

教育对女性生育意愿的影响及作用机制

齐晓雨, 张成

[摘要]生育意愿低是众多国家面临的现实问题。随着女性受教育水平的提高,教育与女性生育意愿的关系正在受到更多关注。文章基于中国综合社会调查(CGSS)数据,分析了教育对女性生育意愿的影响及其作用机制。结果表明,受教育水平的提高对女性生育意愿具有一定程度的抑制作用,采用工具变量法解决内生性问题后,结论仍然成立。异质性分析表明,教育对女性生育意愿的影响存在城乡、户籍类型、区域以及年龄段差异。机制分析发现,教育会通过推迟初婚年龄、提高机会成本、增强性别平等观念和改变生育观念降低女性生育意愿。

[关键词]教育; 生育意愿; 异质性; 机制; 生育支持

一、引言

在过去几十年中,众多发达国家和发展中国家都经历了生育率的下降(Ermisch, 2021; Bora et al., 2023),中国也不例外。根据国家统计局公布的数据,2020年,我国育龄妇女总和生育率为1.3,远低于2.1的更替水平。2022年,我国人口进入负增长阶段,预计总人口减少的趋势将在“十四五”以后呈现加速态势(都阳, 2024)。生育意愿低是我国面临的重大现实问题。为改善人口结构,落实积极应对人口老龄化国家战略,近年来中国政府对生育政策进行了调整,在2013年底和2015年底相继出台“单独二孩”和“全面二孩”的生育政策。就人口变动形势看,生育率仅仅在2016年出现过短暂上升,此后又延续下降趋势,“全面二孩”政策的效果明显不及预期。2021年

[收稿日期] 2024-10-28

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“人口高质量发展的内涵与实现路径研究”(23&ZD182); 中国社会科学院青年人文社会科学研究中心社会调研项目“新发展阶段回流劳动力再就业问题调研”(2024QNZX013)。

[作者简介] 齐晓雨, 中国社会科学院大学应用经济学院, 电子邮箱地址: qixiaoy715@163.com; 张成, 中国社会科学院大学应用经济学院, 电子邮箱地址: zc199509@126.com。

5月,中央政府出台三孩政策,允许夫妇生育三个孩子,但迄今为止,该政策的激励效果尚未显现(王金营和张龙飞,2024)。这表明当前生育政策的遇冷已经成为不争的事实。

低生育水平的形成具有复杂的经济社会原因。生育政策的调整并没有使生育率出现回升迹象,因而需要从微观层面了解和把握育龄人群为什么不愿意生孩子(王军和王广州,2022),关注影响女性生育动机的内在机制(赵梦晗和计迎春,2019)。而作为生育行为的重要预测指标,生育意愿与最终的生育行为密切相关(张成和梁雅楠,2024),理解生育意愿的影响因素有助于更好地预测生育行为。

过去有观点认为,由于中国实施了严格的人口生育政策,导致生育率下降速度非常快。但近期的研究表明,即使没有任何人口政策,中国的总和生育率也会从1950年的5.78下降到2010年的2.65(Yin,2023)。与人口政策的作用相比,人口受教育水平的提高更能预测生育水平的下降(Baizan and Nie,2024)。在实施过计划生育的其他国家,女性受教育水平的提高对生育的影响也比生育政策更大(Bora et al.,2023)。

随着妇女权益的发展以及性别观念的转变,女性有权利获得更多的教育和更好的就业机会。《中国妇女发展纲要(2021—2030年)》显示,中国已基本消除义务教育阶段的性别差异,高中阶段性别差距缩小,女性接受高等教育比重进一步提高,普通本专科女性占比和研究生女性占比均已超过男性。女性受教育水平的提高是否会对生育意愿产生影响,正受到越来越多的关注(田立法等,2017;周晓蒙,2018;王一帆和罗淳,2021;李长安等,2023)。尽管如此,已有研究并未就教育对女性生育意愿的影响得出一致的结论,且鲜有研究探讨其作用机制。

鉴于此,本文利用2012—2021年中国综合社会调查(CGSS)数据,实证研究教育对女性生育意愿的因果性影响,并进行异质性分析。结合理论与现实情况,归纳教育影响女性生育意愿的可能渠道,进一步分析教育对女性生育意愿的影响机制。本文的特点和边际贡献主要有以下三点:第一,除了关注教育对女性生育意愿的直接影响外,还从教育程度和年龄段方面考察了教育的异质性影响。第二,与使用单个年份的截面数据研究不同,本文使用的数据跨期更长,多种稳健性估计比传统的截面估计更为准确。且通过工具变量法解决内生性问题来估计教育与女性生育意愿的因果关系。第三,在理论分析的基础上,本文从初婚年龄、机会成本、性别平等观念和生育观念角度检验了教育对女性生育意愿的作用机制,补充和拓展了教育和生育相关议题的研究,有助于更好地安排生育政策和社会制度。

二、文献综述与机制分析

教育对国家和个人的重要性已被理论和现实广泛证实。在过去数十年中，全球女性的地位大幅上升，受教育水平逐步提高。与此同时，众多国家的生育率正在快速下降。教育和生育是所有国家的重要问题，基于这样的现实，自然需要思考一个问题：如果将女性生育作为产出变量，女性的受教育水平会起到什么作用？一些研究已经基于不同国家的数据对该问题做出了回答，但得出的结论并不相同。

一些研究认为，受教育水平的提高会导致女性生育意愿下降(王一帆和罗淳，2021；李长安等，2023；Behrman，2015；Liu and Raftery，2020)，尤其是二孩生育意愿(赵梦晗，2019)。受过教育的女性会对孩子的数量和质量进行权衡，更可能了解有效的节育方式(Manfredini et al.，2021)，并通过现代避孕措施控制生育规模(Sheikh et al.，2017)。新家庭经济理论认为，女性的时间价值因受教育水平提高而增值，即生育的机会成本随受教育水平提高而增加，这使得家庭倾向于减少孩子的数量，从而达到家庭效用的最大化(Becker，1981)。上述理论的背后隐藏着这样的观点，即教育是人口转变的主要长期决定因素(Murtin，2013)，生育意愿随着受教育水平提高而下降，因此发展教育是降低生育率的有效手段(Galor，2005；Cygan-Rehm and Maeder，2013)。通过考察一些发达国家和发展中国家的女性生育特征后可以发现，女性受教育水平和生育之间呈现负相关关系(Ozier，2018；Kebede et al.，2022；李静等，2023)，其中，高等教育是决定性因素(周晓蒙和裴星童，2022；Spolaore and Wacziarg，2022)。

