

高等教育对生育的影响：微观证据与机制

江求川，郝书颖

[摘要]低生育率是当前中国人口发展呈现出的新变化之一。本文利用中国劳动力动态调查数据研究了高等教育对生育的影响。研究发现：(1)接受高等教育导致女性生育的子女数平均减少0.46个，但高等教育对女性生育的广延边际没有显著影响；(2)高等教育显著降低了女性的生育意愿，接受高等教育的女性期望子女数平均减少了0.75个，但并没有显著影响女性对子女的性别偏好；(3)机制分析表明，高等教育抑制女性生育的机制包括“禁闭效应”、机会成本和议价能力三个方面；(4)高等教育对男性的生育意愿没有产生显著影响。本文的结论意味着，可以从降低女性生育成本和完善生育支持制度体系等方面综合施策，以应对当前的低生育率问题。

[关键词]低生育率；高等教育；生育意愿

一、引言

过去30年里，低生育率现象在全球范围内不断蔓延，已有一半的全球人口生活在低生育率国家(UN, 2020)。不少学者认为，极低的生育率加剧了人口老龄化和劳动力短缺问题，低于更替水平的生育率对政府财政的可持续性构成严重威胁(Bloom et al., 2010)。为此，探究生育率下降的原因再次成为学术热点。^①

在众多潜在的生育率决定因素当中，教育对生育的影响一直备受关注

[收稿日期] 2024-12-12

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“共同富裕目标下代际收入流动阻碍因素与提升路径研究”(22BJL074)。

[作者简介] 江求川，郑州大学商学院、公共管理学学科建设创新中心，电子邮箱地址：jqchuan@zzu.edu.cn；郝书颖，郑州大学商学院，电子邮箱地址：zzu_hsy@163.com。

[致谢] 感谢郑州大学余禾同学在本文数据分析方面所作的贡献。

① 一些近期的研究从宏观环境、互联网使用等方面讨论了中国居民生育意愿的影响因素(於嘉等, 2021; 王小洁等, 2021; 陈卫民等, 2022; 邱磊菊等, 2022; 卿石松, 2022)。

(Skirbekk, 2008)。学者们普遍认为,教育可以通过多种途径影响人们的生育决策。例如,教育影响个体在劳动力市场的表现,进而影响生育的机会成本(Chicoine, 2021),教育也可以影响子女质量—数量权衡(Aaronson et al., 2014)、挤占育龄群体的精力和时间,导致人们延迟甚至放弃生育(Black et al., 2008)。然而,识别教育对生育率的因果影响面临一定挑战,因为教育与生育之间的关系可能受未观察到的干扰因素影响。例如,越是有职业抱负的人越倾向于接受更多的教育,也越倾向于有较低的生育意愿。以往探讨教育和生育因果关系的经验研究大多以义务教育政策为识别依据(Fort et al., 2016; DeCicca and Krashinsky, 2020; Liang and Yu, 2022; Chen and Guo, 2022),但是,关于高等教育如何影响生育决策的经验证据还相对缺乏。

本文利用中国高等教育资源扩张,以及各省份高等教育资源分布的空间差异,识别高等教育对中国居民生育决策的因果影响。具体而言,本文用与个体同年份、同省份出生的人上大学的比例作为个体是否上大学的工具变量。中国高等教育资源的空间分布及招生政策决定了这是一个合适的工具变量。首先,中国高等教育资源在空间上分布不均衡,且高校招生有“本地偏好”,这导致出生在高等教育资源丰富省份的个体有更多的机会接受高等教育(刘瑞明等, 2021)。其次,随着中国高等教育事业的发展,不同时期出生的个体面临的高等教育资源丰富程度也有差异,特别是1999年开始的高等教育扩张,让20世纪80年代以后出生的居民有了更多的高等教育机会。因此,同年份、同省份出生的个体升入大学的比例可以很好地反映对应群体面临的高等教育资源丰富程度,进而与个体是否接受高等教育密切相关。最后,同年份、同省份出生的人上大学的比例反映的是个体面临的教育资源宏观环境,与无法观测的个体特征之间不存在系统性关联。我们利用中国第五次和第六次人口普查数据估算各省份、各年份出生的人上大学的比例。估算结果表明,同年份出生的个体升入大学的比例在不同省份间有较大差异;同省份但不同年份出生的个体升入大学的比例也有较大差异,尤其是1981年以后出生的个体的大学入学比例因高等教育扩张有明显提升。我们将上述结果与中国劳动力动态调查数据(CLDS)中的个体匹配,得到个体是否上大学的工具变量。本文的工具变量同时捕获了高等教育资源在空间和时间上的差异信息,有助于更精确地识别高等教育对生育的因果影响。

本文的结论表明,接受高等教育虽然对女性生育的广延边际没有显著影响,但显著降低了女性生育的子女数。高等教育也显著降低了女性的生育意愿,但并没有改变女性对子女的性别偏好。机制分析发现,高等教育通过三种途径影响生育率。第一,教育对女性生育产生了“禁闭效应”,接受高等

教育让女性的初婚年龄平均推迟 3.2 年左右, 生第一胎的年龄推迟了 4.1 年左右。第二, 高等教育提升了生育的机会成本。接受高等教育的女性劳动参与率更高, 从事家务活动的时间更少, 收入和工资水平更高。第三, 更高的教育程度和更高的收入水平可以提升女性在家庭生育决策中的决策权。有趣的是, 接受高等教育虽然降低了男性的子女数, 但并没有影响男性的生育意愿。这进一步反映出家庭生育决策可能是夫妻双方共同协商的结果。

本文的边际贡献有三点。第一, 本文提供了生育政策放开背景下高等教育影响生育的新证据。现有研究大多关注基础教育对生育的影响, 探讨高等教育对生育影响的文献相对较少(Sohn and Lee, 2019; James and Vujic, 2019; Kountouris, 2020; Kamhoefer and Westphal, 2019; Chen, 2022), 尤其缺乏中国生育政策放开背景下教育影响生育的经验证据。Chen(2022)虽然提供了来自中国的经验证据, 但该研究使用的是中国生育政策放开以前的数据。本文使用的是中国“全面二孩”实施两年后的数据, 可以更真实地反映教育对生育决策的影响。第二, 本文提供了识别教育和生育之间因果关系的新方法。教育的内生性是识别教育和其他变量之间因果关系的最大挑战, 本文的工具变量构造方法为相关研究提供了可借鉴的新思路。第三, 本文详细探讨了教育影响生育的机制, 丰富了生育决定因素的相关研究。

二、教育影响生育的相关文献

教育可以通过多种渠道对生育行为产生影响。

首先, 教育可提高个体的工资水平, 这会对个体的生育决策产生替代效应和收入效应两方面影响。一方面, 工资上升意味着生育的机会成本增加, 从而导致个体减少生育; 另一方面, 如果孩子是正常品, 工资上升产生的收入效应也会激励个体增加生育。当然, 收入效应对生育的影响大小也取决于个体如何在孩子数量和质量之间取舍(Aaronson et al., 2014), 受教育水平更高的个体有可能更倾向于给予子女更高质量的培养, 从而弱化收入效应对生育的影响。

