

【探索与争鸣】

内卷背景下教育期望对生育行为的影响和机制分析

边 恕 熊禹淇

【摘要】当前我国面临生育率持续走低以及生育支持政策效果不明显的问题,亟须寻找解决问题的突破口。基于2020年的中国家庭追踪调查数据(CFPS)研究教育预期对于生育行为的影响及作用机制。研究发现:(1)教育期望水平的提高将显著减少家庭的实际生育子女数以及二孩生育行为;(2)存在户籍、受教育水平和收入水平层面的异质性,在教育预期更高的城市户籍者、能力相对较低的中低学历家长以及更偏好“精致化培养”的高收入样本中教育期望的生育抑制作用更加突出;(3)机制分析表明,教育预期主要通过财富挤出效应和精力占用效应影响生育行为。提出,应进一步降低教育成本,加强教育公平建设,促进生育抚育和就业平衡发展,重塑社会职业价值观以及淡化学历影响,引导家庭依据现实条件设置教育期望等来释放我国生育潜能。

【关键词】教育期望;生育行为;内卷;教育成本

【作者简介】边恕(1973-),男,经济学博士,辽宁大学公共管理学院教授、博士生导师,公共管理学院院长兼人口研究所所长,研究方向为人口与社会保障;熊禹淇(1999-),女,辽宁大学公共管理学院硕士研究生,研究方向为人口、资源与环境经济学(辽宁 沈阳 110136)。

【原文出处】《人口与发展》(京),2023.5.2~11

【基金项目】国家社会科学基金项目“中国城乡相对贫困的动态标准制定与多元协同治理研究”(20BSH101)。

1 引言

近年来,我国的生育制度已由约束型转向激励型,人口生育政策逐渐放开,但是人口出生率却并未如预期般快速提升,反而生育率不断降低。我国出生人口自2016年达到1786万人后,连续六年下跌,2021年出生人口下降为1062万人,总和生育率为1.15,低于世界上大多数国家^①;2022年人口出生率出现新低,我国开始进入了人口负增长阶段。

据学者研究,在影响家庭生育决策的众多因素中,高昂的抚育成本是令大多数家庭望而却步的重要原因(胡畔、王丽娟,2021),其中又以教育成本尤为突出(张孝栋等,2021)。事实上,教育成本不仅包括经济上的高额支出,也包括时间精力上的占用(穆光宗,2020)。家庭与工作的冲突、父辈照料和子辈抚养之间的抉择都易使青年一代陷入“不想生”“不敢生”的局面。国家和社会对教育成本问题给予了普遍关注,伴随着“双减”政策的落地,我国基础教育生态正在重构,其目标在于分担家庭的教育压力、释

放家庭的生育潜能。

但是,既有研究大多仅从教育成本的角度讨论教育和生育的关系,提倡从“制度”层面进行干预调节,而对存在于“态度”层面的教育期望的影响关注不足。事实上,教育期望作为父辈对子女教育成就在心理上的期待,是家庭进行教育投入的内在动力(刘保中,2017)。教育期望不仅会决定家庭对教育的投入模式和培育效果,还可能会对家庭的生育行为带来影响,因此,思考家庭教育期望对于生育行为的影响或许更接近事实本质。

合理阈值范围内的教育期望具有“罗森塔尔效应”^②,有助于促进子女发展、提高孩子质量(Elliott and Beverly,2011;蔡庆丰、吴冠琛、陈武元,2022),具有正向的外部效应。随着我国经济增速的放缓,优质教育资源紧缺,出现了需求欲望增速超越资源增速的矛盾(曹云鹤、陈友华2023)，“教育内卷”的社会现象于近年来越演越烈。“精致化培养”模式也在极大程度上提高了家庭的教育期望,社会中呈现出

广泛的“教育焦虑”(周广肃、夏宇锋,2021)。与适度的教育期望不同,内卷式的教育期望可能存在与孩子禀赋、家长能力之间的不匹配,致使教育有增长而无发展,教育资源过度甚至无效损耗(李星云,2022),不仅会让教育效果适得其反,而且对孩子质量的过分追求、不遗余力的教育投入甚至可能严重抑制个体的生育行为。在一定程度上,当前生育率的不断下降,正是对于教育期望深陷“内卷漩涡”的一种“预警”。

教育期望回归理性是否有助于破解我国的低生育率困境?是本文关注的核心问题。基于此,本文利用2020年中国家庭追踪调查数据(CFPS),分析教育期望对于生育行为的影响效果,并从以下方面做出可能的边际贡献。首先,本研究拓展了分析空间,立足于内卷背景下普遍存在的高教育期望,从“态度”视角检验教育期望与生育行为的关系,既是对现有研究的补充,也为当前低生育率的产生原因提供一种新的解释。其次,本文详细讨论教育期望影响生育行为的机制以及异质性,为提高我国生育率提供理论支持和解决思路。

