数量经济技术经济研究
Journal of Quantitative & Technological Economics
ISSN 1000-3894,CN 11-1087/F

《数量经济技术经济研究》网络首发论文

题目：教育对生育的异质性影响和作用机制：基于两个自然实验的估计
作者：张川川，葛润
DOI：10.13653/j.cnki.jqte.20240815.001
网络首发日期：2024-08-16
引用格式：张川川，葛润．教育对生育的异质性影响和作用机制：基于两个自然实验的估计[J/OL]．数量经济技术经济研究.
https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.20240815.001

网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

DOI：10.13653/j.cnki.jqte.20240815.001 网络首发时间：2024-08-16 10:43:26
网络首发地址：https://link.cnki.net/urlid/11.1087.F.20240815.1847.002

教育对生育的异质性影响和作用机制：基于两个自然实验的估计

张川川 葛润[1]

摘要：教育是影响生育决策的关键因素，准确理解教育对生育决策的影响和作用机制对于优化生育政策，促进人口长期均衡发展具有重要意义。现有研究通常假设教育与生育数量的关系是线性的，并且缺乏对教育影响生育决策的机制的全面分析，无法得出准确的效应估计并提供具体清晰的政策启示。本文基于义务教育政策改革和大学扩招两项自然实验，检验了不同阶段教育对生育行为的异质性影响，并从生育偏好和生育约束两个角度分析了教育影响生育的机制。我们发现，义务教育阶段的教育提升并未改变个体的生育行为，而高等教育则显著降低了个体终生不生育的概率，同时又会显著降低生育数量。通过分析教育影响生育的机制，我们发现人口受教育水平的提高，特别是高等教育发展显著增加了生育的机会成本和子女养育成本，推迟了初婚初育时间，缩短了生育窗口期，但是对生育意愿没有统计上显著的影响。这些发现表明，近二十年来我国高等教育的发展是导致人口生育率下降的重要因素，但是教育水平的提高主要通过提高生育成本降低生育率，并没有显著改变人们的生育意愿，通过政策干预降低生养成本和扩大生育窗口期能够有效提高人口生育率。

关键词：生育行为 生育意愿 义务教育 高等教育

中图分类号：F063.4 **文献标识码：**A

一、引言

1970 年代实施计划生育政策以来，我国人口总和生育率经历了持续下降，至 1992 年首次降至 1.977，低于 2.1 的人口更替水平。党的十八大以来，党中央高度重视人口问题，根据我国人口发展变化形势，做出逐步调整优化生育政策、促进人口长期均衡发展的重大决策，先后于 2014、2016 和 2021 年实施了单独二孩、全面二孩和三孩政策。然而，回顾近年来人口生育率的变化，尽管在历次政策调整初期人口生育率都有短暂的反弹，但是很快又回到了下降通道，人口生育率持续下降的趋势并未得到扭转。根据全国第七次人口普查数据，2020 年我国孕龄妇女的总和生育率为 1.3，已经处于较低水平。在这一背景下，中国共产党于 2024 年 7 月召开的二十届三中全会形成的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》指出，“完善生育支持政策体系和激励机制，推动建设生育友好型社会。有效降低生育、养育、教育成本”。面对“完善生育支持政策体系和激励机制”这一国家重大政策需求，社会科学工作者有必要通过严谨的学术分析，特别是基于实际数据的量化研究，为科学制定和实施积极生育支持政策提供借鉴。

科学制定和实施积极生育支持政策，首先要全面和深入地分析影响我国人口生育率变动

[1]张川川，长聘副教授、研究员，浙江大学经济学院，浙江大学财税大数据与政策研究中心，电子邮箱：ccz.zhang@gmail.com；葛润（通讯作者），助理研究员，上海财经大学公共经济与管理学院，电子邮箱：gerun_gary@163.com。本文获得教育部人文社会科学研究规划项目“社会经济变迁、生育政策调整与家庭生育行为研究”（22YJA790083）、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。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

的社会经济因素。根据 Becker（1960）所奠定的现代生育理论，生育偏好、收入和对孩子质量的考虑等是影响生育数量的直接因素，而教育与上述因素均密切相关。首先，教育可能会改变个体的生育偏好，例如，养儿防老、传宗接代等传统文化观念与生育数量显著相关（Zhang 和 Li，2017；Zhang，2019），而这些文化观念在高教育人群中更少得到认同。其次，教育是决定劳动收入的主要因素（Becker，1962；Deming，2022），劳动收入变化会通过生育的机会成本（替代效应）和家庭可支配收入（收入效应）两个途径影响生育数量和质量。例如，劳动收入的上升会导致生育的机会成本上升，从而降低生育率；但是，劳动收入的上升也使家庭有更多资源用于生养子女。围绕教育与生育行为之间关系的研究表明，教育除了通过生育偏好和家庭资源约束影响生育行为外，还会通过影响避孕、生殖健康等知识和行为（Rosenzweig 和 Schultz，1985；Dinçer 等，2014；Keats，2018），婚姻匹配（Lavy 和 Zablotsky，2015；Fort 等，2016；Keats，2018），以及初育年龄（Black 等，2008；Monstad 等，2008；Cygan-Rehm 和 Maeder，2013；Dinçer 等，2014；Kountouris，2020）等影响生育数量。

随着 1986 年义务教育法的颁布实施和 1990 年代末以来高等教育的跨越式发展，我国城乡居民受教育程度均出现了显著提高。全国 18-60 岁人口的平均受教育年限从 1990 年的 6.9 年增长到 2020 年的 10.6 年；该年龄段人口中，完成义务教育的人口占比和具备大学及以上学历的人口占比分别从 1990 年的 47.2%和 2.4%增长到了 2020 年的 84.8%和 23.9%。到 2020 年，25-35 岁婚育年龄段人口中，完成义务教育和具有大学及以上学历的人口占比分别达到了 94.7%和 35.2%。[2]在这样的背景下，分析教育对生育数量的影响及其作用机制，有助于我们准确把握当前我国人口生育率下降的深层次原因，也有助于我们判断人口生育率下降的趋势是否难以逆转，从而为科学制定和实施政策干预以促进人口均衡发展提供学术参考。有鉴于此，本文利用我国 1986 年义务教育法的颁布实施和 1999 年实施的高校扩招两项政策冲击，使用工具变量方法，分别估计义务教育和高等教育两个阶段的教育水平变动对生育行为的影响，并从生育偏好和生育约束两个角度出发考察教育影响生育的机制。

本文的实证分析使用中国家庭追踪调查（CFPS）2010-2018 年数据。CFPS 是具有全国代表性的大型家庭调查数据，在国内社会科学研究领域得到了广泛应用。本文实证分析显示，义务教育阶段的教育提升并未改变个体的生育行为，而高等教育一方面显著降低了个体终生不生育的概率，另一方面又显著降低了生育数量。换言之，高等教育会使得个体生育且仅生育一个孩子。既有研究在考察教育对生育的影响时，通常假设教育与生育水平的关系是线性的，忽视了不同阶段教育发展可能存在的异质性影响。由于针对义务教育和高等教育的两项教育政策分别影响义务教育阶段和高等教育阶段的教育决策，基于两项政策实验的分析使我们能够检验不同阶段教育对生育决策的影响是否存在异质性，即教育与生育数量的关系是否是非线性的。我们发现，只有高等教育对个体的生育数量产生了显著的负向影响。

我们进一步分析了教育影响生育数量的机制以及这些机制在不同阶段教育上的差异。结果显示，教育发展尽管减弱了“养儿防老”“传宗接代”等传统观念，却没有显著改变人们的生育意愿。相对于生育数量，生育意愿在更大程度上反映着生育偏好。上述结果表明教育发展所导致的人口生育率的下降可能不是源于生育偏好的改变，而是由于生育约束的变化[3]。

[2]数据来自 1990 年全国第四次人口普查和 2020 年全国第七次人口普查。

[3]本文的机制分析建立在个体的最优化决策基础上。个体在约束条件下，通过选择生育数量和对其他产品的消费来最大化其效用函数。在这个框架内，效用函数反映了个体的生育偏好，我们使用养儿防老、传

我们确实发现，教育水平的提高显著增加了生育的机会成本、子女养育成本，并导致初婚初育年龄推迟，证实了教育水平的提高显著增加了生育的经济成本和生理成本。我们还发现，高等教育阶段的教育发展对上述渠道的作用均显著强于义务教育，这与义务教育并未显著改变人们的生育行为，而高等教育则显著降低了人们生育更多数量的孩子的发现是一致的[4]。

