

计划生育政策调整与家庭生育响应*

——基于社会分层视角的分析

杜永潇 董浩

提要:本研究关注计划生育政策调整对生育行为的干预作用,重在系统识别由家庭间社会经济地位差异塑造的异质性政策响应模式。利用2013年“单独二孩”政策形成的独特研究机会,基于非参数匹配和回归调整的因果识别策略,通过分析2015年全国1%人口抽样调查微观数据样本,本研究发现,政策目标夫妻生育二孩的概率较其他夫妻显著升高,而且夫妻响应计划生育政策调整的二孩生育行为基于其社会经济地位呈现分层现象,表明当前有关生育及后续养育、教育等多方面效用成本的预期对生育决策有重要塑造作用。

关键词:计划生育 政策评估 社会经济差异 异质性响应模式

一、引言

如何扭转生育率下滑的趋势、促进人口可持续发展是当今许多国家面临的重大战略性挑战。目前,学界有关低生育率和鼓励性生育政策(pro-natal policy)的讨论主要基于东西方发达国家和少部分发展中国家的经验证据(Lutz & Skirbekk, 2005; McDonald, 2006; Gauthier, 2007; Myrskylä et al., 2009; Lesthaeghe, 2014; Bergsvik et al., 2021)。从人口发展历程来看,这些国家的生育率下降过程普遍较为平缓,在过去较长一段时期,各国对生育的限制性干预较少或较温和。

* 本研究受国家自然科学基金项目“教育和城乡家庭背景的多维婚配模式及其影响研究:超长期趋势与新反事实分析框架”(72003006)资助。感谢匿名评审专家、康文林、冯秋石、靳永爱、李中清、穆铮、倪志宏、谭远发、同钰莹、谢宇、许琪、杨锋和参与第八届粟林论坛等历次报告的专家学者的宝贵建议,以及国家统计局—北京大学数据开发中心的数据支持。本文主要数据来自对国家统计局2015年全国1%人口抽样调查微观数据集的加工处理,不代表上述支持机构的意见。文责自负。

在生育率大幅下降的形势下,近期的生育政策主要以鼓励性干预为主。然而,我国的人口发展历程与这些国家差异较为突出,近半个世纪以来,我国长期贯彻较为严格的限制性生育政策,尤其是自20世纪80年代以来的计划生育政策(下文统称为“独生子女”政策)对我国当下的人口结构和发展态势产生了深远的影响(Cai & Wang, 2021)。与邻国及西方发达国家相比,我国生育率下降趋势更加明显。同时,我国自20世纪70年代以来经历了高速的社会经济发展。那么,在急速的人口转型和现代化进程以及长期限制性生育政策的历史背景下,旨在放松限制的计划生育政策调整能否及时转变人们的生育行为呢?现有国内外文献亟待补充系统的微观实证证据。

我国的计划生育政策自2013年以来发生了数次全国层面的重大调整,实现了从严格限制生育向逐步放松限制的方向性转变。在此期间,政策预期效果与政策实施后实际生育水平变化的背离引发了社会各界的密切关注和讨论。^①例如,2016年初原国家卫生计生委预计,“实施全面两孩政策,今后几年出生人口总量会有一定程度的增长,最高年份的出生人口预计超过2000万人,这是政策调整的预期效应”。^②但是根据国家统计局数据,^③2016—2018年我国实际出生人数分别为1786万、1723万和1523万,总体趋势不升反降。近期数次生育政策调整前后,我国粗出生率发生了较大变化。在“单独二孩”政策推出前一年,即2012年,我国粗出生率为千分之14.57。到了2021年,即“全面二孩”政策推出后第六年和“全面三孩”政策推出当年,粗出生率已降至千分之7.52,几近减半。

关于我国近期生育政策调整的现有研究主要基于宏观统计数据 and 人口仿真研究(翟振武等, 2014; Zeng & Hesketh, 2016; 翟振武等, 2016; 陈卫、刘金菊, 2021; 翟振武等, 2022)。然而,单纯依靠宏观生育变化趋势来评估“二孩”政策调整对生育行为的干预作用尚不够细致和充分。宏观层面的人口变化可能受到社会经济发展趋势等其他环境因素影响,宏观生育指标水平的变与不变都无法直接对应生育政策调整的干预效果。更重要的是,我国几次生育政策调整都有具体的目标人群(张丽萍、王广州, 2014; 王广州, 2017),每次新政策仅使得一部分符合特定标准的夫妻可以生育二孩,并非针对全体夫妻。现有基于因果推断

① 人口学界专家关于2013年起计划生育政策调整效果的判断和讨论可参见乔晓春(2015)、刘爽和王平(2015)、王军和刘军强(2019)、翟振武等(2022)。

② 于士航, 2015,《国家卫生计生委副主任王培安答疑全面两孩政策“十问”》,中国政府网(https://www.gov.cn/xinwen/2015-10/30/content_5002997.htm), 10月30日。

③ 本文涉及的宏观统计数据均来自国家统计局网站(<https://data.stats.gov.cn/>)。

方法和微观数据的政策评估研究仅有少数关于“全面二孩”政策的评估,如基于全国公立医院分娩记录和县级生育监测等“结果端”数据,发现政策实施后有更多新生儿来自至少已生育一孩的母亲(Li et al.,2019)。随着社会科学各学科掀起“可信力革命”(credibility revolution)、着力发展“反事实”分析框架来理解政策效果与社会现实的差异(Angrist & Pischke,2010),我们需利用更多科学评估方法和基于微观数据的实证证据来关注生育行为变化,从而更深入地理解生育政策调整的效果。

本研究的动机不仅在于评估我国特定“二孩”生育政策的总体干预效果,更在于回答现有文献尚未回答但具有重要意义的关键性问题:在因为生育政策调整而放开二孩生育的目标人群中,哪些家庭响应政策生育了二孩,又有哪些家庭并未响应政策?这个问题的答案可以帮助我们更好地理解生育政策调整以来预期效果与现实效果的差异,识别政策响应家庭的类型特征,了解非响应家庭面临的现实困难和限制,从而能够有针对性地优化家庭支持配套政策设计,使更多有生育意愿的家庭得以克服自身条件限制,响应我国生育政策,推动人口长期均衡发展。相关中国经验也为国际应对低生育水平的政策探索提供了独特而有益的比较依据,尤其是可以丰富国际上普遍较为缺乏的基于实验或准实验方法的生育政策评估文献(Bergsvik et al.,2021)。

我们特别关注不同家庭的社会经济地位差异是否系统地塑造了家庭对生育政策的异质性响应。这个切入点不仅呼应我国当前推进“共同富裕”的社会建设时代议题,还揭示了“实现共同富裕”和“优化人口发展战略”两大重要社会治理进程的内在互动逻辑。更重要的是,相关研究可为深入理解和落实党的二十大报告有关“优化人口发展战略,建立生育支持政策体系,降低生育、养育、教育成本”的指示,提供反映当前我国生育政策与生育行为差异的证据支持。

在学理层面,研究家庭对生育政策调整的社会经济异质性响应模式,可以帮助我们甄别“文化意愿”和“生育效用”两个经典生育理论视角对理解我国当代家庭生育决策的相对解释力。以“文化意愿”为主的生育理论视角认为,人们的生育行为主要由国家或地区宏观家庭文化和生育意愿水平所塑造。这一视角长期被用来解释人口转型和生育行为变化(如 Coale & Watkins,1986)。该理论视角也被之前一些重要的人口学研究用来指导我国“二孩”政策的预期效应估计。前文所述的有关部门及部分学者对“二孩”政策预期效果相对较为乐观的观点即基于这一视角得出,即假定生育意愿可在政策放松后较成功地转化为生育行为,然后基于我国较为普遍的二孩生育意愿水平进行估算。以“生育效用”为主