2 文献回顾与研究假设

2.1 文献综述

现有研究将我国生育率的持续下降归因为以下五方面,分别为是经济因素、社会因素、家庭因素、制度因素以及文化因素,其中,以教育成本为代表的经济因素在国内外均被视作导致低生育问题的直接原因(张孝栋等,2021;Sobotka,2017;Jones,2019)。我国学者就教育成本对于生育意愿及生育行为的影响展开了广泛讨论,一方面,在成本约束型生育文化下,学者们普遍认为私人教育支出的持续增加将会降低个体生育意愿(孙小蒙、黄镇、周春光,2022)、抑制个体生育行为(刘璐婵、张瑞利,2022)。此外,还有学者提出公共教育投入的增加有助于缓解家庭的抚育压力,进而释放生育潜能(贾俊雪、龙学文、孙伟,2021;杨华磊等,2020),以上研究都说明了家庭教育成本对生育行为所产生的约束作用。

学术界给予了教育成本问题以足够的关注,并主张通过“政策”方面的努力来优化教育成本分担机制(Omori,2009;杨华磊等,2020;孙小蒙、黄镇、周春光,2022),并且,以“双减”为代表的政策出台的确取得了一定成效。但是对教育成本的研究仍存在不足:一方面,以上研究缺乏对于居民主观“态度”的关注,而“态度”和“制度”共同形塑了我国的低生育现

象,这二者正如缪尔达尔(1968)所说:在分析社会问题时应该一并纳入考察范畴;另一方面,当前鼓励生育政策的效果不明显,也让我们重新思考可能影响家庭生育行为的更多可能性。

我国具有孕育“高教育期望”的文化土壤、“反哺式”的教育期待(费孝通,1983),以及“学而优则仕”的文化传统(曹云鹤、陈友华,2023),这些前提催生了家长高教育期望的形成。现实条件又使得高教育期望进一步陷入“内卷漩涡”,衍生出教育焦虑。收入差距扩大、向上流动机会减少(曹云鹤、陈友华,2023)以及改革开放后高等教育回报率持续上升(刘泽云,2015)等现象,导致家长主动或被动地加入了“精致化培养”的学业锦标赛。目前,尚无学者就教育期望与生育行为的关系展开讨论,但学界基本就教育预期对于家长教育投资程度的正向影响达成了共识。国内外学者均指出,随着教育期望的提高,家庭会相应增加孩子的培养成本(杨真,2019;Kim et al.,2017)。但在有限的资源条件下,虚高的教育期望及不断增长的教育投入并不能让更多人得偿所愿,相反,高期望下的高培养成本大部分成为“沉没成本”,极可能造成资源的无端浪费和对生育行为的无谓挤出。

综上,内卷式的教育期待可能通过影响家庭教育投资水平进而约束生育行为,这一问题既是挑战亦是机遇,与大刀阔斧的教育体系改革、教育成本负担主体的重新定位不同,引导民众建立科学客观的教育预期,或许能够为释放我国生育潜能提供另一种可能性。

2.2 研究假设

贝克尔的孩子数量质量替代模型指出,现代社会中,在家庭可支配时间有限、收入既定的前提下,家长基于家庭效用最大化的基本原则,在生育行为中将会更多地注重孩子质量而不是数量(Becker and Lewis,1973)。

结合实际情况来看,孩子数量质量替代模型在我国具有适用性。一方面,我国居民生育行为的“数量偏好”逐渐弱化。随着我国经济与社会现代化进程的不断加速,劳动生产单位相应地从家庭发展为行业分工合作式的网格化集体,生育行为的主要受益方发生转变,家庭的受益份额大幅缩减。在传统观念中“多子多福”往往等同于家庭生产能力的提升,但现代社会中劳动所创造的价值则大多流向社会而非家庭。另一方面,我国居民育儿的“质量偏

好”逐渐强化。低质量孩子的投资收益比较低,并且很可能会因孩子自身能力不足,而在未来增加父辈的养育成本。对此,家长多采取集中有限资源主要投资于单个儿童的做法,即“竭尽所能,将所有鸡蛋放在一个篮子里”。综上所述,基于家庭效用最大化的理性判断,我国家庭大多存在着以孩子质量替代数量的偏好,即缩小生育规模,追求养育质的提升。以上分析表明,教育期望与生育行为之间可能存在互动关系,一方面,高教育期望从“态度”层面看本身就具有“质量”偏好的意味;另一方面,教育期望往往决定着家庭的教育投入程度,因此在资源有限的前提下,教育期望的提高会产生对于生育行为的抑制作用。

