a;2018b;2020),研究发现,亚洲国家或地区的一孩和二孩生育对总和生育率影响较大,多孩生育影响很小,政策应该瞄准较低孩次生育;相反,澳大利亚的一孩、二孩和多孩生育对总和生育率的影响程度相当,政策瞄准高孩次生育的效率相对较高。也有研究将初婚作为生育的前置环节,构建“初婚—生育孩次”递进模型,研究发现,25~29岁女性的初婚递进率对总和生育率的影响超过一孩和二孩生育递进的影响(Chen 等,2020)。近年来,中国女性初婚年龄加速推迟(姜全保、淡静怡,2020;石人炳、柯姝琪,2023),年轻队列的终身不婚率有明显提高趋势(封婷,2023;陈蓉,2023)。因而,识别不同人群对总和生育率的影响有必要将初婚纳入分析框架。

本文运用“初婚—生育孩次”递进模型对中国生育支持政策进行瞄准分析。首先,从队列和时期视角分别考察女性的初婚和生育进度差异;其次,利用“初婚—生育孩次”递进模型探究初婚与生育进度及其变动趋势,并以居住地类型、受教育程度区分不同社会阶层,分析初婚和生育进度的阶层差异;再次,引入生育率弹性系数,分析育龄女性的初婚递进、生育孩次递进对总和生育率的影响程度;最后,识别对总和生育率影响程度较高的人群,探讨生育支持政策应瞄准的群体。

三、方法与数据

(一)“初婚—生育孩次”递进模型

Yip 等(2016)在孩次递进生育模型的基础上引入初婚递进过程,构建了“初婚—生育孩次”递进模型,建立了女性初婚递进与生育水平之间的逻辑关联。模型的基本逻辑框架如图2所示,即将女性的婚育历程划分为未婚、已婚未育、已育一孩、已育二孩和已育多孩5个状态,包含初婚递进、一孩生育递进、二孩生育递进和多孩生育递进4个过程^①。考虑到目前中国育龄女性的生育行为仍主要发生在婚内,本文假定初婚递进是女性生育一孩前必经的过程。

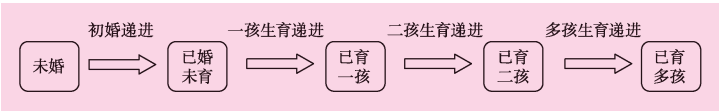


图2 “初婚—生育孩次”递进模型的逻辑框架

受数据信息所限,本文分析过程包含3个假设:(1)所有生育都发生在女性初婚以后,即初婚作为生育的前置

① 为简化模型框架的逻辑表述,本文对“多孩生育”和“已婚”的概念做如下界定:(1)由于三孩及以上生育很少,将其合并称为“多孩生育”;(2)将曾经历过初婚的状况都视为“已婚”(“曾婚”),而无论其后续婚姻状况如何变动。

条件;(2)结婚和生育不发生在同一年,即婚姻登记和孩子出生不同年^①;(3)不考虑双胞胎或多胞胎的情况。这些假设与现实中南女性的婚育行为并不完全吻合,但考虑到婚育同年发生或非单胎生育的发生具有随机性,且本文研究重点在于探讨婚育递进的年龄差异与人群差异,进而识别政策瞄准对象,这些假设不影响本文研究结论的有效性。

与孩次递进生育模型相似,“初婚—生育孩次”递进模型首先计算递进比。具体计算公式如下:

$$m_n = \frac{M_{n+1}}{W_{n+1}^{um} + M_{n+1}} \quad (1)$$

$$P_{n,1} = \frac{B_{n+1,1}}{W_{n+1,0}^m + B_{n+1,1} - M_{n+1}} \quad (2)$$

$$P_{n,2} = \frac{B_{n+1,2}}{W_{n+1,1} + B_{n+1,2} - B_{n+1,1}} \quad (3)$$

$$P_{n,3+} = \frac{B_{n+1,3+}}{W_{n+1,2} + B_{n+1,3+} - B_{n+1,2}} \quad (4)$$

其中, m_n 、 $P_{n,1}$ 、 $P_{n,2}$ 和 $P_{n,3+}$ 分别表示期初 n 岁的女性在一年内初婚、生育一孩、生育二孩和生育多孩的递进比, M_{n+1} 、 $B_{n+1,1}$ 、 $B_{n+1,2}$ 和 $B_{n+1,3+}$ 分别是期初为 n 岁的女性在一年内初婚、生育一孩、生育二孩和生育多孩的人数, W_{n+1}^{um} 、 $W_{n+1,0}^m$ 、 $W_{n+1,1}$ 和 $W_{n+1,2}$ 分别是期末 $n+1$ 岁女性处于未婚、已婚未育、已育一孩和已育二孩状态的人数。基于递进比,可以计算递进率。计算公式如下:

$$ASMR_n = \begin{cases} m_n & , n=15 \\ m_n \cdot \prod_{x=15}^{n-1} (1-m_x) & , n>15 \end{cases} \quad (5)$$

$$APFSR_{n,1} = \begin{cases} 0 & , n=15 \\ P_{n,1} \cdot ASMR_{n-1} & , n=16 \\ P_{n,1} \left(- \sum_{x=16}^{n-1} APFSR_{x,1} + \sum_{x=15}^{n-1} ASMR_x \right) & , n>16 \end{cases} \quad (6)$$

$$APFSR_{n,2} = \begin{cases} 0 & , n=15; 16 \\ P_{n,2} \cdot APFSR_{n-1,1} & , n=17 \\ P_{n,2} \left(- \sum_{x=16}^{n-1} APFSR_{x,2} + \sum_{x=15}^{n-1} APFSR_{x,1} \right) & , n>17 \end{cases} \quad (7)$$

