

受教育程度、收入阶层与生育意愿研究

李长安, 杨智姣, 范小海

[摘要]文章基于2015年和2017年中国综合社会调查数据,使用工具变量法实证检验在不同收入阶层中受教育程度对生育意愿的影响程度和作用机制。实证结果表明,受教育程度对生育意愿的影响在不同收入阶层中呈现差异性,在低收入阶层和中等收入阶层中,受教育程度的增加会降低生育意愿,对生育意愿具有抑制效应,但在高收入阶层中没有呈现显著影响,稳健性检验进一步支持上述结论。从“教育—成本”“教育—文化”和“教育—阶层”三方面考察教育对不同收入阶层作用机制的差异,结果显示,在不同收入阶层中,受教育程度对生育意愿产生影响的机制不同。对中等收入阶层而言,受教育程度的提高对生育意愿的抑制作用受到“教育—成本”“教育—文化”和“教育—阶层”三方面的共同影响;而在低收入阶层中,受教育程度的提高对生育意愿的抑制作用主要是“教育—文化”机制在发挥作用。因此在政策制定时,应重点关注中低收入阶层群体的生育意愿,防止陷入低生育率陷阱。

[关键词]受教育程度;收入阶层;生育意愿;工具变量法

一、引言

人口资源是经济可持续发展的根本性资源,与我国经济发展、社会稳定和人民生活息息相关。改革开放以来,中国总和生育率一直维持在1.7以下,显著低于2.1的生育“更替水平”,2020年第七次全国人口普查数据与2010年第六次人口普查数据相比,我国户均人口减少0.48,这意味着我国居民生育意愿下降,人口红利的优势正逐渐消失。2021年《关于优化生育政策

[收稿日期]2022-04-25

[基金项目]国家社会科学基金重大项目“实现更加充分、更高质量就业研究”(22ZDA094)、对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金资助(20YQ05)。

[作者简介]李长安,对外经济贸易大学政府管理学院,电子邮箱地址:licangan@sohu.com;杨智姣,对外经济贸易大学政府管理学院,电子邮箱地址:3965468708@qq.com;范小海,中国人民大学财政金融学院,电子邮箱地址:1070120908@qq.com。

促进人口长期均衡发展的决定》发布，正式实施三孩生育政策，说明人口问题是我国社会亟待解决的重要难题。从宏观层面上说，当前我国正处于生育转型和社会变化相对较快的时期，生育率已经由政策性低生育转向内生性低生育阶段(穆光宗，2021)，生育率的下降更多地取决于外部社会环境和社会经济结构因素的变化。从微观层面上说，与其他的微观家庭经济行为相同，生育作为一个家庭基于利益权衡的经济决策，会受到所处的收入水平和社会阶层的影响。随着“三孩”政策的出台及包容性生育支持体系构建需求的提出，生育政策的调整在为人们带来更多生育选择空间的同时，被压抑的生育率的阶层差异也可能得到释放。因此，收入阶层视角下生育意愿的影响因素研究显得十分必要。

在影响生育意愿的因素中，受教育程度作为一种可积累的人力资本，一直受到关注。过去十几年间，我国人口的受教育程度得到较大提升。“七普”数据显示，2020年劳动年龄人口平均受教育年限为10.8年，与2010年“六普”相比，每10万人中拥有大学文化程度的由8930人上升为15467人；拥有高中文化程度的由14032人上升为15088人；拥有初中文化程度的由38788人下降为34507人；拥有小学文化程度的由26779人下降为24767人。收入阶层在教育作用于生育率过程中扮演着怎样的角色，三者间存在怎样的逻辑关系，是值得我们关注的问题。研究收入阶层视角下教育对生育意愿的影响，可以在客观上作为分析教育对生育意愿影响的一种补充，有助于丰富生育意愿及其影响机制相关研究的解释框架，增强社会分层流动理论的解释力，同时帮助我们更好地理解低生育率背后更深层次的原因，增进对低生育陷阱自我强化机制的探讨，为生育服务政策的制定与完善提供参考。

本文使用2015年和2017年中国综合社会调查数据(CGSS)，旨在回答以下问题：一是各收入阶层中受教育程度对生育意愿的影响是否呈现差异？二是受教育程度与生育意愿之间的作用机制是否因所处收入阶层的不同具有差异化路径？据此，本文结合生育相关理论，使用两阶段最小二乘模型回归实证检验在不同收入阶层中受教育程度对生育意愿是否存在差异，并验证西方关于生育意愿和经济社会地位变迁的理论假说在中国的适用性，以便系统厘清在中国社会结构变化背景下影响生育行为和生育水平变化的决定因素及其传导机制。

现有文献在分析受教育程度对生育意愿的影响时，多将收入作为控制变量纳入生育意愿的影响因素进行分析，较少涉及不同收入阶层的受教育程度对生育意愿的影响，更没有关注两者之间的作用机制在不同收入阶层中的差

异,从而为我们的研究提供了拓展空间。与现有文献相比,本文可能存在的创新点主要体现在以下方面:(1)在研究内容上,现有文献关于受教育水平与生育意愿之间内在机制的理论探讨和实证检验多集中于“教育—成本”与“教育—文化”两方面,其背后对应的是在微观个体特征层面对生育行为的成本效益和生育价值观的探讨,但对“教育—阶层”这一作用机制的理论分析和实证检验较为少见,这也反映出从宏观社会结构变动及社会阶层差异视角洞悉生育行为的研究不足。(2)在研究方法上,现有研究较少关注内生性对受教育程度和生育意愿之间的影响,导致实证结果会有向上或向下的偏误,因此本文使用工具变量法来控制内生性对实证结果的影响,能够有效地克服估计偏差,更好地分析两者之间的因果关系。

二、文献回顾与理论机制

(一)文献回顾

关于受教育程度与生育率。教育作为人力资本的重要组成部分,一直受到学界的广泛关注,但目前对受教育程度与居民生育意愿之间的关系还没有统一的定论。不少学者认为受教育程度的提高致使生育意愿下降(Liu, Daphne H., 2020),女性受教育水平会通过提高劳动收入、增强个人事业发展偏好和推迟初婚年龄进而对生育意愿具有显著的抑制作用(王一帆等, 2021)。Sohn H. (2019)利用1993年启动的韩国高等教育改革进行实验设计,发现拥有大学学位会降低23个百分点的分娩可能性和1.3个百分点的分娩总数。受过教育的女性会对时间的数量—质量和机会成本进行权衡,更倾向通过现代避孕措施控制家庭规模,从而导致总生育率下降(Sheikh, Q. A., 2017)。也有学者持有相反的观点,认为受教育程度对生育意愿具有显著正向影响(张樨樨等, 2020),原因在于教育提高了夫妻的工作收入,放松了家庭的预算约束,生育孩子数量因而不会下降,教育程度与生育率之间并非呈现负相关关系(Fort, M., 2016)。还有研究表明教育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, 2016)。在父母受教育水平和能力提高的初期,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,在学历和能力的最高阶段,生育数量又会再出现上升趋势,受教育程度与生育意愿之间呈现倒U形关系(Vogl, T. S., 2016)。