的生育理论视角从经济分析的角度指出,生育对家庭的效用及其成本受到家庭社会经济条件的影响,不同家庭对子女可能存在不同的投资偏好和回报预期,进而具有不同的生育决策和行为。该理论视角主要由经济学家加里·贝克尔(Gary Becker)创立和发扬(Becker,1993),其对理解当代社会的微观生育行为有重要意义,也与近年来我国因生育、养育和教育成本增加而兴起的所谓“生不起”的社会话语有关。

总之,近年来实际生育数据与政策预期的差异说明我国普遍较高的二孩生育意愿并未在生育政策调整后转化为实践中大量的二孩生育行为。如果“生育效用”视角比“文化意愿”视角对我国家庭当前生育决策模式有更好的解释力,那么可得出相应假设:社会经济条件较有优势的夫妻更可能迅速响应生育政策调整而生育二孩。

来自本研究的多项实证证据显示,在近期放松“独生子女”严格限制的计划生育政策调整中,存在基于社会经济地位差异的分层化政策响应生育模式。作为近年来首次全国性“二孩”政策调整,2013年“单独二孩”政策的实施独具研究价值。这次政策与后续2015年“全面二孩”和2021年“全面三孩”两次生育政策调整相比,属于相对更加外生的政策冲击(详见下节叙述),其类似于自然实验的政策设定也便于我们通过微观数据识别政策对目标人群二孩生育行为的干预效应及其背后各类家庭的异质性响应模式。我们具体分析了国家统计局2015年全国1%人口抽样调查(下文简称“小普查”)的10%微观数据样本。该微观抽样调查数据集具有全国代表性,而且对本研究而言,与其他普查微观数据和社会调查数据相比,具有诸多无可比拟的优势,尤其是具有针对性的问卷设计和囊括全国千分之一人口的庞大体量,不仅可以直接识别人群中占比较小的政策目标“单独”夫妻群体,更可在基于多维度家庭社会经济地位取值划分亚组的基础上仍保证较充足的样本量,保证了推断结论的可靠性。因此,我们才得以利用非参数匹配等前沿但数据量需求较大的策略来识别家庭对生育政策的异质性响应模式。

二、计划生育政策调整历程与本研究的准实验设定

1980年,国务院号召“一对夫妇只生育一个子女”,标志着我国较为严格的计划生育政策时代的开端,即通俗意义上的“独生子女”政策时代的来临。已有

研究系统探讨了该政策的历史背景和后续影响(如 Lee & Wang, 1999; Gu et al., 2007; Peng, 2011; Basten & Jiang, 2014; Wang et al., 2016; Cai & Wang, 2021), 近年来有关历次生育政策调整和生育率水平的讨论尤其热烈(相关概述可参见王军、刘军强, 2019; 翟振武等, 2022)。在 2021 年实施“全面三孩”生育政策之前, 我国计划生育政策自 1980 年以来共经历了三次全国性宏观调整, 逐渐实现了从“独生子女”政策到“全面二孩”政策的转变。

回头来看, 三次逐步放开“二孩”生育的全局性政策调整的目标人群划分标准是一致的, 即基于夫妻双方的独生子女状态来划定二孩政策适用人群。按照夫妻独生子女状态, 全国所有夫妻可以分为三类: 双方为独生子女、一方为独生子女、双方均为非独生子女(为简洁表述, 下文分别简称为“双独”“单独”和“双非”)。其中, 第一次全国性生育政策调整是 2002 年的“双独二孩”政策, 即双方均为独生子女的夫妻可以生育两个孩子。但是, 因为“双独”夫妻在全国占比很小, 这次计划生育政策调整对我国整体生育水平并未造成实质的影响。学界也不认为这是我国为终结“独生子女”政策时代而迈出的有显著意义的一步(如 Wang et al., 2016; 翟振武等, 2022)。

第二次全国性生育政策调整是 2013 年 11 月出台的“单独二孩”政策, 即允许一方为独生子女的夫妻生育二孩。随着 20 世纪 70 年代以来生育率的迅速下降和 1980 年以来计划生育政策的长期施行, 时至 2010 年, “单独”夫妻已在全国家庭尤其是较年轻夫妻中占有一定比例。这次时隔十余年的政策调整较为突然, 引起了较大的社会反响, 具有重大的政策调整导向意义。虽然各省在落地实施时间和政策细节等方面存在一定差异,^①但该政策从出台时即得到广泛宣传和公众关注, 在地方落地较为迅速。2014 年 3 月已有 21 省实施该政策, 截至当年 6 月 3 日已有 29 省实施。在此期间, 有关“双独”夫妻和“双非”夫妻的全局性和地方性计划生育政策中, 二孩规定均保持不变。

第三次全国性生育政策调整是 2015 年 10 月 29 日的“全面二孩”政策, 即允许所有夫妻生育二孩。这次调整最广为人知, 被认为是中国独生子女政策时代的终结。然而, 这次政策调整的实际目标人群仅为“双非”夫妻, 与其名称字面含义的“全面”形成了鲜明的张力。换句话说, 由于之前已进行过两次全局性生育政策调整, 早在 2015 年底“全面二孩”政策实施之前, 已有不少夫妻适用“二

^① 除落地时间差异外, 部分省份如北京、天津、四川和重庆等还保留了年龄和生育间隔的具体限制, 参见崔东, 2014, 《15 省启动单独两孩新政 新疆西藏暂未公开时间表》, 人民网 (<http://politics.people.com.cn/n/2014/0328/c1001-24757939.html>), 3 月 28 日。

孩”政策。

本研究利用2013年“单独二孩”政策的独特设定,主要考虑到这次调整是历次调整中一项相对外生的政策冲击,为系统研究我国放松独生子女限制的“二孩”政策导向性调整对生育行为的影响提供了契机。首先,公众基本无法预判“单独二孩”的政策内容和目标人群。考虑到第一次“双独二孩”政策调整的社会影响非常有限,以及长期以来坚持执行的严格计划生育政策具有执行力度一致性和宣传导向稳定性,公众很难预计到“单独二孩”政策时夫妻单方独生子女状态会成为适用人群划分标准。其次,公众更无法预判“单独二孩”政策的出台时点。该政策并未提前通知或公开征集意见,而且这次调整距2002年的第一次影响甚微的“双独二孩”政策调整已过去11年。^①所以,该政策对于其目标人群归属状态的分配是突发且相对外生的,该政策出台前结婚的夫妻基本不可能因预估到“单独二孩”政策及其出台时点,进而为更早生育二孩而刻意基于双方独生子女状态进行婚姻匹配。

图1系统呈现了历次生育政策调整的背景下本研究关注的“单独二孩”政策目标人群“单独”夫妻以及不受该政策影响的“双非”和“双独”两类夫妻各自适用的全国性二孩生育政策变化。我们关注的行为结果为2014年底至2015年底的二孩生育行为。该观察期内,“单独”夫妻已受到政策干预并有一年以上的充足时间可以生育二孩,即干预(treated)组;“双非”夫妻仍不被全国性政策允许生育二孩,即对照(control)组;“双独”夫妻早已被全国性政策允许生育二孩,即恒被干预(always treated)组。观察期结束时点与“全面二孩”出台时点相接,其后对照组也放开了二孩生育,生育行为不再稳定,无法进一步追踪比较。

与2013年的政策调整相比,社会各界对2015年底的“全面二孩”政策具有较为明确的预期,所以后者反而更不利于实证识别生育政策调整的干预效应和异质性。一方面,2013年“单独二孩”政策的出台反映了我国计划生育和人口发展政策的重大转向,2014年已有大量围绕“二孩”政策的媒体报道和社会讨论,