然而，与以上结论相反，一些研究发现女性的受教育程度与生育水平和生育意愿之间存在正相关关系(徐超和吴玲萍，2018；张樨樨和崔玉倩，2020；Testa，2014；Peri-Rotem，2023)。呈正相关关系的原因可能是：一方面，受教育程度较高的家庭能够实现较高水平的性别公平，拥有更和谐的两性关系，女性受到生育带来的负面影响更小(Budig and Hodges，2014)；另一方面，教育提高了夫妻的工作收入，放松了家庭的预算约束，受过高等教育的女性更有可能实现她们的生育意愿(Fort et al.，2016)。对中国的研究结果发现，高等教育扩张导致女性受教育年限每增加1年，生育子女的数量会增加10%(Chen，2022)。其机制在于，在已婚妇女中，教育增加了她们对孩子的需求，并且教育不会导致初婚年龄的增加。也有研究发现，受教育水平的提高只是推迟了生育意愿，对整个生命周期的生育数量并没有显著的影

响(Monstad et al., 2008)。还有研究表明受教育水平对生育意愿并非只有单一的抑制或促进作用,两者并非只是简单的线性关系(张晓青等,2016),受教育水平较高或较低的女性二孩生育意愿更高(赵梦晗,2019)。在父母受教育水平提高的初期,生育孩子数量较多,随着父母的学历和能力继续提升,会导致生育意愿下降。在受教育水平的最高阶段,生育数量又会再出现上升趋势,受教育水平与生育意愿之间呈现倒U形关系(Vogl,2016)。

从现有文献看,教育对生育意愿的影响正受到广泛关注。虽然多数学者认为教育对女性生育意愿具有重要作用,但对两者之间的关系还没有统一的定论。这说明教育与女性生育意愿之间的关系是复杂的,需要根据受教育水平的外生变化确定受教育水平与女性生育意愿的因果关系,并进一步探究教育影响女性生育意愿的作用机制。

本文认为,初婚年龄、机会成本、性别平等观念和生育观念是教育影响女性生育意愿的重要作用机制。

第一,初婚年龄。初婚年龄的推迟是众多国家生育率下降的重要决定因素(Kwon and Sohn,2023)。受教育时间的延长必然挤占或缩短个体的其他精力和时间,推迟了家庭的形成,进而影响一胎的生育时间(Koebe and Marcus,2022)。由于教育的禁闭效应,受教育水平的提高对初婚推迟具有显著正向影响(Ikamari,2005;王鹏和吴愈晓,2013)。而且受教育水平的提高使得女性工作时间变长,生活节奏变快,为了发展事业而用于结交异性的时间就会变少,从而会减少对婚姻资本的投资,导致初婚年龄推迟(杨克文和李光勤,2018)。从生理因素看,初婚年龄关系到女性的初育年龄和黄金生育期,进而作用于终身生育水平,即教育会挤占女性的育龄时间(杨菊华,2022)。基于中国的调查数据发现,女性初婚推迟对生育意愿具有显著的消极作用(林湘华,2011;阳义南,2020)。在中国,受传统婚育伦理观念的影响,非婚同居和婚外生育是与伦理道德相背离的,初婚年龄推迟,意味着生育时间延迟,女性生育期缩短,女性错过最佳育龄时期,会导致女性主动下调生育意愿(陈佳鞠和翟振武,2016)。此外,初婚年龄推迟,说明女性更有可能持有自主选择生育的现代生育观念,会对生育意愿造成负面影响(林湘华,2011)。

第二,机会成本。教育能够提高人力资本水平。在劳动力市场中,受教育水平高的女性由于具备较高的文化素质和专业技能更有可能获得较好的工作机会和较高的个人劳动收入,从而在生育时面临更高的机会成本(周晓蒙和裴星童,2022)。养育孩子需要花费大量的时间和精力,女性的生理结构与性格特征决定其在这一过程中要分担得更多,进而挤占在工作上的时间投入,

造成劳动收入、职位晋升等方面的损失，甚至导致失业(刘金菊，2020)。受教育水平的提升可以提高女性工作参与率，增加个人劳动收入。根据时间分配理论，受教育水平提高带来的劳动收入增加，意味着闲暇时间减少，女性生育面临更高的机会成本(Becker, 1965)，机会成本的增加会降低孩子带来的效用预期，从而降低女性的生育意愿。现代社会的现实完全符合 Becker 的理论：收入和技能溢价的上升促使更多的人接受高等教育，女性更加注重追求个人发展，育儿的机会成本上升(Chen and Guo, 2022)，导致收入与生育负相关(Sohn and Lee, 2019)。

第三，性别平等观念。性别平等观念的形成依赖于后天的学习和生活经历。受教育水平的提高使得女性拥有独立思考判断的能力和自我发展的意识(刘爱玉和佟新，2014)，对性别观念的认知会发生变化。通过了解更多促进性别平等和消除偏见的观念，女性对性别角色定位更开明，更能感知和分辨性别不平等，以及追求性别平等，逐渐从“男外女内”的传统性别观念向男女平等的现代性别观念转变(Du et al., 2021)，在是否生育上，女性也拥有了更多的自主决策权。性别观念与生育意愿有着密切的关系，越来越多国家的低生育率被用性别平等观念来解释。已有研究普遍认为，性别观念更传统的女性，生育意愿较高(Cooke, 2004；黎黎和李凤萍，2021；姜春云，2022)，而持性别平等观念的女性生育意愿较低(McDonald, 2000；Shang and Yin, 2020；吴小勇等，2019；胡荣和林彬彬，2020)。受传统性别观念影响的女性会倾向于将生儿育女视为人生历程的必要目标，认为女性的职责就在于照顾家庭和抚养子女(吴小勇等，2019)。然而，持性别平等观念的女性更愿意投入到事业中，追求更丰富的生活，而不愿在养育孩子上花费过多的时间和精力(周晓蒙和裴星童，2022)。同时，平等的性别观念也使得女性不再认为个人需要依靠家庭和生育来生存和实现价值，摆脱了传统的婚育观念影响(刘章生等，2018)。因此，受教育水平的提高会增强女性的性别平等观念，从而降低女性生育意愿。

第四，生育观念。生育观念是影响女性生育的关键因素。教育可以培养个体的批判性思维，重塑个体的价值观，使得女性对生育的看法发生变化。受教育水平较高的女性会对传统生育观念持更批判的态度，并拥有更现代的生育观念。生育观念与生育意愿有密切的联系，生育观念对于生育意愿具有一种支配的力量和作用，而生育意愿则受来自生育观念方面的制约和影响(韩永江，2005)。与父母和同伴因素相比，生育观念与生育意愿的关联更强(Blair and Dong, 2023)。生育观念的转变导致人们对生育政策的转变越发不敏感(Chen et al., 2023)。个人理念越倾向于传统社会观念，生育意愿越

高；个人观念越倾向于现代社会观念，则生育意愿越低。传统生育观念的重要特征是重视生育，强调生育在家族和家庭繁衍中的重要意义，传统观念对生育意愿具有显著正向影响(宋健和胡波，2022)。随着社会的不断发展，传统的生育观念受到冲击，在家庭生育行为选择自由和女性参与决策自由等新思想的作用下，形成了低生育意愿的现代生育观念(沈笛和张金荣，2018；Mynarska and Rytel，2020)。

