

全面二孩政策如何影响家庭生育决策?

葛 润 施新政*

摘要: 为了应对人口出生率的急剧下降以及老龄化的快速发展,我国于 2016 年开始实施全面二孩政策。本文使用双重差分方法发现全面二孩政策显著提高了家庭生育的可能性,且这一效果在 2016—2018 年没有出现衰减。因为这一政策而多出生的人数占 2016—2018 年我国每年出生人数的 14.8%。本文的计算表明,我国于 2021 年实施的三孩政策将会使我国短期内每年多出生约 28.32 万人。

关键词: 全面二孩政策; 家庭生育行为; 三孩政策

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.04.09

一、引 言

我国人口出生率的持续下降已经成为政府和社会各界关注的焦点,由此引发的人口红利消失、老龄化程度加深、养老金收不抵支等社会经济问题愈发凸显。自 20 世纪 70 年代实施的“晚、稀、少”政策以及随后的一胎政策以来,我国人口出生率开始大幅下降。如图 1 所示,从 1992 年开始,我国总和生育率已经低于生育更替水平 2.1^①,这意味着如果人均预期寿命不变,那么我国的人口总量将会逐渐减少。快速下降的出生率加上人均寿命的持续增长会进一步加深我国的老龄化程度,这将对我国经济增长的各个方面带来不利影响 (Zhong, 2011; Li and Shen, 2013; 谭海鸣等, 2016; 周祝平和刘海斌, 2016; Liang et al., 2018)。

为了应对生育率的持续下降,我国于 2016 年 1 月 1 日开始实施“全面二孩”政策,该政策允许任何家庭都可以生育两个子女^②。国家统计局公布的宏观加总数据表明 (如图 1 所示),我国人口出生率^③在 2016 年和 2017 年明显提高,分别达到 13.57% 和

* 葛润,上海财经大学公共经济与管理学院;施新政,清华大学经济管理学院,清华大学中国经济研究中心。通信作者及地址:施新政,北京市海淀区清华大学经济管理学院李华楼 608, 100084;电话:(010) 62784920; E-mail: shixzh@sem.tsinghua.edu.cn。葛润感谢上海财经大学中央高校基本科研业务费专项资金 (2022110348) 和上海市 2022 年“超级博士后”激励计划 (2022236) 的资助。施新政感谢国家社会科学基金重大项目 (21&ZD076)、清华大学自主科研计划 (2021THZWC14)、清华大学中国经济研究中心基金的资助。感谢第十七次“中国劳动经济学者论坛”季会评论者和审稿人的宝贵建议。文责自负。

① 总和生育率是指某国家或地区的妇女在育龄期间,每个妇女平均的生育子女数,通常用个数表示。生育更替水平 (replacement level) 是指这样一个生育水平,即同一批妇女生育子女的数量恰好能替代其本身及其配偶。

② 在全面二孩政策之前,我国于在 2014 年实施了“单独二孩”政策。这一政策规定,夫妻双方有一方是独生子女就可以生育两个孩子。然而“单独二孩”政策起到的效果非常有限。如图 1 所示,2012 和 2013 年我国人口出生率分别为 14.57‰ 和 13.03‰,因“单独二孩”政策的实施,2014 年我国人口出生率小幅提升到 13.83‰,然而到 2015 年又回落到 11.99‰。

③ 人口出生率指某地区在一个时期之内 (通常指一年) 出生人数与平均人口数之比,用来反映人口的出生水平,一般用千分数来表示。

12.64‰，然而到2018年、2019年和2020年，出生率急剧下跌，下降到10.86‰、10.41‰和8.52‰；从分孩次的生育数量上看，全面二孩政策后，2016—2019年每年二孩出生人数都维持在700万人以上，而一孩出生人数则下降剧烈，从2016年的973万人下降到2019年的593.3万人。那么，在微观家庭层面，全面二孩政策对家庭的生育决策带来多大的影响？我国每年出生人口中有多少是因为这一政策带来的？进一步放开生育限制能起到多大效果？这些问题还没有严谨的学术研究进行论证，本文尝试回答上述问题。

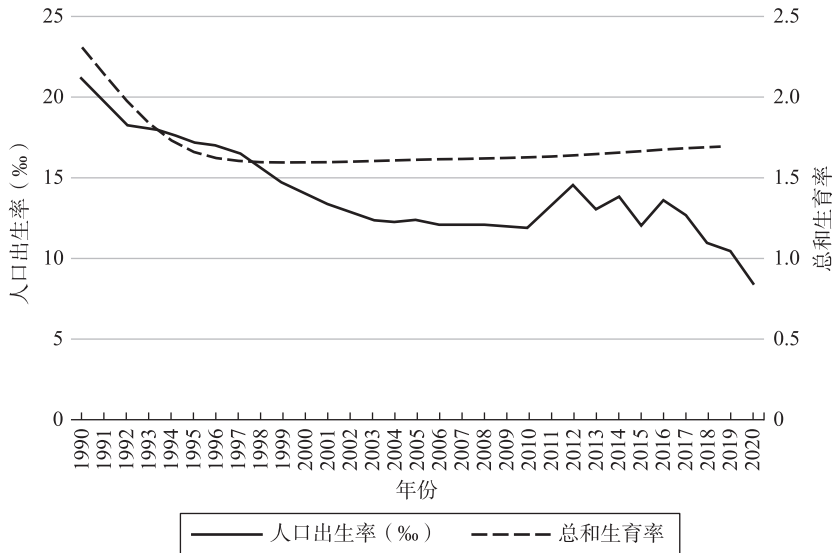


图1 1990—2020年我国人口出生率和总和生育率的变化情况

数据来源：人口出生率来自国家统计局，总和生育率来自世界银行。

为了合理评估全面二孩政策对家庭生育行为的影响，本文使用2012—2018年中国家庭追踪调查数据（CFPS），使用双重差分法（Difference-in-Differences）研究这一问题。在全面二孩政策实施前，我国于2014年实施了单独二孩政策，该政策的实施意味着夫妻双方只要有一方是独生子女，就可以生育两个孩子。所以全面二孩政策放开了夫妻双方都不是独生子女家庭的生育限制，而对夫妻双方至少有一个是独生子女的家庭没有影响。我们将样本限制在数据起始期（2012年）孩子数量小于等于2个且政策实施之前（2015年）妻子是20—40岁的家庭，将夫妻双方都不是独生子女的家庭作为处理组，将夫妻双方至少有一个是独生子女的家庭作为对照组，评估两组家庭在2016年全面二孩政策前后的生育行为差异。回归发现，全面二孩政策的实施显著提高处理组家庭生育的可能性，且这一效果在2016—2018年没有出现衰减。因为这一政策我国每年多出生的人数为248.2万，占2016—2018年我国每年出生人数的14.8%。本文的结论在一系列稳健性检验中均保持一致，这说明本文的结论真实可信。^① 本文的预测表明，我国于