基于上述分析,本文提出假说1。

假说1:家长教育期望的提高将会抑制家庭的生育行为。

一般来说,家庭教育期望的提高会增加父母对子女学业的货币投资以及时间精力投入(蔡庆丰、吴冠琛、陈武元,2022)。因此,教育期望将通过两种不同的效应影响个体生育行为:一是财富挤出效应,当期高昂的教育支出由于占用了较大份额的家庭财富,会造成对家庭其他消费的挤出(杨真、张倩,2019),较重的教育负担使得家庭没有多少余力承担进一步的生育压力。二是精力占用效应。高教育期望不仅会增加家庭的金钱投入,也会更多地占用家庭时间精力。教育期望的水平会左右家长在工作和家庭间的时间精力分配,此时可以将个人精力作为一种资源进行考量,当精力更加稀缺的情况下,教育期望影响生育行为的精力占用效应将会更加明显。

基于上述分析,本文提出假说2和假说3。

假说2:教育期望存在财富挤出效应,教育期望的提高将增加家庭教育投资的货币性支出,进而抑制家庭生育行为。

假说3:教育期望存在精力占用效应,且对精力资源稀缺个体的生育行为的抑制作用更加突出。

3 数据、变量与模型

3.1 数据来源

本文使用中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)进行研究。该调查由北京大学中国社会科学调查中心发起,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,是一项具有全国代表性的大型微观入户调查,契合本文的研究主题。该数据包含家庭库、成人库、儿童库三个子库,本文以个人

库为基础,根据个人编码、家庭编码对三个子库数据进行匹配和汇总。结合研究需要,文章使用2020年的数据进行实证分析。鉴于是对生育行为的讨论,本文根据陈滔、胡安宁(2020)的前期研究,考虑到年轻个体可能尚未完成生育行为,因此将研究对象限定为30岁以上的已婚样本。进一步删除关键变量数值缺失的样本后,最终样本规模为3143个。

3.2 变量选取

3.2.1 被解释变量

本文的因变量为家庭生育行为,本文主要通过夫妻实际生育子女数量进行衡量,此外,为了进一步讨论教育期望对于二孩生育行为的影响,本文还进一步构造了二分类变量“是否有二孩生育行为”,当实际生育数量大于等于2时,二孩生育行为变量则赋值为1,否则为0。

3.2.2 核心解释变量

本文的核心解释变量为家庭教育期望。参考学界的普遍做法(蔡庆丰、吴冠琛、陈武元,2022;周广肃、夏宇锋,2021),本文根据儿童问卷中的问题“您希望您的孩子最少念完哪一个程度”进行设计。根据选项,我们将初始取值(小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专、大学本科、硕士、博士和不必念书)按通用学制标准转化为期望受教育年限,取值在0~22年之间,其中“不必念书”赋值为0,“小学”赋值为6,“初中”赋值为9,“高中/中专/技校/职高”赋值为12,“大专”赋值为14,“大学本科”赋值为16,“硕士”赋值为19,“博士”赋值为22。

3.2.3 控制变量

本文还从人口学特征以及社会经济地位特征两个层面对可能影响家庭生育行为的因素进行了控制。其中,人口学特征变量包括受教育水平、性别、一孩性别、户籍、年龄、宗教信仰;社会经济地位变量包括家庭人均收入、工作状态;此外,加入省份虚拟变量。其中,家长的受教育水平使用受教育年限进行描述;性别为男性赋值为1,女性为0;工作状态为在业赋值为1,其余为0;户籍为农业户籍赋值为1,非农业户籍赋值为0;具有宗教信仰赋值为1,其余为0;一孩性别为男性赋值为1,女性赋值为0。变量描述性统计结果如下页表1所示。

结合表1统计结果可知,我国家长对于孩子的教育期望平均值为16.2年,也即希望孩子能够达到本科以上的学历水平。一方面,这一结果明显高于我国国民的平均受教育年限。2020年我国劳动年龄

表 1

描述性统计结果 (N=3143)

变量	均值	标准差	最小值	最大值
生育数量	1.794	0.741	1	9
是否生育二孩	0.651	0.477	0	1
教育期望	16.20	2.058	9	22
受教育水平	10.73	3.839	0	22
性别	0.486	0.500	0	1
工作状态	0.884	0.320	0	1
户籍	0.672	0.469	0	1
年龄	35.77	4.086	30	52
宗教信仰	0.0130	0.113	0	1
一孩性别	0.522	0.500	0	1
人均收入	9.800	1.106	0	13.12
教育支出	8.031	1.398	1.792	11.86

人口平均受教育年限为 10.8 年,其中,受过大专及以上文化程度教育的人口占比仅为 15.5%^③。另一方面,这一结果显然也高于家长的平均受教育年限 10.73 年。由此可见,教育期望的确存在与孩子禀赋、家长能力不匹配的虚高情况。