其次, 教育影响生育的第二条渠道通过婚姻市场实现。婚姻市场的正向匹配现象意味着个体的受教育程度越高, 其配偶的受教育程度往往也越高。配偶受教育水平的提升对家庭生育决策的影响同样存在替代效应和收入效应。如果子女照料的责任主要由女性承担, 则教育对男性生育决策的影响可能主要表现为收入效应。

再次, 教育改变了个体在生育决策中的议价能力, 进而影响家庭生育决

策。女性教育水平提高可以提升女性在家庭生育决策中的决策权。最新的证据表明,只有当夫妻双方都有生育意愿时,家庭才更有可能生育子女(Doecke and Kindermann, 2019)。这说明,如果教育对女性生育决策的影响以替代效应为主,即便男性有生育子女的意愿,最终也有可能因女性议价能力上升而减少生育。

最后,教育还有可能通过信息机制、“禁闭效应”(incarceration effect)等渠道影响生育。信息机制认为,教育水平提升有助于个体了解更多生育控制知识,也有可能改变个体对生育控制的态度,从而导致生育减少(Buyinza and Hisali, 2014)。“禁闭效应”是指人们在校期间需要将更多的精力用于学习,因此生育子女的可能性比较小(Black et al., 2008)。但“禁闭效应”对生育的影响主要表现为暂时性地推迟生育,未必导致最终的生育率下降(Monstad et al., 2008)。

早期的经验研究大多发现教育和生育率之间存在明显的负相关关系(Skirbekk, 2008)。最新的研究大多通过教育改革构造模拟实验,识别教育和生育之间的因果关系。Osli 和 Long(2008)利用尼日利亚义务教育普及政策在空间和时间上的差异构造工具变量,结果表明,教育年限的增加显著降低了女性 25 岁以前怀孕的概率。类似地, Fort 等(2016)、DeCicca 和 Krashinsky(2020)的研究都表明,教育年限上升降低了青少年怀孕的概率,并将其归因于义务教育的“禁闭效应”。然而,对这种“禁闭效应”是暂时性延迟生育,还是永久性降低生育,学者们却给出不同的结论。Cygan-Rehm 和 Maeder(2013)认为,义务教育对青少年怀孕的抑制作用会体现为最终生育率的下降,原因是较高的机会成本导致那些被抑制的生育在后续生活中并没有追赶上来。Kirdar 等(2018)却发现,土耳其的义务教育扩张虽然降低了青少年怀孕的概率,但当学生达到可以自由离校的年龄时,教育对生育的影响就消失了,说明被抑制的生育存在“追赶效应”(catching-up effect)。最新的研究大多认为义务教育扩张导致的教育年限增加确实降低了生育,并且其背后的机制包括晚婚(Keats, 2018)、生育控制(Gebre, 2020)和机会成本(Chicoine, 2021; DeCicca and Krashinsky, 2022)。虽然上述研究均以女性为研究对象,但 Godefroy 和 Lewis(2018)证实,教育对男性生育决策有类似影响。他们通过研究马里基础教育扩张发现,受教育机会增加导致男性的生育意愿下降。

Liang 和 Yu(2022)、Chen 和 Guo(2022)利用中国各省份推行义务教育改革的时间差异,以及各省份义务教育改革前的义务教育普及率空间差异构造工具变量,证实了义务教育导致的教育年限上升同样导致中国居民的生育

率下降。不过,研究高等教育对生育影响的文献还相对缺乏。Sohn 和 Lee (2019)利用韩国高等教育扩张的数据研究发现,获得高等教育学历显著降低了生育率,且这种负面影响的主要原因是高等教育增加了生育的机会成本。James 和 Vujic(2019)、Kountouris(2020)分别利用英国和希腊的教育改革数据研究发现,受教育程度提高导致生育的机会成本上升,进而导致生育率下降。然而,Kamhoefer 和 Westphal(2019)利用德国高等教育扩张数据的研究则表明,受过大学教育的女性生育的概率确实下降了,但是一旦受过大学教育的女性选择生育,她们倾向于生更多的孩子。最新的一项来自中国的经验研究发现,大学扩招导致的教育年限增加对女性的生育有正面影响,但对女性的生育意愿却没有影响(Chen, 2022)。当然,Chen(2022)使用的是2012年以前的中国综合社会调查数据(CGSS)。由于计划生育政策的限制,2012年以前的数据可能难以真实反映个体的生育偏好。

综合来看,现有研究从理论上相对清楚地解释了高等教育影响生育决策的机制,为本文的经验研究提供了良好的理论基础。然而,教育影响生育的经验证据仍然相对缺乏,研究结论尚不统一,且更多的经验研究聚焦于基础教育对生育的影响。与基础教育相比,高等教育具有教育回报率更高、受教育时间和婚育时间冲突性更强等特征。所以,基础教育和生育关系的经验研究很难为判断高等教育如何影响生育提供直接依据。少数探究高等教育与生育率关系的经验证据主要聚焦于长期受低生育率问题困扰的发达国家,还需要更多的经验证据以揭示高等教育在中国居民生育决策中扮演的角色。

三、数据与估计方法

(一)数据

本文的主要数据来自中山大学社会科学调查中心负责实施的中国劳动力动态调查(CLDS)。我们选择“全面二孩”政策实施后的数据,以尽可能真实反映居民在无政策约束下的生育行为。目前可获得的最新一轮数据是“全面二孩”政策实施两年后,即2018年的CLDS数据。本文的另一类重要数据是第五次和第六次全国人口普查微观数据。用CLDS研究教育对中国居民生育行为的影响有四个优点。第一,该数据调查了52岁以下成人的实际生育情况和期望生育,有助于我们从实际生育子女数和生育意愿两个维度开展研究。第二,该数据调查了受访人的结婚时间、生育第一胎时间、工作和收入、配偶特征等信息,这些信息有助于我们检验教育影响生育行为的机制。第三,

该数据包括了受访人相对丰富的家庭背景信息，有助于我们控制教育的前定变量，从而更有效地识别教育对生育行为的因果影响。第四，该数据包括了受访人的出生时间和出生省份信息，有助于我们将 CLDS 中的个体按照出生年份和出生省份与人口普查数据匹配。

本文的核心被解释变量是受访人生育的子女数和期望子女数，这些变量通过 CLDS 个体问卷中相应的问题直接提取。本文的另一类被解释变量是机制分析变量，包括结婚年龄、生育第一胎年龄、工作状态、收入水平、配偶特征等。本文的控制变量均为教育的前定变量，包括个体出生时的户口、父亲职业分类、父亲受教育程度、年龄、兄弟姐妹数等。参照现有研究的做法，我们将样本限定为 25—45 岁的个体。这一年龄限定方式基于如下两点考虑：第一，上大学的年龄一般为 18 岁左右，25 岁约为本科毕业后 3 年，从而保证上大学的个体有充分的时间结婚生子；第二，45 岁以上的个体面临的高等教育资源在时间和空间维度上变异较小，不利于识别高等教育对生育的影响。当然，使用 25—45 岁个体的数据也存在一定缺陷，样本年龄过于年轻不利于观察完全生育率。^① 为此，我们在实证分析中使用 35—45 岁样本和 46—52 岁样本进行了稳健性分析和佐证。

