

高等教育扩招政策实施如何影响 居民生育数量：效应及机理*

刘一伟¹ 郭秋月² 孙中伟³

摘要：人口是中国式现代化的基础性、全局性与战略性要素，但中国面临低生育率困境。本文尝试从高等教育的视角为中国低生育率困境提供一个可能的解释。本文基于中国综合社会调查数据，将1999年高等教育扩招政策作为准自然实验，运用双重差分法检验高等教育扩招政策实施对中国居民生育数量的影响。研究表明：高等教育扩招政策实施对居民生育数量存在显著的负向影响，且这种负向影响在城镇居民和体制外工作的居民中更显著。机制分析显示，高等教育扩招政策实施通过提高受教育水平的直接途径，以及改变养儿防老预期、延长工作时间、推迟结婚年龄、提高择偶标准和增强性别平等意识等间接途径，对居民生育数量产生负向影响。本文研究结论能为中国人口高质量发展和生育政策调整提供一定启示。

关键词：高等教育扩招 生育数量 人口高质量发展 低生育率

中图分类号：F063.4 **文献标识码：**A

一、引言

习近平总书记在二十届中央财经委员会第一次会议上强调，要以人口高质量发展支撑中国式现代化^①，表明中国十分关注人口发展和人口安全问题。但是，中国人口发展呈现“少子化”趋势。一方面，从出生人口规模看，出生人口自1982年起开始下降，2020年下降为0.12亿人，低生育率困境越发明显；另一方面，从出生人口下降速率看，在1982年、1990年和2000年的全国人口普查中，出生人口下降幅度基本在5%左右，而2020年出生人口的降幅超过30%，降幅在历次全国人口普查

*本文是国家自然科学基金青年项目“从子女反哺到父母逆反哺：老龄化背景下高房价对家庭代际经济支持的影响研究”（编号：72204281）、教育部人文社会科学研究青年项目“高龄少子背景下延迟退休与全面二孩政策的良性互动研究”（编号：20YJCZH103）和中央财经大学中央高校基本科研业务费专项资金项目（编号：JYXZ2408）的阶段性研究成果。感谢匿名评审专家的宝贵意见，当然，文责自负。本文通讯作者：郭秋月。

^①参见《习近平主持召开二十届中央财经委员会第一次会议》，https://www.gov.cn/yaowen/2023-05/05/content_5754275.htm。

中最大^①。生育率下降对中国经济社会发展产生了深远影响。在经济层面，劳动力规模的萎缩和劳动力成本的上升可能导致经济发展陷入“中等收入陷阱”（胡湛等，2022）；在社会层面，人口老龄化将加重社会养老负担，带来更大的社会压力（都阳和封永刚，2021）。因此，摆脱低生育率困境已成为中国现阶段亟须解决的重要社会问题之一。

分析居民生育水平的影响因素对摆脱低生育率困境和合理制定人口政策具有重要价值。有学者研究高等教育与生育数量的关系，其核心在于高等教育对居民生育数量的影响存在两种效应：紧闭效应与人力资本效应。紧闭效应是指高等教育延长了个体在校集中学习的时间，从而推迟了初婚年龄，并压缩了可供生育的生理周期（Black et al., 2008）。这种负向影响在个体完成高等教育后可能会减弱，个体可能在毕业后较短时间内生育。可见，高等教育对居民生育数量的负向影响并非永久性的，可能随着时间的推移和高等教育完成后生育意愿的恢复而消失。人力资本效应则强调高等教育有利于个体获得更高收入，个体生育子女的机会成本更大。然而，收入提高使个体更容易承担养育小孩的费用，可能会增加生育孩子的数量（Behrman and Rosenzweig, 2002）。可见，国外文献就高等教育与居民生育数量的关系并未达成一致，紧闭效应和人力资本效应的张力决定了高等教育对居民生育数量的影响方向。国外文献分析了高等教育如何影响居民生育数量，但是无法完全揭示中国低生育困境的成因。不过，国外文献也带来了启示，即研究低生育困境不能忽视高等教育这一至关重要的因素。在中国，以1999年开始实施的高等院校扩大招生政策为代表的高等教育扩招政策，已经对经济增长、社会发展等方面产生深远影响（吴要武和刘倩，2014），毫无疑问也会影响居民生育数量。因此，本文试图探讨高等教育扩招政策实施对居民生育数量的影响，明确其作用机理，为更好地制定合理的人口政策以应对低生育困境提供支撑。

与本文密切相关的研究包括高等教育扩招政策实施的社会经济效应、居民生育数量的影响因素两个方面。高等教育扩招政策实施在经济社会领域产生了深远的影响，已有文献主要从教育发展、教育公平和人口红利等角度进行探讨。首先，高等教育扩招政策实施推动中国普通高校的办学规模逐步扩大，生均培养成本随之下降，从而提升了高校的办学效率和规模经济效益。同时，高等教育扩招政策实施使教育结构从“金字塔型”逐步转向扁平化，推动人才培养的多样化（李永友和柏霖，2023）。然而，随着招生规模的持续扩大，普通高校的录取率不断攀升，教育质量面临下滑的风险，其典型表征是大学生失业率的居高不下（陈林和万攀兵，2017）。其次，无论是古代的“学而优则仕”，还是当今的“知识改变命运”，高等教育始终是社会流动的重要途径，承载无数底层家庭向上流动的希望。高等教育扩招政策实施不仅在缩小城乡居民入学机会差距方面发挥重要作用，还在抑制收入不平等方面产生积极影响（张征宇等，2023）。但是，部分研究指出，高等教育扩招政策实施并未均等地惠及所有社会群体，“寒门出贵子”的故事日渐稀少，高等教育的经济回报差距逐渐扩大（李春玲，2014）。最后，高等教育扩招政策实施有利于释放人口红利，对经济发展产生深远影响。高等教育扩招政策实

^①资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/tablequery.htm?code=AD03>；《2020年第七次全国人口普查主要数据》，<https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/d7c/202111/P020211126523667366751.pdf>。

施使更多人接受优质教育，培养大批高素质人才，这些人才成为推动中国经济增长和社会进步的中坚力量（马光荣等，2017）。此外，高等教育扩招政策实施通过推进城镇化，优化人力资源的空间配置，进一步释放人口红利，为中国持续发展注入新动力（方森辉和毛其淋，2021）。

从居民生育数量的影响因素看，已有研究从结构主义、社会心理学、生物人口学和生物医学等角度展开研究。首先，结构主义理论强调社会文化、经济发展和制度法规等结构性因素对居民生育行为的影响，认为社会性别平等与女权主义等文化因素、限制性生育政策和完善的社会保障制度是居民生育数量下降的重要原因（Fenge and Scheubel, 2017）。然而，一些学者认为，经济发展才是决定居民生育数量的关键因素（Zhang, 2017）。其次，社会心理学理论探讨心理因素对居民生育数量的影响，具体包括计划行为理论和接合行动理论等。计划行为理论认为，居民生育数量由家庭计划、成本收益评估及个体控制力决定，但被批评忽视了资源和社会激励的影响。接合行动理论则尝试完善计划行为理论，认为居民生育行为是个体心理与宏观社会环境互动的结果（Morgan and Bachrach, 2011）。生物人口学和生物医学视角的研究强调遗传因素和生物健康对居民生育动机和结果的影响。例如，男女不孕不育状况的增多直接影响生育率，尤其在居民生育推迟至育龄期末期时更为显著。在中国，育龄夫妇的不孕不育率从3%~5%上升至10%~15%，且有年轻化趋势，生殖健康问题已成为生育率下降的关键影响因素（吕群燕等，2017）。