① 对于初婚和初育同年发生的情况,模型计算会在一定程度上高估该年龄的一孩生育递进比,对后续年龄的一孩递进生育率产生低估偏误,并影响该年龄及后续年龄的二孩和多孩递进生育率。本文主要识别各年龄的递进率差异,经检验,分析数据中各年龄女性均有初婚与生育同年发生的情况,但年龄间低估与高估相互抵消,各年龄递进率计算的实际误差均小于0.01,对分析结果的影响可以忽略不计。

$$APSFR_{n,3+} = \begin{cases} 0 & , n=15;16;17 \\ P_{n,3+} \cdot APSFR_{n-1,2} & , n=18 \\ P_{n,3+} \left(- \sum_{x=16}^{n-1} APSFR_{x,3+} + \sum_{x=15}^{n-1} APSFR_{x,2} \right) & , n>18 \end{cases} \quad (8)$$

其中, $ASMR_n$ 表示年龄别初婚递进率, $APSFR_{n,1}$ 、 $APSFR_{n,2}$ 和 $APSFR_{n,3+}$ 分别表示年龄别一孩、二孩和多孩递进生育率。本文以单岁组计算递进比和递进率, 得到 $4 \times 35 = 140$ 个递进率, 分别为单岁组的初婚递进率、一孩递进生育率、二孩递进生育率和多孩递进生育率。为了便于结果展示, 本文将单岁组递进率累加得到 7 个五岁组的递进率, 再将五岁组的递进率累加得到总和递进率。具体计算如下:

$$TFMR = \sum_{n=15}^{49} ASMR_n \quad (9)$$

$$TPFR = TPFR_1 + TPFR_2 + TPFR_{3+} = \sum_{n=15}^{49} APSFR_{n,1} + \sum_{n=15}^{49} APSFR_{n,2} + \sum_{n=15}^{49} APSFR_{n,3+} \quad (10)$$

如式(9)和式(10)所示, 女性总和初婚递进率($TFMR$)是年龄别初婚递进率的累加, 总和递进生育率($TPFR$)是年龄别一孩递进生育率、二孩递进生育率和多孩递进生育率的累加, 可以表示为各孩次的年龄别递进生育率的函数。总和递进生育率与年龄别初婚递进率之间的函数关系可以通过式(6)和式(10)迭代计算得到。

为拓展分析不同群体的初婚递进和生育孩次递进如何影响整体生育水平, 本文将育龄女性按城乡、受教育程度细分, 并将 $TPFR$ 进一步分解, 具体如下:

$$TPFR = \sum_{n=15}^{49} (q_n (APSFR_{n,1}^q + APSFR_{n,2}^q + APSFR_{n,3+}^q) + r_n (APSFR_{n,1}^r + APSFR_{n,2}^r + APSFR_{n,3+}^r)) \quad (11)$$

$$TPFR = \sum_{n=15}^{49} (s_n (APSFR_{n,1}^s + APSFR_{n,2}^s + APSFR_{n,3+}^s) + t_n (APSFR_{n,1}^t + APSFR_{n,2}^t + APSFR_{n,3+}^t) + u_n (APSFR_{n,1}^u + APSFR_{n,2}^u + APSFR_{n,3+}^u) + v_n (APSFR_{n,1}^v + APSFR_{n,2}^v + APSFR_{n,3+}^v)) \quad (12)$$

其中, q_n 、 r_n 、 s_n 、 t_n 、 u_n 和 v_n 分别表示 n 岁女性中城镇、农村、初中及以下学历、高中、大专和大学本科及以上学历的占比; $APSFR_{n,1}^q$ 表示城镇女性的年龄别一孩递进生育率, 其余依此类推。

(二) 总和递进生育率变动的弹性系数计算方法

通过建立总和递进生育率与年龄别初婚递进率、一孩递进生育率、二孩递进生育率和多孩递进生育率之间的函数关系, 运用生育率弹性系数的计算方法(Yip 等, 2016), 可以

得到整体生育水平对年龄别初婚递进率及分孩次递进生育率变动的敏感度,即各年龄初婚递进率或分孩次递进生育率变动 1%对应的总和递进生育率的变动幅度(以百分比衡量)。

$$\eta_{\theta_i} = \frac{\frac{\Delta(TPFR)}{TPFR}}{\frac{\Delta(\theta_i)}{\theta_i}} = \frac{\partial(TPFR)}{\partial(\theta_i)} \times \frac{\theta_i}{TPFR} \quad (13)$$

上式中 θ_i 为上文式(5)至式(8)计算的年龄别(单岁)递进率($i=1,2,\dots,140$), η_{θ_i} 表示年龄别递进率对应的生育率弹性系数。生育率弹性系数可以在不同人群、不同年龄组之间进行横向比较,系数越高说明整体生育水平对该人群或年龄组递进率(初婚/孩次)变动的敏感度越高。通过比较不同组别的生育率弹性系数,可以识别对整体生育水平变动影响最大的人群,生育支持政策瞄准这些人群能够更好地实现政策目标。