基于此，本文在探索教育对女性生育意愿影响的同时，还将分析其中的作用机制。

三、数据、变量和模型

(一)数据来源

本文的研究数据主要来源于中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)。该调查自2003年起，对中国大陆各省(直辖市、自治区)进行连续性横截面调查，系统、全面地收集了社会、社区、家庭、个人多个层次的数据，反映社会变迁的趋势，是研究中国社会重要的数据来源之一，具有较好的全国代表性。截至目前，CGSS数据更新至2021年。由于2012年之前的调查未询问性别观念(本文关注的重要机制)，因此本文最终使用2012—2021年CGSS数据进行分析。研究使用的宏观层面数据来源于《中国统计年鉴》，其包含了全国和分地区的经济、社会、文化等方面的数据，能够提供本文所需的宏观层面指标。与微观数据相对应，本文的研究对象涵盖除海南和西藏以外的中国大陆29个省份。

本文对数据和样本进行以下处理。首先，按照地区和年份将宏观和微观数据进行匹配，得到包含个体、家庭和地区层面的混合截面数据。其次，在样本的选择上，研究对象为女性群体，排除了在校学生，且由于年龄大于50岁的人一般很少发生实际生育行为，将样本设定为18—50岁的育龄人口。最后，对缺失值和异常值进行处理，将该问题回答为“拒绝回答”“不知道”“不适用”和“无所谓”或观测值缺失的样本加以剔除，最终得到符合要求的样本数量为15207个，其中CGSS2012、CGSS2013、CGSS2015、CGSS2017、CGSS2018和CGSS2021分别为3024个、2875个、2452个、2683个、2600个和1573个。

(二) 变量选取与描述性统计

1. 生育意愿

根据受访者对问卷“如果没有政策限制的话，您希望有几个孩子”的回答得到，用受访者理想的子女数量代表生育意愿。由于这一问题是在假设没有政策限制的情况进行询问，一定程度上规避了政策对生育意愿的干扰。

2. 受教育水平

根据受访者对问卷“您目前的最高教育程度”的回答得到，并接受教育年限赋值，文盲、小学、初中、高中及同等学历、大学专科、大学本科和研究生及以上依次赋值 0、6、9、12、15、16 和 19。

3. 控制变量

主要包括个体特征、家庭特征和宏观特征等变量。个体层面变量包括：年龄，根据受访者的出生日期与调查时间计算所得；婚姻状况，根据有无配偶来反映，有配偶取值为 1，否则取值为 0；户籍，非农业户口取值为 1，农业户口取值为 0；城乡，居住在城镇取值为 1，农村取值为 0；民族，汉族取值为 1，少数民族取值为 0；政治面貌，中共党员取值为 1，否则取值为 0；宗教信仰，有宗教信仰取值为 1，否则取值为 0。家庭层面变量包括：家庭经济状况，根据回答分为 5 个等级，取值 1—5，取值越大代表经济状况越好；家庭房产数量，以调查时家庭拥有的房产总数量来衡量。宏观层面变量来源于《中国统计年鉴》，在回归时，使用滞后一期的数据，并取对数，包括各省份人均 GDP、工资水平和房价，其中工资水平用各省份城镇职工工资水平衡量，房价用各省份城镇住宅销售价格衡量。此外，考虑到不同年份和不同省份的差异，本文在回归分析时加入了年份虚拟变量和省份虚拟变量。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
生育意愿	15207	1.8349	0.7257	0	12
受教育水平	15207	10.0964	4.3090	0	19
年龄	15207	37.1855	8.5903	18	50
民族	15207	0.9112	0.2844	0	1
户籍	15207	0.3552	0.4786	0	1
城乡	15207	0.6639	0.4724	0	1
婚姻状况	15207	0.8523	0.3548	0	1
宗教信仰	15207	0.1159	0.3202	0	1

续表					
变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
政治面貌	15207	0.3857	0.4868	0	1
家庭经济状况	15207	2.6709	0.6768	1	5
家庭房产数量	15207	1.0977	0.6302	0	14
各省份人均 GDP 对数	29	10.7788	0.4777	9.6819	12.0086
各省份工资水平对数	29	10.9487	0.3621	10.3515	12.0905
各省份房价对数	29	8.7770	0.5630	8.0363	10.6616

(三) 计量模型设定

在估计教育对女性生育意愿的影响时, 需要考虑个人层面、家庭层面和宏观层面的影响, 因此本文构建如下基准模型:

$$fertility_{it} = \beta_0 + \beta_1 edu_{it} + \beta_2 X_{it} + prov_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $fertility_{it}$ 为个体 i 在 t 期的生育意愿; edu_{it} 为个体 i 在 t 期的受教育水平; X_{it} 为个体层面、家庭层面以及宏观层面的控制变量; $prov_i$ 为个体 i 所在省份的虚拟变量; $year_t$ 为年份虚拟变量; ε_{it} 是随机扰动项。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

本文利用多元线性回归模型估计教育对女性生育意愿的影响, 表 2 报告了基准回归结果。第(1)列是女性生育意愿对受教育水平的单变量回归, 第(2)列至第(4)列依次增加了个体、家庭以及宏观层面的控制变量, 受教育水平的系数估计值均为负值且在 1% 的水平上显著, 这表明教育对女性生育意愿存在显著负向影响。同时, 从个体特征看, 居住在城镇、非农业户口对生育意愿有显著负向影响, 这意味着农村居民的生育意愿更高; 年龄、有宗教信仰、有配偶对生育意愿有显著正向影响。从生育意愿转变为生育行为需要物质条件的保障, 从家庭特征看, 家庭经济状况、房产数量对生育意愿有显著正向影响。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
受教育水平	-0.0227*** (0.0015)	-0.0077*** (0.0018)	-0.0092*** (0.0018)	-0.0091*** (0.0018)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
年龄		0.0087*** (0.0008)	0.0087*** (0.0008)	0.0088*** (0.0008)
城乡		-0.0443*** (0.0140)	-0.0406*** (0.0140)	-0.0407*** (0.0140)
户籍		-0.0907*** (0.0144)	-0.0931*** (0.0145)	-0.0929*** (0.0145)
民族		-0.0028 (0.0249)	-0.0029 (0.0249)	-0.0029 (0.0249)
政治面貌		-0.0374 (0.0232)	-0.0377 (0.0231)	-0.0364 (0.0230)
宗教信仰		0.0777*** (0.0211)	0.0769*** (0.0211)	0.0770*** (0.0211)
婚姻状况		0.1222*** (0.0197)	0.1176*** (0.0197)	0.1176*** (0.0197)
家庭经济状况			0.0257*** (0.0094)	0.0256*** (0.0094)
家庭房产数量			0.0222** (0.0094)	0.0223** (0.0094)
各省份人均 GDP				0.1627 (0.1284)
各省份工资水平				-0.1968 (0.1992)
各省份房价				-0.0015 (0.0806)
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
常数项	1.9497*** (0.0338)	1.4735*** (0.0551)	1.3997*** (0.0600)	1.7764 (2.3386)
样本量	15207	15207	15207	15207
R ²	0.094	0.113	0.114	0.114