关于收入阶层与生育率。不少学者认为收入和社会经济地位同生育意愿均呈负相关关系(Bollen, K., 2007)。Bijlsma M. J. (2020)通过研究1970年

在英国出生的一组女性样本发现,社会经济地位在决定生育率方面起着重要作用,同伴关系地位和就业地位会间接导致无子女人数大幅增加。Dribe, M. (2017)使用欧洲和北美五个当地人口的纵向微观数据,研究结果支持上层人群会先于其他群体降低生育率的观点。部分学者认为家庭收入对育龄人群二孩生育意愿具有显著正向影响,经济条件越好,生育意愿越强烈。陈蓉(2014)以上海为例,采用横断历史元分析法,整合1981年以来三十年间围绕上海进行的居民生育意愿调查数据,发现高收入群体生育意愿相对较强。Schneider, D. (2015)通过研究美国家庭结构中的阶层分化发现,社会经济地位较低的妇女在经济条件较差的情况下确实不太可能结婚,显著降低了她们的生育率。但也有学者认为收入与生育意愿呈非线性关系。生育率与家庭收入并不总是呈反向关系,而是收入到了一定水平以后,生育率水平又会随之上升,即“收入—生育率”曲线基本呈扁平U形曲线形态,中等收入群体是生育率最低的人群(李子联,2016),阶层向上流动会增加生育意愿(徐巧玲,2019)。

综上所述,现有文献关于受教育程度与生育意愿、收入阶层与生育意愿两两之间作用关系的研究已较为丰富,但就受教育程度究竟是通过何种方式对生育意愿产生影响还没有统一的结论。因此探究不同收入阶层受教育程度对生育意愿的差异和作用机制,对于我们实现人口转型,释放教育红利具有重要意义。

(二)理论机制分析

首先,基于经济学视角。生育是理性经济人的一种决策行为,孩子是以家庭为单位决定是否“购买”的一种商品,势必要受到经济学中成本收益的衡量,收入阶层生育行为差异性的背后反映的经济学理论是对孩子价值的评估差异。孩子作为一种“正常消费品”,其成本主要体现在养育成本和机会成本两方面。就养育成本而言,家庭收入提高能够放宽家庭预算约束,降低家庭风险预期,收入效应能够激励生育,增加孩子数量。但贝克尔的数量—质量替代模型认为,随着“预算限制”的扩张,人们想要更多数量孩子的同时,对孩子的质量要求也更高了,这种替代效应会提高每个孩子的“价格”,即养育成本,从而抑制生育意愿,减少生育行为。生育率与家庭收入的关系取决于收入效应和替代效应中哪种效应占主导作用,当收入效应大于替代效应时,生育率会随着家庭收入的增加而提高。当收入效应小于替代效应时,生育率会随着家庭收入的增加而下降(王天宇等,2015)。因此养育成本对不同收入阶层起的作用不尽相同,养育成本约束的仅仅是经济地位较低的群体,而无法适用于富裕群体,富裕群体从孩子的经济和实用价值转移到心理和情感价

值方面,孩子的质量—数量替代关系在收入最顶层的富裕阶层不成立(张新洁,2017)。另一种成本为机会成本,受教育程度的增加提高了个人工作参与率,根据收入—闲暇替代理论,当收入增加时,闲暇的机会成本变高,生育的经济成本和时间成本可能会降低居民生育意愿。这种收入—闲暇替代关系会在不同收入阶层呈现差异性,按经济学的逻辑解释为,高收入阶层意味着个人单位时间的影子价格高,生养孩子属于时间密集型活动,机会成本的增加会降低孩子带来的效用预期,因此会选择少生孩子。而低收入阶层闲暇的机会成本相对较低,生育数量相对较高(郭凯明等,2017)。

其次,基于社会学视角。法国社会学家和人口学家阿森·杜蒙特(Arsene Dumont)的“社会毛细管”理论认为,阶层流动会影响生育率,社会中个体具有不断向上发展的需求与渴望,因而会牺牲生育机会将其资源更多地用于地位提升,出生率的下降是“社会毛细管”效应的体现。受教育程度的提高在增加收入的同时,也是居民实现阶层流动最重要的人力资本,与受教育程度较低的群体相比,受教育程度越高的群体越有动机为维护现有收入阶层或实现阶层的向上跨越,从而进行地位消费,即消费者为了表征、维护和提高自己的社会地位而消费地位商品,并以此向自己或周围的重要他人宣示自己所属或所向往的社会阶层的行为(Leibenstein, H., 1974)。这导致花在地位消费上的支出增长速度超过收入增长速度,地位消费对生育的挤压不但没有随收入增长而减轻,反而可能会越来越重,从而产生低生育率的自我强化机制,形成低生育率陷阱(陈卫民等,2021)。但地位消费对不同收入阶层的影响可能存在差异,如果个人的实际经济状况好于所认同的阶层的平均水平,地位商品消费的压力较小;反之,则压力较大,为了优先满足地位商品消费,只能压缩甚至放弃其他方面的支出,包括生育,进而抑制了生育意愿。

最后,基于生育文化视角。除了社会结构、经济因素以外,内嵌于生育政策背后的生育文化和价值规范也是导致中国陷入低生育陷阱的重要因素。而生育价值观的转变与受教育水平息息相关,教育会通过多种路径塑造生育意愿。一方面女性通过缩小在工作领域和教育领域与男性的机会不平等会改善性别之间的不对称性(Okun, B. S., 2019)。与受教育程度较低的女性相比,受教育程度较高的女性的劳动参与率提高,这种经济能力的增加往往转化为家庭中讨价还价能力的提升,从而改变了女性的经济地位和家庭地位,女性在家庭性别分工中追求两性平等,更注重个人价值实现,使得女性在更广泛地参与社会生活的过程中推迟个体结婚时间并降低生育意愿。另一方面,随着居民受教育程度的提高和社会保障体系的逐渐完善,人们的生育观念和养老观念正逐步发生改变,“养儿防老”“多子多福”和“母以子贵”等传统生育