(三) 数据说明

本文使用全国第六、第七次人口普查和 2015 年 1%人口抽样调查(以下简称“六普”“七普”和“2015 年小普查”)汇总资料,以及 K 省七普长表微观数据、2015 年小普查资料和 2015 年婚姻登记原始数据。K 省数据资料具体如下:(1)七普长表微观数据包含 1 579 709 位 15~49 岁育龄女性,研究按单岁组提取其婚姻状况和在普查当年的初婚情况、曾生子女数及年度生育情况数据;(2)2015 年小普查资料包含 15~49 岁育龄女性的婚姻状况、曾生子女数和年度生育状况的单岁组汇总数据;(3)由于小普查只登记婚姻状况,未登记初婚时间,研究补充使用 2015 年 K 省婚姻登记原始数据,提取当年初婚的 15~49 岁女性单岁组人数,共计 300 214 位,并通过 2015 年小普查抽样比 1.07%换算后,得到 2015 年初婚的女性年龄别人数,与小普查数据匹配^①。

利用上述数据,本文首先计算 2020 和 2015 年全国育龄女性的年龄别初婚递进率和分孩次递进生育率,然后计算 2020 年分城乡、受教育程度的女性初婚递进率和分孩次递进生育率。K 省是全国最早完成人口转变的省份之一,2020 年总和生育率仅为 1.04,低于全国平均水平。本文以 K 省为例,探讨女性初婚和生育进度的最新变动趋势,分析城乡及不同受教育程度的女性婚育进度差异及其对总和生育率的影响程度,识别生育支持政策应瞄准的群体与潜在的政策瞄准偏差。这一研究设计是在全国层面微观数据不可及的情况下的有益尝试,对全国其他地区制定和优化生育支持政策具有前瞻性借鉴意义。

^① 受部分流动人口婚姻登记缺失的影响,各省婚姻登记数据与小普查数据的统计口径不一致。利用七普数据初婚时间回推并与婚姻登记数据对比发现,上述差异主要发生在 20~24 岁,其他年龄组差异很小。与之相联系,本文对 K 省 2015 年 20~24 岁女性初婚递进水平的估计可能存在一定程度的低估。

四、“初婚—生育孩次”递进分析与生育率弹性系数

(一) 队列视角下女性初婚和生育进度的差异

从队列视角看,20 世纪 70 年代出生的女性终身不婚率接近于 0,但 1981~1985、1986~1990 和 1991~1995 年出生的女性在 25~29 岁时未婚的比例分别为 22%、27% 和 33%,相当于 20 世纪 70 年代出生队列女性在可比年龄时相应比例的 3~4 倍。这表明,较晚出生队列的初婚进度明显滞后。

如表 1 所示,根据六普、2015 年小普查和七普全国汇总数据,女性终身生育率从 1946~1950 年出生队列的 2.66 降至 1966~1970 年出生队列的 1.67。1975 年以后出生队列的终身生育率有反弹趋势,1976~1980 和 1981~1985 年出生队列在 2020 年的曾生子女数为 1.60~1.61,高于 1971~1975 年出生队列的 1.59;1976~1980 至 1986~1990 年出生队列在 2020 年的曾生子女数均明显高于相邻的较早出生队列在 2015 年相同年龄时的水平,1981~1985 和 1986~1990 年出生队列在 2020 年的曾生子女数高于相邻的较早出生队列在 2010 年相同年龄时的水平。这说明,尽管女性初婚进度明显推迟,但由于 2015 年“全面两孩”政策的实施,当时正处于育龄期的年轻队列比年长队列更多、更早地实现了二孩生育递进,形成了“生育时间挤压”的现象。这一现象在 20 世纪 80 年代出生队列中存在,但在 1990 年以后的出生队列中是否依然存在还有待考证,这也是当前生育支持政策瞄准须重视的现实。

K 省 2020 年普查时全体女性、五年前常住地在省内的女性曾生子女数的计算结果显

表 1 2010、2015 和 2020 年不同出生队列女性的曾生子女数 单位:个

出生队列	全国			K 省			
	2010 年	2015 年	2020 年	2010 年	2015 年	2020 年 ^a	2020 年 ^b
1946~1950 年	2.66	/	/	2.58	/	/	/
1951~1955 年	2.21	/	/	2.10	/	/	/
1956~1960 年	1.97	/	1.92	1.73	/	1.69	/
1961~1965 年	1.84	/	1.80	1.58	/	1.55	/
1966~1970 年	1.69	1.62	1.67	1.50	1.46	1.51	/
1971~1975 年	1.52	1.54	1.59	1.41	1.43	1.49	1.46
1976~1980 年	1.29	1.46	1.61	1.25	1.37	1.52	1.49
1981~1985 年	0.84	1.27	1.60	0.85	1.23	1.52	1.50
1986~1990 年	0.26	0.80	1.38	0.26	0.82	1.32	1.32
1991~1995 年	0.01	0.23	0.82	0.01	0.20	0.76	0.77

资料来源:^a为 K 省 2020 年普查时全体女性的年龄别曾生子女数;^b为 K 省 2020 年普查时点五年前常住地在省内女性的年龄别曾生子女数,根据 K 省七普长表微观数据汇总求得;其余数值均来源于全国和 K 省六普、七普、2015 年小普查资料汇编。