现有研究对高等教育扩招政策实施对家庭经济行为和宏观经济的影响进行了探讨，为本文研究提供了有益借鉴。然而，关于高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的研究仍存在以下不足。首先，研究主题需要拓展。已有研究探讨了高等教育与居民生育数量之间的关系，但鲜有研究分析高等教育扩招政策实施对居民生育数量的影响。其次，高等教育扩招政策实施影响居民生育数量的作用机制分析尚待深化。已有研究大多从女性地位等单一角度探讨高等教育扩招政策实施对居民生育数量的作用机制（McDonald, 2000；李长安和李艳，2024），未能有效打开高等教育扩招政策实施如何影响居民生育数量的“黑箱”。最后，研究策略需进一步提升。现有研究多采用最小二乘法探讨高等教育扩招政策实施与居民生育数量的关系，在内生性问题处理方面存在不足。因此，本文将1999年中国推行的高等教育扩招政策视为一项准自然实验，在微观个体层面探讨高等教育扩招政策实施对居民生育数量的影响。

相较于已有研究，本文的边际贡献包含以下两个方面。首先，在研究视角上，本文以高等教育扩招政策作为分析居民生育数量影响因素的切入点，采用准自然实验的方法，识别二者之间的因果关系，为中国低生育率困境提供新的解释框架。其次，在研究维度上，本文从居民实际生育子女数与理想生育子女数两个层面衡量居民的生育数量，全面分析高等教育扩招政策实施对居民生育数量的影响，不仅丰富现有研究，也能为中国生育政策的调整与完善提供重要依据。

二、政策现状与理论分析

（一）政策现状

1977年中国政府恢复了高考制度，为中国人才选拔和培养奠定了基础。然而，由于改革开放初期中国经济发展水平较低、政府财政资源有限，高等教育规模并未快速扩大，根据《中国教育统计年鉴

1999》的数据，1998年的全国大学生在校人数仅为780万人，毛入学率为9.8%。这一水平远远无法满足人民日益增长的接受高等教育的需求和国家经济社会发展对高素质人才的迫切需求。面对这些挑战，中国政府于1999年制定了《面向21世纪教育振兴行动计划》，并提出高等教育扩招政策，由此中国高等教育发展进入“快车道”。根据《中国教育统计年鉴2003》的数据，到2002年，中国大学报名人数达到520万人，普通高校招生人数增至320万人，高等教育毛入学率已达15%，标志着中国正式进入高等教育大众化阶段。此后，高等教育毛入学率继续快速增长。根据《中国教育统计年鉴2020》的数据，2019年高等教育毛入学率达到51.6%，高等教育正式迈入普及化阶段。高等教育扩招政策不仅为中国教育事业发展注入新的活力，也为国家经济增长提供了人力资本支持。相对于高等教育扩招政策实施前高校招生数的平缓增长，高等教育扩招政策实施后高校招生数急剧增长，从而产生一种冲击，既可能影响中国经济发展水平，也可能影响居民生育数量。

（二）研究假说

分析高等教育扩招政策实施与居民生育数量的关系涉及两种理论：机会成本理论与后物质主义理论。机会成本理论强调，在资源有限的情况下，个体必须在资源获取（如获得收入、职业发展等）与生育之间进行权衡（Goldin, 2006）。后物质主义理论则聚焦于文化与价值观的转变对个体生育数量的影响，认为高等教育的普及促使个体的价值观从传统的物质主义逐渐转向更为注重个人自由、生活质量和自我实现的后物质主义。机会成本理论与后物质主义理论从不同角度解释了居民的生育决策，两者隐含一个共同的内在逻辑：高等教育扩招政策实施为个体提供了提高受教育水平的机会，促使他们更加关注自身发展和生活质量的改善，追求效用最大化目标。这种效用最大化体现在两个关键领域：一是在劳动力市场获得体面工作与发展空间；二是在婚姻市场上嫁娶体面或者婚姻适配（吴要武和刘倩，2014）。本文在机会成本理论与后物质主义理论的基础上，分析高等教育扩招政策实施影响居民生育数量的作用机制。

高等教育扩招政策实施通过提高个体受教育水平直接对居民生育数量产生负面影响。高等教育扩招政策实施后，居民接受大学教育的概率得以提高。高等教育扩招政策实施使城镇居民和农村居民接受大学教育的可能性分别提高了7.0%和5.1%（刘生龙和胡鞍钢，2018）。梁若冰和任伟聪（2023）指出，高等教育扩招政策实施不仅显著提升了居民的高中入学率，还增加了居民的总体受教育年限。而受教育水平提升对降低居民生育数量具有显著影响。当个体接受更高层次的教育时，人们会更加关注自身发展与收入水平，对生活品质有更高的追求（卿石松，2024），从而降低居民生育数量。已有研究佐证了上述结论，教育显著负向影响个体生育意愿，且对女性的负向影响大于对男性的影响（李长安和李艳，2024）。与低学历个体相比，高学历个体往往更加重视子女的人力资本投资和养育质量（Becker and Lewis, 1973），从而导致生育意愿和生育数量下降。

在高等教育扩招政策实施提升居民受教育水平的情况下，该政策实施通过四个间接作用机制影响居民生育数量。首先是养老预期机制。高等教育扩招政策实施增加了个体接受高等教育的机会，提升了其人力资本，进而提高了个体获得更好职业和获取更高收入的可能性。然而，高等教育带来的职业发展和收入提升提高了个体生育的机会成本，个体可能选择推迟生育或减少生育数量，以避免育儿导

致的职业中断或带来的经济负担。在中国，职业身份和收入水平决定了个体参加何种养老保险及其缴费标准，高学历者能够享受更好的退休待遇，这在一定程度上改变了传统“养儿防老”的观念。同时，中国养老保险体系不断完善，使以“养儿防老”为特征的家庭养老受到前所未有的挑战(刘一伟, 2016)。更为重要的是，根据孩子数量与质量权衡的观点，接受高等教育的个体倾向于减少生育数量，以提高生育质量，而不是生育更多的子女。因此，高等教育扩招政策实施通过改变传统的“养儿防老”的生育观念，减少了居民生育数量。

其次是工作时长机制。个体受教育水平对其职业发展存在显著的正向作用，进而对居民生育率产生负向冲击。已有文献指出，教育和就业是影响生育率最重要的两个因素，在工作与生育之间日益存在张力的社会背景下，个体在权衡职业发展与生育的机会成本后，往往倾向于将更多的时间与精力投入工作，而不是生育或照料子女(蒲新微和姚明霄, 2023)。这种选择体现为育龄群体生育意愿的降低，符合后物质主义理论中个体追求自我实现和个人价值的观点。居民生育率下降的关键因素是父母受教育水平的提高(Chen, 2016)。受教育水平直接影响父母的就业机会和经济能力，高学历父母更倾向于选择工作，减少分配给家庭与孩子的时间与精力。高学历女性面临更高的机会成本，她们在工作与生育之间的选择往往更加慎重，导致生育意愿和实际生育率下降。

再次是婚配决策机制。接受高等教育会占用居民的适婚期，导致居民初婚年龄推迟，从而使居民错过生育的最佳时期(Black et al., 2008)。从机会成本理论来看，高等教育提供的职业发展和经济前景使年轻人倾向于将时间和资源投入个人发展，选择“先立业而后成家”，因而，居民的结婚时间推迟，从而影响生育数量。受教育水平的提高使人们更注重个人自由和生活质量，人们可能会重新评估婚姻的作用，从而导致婚姻的地位与功能受到挑战，初婚年龄也会相应推迟(於嘉和谢宇, 2017)，进而影响生育数量。此外，在择偶标准方面，受教育水平在中国婚姻匹配中是一个重要的考量因素。选择一个教育背景相似的配偶可以最大化婚姻中双方资源的整合与利用，所以，个体会偏好同一阶层或者受教育水平相当的异性(Choo and Siow, 2006)。婚姻市场中受教育程度较高的个体的择偶标准会提高，更加重视价值观的一致性等因素，这种“挑剔”会降低婚配比例，延迟结婚年龄，进而缩短个体生育子女的时间(巫锡炜等, 2022)，影响个体生育数量。