本文的研究具有重要的理论贡献。首先，现有利用教育政策冲击估计教育对生育的因果效应的研究普遍假设教育与生育数量的关系是线性的，且大多局限于对义务教育阶段教育发展的考察（Monstad 等，2008；Osili 和 Long，2008；Cygan-Rehm 和 Maeder，2013；Dinçer 等，2014；Fort 等，2016；Kan 和 Lee，2018；Keats，2018；Chen 和 Guo，2022；DeCicca 和 Krashinsky，2022；Zhang 和 Zhao，2023）。随着义务教育在我国以及全球范围内的普及和人们受教育水平的不断提升，考察更高阶段教育发展对生育决策的影响具有更强的现实意义[5]。目前，仅有少数研究估计了高等教育对生育行为的影响（例如，Currie 和 Moretti，2003；Kamhöfer 和 Westphal，2019；葛润和黄家林，2020；Kountouris，2020；朱州和赵国昌，2022），但是由于研究设计和所使用数据的不同，这些结论无法直接与以往基于义务教育政策冲击的研究结论进行比较。本文同时利用义务教育法的颁布实施和高校扩招两项自然实验，基于相同的数据和估计方法，分别考察不同初始教育水平下的教育增长对生育行为的影响，使我们能够检验不同阶段教育对生育的异质性影响。

其次，关于教育影响生育行为的早期经济学研究大都缺乏对作用机制的考察，特别是也没有在生育行为以外针对生育意愿做单独的分析（Currie 和 Moretti，2003；Monstad 等，2008；Osili 和 Long，2008；McCrary 和 Royer，2011）。近年来，一些研究强调了教育对婚育时间和女性劳动力市场表现的影响（Lavy 和 Zablotsky，2015；Fort 等，2016；Adamecz-Völgyi 和 Scharle，2020；DeCicca 和 Krashinsky，2022；Chen 和 Guo，2022）。另外，Zhang 和 Zhao（2023）使用中国数据所做的研究强调了子女质量与数量的权衡，以及高教育群体更加享受闲暇时光等机制。然而，现有经济学研究都没有考虑教育对生育意愿的影响[6]。相对于实际发生的生育行为，生育意愿受到实际生育约束的影响更小，能够更好地反映生育偏好（张霞和夏巧娟，2018）。通过单独考察教育对生育意愿的影响，可以在一定程度上分离出教育对生育偏好和生育约束两个方面的影响，使研究结论更具政策参考价值。由于生育偏好、生育意愿的变化相对于经济变量的变化更为缓慢，生育偏好、生育意愿一旦改变，通过政策干预影响生育行为就会更加困难。[7]相反，如果教育水平的提高没有显著降低人们的生育意愿，只是增加了生育的经济成本，那么通过政策干预减少家庭生育成本约束就能够比较有效地提

宗接代等反映生养观念的变量和个体理想的孩子数量等反映生育意愿的变量进行衡量。对于个体面临的约束条件，我们选择生育的机会成本、子女养育成本和个体的初婚初育年龄等反映金钱和生理约束的变量进行衡量。通过分析教育对效用函数和约束条件的改变，从而全方位回答教育如何影响最终的生育结果。

[4]需要注意的是，本文所用样本群体的生育过程正好受到了我国严格的一胎政策的影响。现阶段我国已经全面放开生育限制，这种情况下的生育行为与生育意愿可能展现出与之前不同的特征。在未来数据条件允许的情况下，可以进一步探究新的政策环境下教育对生育的影响。

[5]截止 2020 年，我国 25-35 岁年龄段人口的义务教育完成率达到 95%，具有大学及以上学历的比例超过三分之一，研究更高水平的教育增长或者是否完成大学教育对生育行为的影响显然更具现实意义。

[6]一些人口学和社会学文献分析了教育与生育意愿的关系（Hayford，2009；Behrman，2015；Ewemooje 等，2020；Hartnett 和 Gemmill，2020）。然而，这些文献大多关注教育与生育意愿之间的相关关系，对因果关系的讨论有限，本文通过研究教育对生育意愿的因果关系补充了已有文献。

[7]围绕文化与经济行为之间关系的研究普遍认为诸如生育偏好、生育观念等文化变量的变化较为缓慢（张川川和李涛，2015）。

高生育率，将生育率稳定在相对合理的水平。

最后，现有文献基本上只关注教育对女性生育行为的影响，对男性的讨论鲜有涉及（Currie 和 Moretti，2003；Black 等，2008；McCrary 和 Royer，2011；Cygan-Rehm 和 Maeder，2013；Lavy 和 Zablotsky，2015；Fort 等，2016；Kamhöfer 和 Westphal，2019；Chen 和 Guo，2022；Zhang 和 Zhao，2023）。我国存在男多女少的问题，并且传统性别观念影响了男女在事业和家庭上的分工，这些因素可能使得教育对男性生育决策的影响与女性有别。另外，许多研究表明，家庭内部决策机制复杂，夫妻双方在家庭决策方面存在讨价还价行为，有必要在分析生育行为时考虑夫妻双方的影响。现有研究也发现，夫妻双方生育意愿的不一致会导致生育行为无法进行（Doepke 和 Kindermann，2019）。相对于女性，如果教育水平的提高更大程度上影响了男性的生育意愿和行为，只研究教育对女性的影响将会低估教育对整体生育率的影响。本文分别考察教育对女性和男性生育行为的影响以及教育的作用机制在男女之间的差异，对现有文献进行了补充。[8]

本文的研究发现具有重要的现实和政策意义。一方面，本文的研究表明，高等教育的发展是导致人口生育率下降的重要因素，随着我国高等教育的不断推进和人口受教育水平的进一步提升，生育率还有进一步下降的可能；另一方面，机制分析显示教育主要通过改变生育决策的经济约束和生理约束而非生育意愿影响人口生育率，这意味着通过政策干预降低生养成本和扩大生育窗口期能够有效避免人口生育率走低，使人口生育率保持在相对合理的水平。可能的政策选项包括：建立完善的幼儿照料体系，以减轻双职工家庭的照料压力；健全儿童教育体系，以减轻家庭在孩子教育等方面的支出负担；适当缩短初等和中等教育学制，以减少教育对生育窗口期的挤压；积极推广辅助生殖技术并降低患者自负的费用，以放宽在育龄阶段的中晚期生育所面临的经济约束和生理约束。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分介绍政策背景和在此基础上采用的实证策略；第三部分介绍数据和变量；第四部分估计教育对生育行为的影响；第五部分分析教育影响生育的机制；最后一部分是结论和政策含义。

二、教育政策与实证策略

本文的因果识别依赖于两项自然实验，分别是 1986 年我国义务教育法的颁布实施和 1999 年启动的高校扩招。这两项教育政策分别推动了义务教育和高等教育的发展，显著提高了受到政策影响人口的受教育水平，使我们可以利用政策特点和使用拟实验方法分别估计由义务教育和高等教育发展带来的人口受教育年限增长对生育决策的因果效应。已经有不少研究分别利用这两项教育政策冲击，估计过教育的经济回报（Li 等，2017）或者教育对健康（Huang，2015；Ma，2019；Fu 等，2022）、儿童发展（Cui 等，2019）等的影响。本文

[8]另外，本文也对如下两类文献进行了补充：第一，本文增进了我们对义务教育和大学扩招政策后续影响的理解。以往有很多研究探讨了上述两个政策对教育回报率、就业、健康、婚姻匹配、教育的代际流动、教育公平、过度教育、制造业升级等的影响（邢春冰和李实，2011；杨奇明和林坚，2014；程令国等，2015；吴要武和刘倩，2015；罗楚亮和刘晓霞，2018；Nie 和 Xing，2019；周茂等，2019；张明昂等，2021；周颖等，2021；陈技伟和冯帅章，2022；彭骏和赵西亮，2022；沈煜等，2023），本文补充了教育政策对生育行为的影响；第二，本文增进了我们对什么因素影响中国家庭生育决策的理解。以往文献探究了父代退休、社会保障、房价、生育政策等多个因素对生育率的影响（王天宇和彭晓博，2015；葛玉好和张雪梅，2019；封进等，2020；葛润和施新政，2023；Liu 等，2023），本文补充了个人的受教育水平如何影响其生育决策，并探讨了作用机制。

借鉴这些文献的成熟做法，使用类似的实证策略分析教育对生育决策的影响及作用机制，特别是同时利用两项政策冲击构建工具变量估计属于局域平均处理效应的特点（Imbens 和 Angrist，1994），检验不同阶段教育发展对生育决策的异质性影响。

（一）义务教育政策和工具变量的构建

1986 年 4 月 12 日，第六届全国人民代表大会第四次会议通过了《中华人民共和国义务教育法》（以下简称《义务教育法》），并于 1986 年 7 月 1 日起正式实施。这部法律包含如下关键信息：第一，国家实行九年义务教育；第二，凡年满六周岁的儿童，不分性别和民族，应当入学接受规定年限的义务教育；第三，国家对接受义务教育的学生免收学费；第四，禁止任何组织或个人招用应该接受义务教育的适龄儿童、少年就业；第五，省、自治区、直辖市根据本地区的经济、文化发展状况，确定推行义务教育的步骤。我们参照 Huang（2015）、Ma（2019）和 Cui 等（2019），利用各地区正式推行义务教育的时间和《义务教育法》对儿童入学年龄的规定，构建不同出生队列和出生地区个体受到义务教育政策改革冲击的强度，作为个体受教育年限的工具变量。具体见（1）式：

$$eligible_{ibj}=\begin{cases}1 & age_{ibj}\le 6\\ \frac{16-age_{ibj}}{10} & 6\le age_{ibj}\le 16\\ 0 & age_{ibj}\ge 16\end{cases} \quad (1)$$