为了构造工具变量，我们仅保留 CLDS 和人口普查数据中在调查年份年龄超过 20 岁的个体。最终得到 361662 个来自第五次人口普查的个体，586805 个来自第六次人口普查的个体和 25954 个来自 CLDS 调查的个体。这些个体数据均包含了出生年份、出生的省份和最高受教育程度信息。我们按照出生年份和出生省份将这些个体分组，然后分别计算每组大专及以上学历的个体占比，以此作为本文的工具变量。

表 1 是核心样本的变量描述统计。核心样本中包括 2619 位 25—45 岁的女性个体，其中 643 位接受过大专及以上学历教育。接受高等教育的女性平均生育 0.88 个子女，未接受高等教育的女性平均生育 1.74 个子女。接受高等教育的女性理想子女个数为 1.86 个，未接受高等教育的女性理想子女个数为 2.05 个。与接受过高等教育的女性同年份、同省份出生的个体上大学的比例为 25.8%，而与未接受过高等教育的女性同年份、同省份出生的个体上大学的比例仅为 16.4%。

^① 使用年轻的样本研究生育问题的文献并不少见，如 Kountouris(2020)将样本年龄限定在 26—32 岁、James 和 Vujic(2019)的样本年龄限定为 20—34 岁、DeCicca 和 Krashinsky(2022)的样本年龄限定为 30—55 岁、Chen 和 Guo(2022)的样本年龄限定为 28 岁以上。这些研究的样本年龄限定大多是基于样本量和是否受外生教育冲击两个方面的综合考虑。

表 1 主要变量描述性统计

变量定义	受高等教育			未受高等教育		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
生育子女数	643	0.882	0.712	1971	1.736	0.865
理想子女数	631	1.864	0.529	1960	2.054	0.587
理想儿子数	630	0.910	0.352	1956	1.025	0.452
理想女儿数	630	0.962	0.416	1956	1.040	0.413
年龄	643	33.21	5.742	1976	36.63	5.938
出生时户口(1=农业, 0=非农)	643	0.547	0.498	1976	0.920	0.272
是否在婚(1=是, 0=否)	643	0.765	0.424	1976	0.959	0.198
父亲受教育程度 ^a	643	3.179	1.088	1976	2.242	0.941
父亲职业分类 ^b	643	2.356	1.056	1976	2.283	0.735
兄弟姐妹数	643	1.336	1.289	1976	2.484	1.614
初婚年龄	480	25.24	2.808	1792	22.52	3.090
第一胎年龄	418	26.92	3.120	1801	24.06	3.518
子女性别无所谓(1=是, 0=否)	643	0.084	0.278	1976	0.066	0.248
单胎时偏好男孩(1=是, 0=否)	643	0.100	0.300	1976	0.167	0.373
对数年收入	543	10.62	1.779	1256	9.252	2.628
对数工资	539	10.90	0.759	750	10.11	0.886
是否从事家务劳动(1=是, 0=否)	643	0.932	0.253	1976	0.952	0.213
日家务劳动小时对数	596	0.839	0.442	1869	1.164	0.523
过去一年有工作(1=是, 0=否)	616	0.925	0.263	1625	0.807	0.395
日工作小时对数	556	1.294	0.559	1220	1.242	1.063
配偶受教育程度 ^a	373	4.700	0.614	1646	2.999	0.872
配偶收入对数	200	11.21	0.840	861	10.19	1.793
同年份同省份出生个体上大学比例	640	0.258	0.157	1968	0.164	0.099

注：a)受教育程度分为五个等级，1—5 分别表示未上学、小学、初中、高中/中专/技校、大专及以上；b)父亲职业分为四类，1 表示国家机关、党群组织、企业、事业单位的负责人、专业技术人员、办事人员和有关人员；2 表示农、林、牧、渔、水利业生产人员；3 表示商业、服务业人员，生产、运输设备操作人员及有关人员、不便分类的其他从业人员；4 表示无业。

(二)估计方法

本文的基本回归模型如下

$$y_{ipc} = \beta_0 + \beta_1 college_{ipc} + \gamma_c + X_{ipc} \Gamma + \epsilon_{ipc} \tag{1}$$

被解释变量 y_{ipc} 表示 p 省出生的出生队列 c 中的个体 i 生育的子女数、理想子女数、初婚年龄、第一胎年龄等。其中，同一年份出生的个体定义为

一个出生队列。*college* 为 0—1 变量, 1 表示个体接受了高等教育。 γ_c 代表出生队列的固定效应。 X_{ipc} 为教育前定的控制变量, 包括四个反映父亲受教育程度的虚拟变量、三个反映父亲职业分类的虚拟变量、兄弟姐妹数、出生时的户口、年龄、年龄平方等。式(1)的 OLS 回归通常是有偏的, 为了得到 β_1 的一致估计, 本文使用 2SLS 估计式(1)。我们用与受访者同年份、同省份出生的个体上大学的比例作为 *college* 的工具变量。因此, 本文的第一阶段回归为:

$$college_{ipc} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{pc} + \lambda_c + X_{ipc} \Psi + v_{ipc} \quad (2)$$

Z_{pc} 表示出生地为 p 省的出生队列 c 中的个体上大学的比例。我们的基本假定是控制了个体的受教育程度及其他教育前定变量后, Z_{pc} 不再直接影响个体的生育行为。合适的工具变量需要具备两个基本条件, 一是工具变量要和内生变量之间密切相关, 二是工具变量和模型的误差项之间无关。首先, 与受访者同年份、同省份出生的个体上大学的比例反映的是受访人上大学的客观机会, 因此和受访人是否能上大学存在密切联系。其次, 导致式(1)中的 *college* 内生的主要原因是误差项包含了一些与教育和生育决策相关的干扰因素(如事业心等), 这些个体特征不太可能和某一省份、某一年份出生的个体上大学的比例有关。

四、实证结果分析

(一)高等教育对子女数量的影响

首先通过 OLS 分析高等教育对女性生育子女数量的影响。表 2 第(1)列说明, 其他条件相同的情况下, 接受高等教育的女性平均比未接受高等教育的女性少生 0.37 个子女。这种负相关关系和大多数来自其他国家的经验证据类似, 也与 Liang 和 Yu(2022)、Chen 和 Guo(2022)利用中国基础教育冲击数据得出的结论一致, 但与 Chen(2022)利用 2010—2012 年中国微观数据得出的高等教育对生育影响的结论相反。当然, OLS 结果并不一定能反映高等教育对生育的因果影响。如果更有职业抱负的人更有可能接受高等教育, 也更倾向于少生孩子, 那么 OLS 有可能高估了高等教育对生育的实际影响。另外, 个人能力更强以及家庭背景更好的个体也有可能更倾向于多生孩子(Osli and Long, 2008), 这会导致 OLS 低估高等教育对生育的影响。从经验结果看, 更多的研究认为 OLS 会低估教育对生育的影响(Osli and Long, 2008; Chicoine, 2021; Chen and Guo, 2022)。

为进一步考察高等教育对中国女性生育决策的因果影响, 表 2 第(3)列汇

报了工具变量估计结果。IV 估计仍表明接受高等教育对生育子女数有显著的负面影响。对比 OLS 和 IV 结果发现，OLS 有可能低估了高等教育对中国女性生育的影响。具体而言，IV 估计结果说明，接受高等教育的女性比未接受高等教育的女性平均少生 0.46 个孩子。