最后是性别平等意识。高等教育使女性接触各种先进思想，增强她们对自身价值和平等权利的认知。女性不再局限于在家中“相夫教子”，开始更重视个人事业和自我实现。这一转变不仅影响女性自身，也改变了男性的观念。高等教育使男性理解和接受性别平等理念，支持并尊重女性的职业追求和个人选择，从而推动社会整体性别平等意识的提升。随着性别平等意识的增强，女性逐渐认识到生育惩罚的存在——生育可能导致个体职业停滞和发展受阻(Budig and England, 2001)。在这种情况下，女性可能更倾向于推迟或放弃生育，以追求职业发展和个人梦想。此外，性别平等意识还促使女性重新审视生育的意义，女性认识到生育不仅是个人选择，也涉及社会和家庭责任的公平分担。在中国，生育和育儿成本主要由女性承担，这种不平等可能导致女性对生育的抗拒心理加剧，进一步削弱其生育意愿(蒲新微和姚明霄, 2023)，影响居民生育数量。

基于上述分析，高等教育扩招政策实施可能会降低居民的生育意愿和生育数量。从机会成本理论的视角来看，高等教育扩招政策实施提升了居民的受教育水平，改变了他们的养老预期和职业发展目标，进而使居民的生育观念发生转变，最终影响居民的生育数量。从后物质主义理论的视角来看，高等教育扩招政策实施可能推动居民追求更适合自身发展的婚姻模式和拥有更强的性别平等意识，从而降低生育数量以提高生活质量。综上所述，本文提出以下3个研究假说。

H1：高等教育扩招政策实施对居民生育数量存在负向影响。

H2：高等教育扩招政策实施能够通过提高居民受教育水平这一直接途径来影响居民生育数量。

H3：高等教育扩招政策实施能够通过改变育儿防老预期、延长工作时间、推迟结婚年龄、提高择偶标准与增强性别平等意识等间接途径来影响居民生育数量。

三、研究设计

（一）数据来源

本文分析所用的数据是中国综合社会调查（CGSS）数据。CGSS是连续性截面社会调查，始于2003年，是中国最早的全国性、综合性和连续性学术调查项目。CGSS在全国层面采取多阶分层PPS随机抽样方法，调查个人和家庭的社会经济特征，以及生育、健康和心理等生活质量层面的内容，为探索社会发展与家庭生育行为的因果关系及其内在机制提供了充分的数据资料。本文采用2012年、2013年、2015年、2017年、2018年和2021年6期的混合截面数据。基于CGSS数据的特征与研究目的，本文采用以下方式对样本进行处理：①根据结婚法定年龄和生育年龄限制，保留20岁~49岁的个体；②在进行出生队列设计时，考虑大饥荒等灾害性事件的影响及保持处理组和对照组样本的年份范围一致，保留出生年份为1964—1997年的个体（年轻队列和年长队列样本的年份范围均为16年）；③删除核心变量缺失的样本。在合并6期数据后，本文共获得30231个样本。省份层面变量来源于2013年、2014年、2016年、2018年、2019年和2022年的《中国统计年鉴》。

（二）变量选取

1.被解释变量：居民生育数量。本文主要研究居民的生育情况，参考Dettling and Kearney（2014）的研究，本文从生育行为和生育意愿两方面，采用家庭现阶段实际生育子女数和理想生育子女数衡量居民生育数量，将两个变量分别定义为现实子女数和理想子女数。本文根据受访者对问卷问项“受访者有几个子女”“如果没有政策限制的话，希望有几个孩子”的回答，对居民生育数量的两个衡量变量赋值。

2.核心解释变量：高等教育扩招政策实施情况。本文关注高等教育扩招政策实施的效应，核心解释变量是高等教育扩招政策实施情况，是各省份高等教育扩招程度和出生队列的交互项（以下简称“交互项”）。1999年，高等教育扩招政策在全国开始实施，但各省份高等教育扩招的程度存在差异。参考巫锡炜等（2022）的研究，本文以各省份2012年人均高等教育招生数相对于1998年人均高等教育招生数的增长率来衡量各省份高等教育扩招程度^①。

^①本文还以各省份1998—2012年的人均高等教育招生数年均增长率衡量各省份的高等教育扩招程度，所得估计结果基本一致。

具体计算公式见（1）式：

$$Intensity_prov_j = \frac{j\text{省}2012\text{年高等教育招生数}}{j\text{省}2012\text{年总人口}} / \frac{j\text{省}1998\text{年高等教育招生数}}{j\text{省}1998\text{年总人口}} - 1 \quad (1)$$

这样衡量有三点原因：第一，该指标可以剔除人口数量变化引致的高校招生数量的变化，捕捉更加外生的高等教育扩招政策实施的影响；第二，该指标是用人均高等教育招生数的增长率来测度各省份的高等教育扩招程度，更为科学；第三，该指标体现特定时间段内高等教育招生数量存量的变化，可以捕捉高等教育招生数量在个别年份的跳跃变化和多年的连续变化。

本文之所以选择 2012 年作为时间节点，是出于以下两方面考量：一方面，2012 年高等教育扩招政策出现了调整。2012 年，教育部发布的《全面提高高等教育质量的若干意见》明确提出，今后公办普通高校本科招生规模将保持相对稳定，这可能影响各省份高等教育的扩招程度。另一方面，2012 年中国首次实现国家财政性教育经费占国内生产总值的比重达到 4% 的目标，之后国家财政性教育经费投入比重一直稳定在 4%，而经费投入规模会影响高等教育的扩招规模（马光荣等，2017）。

个体大约在 18 岁参加高考，中国于 1999 年开始实施高等教育扩招政策，因此，该政策对 1981 年及之后出生的个体会产生影响。为了排除灾害性事件等的影响，本文选择 1964 年及之后出生的个体；为了使对照组和处理组样本的年份范围一致，本文选择 1997 年作为截止时间。因此，本文定义出生队列变量：1964—1980 年出生的个体属于对照组，赋值为 0；1981—1997 年出生的个体属于处理组，赋值为 1。出生队列计算方式如（2）式所示：

$$post_i = \begin{cases} 1, & \text{如果 } 1981 \leq birth_year \leq 1997 \\ 0, & \text{如果 } 1964 \leq birth_year \leq 1980 \end{cases} \quad (2)$$

（2）式中： $post_i$ 表示出生队列， $birth_year$ 表示出生年份。

3.控制变量。为了避免遗漏变量造成的估计偏误，本文参考卿石松（2024）的研究，增加个体层面可能影响居民生育数量的前定控制变量：性别（女性=1，男性=0）和民族（汉族=1，非汉族=0）。一方面，女性和男性可能因生理差异等因素而存在生育观念的差异；另一方面，少数民族的家庭意识和宗族意识较强，大多数少数民族存在多生多育的文化倾向。需要说明的是，若控制随时间变化的内生变量，这些变量可能受高等教育扩招政策实施的影响，导致回归结果有偏，因此，控制变量应该选择在高等教育扩招政策实施之前就已经确定的变量。此外，各省份特征会影响高等教育扩招政策的实施，造成分组的非随机性，因此，本文还控制了 1998 年地区特征变量与出生队列变量的交互项（以下简称“事前趋势项”），以反映各地区的事前特征的影响。这些特征变量是影响高等教育扩招政策的变量，包括地区的平均受教育程度和医疗机构数量^①。