^① 2013年8月有媒体报道“单独二孩”政策传闻,不过原国家卫计委官方在回应中并未确认,实际上2011年“单独二孩”政策酝酿曾接近成熟,部分地区曾表态希望进行试点,但随后被搁置。相关报道可参见马学玲,2013,《“单独二胎”传言引关注卫计委称正调研人口关系》,中国新闻网(<https://www.chinanews.com/gn/2013/08-02/5118362.shtml>),8月2日。所以,“单独二孩”政策在正式公布前仅停留在不被官方确认的传闻层面,而且“两年前已酝酿成熟但被搁置”的事实还可能传递出正式政策未必如此或未必出台的反向信号。这些情况都表明这项政策的内容和时点在正式出台前对于大众来说是较为外生和不确定的,即便部分夫妻知了这一传闻,在当时施行限制性计划生育政策的背景下,亦不足以系统改变目标人群的生育计划和行为。

大多认为这次调整具有“逐步放开”的先期政策实验属性。尤其是各地对“单独二孩”政策的实际生育响应普遍低于之前较乐观的政策预期,导致各界对“全面放开”的呼声和预期都较为强烈。另一方面,与“双独二孩”政策后二孩适用人群划分标准长期不确定不同,在“单独二孩”政策落地之后,社会各界普遍意识到,在放开“双独”和“单独”后,“双非”夫妻是唯一不被允许生育二孩的群体,因此对下一轮“全面二孩”政策调整的目标人群有较明确的预判。所以,综合比较三次全国性“二孩”政策调整的情况,“单独二孩”政策确实具有目标人群较大、冲击较为外生的政策设定,最利于我们基于因果推断的评估方法,深入理解中国近年来生育政策调整对微观家庭生育行为的干预作用和异质性影响。

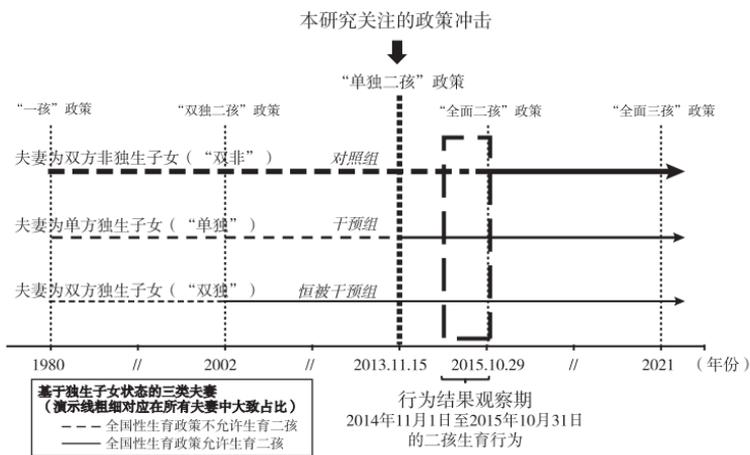


图1 “二孩”生育政策调整和本研究的准实验设定

此外值得注意的是,自20世纪80年代以来,各省在实施“独生子女”政策时,逐渐确立了一些允许生育二孩的地方性政策“特例”(Gu et al., 2007),其中影响较大的一项是陆续有19个省份允许农村户籍夫妻在一孩是女孩时生育二孩,即“一孩半”政策。此外,还有针对特定困难家庭或优抚家庭等特例的二孩准生政策、部分地区的少数民族计划生育政策,等等。各地还基本允许在缴纳一定“社会抚养费”的情况下“超额生育”。^①不过,各种地方性特例政策在全国“单独二孩”政策出台前后并没有变化,各地各类夫妻中满足相关“特例”的比重也不存在突然、剧烈的变化。所以,各种地方性二孩特例政策实际上不会混淆对

^① 有关全国“独生子女”政策时期地方生育政策差异及违反计划生育政策额外生育行为的微观分析和讨论,可参见陈卫和新永爱(2014)。

“单独二孩”政策影响的识别。在此期间,我国社会、经济和政治等发展也较为平稳,不存在已知与生育政策目标人群存在特定关联的潜在环境影响因素。

三、研究设计

(一)数据

本研究基于国家统计局2015年全国百分之一人口抽样调查(简称“小普查”)的10%微观数据样本,该数据系统收集了截至2015年10月31日的个人和家庭层面特征。考虑到计划生育政策具体设定、该调查的问卷设计和本研究的目的,本研究从妻子角度构建分析样本,将二孩生育风险人群(包含“单独二孩”政策的目标人群和非目标人群)限定为15~44岁、^①居住在“家庭户”且2014年11月1日前已生育一名现存活子女的汉族在婚女性。^②

2015年小普查数据对本研究具有独特价值。问卷专门向已婚妇女收集了夫妻双方的独生子女状态,可以直接将样本区分为“单独”“双非”“双独”三类夫妻。与之相比,历次(包括2020年)普查长表问卷和其他年份小普查问卷中均未包含该问题。各类全国抽样调查问卷中基本也未直接涉及该问题,少数可通过夫妻双方的兄弟姐妹信息作间接推断,但所得样本可能受到夫妻分离居住和夫妻数据匹配连接误差等多方面选择性问题的影响。2015年小普查直接对所有育龄在婚妇女询问该信息,不需要进行夫妻样本匹配,所以对三类夫妻的识别具有全面性和代表性。而且小普查数据样本量大,更可基于社会经济地位进行亚组分析,这一优势也是其他数据来源不可比拟的,更有利于回答本研究关注的政策异质性影响问题。

(二)研究设计

研究的因变量是妻子在2014年11月1日至2015年10月31日间是否有新的二孩生育行为,直接对应原始问卷中有关该女性过去一年新生育的问题。2013年“单独二孩”政策落地迅速,所以因变量的观察期已为各家庭提供了政策出台后近两年的较为充分的孕育时间。而且2015年11月“全面二孩”政策才出台,所以观察期内的生育行为也不会与后一轮政策调整的影响相混淆。

^① 分析样本中主要为20~44岁育龄妇女,15~19岁仅占0.3%。

^② 考虑到外部统计数据匹配等技术原因,分析样本中不包含西藏自治区。来自该省份/自治区的样本量占分析样本总量比例非常有限(少于100条观测值),对分析结果无显著影响。

关键自变量是二分类的干预组状态虚拟变量,识别夫妻是否为“单独”,即是否为该轮全国性“二孩”政策允许普遍生育二孩的干预目标人群。与之对应,“双非”夫妻为主分析的对照组,其在观察期内尚未被允许普遍生育二孩。另外,“双独”夫妻在观察期内属于“二孩”政策的恒被干预组。该人群规模很小且具有多重选择性,不适用于主分析对政策效果的识别,但将作为另一个可供对比的有益对照组纳入稳健性检验。在分析样本中,共有 7800 对“单独”夫妻、59074 对“双非”夫妻和 3564 对“双独”夫妻。

为进一步检验家庭的社会经济地位对其生育政策响应行为的异质性影响,本研究基于小普查数据具体相关信息可得性,重点关注五个社会经济维度,包括居住地类型(城市、乡镇、农村),妻子是否本地户口、妻子的受教育程度(初中或以下、高中、大专、本科或以上),私家车价值(无车、10 万元以下、10 万元~20 万元、20 万元以上)和家庭住房产权状况(市售商品房产权、“福利房”产权即原公有住房或经济适用房、自建房产权、租房、其他)。^①值得注意的是,2015 年小普查数据并未询问城乡户口类别,仅区分本地或非本地户口。不过,妻子本地户口往往与其享受当地社会福利及生育支持政策的资格直接相关,而且将本地户口状态与城乡居住地类型结合也可以对城乡差异进行较为系统的控制。另外,虽然 2015 年小普查未直接询问个人收入和家庭财富等信息,但综合上述几个维度可对家庭社会经济条件进行较好的概括,尤其是私家车和住房等在社会经济维度具有高值耐用品属性,可能与生育决策的关系也相对紧密。