^① 此外，我们还探讨了不同家庭对全面二孩政策是否存在异质性的反应。我们讨论了家庭是否因为收入、养育成本、妻子工作、房产、夫妻健康和受教育等的差异，而对全面二孩政策做出不同的反应。但我们仅发现夫妻与任何一方的父母同住的家庭对全面二孩政策的反应更积极，其他的异质性分析并未得到显著结果。详见附录A，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网（<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>）下载附录。

2021年实施的三孩政策将会使我国短期内每年多出生约28.32万人。

本文为我国未来生育政策的制定提供了实证基础。全面二孩政策的实施虽然显著提高了家庭生育的可能性,但并没有达到预期的效果。^①并且即便实施三孩政策,每年多出生的人口数量也只占到我国2016—2019年平均每年出生人口的1.74%。因此为了刺激生育,在放开生育限制的基础上,我国亟须出台减轻家庭经济负担和生养负担、鼓励甚至奖励生育的政策。

本文对文献的贡献有三个方面。第一,以往文献只是在全面二孩政策尚未实施或刚刚实施时,对政策效果进行预测(翟振武等,2014;乔晓春,2014;翟振武等,2016),或是在政策实施后调查人们的生育意愿(靳永爱等,2016;张晓青等,2016;庄亚儿等,2021),而仅有的评估全面二孩政策真实效果的文献(汪伟等,2020)也只评估了政策实施刚过半年的效果。本文使用严谨的政策评估方法研究了全面二孩政策实施后更长时间的影响,这不仅能精确地反映出政策的真实效果,还能够刻画出全面二孩政策效果是否具有持续性,帮助我们在更多维度上认识这一政策,弥补了现有文献的不足。第二,《中华人民共和国人口与计划生育法》于2021年8月20日做出修改,规定一对夫妻可以生育三个子女,目前尚未有文章对三孩政策的实施效果进行预测。本文基于对全面二孩政策的估计,首次预测了三孩政策实施后的可能效果,为我国未来人口形势判断提供了前瞻性的实证证据。第三,全面二孩政策作为影响我国家庭生育决策的重要因素,本文的研究补充了现有文献对我国家庭生育决策影响因素的讨论(易君健和易行健,2008;王天宇和彭晓博,2015;Zhang and Luh, 2018;封进等,2020;葛润和黄家林,2020;Liu et al., 2020;江涛,2021)。此外,本文还研究了不同家庭对全面二孩政策的异质性反应,为政府部门制定实施生育配套支持措施提供了研究基础。

本文结构安排如下:第二部分是文献综述;第三部分介绍数据、变量和实证策略;第四部分展示基准回归和稳健性检验结果;第五部分预测三孩政策的效果;最后是结论。

二、文献综述

本文的研究主要与两类文献相关:第一类文献讨论二孩政策的相关影响,第二类文献讨论影响家庭生育的一系列因素。

(一)我国二孩政策的影响

我国二孩政策已经存在多年。在全国范围内推行的二孩政策包括自20世纪80年代末至2011年各个省份陆续实施的双独二孩政策^②、2014年的单独二孩政策和2016年1

^① 全面二孩政策实施后,我国每年出生人数的最大值是1786万人,低于原卫生和计划生育委员会副主任王培安的预期数字2000万人(详见《国家卫生计生委副主任王培安就实施全面两孩政策答记者问》, <http://www.nhc.gov.cn/xcs/s3574/201510/b03bb9da18044c299f673f0b84eeab1.shtml>, 访问时间:2023年5月15日);这一数字也远低于中国人口学会会长翟振武等(2014,第10页)的预期数字4995万人(该文认为“假若2012年立即全面放开二胎生育政策,未来4年内,我国年度出生人口将分别达到3540万、4995万、4025万、3540万”)。

^② 广东省(1986年实施)、安徽省(1988年实施)等是较早实施双独二孩政策的省份,河南省(2011年实施)是最晚实施双独二孩政策的省份。

月1日的全面二孩政策。本小节我们介绍单独二孩和全面二孩政策对生育影响的研究。

文献中关于单独二孩的讨论较为丰富。刘鸿雁和黄匡时(2015)、乔晓春(2015)通过对数据进行对比描述的方式,得到结论认为单独二孩政策起到的效果有限,无法扭转生育下行的趋势。杨菊华(2015)、Wang et al.(2019)通过使用微观调查数据,采用回归的方式,得到结论认为单独二孩政策实施后,人们的生育意愿较低。Jin et al.(2021)通过使用2015年全国1%人口抽样调查数据发现,单独二孩政策的实施提升了二孩的生育数量,且这一政策对高生育意愿和对养育成本不敏感的人群影响更大。

现有研究全面二孩政策对生育影响的文献中,一部分通过抽样调查的方式了解受政策影响群体的生育意愿(靳永爱等,2016;张晓青等,2016;庄亚儿等,2021);另一部分估计受政策影响的人群数量,并结合已有的生育意愿调查得到的信息,将政策影响的人群数量与调查得到的生育意愿相乘,得到对全面二孩政策实施效果的预测(翟振武等,2014;乔晓春,2014;翟振武等,2016)。通过抽样调查了解生育意愿的文献只能了解人们在调查那一时点的生育意愿,无法了解人们生育意愿的动态变化,尤其是在全面二孩政策前后的变化。并且这些调查关注的地区较少,缺乏全国代表性。例如靳永爱等(2016)是基于2016年4月在我国6省12市的生育意愿调查数据进行的分析;张晓青等(2016)是基于2015年5月底在山东省的生育意愿及其影响因素抽样调查数据进行的分析;仅有庄亚儿等(2021)是基于全国代表性的调查数据进行分析的,但该数据也只能反映2017年7月时的生育意愿情况。这种生育意愿调查给学者们预测全面二孩政策的效果提供了重要的参数,通过估计受到全面二孩政策影响的人群数量,将这一数量与生育意愿相乘,即可得到对政策效果的预测(翟振武等,2014;乔晓春,2014;翟振武等,2016)。但需要注意的是,生育意愿不一定等价于生育数量,因此应当谨慎解读基于生育意愿调查得到的对政策效果的预测。除此之外,对政策覆盖人群的估计误差也会给上述预测工作带来偏差。例如翟振武等(2014)高估了全面二孩政策的影响人群,基于这样的估计得出结论认为,如果我国2012年实施全面二孩政策,那么年度出生人口最大值将达到4995万人,这一结论偏离了现实情况;乔晓春(2014)对翟振武等(2014)的研究进行了修正,该文利用类似的数据重新预测全面二孩政策的可能效果,该文认为全面二孩政策实施后年度出生人口最大值在2200万至2700万之间,这一数字远低于翟振武等(2014)的研究;而翟振武等(2016)的研究得到的数字又远低于翟振武等(2014)的研究,该文预测我国在2016年实施全面二孩政策后,年度出生人口的最大值不会超过2200万人。由此可见,这类预测所得到的结论并不稳健。不论是调查生育意愿,还是基于生育意愿进行的政策效果预测,都不是对真实生育数量的评估,因此需要对全面二孩政策的真实效果有一个合理的评估。