^①平均受教育程度为各省份不同学历人口数与受教育年限的加权平均数，计算公式为：（文盲人口数×0+小学人口数×6+初中人口数×9+高中人口数×12+大专及以上学历人口数×16）/6 岁及以上人口数；医疗机构数量是各省份的医疗卫生机构数（个，取对数），其中，医疗卫生机构包括医院、基层医疗卫生机构、专业公共卫生机构和其他医疗卫生机构。

主要变量的定义、赋值及描述性统计结果见表1。可以看出，处理组的现实子女数、理想子女数均明显低于对照组，而且这些差异是显著的，这为下文的基于双重差分法（DID）的因果识别提供了基础。

表1 主要变量的定义、赋值及描述性统计结果

变量	定义及赋值	处理组（1981—1997年）		对照组（1964—1980年）		均值差异 检验结果
		均值	标准差	均值	标准差	
现实子女数	家庭现阶段实际生育的子女数	0.814	0.899	1.485	0.806	-0.671***
理想子女数	家庭现阶段理想生育的子女数	1.741	0.822	1.869	0.765	-0.128***
高等教育 扩招程度	各省份2012年人均高等教育招生数相对于1998年人均高等教育招生数的增长率	4.750	0.019	5.004	0.0150	-0.254***
女性	女性=1，男性=0	0.534	0.499	0.530	0.499	0.004
民族	汉族=1，非汉族=0	0.915		0.279		0.914

注：①***表示1%的显著性水平；②均值差异检验采用t检验方法。

（三）模型设计

本文参考巫锡炜等（2022）的研究，利用不同省份高等教育扩招程度差异和人群出生队列信息，运用双重差分法（DID），识别高等教育扩招政策实施与居民生育数量的因果关系。模型设定如下：

$$child_{ijgt} = \beta_0 + \beta_1(intensity_prov_j \times post_t) + \beta_2 control_{ijgt} + \eta X \times \varphi_g + \lambda_j + \varphi_g + \gamma_t + u_{ijgt} \quad (3)$$

（3）式中： $child_{ijgt}$ 是调查年份 t 时省份 j 的出生队列 g 中家庭 i 的现实子女数或理想子女数； $intensity_prov_j \times post_t$ 是交互项，其系数 β_1 是高等教育扩招政策实施对居民生育数量的平均因果效应； $control_{ijgt}$ 是控制变量； X 是1998年地区特征变量，包括地区的平均受教育程度和医疗机构数量； $X \times \varphi_g$ 是事前趋势项； λ_j 是地区固定效应，用于控制省份层面不随时间变化而变化的因素； φ_g 是出生队列固定效应，用于控制个体的出生年份特征差异； γ_t 是年份固定效应，用于控制年份层面不随地区变化而变化的因素； u_{ijgt} 是随机干扰项。

四、计量结果分析

（一）基准估计结果分析

表2报告了高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的基准估计结果。表2方程1和方程2是高等教育扩招政策实施对居民现实子女数影响的估计结果。方程1未加入事前趋势项，结果显示交互项显著，且系数为负；方程2控制了事前趋势项，交互项显著，且系数为负。这说明，高等教育扩招政策实施降低了居民现实子女数。同样地，方程3和方程4是高等教育扩招政策实施对居民理想子女数影响的估计结果，其中，方程3未加入事前趋势项，方程4控制了事前趋势项。方程3和方程4的估计结果显示，交互项显著，且系数为负，说明高等教育扩招政策实施降低了居民理想子女数。根据

方程 2 与方程 4 的估计结果，高等教育扩招政策实施使居民现实子女数下降 0.259 (4.895×0.053) 人，使居民理想子女数下降 0.171 (4.895×0.035) 人。其中，高等教育扩招程度的均值为 4.895。H1 得证。

表 2 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的基准估计结果

变量	现实子女数		理想子女数	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.026*** (0.008)	-0.053*** (0.015)	-0.015** (0.006)	-0.035*** (0.012)
性别	0.150*** (0.020)	0.150*** (0.020)	-0.026** (0.012)	-0.026** (0.012)
民族	-0.050 (0.059)	-0.054 (0.059)	-0.065 (0.080)	-0.068 (0.080)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	不控制	控制	不控制	控制
样本量	30231	30231	30231	30231
R ²	0.327	0.329	0.068	0.069

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误。

(二) 考虑样本可比性

本文采用平行趋势检验和倾向得分匹配法两种方法验证本文研究设计的可靠性。

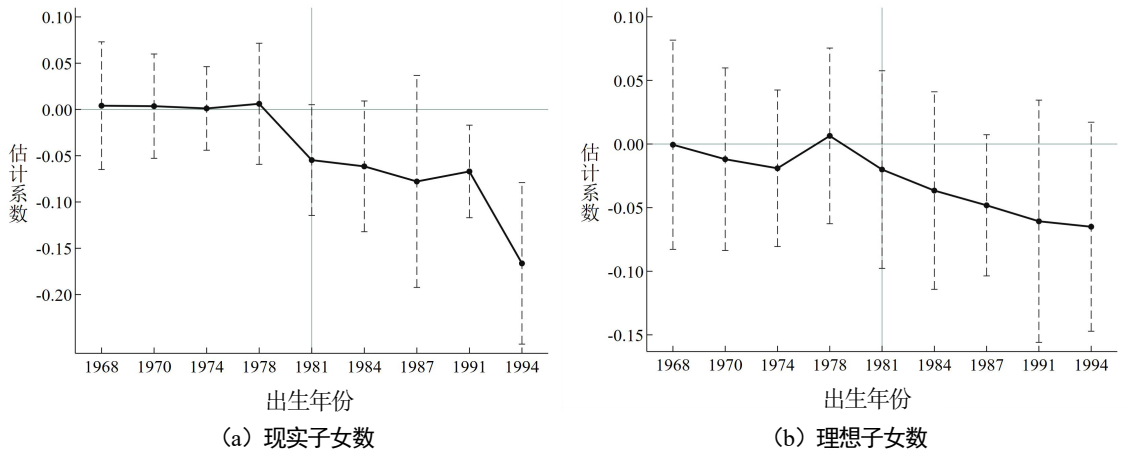


图 1 平行趋势检验结果

注：(a) 图和 (b) 图中虚线表示 95%置信区间，黑点表示估计系数大小，横实线表示估计系数等于 0，竖实线表示最早受到高等教育扩招政策影响群体的出生年份。

1. 平行趋势检验。采用双重差分法的一个重要前提是，在政策发生前处理组和对照组不能存在显著的趋势差异，即满足平行趋势假设 (Duflo, 2001)。本文参考 Chen et al. (2020) 的研究，以 1964

年出生人群为基准组，采用事件研究法进行平行趋势检验。具体估计结果如图 1 所示，在 1981 年之前，核心解释变量的估计系数在 0 上下波动，且不显著，表明在高等教育扩招政策实施之前，处理组和对照组不存在显著的趋势差异，满足平行趋势假设。本文采用双重差分法（DID）是合理的。

2. 基于倾向得分匹配法的估计。为了进一步排除处理组和对照组之间不可比因素的干扰，本文采用倾向得分匹配法进行估计。具体的做法是：首先，根据各省份高等教育扩招程度，将样本分为两组。高等教育扩招程度大于或等于年度中位数的省份的样本归为处理组，而小于年度中位数的省份的样本归为对照组。其次，考虑一系列可能影响高等教育扩招程度的协变量^①，选择核匹配方法^②（带宽分别为 0.2、0.18 和 0.15），采用倾向得分匹配法匹配处理组与对照组，寻找协变量比较类似但高等教育扩招程度存在较大差异的地区样本。最后，对筛选出的样本进行双重差分法估计。具体估计结果如表 3 所示，所有方程的估计结果显示，高等教育扩招政策实施降低了居民现实子女数和理想子女数，验证了基准回归结论的稳健性。