其中，$eligible_{ibj}$表示b年出生于省份j的个体i受政策影响的程度，age_{ibj}表示b年出生的个体i在其所在省份j实施义务教育时的年龄。如果个体i在省份j实施义务教育时年龄大于等于 16 岁，即已经过了义务教育年龄段，其受教育水平不会受到义务教育法影响，此时$eligible_{ibj}=0$；如果个体i在其所在省份实施义务教育时年龄小于等于 6 岁或者尚未出生，则$eligible_{ibj}=1$，这些人完全受到了义务教育的影响；如果个体i在其所在省份实施义务教育时年龄在 6-16 岁之间，则部分地受到影响，并且age_{ibj}越小，受到的影响越大。

（二）大学扩招政策和工具变量的构建

1998 年 12 月，教育部出台了《面向 21 世纪教育振兴行动计划》，提出到 2010 年“高等教育规模有较大扩展，入学率接近 15%”。1999 年 6 月，中央宣布启动大学扩招政策，高等教育招生人数由此开始了飞速增长。1999 年的招生人数增幅达到 47.4%，随后 2000 年至 2002 年，扩招增幅都维持在 20%以上。到 2005 年，我国高校招生人数达到 504.4 万人，是 1998 年的 4.7 倍，毛入学率达到 21%。

由于我国高等教育资源分布不均衡，再加上大学招生采用配额制，各高校在不同省份分配的招生名额有很大差异，这导致大学扩招政策实施后，各个省份受到政策影响的程度存在显著差异。图 1 描述了 1998 年、2000 年和 2012 年三个年度全国普通高等学校在各省份的录取人数，显示高等学校在不同省份的录取人数存在巨大差异，例如，1998 年（扩招政策实施之前）录取人数较多的省份，在 2000 和 2012 年的录取人数也较多。

我们参照 Li 等（2017）和 Fu 等（2022）的做法，利用大学扩招政策实施强度的省际差异，结合个体高考年份信息构建个体受教育年限的工具变量。具体见（2）式：

$$expansion_{ijt}=expan_country_{it}\times proportion_{1998,ij} \quad (2)$$

其中，$expan_country_{it}$表示个体i在t年参加高考时[9]全国层面的扩招幅度，定义为t年全国层面真实招生人数（图 2 绿色实线）与基于线性趋势估算的无政策发生时的招生人数（图 2 红色虚线）的偏离值（图 2 黄色柱子）。$proportion_{1998,ij}$表示个体i所在的省份j在 1998 年（大学扩招前）的录取能力，定义为 1998 年普通高等学校在各个省份录取人数占全国总录取人数的比例。简而言之，变量$expansion_{ijt}$的样本变异由两部分构成：一是$proportion_{1998,ij}$衡量的教育资源在政策前的地区差异；二是$expan_country_{it}$衡量的全国招生规模的增长。

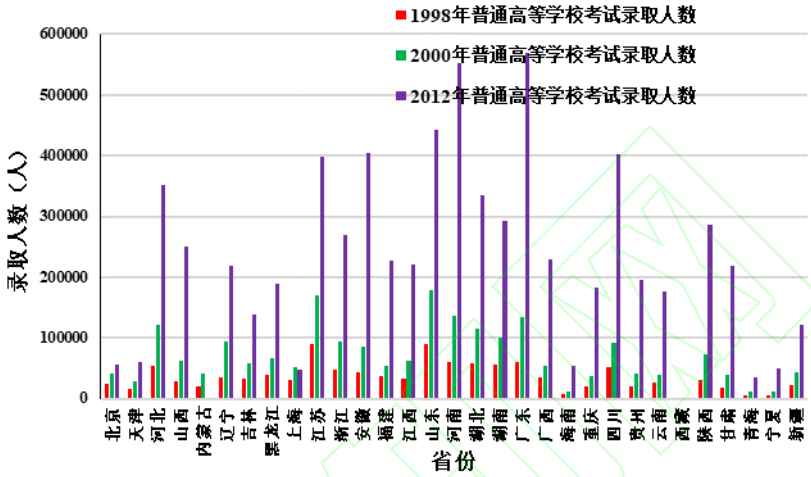

图 1 全国普通高等学校在各省份的录取人数

资料来源：1999、2001 和 2013 年《教育考试年鉴》。

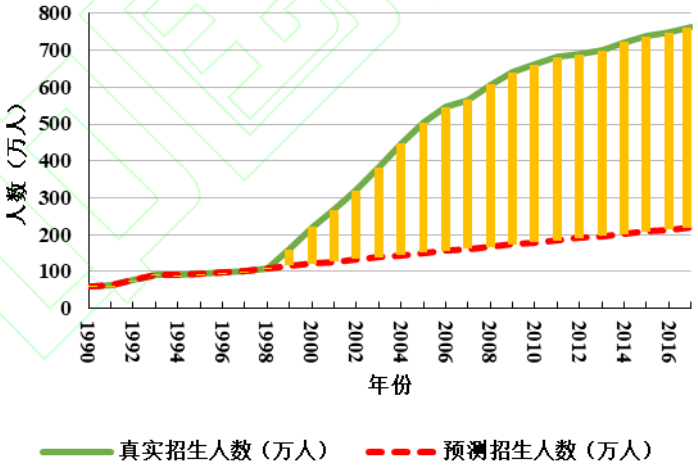

图 2 历年高校招生人数和预测（未扩招状态下的）招生人数

注：历年预测招生人数根据扩招前招生规模的线性趋势预测，详见 Li 等（2017）和 Fu 等（2022）。

[9]对于有大学及以上学历的个体，我们使用数据中有关受访者教育史的信息来获知个体参加高考的年份；对于更低学历的个体，我们计算其潜在的参加高考的年份。例如，如果某受访者只有小学学历，那么我们将其参加高考的年份确定为其小学毕业年份加上 6 年；如果某受访者只有初中学历，那么我们将其参加高考的年份确定为其初中毕业年份加上 3 年。

三、数据与变量

本文实证分析部分使用的数据来自 CFPS。CFPS 是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目，由北京大学中国社会科学调查中心实施。2010 年，CFPS 在全国 25 个省/市/自治区正式实施基线调查，最终完成 14960 户家庭、42590 位个人的访问。基线调查界定出的所有家庭成员及其今后新生的血缘/领养子女被定义为 CFPS 基因成员，是 CFPS 调查的永久追踪对象，每两年访问一次。到目前为止，CFPS 已经公开发布了 2010、2012、2014、2016、2018 和 2020 年数据。为了排除 2019 年年底以来新冠疫情带来的可能影响，我们在分析中只使用了 2010-2018 年间的历次调查数据，全部样本数据包含 15723 个家庭、54612 位个人。

我们将回归分析所使用的样本限制在受访时年龄为 35-50 岁的个体，年龄在 35 岁以下的人口可能还未结婚或者完成生育，因此对他们生育数量的统计无法准确反映其终生生育情况。在限制了受访者年龄范围后，我们得到了 50957 个样本观测值。我们进一步剔除了关键变量缺失的样本，这使我们损失了 3483 个样本观测值。

被解释变量包括三个：是否不生育（*不生育*）、生育的孩子数量（*孩子数量*）和是否有 2 个及以上数量的孩子（*二孩以上*）。如果受访者没有孩子，那么变量“不生育”取值为 1；如果受访者有至少一个孩子，那么变量“不生育”取值为 0。如果受访者至少有 2 个及以上数量的孩子，那么变量“二孩以上”取值为 1；如果受访者的孩子数量少于等于 1 个，那么变量“二孩以上”取值为 0。表 C1 显示，样本中没有孩子的受访者占比为 3.4%，平均每个人生育 1.724 个孩子，有两个及以上数量孩子的人占比为 58.2%。本文的核心解释变量是个体的受教育年数（*教育年数*），样本中平均的受教育年数为 7.273 年。本文回归中主要的控制变量包括是否为男性（*男性*）、是否为少数民族（*少数民族*）和 12 岁时是否为非农户口（*非农户口*）。表 C1 显示，样本中男性占比为 48%，少数民族占比为 8.8%，12 岁时拥有非农户口占比为 12.5%。