文化正在逐渐减弱,女性也不再被视为传宗接代的工具,低生育率就是女性在感知这种文化差异以及面临家庭与工作冲突的一种反映。

三、数据说明和模型构建

(一)模型设定

在回归分析中,受教育水平对居民生育意愿的影响可能存在反向因果和遗漏变量等内生性问题。首先是反向因果问题,一方面具有更强生育意愿的个体由于要承担更多的生育成本,因此可能会选择增加受教育程度从而放宽收入约束;另一方面有更低生育意愿的个体虽然没有生育成本的经济压力,但要承担传统的世俗观念和未来保障的压力,因此也可能会选择提高人力资本,降低预期风险,这取决于受教育程度对生育意愿的作用方向。其次是遗漏变量问题,比如居民的性别偏好、个人能力等,这些因素同时影响人力资本和生育意愿,遗漏上述变量会导致估计结果的向上或向下偏误。为了解决模型中可能存在的内生性问题,本文参考Huang(2015)和张晓敏等(2022)的做法,围绕《义务教育法》的实施这一外生冲击,构造教育的工具变量进行两阶段估计。根据我国不同省区市实施《义务教育法》的具体时间,以及对应的受到《义务教育法》影响的第一批人的出生时间,构造义务教育影响程度指标。具体构造方式为:由于各省实施《义务教育法》的具体时间存在差异,因此根据各省的不同实施时间,将居民受到《义务教育法》的影响程度定义为0—1间的连续变量。即如果个体在《义务教育法》实施时小于6岁,则被视为受到《义务教育法》的完全影响,记为1;如果个体在《义务教育法》实施时大于15岁,则被视为不会受到《义务教育法》影响,记为0。如果某人在《义务教育法》实施时处于6~15岁,则视为部分受到《义务教育法》的影响,取值在(0,1)间,表达式为(出生年份—《义务教育法》实施年份+15)/10。因此,《义务教育法》的实施在此可被视为一项外部冲击,从而有效避免模型内生性。

由于生育变量是连续变量,因此本文使用两阶段最小二乘模型进行实证回归分析,模型设定为:

$$Eduyear_i = \alpha_0 + \alpha_1 IV + \alpha_2 \sum X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

$$Children_i = \gamma_0 + \gamma_1 Eduyear_i + \gamma_2 lninc_i + \gamma_3 lninc_{i+}^2 + \gamma_4 \sum X_i + \mu_i \quad (2)$$

式(1)为工具变量对个人受教育程度变量第一阶段的估计方程,式(2)是个人受教育程度对生育意愿变量第二阶段的估计方程。其中, γ_1 表示受教育程度对居民生育意愿的作用程度, $\gamma_1 > 0$ 表示受教育程度对居民生育意愿具

有促进作用,即受教育程度越高,生育意愿越强烈, γ_1 越大说明受教育程度的促进效应越大。反之, $\gamma_1 < 0$ 表示受教育程度对居民生育意愿具有抑制作用, γ_1 绝对值越大说明受教育程度的抑制效应越大。 $Children_i$ 表示个体*i*的生育意愿, $Eduyear_i$ 表示个体*i*的受教育水平。 IV 是模型的工具变量,即义务教育影响程度。根据2022年《中国统计年鉴》数据,小学升学率从1986年的69.5%上升到1995年的90.8%,2000年以后超过了95%,到2020年达到99.5%,说明《义务教育法》的实施有效提升了居民受教育程度,但对个人生育意愿而言属于外生变量,因此具有较好的外生性。

式(2)中 $1ninc$ 和 $1ninc^2$ 分别为居民收入和收入的平方项,当回归结果得到收入对生育的影响系数 γ_2 为负,而 $1ninc^2$ 系数 γ_3 为正时,表示收入对于生育意愿的影响出现U型相关。本文出于对数据特征的考虑,使用了平方项和分组回归来研究教育的非线性作用问题,从而进一步探究组间的生育意愿差异。

$\sum X_i$ 属于影响生育意愿的一系列控制变量。 ε_i 、 μ_i 为随机误差项。此外,本文还控制个体身份差异。

(二)数据来源

本文使用2015年和2017年中国综合社会调查数据(CGSS)混合截面数据^①,涉及全国28个省份23552个样本数,具有较强的代表性。通过删除数据缺失和存在异常值的样本,最终共得到样本10360个。

本文的被解释变量为居民的生育意愿,中国综合社会调查数据询问了受访者的生育意愿:“如果没有政策限制的话,您希望有几个孩子?”通过对样本进行99%分位的缩尾处理,剔除异常值后,生育意愿为0~4的连续变量。本文的核心解释变量为个人的受教育年限,受教育年限按小学为6年、初中为9年、高中/中专/技校为12年、大专为15年、大学本科为16年、硕士为19年进行赋值。控制变量包括个人特征和家庭特征。个人特征变量中年龄按调查年份减出生年份计算得出;男性赋值为1,女性为0;年收入按惯例取对数,家庭特征变量中已有孩子、有房产、有社保、已婚赋值为1,反之赋值为0;兄弟姐妹数量按拥有的数量总和计数。生育观念根据问卷中“女性是否应以家庭为重”这一问题进行衡量,分为1~5五个等级,数值越大表示越同意该观点。教育成本为家庭中的教育消费总额,地位消费由文化休闲娱乐支出和消费品支出加总得来,教育成本和地位消费均取对数处理。表1为相关

^① 鉴于后续作用机制分析中的主要变量养育成本、地位消费仅CGSS2015和CGSS2017包含,故主要使用CGSS2015和CGSS2017数据进行分析

变量的描述性统计。

为研究生育意愿的阶层差异，我们对总样本进行分组处理。本文借鉴李培林和张翼(2008)的做法，选择样本的平均年收入作为参照基准，把高于平均收入2.5倍及以上的收入群体定义为“高收入者”；把低于平均收入线50%及以下的(这个标准在发达国家通常被定义为相对贫困)定义为“低收入者”；把低收入的上限到平均收入2.5倍的人群定义为“中等收入层”。按此划分标准对样本数据进行阶层划分，其中处于低收入阶层的有4055，中等收入阶层5656，高收入阶层649，占比分别为39.14%、54.59%、6.26%，中等收入阶层占比较大。表1显示了各个变量在不同收入阶层之间的统计差异。

表1 描述性统计(N=10360)