表 3 基于倾向得分匹配法的高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的估计结果

变量	现实子女数			理想子女数		
	带宽为0.2 方程1	带宽为0.18 方程2	带宽为0.15 方程3	带宽为0.2 方程4	带宽为0.18 方程5	带宽为0.15 方程6
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.053*** (0.015)	-0.055*** (0.016)	-0.052*** (0.016)	-0.035*** (0.012)	-0.036** (0.013)	-0.034** (0.013)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	30231	25979	23892	30231	25979	23892
R ²	0.329	0.308	0.307	0.069	0.070	0.072

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

（三）稳健性检验

1. 替代变量法。为了多维度刻画高等教育扩招程度，本文借鉴邢春冰（2014）的做法，采用 2012 年各省份高等教育录取人数相比于 1998 年各省份高等教育录取人数的增长率测度高等教育扩招程度，替换原有核心解释变量，并重新进行回归，具体估计结果如表 4 所示。根据表 4 的估计结果，更换核心解释变量后，高等教育扩招政策实施依然对居民现实子女数与理想子女数存在显著的负向影响，说明本文估计结果是稳健的。

^①协变量包括经济发展水平（人均地区生产总值，取对数）、城镇化水平（城镇人口占常住人口的比重）、高等教育经费支出水平（普通高等教育经费总投入，取对数）和平均受教育程度。

^②本文还采用了 1 对 1 近邻、1 对多近邻和半径匹配方法，所得估计结果基本一致。

表 4 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的稳健性检验结果：替代变量

变量	现实子女数		理想子女数	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.035*** (0.009)	-0.060*** (0.011)	-0.018** (0.006)	-0.033*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	不控制	控制	不控制	控制
样本量	30231	30231	30231	30231
R ²	0.327	0.330	0.068	0.069

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

2.改变样本量。为了进一步降低样本选择偏差问题的影响，本文考虑经济发展水平因素，分别去掉直辖市样本、1998 年人均地区生产总值最高和最低省份的样本，并重新进行回归。估计结果如表 5 所示。可以看出，交互项仍然显著，且估计系数为负，说明基准回归结果具有稳健性。

表 5 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的稳健性检验结果：改变样本量

变量	现实子女数		理想子女数	
	去掉直辖市样本	去掉人均地区生产总值 最高和最低省份的样本	去掉直辖市样本	去掉人均地区生产总值 最高和最低省份的样本
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.055*** (0.016)	-0.054*** (0.015)	-0.034** (0.013)	-0.036*** (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	25340	27494	25340	27494
R ²	0.307	0.319	0.070	0.072

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

本文进一步采用减少样本量的方法进行稳健性检验，分别剔除样本初始年份样本（2012 年样本）、样本初始年份和截止年份样本（2012 年和 2021 年样本），重新进行回归，具体估计结果如表 6 所示。根据表 6 的估计结果，交互项依旧显著，且估计系数为负，与基准回归基本一致，这进一步印证了本文基准回归结果的稳健性。

表 6 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的稳健性检验结果：缩小样本量

变量	现实子女数		理想子女数	
	剔除2012年样本 方程1	剔除2012年和2021年样本 方程2	剔除2012年样本 方程3	剔除2012年和2021年样本 方程4
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.048*** (0.015)	-0.043*** (0.012)	-0.029** (0.012)	-0.032*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	24489	21637	24489	21637
R ²	0.324	0.334	0.070	0.066

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

3.安慰剂检验。本文采取两种方法进行安慰剂检验。一是构造虚假的政策时点进行安慰剂检验。高等教育扩招政策是在 1999 年开始实施的，本文随机抽取高等教育扩招政策实施年份，并进行 500 次回归，得到虚拟政策的估计系数。

由图 2 可知，虚拟政策的估计系数的均值接近于 0，说明未观测因素没有对居民生育数量产生影响，证明了本文估计结果具有可信度。

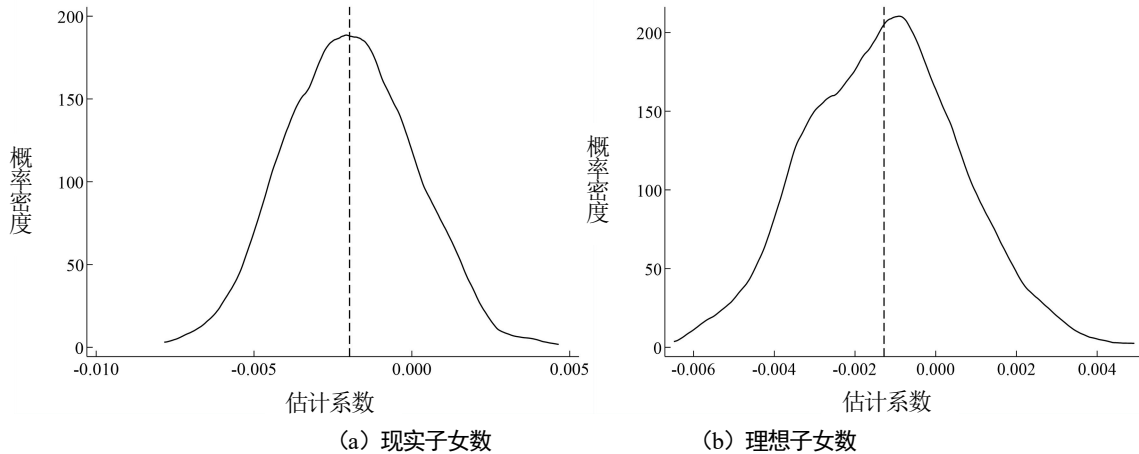


图 2 基于虚假政策时点的安慰剂检验结果

注：（a）图和（b）图中实线表示估计系数的概率密度分布，虚线表示估计系数的均值。

二是随机分配政策进行安慰剂检验。本文随机抽取高等教育扩招政策实施年份，并随机分配出生队列，进行 500 次回归，得到虚拟政策的估计系数。

由图 3 可知，虚拟政策的估计系数的均值接近于 0，说明未观测因素没有对居民生育数量产生影响，本文的估计结果是可信的。

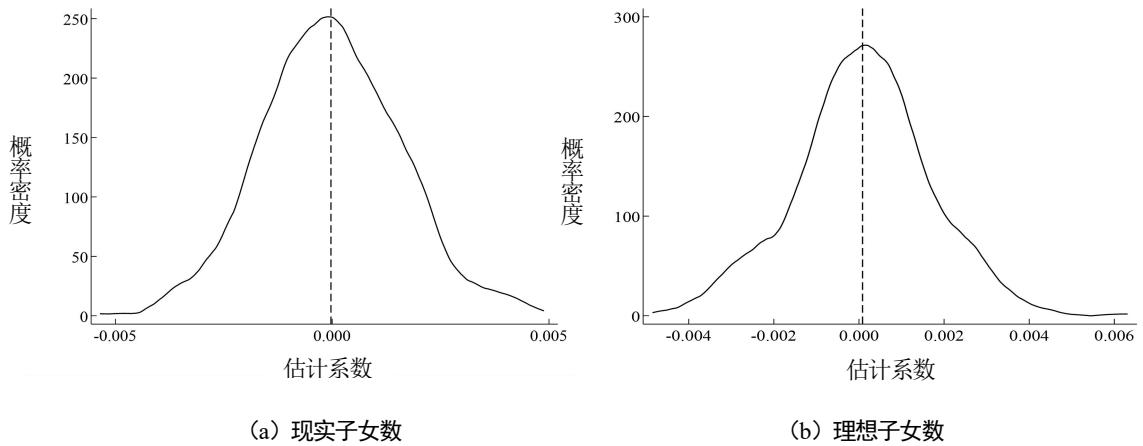


图3 基于随机分配政策的安慰剂检验结果

注：(a)图和(b)图中实线表示估计系数的概率密度分布，虚线表示估计系数的均值。

4.排除入学年份和学制的干扰(排除出生队列混淆的影响)。一般情况下，个体在18岁时完成高中学习并参加高考，但现实中存在入学年龄提前或者推迟的现象，部分个体可能在16~20岁参加高考。因此，本文剔除1999年年龄为16~20岁的样本，重新进行回归，具体估计结果如表7方程1与方程4所示。估计结果与基准回归基本一致，说明本文研究结论的稳健性。