据我们所知,现有研究全面二孩政策对真实生育数量影响的文章,仅有一篇与本文类似。汪伟等(2020)同样使用CFPS数据评估了全面二孩政策对生育和家庭消费的影响。然而该文存在两方面的不足:第一,从数据的角度上看,该文仅使用了2010年、2012年、2014年、2016年四期的调研数据。2016年的CFPS数据主要在2016年7—8月进行访问,这使得该文只能估计全面二孩政策实施后刚过半年的效果,这个时间段很

多家庭可能还没有完成第二个孩子的生育过程,因此该文的估计结果并不能反映全面二孩政策的真实效果。此外,受限于数据,该文也无法评估之后几年政策的效果。第二,从回归方法的角度上看,该文在回归中并未控制家庭固定效应,这可能导致很多家庭层面未观测到的因素进入误差项,从而造成估计偏误;除此之外,该文控制了很多随时间变化的内生变量,例如家庭平均年收入、家庭住房产权情况、受教育水平、户口和工作性质、家庭隔代照料情况等,这些变量可能受到政策的影响,这同样导致回归结果有偏。而本文使用2012—2018年的调查数据,采用更为严谨的回归方法,关注全面二孩政策实施后更长时间的影响,因此本文的结论更能反映全面二孩政策的真实效果。

(二) 影响家庭生育的因素

家庭的生育行为是一个复杂的经济社会活动,很多因素都会对其造成影响。自20世纪90年代以来,一胎政策对育龄女性生育数量的抑制作用越来越弱,生育收益的下降和成本的提高越来越成为制约生育的主要原因(都阳,2005)。从收益的角度上看,生育养育孩子带来的养老收益逐年降低。近些年来,养老保险、医疗保险逐步完善,公共福利体系逐渐挤出了子女提供的养老服务,因此生育的收益越来越低。例如,有文献发现,新型农村合作医疗制度的建立降低了我国农村居民的生育意愿和生育数量(王天宇和彭晓博,2015)。从成本的角度上看,生育养育孩子所带来的住房和教育成本逐年提高。已有研究表明,高房价和教育成本的提高会造成生育率下降(易君健和易行健,2008;Liu et al.,2020;江涛,2020)。除此之外,生育子女可能会对女性收入和工作带来不利影响(Lundborg et al.,2017;Kleven et al.,2019),这同样也提高了生育的成本。

另有一部分文献讨论了政府出台的与生育相关的政策带来的效果。例如我国曾经实施的“晚、稀、少”政策和一胎政策,这些政策极大地抑制了生育,达到了政策的效果(Zhang,2017;Chen and Huang,2018)。与我国情况相反,其他国家实施的相关政策大多是为了刺激生育。例如,Whittington(1992)研究了美国政府针对父母的收入税减免政策对家庭生育的影响,该文发现这项政策显著提高了家庭的生育率;Zhang et al.(1994)研究了加拿大实施的类似政策的效果,该文同样发现税收减免刺激了更多的生育;Riphahn and Wiyneck(2017)探究了德国的相关政策,同样发现与生育相关的税收减免可以刺激生育。Lalive and Zweimüller(2009)研究了奥地利1990年实施的延长带薪产假的政策,该文发现这一政策可以促使女性生育第二个孩子。Milligan(2005)和Cohen et al.(2013)分别研究了加拿大和以色列的生育补贴政策,他们都发现生育补贴可以提高家庭的生育可能性。

本文通过研究全面二孩政策的实施如何影响家庭生育决策,补充了现有文献。

三、数据、变量和实证策略

(一) 数据和变量

本文使用的数据是中国家庭追踪调查数据(CFPS),该数据于2010年正式开展访问。到目前为止,形成了2010年、2012年、2014年、2016年、2018年、2020年共六

期面板数据。CFPS覆盖了中国内地除西藏、青海、宁夏、新疆、内蒙古以外的25个省（自治区、直辖市），数据具有全国代表性。本文用到的是调查年份在2012年、2014年、2016年和2018年的数据^①。在构建回归样本的过程中，我们做了如下处理。第一，删除了关键变量缺失的样本。第二，将个人数据转化为包含夫妻两人的家庭层面数据，只保留数据起始期（即2012年时）孩子数量小于等于2个且政策实施之前（即2015年时）妻子是20—40岁的家庭。这样做的目的在于，全面二孩政策直接影响的群体是夫妻双方具备生育能力的家庭；我们根据妻子而不是丈夫的年龄对样本进行限制，是因为在生育孩子的过程中，母亲的身体状况直接决定了孩子能否健康出生，而父亲带来的影响很小；将样本限制在妻子年龄是20—40岁的家庭，是因为女性在40岁之后生育的可能性非常低^②。在后文的稳健性检验中，我们将样本中妻子的最大年龄做了更改，回归结果依然保持稳健。第三，CFPS数据详细记录了孩子的出生日期，因此我们将原本每两年一期的4期的孩子出生信息面板，转化为2012—2018年每年的7期孩子出生信息面板。^③我们把家庭层面的其他变量也转化为7期数据，具体而言，我们将数据访问当年的家庭信息作为当年和上一年的家庭层面变量。例如，2018年访问的数据作为2017年和2018年的家庭信息等。第四，在我国实施一胎政策的时候，一些农村居民和少数民族家庭已经可以生育第二个孩子，因此这些家庭不受全面二孩政策的影响。但我们在构造样本的过程中，并没有删除这些家庭。这是因为，包含这些家庭可以使我们的回归样本更具有代表性，这样得到的结论也更容易对照现实数据进行分析和解读。^④

表1报告了本文关键变量的描述性统计结果。我们主要关注的被解释变量是“生育”，是0—1变量，用来衡量某家庭在某年是否生了孩子，该变量可以帮助我们了解全面二孩政策实施后家庭生育的可能性。表1的结果表明，样本家庭每年生育孩子的概率为6.69%。

在全面二孩政策之前，我国分别实施了双独二孩政策和单独二孩政策。全面二孩政策的实施意味着夫妻双方都是非独生子女的家庭可以生育第二个孩子，而夫妻双方至少有一个是独生子女的家庭在全面二孩政策之前就可以生育两个孩子了，因此不受全面二孩政策的影响。我们将夫妻双方都是非独生子女的家庭作为处理组，而将夫妻双方至少有一个是独生子女的家庭作为对照组。^⑤本文按照如下方式构造 $treat_i$ 变量来区分处理组

① 本文没有使用2020年的数据，原因在于，虽然CFPS目前已经放出了2020年的数据，但是只放出了“个人库”和“少儿家长代答库”，并没有放出“家庭关系库”。“个人库”中没有涉及生育的相关信息，而“少儿家长代答库”又没有提供孩子父母的个人ID（代答的家长不一定是其父母）。因此本文难以将2020年的数据纳入样本中进行分析。

② 根据《2015年全国1%人口抽样调查资料》中记录的2015年“全国育龄妇女分年龄、孩次的生育状况”表，2015年我国女性在40岁以后生育的可能性非常低（例如当年41岁女性的生育率只有6.26%）。