示（见表1），2010~2020年，K省女性的初婚和生育进度经历了与全国女性相同的队列变动趋势。利用K省2020年普查时汇报五年前常住地在省内的女性^①与2015年小普查时点女性进行“准队列”跨期比较，研究发现，从队列初婚进度看，变化最大的是各队列女性在25~29岁时的曾婚比例，从1986~1990年出生队列的78%下降到1991~1995年出生队列的68%；同时，30~34岁时的曾婚比例也随队列有一定程度的下降。从队列生育进度看，各队列的变化主要表现为一孩生育进度推迟和二孩生育进度补偿。女性35~39岁时已育二孩的比例从1976~1980年出生队列的37%升至1981~1985年出生队列的51%，30~34岁时和40~44岁时已育二孩的比例在相邻队列间（1981~1985年出生队列和1986~1990年出生队列之间、1971~1975年出生队列和1976~1980年出生队列之间）也上升了10个百分点。同时，女性25~29岁时已育一孩的比例从1986~1990年出生队列的65%下降到1991~1995年出生队列的55%，在其余年龄段也呈现较晚出生队列已育一孩的比例下降的趋势。这表明，1975年以后出生队列曾生子女数的反弹主要来自队列中部分女性的二孩生育补偿，一孩生育水平反而在随队列稳步下降。1981~1985年和1986~1990年出生队列在2015~2020年已育二孩的比例分别提高18个和23个百分点，其重要基础在于，这两个出生队列在2015年已育一孩的比例分别为87%和65%。1990年以后出生队列在一孩生育进度加速推迟的情况下，能否达到与1981~1990年出生队列相近的二孩递进生育水平，对生育支持政策的瞄准方向具有重要影响。

（二）时期视角下女性初婚和孩次状态的分布

根据七普全国汇总数据，1991~1995、1996~2000和2001~2005年出生队列的女性规模分别为4369万人、3537万人和3363万人，相当于1986~1990年出生队列女性规模的72%、59%和56%。可见，未来15年生育旺盛期女性规模将快速萎缩。

图3考察了2015和2020年K省女性年龄别初婚和生育孩次状态的时期差异，即各年龄组的未婚、已婚未育、已育一孩、已育二孩和已育多孩女性占比的变动情况。总体上，有以下3个显著变化：（1）除20~24岁组外^②，其余各年龄组未婚女性占比都在上升，尤以15~19岁和25~34岁未婚女性比例上升最为明显；（2）几乎所有年龄组已婚未育和已育一孩女性的占比都在下降，尤以25~29岁和35~44岁已育一孩女性占比下降最为明显；（3）几乎所有年龄组已育二孩和已育多孩女性的占比都在上升，30~39岁相应比例上升最为明显。

① 2020年K省育龄女性中五年前常住地在省外的比例为14%；根据2015年小普查和七普数据的年龄移算，五年间离开K省的育龄女性规模仅相当于五年间进入K省的育龄女性规模的1/7。
② 尽管20~24岁女性未婚比例明显提高，但1996~2000年出生队列的女性规模相较于1991~1995年出生队列明显下降（全国降幅超过800万，K省降幅接近60万），导致20~24岁未婚女性占全体育龄女性的比例下降。

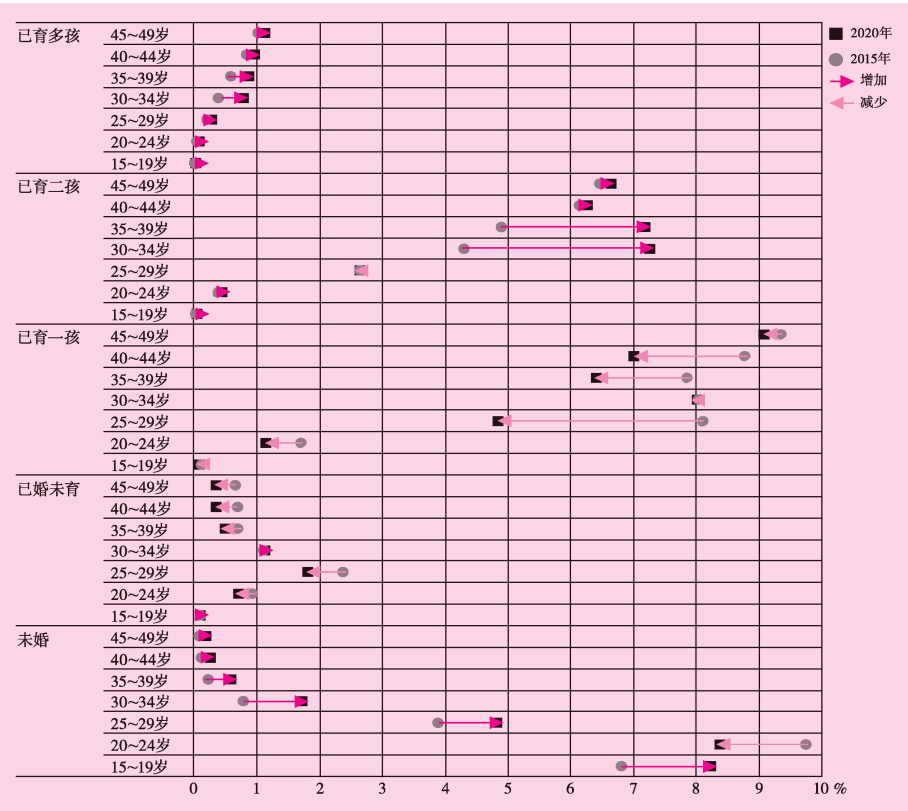


图3 2015和2020年K省育龄女性初婚和生育孩次状态分布变动

资料来源:根据K省七普长表微观数据、2015年小普查资料计算。

注:K省2015年小普查资料中15~19岁女性处于已婚未育、生育一孩等状态的人数不为0,但婚姻登记原始数据不包含未到法定婚龄(20岁以下)的事实婚姻信息,故后文15~19岁初婚递进率和孩次递进生育率均为0。前后统计口径有所差异,特此说明。