我们从生育偏好和生育约束两个角度出发考察教育影响生育的机制，为此，我们构造一系列变量来反映这两个角度。这些变量的描述性统计见表 C1。

（一）生育偏好

我们用两组变量来衡量生育偏好。第一组变量直接衡量生养观念，包括生养孩子是否为了传宗接代（*传宗接代*）、是否为了养儿防老（*养儿防老*）、生孩子是否为了能让这个孩子以后从经济上帮助家庭（*经济帮助*）、是否为了体验孩子长大的喜悦（*孩子成长*）、是否为了体验子女在身边的快乐（*子女陪伴*）、是否为了感受有小宝宝的喜悦（*小宝宝*）、是否为了使得家庭在自己生活中更重要（*家庭重要*）、是否为了让自己更有责任感（*责任感*）、是否为了增加亲属之间的联系（*亲属联系*）。上述与观念有关的变量都是 0-1 变量，取值为 0 代表不赞同或不那么赞同这种观点，取值为 1 代表赞同或者较为赞同这种观点。我们对这 9 个观念做一个简单的归类：传宗接代是一种传统生育观念，样本中持有这种传统生育观念的比例为 69.5%；养儿防老和从经济上帮助家庭这两种观念则将孩子视为一种投资品，个体在年老之后可以收获经济和照料服务上的回报，持有养儿防老观念的比例为 82.6%，持有经济上帮助家庭观念的比例为 49.5%；最后的 6 个观念是将孩子视为一种消费品，从生养孩子中获得喜悦和快乐（体验孩子长大的喜悦、享受子女陪伴在身边、感受有小宝宝的喜悦，持有

这些观点的比例在 88%以上），以及精神上其他方面的满足（使家庭在自己生活中更重要、让自己更有责任感、增加亲属之间的联系，持有这些观点的比例在 76%以上）。

第二组变量衡量了生育意愿。如果教育能够改变个体对上述生养观念的看法，那么这些观念的变化有可能转化为生育意愿的变化。尽管生育意愿不能直接等同于生育偏好，但是相对于实际发生的生育行为，生育意愿的表达可以不考虑或者较少考虑实际面临的生育约束，因此可以更直接地反映个体的生育偏好。通过单独考察教育对生育意愿的影响，我们能够在一定程度上分离教育对生育偏好和生育约束两个方面的影响。另外，相对于生育行为，生育偏好的变化更为缓慢，通过政策干预改变生育偏好比改变生育行为更为困难，通过分离教育对生育偏好和生育约束的影响，能够帮助我们更好地预判政策的有效性和决定政策干预的重点。我们构建两个反映生育意愿的变量。具体而言，我们使用问卷中的问题“您认为自己有几个孩子比较理想？”构造了个体是否希望不生孩子（*希望不生孩子*）和个体希望生育的孩子数量（*希望孩子数量*）作为生育意愿的衡量。表 C1 显示，样本中希望不生孩子的比例为 0.9%，这一数值低于样本中实际不生孩子（*不生育*）的比例 3.4%；样本中希望生育的孩子数量均值为 1.957，这一数值高于样本中生育孩子数量（*孩子数量*）的均值 1.724。这说明，样本中有一定比例的个体想要生育孩子或想要更多数量的孩子，却因为一些原因没有实现。

（二）生育约束

我们使用两组变量衡量生育约束。第一组变量衡量了生理约束，验证教育是否推迟了结婚和生育。我们构造了已婚已育个体的初次结婚年龄（*初婚年龄*）和初次生育年龄（*初育年龄*），样本中平均的初婚年龄为 23.028 岁，平均的初次生育年龄为 24.543 岁。

第二组变量反映生育的机会成本和养育成本，验证教育是否会造成个体生育的机会成本和养育成本的提高。我们选取了个体是否曾经有过工作（*曾经有工作*）、受访时是否有工作（*受访时有工作*）以及受访时年总收入的对数（*年总收入对数*）来衡量生育的机会成本。样本中曾经有过工作的比例为86.6%，受访时有工作的比例为79%，年总收入的均值为14003.01元。我们选取个体对子女质量的要求，即希望自己的孩子接受多少年教育（*期望孩子教育*）作为养育成本的间接衡量。对子女更高的学历要求，意味着个体需要在子女教育方面的时间和金钱支出更多，从而提高了养育成本。表 C1 显示，样本中受访者期望的子女受教育年限平均为 16.03 年，换言之，受访者普遍希望自己的孩子至少获得本科学历。

四、教育发展与生育数量的下降

（一）中国人口教育水平的增长和生育水平的下降

在基于计量模型估计教育对生育的因果效应之前，我们首先在时间维度上对教育发展与人口生育行为的变化趋势做一个简单描述，以增加我们对两者之间关系的直观认识。

图 3（a）和（b）分别使用第七次全国人口普查数据[10]和一项全国代表性的家庭调查数据（CFPS2018 年调查数据），描述了不同出生队列的女性生育的子女数量和平均受教育水平。图 3（a）显示，1950-1985 年间，越晚出生的人口队列，其平均受教育水平越高。1950 年出生人口的平均受教育年数在 7 年左右，而 1985 年出生人口的平均受教育年数已经超过 11 年。相应地，各出生人口队列的平均生育数量随时间不断下降：出生于 1955-1960 年间的

[10]数据来自《2020 中国人口普查年鉴》，详见：http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/rkpc/7rp/indexch.htm。

人口，平均生育数量仍在 1.9 左右，而出生于 1980-1985 年的人口，其平均生育数量已经显著降低到了 1.6 左右。图 3（b）基于 CFPS 数据所得到的教育和生育的时间趋势与图 3（a）使用全国人口普查数据得到的趋势十分相近。总体而言，图 3 显示出全国女性人口受教育程度的提高与人口生育率水平的下降存在明显的此消彼长的关系。

总体上讲，教育水平越高的个体，生育数量越少，初婚初育年龄越高，并且接受不同阶段教育与生育数量的下降程度存在差异。

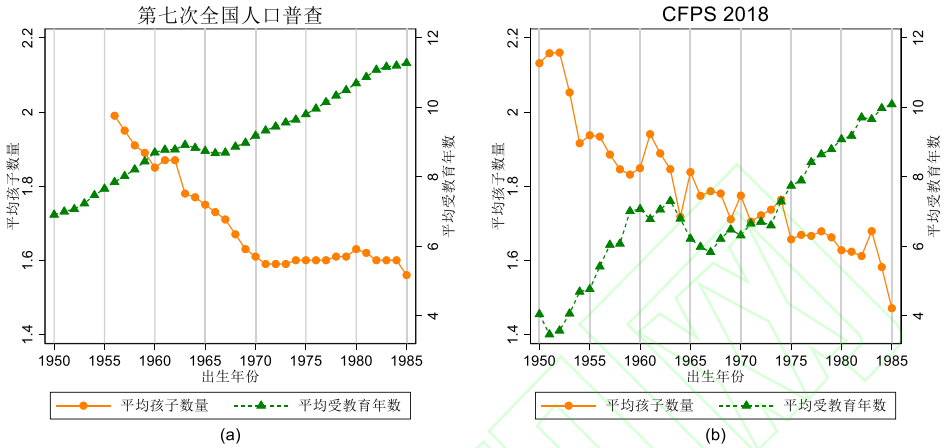

图 3　各出生队列女性生育孩子数量和受教育程度

资料来源：第七次全国人口普查和 CFPS 2018 年调查数据。

（二）教育对生育行为的影响

我们接下来基于多元回归方程估计教育对生育行为的影响。我们首先使用普通最小二乘（OLS）方法估计如下方程，以得到基准结果：

$$y_{ibjs} = \beta_0 + \beta_1 edu_i + \beta X_i + \delta_b + \theta_j + \theta_j \times year_b + \eta_s + \varepsilon_{ibjs} \quad (3)$$

其中，下标i、b、j和s分别表示个人、出生年份、小时候所在省份[11]和数据调查年份。y_{ibjs}为被解释变量，包含个体在受访时是否不生育、是否有两个及以上数量的孩子和孩子数量。edu_i为个体i的受教育年限。X_i为一系列控制变量，包括个体i的性别、民族状态和 12 岁时是否为非农户口。我们在回归中控制了出生年份虚拟变量δ_b和小时候所在省份虚拟变量θ_j，以控制系统性的代际差异和地区差异对估计结果的影响。此外，我们还进一步控制了省份虚拟变量与出生年份线性项的交叉项$\theta_j \times year_b$，以控制那些随着省份在时间维度上线性变化的变量。参照 Huang（2015）和 Cui 等（2019），我们将 CFPS 历年调查数据（2010、2012、2014、2016 和 2018 年）汇总在一起，形成一个大的混合截面数据，用于进行参数估计。我们在回归中控制了数据调查年份的虚拟变量η_s。ε_{ibjs}是扰动项。

β_1是我们关心的核心参数，其 OLS 估计可能存在内生性偏误。首先，那些倾向于更早生育和多生育的个体，可能会减少教育的投入，这会导致我们高估教育对生育数量的负向影响；其次，一些无法观测到的个体异质性也可能同时影响教育和生育行为，例如，那些更注重当期享乐、时间贴现因子较小的个体往往有较低的教育水平，他们也更可能倾向于不生育或者少生育，这会导致我们低估教育对生育数量的负向影响。我们使用工具变量方法处理教

[11]由于后文工具变量估计部分需要根据个体接受义务教育和参加高考的地点确定是否受到教育政策的冲击，我们没有控制个人当前居住省份，而是控制了个体 12 岁时户口所在省份的固定效应。

育的内生性问题。我们分别利用《义务教育法》的颁布实施和高校扩招政策改革冲击构建两个工具变量，*eligible* 和 *expansion*，具体构建方法见论文第二节实证策略介绍部分的内容。