本研究还纳入了一系列协变量,以处理潜在可替代性的解释。首先,个体层面的协变量包括一孩性别和妻子年龄。对一孩性别进行控制,尤其是辅以对女性户口状态和居住地类型的控制的情况下,可以有效降低部分夫妻满足“一孩半”政策特例对识别带来的混淆。同时,该控制变量也考虑到了夫妻可能因性别偏好和一孩性别而产生的二胎行为选择性偏误。

其次,为系统控制地区社会经济发展水平的影响,本研究在不同模型中对省级固定效应、2014 年地级市层面人均 GDP 和平均居民住房价格、地级市固定效应等不同组合进行控制,力求排除省级或地级市层面社会经济发展水平差异的影响。控制地区固定效应更可剔除地方计划生育政策具体规定、实施时间和执行力度等系统差异,以及各类地区间家庭生育文化和环境等不可观测的特征差异对政策效果识别的影响。

^① 这些社会经济维度变量的编码分类主要依据的是小普查问卷中相应问题的原始设定,本研究仅对部分相近类别进行简化合并等处理。

(三) 识别策略

为识别“单独二孩”政策对家庭二胎生育行为的干预效应和异质性模式,本研究采用非参数匹配(non-parametric matching)方法来配平政策干预组和对照组的系统差异。非参数匹配是基于“潜在结果”框架的因果推断分析方法,常用于政策评估的前沿研究(Angrist & Pischke, 2010; 李文钊、徐文, 2022),尤其适用于分析普查微观数据等较大样本的研究场景(Xie & Dong, 2021)。更重要的是,该方法对“单独二孩”政策评估亦非常合适。和传统人口学方法相比,它有更清晰的操作定义和“反事实”(counterfactual)假设,可将政策效果与同时期社会经济环境混淆作用进行系统性的区分和剥离,直观识别政策对适用目标人群生育行为的影响。与以倾向值匹配为代表的参数匹配方法相比,非参数匹配需要更大的数据量,但可直接确保在基于特定匹配协变量取值而划分的子样本中干预组与对照组仍然平衡,尤其利于本研究对异质性政策响应模式进行因果识别。

本研究主分析对干预组“单独”夫妻和对照组“双非”夫妻进行匹配,主要采用的是非参数精准匹配,具体使用粗精准匹配(Coarsened Exact Matching, CEM)方法统一进行操作(Iacus et al., 2011)。匹配后的“单独”夫妻与“双非”夫妻在各匹配变量上均具有完全相同的取值,保证了控制组与干预组的可比性。^①在满足常规“可忽略”(ignorability)假设的基础上,对照组“双非”夫妻可以用来构建与之匹配的干预组“单独”夫妻在没有“单独二孩”政策时的生育行为“反事实”,比较现实结果和反事实结果,即可识别“单独二孩”政策对目标夫妻二胎生育行为的平均干预作用,即干预组平均处理效应(Average Treatment Effects on the Treated, ATT)。

用于匹配的协变量包括上节介绍的五个社会经济维度协变量(即居住地类型、妻子的本地户口状态、妻子的教育程度、私家车价值和住房产权类型),以及一孩性别和妻子年龄。值得注意的是,我们仅对妻子年龄进行自动粗精准匹配,对社会经济变量和其他人口特征变量都进行具体取值一一对应的严格精准匹配。需要说明的是,从因果推论的逻辑要求和横截面数据限制两方面来看,夫妻的职业或行业特征信息不宜纳入匹配。这主要是因为夫妻可能因生育计划而改变工作性质和职业类型,许多妻子还可能因照料新生儿而退出劳动力市场,所以

^① 在所有匹配协变量的取值划分出的任一多维栅格内,每对干预组夫妻权重设定为1,每对对照组夫妻设定相应权重,以保证加权后对照组夫妻总数与干预组夫妻总数相等。具体操作方法可参见伊亚克斯(Iacus et al., 2011)。

在 2015 年数据中观测到的职业相关信息可能已经在政策干预后发生改变,实际成为二孩生育行为的一个衍生结果而非干预前 (pre-treatment) 状态。盲目匹配或控制干预后 (post-treatment) 协变量可能导致严重的估计偏误。所以,我们假定在控制年龄和一孩性别以及地区固定效应的条件下,城乡居住地类型、本地户口状态、教育程度、私家车价值和住房产权类型这五个维度联合起来已可以较好地划分社会经济同质性群体。

具体分析遵循粗精准匹配识别方法的常规估计策略,即使用粗精准匹配权重的加权线性概率回归 (weighted linear probability model) 模型 (Iacus et al., 2011)。这种结合非参数匹配加权与回归调整的方法非常灵活,方便在对家庭层面特征进行精准匹配的基础上引入地区层面控制变量和固定效应等,从而控制各省份具体制定和实施计划生育相关政策的系统差异,以及各地社会经济发展和婚育文化等诸多不可观测差异的混淆影响。所以,分析将尝试不同模型设定,控制省级固定效应、地级市人均 GDP 和房价、地级市固定效应等。考虑到同一地区内家庭的潜在相关性,所有估计均采用调整地级市层面聚类效应的稳健标准误。

除识别全国平均政策效应外,本研究将进一步基于特定社会经济维度取值依次构建不同亚组分样本,进行非参数匹配后的分层分析,回答“具有哪些社会经济特征的家庭实际响应了生育政策”这一关键问题。非参数匹配可以保证在基于匹配变量特定取值来划分总样本进行亚组分析时,各分样本内部的干预组和对照组的状态分配在各匹配变量上依旧是平衡的,可直接分析政策干预效应的异质性模式,系统刻画实际响应政策调整生育了二孩的家庭的社会经济特征类型。

四、研究发现

(一) 描述性发现:三类夫妻群体的人口生育特征及社会经济差异

在全国 2014 年符合前述定义的二孩生育风险的夫妻人群中,从表 1 可见,“双非”夫妻仍是绝大多数,约占 84%;“单独”夫妻次之,占 11%;“双独”夫妻最少,仅占 5%。考虑到从 1980 年开始实施的严格计划生育政策已执行近 35 年,这个分布乍看之下似与直觉不符。实际上,这恰恰反映了我国的人口现实。一方面,分析样本中 36~45 岁夫妻生于 1980 年之前,而且该年龄段人口基数较大。另一方面,各地“特例”二孩政策尤其适用于在 20 世纪全国人口中占比较

大的农村人口,而且城乡“超生”现象并不鲜见。此外,分析样本中,“双非”妻子的平均年龄比“单独”和“双独”妻子要大两岁左右。这个差异从另一个角度反映出计划生育政策施行造成的我国育龄人口的结构变化,即在较年轻的夫妻中存在更多的独生子女。^①

表 1 2014 年二孩生育风险夫妻新生育比例和妻子平均年龄

夫妻独生子女状态	2014—2015 年新生育夫妻百分比	妻子平均年龄	样本量
单独	5.2%	31.7	7800
双非	4.9%	34.2	59074
双独	3.3%	31.9	3564

尽管如此,作为 2013 年“二孩”政策目标人群的“单独”夫妻在 2014—2015 年有 5.2% 生育了二孩,高于“双非”夫妻群体在没有全国性“二孩”政策但存在各类地方性“特例”政策情况下的 4.9%,更高于早已放开二孩生育的“双独”夫妻群体的 3.3%。这个描述性统计结果似乎已揭示“单独二孩”政策可能产生了一定的干预效应,但尚未考虑到三类夫妻间系统性的社会经济差异。