3.3 模型设定

考虑到被解释变量实际生育子女数量和二孩生育行为分别是有序多分类变量和二分类变量,本文分别采用 ordered logistic 和 logistic 模型进行回归。

$$fertility_i = \alpha + \beta_1 Edu_i + \sum \gamma_j X_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, $fertility_i$ 代表家庭的生育行为,在本文中分别为实际生育子女数和二孩生育行为, Edu_i 代表个体对于子女的教育期望,为本文的核心解释变量, β_1 即为其教育期望系数,应特别予以关注。 X_j 为一系列控制变量, ε_i 为随机误差项。

4 实证分析

4.1 基准回归

表 2 显示了教育期望对于个体生育行为影响的基准回归结果,模型 1~2 和模型 3~4 分别从个体生育数量以及二孩生育行为进行了考察。模型 1 和模型 3 仅就教育预期对生育行为的影响进行简单回归,模型 2 和模型 4 分别在其基础上将控制变量纳入回归模型。

如表 2 所示,教育期望水平对家庭生育行为的影响在 99% 的置信水平上显著为负,控制个体特征以及家庭特征等变量可能带来的干扰后,该结论仍

旧成立。具体来看,家庭的教育期望每提升一个单位,家庭的子女生育数量将显著减少 0.0572 个单位、生育二孩的概率将显著降低 0.0697 个单位,假设 1 得到验证。这一结果也与我国面临的现实情况吻合,低生育水平与高教育期望水平相伴而生,存在生育行为中质量偏好对于数量偏好的替代。

控制变量的回归结果与预期基本相符,家长年龄和生育行为之间具有显著的倒 U 型的关系,用子女数量和二孩生育行为描述生育行为时,拐点分别为 42 岁和 43 岁;此外,家长学历和家庭人均收入越高,个体的生育数量将显著减少,二孩生育概率也显著降低,这可能是由于此类个体起点更高,相应地具有更强烈的质量偏好倾向,降低了对于生育数量的追求;同时,一孩性别为男性的个体的后续生育数量更少,这可能源于仍存在于部分家庭中的“男孩偏好”;最后,农业户籍、有宗教信仰的个体更倾向于积极的生育行为。

4.2 异质性分析

家长教育预期对于其生育行为的影响可能在不同户籍类型、受教育水平和收入水平的样本之间存在差异。首先,不同户籍的个体可能由于自身成长经历的不同,进而在下一代的教育观念和生育行为上呈现出差别;其次,不同学历水平的家长可能存在能力和眼界上的不同,或将作用于家长的教育预期上,并对生育水平产生影响;最后,不同收入水平的家庭在培养观念和抚育能力上也可能存在区别。基

表 2 教育预期对生育行为的影响效应分析

变量	生育数量 (ologit)		是否生育二孩 (logit)	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
教育期望	-0.1414*** (0.0182)	-0.0572*** (0.0192)	-0.1455*** (0.0209)	-0.0697*** (0.0229)
age		0.4826*** (0.1644)		0.5940*** (0.1951)
age ²		-0.0057** (0.0022)		-0.0069*** (0.0027)
性别		0.0044 (0.0791)		-0.0509 (0.0931)
受教育水平		-0.1087*** (0.0129)		-0.1116*** (0.0162)
人均收入		-0.2557*** (0.0429)		-0.2795*** (0.0549)
一孩性别		-0.7198*** (0.0772)		-0.5959*** (0.0900)
户籍		0.5186*** (0.0952)		0.4644*** (0.1071)
工作状态		-0.0942 (0.1227)		-0.0941 (0.1490)
宗教信仰		0.6092* (0.3254)		0.7933* (0.4468)
省份	控制	控制	控制	控制
切点 1	-0.5157 (0.6929)	6.4960** (3.1179)	-0.5982 (0.7162)	8.4659** (3.6508)
切点 2	2.5032*** (0.6915)	9.9077*** (3.1209)		
切点 3	4.4691*** (0.7012)	11.9595*** (3.1229)		
切点 4	5.4552*** (0.7210)	12.9652*** (3.1270)		
切点 5	6.4737*** (0.7741)	13.9928*** (3.1395)		
切点 6	7.8633*** (0.9870)	15.3879*** (3.1986)		
N	3143	3143	3143	3143
伪 R ²	0.0986	0.1696	0.1442	0.2333