工具变量方法估计得到的是教育影响生育行为的局部平均处理效应（Local Average Treatment Effect on Compliers，LATE）（Imbens 和 Angrist，1994；Oreopoulos，2006）。由于《义务教育法》的颁布实施和高校扩招所对应的政策“依从者”（compliers）不同，因此，利用两项政策冲击所分别得到的 IV 估计结果也适用于不同的人群。这使得我们可以分别识别义务教育和高等教育两个不同教育阶段的教育变化对个体生育行为的影响。在理论层面，通过估计不同阶段教育发展对生育的影响，我们能够检验教育对生育行为的影响是否是非线性的；在现实层面，通过估计不同阶段教育对生育的影响，我们可以更准确地理解处于不同教育发展阶段的时期或者地区人口生育率下降背后的原因，并提出针对性的政策干预措施。

我们使用两阶段最小二乘（2SLS）方法进行工具变量估计，模型设定如下：

$$edu_{ibjts} = \alpha_0 + \alpha_1 IV_{ibjt} + \alpha X_i + \delta_b + \theta_j + \theta_j \times year_b + \eta_s + \varepsilon_{ibjs} \quad (4)$$

$$y_{ibjts} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{edu}_{ibjts} + \beta X_i + \delta_b + \theta_j + \theta_j \times year_b + \eta_s + \varepsilon_{ibjs} \quad (5)$$

其中，方程（4）为第一阶段估计，IV_{ibjt}表示前文构造的义务教育工具变量$eligible_{ibj}$或大学扩招工具变量$expansion_{ijt}$。α_1反映了工具变量每增加一单位，受教育水平的增加量。X_i、δ_b、θ_j、η_s的含义与方程（3）相同。回归的标准误聚类在“所在省份×出生年份”层面。方程（5）为第二阶段估计，其中，y_{ibjts}表示个体在受访时是否不生育和孩子数量。$\widehat{edu}_{ibjts}$表示一阶段回归中预测的受教育程度，其他变量含义与方程（3）一致。注意到义务教育法规定 6 周岁入小学，这意味着最早受到 1986 年义务教育法影响的群体出生于 1980 年；按照 18 岁上大学来计算，最早受到 1999 年大学扩招政策影响的群体出生于 1981 年，可见虽然两项政策实施年份不同，但是经历政策影响的人群却恰好在很大程度上重合。为了排除使用一个政策的工具变量进行回归分析时，另一个政策可能产生干扰的情况，我们也将另一个政策的工具变量控制在回归中。

表 1 的第（1）-（3）列报告了方程（3）的 OLS 估计结果。回归结果表明，个体的教育水平与其不生育的决策、生育数量和有两个及以上孩子的可能性存在显著的负相关关系。从回归系数上看，个体每多接受 1 年教育，其不生育的可能性下降 0.3 个百分点，相当于样本均值的 8.8%；其生育的孩子数量会减少 0.03 个，相当于样本均值的 1.74%；其拥有两个及以上数量孩子的可能性会减少 1.8 个百分点，相当于样本均值的 3.09%。

表 1 的第（4）-（6）列报告了利用义务教育政策冲击构造工具变量进行 IV 估计的结果。回归结果表明，个体每多接受 1 年教育，不生育的可能性降低 0.6 个百分点，孩子数量增加 0.012 个，有两个及以上孩子的概率提高 0.7 个百分点，但这些估计结果都不显著。表 1 的第（7）-（9）列汇报了利用大学扩招政策冲击构造工具变量进行 IV 估计的结果。回归结果表明，个体每多接受 1 年教育，个体不生育的可能性显著降低 0.3 个百分点，其生育孩子的数量显著减少 0.042 个，有两个及以上孩子的可能性显著降低 3.2 个百分点，分别相当于样本均值的 8.82%、2.44%和 5.5%。

表 1　教育对生育行为的影响

变量名	(1) 不生育	(2) 孩子数量	(3) 二孩以上	(4) 不生育	(5) 孩子数量	(6) 二孩以上	(7) 不生育	(8) 孩子数量	(9) 二孩以上
	OLS 估计			2SLS 估计：基于义务教育政策构建工具变量			2SLS 估计：基于大学扩招政策构建工具变量		
教育年数	-0.003***	-0.030***	-0.018***	-0.006	0.012	0.007	-0.003**	-0.042***	-0.032***
	(0.000)	(0.002)	(0.001)	(0.004)	(0.015)	(0.010)	(0.002)	(0.007)	(0.004)
样本量	47,474	47,474	47,474	47,474	47,474	47,474	47,474	47,474	47,474
R^2	0.039	0.256	0.302	-	-	-	-	-	-
弱工具变量检验F统计量	-	-		113.4	113.4	113.4	345.4	345.4	345.4
因变量样本均值	0.034	1.724	0.582	0.034	1.724	0.582	0.034	1.724	0.582

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号中汇报的是聚类在“省份×出生年份”层面的标准误；所有回归都包含常数项，回归中控制了省份固定效应、出生年份固定效应、省份虚拟变量与出生年份线性项的交叉项、调查年份固定效应、性别、民族状态和小时候的户口状态；在进行一个工具变量回归时控制了另一个工具变量。

从表 1 我们可以得到两点结论：第一，义务教育阶段的教育提升并未明显改变个体的生育行为，不论探究义务教育对生育的广延边际（即表 1 第 4 列）还是集约边际（即表 1 第 5、6 列）的影响，我们都没有发现显著结果；第二，高等教育阶段的教育提升显著改变了个体的生育行为[12]。我们发现，高等教育会显著降低个体的终生生育数量和拥有两个及以上数量孩子的可能性，换句话说，高等教育会使得个体有且仅有一个孩子。这表明不同阶段教育对生育行为的影响效果并非完全一致，因此有必要详细探究不同阶段教育的影响。上述发现表明，随着人口受教育水平的提高，如何提升大学学历人口的生育数量，将会是一个重要的挑战。我们在后文的分析中全面探讨教育对生育数量影响的作用机制以及这些机制在不同阶段教育上的差别，尝试为政府部门提供决策参考。

五、生育偏好与生育约束

生育行为同时受到个体主观生育偏好和客观生育约束（例如，生理上的生育能力和子女养育经济成本等）的影响。由于生育偏好的变化较为缓慢，相对生理因素和经济成本等生育约束而言，通过政策干预改变生育偏好往往更加困难。生育意愿可以看作是生育偏好作用于生育行为的中间环节，即生育偏好的变化引起生育意愿的变化，并在各类生育约束的限制下最终决定生育行为。在分析教育对生育行为的影响机制时，区分教育对生育偏好、生育意愿和生育约束的影响具有理论和现实两个层面的必要性。首先，在理论层面，生育行为作为个体理性选择的结果，受到偏好和约束两个层面因素的影响，经济学理论通常假设偏好至少在短期是稳定不变的，在针对教育影响生育行为的经验分析中，有必要区分教育对偏好和约束两个方面的影响；其次，在现实层面，由于偏好相对稳定，约束更容易发生改变，通过分别考察教育对生育偏好和生育约束的影响，有助于我们预判生育干预政策的效果和确定政策干预的具体方向。例如，如果教育发展主要通过提高生育成本降低人口生育率，那么通过生育

[12]需要说明的是，在对比两种工具变量估计结果的差异时，我们需要做出假设：两种工具变量所对应的“依从者”（compliers）在生育决策模式方面（由教育以外特征所引起）的异质性不会严重干扰我们对教育和生育之间关系的估计。考虑到两项政策影响的人群有很大程度的重叠，做出这一假设有其合理性。

补贴降低生育成本就会是有效的生育促进措施；如果改革开放以来基础教育和高等教育的发展已经深刻改变了人们的生育偏好，导致人们在没有生理和经济约束的情况下也不愿意生育，那么旨在降低生育成本的政策干预就无法即时有效地提高人口生育水平。有鉴于此，本节将分别考察教育对生育偏好、生育意愿与生育成本的影响。

（一）教育对生育偏好的影响

我们构造了一系列反映生育观念和生育意愿的变量来衡量个体的生育偏好如何受到教育的影响。表 2 报告了教育对生育观念影响的估计结果。表 2 A 部分的结果显示，义务教育的发展所带来的受教育年限的增长并没有显著影响人们“传宗接代”的传统生育观念（第 1 列），但是减弱了生孩子是为了能让这个孩子以后从经济上帮助家庭的想法（第 3 列）。此外，义务教育的发展还在一定程度上增强了个体将生养孩子看作是为了直接获取效用的想法（第 7 列，为了使家庭在自己生活中更重要）。