表 2 第(4)列被解释变量换为是否生育过子女。IV 结果表明，接受高等教育降低了女性生育的可能性，但影响相对较小。为了进一步区分高等教育对是否生育以及生育子女数量的影响，第(5)列仅保留已经有过生育的女性样本。IV 结果表明，对那些已经有过生育的女性而言，接受高等教育仍然显著降低了生育的子女数。考虑到已婚女性和未婚女性在生育决策上可能有差异，第(6)列和第(7)列仅保留了已婚女性子样本。第(6)列的结果表明，接受高等教育的已婚女性倾向于生育更少的子女。然而，接受高等教育对已婚女性是否选择生育的影响并不显著，这与不少研究发现教育增加了无子化概率这一结论不太相符(Fort et al.，2016)。实际上，在中国绵延千年的“家本位”文化语境下，生育一直被视为婚姻的重要目的之一。即使女性受过高等教育，她们在婚姻中仍可能受到配偶、家庭以及社会传统观念的影响，促使她们遵循婚姻家庭制度中的生育期望。

为进一步检验本文的工具变量估计结果是否合理，表 2 第(2)列汇报了 2SLS 的第一阶段估计结果。工具变量的系数显著为正，说明本文构造的工具变量可以很大程度上反映个体上大学的可能性。第一阶段的 F 值为 31.92，说明不存在弱工具变量问题。此外，针对第(3)－(7)列，我们分别估计了对应的简约模型，除第(4)列对应的简约模型中工具变量的系数不显著外，其他方程中的工具变量系数符号及显著性均与 2SLS 估计中是否接受高等教育的系数符号和显著性一致。

表 2 高等教育对女性生育子女数的影响

	全样本				子女数 >0	已婚	
	子女数 (1)	是否上大学 (2)	子女数 (3)	是否生育 (4)	子女数 (5)	子女数 (6)	是否生育 (7)
college	-0.371*** (0.034)		-0.457*** (0.148)	-0.083* (0.050)	-0.357*** (0.132)	-0.480*** (0.153)	-0.038 (0.059)
Z		0.516*** (0.091)					

续表							
	全样本				子女数 >0	已婚	
	子女数 (1)	是否上大学 (2)	子女数 (3)	是否生育 (4)	子女数 (5)	子女数 (6)	是否生育 (7)
第一阶段 F 值			31.92 [0.000]	31.92 [0.000]	41.40 [0.000]	38.23 [0.000]	38.23 [0.000]
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
被解释变量均值	1.526	0.246	1.526	0.880	1.734	1.651	0.951
R ²	0.352	0.333	0.351	0.550	0.154	0.188	0.093
N	2614	2603	2603	2603	2291	2375	2375

注：圆括号中为异方差稳健标准误，*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%显著性水平上显著；方括号中为对应统计量的 P 值。其他控制变量包括 19 个个体出生年份虚拟变量、四个反映父亲受教育程度的虚拟变量、三个反映父亲职业分类的虚拟变量、婚姻状态、兄弟姐妹数、出生时的户口、年龄、年龄平方。后表同。

(二)机制分析

表 2 给出了高等教育影响女性生育子女数的基本证据，接下来我们进一步讨论这一影响通过何种机制实现。

1. 教育的“禁闭效应”

首先，接受高等教育的女性需要在学业上投入更多的时间和精力，从而对女性的婚姻和生育产生“禁闭效应”，这种“禁闭效应”往往会导致最终的生育率下降(James and Vujic, 2019)。为检验高等教育的“禁闭效应”，我们估计了接受高等教育对女性初婚年龄和第一次生育年龄的影响。表 3 中 Panel A 的第(1)列是初婚年龄的 2SLS 估计结果。样本中女性的平均初婚年龄是 23.1 岁，但接受高等教育的女性初婚年龄比未接受高等教育的女性初婚年龄平均高 3.3 岁，说明高等教育确实产生了“禁闭效应”。Panel A 的第(2)列估计了高等教育对 25 岁以前结婚的影响。样本中有 79.6%的女性在 25 岁以前结婚，但接受高等教育的女性 25 岁以前结婚的概率更低。第(3)列的结果表明接受高等教育虽然推迟了女性初婚年龄，但不太可能将初婚年龄推迟到 35 岁以后，样本中几乎所有女性在 35 岁前都已经结婚。推迟结婚年龄的直接结果是女性生育第一胎的年龄提高，这一点从 Panel A 的第(4)列可以清楚地看到，接受高等教育的女性生育第一胎的年龄比其他女性高 4.1 年。类似

地，第(5)列的结果表明接受高等教育的女性在 25 岁前生育第一胎的可能性显著下降。

表 3 教育的“禁闭效应”检验结果

Panel A 教育对女性初婚年龄和生育第一胎年龄的影响							
	结婚年龄			生育第一胎年龄			
	初婚 年龄 (1)	25 岁前 结婚 (2)	35 岁前 结婚 (3)	第一胎 年龄 (4)	25 岁前 生育 (5)	35 岁前 生育 (6)	
college	3.253*** (1.029)	−0.339** (0.150)	−0.002 (0.014)	4.106*** (1.111)	−0.390*** (0.151)	0.012 (0.019)	
第一阶段 F 值	35.77 [0.000]	35.77 [0.000]	35.77 [0.000]	40.05 [0.000]	40.05 [0.000]	40.05 [0.000]	
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
被解释变量均值	23.1	0.796	0.998	24.6	0.665	0.989	
R ²	0.150	0.123	0.009	0.116	0.147	0.009	
N	2262	2262	2262	2210	2210	2210	
Panel B 教育对女性生育子女数的影响(46—52 岁)							
	全样本				子女数 ≥0	已婚	
	子女数	是否上 大学	子女数	是否 生育	子女数	子女数	是否 生育
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
college	−0.278*** (0.067)		−0.607* (0.341)	−0.006 (0.058)	−0.552* (0.321)	−0.586* (0.336)	0.006 (0.082)
Z		0.461* (0.271)					
第一阶段 F 值			2.880 [0.090]	2.880 [0.090]	2.737 [0.098]	3.122 [0.077]	3.122 [0.077]
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
被解释变量均值	1.776	0.069	1.775	0.984	1.803	1.783	0.988
R ²	0.142	0.272	0.134	0.106	0.118	0.131	0.047
N	1396	1393	1393	1393	1371	1372	1372

为了进一步详细观察高等教育对女性初婚年龄和生育第一胎年龄的影响,我们分别估计了高等教育对指定年龄(20, 21, ..., 39)前结婚和指定年龄前生育第一胎的影响。估计结果表明,接受高等教育主要降低了女性在25岁前结婚的概率,提高了女性在31岁至33岁结婚的概率。接受高等教育对女性生育的“禁闭效应”更为明显,29岁前生育第一胎的概率都有不同程度下降。

另一种检验“禁闭效应”的思路是考察接受高等教育的女性从离校到结婚的“等待时间”是否更短。基本逻辑是,如果教育的“禁闭效应”使女性不得不推迟结婚,那么一旦完成学业,她们更有可能急切地进入婚姻,因此“等待时间”更短。为此,我们估计了高等教育对结婚“等待时间”的影响。^①结果表明,接受高等教育的女性结婚“等待时间”平均减少了0.9年(5%显著水平上显著)。