变量	均值	标准差	低	中	高
被解释变量					
生育意愿	1.838	0.667	1.882	1.804	1.866
核心解释变量					
受教育年限	11.04	3.85	9.313	11.866	14.622
个人特征变量					
性别	0.502	0.5	0.399	0.553	0.704
年龄	41.028	11.133	42.045	40.541	38.917
年龄的平方	1807.227	910.735	1902.055	1763.302	1597.37
是否有工作	0.871	0.335	0.794	0.915	0.963
年收入(万元)	9.263	3.348	6.74	10.724	12.296
年收入的平方	97.018	38.96	62.935	115.193	151.623
家庭特征变量					
是否有孩子	0.823	0.382	0.864	0.802	0.746
是否有房产	0.902	0.297	0.896	0.906	0.914
兄弟姐妹数量	1.115	1.141	1.212	1.074	0.859
婚姻状况	0.803	0.398	0.806	0.804	0.777
是否有社保	0.94	0.238	0.921	0.951	0.957
生育观念	3.074	1.262	3.261	2.964	2.864
教育成本(万元)	7.645	3.073	7.597	7.634	8.06
地位消费(万元)	2.550	3.881	2.323	2.649	3.115

四、实证分析

(一) 基准回归模型

表2的估计结果显示,受教育程度对居民生育意愿呈现显著负影响,即说明随着受教育年限的增加,受教育程度对居民生育意愿具有抑制作用,且估计系数在1%的水平上显著。对比OLS和2SLS的回归结果可知,在使用工具变量进行回归后(模型4至模型6),受教育程度对居民生育意愿的抑制程度大幅上升,且均在1%的水平上显著,这表明忽略模型的内生性有可能导致受教育程度对生育意愿估计结果的向下偏误,从而低估受教育程度的影响。工具变量实证分析的关键是保证工具变量的有效性。本文就2SLS回归结果做了如下检验。(1)内生性检验。从表2中模型(4)~(6)的回归结果来看,2SLS回归给出的内生性检验的P值拒绝了不存在内生性的原假设,表明模型确实存在内生性问题。(2)弱工具变量检验。工具变量回归第一阶段的结果显示,工具变量均与居民受教育水平高度相关,且表2中模型(4)~(6)的第一阶段回归的F值均显著大于10,表明不存在弱工具变量问题。这说明“义务教育影响程度”是一个满足条件的工具变量,内生性得到较好控制。

表2中回归结果显示,受教育程度的增加能显著降低居民生育意愿。各控制变量对收入的影响是:收入对生育意愿的影响为负,说明收入的增加会降低人们的生育意愿,此时生育的替代效应占主导。但收入的平方对生育意愿的却呈现相反方向的影响,说明当收入持续上升,增加到一个比较高的水平时,生育成本约束得到放松,此时生育的收入效应占主导,生育意愿得以释放,即收入对生育意愿的影响呈正U型。此外,性别对生育意愿呈现显著影响,男性的生育意愿强于女性。女性是生育意愿与生育行为决定的最直接承担者,比男性要付出更多的时间和机会成本;男性作为生育决策的优势方,生育孩子这一行为对男性而言收益大于成本。从理性人的角度出发,男性有较强的生育意愿。已婚会增加生育意愿。拥有房产对生育意愿具有显著正向影响,住房成本会提高均衡路径下生育子女的影子价格,进而降低生育意愿。现代社会中房产在某种程度上是个人能力和社会资本的体现,当个人能力越强,社会资本越多时,相应的在生育行为中受到的收入约束较小,从而影响生育意愿。兄弟姐妹数量越多,生育意愿越强。可以看出,生育意愿会受到个人特征、家庭特征和地区特征等多种因素的共同影响。

表 2 基准模型回归

变量	Ols				2sls	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
受教育年限	-0.0164*** (0.0017)	-0.0190*** (0.0019)	-0.0147*** (0.0021)	-0.0351*** (0.0056)	-0.0423*** (0.0077)	-0.1201*** (0.0354)
收入		-0.0277** (0.0090)	-0.0227* (0.0092)		-0.3801*** (0.0846)	-0.5139*** (0.1133)
收入的平方		0.0026** (0.0008)	0.0020* (0.0008)		0.0213*** (0.0044)	-0.5139*** (0.1133)
性别			0.0539*** (0.0134)			0.0331*** (0.0074)
年龄			-0.0074 (0.0055)			0.0445* (0.0185)
年龄的平方			0.0001 (0.0001)			-0.0338** (0.0105)
婚姻状况			0.0640** (0.0237)			0.0003** (0.0001)
是否有工作			-0.0089 (0.0222)			0.0273 (0.0287)
是否有孩子			0.1217*** (0.0287)			0.0041 (0.0537)
是否有房产			0.0624** (0.0232)			0.0983*** (0.0296)
兄弟姐妹数量			0.0189** (0.0065)			0.0815* (0.0322)
是否有社保			-0.0002 (0.0302)			0.0095 (0.0077)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	1.8850*** (0.0235)	1.9153*** (0.0301)	1.7621*** (0.1111)	2.2441*** (0.0692)	3.9382*** (0.4280)	5.4095*** (0.7968)
N	10360	10360	10359	10360	10360	10359
adj. R ²	0.025	0.026	0.036	0.117	0.2733	0.3286
Wald chi ²				42.16	52.73	138.96

续表

变量	Ols			2sls		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
内生性检验的 P 值				0.0016	0.0009	0.0007
第一阶段 IV				2.5884*** (0.0768)	2.0051*** (0.0768)	1.2171*** (0.1864)
第一阶段 F 值				712.15	928.04	386.04

注：各列括号内为回归系数对应聚类后的稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

(二) 生育意愿的阶层差异

从表 2 中的回归结果可知，收入对生育意愿的影响并不是单一的线性关系，而是随着收入的逐渐提高，生育意愿呈现先降低后上升的正 U 型变化。图 1 显示了不同收入阶层的生育意愿。从中可以看出各收入阶层都具有生育意愿，不想要孩子的比例在各阶层中仅有 2% 左右，说明在我国家庭结构中，孩子是一项正常商品，甚至是必需品。但我国平均生育意愿较低，在收入阶层中呈现两头高、中间低的变化趋势，中等收入阶层的平均生育意愿最低。不同收入阶层的生育意愿数量出现较大分化，在各收入阶层中生育二孩的意愿还是比较强烈的，所占比例均在 60% 以上，但生育三孩及以上的意愿均呈现大比例下降。高收入阶层具有三孩的生育意愿占比最多，中等收入阶层