表 2 教育与生育观念

变量名	(1) 传宗 接代	(2) 养儿 防老	(3) 经济 帮助	(4) 孩子成 长	(5) 子女陪 伴	(6) 小宝宝	(7) 家庭重 要	(8) 责任感	(9) 亲属 联系
A 部分：义务教育									
教育年数	-0.003	0.010	-0.026**	0.003	-0.002	0.009	0.016*	0.013	0.002
	(0.008)	(0.010)	(0.012)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.009)	(0.008)	(0.010)
一阶段 *F* 值	147.5	91.58	87.92	94.19	96.51	93.39	95.85	94.53	94.21
B 部分：大学扩招									
教育年数	-0.013***	-0.022***	-0.035***	0.002	0.003	0.003	-0.001	0.007	-0.004
	(0.005)	(0.008)	(0.007)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.007)	(0.005)	(0.008)
一阶段 *F* 值	243.8	193.6	190.8	190.9	190.5	191	190.3	190.9	190.2
样本量	19,172	5,462	5,453	5,460	5,469	5,457	5,436	5,418	5,429
因变量样本均值	0.695	0.826	0.495	0.916	0.918	0.886	0.870	0.878	0.762

注：同表 1。

相比于义务教育，高等教育发展所带来的受教育年限的增长对生育观念的影响则截然不同。表 2B 部分的结果表明，高等教育发展所带来的受教育年限的增长显著弱化了个体生孩子是为了“传宗接代”的生育观念（第 1 列），也显著弱化了个体生养孩子是为了养老和获得经济支持的想法（第 2-3 列），但是对于生养孩子是为了直接从孩子成长中获得效用的观念没有统计上显著的影响。

总结而言，义务教育发展和高等教育发展对生育观念的影响截然不同。义务教育的影响既包含有抑制生育的部分（即第 3 列），又包含有促进生育的部分（即第 7 列）；而高等教育的影响则完全是抑制生育（即第 1-3 列）。不同教育阶段对生育观念的影响也佐证了我们在表 1 中的发现，即义务教育并未显著改变人们的生育行为，而高等教育则显著降低了人们拥有更多数量孩子的可能性。

表 3 报告了对生育意愿的估计结果。与一些流行的社会舆论相反，无论是义务教育的发展还是高等教育的发展，都没有显著导致人们希望不生孩子或者希望生育更少数量的孩子。这说明，教育虽然带来了若干生育观念的转变，例如，不再以传宗接代为生育目的、更加看

重家庭生活等，但是这些与生育有关的文化观念的变化并没有最终影响到个体的生育意愿，我们在基准分析部分所估计得到的教育对生育行为的影响更可能是通过影响个体在生育决策中面临的约束起作用的。因此，在接下来的机制分析中，我们聚焦于个体所面临的时间、经济等约束以及这些约束在不同阶段教育上的差异。

表 3 教育与生育意愿

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量名	希望不生孩子	希望孩子数量	希望不生孩子	希望孩子数量
	义务教育		大学扩招	
教育年数	-0.005**	0.010	0.001	-0.003
	(0.002)	(0.019)	(0.001)	(0.010)
样本量	17,081	17,081	17,081	17,081
一阶段 *F* 值	63.40	63.40	228.2	228.2
因变量样本均值	0.009	1.957	0.009	1.957

注：同表 1。

（二）教育与生育的生理约束：婚姻和生育年龄的推迟

受教育年限的增长通常会导致初婚初育年龄推迟。这一方面是由于教育会改变人们的婚育观念；另一方面，也是因为结婚和生育通常发生在完成学校教育以后，学校教育的延长会机械性地导致婚育推迟。由于女性育龄期是有限的，初婚初育年龄的推迟很可能导致生育数量减少，这属于由教育延长而导致生育的生理约束收紧，继而影响到生育数量。我们基于方程（4）和（5）估计了教育对初婚初育年龄的影响。表 4 的估计结果显示义务教育发展和高等教育发展所导致的受教育年限延长均显著推迟了初婚初育年龄。尽管从系数估计值看，义务教育法的颁布实施使得受教育年限每增加 1 年，初婚和初育年龄分别推迟 0.270 和 0.286 年，大于高等教育发展所带来的受教育年限增长的效应。但是，考虑到个体完成义务教育的年龄在 16 岁左右，远低于法定结婚年龄，而完成高等教育的年龄在 22 岁左右，在 22 岁基础上产生的婚育推迟对生育窗口期的挤压程度必然大于 16 岁时的婚育推迟。因此高等教育通过婚育推迟渠道对终生生育数量产生负向影响的程度可能更大。

表 4 教育与初婚初育年龄

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量名	初婚年龄	初育年龄	初婚年龄	初育年龄
	义务教育		大学扩招	
教育年数	0.270***	0.286***	0.155***	0.153***
	(0.069)	(0.078)	(0.031)	(0.036)
样本量	43,109	45,368	43,109	45,368
一阶段 *F* 值	97.52	106.4	315.5	317.8
因变量样本均值	23.03	24.54	23.03	24.54

注：同表 1。

婚育的推迟并不一定意味着终生生育数量的下降，如果个体在育龄阶段后期补齐了年轻时生育的缺失，那么其终生生育数量可能并不会下降（Monstad 等，2008）。为了检验教育造成的婚育推迟是否真的导致了终生生育数量的下降，我们构造了个体在 18-45 岁每个年龄

所拥有的孩子数量的变量，将这些变量作为被解释变量对式（4）和（5）进行回归，将受教育年数变量前的回归系数和 95%置信区间汇报在图 4 中。图 4 报告了工具变量估计结果，其中图 4（a）是基于义务教育政策冲击的工具变量估计结果，图 4（b）是基于大学扩招政策冲击的工具变量估计结果。图 4 显示，义务教育发展虽然推迟了初婚初育年龄，但没有显著改变个体终生生育数量，而高等教育发展造成的婚育推迟导致生育数量显著下降。

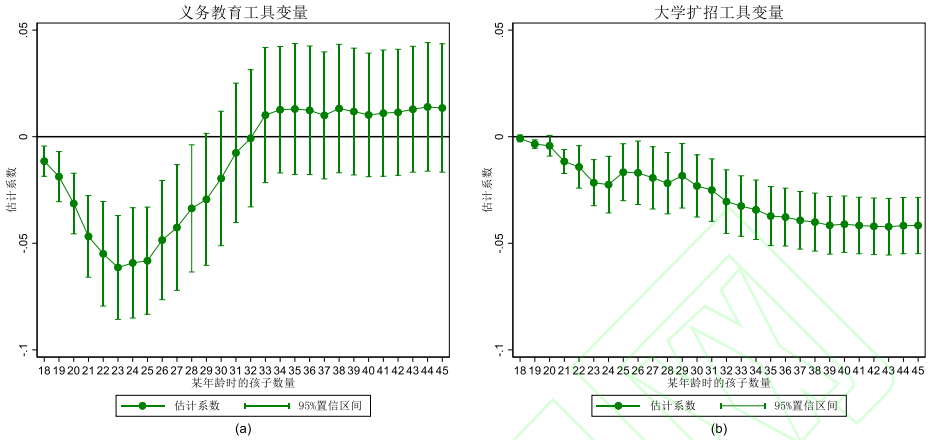

图 4　教育对个体在不同年龄时拥有的孩子数量的影响

（三）教育与生育的机会成本和对子女教育的期望

教育发展显著提高了人口，特别是女性的劳动参与率和工资率。一方面这会通过收入效应导致生育数量上升[13]；另一方面，也增加了养育子女的机会成本，激励人们减少生育。此外，由于对孩子质量的需求收入弹性通常被认为大于对孩子数量的需求收入弹性（Becker，1960），收入的上升也会导致“数量-质量权衡”（quantity-qualitytradeoff），即家庭会减少生育子女数量同时增加对每个子女的人力资本投资（Becker 和 Lewis，1973）。无论是收入效应、替代效应还是由于家庭资源有限所导致的“数量-质量权衡”，都属于生育经济约束的变化所导致的生育行为变化，不同于生育偏好改变所引起的生育行为变化。尽管教育对就业和工资率的正向效应以及“数量-质量权衡”现象已经被大量实证研究所支持，在劳动经济学和家庭经济学研究领域成为几无争议的共识，我们仍然基于本文特定的数据条件和实证策略估计了教育对劳动参与、收入以及孩子质量的影响。在孩子质量方面我们使用“期望的孩子受教育年限”衡量父母对孩子质量的需求。

表 5 报告了教育对就业和收入的影响。义务教育发展导致的教育提升每多 1 年，曾经工作过的概率显著增加 1.9 个，目前在工作的概率和年总收入并未发生显著变化；高等教育发展导致的教育提升每多 1 年，曾经工作过和目前在工作的概率分别显著增加 1.3 个和 2.3 个百分点，年总收入显著增加 37.2%。我们所估计的教育回报与 Fang 等（2012）、刘生龙等（2016）研究的估计接近。表 6 显示义务教育和高等教育发展导致的人口受教育水平的提升均提高了对下一代教育的期望，高等教育发展带来的影响更大一些。

[13]这里假设子女是耐用消费品并且是正常商品（Becker，1960）。

表 5 教育与劳动力市场表现

变量名	(1) 曾经有工作	(2) 受访时有工作	(3) 年总收入对数	(4) 曾经有工作	(5) 受访时有工作	(6) 年总收入对数
	义务教育			大学扩招		
教育年数	0.019***	0.008	-0.038	0.013***	0.023***	0.372***
	(0.006)	(0.006)	(0.068)	(0.002)	(0.002)	(0.025)
样本量	46,960	46,488	38,935	46,960	46,488	38,935
一阶段 *F* 值	111.8	112.7	116.2	341.9	341.6	448.5
因变量样本均值	0.866	0.790	5.936	0.866	0.790	5.936