上述结论虽然证实高等教育存在“禁闭效应”,推迟了女性的初婚和初育年龄,但这未必意味着高等教育会导致最终的生育率下降。为了检验教育的“禁闭效应”导致的生育率暂时性下降是否在后续生活过程中被追赶上,现有研究的通常做法是,分析45岁以上女性的生育情况。由于CLDS仅对52岁以下个体询问了生育相关信息,所以,本文用46—52岁女性样本重新进行了估计。当然,45岁以上样本也存在一定缺陷。中国高等教育资源在省份间的分布差异可大体分为两个阶段,20世纪80年代以前出生的居民面临的高等教育资源在空间上差异相对较小,在时间上的变化也相对平缓。因此,使用45岁以上的样本将会面临相对严重的弱工具变量问题。

表3的Panel B是46—52岁女性样本估计结果。OLS结果仍然表明接受高等教育显著降低了女性生育的子女数。与表2类似,表3中Panel B的第(1)列很可能低估了高等教育对女性生育的影响,第(3)列、第(5)列和第(6)列的结果进一步证实了这一结论。Panel B的结果同样也表明高等教育对女性是否生育没有显著影响。然而,所有方程的第一阶段F值均小于10,说明46—52岁女性样本的2SLS估计存在弱工具变量问题。这主要是因为大学扩招以前高等教育资源的省际差异相对较小,除了北京、天津、上海存在明显的优势外,其他省份间的高等教育资源差异较小。弱工具变量有可能导致2SLS结果比OLS结果偏误更大,但是,考虑到OLS存在低估,我们可以将OLS结果作为下界,将2SLS结果作为上界。所以,综合来看,表3的Panel B仍然支持了前文的结论。

2. 教育对生育意愿的影响

受过高等教育的个体更倾向于追求个人职业发展和自我实现,对婚姻和

^① “等待时间”定义为初婚时间和离校时间的差,考虑到女性法定结婚年龄为20周岁,对于那些20岁前离校的女性,其离校时间定义为达到20周年的时间。

生育的态度也更加独立和自主。因此，“禁闭效应”导致的生育延迟转化为最终的生育下降，可能是因为接受高等教育的女性主观上不希望生育更多的子女，即生育意愿的降低。为检验这一点，我们进一步估计了高等教育对女性理想子女数的影响。CLDS 询问了 52 岁以下的受访者在没有政策约束情况下的理想子女数、理想儿子数和理想女儿数，这一问题可以很好地反映受访人的主观生育意愿。另外，个体对子女的性别偏好也有可能和生育的子女数有关，如偏好儿子的女性在第一胎为女儿时更有可能生育第二胎。为此，我们也分析了接受高等教育是否影响女性对子女性别的偏好。CLDS 包含了两个可以用于判断受访人对子女性别偏好的问题，一是受访人是否对理想子女个数中的子女性别无所谓；二是在只允许生育一个子女时受访人期望的子女性别。

表 4 第(1)列是对女性理想子女数的 2SLS 估计。平均而言，女性理想的子女数是两个，且期望的结果是“儿女双全”。不过，高等教育显著降低了女性的生育意愿，接受高等教育的女性理想子女数比其他女性平均低 0.75 个。接受高等教育让女性理想的儿子数平均减少 0.32 个，理想的女儿数平均减少 0.39 个。这说明高等教育对女性期望儿子数的影响和期望女儿数的影响大体上是相当的。第(4)列和第(5)列的结果也表明，接受高等教育并没有影响女性对子女的性别偏好。表 4 下半部分是对已婚女性理想子女数的 2SLS 估计，结果与前面相似。这一结果也佐证了前文的结论。对于较为年轻的样本，其最终生育数量在绝大多数情况下不能等同于调查截止时点观测到的生育数量，因此观察其完全生育率存在一定困难，但生育意愿能够反映女性在理想状态下对生育计划的主观预期，可以作为其未来生育行为的重要参考。高等教育显著降低了女性的生育意愿，这说明高等教育的“禁闭效应”所导致的生育下降并非暂时性的生育推迟，在后续过程中也难以被追赶上。

表 4 教育对女性生育意愿和性别偏好的影响

	生育意愿			性别偏好	
	理想子女数	理想儿子数	理想女儿数	子女性别 无所谓	一子时偏好 男孩
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
全样本					
college	-0.750*** (0.251)	-0.322** (0.158)	-0.390** (0.176)	-0.044 (0.114)	-0.173 (0.124)
第一阶段 F 值	31.44 [0.000]	31.58 [0.000]	31.58 [0.000]	31.58 [0.000]	31.58 [0.000]
被解释变量均值	2.008	0.997	1.022	0.070	0.151
N	2580	2575	2575	2608	2608

续表

	生育意愿			性别偏好	
	理想子女数	理想儿子数	理想女儿数	子女性别无所谓	一子时偏好男孩
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
已婚女性					
college	-0.773*** (0.219)	-0.334** (0.132)	-0.398** (0.168)	0.032 (0.098)	-0.098 (0.126)
第一阶段 F 值	37.11 [0.000]	37.34 [0.000]	37.34 [0.000]	37.10 [0.000]	37.10 [0.000]
被解释变量均值	2.027	1.011	1.027	0.066	0.161
N	2361	2355	2355	2377	2377

3. 教育对生育机会成本的影响

生育意愿下降可以在一定程度上证实教育的“禁闭效应”导致的生育减少很难在后续生活中被追赶。但“禁闭效应”只是教育抑制生育的一种解释，而且生育意愿为什么下降仍然需要进一步分析。教育抑制生育的另一个重要渠道是教育增加了个体生育的机会成本。如果生育的机会成本增加得足够多，就会使替代效应在个体生育决策中更加凸显，从而降低人们的生育意愿。为此，我们进一步考察教育对生育机会成本的影响。参照现有研究的做法，本文用个体全年总收入、是否工作、全年工资性收入反映生育的机会成本。考虑到劳动收入不仅反映了生育的机会成本，也反映所有家务活动的机会成本，所以我们进一步用个体是否从事家务活动、从事家务活动的时间和工作时间等佐证教育对生育机会成本的影响。

表 5 中 Panel A 的第(1)列和第(2)列分别是对女性全年总收入对数值和全年工资收入对数值的 2SLS 估计，结果表明，接受高等教育显著提升了女性的收入水平和工资水平。这一结论和大量研究高等教育回报率的文献相符合，同时也证实了高等教育确实提高了女性生育的机会成本。Panel A 的第(3)列表明，除收入水平上升外，高等教育对女性生育机会成本的影响还体现为有更多的就业机会。虽然高等教育对女性的工作时间并没有显著的影响，但 Panel A 的第(5)列和第(6)列表明，接受高等教育的女性参与家务活动的可能性更低，从事家务活动的时间更少。这进一步佐证了女性生育机会成本上升的结论。综合上述结果，我们认为高等教育确实让女性在劳动力市场中有更突出的表现，增加了女性生育子女的机会成本，进而影响女性的生育决策。这一结论与 James 和 Vujic(2019)、Kountouris(2020)、Chicoine(2021)的结论相一致。