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；括号内为稳健标准误。后表与此同。

(二) 稳健性检验

1. 更换回归模型

由于被解释变量在0值上存在集聚,并且呈现明显的左断尾特征,因此,本文采用Tobit模型,重新估计受教育水平对女性生育意愿的影响,结果见表3第(1)列。在更换模型后,受教育水平的系数仍然在1%的水平上显著,而且系数大小与表2的结果非常接近。

2. 更换被解释变量

由于生育一胎是中国大部分家庭的基本需求(Baizan and Nie, 2024),本文将被解释变量更换为女性的二胎意愿,对模型重新进行估计。女性的二胎意愿也在一定程度上反映女性的生育意愿,而且中国社会目前更关注女性的二胎生育。如表3第(2)列结果所示,教育对女性二胎意愿也存在显著的负向影响,估计结果的方向均与基准回归结果一致。

3. 更换年份

本文使用的是2012—2021年的CGSS调查数据,虽然个人生育意愿是在假设没有政策限制的情况下进行回答,但也无法完全排除政策的干扰,导致调查对象可能不会报告自己的真实想法(Yang, 2017)。因此,本文分别使用2017—2021年、2021年的数据对模型重新估计。中国在2015年底出台“全面两孩”的生育政策,CGSS2017进行调查时,“全面两孩”政策已在实施。CGSS2021是在2021年5月后进行调查的,“全面三孩”政策已开始实施。这在最大程度上减轻了生育政策对生育意愿的干扰。表3第(3)列和第(4)列分别使用2017—2021年、2021年的数据进行分析,结果均表明受教育水平的提高能显著降低女性生育意愿,验证了基准回归结果的稳健性。

表3 教育对女性生育意愿的影响:稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Tobit 模型	二胎意愿	2017—2021 年	2021 年
受教育水平	-0.0090*** (0.0018)	-0.0036*** (0.0010)	-0.0099*** (0.0027)	-0.0121** (0.0057)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
常数项	1.8120 (2.4017)	-0.1611 (1.4379)	-2.6312 (9.5288)	-16.3908*** (4.2432)
样本量	15207	15207	6856	1573

续表

变量	(1) Tobit 模型	(2) 二胎意愿	(3) 2017—2021 年	(4) 2021 年
R ²	0.054	0.091	0.127	0.190
Prob>chi2	0.0000	—	—	—

(三) 内生性问题

尽管本文在基准回归部分尽可能多地控制了影响女性生育意愿的变量，但上述估计仍可能存在内生性问题。一是遗漏变量偏误，仍然可能存在不可观测因素，同时影响受教育水平和生育意愿；二是可能存在反向因果，例如，部分女性可能会因为生育而中断继续上学深造的计划，生育率的下降也可能对人口受教育水平产生影响。Hu (2023) 利用中国家庭追踪调查数据 (CFPS) 和中国综合社会调查数据 (CGSS) 估计了生育率与受教育水平的关系，发现中国在 1950—1993 年生育率的下降使人口平均受教育年限增加了 9%。

本文尝试用以下两种工具变量解决内生性问题。

第一，利用义务教育法这一政策变量作为工具变量。由于义务教育法在中国各省份实际生效的时间不同，可以根据各省份义务教育法实际生效的时间来验证义务教育法对不同省份处理组人群的受教育年限的影响，然后利用这一影响来识别教育与女性生育意愿的因果关系。在教育影响生育意愿的过程中，义务教育的改革发挥了重要的作用，义务教育年限的延长对生育有负面影响，尤其是对年轻群体和女性群体 (Black et al., 2008; Dinçer et al., 2014)。DeCicca 和 Krashinsky (2023) 利用义务教育法来识别教育的外生变化，考察教育对加拿大总和生育率的影响，发现教育压缩了生育率分布，即，女性更有可能生育一个孩子，但不太可能生多个孩子。在中国，义务教育法的实施也改变了人口的受教育水平。与在义务教育法实施前出生的女性相比，在义务教育法实施后出生的女性受教育年限要长 0.59 年 (Meng, 2023)。但是，义务教育法的实施不会对女性生育产生直接影响，义务教育法的实施并没有考虑生育率的变化，主要目的是降低文盲率和提高全民的受教育水平。具体来说，本文将义务教育法的实施作为虚拟变量引入第一阶段的估计模型。如果个体在相应省份义务教育法实际生效时小于 15 岁，那么取值为 1，反之取值为 0。在异质性分析时也用义务教育法作为工具变量。

第二，利用父母的平均受教育水平作为工具变量。一方面，受教育水平越高的父母，通常越重视子女的教育，子女的受教育水平可能更高；另一方面，父母的受教育水平与子女的生育意愿关联性不大。在现代社会，是否生

育在很大程度上由育龄夫妇自主决定。因此,工具变量满足外生性和相关性条件。

表4报告了工具变量的回归结果。模型(1)和模型(2)分别使用义务教育法、父母的平均受教育水平作为女性受教育水平的工具变量,结果表明,在解决内生性问题后,教育对女性生育意愿仍具有显著的负向影响。一阶段F统计量远大于10,表明本文选取的工具变量不是弱工具变量。

表4 工具变量回归结果

变量	(1) 义务教育法	(2) 父母受教育水平
受教育水平	-0.0596*** (0.0062)	-0.0281*** (0.0065)
控制变量	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制
常数项	2.5545 (2.4065)	2.0365 (2.3460)
样本量	15207	15207
R ²	0.067	0.107
第一阶段系数	2.1156*** (0.0594)	0.2973*** (0.0079)
一阶段F统计量	1269.064	1413.373

(四)异质性分析

1. 城乡异质性

本文依据居住地类型将样本分为城市样本与农村样本进行异质性检验。回归结果如表5第(1)列和第(2)列所示,在城市样本与农村样本中,教育均对女性生育意愿有显著的负向影响,但对农村样本的影响更大。可能的原因是:其一,农村地区就业机会少,机会成本更高。与城镇地区相比,生活在农村地区的高学历女性面临资源有限的工作环境,经济来源相对单一,更倾向于参与到社会经济活动中以获取收入,这促使她们通过减少生育来增加参与劳动力市场的机会。此外,这部分群体的社会流动性更强,与生育子女相比,她们更倾向于优先实现个人的职业发展目标。而城镇地区的女性可以获得更多支持职业发展的资源,就业机会和收入渠道更为多样,高学历女性更容易找到可以兼顾家庭的灵活工作,她们可能不需要减少生育来追求职业目

标。其二，农村地区生育观念较为传统，高学历的农村女性在接触现代观念后，更可能“背离”传统的生育观念。而城市女性本来就更易接受多元观念，高学历的城市女性与其他人群在生育观念上的差异相对较小。其三，城市配套的生育支持政策和措施更完善，家庭服务行业相对发达，有家政服务、托育机构等来帮助女性分担家务和育儿压力。农村地区这方面资源比较匮乏，高学历农村女性担心在生育后面临更高的育儿负担，因而降低了生育意愿。