表 2 说明,三类夫妻确实各社会经济维度上存在系统差异,“双非”夫妻处于相对劣势地位,“单独”夫妻位列中等,“双独”夫妻较具优势。与“双非”夫妻相比,“单独”夫妻中更多居住在城市(57.2% 对比 40%)、更多妻子具有高等教育(18.8% 对比 6.9%)、更多拥有 10 万元以上价值私家车(28.4% 对比 14.3%)、更多拥有市售或原公有住房或经济适用住房产权(49.8% 对比 32.4%)。尽管“单独”妻子的本地户口率较“双非”妻子略低(60.8% 对比 66%),但考虑两类夫妻的城乡居住比重差异,这一数据背后实际可能反映了“单独”妻子在拥有城市本地户口方面的明显优势。与前述两类夫妻相比,“双独”夫妻的社会经济优势非常明显,说明“双独”夫妻群体不仅是在婚人群中早已适用全国性“二孩”政策的特殊少数派,而且在社会经济地位上存在较强的选择性,需要区别对待。总之,这些描述性差异说明,直接比较“单独”和“双非”两类夫妻的生育行为可能会引起遗漏变量偏误,我们需考虑和控制社会经济差异对生育决策潜在的混淆作用。

^① 上述人口构成比重和妻子年龄两方面的相对差异模式与全国 20~44 岁在婚人群整体特征一致(详见附录表 5),而且在婚人群中三类夫妻累计生育差异也与直觉相符,从侧面说明本研究关注的二孩生育人群特征与总体特征较为一致,分析样本并未因具体风险人群定义而产生失实的选择性呈现。

表 2 二孩生育风险夫妻的社会经济特征差异

	双非	单独	双独
居住地类型(%)			
城市	40.0	57.2	70.5
乡镇	27.6	21.4	15.4
农村	32.4	21.4	14.1
妻子户口类型(%)			
非本地	34.0	39.2	41.5
本地	66.0	60.8	58.5
妻子受教育程度(%)			
初中或以下	60.9	36.4	23.0
高中	22.4	26.1	24.5
大专	9.8	18.7	24.7
本科或以上	6.9	18.8	27.8
私家车价值(%)			
无车	71.1	54.4	53.9
10 万元以下	14.7	17.2	14.2
10 万元~20 万元	11.3	21.9	23.4
20 万元以上	3.0	6.5	8.5
住房产权类型(%)			
市售住房产权	25.0	37.4	45.7
原公有住房或经济适用房	7.4	12.4	16.2
自建房	52.5	37.5	24.9
租房	11.9	8.4	8.2
其他	3.3	4.3	4.9
针对居住地、妻子户口和教育信息的样本量	59074	7800	3564
针对私家车和住房信息的样本量	58203	7751	3540

(二)“二孩”政策对目标人群的平均干预效应

通过对一系列微观社会经济和人口混淆变量进行非参数匹配,并引入地区固定效应进行回归调整估计,我们发现 2013 年“二孩”政策对目标人群“单独”夫妻生育二孩的概率有明显的提振作用。由表 3 可以看出,在引入省级固定效应对各省社会经济发展和计划生育政策具体实行情况等地区差异进行系统控制后,模型 3 识别出了统计意义显著且实际效应规模可观的正向干预效应。模型 4 引入地级市层面 2014 年人均 GDP 和房价对省内各地社会经济发展差异进行

进一步控制,而模型 5 直接采取地级市固定效应对各地一系列可观测及不可观测特征进行了最为系统的控制。在这两个模型估计中,“二孩”政策的干预效应与模型 3 一致,效应规模甚至略有放大。以模型 5 为例,“二孩”政策使其目标人群在 2014 年 11 月 1 日至 2015 年 10 月 31 日间的生育概率提升了 1.5 个百分点。考虑到表 1 中观察到该政策目标人群(已生育一孩的在婚女性)在此期间新生儿的概率一共约为 5.2%,可大致认为“二孩”政策干预效应实际相当于将其目标二孩生育人群的生育概率提升了 40.5%,即 $0.015 / (0.052 - 0.015)$ 。

表 3 “单独二孩”政策对目标人群的二孩生育概率的平均干预作用

	模型 I 无处理	模型 II 匹配估计	模型 III 匹配估计	模型 IV 匹配估计	模型 V 匹配估计
干预组	0.003 (0.004)	0.001 (0.004)	0.010*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.015*** (0.003)
截距	0.049*** (0.002)	0.049*** (0.003)	0.009*** (0.000)	0.352*** (0.050)	0.009*** (0.000)
省级固定效应			控制	控制	
地级市 2014 年人均 GDP				控制	
地级市 2014 年房价				控制	
地级市固定效应					控制
R ²	0.000	0.000	0.009	0.013	0.032
样本量	66874	53494	53494	51664	53494

注:(1)表内展示的是基于非参数匹配加权的线性概率模型统计结果。括号内为标准误,在地级市层面聚类调整。(2)* $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.005$ 。

(三)“二孩”政策的社会经济分层化响应模式

首先,我们发现政策主要干预了在城市中居住的目标人群。得益于非参数匹配的方法优势,在基于特定匹配变量进行分样本分析时,我们仍可保证各分样本内的干预组和控制组在其他匹配变量上保持平衡可比。表 4 汇报了基于夫妻居住地类型的分样本分析结果,模型设定统一基于表 3 的模型 5,即非参数匹配结合地级市固定效应回归调整的识别策略。在城市居民中,估计政策效应为 2.3 个百分点,明显高于前述分析中的全人群平均效应。在乡镇居民和农村居民两个分样本中,估计政策效应不仅规模较小、接近于零,且不存在统计显著性。

表 4 “单独二胎”政策对目标人群的二胎生育概率的平均干预作用(居住地类型)

	I	II	III
	匹配估计	匹配估计	匹配估计
	城市	乡镇	农村
干预组	0.023 *** (0.004)	0.007 (0.007)	0.004 (0.008)
截距	0.006 *** (0.000)	0.030 *** (0.001)	0.015 *** (0.001)
地级市固定效应	控制	控制	控制
R ²	0.047	0.061	0.062
样本量	22452	12633	18409

注:(1)表内展示的是基于非参数匹配加权的线性概率模型统计结果。括号内为标准误,在地级市层面聚类调整。(2)* $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.005$ 。

以上有关政策效应的城乡异质性发现其实不难理解。由表 2 可以看出,57.2%的“单独”夫妻居住在城市。适用于城市居民的计划生育政策较为严格,且地方性“特例”政策较少,对潜在生育意愿可能长期存在较强抑制,所以二胎生育意愿相对强烈。^①在农村地区,部分“单独”农村夫妻因为“一孩半”特例政策,早已可以实现二胎生育意愿。反观余下的仍仅生育一孩的“单独”农村夫妻,尤其是一孩为女孩的部分家庭,可能是在地方“一孩半”政策允许的前提下自主选择暂缓生育二胎,对全国“单独二胎”政策的反应相对有限。

基于上述考虑,后续针对家庭在其他社会经济维度上的异质性响应模式分析中,我们聚焦于在城市居住的夫妻。图 2 汇总了基于各社会经济维度不同取值分别进行分样本分析的政策效应识别结果。与前述分析相同,这些分析统一采用非参数匹配后进行地级市固定效应回归调整的认识设定。

总体来看,在前述城乡差异基础上,各社会经济维度的分析结果一致说明,社会经济地位较高的育龄夫妻更倾向于迅速响应“二胎”政策。二胎生育行为实际受到政策干预的家庭的社会经济特征画像主要表现为:(1)妻子具有大学或以上学历(图 2a);(2)妻子具有本地户口(图 2b),即更容易全面享受本地社会福利,尤其是家庭支持政策、社会医疗保险和卫生保健资源等;(3)家庭拥有