表 5 教育对女性生育机会成本、配偶特征及议价能力的影响

Panel A 教育对女性生育机会成本的影响						
	机会成本				家务活动	
	总收入	工资收入	是否工作	工作时间	是否做家务	做家务时间
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
college	3.479*** (0.902)	1.679*** (0.426)	0.395*** (0.133)	−0.507 (0.316)	−0.272** (0.121)	−0.598*** (0.229)
第一阶段 F 值	30.04 [0.000]	18.08 [0.000]	32.86 [0.000]	26.72 [0.000]	31.58 [0.000]	25.87 [0.000]
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
被解释变量均值	9.657	10.43	0.839	1.256	0.947	1.087
N	1790	1281	2231	1581	2608	2454
Panel B 教育对女性与其配偶的受教育差距和收入差距的影响						
	相对配偶的教育			相对配偶的收入		
	配偶受教育程度	配偶上大学	受教育程度低于配偶	相对收入	收入高于配偶	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
college	2.018*** (0.340)	0.741*** (0.138)	−0.353** (0.134)	2.742** (1.184)	0.341*** (0.111)	
第一阶段 F 值	40.54 [0.000]	40.54 [0.000]	40.54 [0.000]	24.71 [0.000]	24.71 [0.000]	
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	
被解释变量均值	3.323	0.191	0.267	−0.874	0.555	
N	1986	1986	1986	737	737	

4. 教育对配偶特征及女性议价能力的影响

一般而言，生育是夫妻双方共同决策的结果。教育虽然提升了女性的生育成本，降低了女性的生育意愿，但女性的生育决策在多大程度上影响家庭最终的生育决策，还取决于女性在家庭生育决策中的议价能力大小(Doepke and Kindermann, 2019)。如果教育在降低女性生育意愿的同时也提升了女性在家庭决策中的议价能力，那么女性受教育水平的提升对家庭生育决策的影响将更加凸显。所以，教育对女性议价能力的影响也有可能是影响生育率的重要渠道之一。直观上看，女性受教育程度越高，其掌握的经济资源越丰

富，在家庭中的议价能力也越高，但是由于婚姻市场存在正向匹配，女性受教育程度越高，其配偶的受教育程度可能也越高，因此，教育能否提升女性在家庭中的议价能力仍然需要进一步检验。

我们首先估计教育对女性的配偶受教育程度的影响。表5中Panel B的第(1)列和第(2)列表明，接受高等教育女性的配偶受教育程度更高，且其配偶上大学的概率也更大。这些结果证实了婚姻市场中的教育正向匹配现象。为更直观地反映高等教育对女性议价能力的潜在影响，我们进一步考察接受高等教育如何影响女性与其配偶的相对受教育程度。我们预期的结果是接受高等教育让女性比其配偶的受教育程度低的可能性更小。为此，我们定义0—1变量，1表示女性受教育程度低于其配偶受教育程度。表5 Panel B的第(3)列表明，接受高等教育的女性更不太可能比其配偶的受教育程度低。^①因此，如果用相对受教育程度反映夫妻双方的议价能力，估计结果表明，接受高等教育至少在一定程度上改善了女性在家庭决策中的议价能力劣势。表5 Panel B的第(4)列和第(5)列进一步考察了教育对女性与其配偶的相对收入的影响。由于样本中女性的平均收入是男性的0.65倍，所以我们将“相对收入”定义为女性收入除以0.65倍配偶收入的对数值。类似地，“收入高于配偶”定义为女性收入对数是否高于0.65倍其配偶收入的对数。^②第(4)列和第(5)列的估计结果表明，接受高等教育让女性相对其配偶的收入有所上升，虽然接受高等教育并不一定让女性相对其配偶的收入更高，但缩小了女性和其配偶的收入差距。因此，相对于未接受高等教育的女性而言，接受高等教育的女性在家庭决策中的议价能力相对上升了。

(三)稳健性分析

接下来我们从研究设计、样本选择和工具变量选择三个方面对本文主要结果的稳健性进行讨论。

① 另一种反映女性与其配偶的相对受教育程度的方式是女性与其配偶的受教育程度差异的绝对值。一般而言，受教育程度差异的绝对值越小，说明夫妻双方的受教育程度越接近，进而越有可能在家庭决策中有相近的议价能力。不过婚姻市场的正向匹配意味着无论受教育程度高低，人们都倾向于选择和自己受教育程度相近的个体结婚，所以女性的受教育程度虽然有不同，但其与配偶的受教育程度差异可能没有变异。因此，如果用教育匹配或受教育程度差异等指标作为结果变量，被解释变量将没有足够的变异用于识别女性受教育程度的影响。本文在写作过程中也尝试用夫妻双方的受教育程度差异作为被解释变量，但结果并不显著。

② 直接使用女性收入对数减去其配偶收入的对数不影响表5中Panel B的第(4)列的结论。但使用原始收入的对数时只有少数女性的收入高于其配偶收入，导致表5中Panel B的第(5)列的被解释变量变异较小，估计结果不显著。

1. 断点回归设计

为尽可能充分利用高等教育资源在空间和时间维度上的变化,本文采用了 2SLS 估计。而在一些研究高等教育回报率的文献中,学者们使用了断点回归设计。为此,本文参照相关文献做法,以 1981 年 9 月出生为节点,采用模糊断点设计对生育子女数、理想子女数等进行回归。

2. 35—45 岁子样本回归

本文的实证检验主要使用了 25—45 岁女性样本。相对年轻的样本不便于观察完全生育率,因此在生育子女数方程中,相对年轻的样本可能会影响本文的结论。虽然我们已经通过 46—52 岁女性样本证实本文结论是可靠的,但为进一步证实本文结果的稳健性,我们使用 35—45 岁样本进行重新估计。

3. 使用高中及以上学历样本

考虑到低学历和高学历群体之间的不可观测差异有可能干扰本文的结果,我们进一步将样本限定在高中及以上学历样本,仅以高中学历作为对照组重新进行估计。

4. 替换工具变量度量方式

在前面的分析中,我们使用与受访者同年份、同省份出生的个体上大学的比例作为工具变量。由于入学时间、复读和留级等问题,受访者同年出生的个体上大学的比例可能不能很好地反映受访者高考时面临的高等教育资源丰富程度。为此,我们改用受访者同省份出生且出生年份在受访者前后各 1 年(共计 3 年)的个体上大学的比例作为工具变量。

首先,从 college 系数的符号来看,所有估计结果的符号和本文的基本结论均是一致的。其次,从 college 系数的显著性看,除了断点回归设计和高中及以上学历样本中部分方程的系数在 10%—12% 显著性水平上显著外,其余结果均在 5% 的显著性水平上显著。因此,总体而言,本文的基本结论是比较稳健的。

(四)进一步讨论

生育决策并非仅由女性一方决定,男性亦是生育行为的重要关联方(李长安和李艳,2024)。为进一步完善对高等教育与生育行为关系的理解,有必要将研究视角转向男性群体,深入分析高等教育对男性生育的影响,并关注其与女性生育决策之间的交互作用及差异。表 6 中的 Panel A 是高等教育对男性生育子女数的影响。接受高等教育的男性同样倾向于生育更少的子女,但对于已婚男性而言,高等教育对其是否生育子女没有显著影响。这些结论和用女性样本得到的结论基本一致。那么,这是不是说明高等教育对男性生育决策的影响和对女性生育决策的影响相同呢?本质上,生育是一种家庭层面的决策过程,其并非单纯由夫妻双方中的某一方单独决定,而是夫妻双方共