2. 户籍类型异质性

本文根据户籍类型将样本划分为非农业户口样本和农业户口样本进行异质性检验。回归结果如表5第(3)列和第(4)列所示，在非农业户口样本和农业户口样本中，教育均对女性生育意愿有显著负向影响，但对农业户口样本的影响更大。究其原因，一是农业户口女性的职业选择相对狭窄，受教育程度提高后，她们更希望能脱离传统的纯体力农业劳动。而生育往往会对着她们刚刚拓展的职业道路造成较大冲击，使她们难以持续投入工作，所以她们会减少生育意愿。而非农业户口女性就业机会更多，并且社会福利和保障体系相对完善，对生育意愿的抑制作用相对较小。二是农业户口群体往往有根深蒂固的传统生育观念，受教育程度较高的农业户口女性会接触到更多现代观念，这与传统观念产生强烈冲突。当她们追求自我发展的时候，生育意愿就更容易被抑制。而非农业户口女性传统生育观念的束缚没有那么强，观念冲突没有农业户口女性那么突出，所以影响相对较小。三是农村地区社会服务资源较少，缺少足够的托育服务、母婴健康服务等支持。教育程度较高的女性更清楚生育后面临的这些困难，从而更消极地看待生育。非农业户口女性能享受到较为完善的社会服务，在一定程度上减轻了生育的后顾之忧，使得教育对生育意愿的负面影响相对较小。

3. 区域异质性

本文将样本划分为东部、中部和西部区域进行异质性检验，回归结果如表5的第(5)列至第(7)列所示，三大区域中教育均对女性生育意愿有显著负向影响，但对东部区域的影响最小，对西部区域的影响最大。中部和西部地区在过去几十年的发展中与东部地区相比出现较大差距，这种差距以经济条件为基础，逐步扩散到教育、医疗等多个方面。中部和西部地区的教育质量落后于东部地区，女性受教育水平低于东部地区。由于经济条件落后，在中部和西部地区，教育更可能被视为改变命运的关键途径。在受教育水平提高后，中部和西部的女性观念转变幅度更大。另外，东部地区能够在儿童保育、教育资源等方面为家庭提供更多的支持。因此，我们在表5中看到，教育对中西部女性生育意愿的抑制效果更大。

表 5 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	农村	城市	农业户口	非农业户口	东部地区	中部地区	西部地区	18-30岁	31-40岁	41-50岁
受教育水平	-0.0750*** (0.0094)	-0.0513*** (0.0082)	-0.0648*** (0.0068)	-0.0437*** (0.0136)	-0.0346*** (0.0093)	-0.0681*** (0.0113)	-0.0845*** (0.0124)	-0.0061* (0.0037)	-0.0085*** (0.0030)	-0.0125*** (0.0028)
控制变量	控制	控制	控制	控制						
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制						
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制						
常数项	4.3098 (4.2004)	0.8104 (3.0457)	2.5998 (2.9359)	3.1765 (4.2414)	7.2289 (5.8739)	2.0533 (4.0374)	6.3896 (4.4210)	-1.7873 (4.6836)	4.6179 (3.8294)	0.0649 (3.7361)
样本量	5111	10096	9806	5401	6375	5408	3424	3930	5144	6133
R ²	0.0565	0.0638	0.0751	0.0424	0.0724	0.0107	0.0652	0.0923	0.1427	0.1137

4. 年龄段异质性

本文研究的年龄范围是18—50岁。从生命周期的角度看，不同年龄段的个体可能受政策的影响程度不同。Baizan和Nie(2024)在研究我国1980—2018年间教育对生育的影响时，考察了教育对不同出生队列的异质性影响。结果发现，与1960年代出生队列相比，在1970年代和1980年代出生队列中，教育对生育二胎的负面影响有所减弱。

为了探究本文使用的样本是否存在上述情形(即受教育水平对生育意愿的影响因年龄段而异)，本文将个体划分为三个年龄段：18—30岁，31—40岁，41—50岁。18—30岁的女性正处于生育高峰期，绝大部分女性在30岁前会完成学历教育。对于31—40岁的女性而言，很可能已经完成家庭的基本构建，这一年龄段的女性往往涉及是否生育二胎的选择。而41—50岁的女性无论是生理状况还是职业发展状况，均与前两个阶段不同。在表5第(8)列至第(10)列，本文分别考察了教育对不同年龄段女性生育意愿的差异。结果表明，受教育水平对41—50岁女性生育意愿的负向作用更大。40岁以上的女性在生育上面临更高的风险，受教育水平高的女性通常更了解这些健康风险，也更倾向于选择不生育或减少生育。高学历也往往伴随着较强的职业成就导向，尤其在40岁之后，许多女性已进入事业发展的中后期，具有稳定的职业地位和较高的收入。此时生育可能意味着放弃或中断职业发展，对她们而言机会成本更高。她们更可能倾向于投资在已有子女的高质量教育和生活上。相比之下，受教育水平对18—30岁女性生育意愿的负向作用较小，其背后的直观原因在于，随着普及义务教育目标的实现和高等教育的扩招，晚出生队列的受教育水平正在逐渐趋同。

(五) 机制分析

上述分析显示教育对女性生育意愿有显著负向影响，但是教育影响女性生育意愿的作用机制仍不明确。基于前文的理论分析，接下来本文从初婚年龄、机会成本、性别平等观念和生育观念四个视角探究教育影响女性生育意愿的作用机制，以增进对本文研究主题的理解。

1. 初婚年龄

表6报告了机制分析结果。第(1)列的被解释变量为初婚年龄，根据受访者对调查问卷中“您第一次结婚的时间”的回答得到。将初婚时间减去受访者的出生年份，便得到初婚年龄。结果显示，受教育水平的系数在1%水平上正向显著，表明受教育水平的提高会推迟女性初婚年龄，延迟女性生育时间，缩短女性生育期，从而对女性的生育意愿产生负向影响。

2. 机会成本

表6第(2)列的被解释变量为机会成本,使用个人年劳动收入衡量,根据受访者对调查问卷中“您个人去年全年的职业/劳动收入是多少?”的回答得到,并进行对数处理。结果显示,受教育水平的系数在1%水平上正向显著,表明受教育水平的提高显著增加了女性的个人劳动收入,即提高了女性生育面临的机会成本,从而对女性的生育意愿产生负向影响。

3. 性别平等观念

表6第(3)列至第(8)列的被解释变量为性别平等观念,包括总指标以及各维度指标。CGSS问卷询问了“男人以事业为重,女人以家庭为重”“男性能力天生比女性强”“干得好不如嫁得好”“经济不景气时,应该先解雇女性员工”“夫妻应该均等分摊家务”五个关于性别角色的问题,用于测量受访者对事业、能力、婚姻、职业权利和家务分工的性别平等态度。受访者可以回答“非常不同意”“比较不同意”“说不清”“比较同意”或“非常同意”,每个问题得分1—5。由于前四个问题得分越高代表性别观念越传统,而第五个问题得分越高代表性别观念越平等,因此,本文对前四个维度指标进行同向化处理,处理后每个维度指标得分方向与第五个维度指标保持一致,即得分越高代表性别观念越平等。然后,将调整后的各维度指标得分相加,构建出性别平等观念总指标。结果显示,受教育水平的系数均在1%水平上正向显著,表明受教育水平的提高显著促进了女性从传统性别观念到现代性别观念的转变,使女性在事业、能力、婚姻、职业权利和家务分工各个指标的性别观念都更加平等,从而对女性的生育意愿产生负向影响。