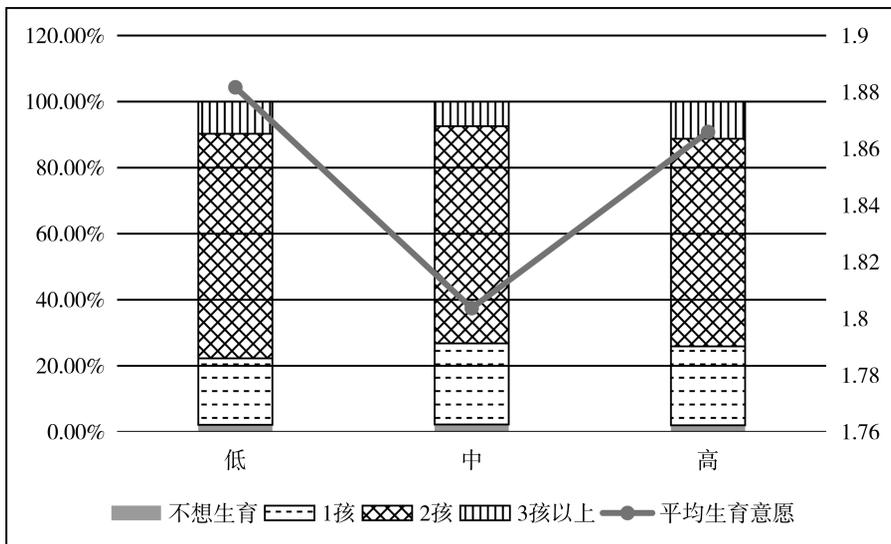


图 1 不同受教育程度的生育意愿

三孩生育意愿最弱。值得注意的是，中等收入阶层对一孩的生育意愿最强烈，这说明中等收入阶层并不是不想要孩子，而是比起孩子的数量，更注重孩子的质量，或者说中等收入阶层的生育意愿受到更多约束，生育意愿难以释放。

将低收入阶层、中等收入阶层和高收入阶层样本进行回归对照分析，对比各阶层下受教育程度对生育意愿的影响差异。考虑到样本中高收入阶层中高学历人群占比较高，低收入阶层中高学历人群占比较低，分组回归将造成偏误，因此我们引入收入的平方项对高收入阶层较多的北上广地区样本进行回归，以弥补阶层分组中高收入阶层较少的样本偏差问题。估计结果如表 3 所示。

表 3 受教育程度差异对生育影响的阶层差异分析

	收入阶层划分			北上广地区
	低	中	高	
受教育年限	-0.0988*	-0.0994***	-0.1190	-0.4724
	(0.0448)	(0.0277)	(0.0699)	(0.3598)
收入	0.0306	0.1973**	0.2730**	-2.2183
	(0.0353)	(0.0610)	(0.0970)	(1.4704)
收入的平方				0.1351
				(0.0857)
性别	0.0730*	0.0320	0.0481	-0.0232
	(0.0296)	(0.0261)	(0.0714)	(0.1116)
年龄	-2.2951	-0.0190	-0.0259	-0.0765
	(1.3133)	(0.0097)	(0.0316)	(0.0708)
年龄的平方	0.0270	0.0001	0.0002	0.0005
	(0.0155)	(0.0001)	(0.0004)	(0.0006)
婚姻状况	0.0105	0.0617	0.1086	0.2077
	(0.0509)	(0.0346)	(0.1075)	(0.1738)
是否有工作	0.0037	0.0182	0.2744	0.2605
	(0.0412)	(0.0395)	(0.1709)	(0.2867)
是否有孩子	-0.0657	0.0382	-0.0989	-0.1113
	(0.1228)	(0.0522)	(0.1419)	(0.2726)
是否有房产	0.1087*	0.0859*	-0.0505	0.6157
	(0.0458)	(0.0368)	(0.1274)	(0.6272)

续表

	收入阶层划分			北上广地区
	低	中	高	
兄弟姐妹数量	0.0612 (0.0461)	0.0656* (0.0258)	0.0605 (0.0535)	0.0389 (0.0574)
是否有社保	-0.0064 (0.0121)	0.0206* (0.0096)	0.0182 (0.0326)	0.1304 (0.1117)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	50.9991 (27.8181)	1.0356** (0.3383)	0.5365 (1.1991)	16.8571 (10.2471)
N	4055	5656	649	652
adj. R^2	0.1738	0.2199	0.1733	0.3886
Wald χ^2	61.20	102.40	25.68	6.02
内生性检验的 P 值	0.0417	0.0004	0.0704	0.0061
第一阶段 IV	2.3813*** (0.4600)	1.9075*** (0.2379)	2.5895*** (0.6885)	0.7947*** (0.6072)
第一阶段 F 值	46.10	153.04	11.55	50.98

注：各列括号内为回归系数对应聚类后的稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

表 3 中回归结果显示，受教育程度在不同收入阶层中对生育意愿的影响呈现差异，在低收入阶层和中等收入阶层中，受教育程度的提升对生育意愿有抑制作用，在高收入阶层并未发现相同效应。各控制变量对各收入阶层也具有差异性，在低收入阶层和中等收入阶层中，拥有房产对生育意愿具有显著正向影响，居民拥有房产将会提高低收入阶层生育意愿，因为住房成本直接影响居民预算约束，会提高均衡路径下生育子女的影子价格(易君健等，2008)，拥有房产将会在一定程度上放松低收入阶层预算约束，降低生育成本。在面对不确定事件时，穷人、富人具有不同的应对态度，穷人比富人更厌恶风险(Yesuf, M., 2009)，因此在中低收入阶层更有可能用房产来降低生育的未知风险。在低收入阶层和中等收入阶层中，性别对中等收入阶层生育意愿具有显著性影响，男性生育意愿显著高于女性，这也反映出女性的生育困境，教育年限的提升使女性工作参与率提高，获得了与男性同台竞技的机会，但因为对孩子的生育、抚养阶段，母亲要付出更多的时间和精力，女性在生养孩子期间的“职业空窗期”造成了职业中断，导致女性的人力资本贬

值、职业上升通道受阻以及经济地位下降等，最终形成女性就业歧视，女性在劳动力市场、育儿安排和工作一家庭方面的不相容会降低家庭的最终生育水平(计迎春等，2018)。基于性别平等视角的社会性规制缺失使得女性陷入就业和生育选择的两难境地，从而影响其生育意愿，这也间接验证了劳动力市场“生育税”的存在。从对北上广地区的回归结果来看，收入的平方项系数为正，说明收入对于生育的影响呈现U型关系趋势，即生育意愿确实存在阶层差异。受教育程度的提高对生育意愿无显著影响，进一步印证了受教育程度对高收入阶层生育意愿不存在抑制效应的结论。