同协商的结果(李长安和李艳, 2024)。接受过高等教育的女性往往会凭借其更出色的文化水平和专业素养在劳动力市场上获得更理想的工作岗位以及更高的薪资待遇(周晓蒙和裴星童, 2022)。前文的结论也证实了这一点, 接受高等教育显著提升了女性的收入水平。生养子女需要付出大量的时间与精力, 而女性一般负担更多家庭照料责任。育儿任务致使女性在职业发展上面临更多阻碍, 包括工作机会减少、职业中断风险增加及薪资收入降低, 即“母职惩罚”(杨菊华, 2019), 所以生育机会成本也更大程度由女性承担。这意味着教育对女性和男性生育意愿的影响可能不同。为此, 我们进一步估计接受高等教育对男性生育意愿和性别偏好的影响。表 6 的 Panel B 说明, 高等教育对男性的理想子女数并没有显著影响, 但接受高等教育的男性更倾向于减少儿子数量。当然, 这并不一定意味着接受高等教育的男性更偏好女儿, Panel B 只是说明接受高等教育的男性与未接受高等教育的男性相比, 对儿子的偏好有所下降。表 6 Panel B 的第(4)列和第(5)列的结果进一步证实了这一点, 接受高等教育的男性更有可能表示对子女的性别无所谓, 但并没有更倾向于生育女儿。

综合表 6 的 Panel A 和 Panel B 的结果可以发现, 高等教育对女性和男性生育意愿的影响并不相同, 接受高等教育显著降低了女性的生育意愿, 但对男性生育意愿的影响不明显。出现这种差异的主要原因是照料子女的责任一般由女性承担。虽然我们的数据无法反映男性和女性在子女照料方面的时间差异, 但从参与家务活动的情况看, 样本中只有 72% 的男性表示在过去一周从事过家务劳动, 而 95% 的女性都在过去一周从事过家务劳动。这在一定程度上说明男性和女性在家庭分工上的差异, 女性更多地承担着照料家庭的责任。因此, 高等教育虽然显著提升了男性的收入,^① 但对男性的生育机会成本影响可能并不大, 从而对男性生育意愿的影响较小。

表 6 高等教育对男性生育的影响的回归结果

Panel A 教育对男性生育子女数的影响					
	全样本		子女数>0	已婚	
	子女数 (1)	是否生育 (2)	子女数 (3)	子女数 (4)	是否生育 (5)
college	-0.578*** (0.172)	-0.147* (0.079)	-0.421** (0.175)	-0.390*** (0.150)	-0.110 (0.106)
N	2143	2143	1692	1769	1769

① 男性工资方程和年收入方程的 2SLS 回归显示高等教育提升了男性的收入水平, 且在 1% 显著水平上显著。

续表

Panel B 教育对男性生育意愿和性别偏好的影响						
	生育意愿			性别偏好		
	理想子女数	理想儿子数	理想女儿数	子女性别 无所谓	一子时偏好 男孩	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
全样本						
college	−0.163 (0.222)	−0.461 * (0.239)	0.007 (0.150)	−0.310*** (0.112)	−0.114 (0.135)	
N	2114	2102	2101	2148	2148	
已婚男性						
college	−0.173 (0.240)	−0.414 * (0.217)	0.041 (0.172)	−0.191 * (0.102)	−0.234 (0.150)	
N	1754	1745	1744	1770	1770	
Panel C 教育对男性与其配偶的受教育差距和收入差距的影响						
	相对配偶的教育				相对配偶的收入	
	配偶受教育 程度	配偶上 大学	受教育 程度差距	受教育程度 低于配偶	相对收入	收入高于 配偶
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
college	3.308*** (0.742)	1.327*** (0.239)	−0.992*** (0.303)	−0.164 (0.158)	−3.391** (1.450)	0.101 (0.251)
N	1435	1435	1433	1433	628	628

那么，为什么接受高等教育的男性生育的子女数也显著下降呢？究其原因有两点。第一，高等教育对男性的婚姻和生育也产生了“禁闭效应”。我们对样本进行分析发现：接受高等教育的男性在 23 岁前结婚的概率显著下降，在 27—29 岁结婚的概率更大；接受高等教育的男性在 25 岁前生育第一胎的可能性也更低。第二，婚姻市场上的正向匹配意味着接受高等教育的男性更有可能选择接受高等教育的女性作为配偶，而接受高等教育的女性生育意愿更低但在家庭决策中的议价能力却有所提升，从而导致整个家庭最终的生育决策表现为减少子女数。表 6 中 Panel C 的第(1)列和第(2)列的结果证实了婚姻市场的正向匹配现象，接受高等教育的男性，其配偶的受教育程度也更高。第(3)列和第(4)列的结果说明接受高等教育的男性与其配偶的受教育水

平差距更小。表6的Panel C的第(5)列传达了与表5的Panel B的第(4)列相似的信息,即接受高等教育的男性与其配偶的收入更加接近。综合表6中Panel C的全部结果,我们认为,接受高等教育的男性虽然并没有显著降低生育意愿,但由于婚姻的正向匹配,以及接受高等教育的女性的生育意愿下降,最终导致接受高等教育的男性生育的子女数减少。这一结论在一定程度上印证了Doepke和Kindermann(2019)的发现。

五、结论与政策启示

本文利用中国劳动力动态调查数据探讨了高等教育对生育行为的影响。为克服教育的内生性,本文将中国劳动力动态调查数据与第五次和第六次全国人口普查数据相结合,用与受访人同年份同省份出生的个体上大学的比例作为受访人是否接受高等教育的工具变量。2SLS分析发现,平均而言,高等教育导致女性生育的子女数减少0.46个。但接受高等教育对女性是否选择生育没有显著影响。换言之,高等教育主要影响了中国女性的生育集约边际,但不影响生育的广延边际。机制研究发现,高等教育抑制女性生育的机制之一是教育的“禁闭效应”,具体表现为,接受高等教育的女性初婚年龄大约推迟了3.3岁,生育第一胎的年龄大约推迟了4.1岁。更重要的是,本文的经验证据表明,“禁闭效应”导致的生育延迟不太可能在后续生活中追赶上来,相反这种延迟会转化为最终的生育率下降。高等教育对女性生育产生负面影响的第二条渠道是高等教育增加了女性生育的机会成本。具体而言,高等教育显著提升了女性的工作机会,增加了女性就业的可能性,提高了女性的年收入和工资收入。机会成本的上升让女性在家庭照料行为上投入的精力更少,如从事家务活动的可能性更小,时间更短。这些结论从不同角度证实了机会成本的增加让女性更不愿意生育,并通过对女性生育意愿的研究进一步支撑了这一结论。接受高等教育的女性期望的子女数减少了0.75个,且期望的儿子数减少幅度和期望的女儿数减少幅度大体相当,说明高等教育对女性的生育性别偏好没有产生显著影响。高等教育抑制女性生育的第三条渠道是高等教育提升了女性在家庭决策中的议价能力。由于女性通常是家庭照料责任的主要承担者,因此,生育的机会成本往往更多地由女性承担。然而,家庭生育决策是夫妻双方共同的决策,如果女性在家庭决策中的议价能力相对较低,即便女性生育成本提升,也未必导致最终的生育率下降。但是,本文的研究表明,高等教育提升了女性相对于其配偶的受教育程度和收入水平,从而让女性在家庭决策中的议价能力相对提升。有意思的是,本文对男性样本的分