^① “单独二胎”政策实施后,学者对湖北省政策目标夫妻的大规模调查也发现了相似的城乡分布和二胎生育计划差异。参见石智雷和杨云彦(2014)。

私家车且价值较高(图 2c),反映了家庭较高的经济条件和消费水平;(4)家庭居住在自有产权的市售住房(图 2d),体现了较高的家庭财富水平。^①

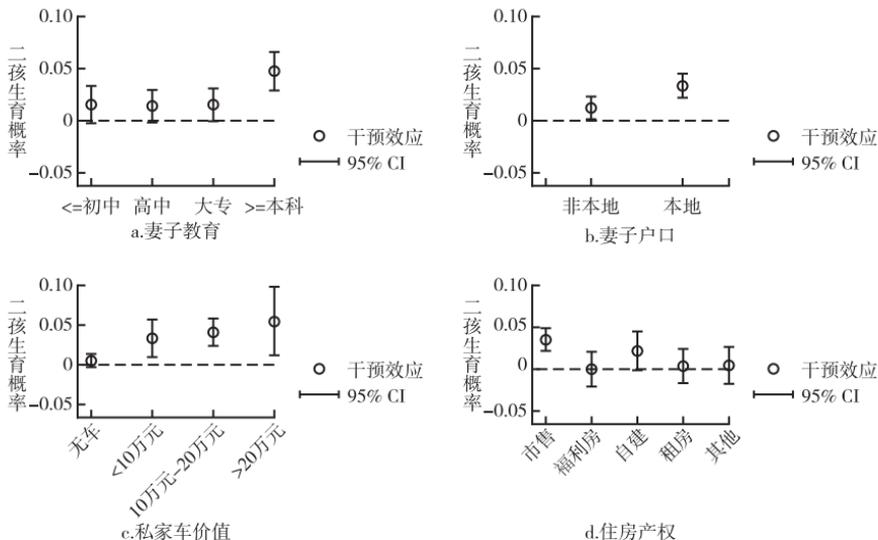


图 2 城市居住夫妻基于妻子教育、户口以及私家车和住房产权的异质性政策响应模式

此外,与上述社会经济分层化响应模式一致,我们还发现妻子社保类型可以系统调节政策的干预效应。考虑到部分女性可能因为生育临时退出劳动力市场并改变参保类型,这个变量并没有作为“干预前”变量进行匹配,所以在分样本中干预组和控制组未必可以保证平衡。不过,如果社会经济差异可以决定家庭对“二孩”政策的异质性响应的逻辑成立,那么这一补充分析应呈现类似的模式。这主要是因为妻子的社保类型可以较好地揭示其职业类型,尤其是就业和收入的稳定性,以及与工作单位相关的生育支持政策及执行力度。从这个角度来看,响应“二孩”政策的集中在两类家庭:妻子参保城镇职工养老保险和机关事业单位养老保险(图 3a),反映了就业和经济收入的重要性。其他参保城镇居民养老保险、农村几类养老保险或没有养老保险的夫妻,并不会对政策产生显著响应。而在两类显著响应的夫妻中,“二孩”政策对参保机关事业单位养老保险

^① 有趣的是,尽管既有研究揭示了住房分层意味着多方面的客观和主观差异(如吴开泽,2019;魏万青、高伟,2020;魏万青,2023),但是生育政策的住房分层化影响模式似乎主要反映了家庭财富水平和经济条件方面差异的影响。居住在福利房(包括原单位公房和经济适用房等)和自建房的家庭与市售住房家庭同样拥有房屋产权,但能承担相对较高的市场价格购得产权往往体现了更高的家庭经济实力。有关我国住房分层与生育行为的系统研究亦可参见杜永满等(Du & Dong,2023)。

的妻子的效应要远大于参保城镇职工养老保险的妻子,凸显了“体制内”工作较为稳定和对家庭及生育更为友好的职业保障特性,可以较好地鼓励家庭响应生育政策。这些发现也间接佐证了主分析有关社会经济分层化响应模式的发现。

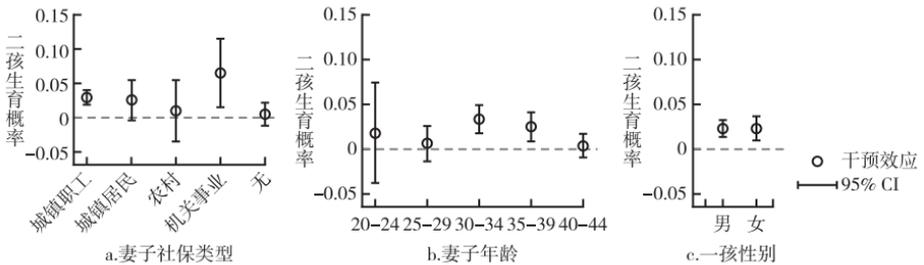


图3 城市居住夫妻基于妻子社保、年龄以及一孩性别的政策异质性响应模式

最后,妻子属于哪些年龄组的家庭更容易响应“二孩”政策呢?年龄分样本分析发现,响应政策的家庭中妻子主要集中在30~39岁(图3b)。这也与我国当前较高的初婚和初育年龄的经验证据相符,而且该年龄组也是个人职业上升、家庭财富积累和健康生育年龄等多方面因素较优结合的年龄组,与直觉较为相符,也说明本研究的效应识别策略可能较为合理。

(四) 性别偏好会影响家庭响应“二孩”政策吗?

已有研究证实男孩偏好会影响东亚尤其是我国传统及当代的生育行为,塑造特定的子女数量和性别构成(Lee et al., 1994; Lee & Wang, 1999; Poston, 2002; Das Gupta et al., 2003; Dong et al., 2017)。那么“二孩”政策的干预效应是否会因其目标夫妻的一孩性别及其偏好而产生系统性差异呢?我们发现,一孩性别并不会显著造成目标夫妻人群对“二孩”政策产生差异性生育响应行为(图3c)。近期有关我国代际流动趋势的部分新研究显示,城镇家庭长期以来不存在明显性别偏好(Xie et al., 2022)。考虑到“单独”夫妻多居住在城市,这个发现也呼应了这一现实特征。所以,夫妻对“二孩”政策的异质性响应模式并非受到性别偏好习俗的显著影响,而是主要源于社会经济差异的塑造。

(五) 稳健性检验

本研究还针对上述主要发现进行了三类稳健性检验。首先,以早已被全国政策允许生育二孩的“双独”夫妻作为对照组,再次采用与主分析相同的实证策略识别生育政策调整对目标人群“单独”夫妻的平均干预效应,仍可识别出“二

孩”政策的正向平均效应,并且发现估计系数与主分析基本相似。^① 第二,考虑主分析聚焦城市居民的异质性政策响应模式,再次以包含城市、乡镇和农村居民的所有“单独”和“双非”夫妻重复分析,仍可发现一致的异质性响应模式。第三,再次以“双独”夫妻作为对照组重复异质性模式分析,尽管少数样本估计值受限于“双独”夫妻数量较少而置信区间增大,但整体上仍可识别出相似的异质性政策响应模式。此外,第二、三类稳健性检验也进行了基于妻子社保、年龄和一孩性别的异质性补充分析且结果相似。