4. 生育观念

表6第(9)列和第(10)列的被解释变量为生育观念。本文选取两个变量衡量生育观念,第一个变量根据受访者对调查问卷中“您觉得婚姻的首要目的是什么?”的回答得到,若回答“生养子女”,则认为受访者具有较为传统的生育观念,取值为1,其他的回答取值为0。第二个变量根据受访者对调查问卷中“不管本人想不想生孩子,只要父母想要,我们就应该满足父母的意愿而生孩子”的看法得到,回答分为5个等级,取值1—5,回答“非常不同意”取值为1,回答“非常同意”取值为5,取值越大代表受访者生育观念越传统。基于研究的需要和数据的可得性,生育观念变量只使用CGSS2021的数据进行构建。结果显示,受教育水平的系数在1%水平上负向显著,表明受教育水平的提高改变了女性的生育观念,促使女性的生育观念由传统向现代转变,从而对女性的生育意愿产生负向影响。

表6 机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	初婚年龄	机会成本	总指标	事业	能力	婚姻	职业权利	家务	变量1	变量2
						性别平等观念				生育观念
受教育水平	0.2316*** (0.0089)	0.2034*** (0.0114)	0.2304*** (0.0086)	0.0643*** (0.0030)	0.0586*** (0.0030)	0.0499*** (0.0031)	0.0345*** (0.0024)	0.0231*** (0.0025)	-0.0092*** (0.0022)	-0.0364*** (0.0074)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	30.3103*** (11.1143)	43.9683*** (14.8788)	-28.4398** (11.3225)	-17.8830*** (4.0510)	-19.4232*** (4.0848)	-1.6081 (4.1763)	1.8706 (3.0685)	8.6038*** (3.3288)	-1.7913 (1.7581)	0.9456 (5.1714)
样本量	13052	14137	15207	15207	15207	15207	15207	15207	1728	1721
R ²	0.210	0.105	0.224	0.187	0.116	0.095	0.100	0.048	0.054	0.126

综上,教育可以通过推迟初婚年龄、提高机会成本、增强性别平等观念和改变生育观念降低女性生育意愿。基于表6的结果,前面的理论分析得到验证。

(六)进一步分析

改革开放以来,我国高等教育事业得到了空前的发展,尤其是1999年高校扩招以来,高等教育毛入学率逐年递增,已经从1988年的9.76%增加到2023年的60.2%。同时,高等教育性别差距发生逆转。《中国妇女发展纲要(2011—2020年)》统计监测报告显示,高等教育女性占比超过一半。教育会影响个体的认知和观念,受过高等教育的女性往往更追求性别平等和职业发展(周晓蒙和裴星童,2022),更可能把重心放在事业而不是家庭上,这对中国应对持续走低的生育率无疑是一个巨大的挑战。据此,本文推测,与基础教育相比,接受高等教育更可能降低女性的生育意愿。

在前文的基础上,本文进一步研究高等教育对女性生育意愿的影响,结果如表7所示。其中,解释变量为是否接受过高等教育。本文将大专及以上学历定义为高等教育,取值为1,否则取值为0。结果显示,高等教育的系数在1%水平上负向显著,表明接受过高等教育的女性的生育意愿要低于未接受过高等教育的女性。这与张川川和葛润(2024)基于中国家庭追踪调查数据得出的研究结论相同。

表7 高等教育对女性生育意愿的影响

变量	OLS 估计结果
高等教育	-0.0618*** (0.0146)
控制变量	控制
省份虚拟变量	控制
年份虚拟变量	控制
常数项	1.7083 (2.3403)
样本量	15207
R ²	0.114

考虑到表7回归可能存在的自选择偏误,接下来本文采用倾向得分匹配方法(PSM)进行估计。本文根据个体是否接受过高等教育区分处理组(受过大专及以上学历)和控制组(未受过大专及以上学历),选取年龄、户籍、民族、婚姻状况、政治面貌、家庭经济状况作为匹配协变量,建立配对样本使处理组和控制组可观测到的特征变量尽可能相似,然后进行匹配。表8的匹

配结果显示，处理组和控制组生育意愿的差异在1%的水平上显著，倾向得分匹配法证实了教育对女性生育意愿存在显著负向影响，验证了基准回归结果的稳健性。

表8 倾向得分匹配估计结果

匹配方式	处理组	控制组	平均处理效应 ATT	T 值
半径匹配	1.6925	1.7303	-0.0378*** (0.0184)	-2.05
核匹配	1.6925	1.7274	-0.0348*** (0.0176)	-1.98

倾向得分匹配的有效性依赖于平行假设检验。表9的结果表明，在进行倾向得分匹配后，从t检验的结果看，匹配前处理组和控制组的样本均值存在显著差异，但匹配后处理组和控制组的样本均值差异不再显著，这说明了匹配结果的有效性。

表9 平行假设检验

变量	是否匹配	平均值			差异缩减 (%)	t 检验	
		处理组	控制组	差异 (%)		t 值	p 值
年龄	否	33.467	38.398	-60.7	97.6	-31.45	0.000
	是	33.467	33.350	1.4		0.61	0.542
户籍	否	0.714	0.238	108.4	99.4	58.41	0.000
	是	0.714	0.717	-0.7		-0.28	0.781
民族	否	0.938	0.903	12.9	85.1	6.54	0.000
	是	0.938	0.932	1.9		0.92	0.359
政治面貌	否	0.355	0.396	-8.4	96.0	-4.44	0.000
	是	0.355	0.353	0.3		0.15	0.883
婚姻状况	否	0.719	0.896	-46.1	91.9	-27.13	0.000
	是	0.719	0.733	-3.7		-1.39	0.164
家庭经济状况	否	2.886	2.601	43.6	95.5	22.77	0.000
	是	2.886	2.874	2.0		0.89	0.376

注：匹配变量通过逐步 Probit 方法选取。

五、结论与讨论

近年来，虽然我国的生育政策在宏观层面上逐渐放宽，但个体的生育意

愿并未显著提升。生育意愿低已成为中国面临的重大现实问题。本文从教育角度出发,基于2012—2021年中国综合社会调查(CGSS)数据,实证研究教育对女性生育意愿的影响及其作用机制。研究发现,受教育水平的提高对女性生育意愿具有抑制作用,在多种稳健性估计后,结论仍然成立。异质性分析结果表明,教育对女性生育意愿的影响存在城乡、户籍类型和区域差异。教育对农村样本、农业户口样本以及中西部样本生育意愿的抑制作用更大。进一步的机制分析结果表明,教育会通过推迟初婚年龄、提高机会成本、增强性别平等观念和改变生育观念而降低女性生育意愿。