一方面是因为30~39岁女性在“全面两孩”政策放开后有较大比例已完成二孩生育,另一方面是由于30岁以下女性一孩生育明显推迟。由于一孩生育递进受阻,二孩生育递进的潜力相比2015年时已下降不少。因而,帮助未育女性实现一孩生育是生育支持的关键着力点。

(三)“初婚—生育孩次”递进率及其社会阶层差异

表2显示,2015~2020年K省育龄女性总和初婚递进率几乎保持不变,一孩和多孩递进生育率略微抬升,二孩递进生育率上升明显。这与全国数据呈现的趋势相吻合。K省育龄妇女的总和递进生育率从2015年的1.17上升为2020年的1.30,二孩递进生育率是其上升的主要来源。但从全国数据来看,2017~2020年二孩递进生育率已经由涨转跌,进而带动总和递进生育率再次进入下降通道(王广州,2021;王广州、胡耀岭,2022)。

未婚和已婚未育女性是未来生育一孩的潜在人群,已育一孩女性是未来5年内生育二孩的主体。根据K省七普数据,已婚未育女性规模较小,仅占全体育龄女性的5%;但未婚女性占全体育龄女性的24%,这表明,帮助适龄女性适时结婚是生育支持的关键蓄力点。2015~2020年K省已育一孩的女性占比从44%降至37%,一方面

从社会阶层差异来看,不同学历之间的差异大于城乡差异(表2)。城乡育龄女性的总和初婚递进率均高于0.99,呈现“普婚”模式。但从学历差异来看,接受高等教育是女性初婚进度差异的分水岭,几乎所有未接受过高等教育的女性预

表2 初婚递进率与孩次递进生育率

	初婚递进率	一孩递进生育率	二孩递进生育率	多孩递进生育率
全国				
2015 年	/	0.8436	0.3368	0.0502
2017 年	/	0.8791	0.5939	0.1053
2020 年	/	0.8789	0.4768	0.0804
K 省				
2015 年	0.9999	0.8775	0.2778	0.0133
2020 年	0.9937	0.8854	0.3809	0.0269
城镇	0.9907	0.8738	0.3615	0.0241
农村	0.9995	0.9369	0.4778	0.0417
大学本科及以上	0.9533	0.8287	0.3314	0.0115
大专	0.9667	0.8681	0.3738	0.0203
高中	0.9991	0.9002	0.4235	0.0296
初中及以下	0.9993	0.9432	0.5017	0.0575

注:K 省数据由作者计算得到,分城乡和分受教育程度均为 2020 年数据;全国数据转引自己有研究(王广州、胡耀岭,2022)。

期将最终进入婚姻,而接受过高等教育的女性中预期将有 3%~5%会终身不婚^①。一孩和二孩递进生育率在不同学历的女性之间差异均大于城乡差异。城乡育龄女性的一孩和二孩递进生育率分别相差 6 个和 12 个百分点,而大学本科及以上学历女性的一孩和二孩递进生育率分别比初中及以下学历女性低 11 个和 17 个百分点。

(四) 年龄别生育率弹性系数及其社会阶层差异

年龄别生育率弹性系数的计算结果显示,“初婚—生育孩次”递进率对总体生育水平的影响如下。(1)初婚递进对总体生育水平的影响大于各孩次生育递进。其中,20~29 岁初婚递进率变动的影响最大,且 20~24 岁初婚递进的生育率弹性系数高于以往研究在其他东亚地区的发现(Chen 等,2020)。由于初婚推迟,20~24 岁初婚递进的影响略微减小,而 25~29 岁初婚递进率变动对总和生育率的影响在增大(图 4a);2015~2020 年,25~29 岁初婚递进率均值从 0.20%升至 0.23%,即初婚递进率提高(或降低)1%带来总和递进生育率上升(或下降)的幅度从 0.20%升至 0.23%。(2)除初婚递进外,各孩次生育递进对总和生育率的影响均较小,仅 25~34 岁一孩递进生育率变动的影响相对较大。这与日本的情况非常接近,但与东亚其他社会不同。究其原因,K 省与日本一样有着很高

① 根据 K 省七普数据,大学本科及以上学历和大专学历的女性中,49 岁时未婚的比例分别为 1.8%和 2.1%、45~49 岁未婚的比例分别为 2.1%和 2.2%。终身不婚率比假象队列模型估计结果要小一些,原因在于较晚出生队列初婚推迟使得模型中低龄组的年龄别初婚递进率明显低于当前已处于育龄期末的女性年轻时实际经历的年龄别初婚递进率。

的初婚—初育递进比,但后续孩次生育递进比较乏力。2020年,25~29岁和30~34岁女性的单岁组一孩递进生育率弹性系数均值分别为0.05%和0.04%。由于初育推迟,25~29岁一孩递进生育率变动对总和生育率的影响在减小,30~34岁一孩递进生育率的影响则在增大。(3)二孩生育递进对总和生育率的影响很小,多孩生育递进的影响更小。2020年,30~34岁女性的二孩递进生育率对总体生育水平影响的单岁组弹性系数均值仅为0.02%,与其他东亚社会有很大差距。