注:括号内数据为稳健标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

于此,本文进一步从以上三方面着手考察教育期望对于生育行为影响的异质性。

4.2.1 户籍异质性分析

本文将样本按户籍划分为农村户籍和城市户籍分别进行估计,结果如表3所示。可以发现,农村户籍个体的教育预期对其生育行为并无显著影响;而在城市户籍样本中,教育预期每提高1个单位,样本的生育数量将显著减少0.0762个单位,二孩生育概率会显著降低0.099个单位。两类样本之间的差异可能源于两方面因素:首先,农村个体的教育预期往往更低,进一步统计发现,城市户籍样本的教育预期均值为16.6年,高于农村户籍样本的16年,较低预期下的农村家庭的教育投入可能更低。其次,部分农村户籍家长仍然保留了“粗放式”的培养习惯,客观上减少了“质”对于“量”的挤出。

4.2.2 受教育水平异质性分析

本文将家长的受教育水平以“大学本科”为界,受教育水平在大学本科以上的划分为高学历组,不足大学本科的为中低学历组,并对此进行异质性分析,结果如表4所示。

不难发现,教育预期对于生育行为的显著负向

表3 异质性分析:户籍分组

变量	生育数量		是否生育二孩	
	农村模型1	城市模型2	农村模型3	城市模型4
教育期望	-0.0131 (0.0383)	-0.0762*** (0.0225)	-0.0205 (0.0410)	-0.0990*** (0.0287)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	1030	2113	1030	2113
伪R ²	0.1492	0.1502	0.1819	0.2285

注:括号内数据为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表4 异质性分析:家长学历水平分组

变量	生育数量		是否生育二孩	
	中低学历模型1	高学历模型2	中低学历模型3	高学历模型4
教育期望	-0.0585*** (0.0204)	-0.0588 (0.0650)	-0.0760*** (0.0252)	-0.0629 (0.0660)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	2656	487	2656	487
伪R ²	0.1682	0.1156	0.2457	0.1299

注:括号内数据为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

影响均仅存在于中低学历样本中,此时,样本的教育期望每提高一个单位,生育数量将显著减少0.0585个单位,二孩生育概率则会相应降低0.0760个单位;但在高学历样本中,教育预期的负向效应不存在。这一结果可能由以下原因导致:高学历家长往往有更丰富的经验和更强的能力应对育儿压力、实现培养目标;而低学历家长在代际补偿效应的影响下(刘愿,2016),难以持理性态度对待子代教育,为了“购买希望”,更易设定超出能力范围的教育预期(林晓珊,2018)。因此,学历相对较低的家长在高期望下难有余力负担多子女的教育抚育行为。由此可见,家长在进行教育规划和育儿培养的过程中,不仅要充分考量孩子的禀赋,也要将自身的培养能力纳入考虑范畴,对孩子“拔苗助长”式的培养模式只会适得其反。

4.2.3 收入水平异质性分析

本文参考李金昌、任志远(2023)提出的中等收入群体划分方法,以居民收入的上下四分位数为界限,将中间50%的居民定义为中等收入群体,收入水平最高的25%的居民界定为高收入者,最低的25%界定为低收入者。据此进行异质性分析,结果如表5所示。

考察教育期望对于实际生育数量的影响时,可以发现在低收入和高收入样本中,家庭的教育期望对其生育行为存在99%的置信水平上的负向影响,这一影响在中等收入群体中不明显。具体来看,当教育期望提高一个单位,低收入家庭和高收入家庭的实际生育子女数将分别减少0.092和0.1302个单位。将二孩生育行为作为被解释变量时,提高教育期望则会显著降低中等收入和高收入家庭生育二孩的概率,且回归系数在高收入样本中更大,为-0.1354。总的来说,教育期望对于高收入家庭的生育行为抑制作用更加明显,这可能是由于高收入家庭的起点较高,而人才的向上流动并非“直筒型”而是“金字塔型”(薛宝贵、何炼成,2015),个体的初始起点越高可能也意味着更激烈的竞争,因此高收入家庭更倾向于“精致化培养”,最终呈现出对于生育数量的明显挤出。

4.3 稳健性检验

为保证上述回归结果的可靠性,本文采用以下两种方式进行稳健性检验。

4.3.1 重新编码解释变量

首先,本文对核心解释变量进行重新编码,此处将被解释变量“教育期望”重新赋值为0~7。其中,

“不必念书”赋值为0,“小学”赋值为1,“初中”赋值为2,“高中/中专/技校/职高”赋值为3,“大专”赋值为4,“大学本科”赋值为5,“硕士”赋值为6,“博士”赋值为7。将重新编码后的教育期望水平加入模型后,回归结果如表6中模型1和模型2所示。结果表明,教育期望仍在99%的置信水平上与生育行为具有显著负相关关系。