随着经济社会的发展,女性的受教育水平提高是大势所趋。那么,如何减轻教育对生育意愿的抑制作用、降低陷入“低生育率陷阱”的风险亟需关注。本文的研究结论具有以下政策启示:第一,完善生育保障体系建设,提高托幼服务质量,提高对女性育龄群体的生育补助,降低女性生育和养育孩子的经济成本和机会成本。完善对女性更为包容和平等的劳动力市场政策,创造有利于女性兼顾事业与家庭的就业和社会环境,减少劳动力市场中存在的隐性生育税和性别歧视,化解育龄女性生育与职业发展之间的冲突,并形成政府主导、企业和社会组织广泛参与的新格局,尤其要为欠发达地区的家庭提供更多生育方面的政策支持。第二,以社区及家庭为单位开展组织和宣传,弘扬健康科学的婚姻关系和生养育观念,鼓励男性更多地参与养育子女和家务劳动,与女性共同分担照料子女的责任,同时也鼓励家庭以隔代照料等方式缓解女性的育儿压力,从而降低女性生育的机会成本。第三,从造成初婚推迟和生育观念改变的经济、社会 and 观念层面因素入手,尽可能减缓女性婚龄推迟和生育观念改变的趋势,保证女性能够在最佳育龄期合理释放其生育效应。

[参考文献]

- 陈佳鞠、翟振武,2016:《20世纪以来国际生育水平变迁历程及影响机制分析》,《中国人口科学》第2期。
- 都阳,2024:《从战略高度看待并解决就业问题》,《国际经济评论》第5期。
- 韩永江,2005:《生育观影响因素的经济分析》,《人口学刊》第2期。
- 胡荣、林彬彬,2020:《性别平等观念与女性生育意愿》,《求索》第4期。
- 姜春云,2022:《性别角色观念与育龄人群的生育意愿——基于性别差异和社会变迁视角的分析》,《兰州学刊》第5期。
- 李长安、杨智姣、范小海,2023:《受教育程度、收入阶层与生育意愿研究》,《教育经济评论》第2期。

- 李静、秦玉春、王敬博、戴昕晨, 2023:《女性教育对生育意愿的影响研究》,《财贸研究》第1期。
- 黎黎、李凤萍, 2021:《传统性别观念、信息传播与女性生育意愿——基于育龄女性的问卷调查研究》,《西南民族大学学报(人文社会科学版)》第12期。
- 林湘华, 2011:《育龄妇女生育经历与其意愿生育孩子数的关系分析》,《南方人口》第6期。
- 刘爱玉、佟新, 2014:《性别观念现状及其影响因素——基于第三期全国妇女地位调查》,《中国社会科学》第2期。
- 刘金菊, 2020:《中国城镇女性的生育代价有多大?》,《人口研究》第2期。
- 刘章生、刘桂海、周建丰、范丽琴, 2018:《教育如何影响中国人的“二孩”意愿?——来自CGSS(2013)的证据》,《公共管理学报》第2期。
- 沈笛、张金荣, 2018:《新型生育文化对“全面二孩”政策的影响及启示》,《海南大学学报(人文社会科学版)》第3期。
- 宋健、胡波, 2022:《中国育龄人群的生育动机与生育意愿》,《人口与经济》第6期。
- 田立法、荣唐华、张馨月、孙倩、张佳城、张海端、高建伟, 2017:《“全面二孩”政策下农村居民二胎生育意愿影响因素研究——以天津为例》,《人口与发展》第4期。
- 王金营、张龙飞, 2024:《生育率回升的公共政策:约束、激励和扶持》,《人口与发展》第1期。
- 王军、王广州, 2022:《中国三孩政策下的低生育意愿研究及其政策意涵》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第2期。
- 王鹏、吴愈晓, 2013:《初婚年龄的影响因素分析:基于CGSS2006的研究》,《社会》第3期。
- 王一帆、罗淳, 2021:《促进还是抑制?受教育水平对生育意愿的影响及内在机制分析》,《人口与发展》第5期。
- 吴小勇、董艳萍、孙威, 2019:《性别角色观念与生育意愿的关系:幸福感的调节效应》,《社区心理学研究》第2期。
- 徐超、吴玲萍, 2018:《高等教育影响居民二孩生育意愿吗?——来自CGSS数据的证据》,《公共财政研究》第3期。
- 杨菊华, 2022:《生命周期视角下的中国家庭转变研究》,《社会科学》第6期。
- 杨克文、李光勤, 2018:《教育获得对初婚年龄的影响研究》,《人口学刊》第6期。
- 阳义南, 2020:《初婚年龄推迟、婚龄差对生育意愿的影响》,《南方人口》第3期。
- 赵梦晗, 2019:《女性受教育程度与婚配模式对二孩生育意愿的影响》,《人口学刊》第3期。
- 赵梦晗、计迎春, 2019:《丈夫的家务劳动参与和女性初育风险》,《人口研究》第1期。
- 张成、梁雅楠, 2024:《家庭抚养比与女性生育意愿》,《人口与发展》第5期。
- 张川川、葛润, 2024:《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》,《数量经济技术经济研究》第11期。

- 张樾樾、崔玉倩, 2020: 《高人力资本女性更愿意生育二孩吗——基于人力资本的生育意愿转化研究》, 《清华大学学报(哲学社会科学版)》第2期。
- 张晓青、黄彩虹、张强、陈双双、范其鹏, 2016: 《“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》第1期。
- 周晓蒙, 2018: 《经济状况、教育水平对城镇家庭生育意愿的影响》, 《人口与经济》第5期。
- 周晓蒙、裴星童, 2022: 《高等教育对女性生育水平的影响机制研究》, 《人口与发展》第6期。
- Becker, G. S., 1965, “A Theory of the Allocation of Time”, *The Economic Journal*, 75(299): 493—517.
- Becker, G. S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Behrman, J. A., 2015, “Does Schooling Affect Women’s Desired Fertility? Evidence from Malawi, Uganda, and Ethiopia”, *Demography*, 52(3): 787—809.
- 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”, *The Economic Journal*, 118(530): 1025—1054.
- Blair, S. L. and S. Dong, 2023, “Changes in Policy, Changes in Fertility? An Examination of Changes in Fertility Aspirations in China”, *Journal of Comparative Family Studies*, 54(2): 185—202.
- Bora, J. K., N. Saikia, E. B. Kebede and W. Lutz, 2023, “Revisiting the Causes of Fertility Decline in Bangladesh: The Relative Importance of Female Education and Family Planning Programs”, *Asian Population Studies*, 19(1): 81—104.
- Budig, J. M. and J. M. Hodges, 2014, “Statistical Models and Empirical Evidence for Differences in the Motherhood Penalty across the Earnings Distribution”, *American Sociological Review*, 79(2): 358—364.
- Chen, J. and J. Guo, 2022, “The Effect of Female Education on Fertility: Evidence from China’s Compulsory Schooling Reform”, *Economics of Education Review*, 88: 102257.
- Chen, T., P. Hou, X. Wu, J. Yang and G. Cong, 2023, “Changes of People’s Fertility Attitudes Based on Analysis of Online Public Opinion on Three-Child Policy in China”, *Biodemography and Social Biology*, 68(4): 166—195.
- Chen, S., 2022, “The Positive Effect of Women’s Education on Fertility in Low-Fertility China”, *European Journal of Population*, 38: 125—161.
- Cooke, L. P., 2004, “The Gender Division of Labor and Family Outcomes in Germany”, *Journal of Marriage and Family*, 66(5): 1246—1259.
- Cygan-Rehm, K. and M. Maeder, 2013, “The Effect of Education on Fertility: Evidence from a Compulsory Schooling Reform”, *Labour Economics*, 25: 35—48.