虽然K省城镇育龄女性的生育水平低于农村,但由于育龄女性中城镇人口占比达80%,因而,城镇女性年龄别生育率弹性系数明显大于农村(图4b)。具体而言,城镇地区25~29岁和20~24岁女性的初婚递进率变动对总体生育水平的影响最大,两个年龄段的单岁组生育率弹性系数均值分别为0.19%和0.17%。尽管农村女性年龄别“初婚—生育孩次”递进率变动对总和递进生育率的影响很小,农村女性年龄别婚育递进过程对应的生育率弹性系数变化规律与城镇相同。可见,婚育进程前端对总体生育水平的影响更大,是城乡育龄女性共同呈现的一般性规律。

随着教育发展,育龄女性中接受过高等教育的比例明显上升,低学历的占比则快速下降。例如,2020年K省20~24岁女性中受过高等教育的比例达60%,初中及以下学历者不到1/4。因此,虽然高学历女性的生育水平相对更低,但由于其占比逐渐攀升,生育率弹性系数反而较高。图4c和图4d显示,大学本科及以上学历的女性在25~29岁的初

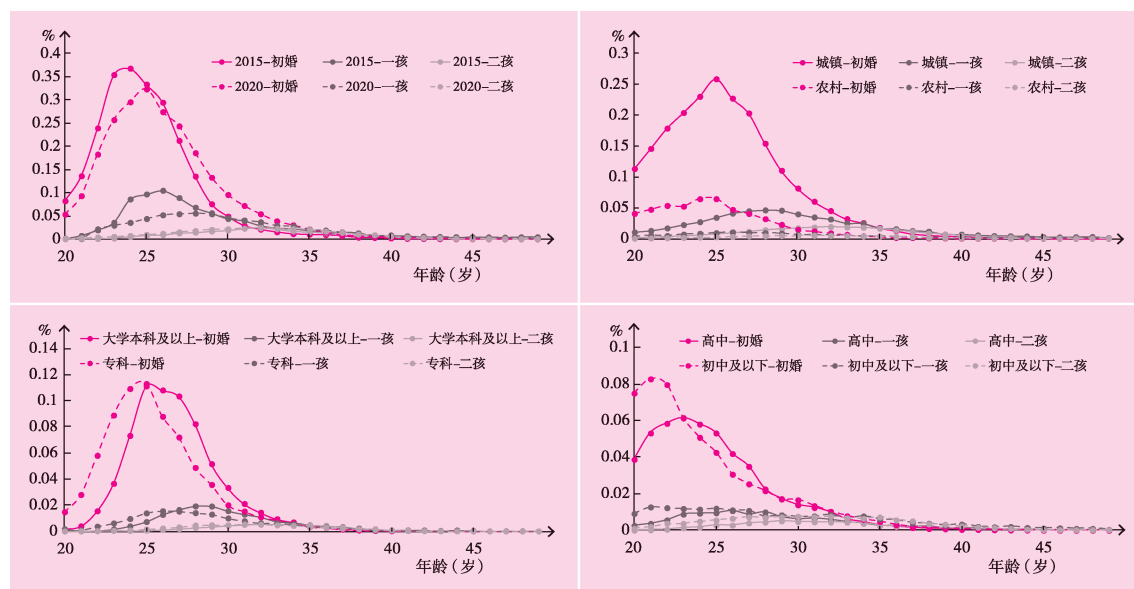


图4 年龄别生育率弹性系数

注:因15~19岁女性初婚和生育孩次递进不在生育支持政策的瞄准范围内,该年龄组对应的生育率弹性系数未在图中显示。

婚递进对整体生育水平影响最大,其单岁组生育率弹性系数均值为 0.09%;初中及以下和高中学历女性在 20~24 岁的初婚递进、大专学历女性在 20~29 岁的初婚递进对整体生育水平也有较大影响,其单岁组生育率弹性系数均值在 0.05%~0.07%之间。因此,不同学历女性的年龄别婚育递进过程对应的生育率弹性系数有明显差异,对较高学历女性而言,25~29 岁初婚递进率变动对总和生育率的影响最大;对较低学历女性来说,20~24 岁初婚递进率变动对总体生育水平的影响最大。

综上所述,相比婚育进程后端递进率的变动,婚育进程前端的变动对总体生育水平的影响更大。与东亚其他国家或地区情况相类似,20~29 岁女性初婚递进对总和生育率变动的影响最大,30~34 岁女性初婚递进的影响也在增大。与日本相似,但与亚洲“四小龙”不同之处在于,虽然 25~29 岁和 30~34 岁女性的一孩生育递进对总和生育率变动的影响也较大,但其影响程度比初婚递进小很多。此外,与东亚其他社会相比,30~34 岁女性的二孩生育递进的影响较小。就社会阶层差异来看,学历间的差异大于城乡差异。正是由于目前中国育龄女性中低学历者占比仍相对较高,20~24 岁早婚早育比例也较高(Raymo 等,2023),20~24 岁女性初婚递进在决定总和生育率高低的过程中扮演着比发达国家或地区更重要的角色。