五、结论和讨论

本文利用2015年小普查微观数据样本,系统验证了2013年我国旨在放松“独生子女”生育限制的“单独二孩”政策对目标育龄人群的生育行为有积极促进作用。但是,哪些夫妻响应了政策进行二孩生育,则呈现系统的异质性模式。基于非参数匹配,结合回归调整的干预作用识别策略,多方面实证证据一致说明,家庭的社会经济地位差异塑造了其对“二孩”政策的分层化响应模式。妻子具有本地户口和高等教育、拥有高价值私家车和居住在自有产权市售住房的城市家庭,更容易较快地响应政策调整而生育二孩。

针对上述基于家庭社会经济差异的生育政策异质性响应模式的主要发现,部分补充分析或可帮助我们更全面地判断政策效应的社会意涵。本文发现,“二孩”政策的效应在妻子拥有城镇职工保险或事业单位养老保险两种社保类型的家庭中受到正向调节,佐证了社会经济差异对政策响应异质性的塑造作用,尤其揭示了积极稳定的职业收入预期和家庭支持政策可能促进生育政策的影响。此外,响应政策生育二孩的主要集中在妻子在30~39岁的家庭。而且,尽管部分家庭可能存在男孩偏好,但一孩性别对政策目标人群生育二孩的决策影响有限,说明当前育龄目标人群中“二孩”政策的干预效应可能独立于传统性别偏好,两者并未产生显著加剧出生性别比失衡的互动效应。

此外,本研究有三处局限有待未来数据积累和研究加以完善。首先,本研究主要关注的是“单独二孩”政策的短期影响。从2013年底的“单独二孩”到2015

^① 限于篇幅,不再汇报具体结果。第一类稳健性检验估计的全国平均干预效应系数为0.011($P < 0.005$,模型设定同表3模型V)。其他有关异质性响应模式的稳健性检验结果可向作者索取。

年底的“全面二孩”政策,我国生育政策调整较为迅速,导致仅有较短的实证观察期来识别政策效应。当然,如前文所述,“全面二孩”政策及后续的“三孩”政策可能都因生育政策调整方向明确以及公众普遍预期而使相关研究分析存在潜在的内生性挑战,本研究对“单独二孩”政策短期效应的识别仍应是较为可靠的,对我们系统理解“二孩”政策影响、补充现有文献缺失有较大的学术意义。而且,本研究的贡献主要在于关注社会经济差异带来的异质性政策响应模式,而非政策效应具体大小,未有证据表明这种分层化响应模式不适用于理解其他生育政策调整的效应异质性。目前来看,由于后续生育政策调整较为密集且政策覆盖范围扩大至全体夫妻,对“单独二孩”政策的长期影响以及后续生育政策调整的平均效应和异质性响应模式的识别,都面临更大的数据限制和实证困难。一方面,即使未来有更大规模的细致追踪数据,对于“单独二孩”政策长期效应的识别也很难剥离后续政策对“单独”夫妻生育行为的混淆;另一方面,对于其他后续政策调整效果的分析,由于“单独”和“双非”夫妻在2013—2015年接连受到政策调整影响,而且生育行为存在时间滞后性,导致缺乏相对稳定的实证对照组。就此而言,有待学界同仁在未来研究中共同努力,收集和开放更多数据、探索针对性的识别策略。

其次,虽然本研究使用的2015年小普查微观抽样调查数据具有诸多其他数据不可替代的优点,最适合回答本研究相关问题,但其横截面数据的固有特性也给识别政策效应带来了一定的挑战。现有的社会调查追踪数据规模有限,在交叉划分具体社会经济特征和夫妻独生子女状态的亚组后,无法为异质性响应模式分析提供足够的样本量;而2015年小普查数据仅包括近一年新生育行为和育龄妇女已生育子女数的信息,因没有官方母子关系匹配,我们无法全面确定所有育龄妇女一年前已生育子女的出生年份等生育史信息,导致不能重构数据进行政策调整前后各年份生育行为的精准比较。所以我们只能采取非参数匹配和加权回归调整,尽力尝试利用在重要的个体特征和社会环境层面均可比的“双非”夫妻来构建“单独”夫妻在无政策影响下的生育行为反事实。虽然主分析因数据限制未直接对比政策前后各夫妻类别的差异变化,但是由附录表5有关所有15~44岁在婚妇女的描述性统计结果可知,“单独”夫妻截至2015年11月的平均已生育子女数仅为“双非”夫妻的2/3,而2014—2015年有新生育的概率约为“双非”夫妻的2倍。在二孩生育风险的人群中,如表1所示,“单独”夫妻在2014—2015年同样有最高的新生育概率。所以,考虑到“双非”夫妻群体在政策前后生育行为较为稳定且尚未受到计划生育政策调整影响,两组间生育行为差

异方向的反转已揭示“单独”夫妻以往生育行为模式可能在近一年内发生了显著转变,如果未来数据允许我们对“单独”夫妻进行政策前后时段精准对比分析,很可能发现相似生育行为转变模式。

第三,受限于数据,本研究同样需对部分变量进行一些理论上相对合理的取舍和假设。匹配协变量中绝大部分明显为“干预前”变量,如妻子的年龄、教育、户口、一孩性别等。至于当前住房产权类型和私家车价值两个变量,尽管观测时点在政策调整和二孩生育行为之后,但我们认为可以较合理地假定这两个变量与家庭高值耐用品有关,主要测量的是家庭长期社会经济地位而非近一年内的剧烈变化。中国家庭不仅对于购买房子和车子较为审慎,更普遍关心新房、新车中甲醛等污染物对孕妇和婴幼儿的不良影响,所以在生育前后两年内(大致对应本研究的观察期)更换新房新车的概率可能较小。所以,将这两个变量作为“干预前”变量进行匹配应该是较为可行的。当然,同样由于纳入“干预后”协变量可能导致估计偏误风险,本研究并未对夫妻职业等可能因二孩生育发生迅速改变的协变量进行匹配控制。不过,我们通过对社保参保类别的调节作用的补充分析间接表明不同职业特征人群的政策响应异质性模式可能与主分析其他社会经济维度的异质性模式具有一致的社会分层化特征。此外,家庭同住成员结构同样可能因生育而改变,所以未被纳入匹配。不过,考虑双方父母等家庭成员同住并帮扶照料新生儿的可能性应在“双独”“单独”和“双非”三类夫妻间存在显著差异,但以“双非”为对照组的主分析和以“双独”为对照组的稳健性检验分析结果相似,可大致推断家庭成员同住与否对政策效应尤其是社会分层化响应模式的影响可能也较为有限。这些数据限制下相对合理的假设和推断有待未来数据允许时进一步确证。

总之,本研究的一系列发现说明,有关生育、养育、教育等方面经济成本的“生育效用”考虑已经成为当前我国家庭生育决策的重要约束条件。基于此,也就不难理解为何我国实际生育水平在计划生育政策调整后低于基于普遍的高生育意愿的乐观预期。出于自身社会经济条件的考虑,当下我国积极响应生育政策调整、实现多孩生育意愿的可能多为“生得起、养得起”的家庭。“单独二孩”政策实施后,“全面二孩”政策的目标人群实际上只剩下“双非”夫妻,而且是在部分省份农村地区“一孩半”特例政策覆盖范围外的一孩夫妻。本文的描述性统计显示,“双非”夫妻不仅是我国夫妻的主要构成部分,其社会经济地位也相对较差。所以,本研究发现的社会分层化响应模式一定意义上也有助于理解“全面二孩”政策后较弱的二孩生育响应现象。