4.3.2 变更回归方法

此外,本文变更回归方法以排除模型选择可能对回归结果造成的影响。被解释变量为生育数量时,本文参考陈卫民、李晓晴(2021),王维国等(2022)的研究方法,使用Poisson回归进行参数估计;被解释变量为是否有二孩生育行为时,本文参考陈钰晓、周魅(2023)的研究方法,采用线性概率模型(Linear Probability Model, LPM)进行回归。结果如表6中模型3和模型4所示,回归结果的系数方向和显著度水平均与基准回归一致,再次印证了回归结果的稳健性,验证了研究假说1。

4.4 机制分析

随着家庭教育期望的提高,生育水平不断走低,这一现象的内在机制是什么?结合前文分析可知,伴

表5 异质性分析:收入水平分组

变量	生育数量			是否生育二孩		
	低收入模型1	中等收入模型2	高收入模型3	低收入模型4	中等收入模型5	高收入模型6
教育期望	-0.0920*** (0.0352)	-0.0288 (0.0286)	-0.1302*** (0.0471)	-0.0805 (0.0525)	-0.0655** (0.0332)	-0.1354*** (0.0487)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	810	1555	778	810	1555	778
伪R ²	0.1456	0.1712	0.1434	0.2572	0.2369	0.1627

注:括号内数据为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表6 稳健性检验:重新编码解释变量和更换回归模型

被解释变量	重新编码解释变量		更换回归模型	
	生育数量	是否生育二孩	孩子数量	是否生育二孩
	模型1	模型2	模型3(Poisson)	模型4(LPM)
教育期望	-0.1766*** (0.0488)	-0.2155*** (0.0614)	-0.0083** (0.0032)	-0.0103*** (0.0037)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	3143	3143	3143	3143
伪R ²	0.1702	0.2341		0.2636

注:括号内数据为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

随着较高的教育期望,家庭方将会投入更多的货币资本和时间精力培育孩子,以期提高孩子质量满足内心预期,但在资源有限的前提下,经济和精力层面的大量育儿投入无疑是对既有资源的挤出和占用,进而抑制个体的后续生育行为,体现为“财富挤出效应”和“精力占用效应”。

4.4.1 财富挤出效应

为了验证教育期望通过增加家长的育儿货币投入影响生育行为,本文参考江艇(2022)的研究方法,使用中介效应模型对“财富挤出机制”进行初步验证,中介效应的分步回归模型如下所示:

$$\text{Media}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Edu}_i + \sum^i \gamma_i X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\text{fertility}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Media}_i + \beta_2 \text{Edu}_i + \sum^i \gamma_i X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中,Media_i为中介变量教育支出,使用CFPS数据库中成人库中“过去12个月教育支出总费用”的对数进行描述,式(2)中其他符号含义同模型(1)设定部分。模型(2)和(3)的回归结果见表7所示。

表7 机制检验:家庭教育支出水平检验

变量	教育支出	生育数量	是否生育二孩
	模型1	模型2	模型3
教育期望	0.0335*** (0.0113)	-0.0531*** (0.0192)	-0.0668*** (0.0231)
教育支出		-0.1434*** (0.0309)	-0.1447*** (0.0361)
控制变量	控制	控制	控制
N	3143	3143	3143
伪R ²	0.2318	0.1730	0.2377

注:括号内数据为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表7中模型1表明,教育期望对教育支出的回
 表8 机制检验:教育期望的精力占用效应检验

被解释变量	生育数量		是否生育二孩	
	在业模型1	非在业模型2	在业模型3	非在业模型4
教育期望	-0.0575*** (0.0204)	-0.0624 (0.0589)	-0.0753*** (0.0245)	-0.0380 (0.0703)
控制变量	控制	控制	控制	控制
组间系数差异 chow 检验 P 值	0.4499		0.7431	
N	2779	364	2779	364
伪R ²	0.1710	0.2066	0.2347	0.2919

注:括号内数据为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

归系数在99%的置信水平上显著为正,数值为0.0335,即随着教育期望的提高,家长会相应地增加教育支出;此外,模型2和模型3将教育支出纳入自变量时,教育期望与教育支出的系数均显著为负,验证了研究假说中的教育期望的提高将通过增加家长的教育支出抑制家庭的生育行为,假说2得证。

4.4.2 精力占用效应

由于问卷中能够代表家长育儿时间精力投入程度的“照顾孩子时长”变量的缺失值太多,难以直接使用,因此本文再次参考江艇(2022)的研究方法,对教育期望的“精力占用效应”机制进行验证。本文将通过家长工作情况的异质性间接地检验教育期望的精力占用效应。此处的逻辑在于,如果提高教育期望将会增加育儿精力占用的效应存在,则在业状态的个体中教育期望抑制生育行为的作用将会更加显著,因为在业者相对于非在业者而言其精力更加有限,个人精力就此成为更加稀缺的资源,此时精力占用的成本更高,对于生育行为的负向影响更加显著。因此本文采用分组回归的方式,借用家长的工作状态侧面度量精力水平,估计结果在表8中报告。