5.排除省份不一致因素的干扰。前文将样本个体所在省份作为其参加高考的省份，但现实中存在个体迁移的情况，可能导致个体参加高考的省份与其所在省份不一致。为了排除省份不一致因素的干扰，本文保留自出生起一直在本地的样本(该类样本占总样本的74%)，重新进行回归，具体估计结果如表7方程2与方程5所示。估计结果与基准回归基本一致，说明本文研究结论具有稳健性。

6.排除全面二孩政策的影响。家庭的生育决策受生育政策的影响。高等教育扩招政策实施以来，中国一直实行独生子女政策，但在2016年后开始实施全面二孩政策，这会对居民生育决策产生一定影响。本文纳入非独家庭情况(非独家庭=1，独生子女家庭=0)和二孩政策实施年份(2016年及之后=1，2016年之前=0)的交互项(以下简称“全面二孩政策实施情况”)，以排除全面二孩政策的影响。具体估计结果如表7方程3与方程6所示，可以发现，考虑全面二孩政策的影响后，本文研究结论仍然成立，基准回归结果具有稳健性。

表7 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的稳健性检验结果：排除部分因素和政策的干扰

变量	现实子女数			理想子女数		
	排除入学年份和学制的干扰	排除省份不一致因素的干扰	排除全面二孩政策的影响	排除入学年份和学制的干扰	排除省份不一致因素的干扰	排除全面二孩政策的影响
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
高等教育扩招程度×出生队列	-0.061*** (0.017)	-0.055*** (0.014)	-0.053*** (0.015)	-0.041*** (0.014)	-0.033** (0.013)	-0.035*** (0.012)
全面二孩政策实施情况			-0.163*** (0.031)			-0.047 (0.038)

表7 (续)

控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	25344	21768	30231	25344	21768	30231
R ²	0.348	0.337	0.330	0.068	0.075	0.069

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表2。

7.排除生肖偏好与疫情冲击的影响。一方面，民间有句俗语：“龙年生吉子，羊年忌生子”。部分中国人认为，属龙的孩子会带来好运，而属羊的孩子不吉利。2015年是羊年，因此，本文剔除2015年数据进行分析。另一方面，新冠疫情发生在2020年初，2021年的数据会受到新冠疫情的影响，因此，本文剔除2021年的数据进行分析。根据表8的估计结果，排除生肖偏好和疫情冲击的影响后，高等教育扩招政策实施依然对居民生育数量存在显著的负向影响，说明基准回归结果具有稳健性。

表8 高等教育扩招政策实施对居民生育数量影响的稳健性检验结果：排除生肖偏好与疫情冲击的影响

变量	现实子女数		理想子女数	
	排除生肖偏好的影响	排除疫情冲击的影响	排除生肖偏好的影响	排除疫情冲击的影响
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.051*** (0.016)	-0.049*** (0.012)	-0.039*** (0.013)	-0.037*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	不控制	控制	不控制	控制
样本量	25146	27379	25146	27379
R ²	0.324	0.338	0.070	0.067

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表2。

8.其他稳健性检验。为确保基准回归结果的稳健性，本文还进行了以下几项稳健性检验：更换估计模型，以验证估计结果在不同模型设定下的一致性；更改样本出生年份划分方法，以消除出生年份选择偏差的影响；更改样本年龄范围划分方法，以排除生育年龄选择偏差的影响；排除其他政策因素的影响，例如《中华人民共和国义务教育法》的实施和长期护理保险制度的推行^①。

(四) 高等教育扩招政策实施对居民生育数量的群体异质性影响

本文主要考察高等教育扩招政策实施对居民生育数量的群体异质性影响。

^①因篇幅所限，此处未报告该部分的估计结果，具体估计结果见中国知网或《中国农村经济》网站的本文附录。

首先，本文考虑高等教育扩招政策实施对城乡居民生育数量的影响。按照户籍将样本分为城镇组和农村组，进行分组回归，具体估计结果如表9方程1、方程2、方程5和方程6所示。可以看出，交互项均显著，且估计系数为负。高等教育扩招政策实施，使城镇居民的现实子女数与理想子女数分别下降0.220（4.895×0.045）人与0.181（4.895×0.037）人，使农村居民的现实子女数与理想子女数分别下降0.196（4.895×0.040）人与0.147（4.895×0.030）人。同时，城镇组与农村组的组间系数差异检验结果均在5%的统计水平上显著。因此，高等教育扩招政策实施对城镇居民生育数量的负向影响明显高于对农村居民的影响。这可能是因为，城乡居民在机会成本、社会角色期待和文化规范等方面存在不同：第一，城镇居民的受教育水平更高，拥有更广阔的个人发展空间和更高的经济回报，这导致城镇居民生育的机会成本更大，从而不利于居民生育数量的增加；第二，相对于城镇，农村社会受传统生育观念和文化规范的影响更大，多子多福和延续家庭的观念在农村地区的影响力更大。这些因素使得高等教育扩招政策实施对农村居民生育数量的影响不如对城镇居民的影响明显。

其次，本文考虑居民工作性质的影响。根据居民是否在国有企业、国家机关和事业单位就业，将样本分为体制内组与非体制内组，进行分组回归，具体估计结果如表9方程3和方程4、方程7和方程8所示。估计结果显示，除方程8外，交互项均显著，且非体制内组的估计系数更小。同时，体制内组与非体制内组的组间系数差异检验结果分别在10%和5%的统计水平上显著，表明高等教育扩招政策实施对居民生育数量的负向影响在非体制内组中更显著。体制内身份是中国特有的社会经济现象，体制内身份通常具备“铁饭碗”特征，意味着更高的收入、福利、社会声望和职业保障。体制内单位对员工生育的态度更为宽容，员工生育所带来的职业惩罚较小，因此，高等教育扩招政策实施对体制内居民生育数量的负向影响较弱。

表9 高等教育扩招政策实施对居民生育数量的群体异质性影响的估计结果

变量	现实子女数				理想子女数			
	农村组 方程1	城镇组 方程2	非体制内组 方程3	体制内组 方程4	农村组 方程5	城镇组 方程6	非体制内组 方程7	体制内组 方程8
高等教育扩招程度× 出生队列	-0.040** (0.018)	-0.045*** (0.014)	-0.060*** (0.016)	-0.028* (0.016)	-0.030** (0.012)	-0.037** (0.015)	-0.038*** (0.012)	-0.030 (0.019)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
组间系数差异	-0.015**		-0.017*		-0.021**		-0.021**	
样本量	16937	13294	25242	4989	16937	13294	25242	4989
R ²	0.309	0.360	0.340	0.319	0.084	0.051	0.076	0.055

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表2；④根据费舍尔组合检验方法计算得到组间系数差异。

五、高等教育扩招政策实施影响居民生育数量的作用机制

上文结果表明，高等教育扩招政策实施降低了居民生育数量。本文从个体受教育水平的直接途径，以及养老预期、工作时长、婚配决策和性别平等意识等间接途径，考察该政策的作用机制。