(三) 稳健性检验

本文通过寻找其他工具变量和重新划分阶层两方面进行稳健性检验。首先，更换工具变量。在前文中，本文通过构造义务教育影响程度这一指标作为工具变量，来衡量受教育程度对不同阶层生育意愿的影响，义务教育影响程度这一工具变量实质上是假设了受教育水平与受义务教育法影响的时间长度呈线性关系，因此，我们参考李青原(2022)的做法，将工具变量改为“是否受到《义务教育法》影响”的二元变量，若个体受到《义务教育法》的影响，则取值为1，否则取值为0，重新估计不同收入阶层下的生育意愿变化。其次，重新定义阶层划分。由于文中高收入和低收入样本相较于中等收入较少，因此将全样本平均分为三组，分别定义为高、中、低收入群体。实证结果如表4所示。估计结果显示，无论是更换工具变量还是重新定义阶层划分，受教育年限的提升对低收入阶层和中等收入阶层的生育意愿具有抑制效应，而对于高收入阶层没有显著影响，进一步验证了上述结论的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	更换工具变量			重新定义阶层		
	低	中	高	低	中	高
受教育年限	-0.0423** (0.0129)	-0.0876** (0.0340)	-0.1193 (0.0634)	-0.0820* (0.0373)	-0.0769* (0.0327)	-0.2218 (0.1174)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	2.2116*** (0.1731)	1.1075** (0.3564)	0.4698 (1.1875)	34.2974 (23.8902)	1.1545** (0.3977)	2.2644* (0.9615)
N	4054	5656	649	3453	3454	3453

续表

变量	更换工具变量			重新定义阶层		
	低	中	高	低	中	高
adj. R^2	0.1501	0.2165	0.1759	0.2391	0.2156	0.3751
Wald χ^2	60.27	99.55	25.23	49.63	86.09	39.15
内生性检验的 P 值	0.0478	0.0141	0.0362	0.0540	0.0486	0.0076
第一阶段 IV	2.0600*** (0.1369)	1.0603*** (0.1682)	1.7442*** (0.4750)	2.8546*** (0.4887)	1.9234*** (0.2935)	(0.8661)*** 0.3070
第一阶段 F 值	56.01	163.27	12.04	92.91	90.86	150.82

注：各列括号内为回归系数对应聚类后的稳健标准误；其他控制变量同表 2，表中略去这些变量的回归系数；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，下同。

五、作用机制分析

上述研究表明，受教育程度对不同收入阶层的生育意愿影响具有差异性，教育年限的提升对低收入阶层和中等收入阶层的生育意愿具有抑制效应，而对于高收入阶层没有显著影响。那么受教育程度是如何影响生育意愿的呢？对于不同收入阶层而言，受教育程度对生育意愿的影响是否存在差异化路径？本部分将尝试解决上述问题，探讨受教育程度降低生育意愿的作用机制和动力驱动。本文根据江艇(2022)对因果推断方法的论述，结合前文的理论分析，分别从“教育—成本”“教育—文化”和“教育—阶层”三方面考察不同收入阶层作用机制的差异。

首先，教育—成本方面。高昂的养育成本已经成为制约育龄夫妇生育决策的重要因素，也是近十几年来我国人口生育率快速下降的主要经济学原因(潘云华、陈勃，2011)。从表 5 中给出受教育程度对孩子养育成本变量的实证回归结果可以发现，相比起高收入阶层，受教育程度的提升使得中等收入阶层养育孩子的成本显著增加。这表明随着教育年限的增加，人力资本需求引致的增加使中等收入家庭更加注重后代的教育投资，从而增加了养育成本。这就使得在预算收入有限的情况下，孩子的数量与质量替代关系导致中等收入阶层选择降低生育意愿。对低收入阶层而言，即使在理念上想要提升孩子的质量培养，但由于受到相对严格的收入约束制约，实际上用于培养孩子的可支配收入相对较少，生育的价格效应居于主导地位，因此并不呈现显著影响。而对高收入阶层而言，其面临的收入约束较为宽松，生育的收入效

应占主导地位，受教育程度的提升对其养育成本的边际增量较小。相比之下，中等收入阶级在两种效应中均不占优势，对“质量”的追求高于社会结构的下层，而追求“质量”所受的预算约束又大于上层，进一步挤压了其对“数量”的追求，因此养育成本的作用机制对中等收入阶层的生育意愿作用效果最大。

表 5 不同收入阶层下教育—成本作用机制分析

变量	低	中	高
受教育年限	-2.1397 (5.2850)	0.4839*** (0.1403)	1.5583 (0.8903)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes
常数项	27.9878 (57.6498)	6.7036*** (1.7559)	-31.8378* (14.1404)
N	4055	5656	649
adj. R^2	0.1856	0.2200	0.3717
Wald χ^2	475.14	2630.97	204.77
内生性检验的 P 值	0.3189	0.0017	0.0090
第一阶段 IV	-1.1492 (0.3245)	1.9075*** (0.2379)	1.5166*** (0.6035)
第一阶段 F 值	55.39	165.69	27.65

其次，教育—文化方面。教育是塑造价值观的重要途径，随着基础教育的普及和居民受教育程度的普遍提升，传统的生育观念也开始出现转变。根据表 6 的回归结果，受教育程度对传统生育观念的作用机制在低收入阶层和中等收入阶层呈现显著影响，说明受教育程度的提升对中低收入阶层传统生育观念的冲击作用最为强烈。这其中的原因可能是由于受教育程度的增加，逐渐提高了中低收入阶层女性在家庭中的议价能力，改变了女性以家庭为主的传统观念，开始强调自我价值，追求性别平等。人力资本的提升提高了中低收入阶层的工作参与率，闲暇时间相对变少，养育孩子的机会成本和时间增加，从而进一步降低中低收入阶层的生育意愿。此外，收入和社会保障会对生育意愿产生替代效应(Liu, Z., 2020)，社会养老体系和社会保险的逐渐健全和普及也降低了中低收入阶层生育意愿。而高收入阶层可能更注重从生育孩子中得到的精神效用，也更希望自身的社会阶层和基因得到传递和延续，

生育意愿相对强烈(风笑天, 2018)。因此受教育程度对生育观念的作用机制在高收入阶层没有呈现显著作用。

表 6 不同收入阶层下教育—文化作用机制分析

变量	低	中	高
受教育年限	-0.1723*** (0.0359)	-0.0942* (0.0469)	-0.1059 (0.1058)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes
常数项	4.5346*** (0.3675)	3.8652*** (0.5734)	2.2341 (2.0070)
N	4048	5652	649
adj. R^2	0.1702	0.2201	0.1746
Wald χ^2	113.99	414.19	106.47
内生性检验的 p 值	0.0029	0.4168	0.6723
第一阶段 IV	1.6729*** (0.1555)	1.9120*** (0.2380)	2.5889*** (0.6841)
第一阶段 F 值	57.64	165.63	12.53