③ 本文所用样本为非平衡面板。我们在稳健性检验中使用平衡面板数据进行回归，结果与基准回归保持一致。感谢审稿人的建议。

④ 我们也曾删除农村户口和少数民族样本，使用城镇户口样本、汉族样本、城镇户口且汉族样本进行回归，回归结果详见附录B，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网（<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>）下载附录。

⑤ 我们根据CFPS数据提供的信息来判定夫妻是否为独生子女。CFPS数据2010年问卷有这样一个问题：“请问您一共有几个兄弟姐妹（包括已经去世的）？”我们根据这一问题构造了每个受访者是否为独生子女的信息。CFPS数据其他年份并没有再问这个问题，于是我们就将2010年的信息赋予其他年份相同的受访者。另外，CFPS各期的数据也询问了受访者父母的孩子信息，我们根据受访者父母报告的孩子数量进一步补齐受访者的独生子女情况。

($treat_i=1$) 和对照组 ($treat_i=0$):

$$treat_i = \begin{cases} 1, & \text{家庭 } i \text{ 的夫妻双方都不是独生子女} \\ 0, & \text{家庭 } i \text{ 的夫妻双方至少有一个是独生子女} \end{cases}$$

按照如下方式构造 $post_t$ 来区分观测值在政策之前 ($post_t=0$) 和之后 ($post_t=1$):

$$post_t = \begin{cases} 1, & \text{如果 } t=2016、2017 \text{ 或 } 2018 \\ 0, & \text{如果 } t=2012、2013、2014 \text{ 或 } 2015 \end{cases}$$

表1 描述性统计

变量名	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
生育	这一年是否生孩子	18 690	0.0669	0.2498	0.0000	1.0000
关键解释变量						
处理组 ($treat$)	处理组=1, 对照组=0	18 690	0.6298	0.4829	0.0000	1.0000
政策后 ($post$)	政策后=1, 政策前=0	18 690	0.3892	0.4876	0.0000	1.0000
控制变量						
数据年份	年份	18 690	2 014.82	1.9679	2 012	2 018
妻子年龄	妻子年龄	18 690	32.1752	5.3190	17.0000	44.0000
丈夫年龄	丈夫年龄	18 690	34.1887	5.8314	18.0000	52.0000

(二) 实证策略

我们使用双重差分法评估全面二孩政策对家庭生育行为的影响。具体的回归模型如下:

$$y_{itc} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \theta_i + \delta_t + X_{it} + year_t \times county_c + \epsilon_{itc}, \quad (1)$$

其中, 下标 i 代表家庭, 下标 t 代表数据年份, 下标 c 代表家庭所在区县; y_{itc} 是被解释变量。 β_1 反映了全面二孩政策的实施效果。 θ_i 是家庭固定效应, δ_t 是年份固定效应。家庭-年份层面的变量 X_{it} 包含两个变量: 妻子年龄和丈夫年龄。式 (1) 中没有控制其他变量 (如夫妻的受教育水平、工作状况、收入水平等), 原因在于: 第一, 式 (1) 已经控制了家庭固定效应 θ_i 和年份固定效应 δ_t , 因此任何只随家庭变化、不随时间变化的变量 (例如夫妻的民族状态) 都已经被家庭固定效应 θ_i 控制了, 任何只随时间变化、不随家庭变化的变量都已经被年份固定效应 δ_t 控制了; 第二, 如果进一步控制随着个体和年份同时变化的变量会对估计结果造成偏误。这是因为这些变量并非在政策实施之前就已经确定, 因此可能受到政策实施的影响。如果将这些变量作为控制变量, 就是 Angrist and Pischke (2009) 提到的不好的控制变量 (bad controls)^①, 会对估计结果造成偏误。而夫妻的出生年份在政策发生前就已经确定, 相对于全面二孩政策而言是外生变量, 因此我们选取妻子年龄和丈夫年龄进行控制, 不会对回归结果带来偏误。注意到, 在式 (1)

① 详见 Angrist and Pischke (2009, pp. 64-68) “3.2.3 Bad Control” 章节。

中，我们没有纳入 $treat_i$ 和 $post_i$ 这两个变量，这是因为它们分别与 θ_i 和 δ_i 完全共线，因此无法加入回归方程中。为了进一步控制不同区县的经济社会因素变化对家庭生育决策的影响，我们在回归中加入年份线性项与区县虚拟变量的交叉项 $year_i \times county_c$ 。 ε_{itc} 代表误差项，考虑到同一区县家庭的扰动项可能存在相关关系，本文将回归标准误差聚类 (cluster) 在区县层面。后文所有结果的回归方法都是普通最小二乘法 (OLS)。

四、实证分析和稳健性检验

(一) 基准回归结果

通过对模型 (1) 的回归，结果如表 2 所示。

表 2 全面二孩政策效果

变量	生育	生育
	(1)	(2)
$treat \times post$	0.0154** (0.0078)	0.0188** (0.0089)
样本量	18 690	18 690
R^2	0.1465	0.1603
结果变量均值	0.0669	0.0669
县×年份线性趋势	否	是

注：回归中控制了家庭固定效应、年份固定效应、丈夫和妻子的年龄；* 10%水平上显著，** 5%水平上显著，*** 1%水平上显著；括号中汇报的是聚类在区县层面的标准误。

表 2 的第 (1) 和 (2) 列报告了全面二孩政策的实施效果。第 (1) 列回归没有控制区县与年份线性趋势的交叉项，第 (2) 列控制了这一交叉项。可以看出，不论是否控制这一交叉项，回归结果没有出现明显差异。第 (2) 列的回归系数表明，全面二孩政策实施之后，相比于对照组，处理组生育的可能性提高了 1.88 个百分点，相当于样本均值的 28.1% ($0.0188 \div 0.0669 \approx 28.1\%$)。

为了将上述回归系数转化为全国范围内每年多出生的人口数量，我们使用 2015 年人口抽样调查数据进行计算。根据《2015 年全国 1% 人口抽样调查主要数据公报》和《2015 年全国 1% 人口抽样调查资料》^①，该调查的总样本量是 21 312 241，占全国总人口的 1.55%。夫妻双方均为非独生子女且妻子年龄为 20—40 岁的家庭样本量为 2 046 335。因此，2015 年，全国范围内夫妻双方均为非独生子女且妻子年龄在 20—40 岁的家庭数为 132 021 612 ($2\ 046\ 335 \div 1.55\% \approx 132\ 021\ 612$)。将这一数字与我们估计出的系数 0.0188 相乘可得 2 482 006 人，即 2016—2018 年，因全面二孩政策的实施，我国平均每

^① 《2015 年全国 1% 人口抽样调查资料》的具体介绍可以参见 <http://www.tjcn.org/tjnj/pedc/35845.html>，访问时间：2023 年 5 月 15 日。我们使用的是其中的“8-21 全国按年龄、夫妇为独生子女情况和存活子女数分的 15—50 岁妇女人数—国家加权_8600000000000000_20150000_20160526”表。