结果表明,相对于非在业的个体,在业样本中的教育期望系数显著为负,佐证了教育期望将通过增加个体精力的占用来影响其生育行为。具体来看,在精力资源更加稀缺的个体中,教育期望每提高1个单位,实际生育数量以及二孩生育概率将分别减少0.0575和0.0753个单位。此外,组间系数差异chow检验P值均大于0.1,说明不存在组间样本结构性差异。至此,假说3得证。

5 结论与建议

我国生育水平持续走低,生育支持政策效果不明显,因此需要思考可能影响家庭生育行为的更多可能性。据此,本文使用2020年中国家庭追踪调查数

据(CFPS)讨论了教育期望对家庭生育行为带来的影响,主要得出以下几点结论:第一,教育期望水平的提高将显著减少家庭的实际生育子女数以及二孩生育行为,这一结论进行重新编码解释变量以及变更回归方法后依旧成立。第二,教育期望对于生育行为的抑制作用存在户籍、受教育水平和收入水平层面的异质性,在教育预期更高的城市户籍者、个人能力相对较低的中低学历样本以及更加偏好“精致化培养”的高收入样本中,教育期望对于生育行为的抑制作用更加显著。第三,家长的教育预期主要通过财富挤出效应和精力占用效应来影响家庭的生育行为。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议。第一,明确多元主体责任,进一步降低家庭教育成本。国家要增加财政对教育的投入,完善“双减”政策,强化基础教育的公共物品属性;校方要提高课堂教学效率,遏制校外培训引发的教育资源无效损耗,民办学校还应自觉规范收费行为;教育类社会公益组织应积极开设向多子女家庭倾斜的奖助学金项目。第二,加强教育公平建设,缓解社会的教育焦虑。政府要拓展优质网络教育资源,鼓励名校建立教育教学联盟,缩小原生家庭差距对教育公平的影响,实现优质教育资源在群体间和地区间的均衡。第三,促进生育抚育和就业平衡发展,弱化二者之间的精力分配冲突。一方面,加强灵活就业平台建设、完善弹性工作制,为家长提供灵活的就业机会和丰富的副业选择,提升其时间支配的主导性;另一方面,建设和完善寄宿制度,鼓励中高年级孩子住校学习,缓解家长的照料压力。第四,提高国家对于家庭教育期望水平的重视程度。通过引导思想观念和社会舆论,对家庭教育预期进行合理纠偏,引导教育支出向合理化、教育理念向差异化方向的发展,让思想观念上的调整成为生育支持政策发挥效力的有力补充。第五,塑造正确的社会职业价值观,防止“唯学历”论。促进职业地位去差别化的改革,提高国民对于职业教育的接受程度和参与度。提升职业教育质量、提高蓝领人才的薪酬待遇。第六,家长科学理性地把握好教育期望的“度”。应该综合考量孩子兴趣禀赋、家庭培养能力以及家庭财富水平等众多因素,正确看待社会的发展阶段和竞争环境,重新审视自身的教育目标和培养模式。

注释:

①数据来源:国家统计局(http://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1901393.html)。

②“罗森塔尔效应”指一种期望效应,即教师对于学生的期望会在学生的学习成绩等方面产生效应,表现为教师寄予很大期望的学生的学习成绩会明显高于其他学生。这一效应同样适用于家长对于孩子的期望。

③数据来源:国家统计局(http://www.stats.gov.cn/sj/sjjd/202302/t20230202_1896695.html)。

参考文献:

[1]蔡庆丰,吴冠琛,陈武元. 交通基础设施改善会提升家庭教育期望吗?——基于“中国家庭追踪调查”的实证分析[J]. 华东师范大学学报(教育科学版),2022,40(8):96-114.

[2]曹云鹤,陈友华. 内卷:流行根源与社会后果[J]. 人文杂志,2023,(1):132-140.

[3]陈卫民,李晓晴. 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[J]. 南开学报(哲学社会科学版),2021,(2):18-30.

[4]陈钰晓,周魅. 家庭养老照护对育龄女性二孩生育行为的影响[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版),2023,47(1):52-57+148.

[5]费孝通. 家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版),1983,(3):7-16.

[6]胡畔,王丽娟. 直击养娃高成本痛点 多措并举让教育回归校园本位[N]. 中国经济时报,2021-05-31(004).

[7]贾俊雪,龙学文,孙伟. 人口红利还是人力资本红利:生育政策经济影响的理论分析[J]. 经济研究,2021,56(12):130-148.

[8]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022,(5):100-120.

[9]李金昌,任志远. 共同富裕背景下中等收入群体的界定标准与合理规模研究[J]. 统计与信息论坛,2023,38(2):16-28.