1.居民受教育水平的作用机制检验。按照前文的理论分析，受教育水平较高的个体的生育意愿可能更低，而高等教育扩招政策实施使得越来越多的学生，特别是那些来自经济欠发达地区和低收入家庭的学生，能够接受更高层次的教育。对此，本文采用个体目前的最高受教育年限（研究生及以上=19，大学本科=16，大学专科=15，高中=12，初中=9，小学=6，文盲=0）来度量受教育水平，采用双重差分法对居民受教育水平的作用机制进行检验。表 10 方程 1 和方程 2 汇报了高等教育扩招政策实施对居民受教育水平的影响。其中，方程 2 的估计结果显示，高等教育扩招政策实施对居民受教育水平存在显著的正向影响，且系数为 0.166，表明高等教育扩招政策实施显著提高了居民的受教育水平。该政策实施通过提高居民的受教育水平，降低了居民生育数量。

2.居民工作时长的作用机制检验。受教育水平高的居民在追求职业发展的过程中，常常面临更高的自我期许和社会期望。在竞争激烈的职场环境中，受教育水平较高的居民往往感受到更大的责任与压力。为了保持竞争力，他们不得不延长工作时长，以确保能够在职业生涯中不断进步，这进一步导致他们减少陪伴家人或者育儿的时间。本文根据问卷问项“受访者一般每周的工作时间是多少小时，包括加班时间”度量工作时长，具体估计结果见表 10 方程 3 和方程 4。估计结果表明，交互项在 1% 的统计水平上显著，且系数为 0.056，说明高等教育扩招政策实施对个体工作时长具有正向影响，这使居民陪伴家人或者育儿的时间减少。因此，工作时间延长是高等教育扩招政策实施影响居民生育数量的重要机制。

表 10 受教育水平与工作时长的作用机制检验结果

变量	受教育水平		工作时长	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度×出生队列	0.164** (0.073)	0.166** (0.072)	0.056*** (0.018)	0.056*** (0.018)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	30215	30215	22382	22382
R ²	0.288	0.294	0.854	0.855

注：①**表示 5% 的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

3.居民养老预期的作用机制检验。家庭养老与政府养老是中国居民养老的两种主要方式，选择家庭养老的居民最为担心自己的养老问题，而选择政府养老的居民对自己的养老问题完全不担心的比例

最高。高等教育扩招政策实施对居民养老预期的影响取决于居民的社会养老保障能力，社会养老保险体系的保障能力越强，居民越不担心自己的养老问题。参考刘一伟（2016）的研究，本文根据问卷问项“您认为养老应该主要由谁负责”定义居民的政府养老预期变量（养老应该主要由政府负责=1，其他=0）和子女养老预期变量（养老应该主要由子女负责=1，其他=0），分别考察高等教育扩招政策实施对居民的政府养老预期与子女养老预期的影响，具体估计结果如表 11 方程 1、方程 2、方程 3 和方程 4 所示。可以看到，高等教育扩招政策实施对政府养老预期存在显著的正向影响，但对子女养老预期存在显著的负向影响。这说明，高等教育扩招政策实施不仅提高了居民对政府养老的认同，而且削弱了居民传统的“养儿防老”的观念，进而降低了居民生育数量。

表 11 居民养老预期的作用机制检验结果

变量	政府养老预期		子女养老预期	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度×出生队列	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)	-0.010** (0.004)	-0.009** (0.004)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	30104	30104	30104	30104
R ²	0.017	0.017	0.060	0.061

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

4.居民婚配决策的作用机制检验。高等教育深刻地影响居民的择偶观念与婚姻选择。随着受教育水平的提高，居民在择偶时往往有更高的标准，更加注重学历、价值观和共同成长的潜力等。择偶标准提高直接导致了晚婚晚育现象的普遍化。本文根据问卷问项“您配偶或同居伴侣的最高受教育程度”“您与配偶是哪一年结婚”，分别定义配偶受教育年限变量（研究生及以上=19，大学本科=16，大学专科=15，高中=12，初中=9，小学=6，文盲=0）与初婚年龄变量（结婚年份减去出生年份）。表 12 方程 2 和方程 4 的估计结果显示，交互项均在 5%的统计水平上显著，且系数为正，说明高等教育扩招政策实施后，处理组居民的初婚年龄推迟，对配偶学历的要求提高。因此，婚配决策是高等教育扩招政策实施影响居民生育数量的重要作用机制。

表 12 受教育水平与婚配决策的作用机制检验结果

变量	初婚年龄		配偶受教育年限	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度×出生队列	0.238** (0.104)	0.256** (0.100)	0.202** (0.085)	0.196** (0.085)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制

表 12 (续)

地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	24098	24098	24114	24114
R ²	0.089	0.130	0.242	0.246

注：①**表示 5% 的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

5. 居民性别平等意识的作用机制检验。高等教育扩招政策的实施逐步打破了中国传统的性别角色观念，赋予女性更多的受教育和就业机会，使她们在社会中扮演的角色愈加多元化，不再局限于家庭中的妻子和母亲身份（Ganguli et al., 2014）。同时，高等教育促使男性在生活与工作中更加尊重和支持女性的自我发展与独立选择。性别平等意识使女性在生育问题上拥有更大的自主权和决策力，当面对性别不平等或者生育惩罚时，接受过高等教育的女性可能会选择减少生育数量。本文根据问卷问项“您是否同意男人以事业为重，女人以家庭为重”“您是否同意在经济不景气时，应该先解雇女性员工”，分别定义男女分工观念（是=1，否=0）和工作性别平等观念（是=1，否=0），以此衡量居民的性别平等意识。表 13 方程 2 和方程 4 的估计结果显示，交互项均在 5% 的统计水平上显著，且系数为负，说明高等教育扩招政策实施增强了居民的性别平等意识，进而对居民生育数量产生负面影响。

表 13 性别平等意识的作用机制检验结果

变量	男女分工观念		工作性别平等观念	
	方程1	方程2	方程3	方程4
高等教育扩招程度×出生队列	-0.041** (0.019)	-0.039** (0.018)	-0.030** (0.013)	-0.028** (0.012)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
出生队列固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
事前趋势项	控制	控制	控制	控制
样本量	30187	30187	29943	29943
R ²	0.080	0.088	0.054	0.070

注：①**表示 5% 的显著性水平；②括号内为聚类到省份层面的稳健标准误；③控制变量同表 2。

六、结论与政策启示

中国人口结构迎来“百年未有之大变局”。尽管单独二孩和全面二孩政策的出台在一定程度上促使居民生育率回升，但居民整体生育水平仍然远低于预期。摆脱中国低生育困境，要更深入探究居民生育水平低的根本原因，并准确刻画其作用机制。因此，本文尝试从高等教育的视角，使用中国综合

调查数据，将高等教育扩招政策视为准自然实验，运用多时点双重差分法分析高等教育扩招政策实施对中国居民生育数量的影响。本文研究结论如下：第一，高等教育扩招政策实施对居民现实生育数量与理想生育数量均具有负向影响，这一结论在经过安慰剂检验、平行趋势检验、剔除其他政策干扰和其他稳健性检验后仍然成立；第二，高等教育扩招政策实施对城镇居民与非体制内工作居民生育数量的负向影响更大；第三，高等教育扩招政策实施通过提高受教育水平的直接途径，以及改变养儿防老预期、延长工作时间、推迟结婚年龄、提高择偶标准和增强性别平等意识等间接途径，对居民生育数量产生负向影响。

本文研究的政策启示有三个方面。首先，生育政策与教育政策需要协调推进，特别是在福利政策方面。政府应通过增加生育津贴、完善托幼服务等来支持育龄人群生育，为实现人口的可持续发展创造有利条件。其次，政府应针对不同群体提供差异化的支持策略，以实现政策的精准调控。考虑到城镇及体制外居民在承受生活成本方面的压力，政府可以推广住房贷款优惠政策，例如提供低息贷款和购房补贴，以直接降低他们的经济负担。最后，政府可以鼓励企业推行针对育龄群体的灵活工作制度，使育龄群体能够合理分配个人时间，实现“工作一家庭”的平衡发展。同时，政府可以设立专项基金，奖励表现突出的企业，从而营造良好的社会氛围，推动更多企业主动改善职场环境。政府应重视通过社会宣传和教育消除生育导致的妇女职场歧视等社会偏见，提升公众对生育的认可度，建设包容和友好的社会整体氛围。