注：同表 1。

表 6 教育对孩子质量的影响

变量名	(1) 期望孩子教育	(2) 期望孩子教育
	义务教育	大学扩招
教育年数	0.118**	0.187***
	(0.049)	(0.024)
样本量	17,208	17,208
一阶段 *F* 值	97.02	229.5
因变量样本均值	16.03	16.03

注：同表 1。

总结而言，我们在对教育如何影响生育行为的机制分析中得到两点结论：第一，教育发展虽然降低了人们接受“养儿防老”“传宗接代”等传统观念的程度，却没有显著改变人们的生育意愿。这意味着教育发展所导致的人口生育率的下降并不是通过改变人们的生育偏好起作用的，而是通过影响家庭在生育决策上面临的约束影响了生育数量。我们据此分析了教育对生育机会成本、子女养育成本和初婚初育时间的影响，发现教育水平的提高尤其是高等教育的发展，显著增加了生育的机会成本、子女养育成本，导致初婚初育显著推迟；第二，不同教育阶段存在显著的差异，义务教育阶段的教育发展对上述渠道的影响存在很多不显著的结果，而高等教育阶段的教育发展则显著改变了上述作用机制，这佐证了我们在基准回归中的发现，即义务教育并未显著改变人们的生育行为，而高等教育则显著降低了人们拥有更多数量孩子的可能性。这也说明，我们很难从现有文献中针对某个教育阶段的分析去推测其他教育阶段的影响，而应该全方位分析不同阶段教育的可能影响，而本文同时关注两种不同阶段教育带来的影响回应了这一需求，具有重要的研究意义。

六、结论与政策启示

我国人口出生率的逐年下降对经济社会发展的不利影响逐渐显现，如何扭转出生率下行趋势成为政府和社会各界关注的焦点。教育是影响个体生育决策的重要因素，虽然已有一些文献讨论了教育对生育影响的因果关系并分析了作用机制，但是这些研究并没有回答不同阶段的教育对生育的影响是否完全相同，也没有回答教育带来的影响究竟是通过改变生育偏好

还是生育约束产生作用。对这些问题的回答具有重要的理论和现实意义，例如，如果数十年的教育发展已经显著改变了个体的生育偏好，那么旨在降低高教育群体生养负担的政策可能收效甚微。因此，对上述问题的回答，有助于政策制定者对症下药，出台合理有效的措施。

为了回答上述问题，本文同时利用我国《义务教育法》的颁布实施和大学扩招两项政策冲击，构建教育的工具变量，估计了个体教育提升对生育行为的影响。我们发现，义务教育阶段的教育提升并未显著改变个体的生育行为，而高等教育阶段的教育提升显著改变了个体的生育行为。具体而言，高等教育会显著降低个体的终生生育数量和拥有两个及以上数量孩子的可能性。为了理解教育对个体生育行为影响的作用机制，我们从生育偏好和生育约束两个角度进行分析。我们发现，教育虽然改变了个体的生养观念，弱化了“养儿防老”“传宗接代”等传统观念。然而，这些观念的改变并没有最终转化为人们生育意愿的降低，这表明教育的提升并没有对生育偏好带来明显的改变，而更有可能是通过改变生育约束降低了生育数量。我们据此分析了教育对生育机会成本、子女养育成本和初婚初育时间的影响，发现教育水平的提高显著增加了生育的机会成本、子女养育成本，导致初婚初育显著推迟，并且高等教育阶段的教育增长对上述渠道因素的影响更大。

本文的研究发现具有重要的现实意义。我们发现，教育对生育的负向影响只发生在高等教育阶段，结合目前本科生就业难、读研热的现状，可以预期随着我国高等教育的不断发展和人口受教育水平的进一步提升，生育率还有进一步下降的可能。另外，我们发现教育并未改变个体的生育意愿，而是改变了生育约束，因此如果能够切实有效地降低高教育群体的生养负担，那么教育对生育的不利影响仍然可以扭转。

为了应对人口出生率下降的问题，需要制定多方面的政策来减轻家庭养育子女的负担，优化教育系统，并为错过最佳生育窗口期但仍希望生育的家庭提供支持。具体政策建议如下：

第一，增加幼儿照料和儿童教育的公共投入。增加幼儿照料和儿童教育方面的公共投入，是提升人口生育水平的有效手段。通过减轻家庭在子女照料和教育上的经济负担，可以缓解因高昂的育儿成本而对生育持观望态度的现象。具体措施包括：一是建设更多公立幼儿园和托儿所。目前许多家庭因为托幼机构的高费用而选择减少生育数量，政府可以通过建设更多的公立幼儿园和托儿所，提供价格合理的照料服务，降低家庭的育儿成本。二是提供育儿补贴和税收减免。政府可以通过直接的育儿补贴或税收减免政策，减少家庭的经济负担。比如，根据子女数量和年龄给予家庭月度或年度的育儿补贴，或者在税收上对有子女的家庭给予减免。三是加强幼儿教育资源的分配和质量管理。确保幼儿教育资源的均衡分配，并提高幼儿教育的质量，使得家庭对公共幼儿教育系统充满信心，从而增加生育意愿。

第二，缩短初等教育和中等教育年限。教育年限的延长对生育窗口期产生了压缩效应，尤其是高等教育的普及导致许多女性推迟结婚和生育。通过适当缩短初等教育和中等教育的年限，可以减少教育对生育窗口期的影响，进而提高生育率。具体建议如下：一是调整教育课程设置。在保证教育质量的前提下，优化和精简初等教育和中等教育的课程设置，减少不必要的重复和冗长的学习内容，使学生能够在较短的时间内完成学业。二是推行加速学制。为有能力和意愿的学生提供加速学制选项，使他们能够提前完成学业，尽早进入职场，从而在更宽裕的时间内规划生育。三是加强职业教育和培训。推广职业教育和技能培训，让学生在较短时间内掌握职业技能，进入职场，为将来的家庭和生育提供经济基础。

第三，推广低成本的辅助生殖技术。对于那些错过了最佳生育窗口期但仍有意愿生育的家庭，推广低成本的辅助生殖技术能够进一步挖掘生育潜力。以下是具体的实施方案：一是扩大辅助生殖技术的覆盖面。政府可以通过补贴和资助，降低辅助生殖技术的费用，使更多家庭能够负担得起相关治疗。可以考虑将辅助生殖技术纳入医保体系，减轻家庭的经济负担。二是提高辅助生殖技术的普及率和成功率。通过增加对辅助生殖技术研发和应用的投入，提升技术水平和成功率，从而增强家庭对辅助生殖技术的信心。三是加强相关信息的普及和宣传。通过媒体、社区活动和医疗机构，广泛宣传辅助生殖技术的可行性和成功案例，消除社会对辅助生殖技术的误解和偏见，让更多家庭了解并接受这一技术。

第四，综合政策配套措施。为确保上述政策能够有效落实，还需要以下综合措施的支持：一是完善法律法规：制定和完善相关法律法规，保障家庭在育儿和教育过程中的权益，为推行上述政策提供法律支持。二是加强社会保障体系建设。提升社会保障水平，提供包括医疗、养老、失业等在内的全面社会保障，使家庭在考虑生育时有更强的安全感。三是营造友好的社会氛围。通过媒体宣传和公共活动，倡导家庭价值观和育儿的重要性，营造鼓励生育的社会氛围。四是促进性别平等。推进男女平等的工作和生活环境，减少女性因生育而在职场上面临的歧视和阻力，使女性在生育和职业发展之间能够更好地平衡。

总之，通过增加公共投入、优化教育年限以及推广辅助生殖技术等措施，可以有效应对当前生育率下降的问题。政府需要综合考虑多方面因素，制定切实可行的政策，帮助家庭减轻育儿负担，提高生育意愿，从而实现人口的长期平衡发展。这不仅有利于经济社会的可持续发展，也能够为家庭带来更多的幸福和稳定。

参考文献

[1] 陈技伟,冯帅章.高校扩招如何影响中等职业教育?[J].经济学(季刊),2022,22(1):21-44.

[2] 程令国,张晔,沈可.教育如何影响了人们的健康?——来自中国老年人的证据[J].经济学(季刊),2015,14(1):305-330.

[3] 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[J].经济研究,2020,55(9):106-121.

[4] 葛润,黄家林.大学扩招是否影响了结婚与生育?[J].经济学报,2020,7(3):168-201.

[5] 葛润,施新政.全面二孩政策如何影响家庭生育决策?[J].经济学(季刊),2023,23(4):1392-1407.

[6] 葛玉好,张雪梅.房价对家庭生育决策的影响[J].人口研究,2019,43(1):52-63.

[7] 刘生龙,周绍杰,胡鞍钢.义务教育法与中国城镇教育回报率:基于断点回归设计[J].经济研究,2016,51(2):154-167.