析恰好印证了这一点。我们发现，高等教育虽然导致男性的生育子女数减少，但对男性的生育意愿却没有显著影响。

从政策角度看，本文的研究结论对于如何在提升全民教育水平的前提下最小化教育对生育的负面影响有着重要的意义。首先，要提升高教育水平女性的生育意愿，关键在于降低女性的生育成本。一方面，可以通过完善 3 岁以下婴幼儿托育服务、完善劳动市场制度规避性别歧视、完善产假制度等多重手段降低女性的生育成本；另一方面，可以通过生育补贴等方式对女性的生育成本进行适当的补偿。其次，高等教育的“禁闭效应”实则意味着个体在进行生育决策时生理和心理相对来说更加成熟，其往往会综合考虑多方面因素。因此，应从全生命周期视角出发，着力完善生育支持制度体系，增强家庭在生育决策过程中的安全感。

[参考文献]

- 陈卫民、万佳乐、李超伟，2022：《上网为什么会影响个人生育意愿？》，《人口研究》第 3 期。
- 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。
- 刘瑞明、焦豪、石阳、毛宇，2021：《高校招生均等化政策改革与生源质量提升》，《经济研究》第 7 期。
- 卿石松，2022：《生育意愿的代际传递：父母观念和行为的影响》，《中国人口科学》第 5 期。
- 邱磊菊、冯宜强、史宇鹏、孙宝文，2022：《互联网使用会影响居民生育意愿吗？》，《人口研究》第 3 期。
- 王小洁、聂文洁、刘鹏程，2021：《互联网使用与个体生育意愿——基于信息成本和家庭代际视角的分析》，《财经研究》第 10 期。
- 杨菊华，2019：《“性别—母职双重赋税”与劳动力市场参与的性别差异》，《人口研究》第 1 期。
- 於嘉、周扬、谢宇，2021：《中国居民理想子女数量的宏观影响因素》，《人口研究》第 6 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。
- Aaronson, D., F. Lange and B. Mazumder, 2014, “Fertility Transitions along the Extensive and Intensive Margins”, *American Economic Review*, 104(11): 3701—3724.
- Black, S., P. Devereux and K. 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(6): 1025—1054.

- Bloom, D. , D. Canning, G. Fink and J. Finlay, 2010, “The Cost of Low Fertility Rate in Europe”, *European Journal of Population*, 26(2): 141—158.
- Buyinza, F. and E. Hisali, 2014, “Microeffects of Women’s Education on Contraceptive Use and Fertility: The Case of Uganda”, *Journal of International Development*, 26(6): 763—778.
- 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, S. , 2022, “The Positive Effect of Women’s Education on Fertility in Low-Fertility China”, *European Journal of Population*, 38(1): 125—161.
- Chicoine, L. , 2021, “Free Primary Education, Fertility, and Women’s access to the Labor Market: Evidence from Ethiopia”, *World Bank Economic Review*, 35(2): 480—498.
- 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, 2020, “Does Education Reduce Teen Fertility? Evidence from Compulsory Schooling Laws”, *Journal of Health Economics*, 69: 102268.
- DeCicca, P. and H. Krashinsky, 2022, “The Effect of Education on Overall Fertility”, *Journal of Population Economics*, 36(1): 471—503.
- Doepke, M. and F. Kindermann, 2019, “Bargaining over Babies: Theory, Evidence, and Policy Implications”, *American Economic Review*, 109(9): 3264—3306.
- Fort, M. , N. Schneeweis and R. Winter-Ebmer, 2016, “Is Education Always Reducing Fertility? Evidence from Compulsory Schooling Reforms”, *The Economic Journal*, 126(6): 1823—1855.
- Gebre, T. , 2020, “Free Primary Education, Timing of Fertility, and Total Fertility”, *World Bank Economic Review*, 34(3): 730—748.
- Godefroy, R. and J. Lewis, 2018, “Does Male Education Affect Fertility? Evidence from Mali”, *Economics Letters*, 172: 118—122.
- James, J. and S. Vujic, 2019, “From High School to the High Chair: Education and Fertility Timing”, *Economics of Education Review*, 69: 1—24.
- Kamhofer, D. and M. Westphal, 2019, “Fertility Effects of College Education: Evidence from the German Educational Expansion”, *DICE Discussion Paper*, No. 316.
- Keats, A. , 2018, “Women’s Schooling, Fertility, and Child Health Outcomes: Evidence from Uganda’s Free Primary Education Program”, *Journal of Development Economics*, 135: 142—159.
- Kirdar, M. , M. Dayioglu and I. Koc, 2018, “The Effects of Compulsory-Schooling Laws on Teenage Marriage and Births in Turkey”, *Journal of Human Capital*, 12(4): 640—668.
- Kountouris, Y. , 2020, “Higher Education and Fertility: Evidence from Reforms in Greece”, *Economics of Education Review*, 79: 102059.

- Liang, Y. and S. Yu, 2022, “Does Education Help Combat Early Marriage? The Effect of Compulsory Schooling Laws in China”, *Applied Economics*, 54(55): 6361—6379.
- Monstad, K., C. Propper and K. Salvanes, 2008, “Education and Fertility: Evidence from a Natural Experiment”, *Scandinavian Journal of Economics*, 110(4): 827—852.
- Osli, U. and B. Long, 2008, “Does Female Schooling Reduce Fertility? Evidence from Nigeria”, *Journal of Development Economics*, 87(1): 57—75.
- Skirbekk, V., 2008, “Fertility Trends by Social Status”, *Demographic Research*, 18: 145—180.
- 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(3): 969—990.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2020, *World Fertility and Family Planning 2020: Highlights*, New York: United Nations.

The Effect of Higher Education on Fertility:

Micro Evidence and Mechanism

JIANG Qiu-chuan^{1,2}, HAO Shu-ying¹

(1. School of Business, Zhengzhou University;

2. Innovation Center for Discipline Construction of Public Administration, Zhengzhou University)

Abstract: Low fertility rate is one of the new changes in China’s population development. This paper studies the impact of higher education on fertility using data from China’s labor force dynamic survey. In order to solve the endogeneity of education, this paper constructs instrumental variables by using the micro-data of two population censuses. The results showed that: (1) higher education reduced the number of children born to women by an average of 0.46, but higher education had no significant effect on the extensive margin of female fertility; (2) higher education significantly reduced women’s desire to have children; The average number of children expected by women with higher education decreased by 0.7, but it did not significantly affect women’s gender preference for children; (3) mechanism analysis shows that, the mechanism of higher education inhibiting female fertility includes three aspects: “incarceration effect”, opportunity cost and bargaining power; (4) higher education has no significant effect on male fertility desire. The conclusion of this paper means that we can reduce the cost of female fertility and improve the fertility support system to deal with the current low fertility rate.

Key words: low fertility; higher education; fertility desire

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 胡咏梅)