五、结论与讨论

(一) 基本结论

本文运用“初婚—生育孩次”递进模型对中国生育支持政策进行瞄准分析,识别对总体生育水平影响较大的初婚和孩次别生育递进过程。主要研究结论如下。(1)当前中国育龄女性的初婚和孩次别生育递进模式表明,20~29 岁初婚递进率对总体生育水平起主导性作用。近年来,中国女性初婚进度加速推迟对提升总和生育率的约束效应愈加明显,这与东亚不少国家和地区的经历相类似。因此,生育支持政策的重心应适当前移,加强对青年群体初婚的支持,减轻青年人的初婚阻力。(2)20~34 岁一孩递进生育率对总体生育水平的影响大于二孩及多孩生育递进。目前,中国年轻女性婚后生育一孩的递进比相对较高,但 2010 年以来,原先相对稳定的一孩递进生育率明显下滑,较晚出生队列的预期终身不育率明显升高,由此制约了总体生育水平的提升。鉴于此,减轻年轻育龄人群的一孩生育阻力,不仅有助于促进一孩生育,也是创造二孩及多孩生育潜力的基石。(3)随着中国生育政策逐步放开,女性初婚和孩次递进过程出现明显的社会阶层分化现象,生育支持政策瞄准需要关注相应人群的异质性。与多数东亚国家或地区不同,目前中国育龄女性中初中及以下学历者的占比还相对较高,20~24 岁早婚早育现象相对较多。尽管相应占比随队列推移不断下降,但由于这一群体的生育水平相对较高,其初婚初育递进对总和生育率影响较大;针对这一人群,考虑其生育行为更容易受低收入和非

稳定就业的约束,政策支持需要关注其收入和就业方面的特殊需求。相比之下,高学历人群在生育旺盛年龄(如 25~34 岁)更有可能面临生育与个人发展机会相互挤压所产生的困境,因而,降低生育的机会成本对高学历女性群体更为重要。

本文的研究结论为生育支持政策瞄准方向的调整提供了科学依据。总体上,当前各地的政策过度关注处于婚育进程后端的群体,存在瞄准偏差和低效问题。例如,包括 K 省在内的一些地区在研究出台生育支持措施时,将政策重心放在鼓励二孩和三孩生育上,对青年群体初婚和一孩生育没有给予足够的政策支持。本文分析发现,当前处于生育旺盛期的育龄女性二孩生育潜力(已育一孩比例)已大幅下滑,20~29 岁女性处于未婚未育状态的比例越来越高,她们的初婚初育进程受阻将对总和生育率产生很大的负向影响,且相应影响随社会阶层呈现分化趋势。因此,生育支持应该基于婚育状态、年龄、社会经济地位等因素进行精准化的政策瞄准。

(二) 政策启示

基于上述研究结论,本文对优化中国生育支持政策的瞄准方向提出以下两点启示。

第一,生育支持政策的瞄准对象应包含 20~29 岁的未婚人群。尽管初婚推迟是社会发展的必然趋势,政策很难改变 30 岁以下女性初婚进度放缓的事实,但通过政策支持帮助有结婚意愿的青年顺畅地进入婚姻,可以在一定程度上减小初婚推迟的幅度。在这一方面,可能的政策包括:(1)针对婚姻的服务支持,如成立官方指导的婚恋中介机构,搭建具有公信力的婚恋信息平台,组织相亲、约会、交友、亲密关系等方面的技能培训与活动,通过数字化方式按年龄、社会经济地位等特征为未婚青年精准化推送婚恋服务信息;(2)针对婚姻的经济支持,如为新婚夫妻或即将进入婚姻的准新婚夫妻提供过渡性安居保障,减少购房政策对青年未婚群体的限制,给新婚夫妻提供一定额度的个人所得税减免。

第二,生育支持政策瞄准应考虑社会阶层异质性,重视对 20~34 岁育龄人群提供分类政策支持。当前 20~24 岁生育的女性主要集中于初中及以下、高中学历人群,相对较低的社会经济地位使得这一人群的早育行为与意外怀孕、婚前怀孕、奉子成婚等具有较大程度的关联,同时伴随着非稳定就业与较低的收入。对于该群体,一方面通过计划妊娠指导降低非意愿妊娠风险,减少人工流产事件,提高全生命周期的生殖健康水平;另一方面通过就业和住房保障来改善收入和生活状况,提供公益性的婚姻家庭辅导和亲子育儿课程服务,增进婚育生活体验。接受过高等教育的女性生育高峰期在 25~29 岁,并正在向 30~34 岁推迟。25~34 岁高学历女性面临着劳动力市场竞争激烈、工作与生活平衡困难、随年龄增加的不孕不育风险等婚育递进阻力。要通过构建更加包容和平等的劳动力市场、引导男性更大程度地分担家庭育儿劳动来消除女性“不敢生”的顾虑,通过生殖健康维护和辅助生殖技术服务来减少“不能生”的痛苦。这些政策支持,不是催促

女性加快生育进度,而是帮助有生育意愿的女性顺畅地转化为生育行为,尽可能消除因生育进度受阻而对总体生育形势造成的压力。

参考文献:

1. 陈蓉(2023):《从上海看中国大城市女性终身未育趋势——兼论第二次人口转变理论的适用性》,《中国人口科学》,第3期。
2. 陈卫、段媛媛(2019):《中国近10年来的生育水平与趋势》,《人口研究》,第1期。
3. 陈友华、孙永健(2022):《生育政策及其配套支持措施:认知偏误与政策偏差》,《广州大学学报(社会科学版)》,第4期。
4. 封婷(2023):《中国女性初婚进度的新变动、原因和趋势》,《中国人口科学》,第1期。
5. 贺丹、史毅(2023):《生育支持政策的系统性重塑:挑战与应对》,《行政管理改革》,第2期。
6. 胡梦芸、顾宝昌(2023):《欧洲生育趋势的构成分析》,《南方人口》,第5期。
7. 姜全保、淡静怡(2020):《中国女性婚姻的推迟与补偿》,《中国人口科学》,第5期。
8. 刘金菊、陈卫(2019):《中国的生育率低在何处?》,《人口与经济》,第6期。
9. 马春华(2018):《中国家庭儿童养育成本及其政策意涵》,《妇女研究论丛》,第5期。
10. 申萌等(2022):《孩子养育成本与福利补偿——基于家庭消费结构变化的视角》,《人口与经济》,第6期。
11. 石人炳、柯姝琪(2023):《中国“城市—镇—乡村”人口婚姻推迟研究》,《青年研究》,第2期。
12. 宋健、阿里米热·阿里木(2023):《生育支持政策的评估:欧洲实践与中国思考》,《西北人口》,第3期。
13. 宋健、姜春云(2022):《生育支持政策及其实施效果的国际观察》,《人口与健康》,第6期。
14. 王广州(2018):《人口预测方法与应用》,北京:社会科学文献出版社。
15. 王广州(2021):《中国走出低生育率陷阱的难点与策略》,《学术探索》,第10期。
16. 王广州、胡耀岭(2022):《从第七次人口普查看中国低生育率问题》,《人口学刊》,第6期。
17. 王俊、石人炳(2022):《育儿经济成本的阶层差异》,《青年研究》,第3期。
18. 杨慧(2023):《谁更需要生育政策支持:角色冲突视角下的生育率下降与职业结构优化》,《人口研究》,第4期。
19. 杨菊华(2019):《生育支持与生育支持政策:基本意涵与未来取向》,《山东社会科学》,第10期。
20. 于萌(2023):《生育支持政策何以有效?——基于政策工具与目标匹配的视角》,《浙江学刊》,第1期。
21. 翟振武、李姝婧(2022):《把握生育新态势 建立整体性生育支持政策体系》,《人口研究》,第6期。
22. 张广宇、顾宝昌(2018):《用津贴能促进生育吗? 澳大利亚实施鼓励生育政策始末记》,《人口与发展》,第6期。
23. 朱荟、陆杰华(2021):《现金补贴抑或托幼服务? 欧洲家庭政策的生育效应探析》,《社会》,第3期。
24. Bradshaw J., Tokoro M. (2014), Child Benefit Packages in the United Kingdom and Japan. *Social Policy and Society*. 13(1): 119-128.
25. Chen M., Lloyd C.J., Yip P.S.F. (2018a), A New Method of Identifying Target Groups for Pronatalist Policy Applied to Australia. *PLoS ONE*. 13(2): e0192007.
26. Chen M., Yip P.S.F., Yap M.T. (2018b), Identifying the Most Influential Groups in Determining Singapore's Fertility. *Journal of Social Policy*. 47(1): 139-160.
27. Chen M., Gietel-Basten S., Yip P.S.F. (2020), Targeting and Mistargeting of Family Policies in High-Income

- Pacific Asian Societies: A Review of Financial Incentives. *Population Research and Policy Review*. 39:389–413.
28. Gietel-Basten S., Rotkirch A., Sobotka T. (2022), Changing the Perspective on Low Birth Rates: Why Simplistic Solutions Won't Work. *BMJ*. 379:e072670.
29. Gilbert N. (2001), *Targeting Social Benefits: International Perspectives and Trends*. Somerset: Transaction Publishers.
30. Ortiz I. (2015), *Social Protection for Children: Key Policy Trends and Statistics*. Geneva: ILO.
31. Raymo J.M., Park H., Yu J. (2023), Diverging Destinies in East Asia. *Annual Review of Sociology*. 49(1): 443–463.
32. Thévenon O., Gauthier A.H. (2011), Family Policies in Developed Countries: A 'Fertility-booster' with Side-effects. *Community, Work & Family*. 14(2): 197–216.
33. UNPD. (2022), World Population Prospects: The 2022 Revision. Available at: <https://population.un.org/wpp/>.
34. Yip P.S., Chen M. (2016), An Elasticity Analysis of the Effectiveness of Pronatalist Measures in Taiwan. *Asian Population Studies*. 12(3): 273–293.

Targeting Fertility Support Policy in China: Insights from the Marriage-and-Parity-Progression Analysis

Ren Zhengwei Bao Qianying Zhang Xingwen Qiu Ruipeng

Abstract: Policy targeting bias has been identified as one of the main reasons for the failure of pronatalist policies to achieve expected outcome. This study uses the Marriage-and-Parity-Progression Analysis Model, which calculates the age specific rates of first marriage and parity progression (ASMRs and APSFRs) and the age-specific fertility elasticities of different groups, to identify the key target groups with higher fertility elasticities. The study finds that the ASMRs and APSFRs for parity one of young women are the foundation for a moderate TFR, and marriage rates play a dominant role in determining female's fertility trajectory in China. The findings from elasticity analysis highlight the heterogeneity in socioeconomic status in determining the fertility trends. In this sense, the current fertility support policies show a targeting error in focusing mainly on encouraging second and third births, with little attention paid to others. The policy should shift its target forward, focusing on the unmarried young people aged 20 to 29, and encouraging marriages at right ages. In addition, the policy design should take social class heterogeneity into consideration.

Keywords: Marriage Progression; Parity Progression; Fertility Support Policy; Policy Targeting Error

(责任编辑:牛建林)