家庭对生育政策调整的社会经济分层化响应模式凸显了人口可持续发展与共同富裕之间的底层互动逻辑。我国近年来呈现婚姻同质性匹配程度提高、代际流动减缓等趋势,深刻影响着家庭间社会经济差异的变化态势(Xie et al., 2022; Dong & Xie, 2023)。学界和政策制定者们也逐渐放弃分歧、形成共识,重视家庭社会经济条件对生育的限制作用。发展0~3岁托育服务和“双减”等一系列人口和教育方面的政策已体现出较为一致的社会治理导向。未来或需进一步结合科学、及时的政策效应预判和评估,重视目标人群对宏观政策的微观异质性响应模式及其塑造机制,提升政策设计的针对性和系统性。在建立生育支持政策体系和降低生育、养育、教育成本的同时,也需与完善收入分配制度、迈向共同富裕的政策相统筹,关注不同家庭的差异化需求,将社会经济发展红利更有效地转化为更多家庭实现生育意愿和教育愿景的坚实基础。

附录:

表5 妻子为15~44岁的全国夫妻的新生育比例、平均已生育子女数和妻子平均年龄

夫妻独生子女状态	妻子年龄	2014—2015年 新生育夫妻百分比	平均已生育 子女数	样本量
单独	32.2	8.50	1.00	17652
双非	38.0	3.79	1.55	243183
双独	32.4	6.84	0.86	12342

参考文献:

- 陈卫、靳永爱,2014,《中国计划生育政策的执行及其影响因素——基于微观的视角》,《人口与经济》第4期。
- 陈卫、刘金菊,2021,《近年来中国出生人数下降及其影响因素》,《人口研究》第3期。
- 李文钊、徐文,2022,《基于因果推理的政策评估:一个实验与准实验设计的统一框架》,《管理世界》第12期。
- 刘爽、王平,2015,《对“单独二孩”政策新的认识与思考》,《人口研究》第2期。
- 乔晓春,2015,《从“单独二孩”政策执行效果看未来生育政策的选择》,《中国人口科学》第2期。
- 石智雷、杨云彦,2014,《符合“单独二孩”政策家庭的生育意愿与生育行为》,《人口研究》第5期。
- 王广州,2017,《生育政策调整目标人群总量与预期效果再检验》,《人口学刊》第6期。
- 王军、刘军强,2019,《在分歧中寻找共识:中国低生育水平下的人口政策研究与演进》,《社会学研究》第2期。
- 魏万青,2023,《资源优势抑或安全纽带——住房状况、产权归属与幸福感》,《社会学研究》第3期。
- 魏万青、高伟,2020,《经济发展特征、住房不平等与生活机会》,《社会学研究》第4期。

- 吴开泽, 2019, 《住房市场化与住房不平等——基于 CHIP 和 CFPS 数据的研究》, 《社会学研究》第 6 期。
- 翟振武、金光照、张逸扬, 2022, 《中国生育水平再探索——基于第七次全国人口普查数据的分析》, 《人口研究》第 4 期。
- 翟振武、李龙、陈佳鞠, 2016, 《全面两孩政策下的目标人群及新增出生人口估计》, 《人口研究》第 4 期。
- 翟振武、张现苓、靳永爱, 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。
- 张丽萍、王广州, 2014, 《“单独二胎”政策目标人群及相关问题分析》, 《社会学研究》第 1 期。
- Angrist, Joshua D. & Jörn-Steffen Pischke 2010, “The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design is Taking the Con Out of Econometrics.” *Journal of Economic Perspectives* 24(2).
- Basten, Stuart & Quanbao Jiang 2014, “China’s Family Planning Policies: Recent Reforms and Future Prospects.” *Studies in Family Planning* 45(4).
- Becker, Gary Stanley 1993, *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bergsvik, Janna, Agnes Fauske & Rannveig Kaldager Hart 2021, “Can Policies Stall the Fertility Fall? A Systematic Review of the (Quasi-) Experimental Literature.” *Population and Development Review* 47(4).
- Cai, Yong & Feng Wang 2021, “The Social and Sociological Consequences of China’s One-Child Policy.” *Annual Review of Sociology* 47.
- Coale, Ansley Johnson & Susan Cotts Watkins (eds.) 1986, *The Decline of Fertility in Europe*. Princeton: Princeton University Press.
- Das Gupta, Monica, Zhenghua Jiang, Bohua Li, Zhenming Xie, Woojin Chung & Hwa-Ok Bae 2003, “Why Is Son Preference So Persistent in East and South Asia? A Cross-Country Study of China, India and the Republic of Korea.” *Journal of Development Studies* 40(2).
- Dong, Hao, Matteo Manfredini, Satomi Kurosu, Wenshan Yang & James Z. Lee 2017, “Kin and Birth Order Effects on Male Child Mortality: Three East Asian Populations, 1716 – 1945.” *Evolution and Human Behavior* 38(2).
- Dong, Hao & Yu Xie 2023, “Trends in Educational Assortative Marriage in China over the Past Century.” *Demography* 60(1).
- Du, Yongxiao & Hao Dong 2023, “Homeownership Pathways and Fertility in Urban China.” *Journal of Population Research* 40(3).
- Gauthier, Anne H. 2007, “The Impact of Family Policies on Fertility in Industrialized Countries: A Review of the Literature.” *Population Research and Policy Review* 26(3).
- Gu, Baochang, Feng Wang, Zhigang Guo & Erli Zhang 2007, “China’s Local and National Fertility Policies at the End of the Twentieth Century.” *Population and Development Review* 33(1).
- Iacus, Stefano M., Gary King & Giuseppe Porro 2011, “Multivariate Matching Methods that Are Monotonic Imbalance Bounding.” *Journal of the American Statistical Association* 106(493).
- Lee, James Z. & Feng Wang 1999, *One Quarter of Humanity: Malthusian Mythology and Chinese Realities*. Cambridge: Harvard University Press.
- Lee, James Z., Feng Wang & Cameron Campbell 1994, “Infant and Child Mortality Among the Qing Nobility: Implications for Two Types of Positive Check.” *Population Studies* 48(3).
- Lesthaeghe, Ron 2014, “The Second Demographic Transition: A Concise Overview of Its Development.”

Proceedings of the National Academy of Sciences 111(51).

- Li, Hong-tian, Ming Xue, Susan Hellerstein, Yue Cai, Yanqiu Gao, Yali Zhang, Jie Qiao, Jan Blustein & Jian-meng Liu 2019, "Association of China's Universal Two Child Policy with Changes in Births and Birth Related Health Factors: National, Descriptive Comparative Study." *British Medical Journal* 366.
- Lutz, Wolfgang & Vegard Skirbekk 2005, "Policies Addressing the Tempo Effect in Low-Fertility Countries." *Population and Development Review* 31(4).
- McDonald, Peter 2006, "Low Fertility and the State: The Efficacy of Policy." *Population and Development Review* 32(3).
- Myrskylä, Mikko, Hans-Peter Kohler & Francesco C. Billari 2009, "Advances in Development Reverse Fertility Declines." *Nature* 460.
- Peng, Xizhe 2011, "China's Demographic History and Future Challenges." *Science* 333(6042).
- Poston, Dudley L., Jr. 2002, "Son Preference and Fertility in China." *Journal of Biosocial Science* 34(3).
- Wang, Feng, Baochang Gu & Yong Cai 2016, "The End of China's One-Child Policy." *Studies in Family Planning* 47(1).
- Xie, Yu & Hao Dong 2021, "A New Methodological Framework for Studying Status Exchange in Marriage." *American Journal of Sociology* 126(5).
- Xie, Yu, Hao Dong, Xiang Zhou & Xi Song 2022, "Trends in Social Mobility in Postrevolution China." *Proceedings of the National Academy of Sciences* 119(7).
- Zeng, Yi & Therese Hesketh 2016, "The Effects of China's Universal Two-Child Policy." *Lancet* 388(10054).

作者单位:首都经济贸易大学经济学院(杜永潇)

北京大学光华管理学院社会研究中心(董浩)

责任编辑:赵梦瑶