最后,教育—阶层方面。本文主要从阶层认同感来观察不同阶层的生育意愿变化。消费水平是衡量阶层认同感最直观的方式,处于不同社会阶层的群体,会为了彰显自身的阶层而选择符合该阶层的消费方式,此时孩子作为一种“商品”,如果孩子带来的边际效用不如阶层认同带来的边际效用更高,那么在预算有限的情况下,出于阶层认同的地位消费会在一定程度上挤占生育孩子的预算,从而抑制生育意愿(何明帅和于森,2017)。另一方面,社会阶层流动给予人们实现阶层向上跨越的希望,也会在一定程度上挤占生育预算,进而抑制生育意愿。从表 7 中受教育程度对各个收入阶层的地位消费变量的实证回归结果来看,受教育程度对地位消费的影响仅在中等收入阶层具有显著影响,说明中等收入阶层有更强烈的地位消费动机,即不想回掉到更低的收入阶层,又想要维护现有的社会地位或实现更高的阶层跨越。而对低收入阶层而言,由于其可支配收入较低,在满足家庭必要支出后,用于地位消费的剩余份额较少,这也反映出在现有社会发展阶段,收入预算约束仍然是影

响各阶层生育意愿释放的主要抑制因素。受教育程度的提高对阶层流动的影响在低收入阶层和高收入阶层均不显著,这一方面是因为中国转型期的社会分层和流动不断削弱参照群体阶层定位的稳定性,使得传统的阶层参照群体本身的客观指标会愈加离散,让阶层流动对比变得模糊。另一方面是由于现有社会阶层向上流动通道较窄,阶层固化显著,难以实现阶层跨越。教育仍是中低收入阶层实现阶层向上流动的重要途径。

表 7 不同收入阶层下教育—阶层作用渠道分析

变量	低	中	高
受教育年限	0.1999 (0.2308)	0.4375* (0.2131)	-0.3824 (0.7390)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes
常数项	-102.9341 (81.2976)	18.5847 (97.3226)	308.5444 (574.9321)
N	4048	5652	649
adj. R ²	0.2049	0.2071	0.0869
Wald chi ²	82.53	221.47	17.35
内生性检验的 P 值	0.4758	0.0131	0.1926
第一阶段 IV	1.5599* (0.7643)	1.8938*** (0.7239)	1.6094 (1.9274)
第一阶段 F 值	16.90	50.66	2.69

本文通过对受教育程度影响生育意愿的作用机制进行分析可知,首先,受教育程度会提高居民对孩子质量的重视,增加养育成本,从而在孩子数量之间产生替代效应,降低生育意愿。其次,受教育程度使居民传统生育观念得以转变,传统生育思想逐渐被平等自由的价值观所取代,使人们更强调个人价值,减少生育数量。最后,受教育水平通过提高人们实现阶层向上流动期望,增加地位消费挤占生育预算进而抑制生育意愿,说明收入预算约束仍然是各阶层生育意愿释放的主要抑制因素。在不同收入阶层中,受教育程度对生育意愿产生影响的机制不同。对中等收入阶层而言,受教育程度的提高对生育意愿的抑制作用受到“教育—成本”“教育—文化”和“教育—阶层”三方

面的共同影响。而在低收入阶层中，受教育程度的提高对生育意愿的抑制作用主要来自“教育—文化”机制的影响。因此在政策制定时，应关注中低收入阶层群体的生育意愿，防止陷入低生育率陷阱。

六、结论与政策建议

本文基于2015年和2017年中国综合社会调查数据，使用工具变量法实证检验在不同收入阶层中受教育程度对生育意愿的影响程度和作用机制，得出以下结论：(1)受教育程度的提高对生育意愿具有抑制效应，收入对生育意愿的影响呈现正U型变化趋势。(2)受教育程度对生育意愿的影响在不同收入阶层中呈现差异性，在低收入阶层和中等收入阶层中，受教育程度的增加能降低生育意愿，对生育意愿具有抑制效应，但在高收入阶层并没有呈现显著影响。稳健性检验也同样得出相同的结论。(3)从“教育—成本”“教育—文化”和“教育—阶层”三方面考察受教育程度对不同收入阶层的作用机制差异，分析结果显示，在不同收入阶层中，受教育程度对生育意愿产生影响的机制不同。对中等收入阶层而言，受教育程度的提高对生育意愿的抑制作用将受到“教育—成本”“教育—文化”和“教育—阶层”三方面的共同影响。而在低收入阶层中，受教育程度的提高对生育意愿的抑制作用主要是“教育—文化”机制在发挥作用。收入预算约束仍然是影响各阶层生育意愿释放的主要抑制因素，现有社会阶层向上流动通道较窄，教育仍是中低收入阶层实现阶层向上流动的重要途径。因此在政策制定时，应重点关注中低收入阶层群体的生育意愿，防止陷入低生育率陷阱。

根据以上结论，为提高居民生育意愿，本文提出以下政策建议：(1)提高社会流动性是防止掉入低生育率陷阱、促进生育发展的有效途径，因此应该创造促进社会阶层良性流动的外部环境，拓宽社会阶层向上流动的通道和路径，积极释放由于阶层差异压制的生育意愿。(2)完善对育龄群体的生育补助，增强生育保障力度，降低居民生育和养育孩子的成本，缓解中低收入阶层群体面临生育收入预算约束。创造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，缓解中低收入阶层群体在事业发展与成家生子之间的选择冲突。(3)结合不同收入阶层的生育特点，进行生育宣传和激励，研究制定有针对性的生育支持政策和生育补贴计划，促进各收入阶层能够合理释放其生育效应。

[参考文献]

- 陈卫民、李晓晴, 2021:《阶层认同和社会流动预期对生育意愿的影响——兼论低生育率陷阱的形成机制》,《南开学报(哲学社会科学版)》第2期。
- 陈蓉、顾宝昌, 2014:《上海市生育意愿30年的演变历程》,《人口与社会》第1期。
- 郭凯明、余靖雯, 2017:《工资增长、生育率差异与人力资本积累——基于内生生育和退休的动态一般均衡研究》,《金融研究》第3期。
- 风笑天, 2018:《影响育龄人群二孩生育意愿的真相究竟是什么》,《探索与争鸣》第10期。
- 何明帅、于淼, 2017:《家庭人均收入、代际社会流动与生育意愿》,《劳动经济研究》第5期。
- 李培林、张翼, 2008:《中国中产阶级的规模、认同和社会态度》,《社会》第2期。
- 计迎春、郑真真, 2018:《社会性别和发展视角下的中国低生育率》,《中国社会科学》第8期。
- 江艇, 2022:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第5期。
- 李子联, 2016:《收入与生育:中国生育率变动的解释》,《经济学动态》第5期。
- 李青原, 2022:《教育对健康的分布处理效应——基于断点回归设计》,《教育与经济》第3期。
- 穆光宗, 2021:《三孩政策与中国人口生育的优化:背景,前景和愿景》,《扬州大学学报(人文社会科学版)》第4期。
- 潘云华、陈勃, 2011:《人口生育率下降的家庭经济因素分析》,《中国青年研究》第12期。
- 王天宇、彭晓博, 2015:《社会保障对生育意愿的影响:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》第2期。
- 王一帆、罗淳, 2011:《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。
- 徐巧玲, 2019:《收入不确定与生育意愿——基于阶层流动的调节效应》,《经济与管理研究》第5期。
- 易君健、易行健, 2008:《房价上涨与生育率的长期下降:基于香港的实证研究》,《经济学(季刊)》第2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。
- 张新洁, 2017:《收入差距、子女需求及生育行为差异——对中国不同收入阶层居民生育行为差异的分析》,《山东大学博士学位论文》。
- 张晓敏、李亚男、徐慧, 2022:《教育如何影响流动人口的社会融入?——基于义务教育