[10]李云星. “漩涡”:教育内卷生成机制解码——兼论教育内卷的破解之道[J]. 教育发展研究,2022,42(Z2):1-9.

[11]林晓珊. “购买希望”:城镇家庭中的儿童教育消费[J]. 社会学研究,2018,33(4):163-190+245.

[12]刘保中. 我国城乡家庭教育投入状况的比较研究——基于CFPS(2014)数据的实证分析[J]. 中国青年研究,2017,(12):45-52.

[13]刘璐婵,张瑞利. “全面三孩”政策背景下教育成本的生育抑制效应[J]. 统计与决策,2022,38(13):83-87.

[14]刘愿. 弥补那逝去的青春:知青对子女教育的代际补偿研究[J]. 世界经济,2016,39(5):168-192.

[15]刘泽云.上大学是有价值的投资吗——中国高等教育回报率长期变动(1988-2007)[J].北京大学教育评论,2015,13(4):65-81+186.

[16]缪尔达尔.亚洲的戏剧:南亚国家贫困问题研究(塞思·金缩写,方福前译)[M].北京:商务印书馆,2015.41.

[17]穆光宗.当代青年的“恐育”心理和生育观[J].人民论坛,2020,(22):120-122.

[18]孙小蒙,黄镇,周春光.子女教育支出对育龄夫妇生育意愿的影响[J].南方人口,2022,37(4):24-35.

[19]王维国,付裕,刘丰.生育政策、生育意愿与初育年龄[J].经济研究,2022,57(9):116-136.

[20]薛宝贵,何炼成.当前我国实现阶层流动的挑战与路径[J].宁夏社会科学,2015,(4):70-73.

[21]杨华磊,胡浩钰,张文超等.教育支出规模与方式对生育水平的影响[J].人口与发展,2020,26(2):2-10.

[22]杨真,张倩.教育期望视角下的子女教育与家庭消费——基于反事实框架的因果推断[J].经济问题,2019,(7):78-86.

[23]张孝栋,张雅璐,贾国平,汤梦君,陈功,张蕾.中国低生育率研究进展:一个文献综述[J].人口与发展,2021,27(6):9-21.

[24]周广肃,夏宇锋.收入不平等对中国家庭教育期望的

影响[J].经济科学,2021,(6):130-142.

[25]周快快,王染.农村家庭智力资本抑制了“两孩”生育行为吗?——基于CFPS农村家庭跟踪数据[J].南方人口,2022,37(4):14-23+13.

[26]Becker G. S., Lewis H. G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children[J]. Journal of Political Economy, 1973(2):279-288.

[27]Elliott W, Beverly S. Staying on course: The effects of savings and assets on the college progress of young adults[J]. American Journal of Education, 2011, 117(3):343-374.

[28]Jones G W. Ultra-low fertility in East Asia: Policy responses and challenges[J]. Asian Population Studies, 2019, 15(2):131-149.

[29]Kim Y, Huang J, Sherraden M, et al. Child development accounts, parental savings, and parental educational expectations: A path model[J]. Children and Youth Services Review, 2017, 79:20-28.

[30]Omori, T. Effects of public education and social security on fertility[J]. Population Economics, 2009, (22):585-601.

[31]Sobotka, T. Post-transitional fertility: The role of child-bearing postponement in fuelling the shift to low and unstable fertility levels[J]. Biosocial Science, 2017, 49(S1):S20-S45.

Analysis of the Influence and Mechanism of Educational Expectation on Reproductive Behavior in the Involutional Culture

Bian Shu Xiong Yuqi

Abstract: With the continuous decline in fertility and the chill of fertility support policies, there is an urgent need to find breakthroughs beyond institutional reform. Based on the 2020 China Family Tracking Survey (CFPS) data, this study investigates the impact and mechanism of educational expectations on reproductive behavior. The study found that: (1) an increase in educational expectations will significantly reduce the actual number of children born and the second child bearing behavior of families; (2) There is heterogeneity at the levels of registered residence, education level and income level, and the inhibitory effect of education expectation on fertility behavior will be more prominent among urban registered residence people with higher education expectations, parents with lower and medium education qualifications with relatively lower ability, and high-income samples who prefer "refined cultivation"; (3) Mechanism analysis shows that parents' educational expectations mainly suppress family reproductive behavior through wealth crowding out effects and energy occupancy effects. The article proposes that we should further reduce the cost of education, strengthen the construction of educational equity, promote the balanced development of childbirth and employment, reshape social and professional values, dilute the impact of academic qualifications, and guide families to set educational expectations based on realistic conditions to unleash China's reproductive potential.

Key words: educational expectations; reproductive behavior; involution; education costs