参考文献

- 1.陈林、万攀兵，2017：《中国高等教育扩张的得与失——围绕国内学术界三大争鸣的政策效应评价》，《中国人口科学》第1期，第115-125页。
- 2.都阳、封永刚，2021：《人口快速老龄化对经济增长的冲击》，《经济研究》第2期，第71-88页。
- 3.方森辉、毛其淋，2021：《人力资本扩张与企业产能利用率——来自中国“大学扩招”的证据》，《经济学（季刊）》第6期，第1993-2016页。
- 4.胡湛、彭希哲、吴玉韶，2022：《积极应对人口老龄化的“中国方案”》，《中国社会科学》第9期，第46-66页。
- 5.李长安、李艳，2024：《教育对生育意愿影响的性别差异及机制分析》，《人口与经济》第3期，第1-18页。
- 6.李春玲，2014：《教育不平等的年代变化趋势（1940—2010）——对城乡教育机会不平等的再考察》，《社会学研究》第2期，第65-89页。
- 7.李永友、柏霖，2023：《高等教育服务可及性扩展的增收与收入再分配效应——基于我国大学扩招的经验证据》，《教育研究》第4期，第122-136页。
- 8.梁若冰、任伟聪，2023：《宗族组织、信贷约束与农村人力资本积累——基于“大学扩招”的实证研究》，《经济科学》第2期，第213-226页。
- 9.刘生龙、胡鞍钢，2018：《大学教育回报：基于大学扩招的自然实验》，《劳动经济研究》第4期，第48-70页。
- 10.刘一伟，2016：《互补还是替代：“社会养老”与“家庭养老”——基于城乡差异的分析视角》，《公共管理学报》第4期，第77-88页。

- 11.吕群燕、王雁玲、田婵、张弘、程京、乔杰、沙家豪、张学、周琪、董尔丹, 2017: 《生育力与生殖健康: 生殖医学的挑战与对策——第170期“双清论坛”学术综述》, 《中国科学: 生命科学》第7期, 第689-701页。
- 12.马光荣、纪洋、徐建伟, 2017: 《大学扩招如何影响高等教育溢价?》, 《管理世界》第8期, 第52-63页。
- 13.卿石松, 2024: 《女性教育提升与生育行为变迁——基于夫妻匹配视角的研究》, 《社会学研究》第2期, 第179-202页。
- 14.蒲新微、姚明霄, 2023: 《女性性别平等观念对其生育意愿和生育行为的影响》, 《人口学刊》第6期, 第36-49页。
- 15.巫锡伟、曹增栋、武翰涛, 2022: 《高等教育扩张与小家庭崛起——来自大学扩招政策的证据》, 《社会学研究》第3期, 第92-114页。
- 16.吴要武、刘倩, 2014: 《高校扩招对婚姻市场的影响: 剩女? 剩男?》, 《经济学(季刊)》第1期, 第5-30页。
- 17.邢春冰, 2014: 《教育扩展、迁移与城乡教育差距——以大学扩招为例》, 《经济学(季刊)》第1期, 第207-232页。
- 18.於嘉、谢宇, 2017: 《我国居民初婚前同居状况及影响因素分析》, 《人口研究》第2期, 第3-16页。
- 19.张征宇、曹思力、汪伟、朱平芳, 2023: 《大学扩招政策的边际作用递减? ——基于1999年高校扩招政策的异质性分析》, 《经济学(季刊)》第3期, 第876-893页。
- 20.Becker, G. S., and H. G. Lewis, 1973, “On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*, 81(2, Part 2): S279-S288.
- 21.Behrman, J. R., and M. R. Rosenzweig, 2002, “Does Increasing Women’s Schooling Raise the Schooling of the Next Generation?” *American Economic Review*, 92(1): 323-334.
- 22.Black, S. E., P. J. Devereux, and K. G. Salvanes, 2008, “Staying in the Classroom and Out of the Maternity Ward? The Effect of Compulsory Schooling Laws on Teenage Births”, *Economic Journal*, 118(530): 1025-1054.
- 23.Budig, M. J., and P. England, 2001, “The Wage Penalty for Motherhood”, *American Sociological Review*, 66(2): 204-225.
- 24.Chen, I. C., 2016, “Parental Education and Fertility: An Empirical Investigation Based on Evidence from Taiwan”, *Journal of Family and Economic Issues*, Vol. 37:272-284.
- 25.Chen, Y., Z. Fan, X. Gu, and L. A. Zhou, 2020, “Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China”, *American Economic Review*, 110(11): 3393-3430.
- 26.Choo, E., and A. Siow, 2006, “Who Marries Whom and Why”, *Journal of Political Economy*, Vol.1: 175-201.
- 27.Dettling, L. J., and M. S. Kearney, 2014, “House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have A Baby”, *Journal of Public Economics*, Vol.110, 82-100.
- 28.Duflo, E., 2001, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review*, 91(4): 795-813.
- 29.Fenge, R., and B. Scheubel, 2017, “Pensions and Fertility: Back to the Roots: Bismarck’s Pension Scheme and the First Demographic Transition”, *Journal of Population Economics*, Vol. 30: 93-139.
- 30.Ganguli, I., R. Hausmann, and M. Viarengo, 2014, “Closing the Gender Gap in Education: What is the Impact on Labor Market Outcomes?” *World Development*, Vol.47: 69-89.

31. Goldin, C., 2006, "The Quiet Revolution that Transformed Women's Employment, Education, and Family", *American Economic Review*, 96(2): 1-21.
32. McDonald, P., 2000, "Gender Equity in Theories of Fertility Transition", *Population and Development Review*, 26(3): 427-439.
33. Morgan, S. P., and C. A. Bachrach, 2011, "Is the Theory of Planned Behaviour an Appropriate Model for Human Fertility? Evidence from a Longitudinal Study in Rural Bangladesh", *Population and Development Review*, 37(1): 1-29.
34. Zhang, J., 2017, "The Evolution of China's One-Child Policy and Its Effects on Family Outcomes", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 1: 141-160.

(作者单位：¹ 中央财经大学政府管理学院；

² 华北水利水电大学公共管理学院；

³ 华南师范大学政治与公共管理学院)

(责任编辑：光明)

How Does the Policy Implementation of Expanding Enrollment in Higher Education Affect the Fertility Rates of Residents? Effects and Mechanisms

LIU Yiwei GUO Qiuyue SUN Zhongwei

Abstract: Population is a foundational, comprehensive, and strategic factor in China's modernization development. However, China's population development is characterized by a trend of "low fertility". This paper attempts to provide a potential explanation for China's low fertility rate dilemma from the perspective of higher education. Based on the data of the China General Social Survey (CGSS), and using the 1999 "Higher Education Expansion" policy as a quasi-natural experiment, this study employs the Difference-in-Differences (DID) method to examine the impact of the policy of expanding the enrollment of higher education on the fertility rates of Chinese residents. The analysis results indicate that higher education expansion has a significant negative impact on the fertility counts of residents, with this negative effect being more pronounced among residents with urban household registration and those engaged in "non-state sector" employment. Mechanism analysis reveals that this policy suppresses residents' fertility counts by directly raising educational levels, and indirectly by altering expectations of old-age support from children, extending working hours, delaying marriage age, increasing mate selection standards, and enhancing gender equality awareness. The findings of this study offer policy implications for the high-quality development of China's population and the adjustment of fertility policies.

Keywords: Higher Education Expansion, Fertility Rates, High-quality Population Development, Low Fertility Rates