年多出生 248.2 万人。2016—2018 年我国平均每年出生人口总数为 1 677.3 万，因全面二孩政策而多出生的人口占其中的 14.8% ($248.2 \div 1\,677.3 \approx 14.8\%$)。

(二) 稳健性检验

双重差分方法有效实施的前提假设是处理组和对照组家庭的生育行为在全面二孩政策之前的趋势保持一致。为了验证这一点，我们将回归模型 (1) 做如下改动：

$$y_{itc} = \beta_0 + \sum_{t=2012}^{2018} \beta_{1t} \text{treat}_i \times \text{dummy}_{y_t} + X_{it} + \theta_i + \delta_i + \text{year}_t \times \text{county}_c + \varepsilon_{itc}. \quad (2)$$

将模型 (1) 中的 post_t 替换为一系列年份的虚拟变量 $\sum_{t=2012}^{2018} \text{dummy}_{y_t}$ ，把 2015 年作为基准年，去掉 2015 年的虚拟变量，将其他年份虚拟变量与 treat_i 相乘，将各个交叉项前的系数 β_{1t} 的估计结果和 95% 的置信区间报告在图 2 中。注意到，我们没有将每个年份的虚拟变量 $\sum_{t=2012}^{2018} \text{dummy}_{y_t}$ 纳入回归中，这是因为它们与 δ_i 完全共线，因此无法加入回归中。

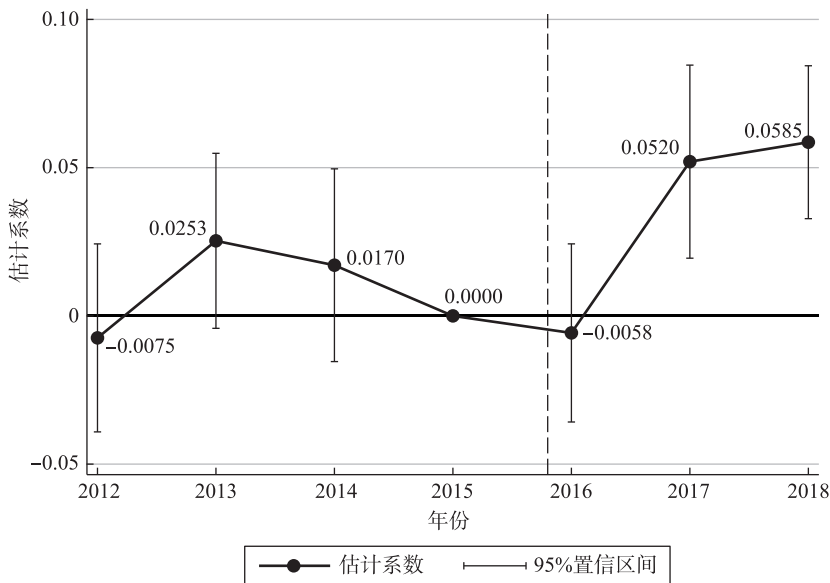


图 2 动态回归结果

图 2 的结果表明，在全面二孩政策实施之前，处理组和对照组的趋势是基本平行的；只有在全面二孩政策实施后，处理组才与对照组有显著差异。这足以证明本文双重差分方法的有效性。另外，值得注意的是，图 2 中 2016—2018 年的估计系数不断提高，这说明全面二孩政策带来的影响在这三年间并未出现衰减，这也与我国 2016—2018 年每年二孩人口出生数量没有衰减相吻合。

为了进一步证明本文的回归结果是由全面二孩政策导致，而不是由其他因素带来，本文做了一系列安慰剂检验。结果报告在表 3 和图 3 中。

表3 安慰剂检验

变量	农村居民样本		少数民族样本		3孩及以上		政策提前2年	
	生育	生育	生育	生育	生育	生育	生育	生育
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$treat \times post$	0.0363*	0.0350	0.0873	0.1194	-0.0027	-0.0386	-0.0033	0.0008
	(0.0211)	(0.0250)	(0.0719)	(0.0789)	(0.0266)	(0.0319)	(0.0117)	(0.0135)
样本量	3 857	3 857	609	609	1 289	1 289	11 415	11 415
R^2	0.1409	0.1668	0.1634	0.1936	0.2581	0.3281	0.2361	0.2560
县×年份线性趋势	否	是	否	是	否	是	否	是

注：回归中控制了家庭固定效应、年份固定效应、丈夫和妻子的年龄；*10%水平上显著，**5%水平上显著，***1%水平上显著；括号中汇报的是聚类在区县层面的标准误。

表3的第(1)、(2)列报告了只使用农村居民样本的回归结果。在全面二孩政策实施之前，我国大部分省份规定，夫妻双方均为农村居民，且第一个孩子是女孩的家庭，可以生育第二个子女。我们通过仔细搜集各个省份对农村居民计划生育政策的要求，构造了全面二孩政策之前就可以生育两个子女的农村样本，这部分样本不应受到全面二孩政策的影响。通过回归也证实了这部分群体确实对全面二孩政策没有明显的反应。第(3)、(4)列报告了只使用少数民族样本的回归结果。在全面二孩政策之前，我国实施一胎政策的时候，大部分省份对少数民族的计划生育政策比汉族要松很多。我们通过详细搜集各个省份对少数民族计划生育政策的要求，构造了全面二孩政策之前就可以生育两个子女的少数民族样本，这部分样本不应受到全面二孩政策的影响。^①通过回归也证实了这部分群体确实对全面二孩政策没有明显的反应。在第(5)、(6)列，我们使用全面二孩政策之前已经有3个及以上数量孩子的家庭进行回归，发现这些家庭对全面二孩政策没有明显反应，这同样符合逻辑。最后，第(7)、(8)列报告了假设全面二孩政策不在2016年年初实施的回归结果。我们使用全面二孩政策实施之前的样本，假设政策在2014年年初实施，得到的回归结果不显著。上述一系列安慰剂检验结果足以说明本文得到的结论确实来自2016年年初实施的全面二孩政策的影响。

图3汇报了置换检验(permutation test)的结果。我们把样本中每个家庭随机分配到处理组和对照组，总共进行2000次分组实验。每次随机分组都对式(1)进行回归，将交叉项 $treat_i \times post_i$ 前面系数的分布画在图3中。图中的垂线对应的是基准回归的估计结果(即表2的第(2)列)， P 值衡量了2000次回归中有多少比例的回归结果大于基准回归的结果。我们可以看到，在上述检验中，2000次回归的系数中仅有16次超过基准回归的系数(在1%的水平上显著)。因此我们认为，本文的结论由随机因素造成的可能性极小，的确是由全面二孩政策的影响带来。

^① 我们在附录C中说明了表3前四列回归的样本构造依据，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附录。