法实施的自然实验》，《教育经济评论》第2期。

- Bijlsma, M. J. and B. Wilson, 2020, “Modelling the Socio-Economic Determinants of Fertility: A Mediation Analysis Using the Parametric G-formula”, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A(Statistics in Society)*, 183(2): 493–513.
- Bollen, K. and J. Glanville, 2007, “Socio-Economic Status, Permanent Income and Fertility: A latent-Variable Approach”, *Population Studies*, 61(1): 15–34.
- Dribe, M. and M. Breschi, 2017, “Socio-Economic Status and Fertility Decline: Insights from Historical Transitions in Europe and North America”, *Population Studies*, 71(1): 3–21.
- Fort, M. and N. Schneeweis, 2016, “Is Education Always Reducing Fertility? Evidence from Compulsory Schooling Reforms”, *Economic Journal*, 126(595): 1823–1855.
- Huang, W., X. Lei, U. Shen, and A. Sun, 2021, “Neither Nature nor Nurture: The impact of Maternal Education on Child Health”, *Workiy Paper*.
- Leibenstein, H., 1974, “The Promising Interpretation of Theory of Blind Economic Fertility: Path or Alley?”, *Journal of Economic Literature*, 12(2): 457–479.
- Liu, Daphne H. and A. E. Raftery, 2020, “How Do Education and Family Planning Accelerate Fertility Decline?”, *Population & Development Review*, 46(3): 409–441.
- Liu, Z. and Y. Gong, 2020, “Income, Social Security and Chinese Families’ “Two-Child” Decisions: Evidence from Urban Residents’ Fertility Intentions”, *Singapore Economic Review*, 65(6): 1773–1796.
- Okun, B. S. and Y. L. Raz, 2019, “Housework, Gender Role Attitudes, and Couples’ Fertility Intentions: Reconsidering Men’s Roles in Gender Theories of Family Change”, *Population & Development Review*, 45(1): 169–196.
- Schneider, D. and O. Hastings, 2015, “Socioeconomic Variation in the Effect of Economic Conditions on Marriage and Nonmarital Fertility in the United States: Evidence From the Great Recession”, *Demography(Springer Nature)*, 52(6): 1893–1915.
- Sheikh, Q. A. and M. Sadaqat, 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(Springer Nature)*, 56(3): 969–990.
- Vogl, T. S., 2016, “Differential Fertility, Human Capital, and Development”, *The Review of Economic Studies*, 83(1): 365–401.
- Yesuf, M. and R. A. Bluffstone, 2009, “Poverty, Risk Aversion, and Path Dependence in Low-Income Countries: Experimental Evidence from Ethiopia”, *Amer. J. Agr. Econ.*, 91(4): 1022–1037.

Research on the influence of education on Chinese family fertility intention from the perspective of income class

LI Chang-an¹, YANG Zhi-jiao¹, FAN Xiao-hai²

(1. School of Government Management, University of International Business and Economics;

2. School of Finance and Economics, Remin University of China)

Abstract: Based on the data of China's comprehensive social survey in 2015 and 2017, the article uses the instrumental variable method to empirically test the degree and mechanism of the impact of education on childbearing willingness in different income groups. The empirical results show that the impact of education on childbearing willingness is different in different income levels. In low-income and middle-income groups, the increase of education will reduce childbearing willingness, It has inhibitory effect on fertility desire, but it does not show significant effect in the high-income class. Robustness test further supports the above conclusions. This paper investigates the difference of the mechanism of education on different income classes from three aspects: "education cost", "education culture" and "education class". The results show that the mechanism of the influence of education level on fertility desire is different in different income classes. For the middle income class, the inhibition of the increase of education level on the fertility will is affected by "education cost", "education culture" and "education class"; However, in the low-income class, the increase of education level has an inhibitory effect on the fertility desire mainly because of the "education culture" mechanism. Therefore, when making policies, we should focus on the fertility wishes of the low-income groups to prevent falling into the low fertility trap.

Key words: education level; income class; fertility intention; instrumental variable method

(责任编辑: 杨娟 责任校对: 杨娟 胡咏梅)

附表 不同省/自治区/直辖市实施《义务教育法》的时间

省/自治区/直辖市	《义务教育法》实施时间	初始影响年龄组
上海市	1985 年 1 月 9 日	1969 年 9 月 1 日
浙江省	1985 年 9 月 1 日	1969 年 9 月 1 日
四川省	1986 年 1 月 14 日	1969 年 9 月 1 日
江西省	1986 年 2 月 1 日	1969 年 9 月 1 日
河北省	1986 年 7 月 1 日	1970 年 9 月 1 日

续表

省/自治区/直辖市	《义务教育法》实施时间	初始影响年龄组
黑龙江省	1986年7月1日	1970年9月1日
辽宁省	1986年7月1日	1970年9月1日
宁夏回族自治区	1986年7月1日	1970年9月1日
山西省	1986年7月1日	1970年9月1日
重庆市	1986年7月1日	1970年9月1日
北京市	1986年8月6日	1970年9月1日
江苏省	1986年9月9日	1970年9月1日
山东省	1986年9月12日	1970年9月1日
河南省	1986年10月1日	1970年9月1日
广东省	1986年10月7日	1970年9月1日
云南省	1986年10月29日	1970年9月1日
天津市	1986年11月12日	1970年9月1日
吉林省	1987年2月2日	1970年9月1日
湖北省	1987年3月1日	1970年9月1日
安徽省	1987年9月1日	1971年9月1日
陕西省	1987年9月1日	1971年9月1日
贵州省	1988年1月1日	1971年9月1日
新疆维吾尔自治区	1988年5月28日	1971年9月1日
福建省	1988年8月1日	1972年9月1日
内蒙古自治区	1988年9月15日	1972年9月1日
青海省	1988年10月1日	1972年9月1日
甘肃省	1990年9月3日	1974年9月1日
广西壮族自治区	1991年9月1日	1975年9月1日
湖南省	1991年9月1日	1975年9月1日