[8] 罗楚亮,刘晓霞.教育扩张与教育的代际流动性[J].中国社会科学,2018,(2):121-140+207.

[9] 彭骏,赵西亮.教育扩张与城乡居民家庭教育代际流动性[J].经济学动态,2022,(5):91-109.

[10] 沈煜,孙文凯,谷宇晴.高校扩招、过度教育与职业陷阱[J].财贸经济,2023,44(4):157-172.

[11] 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[J].经济研究,2015,50(2):103-117.

[12] 吴要武,刘倩.高校扩招对婚姻市场的影响:剩女?剩男?[J].经济学(季

刊),2015,14(1):5-30.

[13] 邢春冰,李实.扩招“大跃进”、教育机会与大学毕业生就业[J].经济学(季刊),2011,10(4):1187-1208.

[14] 杨奇明,林坚.教育扩张是否足以实现教育公平?——兼论 20 世纪末高等教育改革对教育公平的影响[J].管理世界,2014,(8):55-67.

[15] 张明昂,施新政,纪珽.人力资本积累与劳动收入份额:来自中国大学扩招的证据[J].世界经济,2021,44(2):23-47.

[16] 张霞,夏巧娟.生育意愿与生育率研究进展[J].经济学动态,2018,(12):108-120.

[17] 张川川,李涛.文化经济学研究的国际动态[J].经济学动态,2015,(1):96-108.

[18] 周茂,李雨浓,姚星,陆毅.人力资本扩张与中国城市制造业出口升级:来自高校扩招的证据[J].管理世界,2019,35(5):64-77+198-199.

[19] 周颖,杨天池,贾男.《义务教育法》与教育代际流动性——基于断点回归的实证检验[J].教育学报,2021,17(6):160-171.

[20] 朱州,赵国昌.高等教育与中国女性生育数量[J].人口学刊,2022,44(1):16-31.

[21] Adamecz-Völgyi A., Scharle Á., 2020, *Books or Babies? The Incapacitation Effect of Schooling on Minority Women* [J], Journal of Population Economics, 33 (4), 1219-1261.

[22] Baudin T., De La Croix D., Gobbi P. E., 2015, *Fertility and Childlessness in the United States* [J], American Economic Review, 105 (6), 1852-1882.

[23] Becker G. S., 1960, *An Economic Analysis of Fertility* [A], in Roberts G. B. ed., *Demographic and Economic Change in Developed Countries* [C], Cambridge, MA: NB ER Books, 209-240,.

[24] Becker G. S., 1962, *Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis* [J], Journal of Political Economy, 70(5), 9-49.

[25] Becker G. S., Lewis H. G., 1973, *On the Interaction between the Quantity and Quality of Children* [J], Journal of Political Economy, 81 (2), S279–S288.

[26] Behrman J. A., 2015, *Does Schooling Affect Women's Desired Fertility? Evidence from Malawi, Uganda, and Ethiopia* [J], Demography, 52 (3), 787-809.

[27] Black S. E., Devereux P. J., Salvanes K. G., 2008, *Staying in the Classroom and Out of the Maternity Ward? The Effect of Compulsory Schooling Laws on Teenage Births* [J], Economic Journal, 118 (530), 1025-1054.

[28] Chen J., Guo J., 2022, *The Effect of Female Education on Fertility: Evidence from China's Compulsory Schooling Reform* [J], Economics of Education Review, 88, 102257.

[29] Cui Y., Liu H., Zhao L., 2019, *Mother's Education and Child Development: Evidence from the Compulsory School Reform in China* [J], Journal of Comparative Economics, 47 (3), 669-692.

[30] Currie J., Moretti E., 2003, *Mother's Education and the Intergenerational Transmission of Human Capital: Evidence from College Openings* [J], Quarterly Journal of Economics, 118 (4), 1495-1532.

[31] Cygan-Rehm K., Maeder M., 2013, *The Effect of Education on Fertility: Evidence from a Compulsory Schooling Reform* [J], Labour Economics, 25, 35-48.

[32] DeCicca P., Krashinsky H., 2022, *The Effect of Education on Overall Fertility* [J], Journal of Population Economics, 36, 471-503.

[33] Deming D. J., 2022, *Four Facts about Human Capital* [J], Journal of Economic Perspectives, 36 (3), 75-102.

[34] Dinçer M. A., Kaushal N., Grossman M., 2014, *Women's Education: Harbinger of Another Spring? Evidence from a Natural Experiment in Turkey* [J], World Development, 64, 243-258.

[35] Doepke M., Kindermann F., 2019, *Bargaining over Babies: Theory, Evidence, and Policy Implications* [J], American Economic Review, 109 (9), 3264-3306.

[36] Ewemooje O. S., Biney E., Amoateng A. Y., 2020, *Determinants of Fertility Intentions among Women of Reproductive Age in South Africa: Evidence from the 2016 Demographic and Health Survey* [J], Journal of Population Research, 37 (3), 265-289.

[37] Fang H., Eggleston K. N., Rizzo J. A., Rozelle S., Zeckhauser R. J., 2012, *The Returns to Education in China: Evidence from the 1986 Compulsory Education Law* [R], NB ER Working Paper, No. w18189.

[38] Fort M., Schneeweis N., Winter-Ebmer R., 2016, *Is Education Always Reducing Fertility? Evidence from Compulsory Schooling Reforms* [J], Economic Journal, 126 (595), 1823-1855.

[39] Fu H., Ge R., Huang J., Shi X., 2022, *The Effect of Education on Health and Health Behaviors: Evidence from the College Enrollment Expansion in China* [J], China Economic Review, 72, 101768.

[40] Hartnett C. S., Gemmill A., 2020, *Recent Trends in US Childbearing Intentions* [J], Demography, 57 (6), 2035-2045.

[41] Hayford S. R., 2009, *The Evolution of Fertility Expectations over the Life Course* [J], Demography, 46 (4), 765-783.

[42] Huang W., 2015, *Understanding the Effects of Education on Health: Evidence from China* [R], IZA Discussion Papers, No. 9225.

[43] Imbens G. W., Angrist J. D., 1994, *Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects* [J], Econometrica, 62 (2), 467-475.

[44] Kamhöfer D. A., Westphal M., 2019, *Fertility Effects of College Education: Evidence from the German Educational Expansion* [R], DICE Discussion Paper, No. 316.

[45] Kan K., Lee M. J., 2018, *The Effects of Education on Fertility: Evidence from Taiwan* [J], Economic Inquiry, 56 (1), 343-357.

[46] Keats A., 2018, *Women's Schooling, Fertility, and Child Health Outcomes: Evidence from Uganda's Free Primary Education Program* [J], Journal of Development Economics, 135, 142-159.

[47] Kountouris Y., 2020, *Higher Education and Fertility: Evidence from Reforms in Greece* [J], Economics of Education Review, 79, 102059.

[48] Lavy V., Zablotsky A., 2015, *Women's Schooling and Fertility under Low Female Labor Force Participation: Evidence from Mobility Restrictions in Israel* [J], Journal of Public Economics, 124, 105-121.

[49] Li H., Ma Y., Meng L., Qiao X., Shi X., 2017, *Skill Complementarities and Returns to Higher Education: Evidence from College Enrollment Expansion in China* [J], China Economic Review, 46, 10-26.

[50] Liu H., Liu L., Wang F., 2023, *Housing Wealth and Fertility: Evidence from China* [J], Journal of Population Economics, 36 (1), 359-395.

[51] Ma M., 2019, *Does Children's Education Matter for Parents' Health and Cognition? Evidence from China* [J], Journal of Health Economics, 66, 222-240.

[52] McCrary J., Royer H., 2011, *The Effect of Female Education on Fertility and Infant*

Health: Evidence from School Entry Policies Using Exact Date of Birth [J], American Economic Review, 101 (1), 158-195.

[53] Monstad K., Propper C., Salvanes K. G., 2008, *Education and Fertility: Evidence from a Natural Experiment* [J], Scandinavian Journal of Economics, 110 (4), 827-852.

[54] Nie H., Xing C., 2019, *Education Expansion, Assortative Marriage, and Income Inequality in China* [J], China Economic Review, 55, 37-51.

[55] Oreopoulos P., 2006, *Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education When Compulsory Schooling Laws Really Matter* [J], American Economic Review, 96 (1), 152-175.

[56] Osili U. O., Long B. T., 2008, *Does Female Schooling Reduce Fertility? Evidence from Nigeria* [J], Journal of Development Economics, 87 (1), 57-75.

[57] Rosenzweig M. R., Schultz T. P., 1985, *Schooling, Information and Nonmarket Productivity: Contraceptive Use and Its Effectiveness* [M], New Haven, C.T. : Yale University, Economic Growth Center.

[58] Zhang C., 2019, *Family Support or Social Support? The Role of Clan Culture* [J], Journal of Population Economics, 32 (2), 529-549.

[59] Zhang C., Li T., 2017, *Culture, Fertility and the Socioeconomic Status of Women* [J], China Economic Review, 45, 279-288.

[60] Zhang Z., Zhao Z., 2023, *Women's Education and Fertility in China* [J], China Economic Review, 78, 101936.