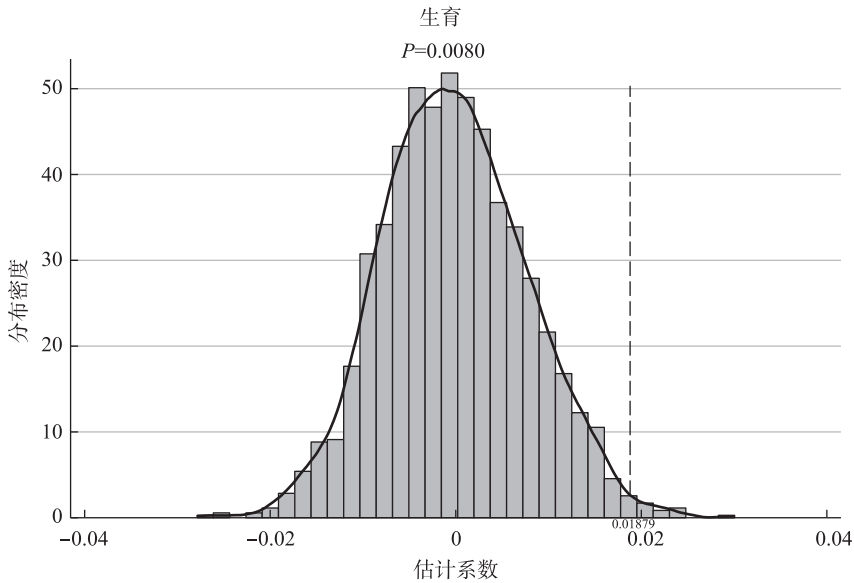


图3 置换检验

接下来,我们验证本文结论的稳健性。在基准回归的设定中,我们只保留2015年年底妻子年龄在20—40岁的家庭样本。为了表明本文的结论并不是由某一特殊的年龄段带来,我们分别构造了2015年年底妻子年龄是20—35岁、20—36岁、20—37岁……20—44岁、20—45岁的样本,然后对式(1)进行回归,将交叉项 $treat_i \times post_i$ 前面的系数及其95%的置信区间报告在图4中。从图中可以注意到,除了38岁以下的样本回归系数不显著之外,不论我们将样本限制在哪个年龄段,全面二孩政策都显著提高了处理组家庭生育孩子的可能性,这说明我们的结果并不是由家庭中妻子某个年龄段的定义带来的。

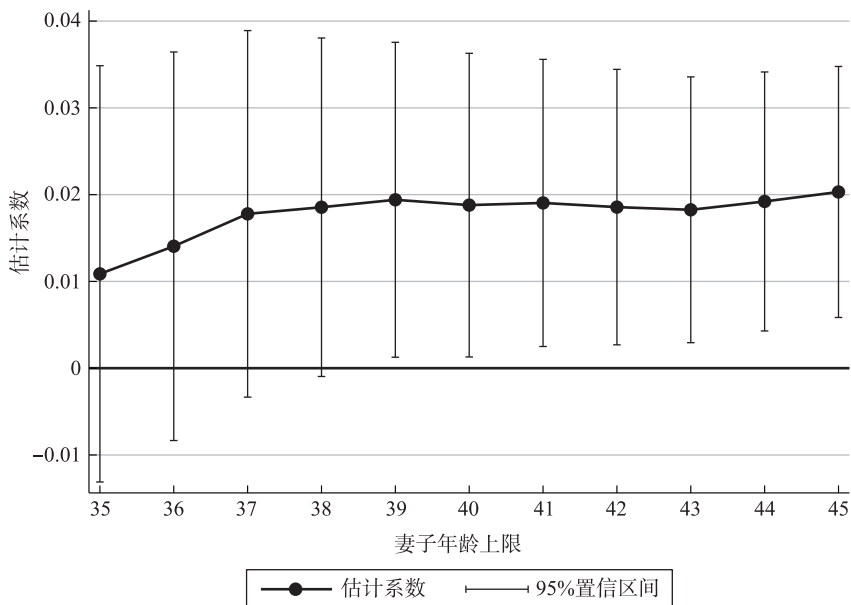


图4 妻子不同年龄上限的样本回归结果

表4报告了一系列稳健性检验的结果。表4的第(1)、(2)列报告了进一步控制一系列家庭层面上前定变量的回归结果。本文回归所使用的处理组是夫妻双方中至少有一个是独生子女的家庭，而对照组是夫妻双方均不是独生子女的家庭。已有研究表明，独生子女和有兄弟姐妹的孩子在身体发育、接受教育、享受家庭资源等多个方面有差异(Conley and Glauber, 2006; Li et al., 2008; Rosenzweig and Zhang, 2009; Liu, 2014)，并且独生子女更可能减少生育(Huang et al., 2020)。那么，为了进一步消除处理组和对照组群体之间的差异，除了已经在基准回归中控制的妻子和丈夫的年龄，本文还控制了一系列2014年夫妻个人和家庭层面的变量与 $post$ 变量的交叉项。这些变量包括：2014年时妻子是否工作、丈夫是否工作、妻子户口状态、丈夫户口状态、社区或村庄是否有幼儿园、夫妻是否有自己的房产、妻子受教育水平、丈夫受教育水平、妻子年收入、丈夫年收入、家庭人均收入、妻子自评健康、丈夫自评健康。通过选取上述变量在2014年的取值，可以保证这些控制变量不受全面二孩政策的影响，从而保证控制变量的外生性；又因为这些变量的取值固定在2014年，不随时间变化，因此如果直接将上述变量放入回归中，会被家庭固定效应 θ_i 吸收掉，因此我们将这些变量与 $post$ 变量相乘后控制在回归中。第(1)、(2)列的结果与基准回归的结果依然保持一致。

本文基准回归中使用的数据是非平衡面板，为了证明基准回归的结论并不会受到数据是否为平衡面板的影响，我们将样本改为平衡面板重新进行回归。回归结果报告在表4的第(3)、(4)列，回归结果依然保持了显著性。这一检验表明本文的结论并不会受到数据是否为平衡面板的影响。

表4 稳健性检验

变量	控制前定变量		平衡面板		排除单独政策影响	
	生育	生育	生育	生育	生育	生育
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times post$	0.0318***	0.0256**	0.0161**	0.0216**	0.0240**	0.0256**
	(0.0113)	(0.0126)	(0.0081)	(0.0093)	(0.0107)	(0.0121)
样本量	9 497	9 497	15 960	15 960	11 907	11 907
R^2	0.1564	0.1716	0.1324	0.1467	0.1894	0.2099
县×年份线性趋势	否	是	否	是	否	是

注：回归中控制了家庭固定效应、年份固定效应、丈夫和妻子的年龄；*10%水平上显著，**5%水平上显著，***1%水平上显著；括号中汇报的是聚类在区县层面的标准误。

在全面二孩政策实施之前，我国也分别实施了双独二孩政策和单独二孩政策。双独二孩政策在全国范围内的实施时间差异较大，最早的一批省份（自治区、直辖市）在1990年之前就已经实施了这一政策，例如天津市、安徽省、山东省、广东省、海南省；除河南省之外，剩下的省份在2004年之前也都实施了这一政策，河南省于2011年11月25日才实施双独二孩政策，成为我国最晚实施这一政策的省份。^①单独二孩政策是2014年在全国范围内实施的。因此可以看出，2016年实施的全面二孩政策与之前的两次政策