- DeCicca, P. and H. Krashinsky, 2023, “The Effect of Education on Overall Fertility”, *Journal of Population Economics*, 36: 471–503.
- Dinçer, M. A., N. Kaushal and M. Grossman, 2014, “Women’s Education: Harbinger of Another Spring? Evidence from a Natural Experiment in Turkey”, *World Development*, 64: 243–258.
- Du, H., Y. Xiao and L. Zhao, 2021, “Education and Gender Role Attitudes”, *Journal of Population Economics*, 34: 475–513.
- Ermisch, J., 2021, “English Fertility Heads South: Understanding the Recent Decline”, *Demographic Research*, 45: 903–916.
- Fort, M., N. Schneeweis and R. Winter-Ebmer, 2016, “Is Education Always Reducing Fertility? Evidence from Compulsory Schooling Reforms”, *The Economic Journal*, 126(595): 1823–1855.
- Galor, O., 2005, “The Demographic Transition and the Emergence of Sustained Economic Growth”, *Journal of the European Economic Association*, 3(2–3): 494–504.
- Hu, H., 2023, “The Consequences of Fertility Decline on Educational Attainment in China”, *Population Research and Policy Review*, 42: 94.
- Ikamari, L. D. E., 2005, “The Effect of Education on the Timing of Marriage in Kenya”, *Demographic Research*, 12(1): 1–28.
- Kebede, E., E. Striessnig and A. Goujon, 2022, “The Relative Importance of Women’s Education on Fertility Desires in Sub-Saharan Africa: A Multilevel Analysis”, *Population Studies*, 76(1): 137–156.
- Koebe, J. and J. Marcus, 2022, “The Length of Schooling and the Timing of Family Formation”, *CESifo Economic Studies*, 68(1): 1–45.
- Kwon, N. and H. Sohn, 2023, “The Effect of Age at First Marriage on Female Fertility: Evidence from Korea’s School Entry Policy Using Exact Date of Birth”, *Population Research and Policy Review*, 42: 8.
- Liu, D. H. and A. E. Raftery, 2020, “How do Education and Family Planning Accelerate Fertility Decline?”, *Population and Development Review*, 46(3): 409–441.
- Manfredini, M., M. Breschi and A. Fornasin, 2021, “The Contrasting Effects of Education on Fertility over Time Casalguidi, 1819–1960”, *Social Science History*, 45(3): 519–533.
- McDonald, P., 2000, “Gender Equity, Social Institutions and the Future of Fertility”, *Journal of Population Research*, 17(1): 1–16.
- Meng, C., 2023, “School Starting Age, Female Education, Fertility Decisions, and Infant Health: Evidence from China’s Compulsory Education Law”, *Population Research and Policy Review*, 42: 43.
- Monstad, K., C. Proper and K. G. Salvanes, 2008, “Education and Fertility: Evidence

- from a Natural Experiment”, *The Scandinavian Journal of Economic*, 110(4): 827–852.
- Murtin, F., 2013, “Long-Term Determinants of the Demographic Transition, 1870 – 2000”, *The Review of Economics and Statistics*, 95(2): 617–631.
- Mynarska, M. and J. Rytel, 2020, “Fertility Desires of Childless Poles: Which Childbearing Motives Matter for Men and Women?”, *Journal of Family Issues*, 41(1): 7–32.
- Ozier, O., 2018, “The Impact of Secondary Schooling in Kenya: A Regression Discontinuity Analysis”, *Journal of Human Resources*, 53(1): 157–188.
- Pau, B. and W. Nie, 2024, “The Impact of Education on Fertility during the Chinese Reform Era(1980–2018): Changes across Birth Cohorts and Interaction with Fertility Policies”, *European Journal of Population*, 40(1): 7.
- Peri-Rotem, N., 2023, “Education, Health Indicators and Fertility Outcomes: A Longitudinal Analysis of Couples in Britain”, *Longitudinal and Life Course Studies*, 15(1): 109–132.
- Shang, Q. and Y. Yin, 2020, “Gender Role Attitudes and Fertility Revisited: Evidence from the United States”, *Population Review*, 59(2): 111–138.
- Sheikh, Q. A., M. Sadaqat and M. Meraj, 2017, “Reckoning Females’ Education as a Determinant of Fertility Control in Pakistan”, *International Journal of Social Economics*, 44(3): 414–444.
- Sohn, H. and S. W. Lee, 2019, “Causal Impact of Having a College Degree on Women’s Fertility: Evidence from Regression Kink Designs”, *Demography*, 56: 969–990.
- Spolaore, E. and R. Wacziarg, 2022, “Fertility and Modernity”, *The Economic Journal*, 132(642): 796–833.
- Testa, M. R., 2014, “On the Positive Correlation between Education and Fertility Intentions in Europe: Individual- and Country-Level Evidence”, *Advances in Life Course Research*, 21: 28–42.
- Vogl, T. S., 2016, “Differential Fertility, Human Capital, and Development”, *The Review of Economic Studies*, 83(1): 365–401.
- Yang, J., 2017, “Gendered Division of Domestic Work and Willingness to Have More Children in China”, *Demographic Research*, 37: 1949–1974.
- Yin, Y., 2023, “China’s Demographic Transition: A Quantitative Analysis”, *European Economic Review*, 160: 104591.

The Impact of Education on Female Fertility Intentions and Its Mechanisms

QI Xiao-yu, ZHANG Cheng

(Faculty of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Low fertility intentions are a real issue facing many countries. With the increase in women's education level, the relationship between education and women's fertility intentions is receiving increased attention. This paper employs data from the Chinese General Social Survey (CGSS) to analyze the impact of education on women's fertility intentions and its mechanisms. The results show that education has a significant negative effect on women's fertility intentions. This conclusion remains valid even after addressing endogeneity problem using the instrumental variable method. Heterogeneity analysis indicates that the effect of education on women's fertility intentions varies across urban-rural settings, *hukou* types, regions, and age groups. Mechanism analysis suggests that education reduces women's fertility intentions by delaying the age at first marriage, increasing opportunity costs, enhancing gender equality attitudes, and changing fertility attitudes.

Key words: education; fertility intentions; heterogeneity; mechanisms; fertility support

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 刘泽云)