① 详见各省（自治区、直辖市）在历史上出台的《计划生育条例》或《人口与计划生育条例》。

变动在时间上较为接近。本文所用数据包含的年份(2012—2018年)涵盖了单独二孩政策的实施,但没有涵盖河南省实施双独二孩政策,因此本文的结论有可能受到单独二孩政策的影响。为了排除上述可能性,我们删除2012—2013年的样本,只使用2014年及以后的样本,这样数据就只包含单独二孩政策实施之后的样本,从而可以排除单独二孩政策的影响,回归结果报告在表4的第(5)、(6)列。这一回归结果与表2中基准回归的结果相一致,这表明单独二孩政策并没有影响到本文的结论。

因此,综合上述所有安慰剂和稳健性检验,本文的回归结果真实可信。

我们将表4稳健性检验中的系数也转化为全国范围内每年多出生的人口数量。按照与基准回归中相同的计算方法,稳健性检验系数区间0.0161—0.0318意味着,因全面二孩政策的实施,我国2016—2018年平均每年多出生212.6万—419.8万人口,占到这一时期我国平均每年人口出生总数的12.7%—25.0%。基准回归中估计出的14.8%也处在这个区间中。

五、三孩政策效果^①

全面二孩政策的效果并没有达到预期。政策实施后,我国每年出生人数的最大值是1786万人,低于原卫生和计划生育委员会副主任王培安的预期数字2000万人^②,也远低于中国人口学会会长翟振武等(2014)的预期数字4995万人。面对人口出生率的持续下滑,中共中央政治局于2021年5月31日召开会议,审议《关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》并指出,为进一步优化生育政策,实施一对夫妻可以生育三个子女政策及配套支持措施。

基于本文的估计结果,我们尝试预测我国实施三孩政策的效果。为了做这样的预测,我们需要知道两个数字:第一是2021年我国20—40岁女性人数,第二是我国家庭对三孩政策的反应。接下来,我们逐一估计这两个数字。

第一,现有统计资料中无法直接获知到2021年我国20—40岁女性的人数。为了获得这一估计,我们使用《2015年全国1%人口抽样调查资料》的数据。该数据详细记录了2015年受调查样本中各年龄段女性的人数情况。因为该样本占全国总人口的比例为1.55%,因此我们将该数据除以1.55%,2015年时14—34岁的女性群体的人数为203386774。经过6年后,即2021年,这部分群体将从14—34岁变为20—40岁群体。因此2021年我国20—40岁女性人数为203386774。

第二,为了预测三孩政策的效果,我们需要推测家庭对三孩政策的反应。通过使用2018年CFPS的数据,我们发现20—40岁受访者中,期望生育两个孩子的人数占67.22%,而期望生育三个孩子的人数只占6.38%。另外,庄亚儿等(2021)使用2017年全国生育状况抽样调查,发现我国15—49岁女性中,理想子女数为2个孩子的占79.7%,而理想子女数为3个孩子的仅占5.9%。CFPS数据得到的结论与庄亚儿等

^① 需要指出的是,在预测三孩政策效果的时候,我们做了一系列假设,例如生育意愿等价于真实的生育行为、所有女性都结婚等。这些假设使得这里的预测不一定准确,因此对这部分结果的解读应当谨慎。

^② 详见《国家卫生计生委副主任王培安就实施全面两孩政策答记者问》, <http://www.nhc.gov.cn/xcs/s3574/201510/b03bbb9da18044c299f673f0b84eeab1.shtml>, 访问时间:2023年6月10日。

(2021)的发现较为类似。我们采用庄亚儿等(2021)的发现,假设家庭对全面二孩政策的反应是对三孩政策反应的13.5倍($79.7\% \div 5.9\% = 13.5$)。我们使用基准回归中的估计系数0.0188作为家庭对全面二孩政策的反应,那么家庭对三孩政策的反应系数为 $0.0188 \div 13.5 \approx 0.0013926$ 。

根据上面计算过程,我们分别获知了2021年我国20—40岁女性人数203 386 774人和家庭对三孩政策的反应系数0.0013926。那么,三孩政策实施后,每年将多出生 $203\,386\,774 \times 0.0013926 \approx 283\,236$ 人,即28.32万人。我国2016—2019年平均每年出生人数为1 624.25万,28.32万仅占这一数字的1.74%。因此,我们推测,三孩政策的实施能够起到的效果非常有限。

六、结 论

为了应对持续下降的出生率,我国实施了全面二孩政策。本文使用2012—2018年中国家庭追踪调查数据,利用双重差分方法估计了这一政策对家庭生育行为的影响效果。本文发现全面二孩政策显著提高了处理组家庭生育的可能性,并且这一效果在2016—2018年没有出现衰减。全面二孩政策能够解释我国2016—2018年每年出生人口总数的14.8%。我们粗略的计算表明,2021年我国实施三孩政策,那么短期内每年将多出生约28.32万人口。

本文估计了全面二孩政策的影响,补充了现有文献中关于我国生育政策实施效果的相关讨论,回答了诸多与我国现阶段和未来生育政策制定有关的重要问题。另外,本文的发现也补充了影响家庭生育决策的因素和政府出台的生育刺激政策等方面的研究。

本文的结论具有一定的政策启示。第一,全面二孩政策虽然提高了处理组家庭生育的概率,但是其效果并没有达到政策前的预期效果,根据我们的推测,我国即便进一步放开生育限制,也不会对出生率带来明显改善;第二,在放开生育限制的基础之上,国家层面应当大力出台生育政策的配套措施,通过减少家庭的经济负担和生育养育负担、大力发展普惠性的托幼机构、切实降低养育孩子的各项成本,这样才能帮助三孩政策发挥足够的效果。

参 考 文 献

- [1] Angrist, J., J. S. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, 2009.
- [2] Chen, Y., and Y. Huang, "The Power of the Government: China's Family Planning Leading Group and the Fertility Decline since 1970", GLO Discussion Paper, 2018, No. 204.
- [3] Cohen, A., R. Dehejia, and D. Romanov, "Financial Incentives and Fertility", *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95 (1), 1-20.
- [4] Conley, D., and R. Glauber, "Parental Educational Investment and Children's Academic Risk Estimates of the Impact of Sibship Size and Birth Order from Exogenous Variation in Fertility", *Journal of Human Resources*, 2006, 41 (4), 722-737.
- [5] 都阳, "中国低生育率水平的形成及其对长期经济增长的影响", 《世界经济》, 2005年第12期, 第14—23页。
- [6] 封进、艾静怡、刘芳, "退休年龄制度的代际影响——基于子代生育时间选择的研究", 《经济研究》, 2020年

- 第9期,第106—121页。
- [7] 葛润、黄家林,“大学扩招是否影响了结婚与生育?”,《经济学报》,2020年第3期,第168—201页。
- [8] Huang, W., X. Lei, and A. Sun, “Fertility Restrictions and Life-Cycle Outcomes: Evidence from the One-Child Policy in China”, *Review of Economics and Statistics*, 2020, 1-41.
- [9] 江涛,“撤点并校政策降低了生育吗?”,《财经研究》,2020年第11期,第123—137页。
- [10] 江涛,“幼儿园供给扩张能提高生育吗?——来自社会力量兴办幼儿园准自然实验的证据”,《财经研究》,2021年第8期,第94—108页。
- [11] Jin, Z., S. Pan, and Z. Zheng, “The Unintended Consequences of Relaxing Birth Quotas: Theory and Evidence”, Available at SSRN, 2021, 3826864.
- [12] 靳永爱、宋健、陈卫,“全面二孩政策背景下中国城市女性的生育偏好与生育计划”,《人口研究》,2016年第6期,第22—37页。
- [13] Kleven, H., C. Landais, and J. E. Sogaard, “Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019, 11 (4), 181-209.
- [14] Lalive, R., and J. Zweimüller, “How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (3), 1363-1402.
- [15] Li, H., J. Zhang, and Y. Zhu, “The Quantity-Quality Trade-Off of Children in a Developing Country: Identification Using Chinese Twins”, *Demography*, 2008, 45 (1), 223-243.
- [16] Li, M., and K. Shen, “Population Aging and Housing Consumption: A Nonlinear Relationship in China”, *China & World Economy*, 2013, 21 (5), 60-77.
- [17] Liang, J., H. Wang, and E. P. Lazear, “Demographics and Entrepreneurship”, *Journal of Political Economy*, 2018, 126 (S1), S140-S196.
- [18] Liu, H., “The Quality-Quantity Trade-Off: Evidence from the Relaxation of China’s One-Child Policy”, *Journal of Population Economics*, 2014, 27 (2), 565-602.
- [19] Liu, J., C. Xing, and Q. Zhang, “House Price, Fertility Rates and Reproductive Intentions”, *China Economic Review*, 2020, 62, 101496.
- [20] 刘鸿雁、黄匡时,“全国‘单独两孩’政策实施效果研究——基于单独夫妇及其子女信息核查数据的分析”,《中国人口科学》,2015年第4期,第23—31页。
- [21] Lundborg, P., E. Plug, and A. W. Rasmussen, “Can Women Have Children and a Career? IV Evidence from IVF Treatments”, *American Economic Review*, 2017, 107 (6), 1611-37.
- [22] Milligan, K., “Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and Fertility”, *Review of Economics and Statistics*, 2005, 87 (3), 539-555.
- [23] 乔晓春,“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》,2015年第2期,第26—33页。
- [24] 乔晓春,“实施‘普遍二孩’政策后生育水平会达到多高?——兼与翟振武教授商榷”,《人口与发展》,2014年第6期,第2—15页。
- [25] Riphahn, R. T., and F. Wijnck, “Fertility Effects of Child Benefits”, *Journal of Population Economics*, 2017, 30 (4), 1135-1184.
- [26] Rosenzweig, M. R., and J. Zhang, “Do Population Control Policies Induce More Human Capital Investment? Twins, Birth Weight and China’s ‘One-Child’ Policy”, *The Review of Economic Studies*, 2009, 76 (3), 1149-1174.
- [27] 谭海鸣、姚余栋、郭树强、宁辰,“老龄化、人口迁移、金融杠杆与经济长周期”,《经济研究》,2016年第2期,第69—81页。
- [28] Wang, T., C. Wang, Y. Zhou, W. Zhou, and Y. Luo, “Fertility Intentions for a Second Child among Urban Working Women with One Child in Hunan Province, China: A Cross-Sectional Study”, *Public Health*, 2019, 173, 21-28.
- [29] 王天宇、彭晓博,“社会保障对生育意愿的影响:来自新型农村合作医疗的证据”,《经济研究》,2015年第2期,第103—117页。

- [30] 汪伟、杨嘉豪、吴坤、徐乐，“二孩政策对家庭二孩生育与消费的影响研究——基于CFPS数据的考察”，《财经研究》，2020年第12期，第79—93页。
- [31] Whittington, L. A., “Taxes and the Family: The Impact of the Tax Exemption for Dependents on Marital Fertility”, *Demography*, 1992, 29 (2), 215-226.
- [32] 杨菊华，“单独二孩政策下流动人口的生育意愿试析”，《中国人口科学》，2015年第1期，第89—96页。
- [33] 易君健、易行健，“房价上涨与生育率的长期下降：基于香港的实证研究”，《经济学》（季刊），2008年第3期，第961—982页。
- [34] 翟振武、李龙、陈佳鞠，“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》，2016年第4期，第35—51页。
- [35] 翟振武、张现苓、靳永爱，“立即全面放开二胎政策的人口学后果分析”，《人口研究》，2014年第2期，第3—17页。
- [36] Zhang, J., “The Evolution of China’s One-Child Policy and Its Effects on Family Outcomes”, *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31 (1), 141-60.
- [37] Zhang, J., J. Quan, and P. van Meerbergen, “The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada, 1921-88”, *Journal of human Resources*, 1994, 181-201.
- [38] Zhang, Y., and Y. H. Luh, “Grandparents’ Health and Family Fertility Choice: Evidence from Taiwan”, *China Economic Review*, 2018, 51, 294-308.
- [39] 张晓青、黄彩虹、张强、陈双双、范其鹏，“‘单独二孩’与‘全面二孩’政策家庭生育意愿比较及启示”，《人口研究》，2016年第1期，第87—97页。
- [40] Zhong, H., “The Impact of Population Aging on Income Inequality in Developing Countries: Evidence from Rural China”, *China Economic Review*, 2011, 22 (1), 98-107.
- [41] 周祝平、刘海斌，“人口老龄化对劳动力参与率的影响”，《人口研究》，2016年第3期，第58—70页。
- [42] 庄亚儿、姜玉、李伯华，“全面两孩政策背景下中国妇女生育意愿及其影响因素——基于2017年全国生育状况抽样调查”，《人口研究》，2021年第1期，第68—81页。

How Does Universal Two-Child Policy Affect Fertility Behavior?

GE Run

(Shanghai University of Finance and Economics)

SHI Xinzheng*

(Tsinghua University)

Abstract: The Chinese government implemented the universal two-child policy on January 1, 2016 to arrest the decline in the nation’s birthrate and address the challenge of a rapidly aging population. We find that this policy significantly increased the possibility of having children and this effect was not attenuated from 2016 to 2018. This policy can explain 14.8% of average number of the newborns in 2016-2018. Our back of the envelope calculation suggests that, the universal three-child policy implemented in 2021 will bring additionally 283.2 thousand newborns each year.

Keywords: universal two-child policy; fertility behavior; three-child policy

JEL Classification: J13, J18, J11

* Corresponding Author: Shi Xinzheng, Lihua Building 608, Tsinghua University, Haidian District, Beijing 100084, China; Tel: 86-10-62784920; E-mail: shixzh@sem.tsinghua.edu.cn.